

**Paweł Folfas**

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Kolegium Gospodarki Światowej, Instytut Ekonomii Międzynarodowej  
pawel.folfas@sgh.waw.pl

**REGIONY USA I UE-28 – PKB *PER CAPITA*,  
PROCESY ZBIEŻNOŚCI I ZALEŻNOŚCI  
PRZESTRZENNE<sup>1</sup>**

**Streszczenie:** Negocjowane Transatlantyckie Partnerstwo w Dziedzinie Handlu i Inwestycji prawdopodobnie stanie się ważnym elementem pokryzysowego ładu gospodarczego i politycznego. W konsekwencji zasadne jest przyjrzenie się kondycji ekonomicznej stron porozumienia, czyli USA oraz UE-28. Celem opracowania jest odpowiedź na pytanie, czy miała miejsce bezwarunkowa beta-zbieżność PKB *per capita* regionów USA (*US counties*) oraz bezwarunkowa beta-zbieżność regionów UE-28 (NUTS 3) w latach 2000–2011 oraz gdzie (czy w USA, czy w UE-28) tempo zbieżności było szybsze. Badanie jest oparte na modelach ekonometrycznych, a konkretnie na modelach opóźnienia i błędu przestrzennego, które w przeciwieństwie do modeli szacowanych metodą najmniejszych kwadratów uwzględniają zależności przestrzenne. Oszacowania modeli opóźnienia i błędu przestrzennego wskazują na występowanie bezwarunkowej beta-zbieżności PKB *per capita* regionów USA i regionów UE-28. W latach 2000–2011 średnioroczne tempo zbieżności wśród regionów USA było szybsze niż wśród regionów UE-28. Ponadto analiza statystyczna wskazuje, że regiony UE-28 cechują zdecydowanie silniejsze zależności przestrzenne, ale i (jak wynika z przeprowadzonej pobieżnej analizy sigma-zbieżności w uzupełnieniu do szczegółowego badania beta-zbieżności) zdecydowanie większe zróżnicowanie pod względem PKB *per capita* niż regiony USA.

**Słowa kluczowe:** integracja gospodarcza, regiony, zbieżność dochodów, USA, Unia Europejska.

**Klasyfikacja JEL:** F15.

<sup>1</sup> Projekt sfinansowany z Narodowego Centrum Nauki na podstawie decyzji nr DEC-2013/11/B/HS4/02126.

## REGIONS IN THE UNITED STATES AND THE EUROPEAN UNION – GDP *PER CAPITA*, CONVERGENCE PROCESSES AND SPATIAL DEPENDENCIES

**Abstract:** Forthcoming Transatlantic Trade and Investment Partnership may become a crucial element in the post-crisis world of economics and politics. Consequently, it is worth scrutinizing the economic performances of the United States and the European Union. This paper is aimed at answering the question of whether absolute GDP *per capita* beta-convergence exists in the case of regions of the United States (US counties) and in the case of regions of the EU-28 (NUTS 3) during the period of 2000–2011 and where (in the United States or in the EU-28) speed of convergence used to be faster. The research is based on econometric models, namely on the spatial lagged model (SLM) and spatial error (SEM) which contrary to ordinary the least squares (OLS) model include spatial dependencies. The SLM and SEM models detect the absolute GDP *per capita* beta-convergence among regions of US and among regions of the EU-28. During the period of 2000–2011 the average annual speed of convergence among regions in US was faster than between the regions of the EU-28. Moreover, according to the statistical analysis the EU-28 regions are characterized by stronger spatial dependencies than regions of the United States. But disparities (according to the results of general sigma-convergence analysis) among the EU-28 regions are bigger than among the US regions.

**Keywords:** economic integration, regions, income convergence, US, European Union.

### Wstęp

Negocjowane Transatlantyckie Partnerstwo w dziedzinie Handlu i Inwestycji<sup>2</sup> prawdopodobnie stanie się ważnym elementem pokryzysowego ładu gospo-

