

EWA LECHMAN  
Gdańsk

## Nowe technologie i rozwój gospodarczy. Analiza empiryczna dla krajów Ameryki Łacińskiej

### Wprowadzenie

Zgodnie ze sformułowanym przez Toblera<sup>1</sup> pierwszym prawem geografii w przestrzeni wszystkie obiekty są ze sobą powiązane, natomiast obiekty bliższe są ze sobą bardziej powiązane niż obiekty dalsze. Pod pojęciem obiektu możemy rozumieć kraj, miasto, region. Istnieją również podstawy, aby przypuszczać, że odległość geograficzna między np. krajami, będzie miała istotny wpływ na stopień zależności pomiędzy zjawiskami i/lub procesami w danej przestrzeni, przy czym procesy te mogą mieć na przykład charakter ekonomiczny. Jeżeli w danej przestrzeni dają się wyróżnić i skwantyfikować takie zależności, to mówimy wówczas o tzw. zależności przestrzennej (*spacial dependency*). Z drugiej jednak strony daje się zaobserwować zjawisko przestrzennej heterogeniczności (*spatial heterogeneity*), które oznacza, że pewne specyficzne cechy danych obiektów mają silny i istotny wpływ na zróżnicowanie przestrzenne własnego otoczenia. Z punktu widzenia metodyki badań oba zjawiska można określić mianem efektów przestrzennych<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> W.R. Tobler, *A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region*, „Economic Geography” 1970, vol. 46, Supplement: Proceedings. International Geographical Union. Commission on Quantitative Methods (Jun., 1970), s. 234–240.

<sup>2</sup> L. Anselin, *Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity*, „Geographical Analysis” 1988, nr 20; L. Anselin, *Spatial Econometrics: Method and Models*, Kluwer Academic Publishers, Netherlands 1988.

Złożoność zjawisk gospodarczych, na których intensywność oraz dynamikę mogą mieć wpływ efekty przestrzenne, wymaga uwzględnienia tych ostatnich w ekonometrycznym modelowaniu ekonomicznym. Zapoczątkowany przez Klaassena oraz Paelincka<sup>3</sup> „nowy” nurt badań przestrzenno-ekonomicznych pozwala na uchwycenie relacji zachodzących pomiędzy zjawiskami i/lub wielkościami ekonomicznymi przy uwzględnieniu faktu, że procesy te mogą być silnie uwarunkowane przestrzennymi zależnościami między analizowanymi obiektami.

Celem analizy jest empiryczna weryfikacja zależności między poziomem produktu krajowego brutto *per capita* a poziomem wdrożenia nowych technologii oraz ocena, czy zależności te są uwarunkowane przestrzennie. Zakładamy, że tzw. odległości – zarówno pojmowane jako odległość fizyczna (geograficzna), jak i odległość „ekonomiczna” (rozumiana, jako stopień zróżnicowania pod względem poziomu dochodu *per capita*) – mają istotny wpływ na ilościowe zależności między poziomem wdrożenia nowoczesnych technologii informacyjnych i komunikacyjnych a poziomem PKB *per capita* w danym kraju.

Analiza empiryczna jest przeprowadzona dwuetapowo. W pierwszej części weryfikujemy hipotezę o istnieniu statystycznie istotnych autokorelacji przestrzennych, biorąc pod uwagę wyżej wymienione zmienne. W drugim etapie poddajemy estymacji trzy rodzaje modeli: klasyczny model regresji liniowej szacowany przy zastosowaniu metody najmniejszych kwadratów (jest to jednoznaczne z założeniem o istnieniu liniowej zależności między zmienną objaśnianą a regresorami) oraz dwa modele przestrzenne – 1) model opóźnień przestrzennych (Spatial Lag Model – SLM, Spatial Autoregressive Model – SAR); 2) model zakładający autokorelację składnika losowego (model błędu przestrzennego, Spatial Error Model – SEM).

Dla przeprowadzenia analizy empirycznej wyselekcjonowano 21 gospodarek z Ameryki Środkowej oraz Południowej, które są charakteryzowane przez trzy arbitralnie wybrane zmienne ilościowe: poziom produktu krajowego brutto *per capita* –  $GDP_{(i,y)pc}$ ; odsetek osób indywidualnych mających dostęp do internetu –  $IU_{i,y}$ ; liczba użytkowników sieci komórkowej –  $MCS_{i,y}$ , gdzie  $i$  – oznacza kraj, a  $y$  – rok. Za okres analizy przyjęto lata 2000–2011, co zostało podyktowane dostępnością danych. Wszystkie wykorzystane dane statystyczne pochodzą z baz Międzynarodowego Związku Telekomunikacyjnego (International Telecommunication Union) oraz IMF World Economic Outlook 2013.

<sup>3</sup> J.H.P. Paelinck, L.L.H. Klaassen, *Spatial econometrics*, vol. 1, Saxon House 1979.

## 1. Analiza autokorelacji przestrzennych w krajach Ameryki Łacińskiej

Występowanie zjawiska autokorelacji przestrzennej oznacza istnienie istotnej statystycznie korelacji między wartościami danej zmiennej a położeniem danych obiektów w przestrzeni. Zależność ta implikuje fakt, że dane zjawisko notowane w jednym obiekcie (np. kraju) powoduje zmniejszenie lub zwiększenie prawdopodobieństwa wystąpienia zjawisk identycznych w jednostkach sąsiednich. Zidentyfikowane zjawisko przestrzennej autokorelacji oznacza, że odchodzimy od „tradycyjnego” dla badań statystycznych i ekonometrycznych założenia, iż dane obserwacje cechuje niezależność. Występowanie autokorelacji przestrzennej wskazuje, że pomiędzy badanymi obiektami istnieje zależność, która determinuje charakter, kierunek oraz siłę relacji między danymi obiektami.

„Klasyczną” miarą autokorelacji przestrzennej jest statystyka (współczynnik)  $I$  Morana<sup>4</sup>. Przyjmując dla danej macierzy wag przestrzennych, że  $i$  oraz  $j$  reprezentują wybrane w przestrzeni obiekty charakteryzowane określonymi atrybutami, można podać, że formalny zapis globalnego współczynnika  $I$  Morana jest zdefiniowany następująco:

$$I = \frac{n}{W} * \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

gdzie:

- $W$  – oznacza przyjętą macierz wag,
- $w_{ij}$  – waga połączeń między jednostką (obiektem)  $i$  a  $j$ ,
- $x_i$  oraz  $x_j$  – prezentują wartości danej zmiennej dla obiektu  $i$  oraz  $j$ ,
- $\bar{x}$  – oznacza wartość średnią danej zmiennej.

