

**Marcin Gospodarowicz**

Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy

## **SPOJNOŚĆ TERYTORIALNA GMIN W POLSCE POD WZGLĘDEM ROZWOJU INFRASTRUKTURY TECHNICZNEJ W LATACH 2005-2015 W UJĘCIU MIAR AUTOKORELACJI PRZESTRZENNEJ**

*TERRITORIAL COHESION OF COMMUNES IN POLAND IN 2005-2015 WITH REFERENCE  
TO TECHNICAL INFRASTRUCTURE DEVELOPMENT IN TERMS OF SPATIAL  
AUTOCORRELATION MEASURES*

**Słowa kluczowe: spójność terytorialna, infrastruktura techniczna, autokorelacja przestrzenna**

*Key words: territorial cohesion, technical infrastructure, spatial autocorrelation*

*JEL codes: R50, R58*

**Abstrakt.** Spójność terytorialna odnosi się do zintegrowanego zarządzania przestrzenią, łagodzącego i zapobiegającego jej polaryzacji. Celem analizy była delimitacja zjawiska spójności terytorialnej pod względem rozwoju infrastruktury technicznej przy wykorzystaniu statystyki autokorelacji przestrzennej w celu identyfikacji klastrów – skupień gmin o podobnej charakterystyce oraz *hot-spots* – regionów o wartościach odstających w stosunku do otoczenia. Badaniem objęto całą populację gmin w Polsce (2478), w latach 2005, 2010 i 2015. Rezultaty wskazują na istnienie dodatniej i rosnącej autokorelacji przestrzennej dla zagregowanej miary rozwoju infrastruktury technicznej w poszczególnych latach. Dla liczebności skupień lokalnych miar statystyki Morana cechami różnicującymi były rodzaj i typ ludnościowy gmin oraz położenie przestrzenne w ujęciu wojewódzkim. Spójność terytorialną, tj. zgodność w przyporządkowaniu do typu skupienia, zidentyfikowano w niewielkiej części badanych jednostek samorządu terytorialnego.

### **Wstęp**

Pojęcie spójności odnosi się do zintegrowanego zarządzania przestrzenią, które łagodzi i zapobiega jej polaryzacji. Z perspektywy europejskiej koncepcja ta związana jest z wyrównywaniem poziomu rozwoju pomiędzy poszczególnymi krajami/regionami ze wsparciem finansowym z UE z wykorzystaniem funduszy spójności, w szczególności dla regionów o najniższym poziomie rozwoju. Spójność terytorialna w wewnętrznej polityce kraju odnosi się do wymiaru przestrzennego dążąc do eliminacji nadmiernych zróżnicowań przestrzennych (wewnątrz regionów, a także pomiędzy regionami) [Polski 2015, Ryszkiewicz 2013]. Infrastruktura techniczna jest ważnymi czynnikami wspierania procesu spójności terytorialnej, ze względu na swoje ścisłe powiązanie z obszarem, jako specyficzne zasoby wpływające na rozwój. Pomiedzy poziomem rozwoju infrastruktury a charakterystykami gospodarczymi i społecznymi gmin zachodzi relacja o charakterze sprzężenia zwrotnego, w której względne bogactwo lokalnej jednostki administracyjnej stymuluje rozwój infrastruktury przy jednoczesnym czerpaniu korzyści z tego faktu [Gospodarowicz 2015].

Zgodnie z zasadą kołowego i kumulatywnego związku przyczynowego Gunnara Myrdala [1958], zmiana poziomu rozwoju infrastruktury technicznej powoduje zmiany w innych cechach charakteryzujących region, sprzężenie zwrotne między nimi intensyfikuje interakcje, a głębokie lokalne przekształcenia mogą stanowić przyczynę nierówności (dywergencji). Szczególnie duże miasta wywierają istotny wpływ na przestrzenne zróżnicowanie obszarów położonych w strefie ich oddziaływania. Znaczenie infrastruktury technicznej w rozwoju terytorium podkreślane jest w wielu teoriach zagospodarowania przestrzennego (m.in. teorii biegunów wzrostu, teorii centrum-peryferie, teorii rozwoju lokalnego), a także analizowane w badaniach empirycznych.

