

*dr Monika Miśkiewicz-Nawrocka*<sup>1</sup>

*dr Katarzyna Zeug-Żebro*<sup>2</sup>

Katedra Matematyki, Wydział Zarządzania  
Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

## **Zastosowanie statystyk przestrzennych w analizie dostępności do infrastruktury ICT w Polsce**

### WPROWADZENIE

Sektor technologii informacyjno-komunikacyjnych (ICT) stanowi bardzo ważny element w działalności gospodarczej. Zgodnie z założeniami strategii li-zbońskiej jego rozwój pozwala zwiększyć wzrost gospodarczy, innowacyjność i konkurencyjność gospodarki, a także zatrudnienie [Radomska, 2014].

Infrastruktura ICT jest nierozzerwalnie związana z dostępem do Internetu oraz możliwościami jego upowszechniania takimi jak: techniczna dostępność łączy internetowych oraz koszt dostępu do nich, koszt sprzętu do obsługi Internetu, podstawowe umiejętności w zakresie technik informacyjnych, telekomunikacyjnych i internetowych.

Według danych Komisji Europejskiej Polska znajduje się na 23. miejscu wśród krajów europejskich pod względem liczby osób w wieku powyżej 15 lat korzystających z Internetu (44%). Liderami w tym rankingu są: Norwegia i Islandia (po 86%), Holandia i Szwecja (po 83%), Dania (80%), Finlandia (78%), Luksemburg (77%), Wielka Brytania (70%) [Radomska, 2014]. Celem artykułu jest analiza dostępności do technologii ICT w Polsce, z uwzględnieniem podziału na województwa, za pomocą statystyk przestrzennych.

W badaniach zostaną wykorzystane rzeczywiste dane pochodzące z banku danych lokalnych GUS.

---

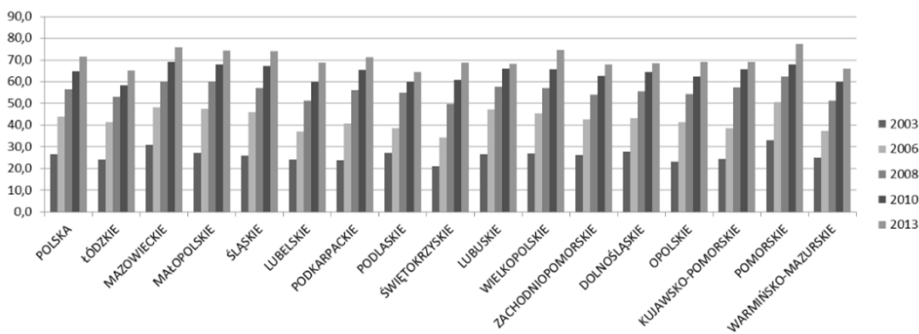
<sup>1</sup> Adres korespondencyjny: Katedra Matematyki, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach, ul. Bogucicka 14, 40-226 Katowice, e-mail: monika.miskiewicz@ue.katowice.pl, tel. 32 257 74 52.

<sup>2</sup> Adres korespondencyjny: Katedra Matematyki, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach, ul. Bogucicka 14, 40-226 Katowice, e-mail: katarzyna.zeug-zebro@ue.katowice.pl, tel. 32 257 74 52.

## ROZWÓJ TECHNOLOGII ICT W POLSCE W LATACH 2003–2013

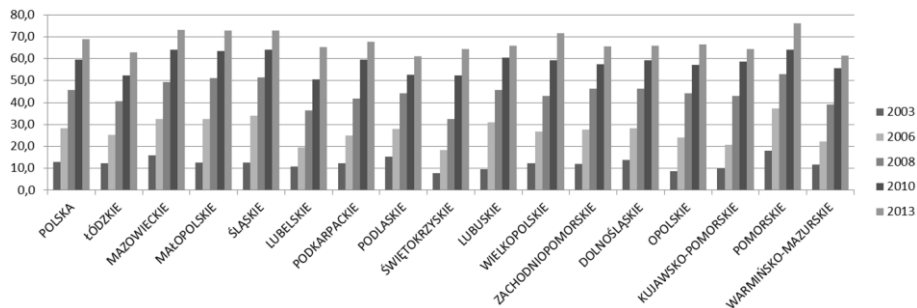
Idea informatyzacji Polski jest bardzo istotna ze względu na możliwość rozwoju technologicznego, gospodarczego i społecznego. Proces ten pozwala między innymi na poprawę funkcjonowania administracji państwowej i samorządowej, wypełnianie międzynarodowych zobowiązań, podniesienie komfortu życia obywateli, usuwanie barier w życiu publicznym, wyrównywanie szans (w szczególności edukacyjnych), poszerzenie rynku pracy.

Według danych GUS w roku 2013 komputer osobisty z dostępem do Internetu miało 66,8% gospodarstw domowych w Polsce, natomiast komputer osobisty z dostępem do Internetu szerokopasmowego 55,4%. Rysunki 1–2 przedstawiają, jak zmienił się odsetek gospodarstw domowych w Polsce posiadających komputer osobisty oraz mających dostęp do Internetu z uwzględnieniem podziału na województwa w latach 2003–2013.