Statystyka  $I$  przyjmuje wartości z przedziału  $\langle -1; 1 \rangle$ . Wystąpienie dodatniej autokorelacji oznacza, że wartości cech przypisane obiektom bliskim są zbliżone (podobne), a ujemna autokorelacja przestrzenna oznacza, że wartości cech obiektów bliskich znacznie się różnią. W literaturze ujemna statystyka  $I$  Morana oznacza występowanie tzw. wysp, tj. obiektów znacznie odbiegających od sąsiadów odnośnie do nadanych im atrybutów. W przypadku gdy wartość statystyki

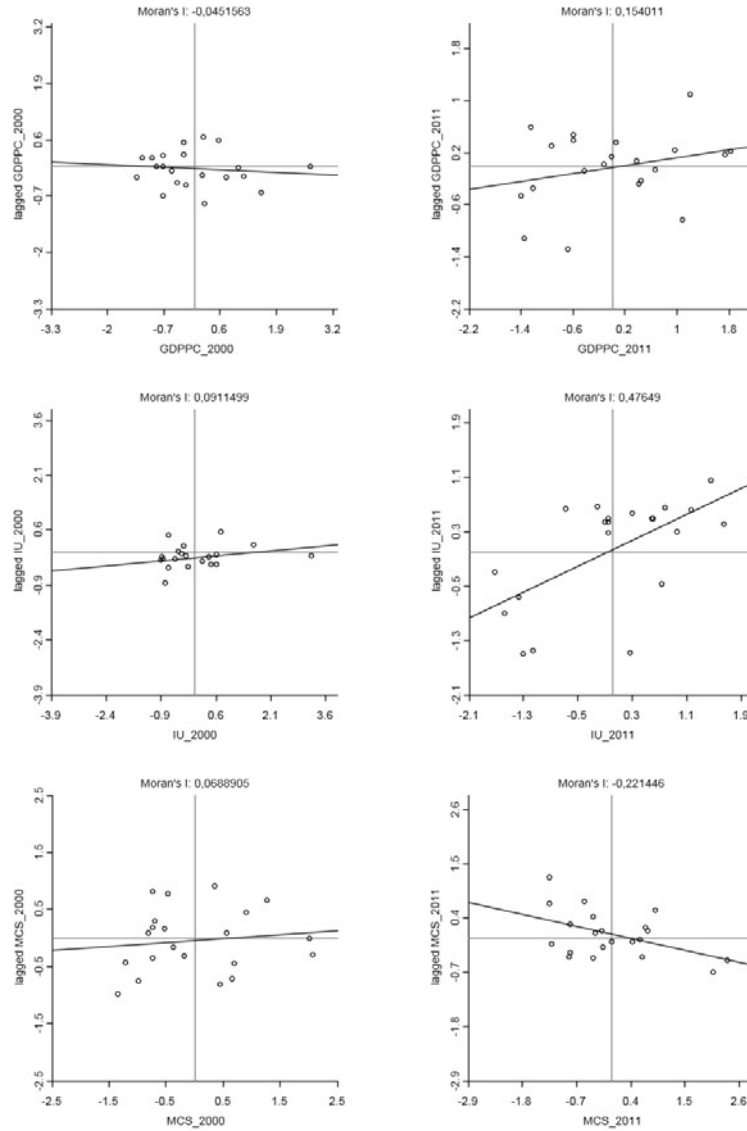
<sup>4</sup>P. Moran, *The interpretation of statistical maps*, „Journal of the Royal Statistical Society” 1948, Series B, 10, s. 243–251.

jest równa bądź bliska zero, oznacza to, że wartości danych obserwacji w badanych obiektach cechuje losowe rozmieszczenie.

Poniżej zaprezentowano wyniki oszacowań globalnych statystyk  $I$  Morana dla trzech wybranych zmiennych:  $GDP_{(i,y)pc}$ ,  $MCS_{i,y}$  oraz  $IU_{i,y}$  (w 2000 oraz 2011 roku). Analizie zostało poddanych 21 krajów Ameryki Łacińskiej. Współczynniki przestrzennej autokorelacji wyznaczono dla macierzy wag przestrzennych w ujęciu geograficznym (utworzono binarną macierz sąsiedztwa pierwszego rzędu) oraz macierzy wag odległości ekonomicznych (utworzono macierz sąsiedztwa na podstawie odległości Euklidesowych, gdzie cechą referencyjną była wartość PKB *per capita* w 2000 oraz 2011 roku).

Dla zmiennej  $GDP_{(i,y)PC}$  zarówno w 2000, jak i 2011 roku można zaobserwować wyraźny brak autokorelacji przestrzennej. Świadczy o tym przede wszystkim wartość współczynnika  $I$  Morana, która w obu przypadkach jest bliska zero. Oznacza to brak istnienia przestrzennej autokorelacji w przypadku zmiennej  $GDP_{(i,y)PC}$ , tj. nie można wykazać statystycznej zależności pomiędzy wartości produktu krajowego brutto *per capita* a geograficznym rozmieszczeniem gospodarek. Dla obu analizowanych lat wartości statystyki pseudo *p-value* są znacznie wyższe od 0,05<sup>5</sup>, co potwierdza tezę o braku statystycznie istotnej korelacji między wartością  $GDP_{(i,y)PC}$  a zmienną prezentującą jej przestrzenne opóźnienie. Analogiczne wnioski mogą zostać wyciągnięte na podstawie analizy graficznej. Obiekty na obu wykresach są względnie równomiernie rozłożone pomiędzy cztery ćwiartki układu współrzędnych, co świadczy o braku globalnej przestrzennej autokorelacji. W przypadku zmiennej  $IU_{i,y}$  wartości statystyk  $I$  Morana dla 2000 oraz 2011 roku znacznie się różnią. W 2000 roku można zaobserwować brak przestrzennej autokorelacji, tj. geograficzna odległość między obiektami (krajami) jest statystycznie nieistotna z punktu widzenia odsetka populacji wykorzystującej internet w danej gospodarce. Natomiast w 2011 roku widać, że wartość  $I = 0,47$ , a *pseudo p-value* = 0,01. Świadczy to o istnieniu przestrzennej autokorelacji w przypadku zmiennej  $IU_{i,y}$ , tj. w przypadku gospodarek znajdujących się w pierwszej ćwiartce układu współrzędnych, niskim wartościom  $IU_{i,2011}$  w danym kraju  $i$  towarzyszą niskie wartości w obiektach sąsiednich; wysokim wartościom  $IU_{i,2011}$  w danym kraju  $i$  towarzyszą wysokie wartości w krajach sąsiednich.

<sup>5</sup> Szacunek dla 999 permutacji.



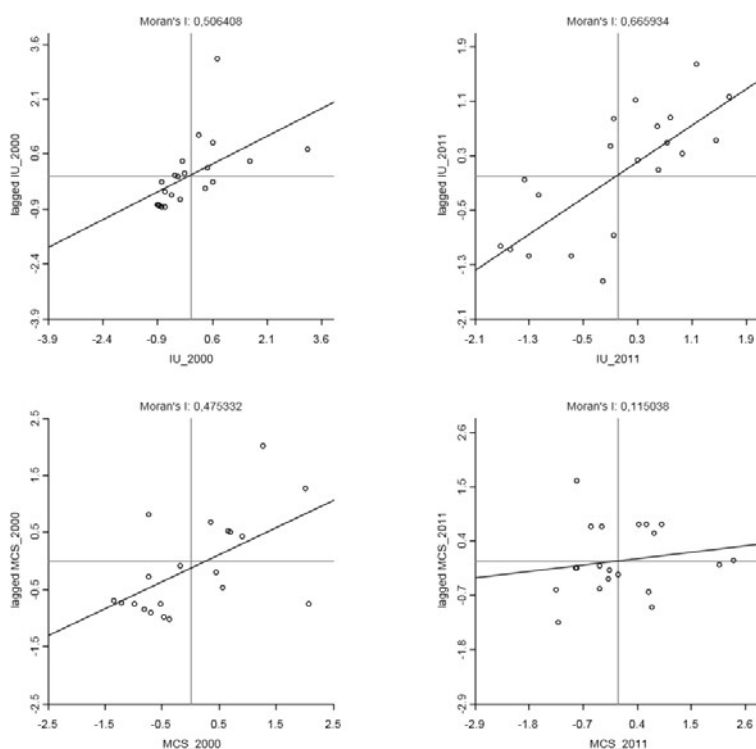
Uwagi: na osiach X – wartości zmiennych standaryzowane; na osiach Y – wartości zmiennych standaryzowane opóźnione przestrzennie. Obliczenia z wykorzystaniem macierzy wag przestrzennych szacowanych według odległości geograficznych.