---

<sup>2</sup> Transatlantyckie Partnerstwo w Dziedzinie Handlu i Inwestycji (TTIP) jest porozumieniem handlowym negocjowanym obecnie przez Unię Europejską ze Stanami Zjednoczonymi Ameryki Północnej. Ma ono na celu zlikwidowanie barier handlowych dla licznych gałęzi gospodarki, tak aby ułatwić zakup i sprzedaż dóbr i usług między UE a USA. Poza obniżeniem stawek celnych dla wszystkich sektorów UE i USA chcą się zająć barierami znajdującymi się poza granicą celną, takimi jak różnice w wymogach technicznych, standardach i procedurach dopuszczenia do obrotu. Negocjacje TTIP skierują się także na otwarcie obu rynków dla usług, inwestycji i zamówień publicznych. Mogą także wpłynąć na kształt światowych reguł dotyczących handlu. Negocjacje dotyczące zawarcia porozumienia TTIP rozpoczęły się w 2013 roku. Dotychczasowy przebieg negocjacji nad TTIP dowodzi, że pod względem zawartości merytorycznej umowy oraz położenia geograficznego partnerów będzie to względnie typowe porozumienie typu RTA (*regional trading arrangement*) należące do obecnej, trzeciej fali integracji. Tak

duczego i politycznego. Będzie on zarówno istotny z punktu widzenia gospodarki światowej, gospodarek narodowych, jak i przedsiębiorstw (zwłaszcza korporacji transnarodowych) oraz konsumentów. W konsekwencji zasadne jest przyjrzenie się kondycji ekonomicznej stron porozumienia, czyli USA oraz UE-28. Celem opracowania jest odpowiedź na pytanie, czy miała miejsce bezwarunkowa beta-zbieżność PKB *per capita* regionów USA<sup>3</sup> oraz bezwarunkowa beta-zbieżność regionów UE-28<sup>4</sup> (NUTS 3) w latach 2000–2011<sup>5</sup> oraz gdzie (czy w USA, czy w UE-28) tempo zbieżności było szybsze. Szczegółowe badanie beta-zbieżności<sup>6</sup> jest uzupełnione pobieżną analizą sigma-zbieżności<sup>7</sup> pod względem PKB *per capita* regionów USA i regionów UE-28. PKB *per capita* jest przybliżoną, choć niedoskonałą miarą zamożności mieszkańców. A zatem wyniki opracowania pośrednio mogą posłużyć jako źródło informacji o obecnych możliwościach finansowych konsumentów amerykańskich i europejskich.

Badanie jest oparte na modelach ekonometrycznych, a konkretnie na modelach opóźnienia i błędu przestrzennego, który w przeciwieństwie do modeli szacowanych metodą najmniejszych kwadratów uwzględniają zależności przestrzenne. Szczegółowe informacje dotyczące wykorzystywanych metod są zawarte w rozdziale pierwszym. Z kolei druga część opracowania zawiera wyniki oszacowań.

---

jest, gdyż, po pierwsze, w trakcie obecnej fali integracji gospodarczej względnie często zawierane są porozumienia o preferencjach handlowych z odległymi geograficznie partnerami. Trudno jest zatem mówić dziś o regionalnym (w sensie geograficznym) charakterze porozumień, chociaż w czasie poprzednich fal integracji RTA łączyły głównie państwa sąsiedzkie. Tym, co wyróżnia TTIP spośród licznych zawieranych obecnie RTA, są strony umowy. Są to bowiem globalne potęgi polityczne i gospodarcze. A zatem pogłębienie ich więzi gospodarczych zmieni układ sił w całej gospodarce światowej (Unia Europejska i USA wytwarzają łącznie około połowy światowej produkcji i odpowiadają za nieco mniej niż połowę handlu międzynarodowego) [np. Pelkmans i Hamilton 2015; Czarny i Słok-Wódkowska 2016].

<sup>3</sup> Opracowania dotyczące procesów zbieżności regionów USA – zob. np.: [Genc, Miller i Rupasingha 2011; Higgins, Levy i Young 2006; Rey i Montouri 1999].

<sup>4</sup> Opracowania dotyczące procesów zbieżności regionów UE to np.: [Mikulić, Lovrinčević i Nagyszombaty 2013; Misiak i Jabłoński 2013; Paas i in. 2007; Supińska 2013].

<sup>5</sup> Oczywiście w żadnym z lat 1995–2011 Unia Europejska nie składała się z 28 państw członkowskich, ale te 28 państw, począwszy od lat dziewięćdziesiątych XX wieku, stopniowo integrowały się ze sobą coraz bardziej, chociażby dzięki zawieranim umowom o strefach wolnego handlu oraz wykorzystaniu środków z funduszy Unii Europejskiej.