**Rysunek 1. Odsetek gospodarstw domowych w Polsce posiadających komputer osobisty w latach 2003–2013**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

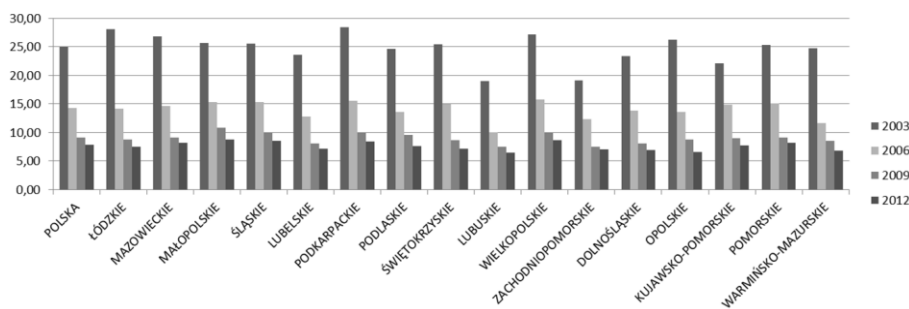


**Rysunek 2. Odsetek gospodarstw domowych w Polsce posiadających komputer osobisty z dostępem do Internetu w latach 2003–2013**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na podstawie tych danych można zaobserwować wyraźną poprawę dotyczącą sprzętu komputerowego oraz dostępu do Internetu w gospodarstwach domowych w Polsce w ostatnich latach. Odsetek gospodarstw domowych w Polsce posiadających komputer osobisty z dostępem do Internetu wzrósł z 12,8% w 2003 r. do 68,8% w 2013 roku.

Największym odsetkiem gospodarstw domowych posiadających komputer osobisty z dostępem do Internetu przez cały analizowany okres charakteryzuje się województwo pomorskie (w 2013 r. 76,1%). Na koniec 2013 roku najlepiej kształtuje się sytuacja w tym zakresie w województwach mazowieckim, śląskim, małopolskim oraz wielkopolskim (powyżej 70%), natomiast najslabiej w województwach podlaskim i warmińsko-mazurskim, gdzie odsetek gospodarstw domowych posiadających komputer osobisty z dostępem do Internetu odnotowano na poziomie odpowiednio 61% i 61,5%. Dostęp do Internetu szerokopasmowego w gospodarstwach domowych w Polsce w 2013 r. szacuje się na poziomie 55,4%, przy czym największym odsetkiem charakteryzują się województwa: podkarpackie (67,6%), opolskie (65%) i kujawsko-pomorskie (64,5%), najmniejszym województwo świętokrzyskie (35,2%).



**Rysunek 3. Uczniowie przypadający na 1 komputer z dostępem do Internetu przeznaczony do użytku uczniów w szkołach ponadgimnazjalnych w latach 2003–2012**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Analizując proces rozwoju technologii ICT w Polsce należy zaznaczyć, iż w latach 2003–2012<sup>3</sup> znacznie spadła liczba uczniów przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu zarówno szkół podstawowych i gimnazjalnych, jak i ponadgimnazjalnych. Szczegółowe dane dotyczące uczniów szkół ponadgimnazjalnych zilustrowano na rys. 3. W rozpatrywanym okresie liczba uczniów przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu przeznaczony do użytku uczniów w szkołach ponadgimnazjalnych zmniejszyła się prawie trzykrotnie, z 24,94 w 2003 r. do 7,82 w 2012 roku. Największy postęp w tym zakresie został

<sup>3</sup> Ze względu na dostępność danych analizę przeprowadzono w okresie 2003–2012.

osiągnięty w województwach łódzkim, podkarpackim i opolskim, dla których liczba uczniów przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu w latach 2003–2012 zmniejszyła się odpowiednio o 20,55; 20,07 i 19,64.

Trzecim obszarem, w którym możemy śledzić rozwój technologii ICT w Polsce są przedsiębiorstwa. Odsetek przedsiębiorstw wykorzystujących komputery w całej Polsce od 2008 r. pozostaje na niezmiennym poziomie – ok. 95% i jest wyrównany we wszystkich województwach. Podobnie kształtuje się odsetek przedsiębiorstw posiadających komputery z dostępem do Internetu, od 90,6% w województwie świętokrzyskim do 96,5% w lubelskim w 2013 r. Dość słaby wynik można zaobserwować w przypadku przedsiębiorstw posiadających własną stronę internetową. W 2013 r. zaledwie 66% przedsiębiorstw w Polsce posiadało taką stronę, najwięcej w województwie mazowieckim (71,7%), a najmniej w lubuskim (55,2%).