Rysunek 1. Przestrzenna autokorelacja dla zmiennych  $GDP_{(i,y)pc}$ ,  $MCS_{i,y}$  oraz  $IU_{i,y}$ . Rok 2000 oraz 2011

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku ostatniej zmiennej  $MCS_{i,y}$  wnioski dotyczące statystycznej autokorelacji są analogiczne jak w wypadku  $GDP_{(i,y)PC}$ . Ponownie można zaobserwować brak przestrzennej autokorelacji, o czym świadczą statystycznie nieistotne wartości współczynnika  $I$  Morana<sup>6</sup> w 2000 oraz 2011 roku.

Dodatkowo oszacowano globalne statystyki  $I$  Morana dla zmiennych  $IU_{i,y}$  oraz  $MCS_{i,y}$ , przyjmując macierz wag przestrzennych oszacowaną dla odległości ekonomicznych (oddzielnie dla 2000 oraz 2011 roku).



Uwagi: na osiach X – wartości zmiennych standaryzowane; na osiach Y – wartości zmiennych standaryzowane opóźnione przestrzennie. Obliczenia z wykorzystaniem macierzy wag przestrzennych szacowanych według odległości ekonomicznych (dla *GDP per capita* w 2000 oraz 2011 roku).

Rysunek 2. Przestrzenna autokorelacja dla zmiennych  $MCS_{i,y}$  oraz  $IU_{i,y}$ . Rok 2000 oraz 2011

Źródło: opracowanie własne.

<sup>6</sup> W 2000 r. wartości pseudo *p-value* = 0,21, w 2011 – 0,14 (dla 999 permutacji).

Przy zastosowaniu macierzy wag dla odległości ekonomicznych w 2000 roku wartość statystyki globalnej  $I$  Morana dla zmiennych  $IU_{i,y}$  oraz  $MCS_{i,y}$  jest relatywnie wysoka i dodatnia –  $I_{IU(i,2000)} = 0,66$  oraz  $I_{MCS(i,2000)} = 0,47^7$ . Oznacza to, że w obu przypadkach mamy do czynienia z istnieniem przestrzennej autokorelacji, tj. kraje, gdzie notujemy niską wartość  $UI_{i,2000}$ , są obiektami „bliskimi ekonomicznie”, tj. takimi, gdzie poziom produktu krajowego brutto w przeliczeniu na 1 mieszkańca jest również relatywnie niski (obiekty w trzeciej ćwiartce układu współrzędnych), a kraje, gdzie wartość  $UI_{i,2000}$  jest wysoka, są też krajami „bliskimi ekonomicznie” (obiekty w pierwszej ćwiartce układu współrzędnych). Analogiczne wnioski można wyciągnąć w przypadku zmiennej  $MCS_{i,2000}$ .

Szacunki dla 2011 roku (zastosowano macierz wag ekonomicznych dla  $GDP_{(i,2011)PC}$ ) wskazują na istnienie silnej przestrzennej autokorelacji w przypadku zmiennej  $IU_{i,2011}$  ( $I$  Moran = 0,66)<sup>8</sup>. W przypadku ziemnej  $MCS_{i,2011}$  wynik jest odwrotny od spodziewanego. Wartość statystyki przestrzennej autokorelacji  $I$  Moran = 0,11 jest niska i statystycznie nieistotna<sup>9</sup>. Wskazuje to na fakt, że obiekty (kraje) bliskie pod względem wartości  $MCS_{i,2011}$  nie są jednocześnie obiektami „bliskimi ekonomicznie”.

## **2. Analiza zależności między wdrożeniem nowych technologii a rozwojem gospodarczym w krajach Ameryki Łacińskiej z wykorzystaniem modeli przestrzennych**

Kolejnym krokiem mającym na celu ustalenie, czy w danym przypadku obserwujemy przestrzenną zależność, czy przestrzenną heterogeniczność, jest podejście modelowania przestrzennego. Na podstawie prac Anselina<sup>10</sup> można poddać specyfikacji ogólny model przestrzennej regresji liniowej. Jego postać formalna może być zapisana jako<sup>11</sup>:

<sup>7</sup> Oba współczynniki są statystycznie istotne. Wartości pseudo  $p$ -value < 0,05 (dla 999 permutacji).

<sup>8</sup> Współczynnik jest statystycznie istotny.

<sup>9</sup> Analogiczny wniosek można wyciągnąć, analizując wykres rozrzutu dla danej zależności.

<sup>10</sup> L. Anselin, *Lagrange Multiplier Test Diagnostics...*; L. Anselin, *Spatial Econometrics...*

<sup>11</sup> T. Kossowski, *Konwergencja przestrzenna – aspekty teoretyczne*, Biuletyn Instytutu Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Seria Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna 2009, nr 8, 7–20.

$$Y = X\beta + \rho W_1 y + \varepsilon \quad (2)$$

zakładając, że  $\varepsilon = \lambda W_2 + \mu$ .

$W_1$  oraz  $W_2$  są oszacowanymi macierzami wag przestrzennych stopnia  $n$ , a parametry  $\lambda$  i  $\rho$  to współczynniki autoregresyjne przestrzennie opóźnione.

W praktyce najczęściej są szacowane trzy zredukowane wersje modelu (2). Są nimi: klasyczny model regresji liniowej (LRM – Linear Regression Model), model opóźnienia przestrzennego (SAR – Spatial Autoregressive Model), w których zależność przestrzenną wykazuje zmienna objaśniana, oraz model błędu przestrzennego (SEM – Spatial Error Model), gdzie zauważamy zależność przestrzenną błędu losowego. Wersje analityczne modeli można zapisać następująco:

$$LRM: y = X\beta + \varepsilon, \quad (3)$$

gdzie  $\rho = \lambda = 0$ ,

$$SAR: y = X\beta + \rho W_1 y + \varepsilon, \quad (4)$$

gdzie:  $\rho \neq 0$ ,  $\lambda = 0$  oraz

$$SEM: y = X\beta + \varepsilon \quad (5),$$

gdzie:  $\rho = 0$ ,  $\varepsilon = \lambda W_2 + \mu$ .

Procedura służąca ocenie zależności przestrzennych przy wykorzystaniu modelowania ekonometrycznego jest złożona z kilku etapów. Pierwszym etapem jest estymacja modelu liniowego (przy użyciu OLS) dla zbioru uprzednio wybranych zmiennych. Na tym etapie należy dokonać również oceny przestrzennej autokorelacji reszt modelu liniowego (*I* Moran's *error statistics*), stosując statystyki *I* Morana. Jeżeli wartość statystyki *I* Morana okaże się statystycznie istotna, to istnieją podstawy do zastosowania wybranego modelu przestrzennego. Kolejnym etapem jest wybór typu modelu przestrzennego. Wyboru tego możemy dokonać na podstawie analizy przeprowadzonej na podstawie testów mnożnika Lagrange'a (LM – Lagrange Multiplier)<sup>12</sup>. W przypadku gdy testy te wypadną pomyślnie, tj. wykazują statystyczną istotność, istnieją podstawy do zastosowania modelu SAR lub SEM.

<sup>12</sup>Możliwy jest również wybór modelu na podstawie tzw. odpornych testów mnożnika Lagrange'a (Robust LM), natomiast mogą one wykazywać brak „wrażliwości”, gdy pojawiają się lokalne błędy specyfikacji modelu.