<sup>6</sup> Bezwarunkowa beta-zbieżność oznacza szybszy wzrost (średnioroczny) PKB *per capita* regionów biednych (tzn. charakteryzujących się niskimi wartościami PKB *per capita* w okresie początkowym). Z kolei warunkowa beta-zbieżność oznaczałaby upodobnianie się do siebie regionów o zbliżonych cechach strukturalnych.

<sup>7</sup> Sigma-zbieżność oznacza zmniejszanie wraz z upływem czasu różnicowania PKB *per capita* między regionami.

## 1. Metody badawcze i dane

W opracowaniu wykorzystuję następujące równanie ilustrujące bezwarunkową beta-zbieżność PKB *per capita*, które proponuje Baumol [1986]:

$$\left(\frac{1}{n}\right) \ln \left( \frac{y_{i,1}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln y_{i,0} + \varepsilon_p \quad (1)$$

gdzie:

$y_{i,0}$ ,  $y_{i,1}$  – PKB *per capita* w regionie  $i$  odpowiednio w początkowym i końcowym roku badania,

$n$  – liczba lat badanego okresu.

Ujemne i statystycznie istotne współwystępowanie między wartością PKB *per capita* w początkowym okresie a odpowiadającą jego stopą wzrostu oznacza występowanie bezwarunkowej beta-zbieżności PKB *per capita* (jeżeli zmienna  $y_{i,0}$  jest statystycznie istotna i wartość parametru  $\beta$  jest ujemna, to roczne tempo zbieżności wynosi:  $\frac{-\ln(1+n\beta)}{n}$ ).

Modele zbieżności mogą być szacowane za pomocą liniowej lub nieliniowej metody najmniejszych kwadratów (MNK), jednak nie uwzględniają one możliwych zależności przestrzennych między regionami. Dlatego też, używam technik estymacji z ekonometrii przestrzennej, a konkretnie modelu opóźnienia przestrzennego (*spatial lagged model* – SLM) oraz modelu błędu przestrzennego (*spatial error model* – SEM) [Suchecki 2010, s. 237–255; Arbia 2006, s. 98–117].

Stosuję następującą procedurę szacowania modeli. Po pierwsze, szacuję model MNK, a następnie sprawdzam występowanie zależności przestrzennych za pomocą testów statystycznych (np. test Morana, test mnożnika Lagrange'a). Po drugie, jeżeli testy potwierdzają obecność przestrzennych zależności, włączam do równania dodatkowy element – standaryzowaną wierszami macierz sąsiedztwa  $W$ , która ilustruje związki między badanymi regionami (równania (2) i (3)). Zawiera ona informacje o relacjach par regionów. W tym badaniu używam najprostszej macierzy sąsiedztwa, czyli macierzy zawierającej tylko wartości jeden – jeżeli dwa regiony sąsiadują ze sobą (mają wspólną granicę lądową) oraz zero – w przeciwnym przypadku. Następnie dokonuję procesu standaryzacji wierszami tejże macierzy sąsiedztwa (suma elementów w każdym wierszu macierzy standaryzowanej wierszami wynosi 1). Ta sama macierz  $W$  jest także wykorzystywana wcześniej do wspomnianych testów

statystycznych identyfikujących zależności przestrzenne. Po trzecie, szacuję modele SLM oraz SEM, a następnie porównuję ich jakość, używając kryteriów informacyjnych oraz wyników wcześniej przeprowadzonych testów statystycznych [Kopczewska 2006, s. 123–142].

Model opóźnienia przestrzennego uwzględnia zewnętrzne sprzężenia zwrotne wynikające ze wzrostu gospodarczego innych regionów, a dokładniej sąsiednich regionów, względem badanego regionu. Zależności przestrzenne są w nim uwzględniane za pomocą dodatkowej zmiennej objaśniającej:

$$y_i = \beta_i X_i + \rho W y_j + u_i \quad u \sim \text{IIDN}(0, 1), \quad (2)$$

gdzie:

$y_i, y_j$  – wartości zmiennej objaśnianej odpowiednio w regionie  $i$  oraz sąsiadujących z nim regionach  $j$ ,

macierz  $X$  – zbiór zmiennych objaśniających.