### MIARA ROZWOJU HELLWIGA

W celu uporządkowania obiektów ze względu na poziom wielocechowego zjawiska stosuje się miary taksonomiczne. Jedną z najstarszych metod wzorcowych jest taksonomiczna miara rozwoju Hellwiga [Hellwig, 1968, s. 307–327], która wykorzystuje miary pozycyjne do liniowego porządkowania obiektów. W pierwszym etapie konstruowania wzorca rozwoju przeprowadza się standaryzację cech diagnostycznych według formuły:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j}, \quad (1)$$

$i = 1, 2, \dots, n$ ,  $j = 1, 2, \dots, k$ , a następnie wyznacza się współrzędne punktu

$Z = (z_{01}, z_{02}, \dots, z_{0k})$  zgodnie ze wzorem:

$$z_{0j} = \begin{cases} \max_i x_{ij}; & j \in S \\ \min_i x_{ij}; & j \in D \end{cases}, \quad (2)$$

gdzie  $S$  oznacza zbiór stymulant, zaś  $D$  destymulant. W kolejnym kroku oblicza się odległości euklidesowe pomiędzy poszczególnymi obiektami a przyjętym punktem  $Z$ :

$$m_{i0} = \left[ \sum_{j=1}^k (z_{ij} - z_{0j})^2 \right]^{0,5}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (3)$$

Obliczone wartości  $m_{i0}$  służą do obliczenia wartości syntetycznej miary rozwoju Hellwiga, według wzoru:

$$m_i = 1 - \frac{m_{i0}}{m_0}, \quad (4)$$

gdzie:

$$m_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_{i0} + 2 \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( m_{i0} - \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_{i0} \right) \right)^2 \right]^{0,5}. \quad (5)$$

Miara Hellwiga zwykle przyjmuje wartości z przedziału  $[0, 1]$ . Jednak w przypadku, gdy obiekt charakteryzowany jest wielkościami cech znacząco różniącymi się od wartości obiektu wzorcowego, może przyjąć wartości ujemne [Panek, 2009]. Wyższe wartości tej miary oznaczają wyższy poziom rozwoju badanego obiektu.

### MIARY AUTOKORELACJI PRZESTRZENNEJ

Autokorelację przestrzenną obserwujemy, gdy określone zjawisko w jednej jednostce przestrzennej wpływa na zmianę prawdopodobieństwa wystąpienia tego zjawiska w jednostkach sąsiednich [Bivand, 1980, s. 23–38]. Autokorelacja dodatnia zachodzi, gdy zauważamy przestrzenne gromadzenie się, w sensie lokalizacji, wysokich lub niskich wartości obserwowanych zmiennych. W przypadku ujemnej autokorelacji, wysokie wartości sąsiadują z niskimi, a niskie z wysokimi, tworząc pewnego rodzaju szachownicę [Suchecki, 2000]. Brak autokorelacji przestrzennej oznacza przestrzenną losowość, tzn., że wartości wysokie i niskie obserwowanych zmiennych są rozmieszczone niezależnie.

W statystyce przestrzennej szacuje się dwa typy miar autokorelacji przestrzennej: miary globalne i lokalne. Globalna autokorelacja wynika z istnienia korelacji w obrębie całej badanej jednostki przestrzennej. Miary lokalne zaś, wykazują zależności przestrzenne danej zmiennej z jednostkami sąsiadującymi w konkretnej lokalizacji. Do najczęściej wykorzystywanych miar autokorelacji przestrzennej należą: globalna statystyka  $I$  Morana [Moran, 1950, s. 17–23] oraz wskaźniki lokalne LISA [Anselin, 1995, s. 93–115].

### STATYSTYKA GLOBALNA MORANA

Jedną z miar autokorelacji przestrzennej jest globalna statystyka  $I$  Morana dana wzorem:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\mathbf{z}^T \mathbf{W} \mathbf{z}}{\mathbf{z}^T \mathbf{z}} \quad (6)$$

gdzie:  $x_i, x_j$  są wartościami zmiennych w jednostce przestrzennej  $i$  oraz  $j$ ,  $\bar{x}$  jest średnią arytmetyczną wartości zmiennej dla wszystkich jednostek,  $n$  jest

liczbą wszystkich jednostek przestrzennych uwzględnionych w badaniu,  $S_0$  jest sumą wszystkich elementów macierzy wag,  $\mathbf{z}$  jest wektorem kolumnowym o elementach:  $z_i = x_i - \bar{x}$ ,  $\mathbf{W}$  jest macierzą wag przestrzennych stopnia  $n$ , definiującą strukturę sąsiedztwa,  $w_{ij}$  jest elementem zero-jedynkowej macierzy wag  $\mathbf{W}$ :

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{gdy jednostka } i - \text{ta jest sąsiadem } j - \text{tej jednostki,} \\ 0, & \text{gdy jednostka } i - \text{ta nie jest sąsiadem } j - \text{tej jednostki,} \\ 0, & \text{gdy } i = j - \text{elementy diagonalne macierzy} \end{cases} \quad (7)$$

Andrew Cliff i Keith Ord [Cliff, 1973] udowodnili, że rozkład statystyki Morana jest asymptotycznie normalny.