W poprzedniej sekcji analizie poddano przestrzenne zależności w przypadku trzech zmiennych:  $GDP_{(i,y)pc}$ ,  $MCS_{i,y}$  oraz  $IU_{i,y}$ , które charakteryzowały gospodarki Ameryki Łacińskiej. Stosując macierze wag przestrzennych dla odległości geograficznych, można wnioskować raczej o przestrzennej heterogeniczności niż istnieniu przestrzennej autokorelacji. Natomiast w przypadku zastosowania macierzy wag ekonomicznych (dla  $GDP_{i,2000(PC)}$  oraz  $GDP_{i,2011(PC)}$ ) wyniki wskazywały na istnienie statystycznie istotnej autokorelacji przestrzennej<sup>13</sup>.

Poszerzając poprzednie analizy, poniżej oszacowano modele przestrzenne dla wybranych zmiennych, przyjmując założenie, że stanowią one pewne poszerzenie klasycznej metody ekonometrycznych poprzez „włączenie” tzw. efektów przestrzennych.

Jako zmienną zależną przyjęto wartość produktu krajowego brutto *per capita* w 2000 oraz 2011 roku ( $GDP_{i,2000(PC)}$  oraz  $GDP_{i,2011(PC)}$ ), a jako dwie „klasyczne” zmienne objaśniające przyjęto poziom wdrożenia i wykorzystania nowych technologii ( $MCS_{i,2000}$ ,  $MCS_{i,2011}$ ,  $IU_{i,2000}$  oraz  $IU_{i,2011}$ ).

Analogicznie jak w poprzednim przypadku analizę przeprowadzono dwuściżkowo. W pierwszym podejściu zastosowano macierz wag przestrzennych dla odległości geograficznych, w drugim – dla macierzy wag przestrzennych dla odległości ekonomicznych.

### 2.1. Identyfikacja efektów przestrzennych w modelach SAR oraz SEM z przyjęciem macierzy wag odległości geograficznych

Dokonując analizy ekonometrycznej z wykorzystaniem modeli przestrzennej autoregresji i/lub błędu przestrzennego, należy się najpierw odnieść do modelu klasycznej liniowej regresji w przypadku wybranych zmiennych. Biorąc pod uwagę wyniki analizy przestrzennej autokorelacji, trzeba podkreślić, że istnieje wysokie prawdopodobieństwo, iż – w danym przypadku – nie będzie podstaw do stosowania modelu przestrzennej autoregresji lub modelu błędu przestrzennego.

W tabeli 1 (poniżej) zawarto wyniki oszacowania klasycznego modelu regresji liniowej wraz z diagnostyką potencjalnych zależności przestrzennych pomiędzy krajami (biorąc pod uwagę wybrane zmienne). Postać analityczną LRM można zapisać, jako:

<sup>13</sup> Wyjątek stanowił przypadek dla zmiennej  $MCS_{i,2011}$ , dla której raportowano przestrzenną heterogeniczność.

$$Y_y = X_{1,y}\beta_{1,y} + X_{2,y}\beta_{2,y} + \varepsilon \quad (6).$$

Za  $X_{1,y}$  przyjęto poziom  $IU_{i,y}$ , a  $X_{2,y} - MCS_{i,y}$ , w odpowiednich latach ( $y$ ).

Oszacowania dokonano oddzielnie dla 2000 oraz 2011 roku, stosując macierz wag odległości geograficznych. Oszacowane parametry dla  $LRM_{2000}$  są względnie „lepsze” niż parametry modelu dla 2011 roku. W 2000 roku parametry ( $\beta_{1,2000}$ ) oraz ( $\beta_{2,2000}$ ) są dodatnie i statystycznie istotne, na co wskazują wartości  $prob < 0,05$ . Na podstawie wartości testu Jarque–Bera nie ma również podstaw od odrzucenia hipotezy o normalności reszt modelu. Jednak wartość statystyki *Moran's I (error)* = (−0,04) przy  $prob > 0,05$  wskazuje, że w danym przypadku zastosowanie modelu przestrzennego nie jest zasadne. Wyniki dla  $LRM_{2011}$  poddają się podobnej interpretacji. Co prawda, parametr ( $\beta_{2,2011}$ ) okazał się statystycznie nieistotny ( $prob > 0,05$ ), natomiast ocena przestrzennej autokorelacji reszt  $LRM_{2011}$  nie wskazuje na konieczność stosowania modeli przestrzennych w wersji SAR lub SEM.

Tabela 1

Relacja między  $GDP_{i,y(PC)}$  oraz  $IU_{i,y}$  i  $MCS_{i,y}$ . Rok 2000 oraz 2011.  
Gospodarki Ameryki Łacińskiej [21]. Model liniowy

Wyniki estymacji $LRM_{2000}$ (macierz wag odległości geograficznych według POLY_ID)			
1	2	3	4
<i>R-squared</i>	0,74	Log Likelihood	3,43
<i>Prob (F-stat)</i>	4,09e-006	<i>AIC</i>	−0,86
<i>Vars.</i>	<i>Coeff.</i>	<i>t-stat</i>	<i>Prob.</i>
$LNIU_{2000} (\beta_{1,2000})$	0,23	3,89	0,001
$LN MCS_{2000} (\beta_{2,2000})$	0,32	4,09	0,000
Prob (Test Jarque-Bera)	0,807	Prob (Breusch-Pagan)	0,823
<i>Diagnostyka zależności przestrzennych</i>			
	Value	Prob.	
Moran's I (error)	−0,04	0,966	
Lagrange Multiplier (lag)	2,15	0,14	
Lagrange Multiplier (error)	0,18	0,66	
Wyniki estymacji $LRM_{2011}$ (macierz wag odległości geograficznych według POLY_ID)			
<i>R-squared</i>	0,72	<i>Log Likelihood</i>	0,55
Prob (F-stat)	7,8e-006	<i>AIC</i>	4,88
<i>Vars.</i>	<i>Coeff.</i>	<i>t-stat</i>	<i>Prob.</i>
$LNIU_{2011} (\beta_{1,2011})$	0,73	5,95	0,000
$LN MCS_{2011} (\beta_{2,2011})$	0,31	1,51	0,148
Prob (Test Jarque-Bera)	0,76	Prob (Breusch-Pagan)	0,016

1	2	3	4
<i>Diagnostyka zależności przestrzennych</i>			
	Value	Prob.	
Moran's I (error)	1,43	0,152	
Lagrange Multiplier (lag)	1,057	0,303	
Lagrange Multiplier (error)	0,702	0,401	

Uwagi: stała modelu oszacowana – wyłączona z raportu. Zmienna zależna: LNGDP\_y; zmienne objaśniające: LNIU\_y oraz LNMCS\_y.

Źródło: obliczenia własne.

W celu potwierdzenia uzyskanych wyników dokonano estymacji modelu przestrzennej autoregresji (SAR) oraz modelu przestrzennego błędu (SEM) dla 2000 oraz 2011 roku. Postacie analityczne odpowiednich modeli można formalnie zapisać jako:

$$y = X\beta_{1,y} + X\beta_{2,y} + \rho_y W_{1,y}y + \varepsilon, \quad (7)$$

gdzie:  $\rho \neq 0$ ,  $\lambda = 0$ , oraz

$$y = X\beta_{1,y} + X\beta_{2,y} + \varepsilon, \quad (8)$$

lub:

$$y = X\beta_{1,y} + X\beta_{2,y} + (\lambda_y W_{1,y} + \mu), \quad (9)$$

gdzie:  $\rho = 0$ ,  $\varepsilon = \lambda W_2 + \mu$ .