Celem prezentowanej analizy była delimitacja zjawiska spójności terytorialnej gmin w Polsce w latach 2005-2015 pod względem rozwoju infrastruktury technicznej oraz wskazanie obszarów dotkniętych polaryzacją rozwoju. Zgodnie z zasadami budowy statystyk autokorelacji przestrzennej, zidentyfikowano klastry (skupienia) gmin o podobnej charakterystyce oraz tzw. hot-spoty – regiony o wartościach odstających w stosunku do otoczenia.

Zakres przestrzenny badań obejmował 2478 gmin na terenie Polski, w tym 303 gminy miejskie, 583 gminy miejsko-wiejskie i 1592 gminy wiejskie, w latach 2005, 2010 i 2015.

### Material i metodyka badań

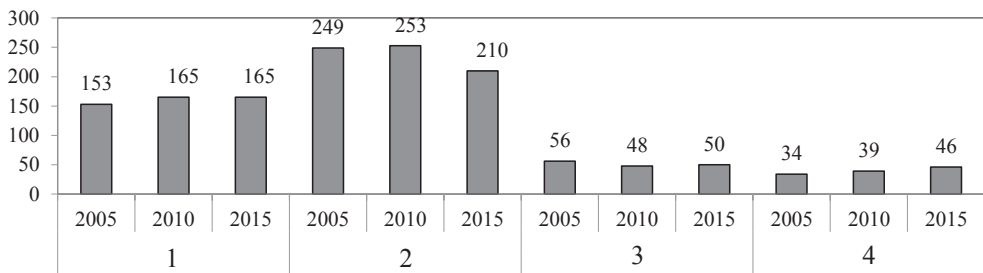
Do oceny poziomu rozwoju demograficznego oraz społeczno-ekonomicznego wykorzystano metodę Zdzisław Hellwiga [1968]. Syntetyczny wskaźnik agregował statystyki dotyczące gęstości sieci wodociągowej, kanalizacyjnej i gazowej (na 100 km<sup>2</sup>) oraz odsetka ludności korzystającej z poszczególnych mediów. W oparciu o wartości przeciętne wskaźnika syntetycznego oszacowano wartości globalnej oraz lokalnej statystyki Morana, opisującej autokorelację przestrzenną gmin. Autokorelacja przestrzenna definiowana jest jako wpływ zjawiska występującego w jednostce przestrzennej na prawdopodobieństwo jego stwierdzenia w sąsiednich formacjach przestrzennych. Jest to zatem miara homogeniczności struktur przestrzennych, która może być klasyfikowana jako dodatnia (pozytywna), ujemna (negatywna) lub zerowa (brak autokorelacji). Autokorelacja dodatnia oznacza przestrzenne tworzenie klastrów (skupień) wysokich lub niskich wartości obserwowanych zmiennych. Ujemna autokorelacja oznacza sąsiedowanie w przestrzeni wartości wysokich z wartościami niskimi, a niskich z wysokimi, czego obrazem graficznym jest wzór szachownicy. Brak autokorelacji przestrzennej odpowiada przestrzennej losowości, gdzie rozmieszczenie wartości wysokich i niskich zmiennych jest całkowicie przypadkowe [Kopczevska 2006].