Parametr rho ( $\rho$ ), czyli współczynnik przestrzenny służy do oceny występowania i siły zależności przestrzennych między regionami. Jeżeli jest on statystycznie istotny (a dokładniej statystycznie istotne jest tzw. opóźnienie przestrzenne, czyli  $W y_j$ ), to zmienna objaśniana jest wyjaśniana nie tylko przez zmienne dotyczące danego regionu, ale także przez czynniki pochodzące z zewnętrznych (sąsiednich) regionów. Jednak zewnętrzne sprzężenia zwrotne mogą być również wynikiem działania innych czynników (o nieznanym źródle), nieuwzględnionych w modelu opóźnienia przestrzennego. Wzięcie pod uwagę tych ostatnich jest możliwe dzięki zastosowaniu modelu błędu przestrzennego, w którym sprzężenia zwrotne są elementem błędu modelu:

$$y_i = \beta_i X_i + u_i, \quad \text{gdzie} \quad u_i = \lambda W u_j + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim \text{IIDN}(0,1), \quad (3)$$

gdzie:

$W u_i$  – przestrzennie opóźniona część błędu losowego (należy ją interpretować jako średni błąd z lokalizacji sąsiedzkich),

$\varepsilon_i$  – losowa część tego błędu (innymi słowy niezależnym błędem modelu),

$\lambda$  – współczynnik wprowadzony do modelu, w celu spełnienia założenia o losowości błędu modelu, Ilustruje on, w jakim stopniu szoki występujące w regionach sąsiedzkich są przesyłane do analizowanego regionu.

W modelach błędu przestrzennego badana jest przestrzenna zależność reszt modelu. Występowanie autokorelacji przestrzennej modelu w błędzie modelu

może wynikać z pominięcia nieobserwowanych zmiennych, które mogą być przestrzennie skorelowane. Takimi zmiennymi mogą być czynniki geograficzne czy kulturowe [Kopczewska 2006, s. 132–133].

Próba badawcza obejmuje 3130 regionów USA (wszystkie *US counties* z wyjątkiem tych niemających lądowych sąsiadów) oraz 1352 regionów NUTS 3 należących do 28 państw członkowskich UE (wszystkie regiony NUTS 3 należące do UE-28 z wyjątkiem regionów niemających lądowych sąsiadów). Każdy region w USA i UE-28 ma średnio podobną liczbę lądowych sąsiadów – w przypadku USA wynosi ona około 5,85, zaś dla UE-28 około 5,13 (gdyby uwzględnić inny rodzaj regionów (np. stany i *NUTS 2*) takie podobieństwo nie wystąpiłoby, dlatego wybrane zostały *US counties* oraz *NUTS 3*). Dane dotyczące PKB *per capita* pochodzą ze statystycznych baz BEA [BEA] oraz Eurostatu [Eurostat].

## 2. Wyniki oszacowań

Zgodnie z opisaną w poprzednim rozdziale procedurą szacowania modeli, wykorzystując równanie (1), zaczynam od oszacowania modeli bezwarunkowej beta-zbieżności metodą najmniejszych kwadratów, mimo iż nie uwzględniają one ewentualnych zależności przestrzennych między regionami (tabela 1). Są to modele niskiej jakości (zwłaszcza w przypadku modelu dla regionów UE-28 – bardzo niska wartość współczynnika determinacji). Potwierdzają one występowanie bezwarunkowej beta-zbieżności PKB *per capita*, przy czym tempo zbieżności jest większe w przypadku regionów UE-28 niż regionów USA.

**Tabela 1. Wyniki oszacowań modeli wyjaśniających zbieżność absolutną za pomocą MNK**

	USA	UE-28
Wyraz wolny	0,2052541***	0,2485320***
$\ln y_0$	-0,0169098***	-0,0229645***
$R^2$	0,08379	0,01365
Skorygowany $R^2$	0,0835	0,012919
Statystyka F	286,1***	18,68252***
Kryterium informacyjne AIC	-18 653	-7194,3

\*\*\* Statystyczna istotność na poziomie 0,001.

Źródło: Na podstawie obliczeń w R CRAN (komenda `lm()`).