Podobnie jak w poprzednim przypadku za  $X_{1,y}$  przyjęto poziom  $IU_{i,y}$ , a  $X_{2,y} - MCS_{i,y}$  w odpowiednich latach ( $y$ ).  $W_{1,y}$  odpowiada macierzy wag przestrzennych, a parametry  $\rho_y$  oraz  $\lambda_y$  stanowią o współczynnikach przy zmiennych przestrzennie opóźnionych. Parametr Rho ( $\rho$ ) jest interpretowany jako tzw. parametr przenoszenia, tj. jego wartość wskazuje, o ile procent zmieni się wartość wskaźnika w danym kraju, gdy w krajach sąsiednich poziom ten zmieni się o 1%. Wyniki odpowiednich oszacowań zostały przedstawione w tabelach 2–3.

Zarówno w przypadku  $SAR_{2000}$ , jak i  $SAR_{2011}$  estymowane parametry (Rho) są ujemne i statystycznie nieistotne ( $prob > 0,05$ ). Pozostałe parametry modelu  $\beta_{1,y}$  oraz  $\beta_{2,y}$  są dodatnie i statystycznie istotne, z wyjątkiem parametru  $\beta_{2,2011}$ , który okazał się statystycznie nieistotny ( $prob > 0,05$ ). Wskazuje to na fakt, że wprowadzenie do modelu zmiennej opóźnionej przestrzennie –  $W\_LNGDP\_y$  było bezzasadne i nie poddaje się ekonomicznie logicznej interpretacji. Dodatkowo w przypadku  $SAR_{2000}$  oraz  $SAR_{2011}$  wyniki testu na tzw. przestrzenną



zależność (*test for spatial dependency*) wskazują na bezzasadność stosowania modelu przestrzennej autoregresji<sup>14</sup>. Względnie niższy wskaźnik AIC<sup>15</sup> dla modelu przestrzennej autoregresji w 2000 niż 2011 roku wskazuje na jego relatywnie lepsze „dopasowanie” do danych empirycznych. Wartość  $AIC_{2011} = 5,22$  w relacji do  $AIC_{2000} = (-1,3)$  wynika prawdopodobnie z uwzględnienia w  $SAR_{2011}$  zmiennej  $LNMCS\_2011$ , która okazała się statystycznie nieistotna.

Wyniki estymacji modelu błędu przestrzennego dla 2000 oraz 2011 roku również wskazują na bezzasadność stosowania podejścia przestrzennego w analizowanym przypadku.

Tabela 2

Relacja między  $GDP_{i,y(PC)}$  oraz  $IU_{i,y}$  i  $MCS_{i,y}$ . Rok 2000 oraz 2011.  
Gospodarki Ameryki Łacińskiej (21). Model przestrzennej autokorelacji

Wyniki estymacji modelu $SAR_{2000}$ (macierz wag odległości geograficznych według POLY_ID)			
R-squared	0,78	Log Likelihood	4,6
Test for spatial dependence/Likelihood Ratio Test (prob)	0,11	AIC	-1,3
		Prob (Breusch-Pagan)	0,856
Vars.	Coeff.	z-value	Prob.
W_LNGDP_2000 (lag coeff.) – $\mathbf{Rho}(\rho_{2000})$	-0,300	-1,6	0,105
LNIU_2000 ( $\beta_{1,2000}$ )	0,267	4,93	0,000
LNMCS_2000 ( $\beta_{2,2000}$ )	0,323	4,72	0,000
Wyniki estymacji modelu $SAR_{2011}$ (macierz wag odległości geograficznych według POLY_ID)			
R-squared	0,75	Log Likelihood	1,38
Test for spatial dependence/Likelihood Ratio Test (prob)	0,19	AIC	5,22
		Prob (Breusch-Pagan)	0,009
Vars.	Coeff.	z-value	Prob.
W_LNGDP_2011 (lag coeff.) – $\mathbf{Rho}(\rho_{2011})$	-0,25	-1,62	0,103
LNIU_2011 ( $\beta_{1,2011}$ )	0,82	6,90	0,000
LNMCS_2011 ( $\beta_{2,2011}$ )	0,25	1,38	0,166

Uwagi: stała modelu oszacowana – wyłączona z raportu. Zmienna zależna: LNGDP\_y; zmienne objaśniające: LNIU\_y, LNMCS\_y, W\_LNGDP\_y (Rho\_y).

Źródło: obliczenia własne.

<sup>14</sup> Odpowiednie wyniki dla testu Likelihood Ratio wykazują prob > 0,05.

<sup>15</sup> Kryterium informacyjne Akaike.

Tabela 3

Relacja między  $GDP_{i,y(PC)}$  oraz  $IU_{i,y}$  i  $MCS_{i,y}$ . Rok 2000 oraz 2011. Gospodarki Ameryki Łacińskiej (21). Model błędu przestrzennego

Wyniki estymacji modelu $SEM_{2000}$ (macierz wag odległości geograficznych według POLY_ID). Rok 2000			
R-squared	0,75	Log Likelihood	3,6
Test for spatial dependence/Likelihood Ratio Test (prob)	0,55	AIC	-1,2
		Prob (Breusch-Pagan)	0,79
Vars.	Coeff.	z-value	Prob.
Lambda ( $\lambda_{2000}$ )	-0,21	-0,77	0,43
LNIU_2000 ( $\beta_{1,2000}$ )	0,24	4,50	0,00
LNMCs_2000 ( $\beta_{2,2000}$ )	0,29	4,16	0,00
Wyniki estymacji modelu $SEM_{2011}$ (macierz wag odległości geograficznych według POLY_ID). Rok 2011			
R-squared	0,75	Log Likelihood	1,2
Test for spatial dependence/Likelihood Ratio Test (prob)	0,25	AIC	3,5
		Prob (Breusch-Pagan)	0,01
Vars.	Coeff.	z-value	Prob.
Lambda ( $\lambda_{2011}$ )	0,36	1,67	0,09
LNIU_2011 ( $\beta_{1,2011}$ )	0,8	6,4	0,00
LNMCs_2011 ( $\beta_{2,2011}$ )	0,38	2,3	0,01

Uwagi: stała modelu oszacowana – wyłączona z raportu. Zmienna zależna: LNGDP\_y; zmienne objaśniające: LNIU\_y, LNMCs\_y, Lambda\_y.

Źródło: obliczenia własne.

Parametry ( $\lambda_y$ ) wskazujące na potencjalną istotność autokorelacji przestrzennej składnika losowego są obu przypadkach ( $SEM_{2000}$  oraz  $SEM_{2011}$ ) nieistotne statystycznie. Oznacza to, że nie ma podstaw do przypuszczenia o istnieniu przestrzennych autokorelacji, które byłyby spowodowane działaniem przypadkowych i niepoddających się modelowaniu czynników, i/lub błędów pomiaru. Test na przestrzenną zależność zmiennych również wypadł niepomyślnie zarówno dla modelu  $SEM_{2000}$ , jak i  $SEM_{2011}$ .

## 2.2. Identyfikacja efektów przestrzennych w modelach SAR oraz SEM z przyjęciem macierzy wag odległości ekonomicznych

Poniżej przeprowadzono analogiczną analizę, której celem była identyfikacja zależności przestrzennych, z wykorzystaniem wybranych zmiennych  $GDP_{(i,y)}$ ,  $MCS_{i,y}$  oraz  $IU_{i,y}$ , w 21 gospodarkach Ameryki Łacińskiej w 2000 oraz 2011

roku. W tym przypadku zastosowano macierz wag ekonomicznych. Oznacza to, że założono istnienie istotnych zależności pomiędzy obiektami (krajami) według podobieństwa w poziomie produktu krajowego brutto *per capita*. Tak więc w danym przypadku odległość między krajami będzie traktowana jako „odległość” ekonomiczna, a nie prosta odległość geograficzna.