Statystyka przestrzenna wykorzystuje globalne (wskazujące na istnienie korelacji w obrębie całej badanej populacji) i lokalne (opisujące zależności przestrzenne wybranego podmiotu z jednostkami sąsiadującymi) wskaźniki autokorelacji przestrzennej. Popularne miary autokorelacji przestrzennej to globalna statystyka I Morana oraz wskaźniki lokalne LISA [Janc 2006]. Interpretacja współczynnika autokorelacji przestrzennej zbliżona jest do klasycznego współczynnika korelacji liniowej. Jednoczynnikowa miara I Morana to globalna statystyka, która informuje o istnieniu klastra bądź rozproszeniu danych, ale nie podaje lokalizacji klastra. Lokalna miara I<sub>i</sub> Morana to statystyka autokorelacji przestrzennej autorstwa Luc Anselin [1995] jako lokalny wskaźnik powiązań przestrzennych (LISA). Przy pomocy lokalnej statystyki Morana I<sub>i</sub> LISA możliwe jest wyznaczenie skupisk jednostek przestrzennych i dokonanie oceny, czy wybrana jednostka otoczona jest przez podmioty o podobnych lub różnych wartościach badanych cech w relacji do losowego rozkładu w badanej przestrzeni. Rozkłada ona wartości globalnej statystyki Morana na komponenty, tworząc w ten sposób mapę z regionami (klastrami), które mają wysokie wartości zmiennej, otoczonych sąsiadami o wysokich wartościach (*high-high* HH), regiony o niskich wartościach otoczonych sąsiadami o niskich wartościach (*low-low* LL) oraz pary *low-high* LH i *high-low* HL, tj. jednostki otoczone podmiotami o odmiennych charakterystykach badanej zmiennej. Klastry, tj. regiony zgodności w znacznym stopniu przyczyniają się do pozytywnego wyniku globalnej autokorelacji przestrzennej, podczas gdy niezgodności (tzw. hot-spoty) znacząco obniżają autokorelację. Reprezentacja graficzna wyników analizy przy wykorzystaniu globalnej statystyki Morana przyjmuje postać dwuwymiarowego wykresu rozproszenia (ang. *scatterplot diagram*), w którym opóźnienie przestrzenne reszt regresji cechy jest funkcją standaryzowanych wartości reszt z klasycznego modelu regresji. Globalny charakter wskaźnika autokorelacji w całej populacji można odczytać na podstawie nachylenia linii regresji. W piśmiennictwie krajowym miary autokorelacji lokalnej na poziomie gmin były wykorzystywane m.in. do analizy dyfuzji rozwoju z miast metropolitalnych i identyfikacji obszarów dotkniętych polaryzacją w kontekście dochodów jednostkowych budżetów gmin [Herbst, Wójcik 2013].

## Wyniki badań

Oszacowana globalna statystyka I Morana dla badanej populacji w kolejnych latach miała wartości dodatnie i istotne statystycznie (0,168 w 2005 roku, 0,189 w 2010 roku oraz 0,197 w 2015 roku). Oznacza to istnienie dodatniej autokorelacji przestrzennej w poszczególnych latach, czyli skupianie się obszarów (gmin) o podobnych charakterystykach infrastrukturalnych. Jednocześnie rosnąca tendencja wartości rozważanej statystyki w całym rozpatrywanym okresie 2005-2015, oznacza wzmocnienie zależności przestrzennej. Wzrost wartości globalnej statystyki I Morana w ostatnich latach świadczy o zachodzącym procesie konwergencji rozwojowej w badanym obszarze. Analiza wskaźników zależności przestrzennych w ujęciu wartości lokalnej statystyki I Morana wykazała wartości istotne dla 492 gmin w 2005 roku, 505 w 2010 roku oraz 471 w 2015 roku. Proporcje te pozostają zatem na relatywnie stałym poziomie w okresie analizy. Dane zaprezentowane na rysunku 1 wskazują jednak na odmienne kształtowanie się liczby i dynamiki klastrów i hot-spotów w poszczególnych latach.

Analiza dynamiki zjawiska wskazuje, że liczba klastrów typu HH wzrosła niemal o 8% w okresie 2005-2015. Dynamika tworzenia klastrów HH była zatem dodatnia w całym okresie analizy. Liczba klastrów typu LL wzrosła w przypadku agregatowych charakterystyk demograficznych o niecałe 2% w latach 2005-2010, aby następnie zanotować znaczący spadek (o 17%) w kolejnej pięcioletniej. Łącznie zatem w badanym przedziale czasowym liczba klastrów tego typu spadała (o 16%). W tym przypadku można mówić o ujemnej dynamice tworzenia się nowych klastrów przestrzennych złożonych z gmin o niskim poziomie rozwoju infrastruktury. W przypadku tzw. hot-spotów, czyli gmin otoczonych jednostkami o odmiennych charakterystykach brak jest jednolitego wzorca rozwoju zjawiska. Łączna liczba hot-spotów spadła o około 3% w okresie 2005-2010, aby w kolejnym badanym przedziale czasowym zanotować wzrost o około 10%. Łącznie w latach 2005-2015 liczba hot-spotów w analizowanej populacji wzrosła o około 6%. Liczba skupień typu LH spadła o 15% w okresie 2005-2010 oraz 10% w latach 2005-2015, a liczba skupień typu HL wzrosła o 35% pomiędzy latami 2005 a 2015. Może to wskazywać na sytuację, gdy zróżnicowanie relacji przestrzennych w zakresie rozwoju infrastruktury relatywnie rośnie.