Następnie, wykorzystując wyniki oszacowań MNK oraz standaryzowaną wierszami macierz sąsiedztwa, przeprowadzam testy badające zależności przestrzenne między regionami USA oraz wśród regionów UE-28 (tabela 2). Testy statystyczne potwierdzają występowanie zależności przestrzennych oraz wskazują na model błędu przestrzennego jako lepszej alternatywy niż model opóźnienia przestrzennego do ich zbadania. W przypadku USA to wskazanie jest jednoznaczne, zaś dla UE-28 różnica między wartościami statystyk dla modeli błędu i opóźnienia przestrzennego jest nieznaczna. W konsekwencji szacuję oba typy modeli przestrzennych zarówno dla regionów USA, jak i regionów UE-28, aby móc jeszcze porównać wartości kryteriów informacyjnych w modelach SLM oraz SEM (tabele 3 i 4).

**Tabela 2. Wyniki testów badających zależności przestrzenne**

	USA	UE-28
Test Morana (I)	0,1293308910***	0,3963877841***
Test LM dla modelu opóźnienia przestrzennego	135,8503***	434,7724***
Test LM dla modelu błędu przestrzennego	143,393***	436,7111***
Odporny test LM dla modelu opóźnienia przestrzennego	0,0212	74,2054***
Odporny test LM dla modelu błędu przestrzennego	7,5639**	76,1441***

\*\*\*/\*\* Statystyczna istotność na poziomie 0,001/0,01.

Źródło: Na podstawie obliczeń w R CRAN<sup>a</sup> (komendy `lm.morantest()` oraz `lm.LMtests()`).

<sup>a</sup>R CRAN jest bardzo popularnym (choć oczywiście niejedynym) programem służącym do przestrzennych analiz statystycznych i ekonometrycznych.

Oszacowania modeli opóźnienia przestrzennego (tabela 3) wskazują na nieznacznie szybsze tempo beta-zbieżności PKB *per capita* regionów USA niż regionów UE-28. Jednakże w przypadku modeli ilustrujących procesy zbieżności wśród regionów USA kryteria informacyjne (tabele 3 i 4), oraz testy statystyczne (tabela 2) wskazują na lepszą jakość modelu błędu przestrzennego niż modelu opóźnienia przestrzennego, dlatego też informację o tempie zbieżności należy traktować z ostrożnością. Pośrednio dowodzi tego także względnie niska wartość współczynnika przestrzennego  $\rho$ , mimo że jest on statystycznie istotny. Jego interpretacja jest następująca. Wzrost PKB *per capita* w danym regionie USA jest w zaledwie niespełna 8% (kwadrat wartości 0,27912) związany ze wzrostem w regionach sąsiadujących z nim. Analogiczna

wielkość procentowa dla regionów UE-28 wynosi ponad 25%. O wiele słabsze zależności przestrzenne między sąsiadującymi regionami w USA niż w UE-28 potwierdzają także globalne statystyki Morana (tabela 5). Statystykę Morana interpretuje się podobnie jak współczynnik korelacji (np. Pearsona; choć tutaj chodzi o korelację przestrzenną), a w przypadku zastosowania standaryzowanej wierszami macierzy sąsiedztwa jej wartość należy do przedziału  $[-1; 1]$ . Korelacja przestrzenna zachodzi między wartością zmiennej w danej lokalizacji oraz wartościami tej samej zmiennej w lokalizacjach sąsiedzkich, analizowanych jako opóźnienie przestrzenne badanej zmiennej [Kopczewska 2006, s. 73].

**Tabela 3. Wyniki oszacowań modeli opóźnienia przestrzennego wyjaśniających zbieżność absolutną**

	USA	UE-28
Wyraz wolny	0,19232499***	0,1484877***
$\ln y_0$	-0,01659583***	-0,0140344***
$P$	0,27912***	0,50173***
Statystyka Walda	123,01***	503,68***
Kryterium informacyjne AIC	-18 768	-7612,3
Kryterium informacyjne Log-Lik	9388,15	3810,135

\*\*\* Statystyczna istotność na poziomie 0,001.

Źródło: Na podstawie obliczeń w R CRAN (komenda `lagsarlm()`).