Zatem istotność statystyczna autokorelacji przestrzennej może być zweryfikowana za pomocą unormowanej statystyki  $I_S \sim N(0,1)$ :

$$I^S = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}}, \quad E(I) = -\frac{1}{n-1} \quad \text{i} \quad \text{Var}(I) = \frac{n^2 S_1 - n S_2 + 3 S_0^2}{(n^2 - 1) S_0^2} - \frac{1}{(n-1)^2} \quad (8)$$

gdzie:

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}, \quad S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2, \quad S_2 = \sum_{i=1}^n \left( \sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right)^2 \quad (9)$$

gdzie:  $E(I)$  jest wartością oczekiwaną statystyki Morana, a  $\text{Var}(I)$  jej wariancja.

W przypadku, gdy statystyka Morana przyjmuje wartości:

$I \approx -1/(n-1)$ ,  $I^S \approx 0$  – mówi się o braku autokorelacji,

$I > -1/(n-1)$ ,  $I^S > 0$  – mamy do czynienia z autokorelacją dodatnią,

$I < -1/(n-1)$ ,  $I^S < 0$  – występuje zjawisko autokorelacji ujemnej.

## STATYSTYKA LOKALNA MORANA

Lokalna statystyka Morana  $I_i$  [Anselin, 1995, s. 93–115] wyznacza skupiska jednostek przestrzennych i mierzy, czy jednostka jest otoczona przez jednostki sąsiedzkie o podobnych lub różnych wartościach badanej zmiennej w stosunku do losowego rozkładu tych wartości w badanej przestrzeni [Kopczewska, 2006].

W przypadku niestandardyzowanych wartości zmiennej i standardyzowanej wierszami macierzy wag [Arbia, 2006]  $\left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} = n \right)$  lokalna miara Morana

ma postać: 
$$I_i = \left[ (x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \right] / \left[ \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n} \right] \quad (10)$$

gdzie wszystkie elementy wzoru są zdefiniowane jak w statystyce  $I$ .

W 1995 roku Luc Anselin [Anselin, 1995, s. 93–115] w celu testowania istotności lokalnej autokorelacji przestrzennej przedstawił standaryzowaną postać lokalnej statystyki Morana:

$$I_i^S = \frac{I_i - E(I_i)}{\sqrt{\text{Var}(I_i)}} \sim N(0,1) \quad (11)$$

gdzie  $E(I_i)$  jest wartością oczekiwaną lokalnej statystyki Morana, a  $\text{Var}(I_i)$  jest jej wariancją:

$$E(I_i) = -\frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}}{n-1}$$

$$\text{Var}(I_i) = \frac{(n-k) \sum_{i \neq j} w_{ij}^2}{n-1} + \frac{2(2k-n) \sum_{l \neq i} \sum_{h \neq i} w_{il} w_{ih}}{(n-1)(n-2)} - \left( \frac{-\sum_{i \neq j} w_{ij}}{n-1} \right)^2 \quad (12)$$

gdzie:

$$k = \frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^4 \Big/ \left( \frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^2 \right)^2$$

Autokorelacja ujemna ma miejsce, gdy standaryzowana statystyka lokalna Morana przyjmuje wartości ujemne, tzn. gdy obiekt jest otoczony przez jednostki przestrzenne o znacząco różnych wartościach badanej zmiennej. O dodatniej autokorelacji przestrzennej i klastrowaniu jednostek przestrzennych mówi się, gdy statystyka ta przyjmuje wartości dodatnie (obiekt jest otoczony przez podobne jednostki sąsiedzkie).

## ANALIZA DOSTĘPNOŚCI DO TECHNOLOGII ICT W POLSCE W LATACH 2008–2012

Przedmiot badań stanowiły wszystkie województwa Polski w latach 2008–2012. Wyboru zmiennych dokonano tak, aby ostateczny zbiór cech pozwolił ustalić, które województwa należą do grupy o wysokim, średnim i niskim poziomie rozwoju sektora technologii informacyjno-komunikacyjnych ICT w Polsce. W tabeli 1 przedstawiono zestaw cech diagnostycznych branych pod uwagę w badaniu, wyróżniając wśród nich stymulanty (S) i destymulanty (D). Dobór poniższych miar wynikał z analizy czynników determinujących rozwój technologii ICT.

Do dalszej analizy wybrano zmienne, dla których współczynnik zmienności  $V_z > 10\%$ . Dodatkowo stosując metodę parametryczną Hellwiga (1981) wyeliminowano zmienne silnie skorelowane z innymi cechami, tj. te zmienne, które są nośnikami podobnych informacji. W tabeli 2 przedstawiono zestaw zmiennych centralnych oraz satelitarnych w latach 2008–2012.

W celu uporządkowania wszystkich województw ze względu na poziom wieloecelowego zjawiska, jakim jest rozwój technologii ICT w Polsce zastosowano taksonomiczną miarę rozwoju Hellwiga. W tabeli 3 przedstawiono wartości miary Hellwiga oraz pozycję w rankingu dla wszystkich badanych województw w latach 2008–2012. Pogrubionym drukiem zaznaczono województwa, które zajmują najwyższe i najniższe lokaty w rankingu w całym badanym okresie.