W pierwszym etapie przetestowano podejście regresji liniowej (wykorzystując OLS), testując jednocześnie zasadność podejścia przestrzennego poprzez test na przestrzenną autokorelację reszt modelu liniowego. W każdym z analizowanych przypadków postacie analityczne wykorzystanych modeli LRM, SAR oraz SEM są analogiczne jak w przypadku stosowania macierzy wag geograficznych w poprzedniej sekcji.

Tabela 4

Relacja między  $GDP_{i,y(PC)}$  oraz  $IU_{i,y}$  i  $MCS_{i,y}$ . Rok 2000 oraz 2011.  
Gospodarki Ameryki Łacińskiej (21). Model liniowy

Wyniki estymacji $LRM_{2000}$ (macierz wag ekonomicznych według $GDP_{PC}^2000$ )			
R-squared	0,74	Log Likelihood	3,43
Prob (F-stat)	4,09e-006	AIC	-0,86
Vars.	Coeff.	t-stat	Prob.
LNIU_2000 ( $\beta_{1,2000}$ )	0,23	3,89	0,001
LNMCs_2000 ( $\beta_{2,2000}$ )	0,32	4,09	0,000
Prob (Test Jarque-Bera)	0,807	Prob (Breusch-Pagan)	0,823
Diagnostyka zależności przestrzennych			
	Value	Prob.	
Moran's I (error)	-0,56	0,572	
Lagrange Multiplier (lag)	2,24	0,133	
Lagrange Multiplier (error)	8,7	0,284	
Wyniki estymacji $LRM_{2011}$ (macierz wag ekonomicznych według $GDP_{PC}^2011$ )			
R-squared	0,72	Log Likelihood	0,55
Prob (F-stat)	7,8e-006	AIC	4,88
Vars.	Coeff.	t-stat	Prob.
LNIU_2000 ( $\beta_{1,2011}$ )	0,73	5,95	0,000
LNMCs_2000 ( $\beta_{2,2011}$ )	0,31	1,50	0,148
Prob (Test Jarque-Bera)	0,767	Prob (Breusch-Pagan)	0,016
Diagnostyka zależności przestrzennych			
	Value	prob	
Moran's I (error)	2,60	0,009	
Lagrange Multiplier (lag)	11,12	0,000	
Lagrange Multiplier (error)	1,14	0,284	

Uwagi: stała modelu oszacowana – wyłączona z raportu. Zmienna zależna:  $LNGDP_y$ ; zmienne objaśniające:  $LNIU_y$  oraz  $LNMCs_y$ .

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki oszacowanych  $LRM_{2000}$  oraz  $LRM_{2011}$  są identyczne jak w poprzedniej sekcji. Istotne było jednak oszacowanie statystyki I Moran (error), której wartość wskazuje na istnienie istotnej/nieistotnej przestrzennej autokorelacji składnika oszacowanych modeli liniowych. Jak wynika z danych w tabeli 4, przestrzena autokorelacja składnika losowego wykazuje statystyczną istotność jedynie w 2011 roku. Oznacza to, że prawdopodobnie wykorzystując podejście modelowania przestrzennego (SAR i/lub SEM), uzyskano wyniki wskazujące na istotność zmiennych przestrzennie opóźnionych w stosunku do zmiennej objaśnianej.

W celu weryfikacji powyższych wyników poddano estymacji modele autokorelacji przestrzennej oraz przestrzennego błędu dla danych z 2000 oraz 2011 roku. Oszacowane wyniki znajdują się odpowiednio w tabeli 5 i 6.

Tabela 5

Relacja między  $GDP_{i,y(PC)}$  oraz  $IU_{i,y}$  i  $MCS_{i,y}$ . Rok 2000 oraz 2011.  
Gospodarki Ameryki Łacińskiej (21). Model przestrzennej autokorelacji

Wyniki estymacji modelu SAR <sub>2000</sub> (macierz wag ekonomicznych według GDP <sub>PC_2000</sub> )			
R-squared	0,81	Log Likelihood	5,9
Test for spatial dependence/Likelihood Ratio Test (prob)	0,02	AIC	-3,9
		Prob (Breusch-Pagan)	0,99
Vars.	Coeff.	z-value	Prob.
W_LNGDP_2000 (lag coeff.) – $\mathbf{Rho}(\rho_{2000})$	0,38	2,7	0,00
LNIU_2000 ( $\beta_{1,2000}$ )	0,13	2,3	0,02
LNMCs_2000 ( $\beta_{2,2000}$ )	0,23	3,2	0,00
Wyniki estymacji modelu SAR <sub>2011</sub> (macierz wag ekonomicznych według GDP <sub>PC_2011</sub> )			
R-squared	0,96	Log Likelihood	16,23
Test for spatial dependence/Likelihood Ratio Test (prob)	0,00	AIC	-24,58
		Prob (Breusch-Pagan)	0,009
Vars.	Coeff.	z-value	Prob.
W_LNGDP_2011 (lag coeff.) – $\mathbf{Rho}(\rho_{2011})$	0,8	15,13	0,00
LNIU_2011 ( $\beta_{1,2011}$ )	0,14	2,9	0,00
LNMCs_2011 ( $\beta_{2,2011}$ )	0,08	1,18	0,23

Uwagi: stała modelu oszacowana – wyłączona z raportu. Zmienna zależna: LNGDP<sub>y</sub>; zmienne objaśniające: LNIU<sub>y</sub>, LNMCs<sub>y</sub>, W\_LNGDP<sub>y</sub> (Rho<sub>y</sub>).

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 6

Relacja między  $GDP_{i,y(PC)}$  oraz  $IU_{i,y}$  i  $MCS_{i,y}$ . Rok 2000 oraz 2011.  
Gospodarki Ameryki Łacińskiej (21). Model błędu przestrzennego

Wyniki estymacji modelu $SEM_{2000}$ (macierz wag ekonomicznych według $GDP_{PC-2000}$ )			
R-squared	0,77	Log Likelihood	4,09
Test for spatial dependence/Likelihood Ratio Test (prob)	0,25	AIC	-2,18
		Prob (Breusch-Pagan)	0,98
Vars.	Coeff.	z-value	Prob.
Lambda ( $\lambda_{2000}$ )	0,26	1,3	0,16
LNIU_2000 ( $\beta_{1,2000}$ )	0,06	3,38	0,00
LNMCS_2000 ( $\beta_{2,2000}$ )	0,07	4,25	0,00
Wyniki estymacji modelu $SEM_{2011}$ (macierz wag ekonomicznych według $GDP_{PC-2011}$ )			
R-squared	0,77	Log Likelihood	0,85
Test for spatial dependence/Likelihood Ratio Test (prob)	0,43	AIC	4,23
		Prob (Breusch-Pagan)	0,013
Vars.	Coeff.	z-value	Prob.
Lambda ( $\lambda_{2011}$ )	-0,54	-2,7	0,00
LNIU_2011 ( $\beta_{1,2011}$ )	0,97	11,29	0,00
LNMCS_2011 ( $\beta_{2,2011}$ )	0,14	0,85	0,39

Uwagi: stała modelu oszacowana – wyłączona z raportu. Zmienna zależna:  $LNGDP_y$ ; zmienne objaśniające:  $LNIU_y$ ,  $LNMCS_y$ ,  $\Lambda_y$ .

Źródło: obliczenia własne.