Natomiast kryteria informacyjne modeli ilustrujących procesy zbieżności regionów UE-28 wskazują na lepszą jakość modelu opóźnienia przestrzennego niż modelu błędu przestrzennego. Tym samym najbardziej wiarygodnym porównaniem tempa procesów zbieżności wśród regionów USA oraz UE-28 jest zestawienie średniego rocznego tempa konwergencji obliczonego na podstawie oszacowania modelu błędu przestrzennego dla USA oraz modelu opóźnienia przestrzennego dla UE-28 (tabela 4 – druga kolumna i i tabela 3 – trzecia kolumna). Wynoszą one odpowiednio 1,90% oraz 1,54%. Oznacza to, że w latach 2000–2011 średnioroczne tempo beta-zbieżności wśród regionów USA było szybsze niż wśród regionów UE-28, mimo silniejszych zależności przestrzennych między regionami Unii Europejskiej<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Taki stan rzeczy potwierdza również przestrzenny model Durбина, który uwzględnia zarówno opóźnienie, jak i błąd przestrzenny. Na podstawie jego oszacowań średnie roczne tempo konwergencji wynosi 1,90% dla regionów USA, zaś 1,78% dla regionów UE-28. Z kolei wartość parametru ilustrującego siłę zależności przestrzennych w modelu Durбина wyjaśnia-

**Tabela 4. Wyniki oszacowań modeli błędu przestrzennego wyjaśniających zbieżność absolutną**

	USA	UE-28
Wyraz wolny	0,20579953***	0,20227444***
$\ln y_0$	-0,01696100***	-0,01818721***
$\lambda$	0,29173***	0,63809***
Statystyka Walda	127,94***	603,98***
Kryterium informacyjne AIC	-18 774	-7570
Kryterium informacyjne LogLik	9390,773	3788,996

\*\*\* Statystyczna istotność na poziomie 0,001.

Źródło: Na podstawie obliczeń w R CRAN (komenda `errorsarlm()`).

Również wyniki pobieżnej analizy sigma-zbieżności PKB *per capita* regionów stawia Unię Europejską w niekorzystnym świetle (przy założeniu, że zbieżność jest zjawiskiem pożądanym<sup>9</sup>, a w przypadku Unii Europejskiej takie założenie wydaje się zasadne) w porównaniu z USA. W 2011 roku odchylenie standardowe stanowiło około 54,5% średniego PKB *per capita* regionów NUTS 3, zaś analogiczna wielkość ilustrująca zróżnicowanie względne wśród *US counties* wyniosła około 25%. W 2000 roku było to odpowiednio około 59% i 25%.

**Tabela 5. Wartości globalnej statystyki Morana (I) dla zmiennej PKB *per capita* (w wartościach wystandaryzowanych) w latach 2000 oraz 2011 (*y2000.std* oraz *y2011.std*)**

Zmienna	Globalna statystyka Morana
<i>y2000.std USA</i>	0,0674711659***
<i>y2011.std USA</i>	0,0870282716***
<i>y2000.std UE-28</i>	0,4548670624***
<i>y2011.std UE-28</i>	0,3913472312***

\*\*\* Statystyczna istotność na poziomie 0,001.

Źródło: Na podstawie obliczeń w R CRAN (komenda `moran.test()`).

A zatem zróżnicowanie regionów UE-28 pod względem PKB *per capita* w latach 2000–2011 zmalało, podczas gdy w USA pozostało na znaczącym poziomie zbieżności regionów USA jest dwukrotnie niższa niż w modelu dla regionów UE-28 (na podstawie obliczeń w R CRAN, komenda `lagsarlm()`).

<sup>9</sup> Istnieją teorie makroekonomiczne oraz nurty polityki gospodarczej kwestionujące sens zbieżności.

niższym, tym samym poziomie. Należy jednak pamiętać, że również różna liczba i wielkość NUTS 3 oraz *US counties* ma wpływ na wyniki, stąd analiza porównawcza beta-zbieżności wydaje się lepsza niż porównanie sigma-zbieżności.

Nieco bardziej optymistyczne dla Unii Europejskiej jest porównanie PKB *per capita* UE-28 z PKB *per capita* USA na koniec badanego okresu, czyli w 2011 roku. Wprawdzie, jak od wielu lat, amerykański PKB przewyższa unijny PKB na mieszkańca, jednak różnica w porównaniu z 2000 roku (początek badanego okresu) zmalała. W 2000 roku PKB *per capita* USA był około 2,06 razy wyższy niż PKB *per capita* UE-28, zaś w 2011 roku już tylko około 1,41 razy wyższy. W latach 2000–2011 PKB *per capita* UE-28 najbardziej zbliżył się do PKB *per capita* USA w 2008 roku (czyli na początku ostatniego kryzysu gospodarczego). Wówczas PKB *per capita* USA stanowił około 1,31 PKB *per capita* UE-28 [UNCTAD].