**Tabela 1. Zestaw zmiennych diagnostycznych w badaniu poziomu rozwoju ICT w Polsce**

X1	odsetek gospodarstw posiadających komputer osobisty [%]	S
X2	odsetek gospodarstw posiadających komputer osobisty z dostępem do Internetu [%]	S
X3	telefoniczne łącza główne na 1000 ludności [szt.]	S
X4	liczba aparatów telefonicznych samoinkasujących (przewodowe) [szt.]	S
X5	przeciętny miesięczny dochód rozporządzalny na 1 osobę [zł]	S
X6	odsetek przedsiębiorstw wykorzystujących komputery [%]	S
X7	odsetek przedsiębiorstw posiadających dostęp do Internetu [%]	S
X8	odsetek przedsiębiorstw posiadających własną stronę internetową [%]	S
X9	odsetek gospodarstw domowych posiadających telefon komórkowy [%]	S
X10	uczniowie przypadający na 1 komputer z szerokopasmowym dostępem do Internetu przeznaczony do użytku uczniów w szkole podstawowej i gimnazjum [osoba]	D
X11	uczniowie przypadający na 1 komputer z dostępem do Internetu przeznaczony do użytku uczniów w szkole ponadgimnazjalnej [osoba]	D
X12	komputery w szkole podstawowej i gimnazjum [szt.]	S
X13	komputery z dostępem do Internetu w szkole podstawowej i gimnazjum [szt.]	S
X14	komputery w szkole ponadgimnazjalnej [szt.]	S
X15	komputery z dostępem do Internetu w szkole ponadgimnazjalnej [szt.]	S
X16	odsetek gospodarstw domowych posiadających urządzenie do odbioru telewizji satelitarnej lub kablowej [%]	S
X17	wydatki budżetów województw na jednego mieszkańca [zł]	S
X18	dochody budżetów województw na jednego mieszkańca [zł]	S

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 2. Zestaw zmiennych centralnych i satelitarnych w latach 2008–2012**

Zmienne centralne	Zmienne satelitarne
X3	X5
X4	X12, X13, X14, X15
X8	
X10	
X11	
X15	
X16	
X17	X18

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie przedstawionych w tabeli 3 wyników można stwierdzić, że najkorzystniejsza sytuacja jest w województwie mazowieckim, które przez cały



badany okres zajmuje pierwszą lokatę w rankingu, z wyjątkiem 2012 roku, w którym znalazło się na drugim miejscu. Najgorsza sytuacja pod względem rozwoju technologii ICT jest w województwach podlaskim i warmińsko-mazurskim, które przez cały okres badania plasują się na ostatnich pozycjach. Na szczególne wyróżnienie zasługuje województwo świętokrzyskie, dla którego można zaobserwować wyraźny rozwój technologii ICT. W roku 2008 świętokrzyskie zajmowało 16. pozycję i stopniowo, z roku na rok, zajmowało coraz wyższe lokaty, aż do 10. miejsca w 2012 roku.