Oszacowane modele błędu przestrzennego –  $SEM_{2000}$  oraz  $SEM_{2011}$  – wskazują na nieistotną statystycznie zależność przestrzenną składnika losowego. Oznacza to, że w danym przypadku nie ma podstaw, aby stosować model błędu przestrzenne. Kierując się wartością kryterium informacyjnego Akaike, można jedynie wnioskować, że model  $SAR_{2000}$  wykazuje relatywnie lepsze dopasowanie do danych empirycznych.

Natomiast wyniki oszacowań modeli  $SAR_{2000}$  oraz  $SAR_{2011}$  wskazują na zasadność stosowania podejścia przestrzennego do analizy wybranych danych empirycznych. Wniosek taki możemy wyciągnąć na podstawie testów na zależność przestrzenną (w obu przypadkach  $prob < 0,05$ ) oraz oszacowanych współczynników przy zmiennej przestrzennie opóźnionej. W przypadku oszacowań dla 2000 roku wszystkie współczynniki są dodatnie i statystycznie istotne:  $\rho_{2000} = 0,38$ ,  $\beta_{1,2000} = 0,13$  oraz  $\beta_{2,2000} = 0,23$ . Wartość Rho, współczynnika przy zmiennej przestrzennie opóźnionej ( $W\_LNGDP\_2000$ ), jest interpretowana jako





tw. współczynnik przenoszenia. Gdy  $\rho_{2000} = 0,38$  oznacza to, że w przypadku wzrostu produktu krajowego brutto *per capita* w danej lokalizacji (kraju) o 1% wartości wyjściowej, należy się spodziewać wzrostu analogicznej wartości o 0,38% w lokalizacjach podobnych, tj. w krajach o podobnej wartości  $GDP_{pc}$ . Wartości pozostałych dwóch współczynników  $\beta_{1,2000}$  oraz  $\beta_{2,2000}$  można interpretować jako dodatnią zależność między poziomem wdrożenia nowych technologii a poziomem produktu krajowego brutto *per capita*, przy czym w przypadku zmiennej  $LNMCs\_2000$  zależność ta jest silniejsza. W przypadku modelu dla 2011 roku ( $SAR_{2011}$ ) wyniki oszacowań pozwalają na podobne konkluzje. Test na zależność przestrzenną wypadł pomyślnie, a wartość współczynnika Rho jest dodatnia i statystycznie istotna:  $\rho_{2011} = 0,8$ . Wyższa wartość  $\rho_{2011}$  niż  $\rho_{2000}$  wskazuje na silniejszą przestrzenną zależność pomiędzy krajami w 2011 niż w 2000 roku, przy oszacowaniach dla macierzy wag ekonomicznych.

Oszacowania czterech modeli przestrzennych –  $SAR_{2000}$ ,  $SAR_{2011}$ ,  $SEM_{2000}$  oraz  $SEM_{2011}$  – wskazują wyraźnie, że w danym przypadku, tj. analizie ilościowej zależności przestrzennych pomiędzy krajami Ameryki Łacińskiej dla zmiennych  $GDP_{i,y(pc)}$ ,  $IU_{i,y}$  oraz  $MCS_{i,y}$ , stosowanie podejścia przestrzennego jest zasadne jedynie w przypadku wyboru modelu przestrzennej autoregresji, zakładającego włączenie do oszacowania zmiennej objaśniającej przestrzennie opóźnionej ( $W\_LNGDP\_y$ ).

## Podsumowanie i dyskusja

Zasadniczym celem artykułu była identyfikacja oraz ocena siły zależności przestrzennych pomiędzy 21 krajami Ameryki Łacińskiej w odniesieniu do osiąganego przez te gospodarki wartości produktu krajowego brutto oraz stopnia wdrożenia nowych technologii (na przykładzie wykorzystania internetu przez osoby indywidualne oraz liczby użytkowników sieci telefonii komórkowej). Analizę przeprowadzono w 2000 oraz 2011 roku. Pierwszym etapem była ocena przestrzennych autokorelacji dla wybranych zmiennych  $GDP_{(i,y)pc}$ ,  $MCS_{i,y}$  oraz  $IU_{i,y}$  z zastosowaniem macierzy wag odległości geograficznych oraz macierzy wag ekonomicznych (według wartości  $GDP_{i,2000}$  oraz  $GDP_{i,2011}$ ). Wyniki oszacowań globalnych statystyk *I* Morana, przy zastosowaniu macierzy wag odległości geograficznych, wskazują na brak przestrzennej autokorelacji dla wybranych zmiennych. W każdym przypadku wartość statystyki globalnej *I* Morana

jest niska i statystycznie nieistotna, co wskazuje na przestrzenną heterogeniczność krajów. Powyższa teza jest również potwierdzona poprzez analizę wykresów rozrzutu (rysunek 1), gdzie na osiach odciętych zostały odłożone wartości standaryzowane danej zmiennej, a na osiach rzędnych ich przestrzenny obraz. W przypadku zastosowania macierzy wag dla odległości ekonomicznych wyniki są zgodne ze spodziewanymi, tj. można potwierdzić hipotezę o przestrzennej homogeniczności, i rozkład „obiektów” nie jest losowy. Oznacza to, że kraje „bliskie ekonomicznie” to jednocześnie gospodarki, w których wartości  $MCS_{i,y}$  oraz  $IU_{i,y}$  są na podobnym poziomie. Wyjątek stanowi obraz przestrzenny dla zmiennej  $MCS_{i,2011}$ , dla której wartość współczynnika przestrzennej autokorelacji jest bliska zero i statystycznie nieistotna.

W drugiej części analizy oszacowano modele przestrzennej autokorelacji (SAR) oraz przestrzennego błędu (SEM). Biorąc pod uwagę wyniki uzyskane przy przestrzennej autokorelacji, można było założyć, że będzie zasadne stosowanie modeli przestrzennych przy doborze macierzy wag dla odległości ekonomicznych, a nie będzie zasadne przy zastosowaniu macierzy wag odległości geograficznych. Hipotezy te zostały w znacznej mierze pozytywnie zweryfikowane. Wyniki estymacji modeli  $SAR_y$  oraz  $SEM_y$  wskazują na bezzasadność stosowania podejścia przestrzennego. Uzyskane wartości współczynnika  $Rho$  ( $\rho$ ) i  $Lambda$  ( $\lambda$ ) są statystycznie nieistotne, jak również testy na przestrzenną zależność (Likelihood Ratio Test) wypadły niepomyślnie. Natomiast przy zastosowaniu macierzy wag odległości ekonomicznych wyniki estymacji modeli  $SAR_y$  potwierdziły zasadność podejścia przestrzennego. Uzyskane wartości współczynniki ( $\rho_y$ ) dla zmiennych objaśniających przestrzennie opóźnionych ( $W\_LNGDP\_y$ ) są dodatnie i statystycznie istotne. Wyniki oszacowań modeli błędu przestrzennego wskazują na bezzasadność postawionej hipotezy odnośnie do przestrzennej autokorelacji składnika losowego.

W pracy przyjęto założenie, że obserwowany w wielu krajach proces dynamicznej dyfuzji ICT stanowi silną stymulantę dla wzrostu gospodarczego. Przyjęto również daleko upraszczające założenie, że ICT stanowią bezpośrednią determinantę wzrostu gospodarczego. W literaturze przedmiotu technologie informacyjne i komunikacyjne są traktowane jako czynnik generujący na gruncie zarówno społecznym, jak i ekonomicznym głębokie zmiany o charakterze jakościowych oraz ilościowych. Dzieje się tak przede wszystkim dlatego, że ICT oferują rozwiązania technologiczne, które stwarzają korzystne warunki dla wzrostu zaangażowania czynników produkcji (w tym przede wszystkim pracy),

wzrostu aktywności gospodarczej, lepszej edukacji, a tym samym podnoszenia kwalifikacji oraz jakości kapitału ludzkiego. W rzeczywistości jednak proces ten jest daleko bardziej złożony, determinowany przez liczne czynniki, które często mają nieekonomiczny charakter lub nie poddają się prostej kwantyfikacji.