## Zakończenie

Podsumowując, oszacowania modeli opóźnienia i błędu przestrzennego wskazują na występowanie bezwarunkowej beta-zbieżności PKB *per capita* regionów USA i beta-zbieżności wśród regionów UE-28. W latach 2000–2011 średnioroczne tempo zbieżności wśród regionów USA było szybsze niż wśród regionów UE-28. Ponadto analiza statystyczna wskazuje, że regiony UE-28 cechują zdecydowanie silniejsze zależności przestrzenne, ale i zdecydowanie większe zróżnicowanie pod względem PKB *per capita* niż regiony USA.

Są to ważne informacje dla polityki gospodarczej Unii Europejskiej. Z jednej strony optymistyczne są silniejsze niż w USA zależności przestrzenne, co pośrednio dowodzi skuteczności unijnych rozwiązań dotyczących swobodnego przepływu towarów, usług i czynników produkcji. Z drugiej strony różnice między bogatymi a biednymi regionami UE-28 są wciąż bardzo znaczące (choć maleją), co pośrednio wskazuje na potrzebę kontynuacji, ale i refleksji nad jej polityką spójności. Ponadto w kontekście negocjowanego porozumienia TTIP wyniki analizy zbieżności sugerują nieco słabszą pozycję Unii Europejskiej, dla której zawarcie porozumienia może się okazać ważniejszym niż dla USA impulsem rozwoju (tym samym Unia Europejska jest stroną, której może bardziej zależeć na zawarciu porozumienia transatlantyckiego, a zatem powinna być przygotowana na liczne ustępstwa).

## Bibliografia

- Arbia, G., 2006, *Spatial Econometrics. Statistical Foundations and Applications to Regional Convergence*, Springer, Berlin.
- Baumol, W., 1986, *Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-run Data Show?*, *American Economic Review*, vol. 76, no. 5, s. 1072–1085.
- BEA, <http://bea.gov/> [dostęp: czerwiec 2015].
- Czarny, E., Słok-Wódkowska, M. (red.), 2016, *Partnerstwo Transatlantyckie. Wnioski dla Polski*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Eurostat, <http://ec.europa.eu/eurostat> [dostęp: czerwiec 2015].
- Genc, I.H., Miller, J.R., Rupasingha, A., 2011, *Stochastic Convergence Tests for US Regional per capita Personal Income; Some Further Evidence: a Research Note*, *The Annals of Regional Science*, vol. 46, no. 2, s. 369–377.
- Higgins, M.J., Levy, D., Young, A.T., 2006, *Growth and Convergence across the U.S.: Evidence from County Level Data*, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 88, no. 4, s. 671–681.
- Kopczewska, K., 2006, *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R CRAN*, CeDeWu, Warszawa.
- Mikulić, D., Lovrinčević, Ž., Nagyszombat, A.G., 2013, *Regional Convergence in the European Union, New Member States and Croatia*, *South East European Journal of Economics and Business*, vol. 8, no. 1, s. 7–19.
- Misiak, T., Jabłoński, Ł., 2013, *Realna konwergencja między regionami Unii Europejskiej w latach 1995–2008*, *Studia Prawno-Ekonomiczne*, nr 88, s. 267–292.
- Paas, T., Kuusk, A., Schlitte, F., Vörk, A., 2007, *Econometric Analysis of Income Convergence in Selected EU Countries and Their NUTS 3 Level Regions*, University of Tartu – Faculty of Economics and Business Administration Working Paper Series, no. 60, s. 1–56.
- Pelkmans, J., Hamilton, D.S. (eds.), 2015, *Rule-Makers or Rule-Takers? Exploring the Transatlantic Trade and Investment Partnership*, Rowman & Littlefield International, Ltd., London.
- Rey, S.J., Montouri, B.D., 1999, *US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective*, *Regional Studies*, vol. 33, no. 2, s. 143–156.
- Sucheck, B. (red.), 2010, *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy przestrzennych*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Supińska, J., 2013, *Does Human Factor Matter for Economic Growth? Determinants of Economic Growth Proces in CEE Countries in Light of Spatial Theory*, *Bank i Kredyt*, vol. 44, no. 5, s. 505–532.
- UNCTAD, <http://unctadstat.unctad.org/EN/> [dostęp: czerwiec 2015].