**Tabela 3. Taksonomiczna miara Hellwiga i pozycja w rankingu województw Polski w latach 2008–2012**

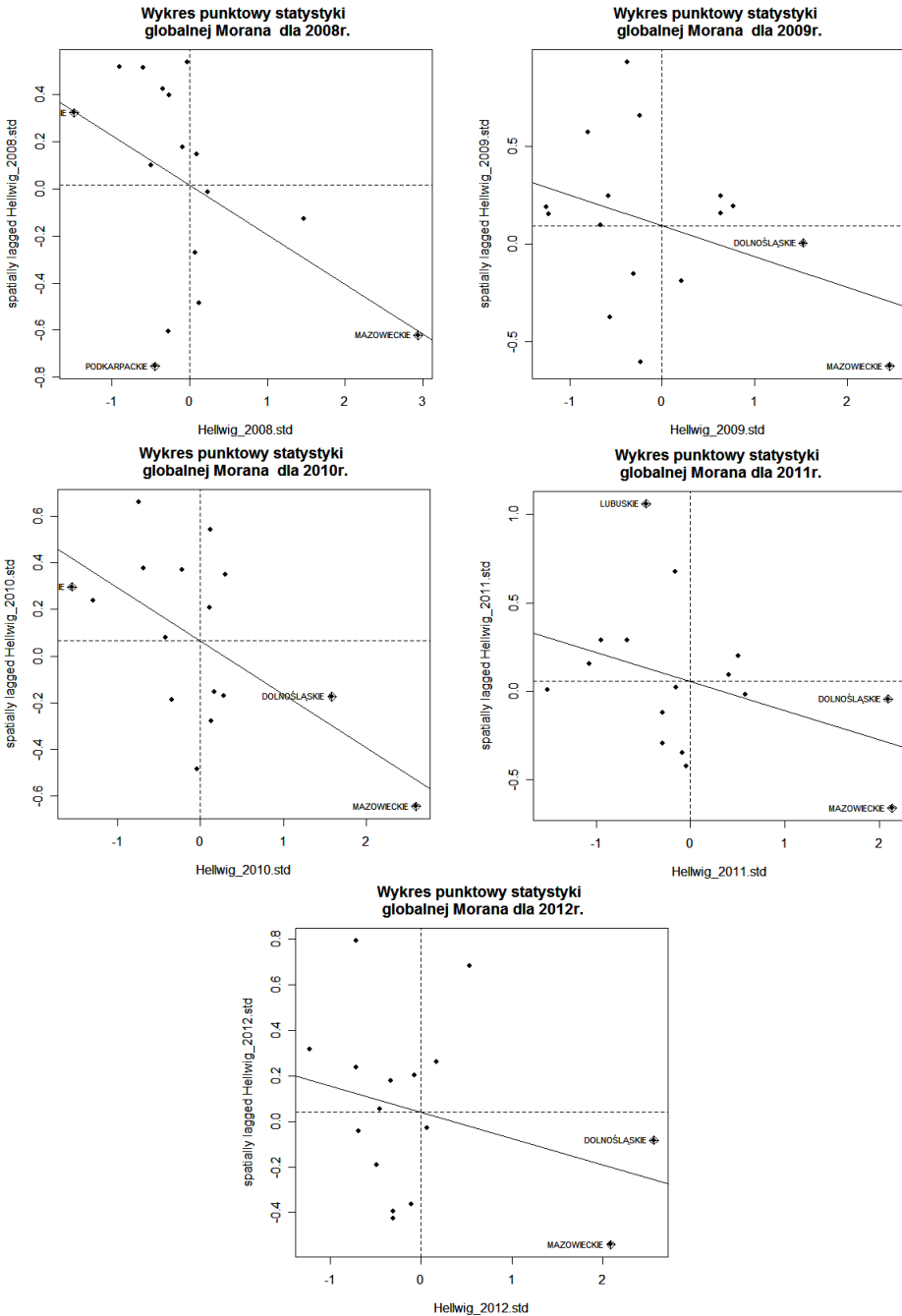
Jednostka terytorialna	2008	Ranga 2008	2009	Ranga 2009	2010	Ranga 2010	2011	Ranga 2011	2012	Ranga 2012
Łódzkie	0,2628	5	0,3346	3	0,2718	3	0,2795	5	0,2489	4
<b>Mazowieckie</b>	<b>0,6202</b>	<b>1</b>	<b>0,5384</b>	<b>1</b>	<b>0,5433</b>	<b>1</b>	<b>0,4803</b>	<b>1</b>	<b>0,4687</b>	<b>2</b>
Małopolskie	0,2163	10	0,1737	11	0,1949	11	0,2263	6	0,1729	12
Śląskie	0,2660	4	0,2039	9	0,2562	5	0,1974	10	0,2372	5
Lubelskie	0,1891	13	0,1609	13	0,1869	12	0,2144	8	0,1775	11
Podkarpackie	0,1949	12	0,2128	7	0,2311	9	0,1973	11	0,1937	9
<b>Podlaskie</b>	<b>0,1757</b>	<b>14</b>	<b>0,0901</b>	<b>16</b>	<b>0,0527</b>	<b>16</b>	<b>0,1076</b>	<b>15</b>	<b>0,0887</b>	<b>16</b>
Świętokrzyskie	0,0638	16	0,1713	12	0,1551	13	0,1537	13	0,1913	10
Lubuskie	0,2474	7	0,1961	10	0,1477	14	0,1774	12	0,1479	14
Wielkopolskie	0,2403	8	0,3182	4	0,2493	8	0,2909	4	0,2214	6
Zachodnio-pomorskie	0,2807	3	0,3173	5	0,2697	4	0,2993	3	0,2167	7
<b>Dolnośląskie</b>	<b>0,4351</b>	<b>2</b>	<b>0,4252</b>	<b>2</b>	<b>0,4236</b>	<b>2</b>	<b>0,4752</b>	<b>2</b>	<b>0,5233</b>	<b>1</b>
Opolskie	0,2175	9	0,2117	8	0,2498	7	0,2129	9	0,2904	3
Kujawsko-pomorskie	0,2083	11	0,1449	14	0,2102	10	0,1223	14	0,1473	15
Pomorskie	0,2596	6	0,2664	6	0,2509	6	0,2223	7	0,1937	8
<b>Warmińsko-mazurskie</b>	<b>0,1381</b>	<b>15</b>	<b>0,0936</b>	<b>15</b>	<b>0,0835</b>	<b>15</b>	<b>0,0558</b>	<b>16</b>	<b>0,1504</b>	<b>13</b>

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 4. Wartości statystyki globalnej Morana dla syntetycznej miary Hellwiga**

Rok	Statystyka Morana			
	<i>I</i>	<i>E (C)</i>	<i>Var (C)</i>	<i>p-value</i>
2008	-0,2112	-0,0667	0,0156	0,8763
2009	-0,1578	-0,0667	0,0206	0,7372
2010	-0,2283	-0,0667	0,0189	0,8805
2011	-0,1643	-0,0667	0,0206	0,7515
2012	-0,1157	-0,0667	0,0183	0,6414

Źródło: opracowanie własne.