Otrzymane na podstawie badań ilościowych wyniki należy jednak poddać krytycznej i zarazem ostrożnej interpretacji. Po pierwsze, na szczególną uwagę zasługuje okres poddany analizie, tj. lata 2000 oraz 2011. Należy zauważyć, że celem analizy była identyfikacja zależności między wzrostem gospodarczym a poziomem wdrożenia technologii informacyjnych i komunikacyjnych, gdzie z natury rzeczy oba te procesy mają charakter długookresowy. Natomiast w tekście jedenastoletni okres badawczy (co było w pełni podyktowane dostępnością danych statystycznych w obszarze wdrożenia ICT) należy traktować jako krótki, tak więc otrzymane wyniki mogą być silnie obciążone i niereprezentatywne. Po drugie, oszacowane parametry odpowiednich modeli są dodatkowo obciążone z uwagi na fakt, że badany okres cechowała bardzo wysoka dynamika w poziomie wdrożenia ICT w badanych gospodarkach Ameryki Łacińskiej. Biorąc pod uwagę fakt, że znaczna część badanych gospodarek to kraje rozwijające się, również stopy wzrostu produktu krajowego brutto *per capita* są w tym przypadku relatywnie wysokie. Tak więc powstała zbieżność w przypadku relacji zmian w poziomie wdrożenia ICT oraz produktu krajowego brutto *per capita* najprawdopodobniej jest zależnością *stricte* statystyczną, bez szerszych implikacji przyczynowo-skutkowych. Po trzecie, odnosząc się do uzyskanych wyników estymacji modeli przestrzennych, należy również zauważyć kilka kwestii. W przypadku stosowania macierzy wag przestrzennych wyniki oszacowań wskazują na bezzasadność takiego podejścia, co wskazywałoby na fakt, że odległości geograficzne nie mają statystycznie istotnego wpływu na relację poziom wdrożenia ICT *versus* wzrost gospodarczy. Zdaje się to jednak niezgodne z podstawową logiką procesów gospodarczych, w których odległość geograficzna stanowi silną determinantę aktywności gospodarczej między partnerami (tutaj – krajami). Natomiast oszacowane statystyki i parametry wskazują, że tzw. odległości ekonomiczne – tutaj *de facto* interpretowane jako zróżnicowanie w poziomie rozwoju gospodarczego – mają znaczenie dla badanych relacji. Oznaczałoby to, że zróżnicowanie w poziomie rozwoju gospodarczego determinuje siłę wpływu zmian odnośnie do wdrożenia ICT na wzrost gospodarczy w analizowanych krajach, jednak takie wnioski trudno poddają się ekonomicznie spójnej interpretacji.

Jak już zostało wspomniane, otrzymane wyniki analiz ilościowych dotyczących zależności między wdrożeniem ICT a wzrostem gospodarczym należy interpretować z dużą ostrożnością, jako że w znacznym stopniu zdają się niezgodne z podstawową logiką procesów społeczno-ekonomicznych. Otrzymane wyniki mogą być jednak silnie obciążone ze względu na trzy elementy: krótki okres analizy, dużą heterogeniczność próby badawczej oraz przyjętą metodę badań ilościowych.

### Literatura

- Anselin L., *Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity*, „Geographical Analysis” 1988, nr 20.
- Anselin L., *Spatial Econometrics: Method and Models*, Kluwer Academic Publishers, Netherlands 1988.
- Anselin L., Florax R.J.G.M., Rey S.J., *Advances in Spatial Econometrics. Methodology, Tools and Applications*, Springer-Verlag, Berlin 2004.
- Arbia G., *Spatial Econometrics*, Springer-Verlag 2006.
- Baltagi B.H., *Econometrics analysis of panel data*, John Wiley & Sons, New York 2005.
- Bivand R., *Modelowanie geograficznych układów czasoprzestrzennych*, PWN, Warszawa–Poznań 1981.
- Bivand R.S., Pebesma E.J., Gómez-Rubio V., *Applied Spatial Data Analyses with R*, Springer, New York 2008.
- Clif A., Ord J., *Apatial Autocorrelation*, Pion, London 1973.
- Ekonometria przestrzenna*, red. A. Zelias, PWE, Warszawa 1991.
- Fujita M., Krugman P.R., Venables A.J., *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*, The MIT Press, Cambridge 2001.
- Geary R., *The contiguity ratio and statistical mapping*, „The Incorporated Statistician” 1954, nr 5, s. 115–145.
- Getis A., Mur J., Zoller H., *Spatial Econometrics and Spatial Statistics*, Palgrave Macmillan 2004.
- Haining R.P., *Spatial Data Analysis. Theory and Practice*, Cambridge University Press, 3<sup>rd</sup> ed., Cambridge 2005.
- Klaassen J.H.P., Paelinck L.H., Wagenaar S., *Systemy przestrzenne*, PWN, Warszawa 1982.
- Kopczewska K., *Ekonometria i statystyka przestrzenna*, CeDeWu, Warszawa 2006.
- Kossowski T., *Konwergencja przestrzenna – aspekty teoretyczne*, Biuletyn Instytutu Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Seria Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna 2009, nr 8, 7–20.



- LeSage J.P., Pace R.K., *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press 2009.
- Moran P., *The interpretation of statistical maps*, „Journal of the Royal Statistical Society” 1948, Series B, 10, s. 243–251.
- Paelinck J.H.P., Klaassen L.H., *Spatial econometrics*, vol. 1, Saxon House 1979.
- Pietrzak M., *Problem identyfikacji struktury danych przestrzennych*, „Acta Universitatis Nicolai Copernici, Ekonomia XLI”, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, Toruń 2010.
- Pietrzykowski R., *Przestrzenna ujęcie rynku nieruchomości mieszkaniowych w latach 2007–2010*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 616, Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia nr 29, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2010.
- Pietrzykowski R., Wicki L., *Regional differentiation in absorption of CAP funds on agri-environmental programmes in Poland*, „Economic Science for Rural Development. Proceedings of the International Scientific Conference” 2011, nr 26.
- Suhecki B., *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2010.
- Szulc E., *Ekonometryczna analiza wielowymiarowych procesów gospodarczych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, Toruń 2007.
- Tobler W.R., *A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region*. Economic Geography, vol. 46, Supplement: Proceedings. International Geographical Union. Commission on Quantitative Methods (Jun., 1970), s. 234–240.

### **New technologies and economic growth. Empirical evidence for Latin American countries**

#### **Summary**

This paper is designed to examine the spatial dependency regarding new Information and Communication Technologies adoption versus economic growth in Latin American countries over the period 2000–2011. It examines whether geographic proximity play a role in cross-country diffusion of economic growth which is predominantly subjected to the level of ICT penetration. To this aim the spatial dependency and spatial heterogeneity are observed, and to report on the prospected relationships the spatial lag, spatial autoregressive and spatial error models are used. All statistical data are exclusively derived from International Telecommunication Union 2014 and World Development Indicators 2014 databases.

**Keywords:** ICT, economic growth, spatial econometrics, Latin America

*Translated by Ewa Lechman*