**Rysunek 4. Wykresy punktowe statystyki globalnej Morana w latach 2008–2012**  
 Źródło: opracowanie własne.

Kolejnym krokiem badań była weryfikacja zależności przestrzennej dla badanych województw, czyli określenie istnienia wpływu położenia w stosunku do województw sąsiednich ze względu na dostępność do infrastruktury ICT. W tym celu określono macierze wag przestrzennych według kryterium wspólnej granicy, a następnie obliczono wartości statystyki globalnej Morana. Obliczone wartości tej miary przedstawia tabela 4. Weryfikowana hipoteza zerowa zakładała brak autokorelacji przestrzennej, czyli losowy rozkład wartości badanej cechy. Rozważając dostępność do infrastruktury ICT dla województw w Polsce, nie udało się stwierdzić zależności przestrzennych. W każdym badanym roku statystyka globalna Morana była nieistotna ( $p\text{-value} > 0,05$ ). Powyższe rezultaty potwierdziło również badanie za pomocą statystyki globalnej Geary'ego – statystyka ta była również statystycznie nieistotna. Interpretując otrzymane wyniki można zauważyć, że wartości tej miary dla poszczególnych lat są niższe od wartości oczekiwanej tej statystyki, co wskazuje na dość słabą korelację ujemną.

Graficzną prezentacją statystyki globalnej Morana jest wykres punktowy tej statystyki (rys. 4). Przedstawia on lokalne związki przestrzenne, obserwacje nietypowe, jak również przestrzenne niestabilności [Anselin, 1995, s. 93–115]. Wykres ten na osi poziomej ma odłożoną standaryzowaną miarę rozwoju Hellwiga, zaś na pionowej badaną standaryzowaną zmienną opóźnioną przestrzennie. Współczynnik kierunkowy prostej regresji na wykresie punktowym Morana jest statystyką  $I$  i można go interpretować jako siłę związku pomiędzy dostępnością do infrastruktury ICT (szacowaną taksonomiczną miarą rozwoju Hellwiga) a jej położeniem. Punkty położone w pierwszej (HH) i trzeciej (LL) ćwiartce tego wykresu świadczą o dodatniej autokorelacji przestrzennej, zaś punkty z drugiej (HL) i czwartej (LH) ćwiartki oznaczają autokorelację ujemną. HH i LL oznaczają skupianie się województw o podobnych wysokich lub niskich wartościach.

Wykres punktowy Morana może również służyć jako narzędzie badania nietypowych obserwacji w stosunku do globalnej tendencji (punkty w ćwiartkach HL i LH). Wyróżnione obserwacje, które leżą poniżej linii regresji są tzw. *hot spots*. Oznacza to, że wartości badanej zmiennej w tych lokalizacjach przewyższają wartości w obszarach sąsiedzkich znacznie bardziej, niż by to wynikało z ogólnego wzorca przestrzennego. Zaś obserwacje znajdujące się powyżej linii, to regiony, których sąsiedzi mają wyższe niż średnie wartości analizowanej zmiennej.

Z rys. 4 można odczytać wyróżnione obserwacje nietypowe, tj. województwa, które odstają od pozostałych województw. W 2008 r. były to województwa mazowieckie, świętokrzyskie i podkarpackie, w 2009 r. dolnośląskie i mazowieckie, w 2010 r. do dolnośląskiego i mazowieckiego dołączyło podlaskie, a w 2011 r. i 2012 r. ponownie były to tylko województwa dolnośląskie i mazowieckie. Odwołując się do wyników przedstawionych w tabeli 3, można zauważyć, że w badanym okresie województwa dolnośląskie i mazowieckie przodowały ze względu na dostępność do infrastruktury ICT, ale nie było to związane z oddziaływaniem

województw sąsiednich. Dotychczas przeprowadzone badania pozwoliły jedynie na ogólną charakterystykę autokorelacji przestrzennej. W celu uzyskania bardziej szczegółowych informacji w kolejnym kroku analizy wyznaczono lokalne statystyki Morana. Niestety, uzyskane wartości tej statystyki również okazały się statystycznie nieistotne. Wynik ten pokazuje, że w latach 2008–2012 nie można określić żadnych odstających województw w skali lokalnej.

## PODSUMOWANIE

Taksonomiczna analiza rozwoju technologii ICT w Polsce pozwoliła ocenić dystans dzielący poszczególne województwa, pod względem badanego zjawiska oraz wyodrębnić grupy o podobnym poziomie rozwoju. W grupie o wysokim poziomie rozwoju w badanym okresie w każdym roku znalazły się województwa mazowieckie i dolnośląskie. Świadczy to o najwyższym poziomie rozwoju infrastruktury ICT w tych rejonach. Przeprowadzone badania nie wykazały, że na dostępność do infrastruktury ICT mierzoną metodą Hellwiga ma wpływ położenie, ponieważ uzyskano nieistotne współczynniki korelacji Morana między województwami. Być może było to związane z charakterem badanych danych lub dobraną miarą szacowania dostępności do infrastruktury ICT. Wydaje się zatem słuszne, aby przeprowadzić ponowne badania, korzystając z innych mierników zwłaszcza, że ostatnie lata pokazały, iż metody przestrzenne są coraz częściej wykorzystywane w analizach procesów ekonomicznych i demograficznych [Wolny-Dominiak, Zeug-Żebro, 2012, s. 992–998].

## BIBLIOGRAFIA

- Anselin L., 1995, *Local Indicators of Spatial Association-LISA*, "Geographical Analysis", 27, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>.
- Arbia G., 2006, *Spatial Econometrics: Statistical Foundations and Applications to Regional Growth Convergence*. Springer, New York, <http://dx.doi.org/10.1007/978-3-79-08-2070-6>.
- Bivand R., 1980, *Autokorelacja przestrzenna a metody analizy statystycznej w geografii* [w:] *Analiza regresji geografii*, red. Z. Chojnicki, PWN, Poznań.
- Bivand R., 2003, *Spatial Econometrics Functions in R: Classes and Methods*, „Journal of Geographical System”, <http://dx.doi.org/10.1007/s101090300096>.
- Cliff A.D., Ord J.K., 1973, *Spatial Autocorrelation*. Pion, London.
- Getis A., Ord J.K., 1992, *The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics*. Geographical Analysis, 24, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1538-4632.1992.tb00261.x>.
- Hellwig Z., 1968, *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju i strukturę wykwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny”, nr 15 (4).

- Hellwig Z., 1981, *Wielowymiarowa analiza porównawcza i jej zastosowanie w badaniach wielocechowych obiektów gospodarczych* [w:] *Metody i modele ekonomiczno-matematyczne w doskonaleniu zarządzania gospodarką socjalistyczną*, red. W. Welfe, PWE, Warszawa.
- Kopczewska K., 2006, *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R CRAN*, Cedewu.pl, Warszawa.
- Moran P.A.P., 1950, *Notes on Continuous Stochastic Phenomena*, „Biometrika” 37 (1), <http://dx.doi.org/10.2307/2332142>.
- Panek T., 2009, *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa.
- Radomska E., *Wykorzystanie technologii informacyjno-komunikacyjnych (ICT) w Polsce na tle innych krajów – diagnoza i rekomendacje*, [http://www.wsz-pou.edu.pl/magazyn/index.php?strona=mag\\_radom57&p=#\\_ftn3](http://www.wsz-pou.edu.pl/magazyn/index.php?strona=mag_radom57&p=#_ftn3) (dostęp: 1.09.2014).
- Suchecki B. (red.), 2010, *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Wolny-Dominiak A., Zeug-Żebro K., *Spatial statistics in the analysis of county budget incomes in Poland with the R CRAN* [w:] *Proceedings of 30<sup>th</sup> International Conference Mathematical Methods in Economics*, red. J. Ramík, D. Stavárek, Karviná: Silesian University, School of Business Administration 2012.

### Streszczenie

Sektor technologii informacyjno-komunikacyjnych ICT stanowi bardzo ważny element w działalności gospodarczej. Jego rozwój pozwala zwiększyć wzrost gospodarczy, innowacyjność i konkurencyjność gospodarki, a także zatrudnienie. Infrastruktura ICT jest nierozzerwalnie związana z dostępem do Internetu oraz możliwościami jego upowszechniania, tj. techniczną dostępnością łączy internetowych oraz kosztem dostępu do nich, kosztem sprzętu do obsługi Internetu.

W opracowaniu została przeprowadzona analiza dostępności do technologii ICT w Polsce, z uwzględnieniem podziału na województwa, za pomocą statystyk przestrzennych. W badaniach wykorzystano dane pochodzące z banku danych lokalnych GUS.

*Słowa kluczowe:* autokorelacja przestrzenna, infrastruktura ICT, syntetyczna miara rozwoju

### Application of Spatial Statistics in the Analysis of the Accessibility of the ICT Infrastructure in Poland

#### Summary

The ICT sector is a very important element in economic activity. Its development can boost economic growth, innovation and competitiveness of the economy and increase employment. The ICT infrastructure is inextricably linked to the Internet and the possibilities of its dissemination, ie. the technical availability and the cost of access to the Internet as well as the cost of Internet equipment.

The paper presents an analysis of the accessibility of ICT in Poland using spatial statistics. The data used in the study come from the Local Data Bank of the Central Statistical Office. All calculations and maps were made in the R CRAN.

*Keywords:* spatial autocorrelation, ICT infrastructure, synthetic measure of development

JEL: M150, L860, C380