1. wysokie otoczone wysokim HH/*high surrounded by high HH*
2. niskie otoczone niskim LL/*low surrounded by low HH*
3. niskie otoczone wysokim LH/*low surrounded by high LH*
4. wysokie otoczone niskim HH/*high surrounded by low HL*

Rysunek 1. Liczba gmin należących do klastrów i hot-spotów przestrzennych w latach 2005, 2010 i 2015 (na podstawie wartości lokalnej statystyki Morana)

*Figure 1. Population of municipalities belonging to clusters and hot-spots in 2005, 2010 and 2015 (based on the local Moran statistics)*

Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych  
*Source: own elaboration based on the Local Data Bank*

Tabela 1. Liczba gmin w poszczególnych skupieniach w ujęciu rodzajowym i przestrzennym według województw  
Table 1. Population of municipalities in particular groups according to type and provinces

Rodzaj i typ ludnościowy gminy/ Type and population of municipality	Typ skupienia/ <i>Homogenous group type</i>											
	HH	LL	LH	HL	HH	LL	LH	HL	HH	LL	LH	HL
	2005				2010				2015			
Najmniejsze/ <i>Smallest</i>	7	3	1	6	6	2	3	6	6	2	2	7
Małe/ <i>Small</i>	9	1		10	11	1		10	10			10
Średnie/ <i>Average</i>	18			8	17	1		10	18			11
Duże/ <i>Large</i>	10			6	11			7	11			6
Największe/ <i>Largest</i>	14				14			1	15			1
Miejskie/ <i>Urban</i>	58	4	1	30	59	4	3	34	60	2	2	35
Najmniejsze/ <i>Smallest</i>		15	1			18	1			17	1	
Małe/ <i>Small</i>	4	92	8		5	96	5		4	74	9	1
Średnie/ <i>Average</i>	28	59	19		32	61	15	1	29	51	15	3
Duże/ <i>Large</i>	25	10	2		28	11	5	1	29	9	8	
Największe/ <i>Largest</i>	15	4	4		17	1	2		16	2	2	
Wiejski/ <i>Rural</i>	72	180	34	0	82	187	28	2	78	153	35	4
Najmniejsze/ <i>Smallest</i>		6	1			8	1			8	1	
Małe/ <i>Small</i>		15	3		1	15	2		2	17	2	
Średnie/ <i>Average</i>	7	24	12	2	5	21	10	1	7	20	6	4
Duże/ <i>Large</i>	10	19	5	1	10	18	4	2	10	20	4	3
Największe/ <i>Largest</i>	6	1		1	8				8			
Miejsko-wiejskie/ <i>Urban-rural</i>	23	65	21	4	24	62	17	3	27	55	13	7
Województwo/ <i>Province:</i>												
dolnośląskie	2	4	10	1		2	5	2	2	1	4	2
kujawsko-pomorskie		2	1			2			2	1	5	
lubelskie	4	52	2	8	5	55		9	4	57	1	9
lubuskie		9		2		10		2		7		3
łódzkie	5	7	3	1	5	11	2	1	5	6	4	1
małopolskie	18	8	1		20	9	1	2	17	13	1	8
mazowieckie	22	65	7	8	28	53	10	8	32	41	10	6
opolskie		2				1						
podkarpackie	33	6	5		30	6	4	1	22	15	3	2
podlaskie		30		6		37		5		33		7
pomorskie	8	14	5	4	10	9	5	4	11	4	4	4
śląskie	51	9	4		56	13	4		58	7	4	
świętokrzyskie	2	22	4		2	17	4		2	9	3	
warmińsko-mazurskie	1	17	6	3	1	19	6	5	2	7	3	4
wielkopolskie	7		7		8	1	6		7		7	
zachodniopomorskie		2	1	1		8	1		1	9	1	

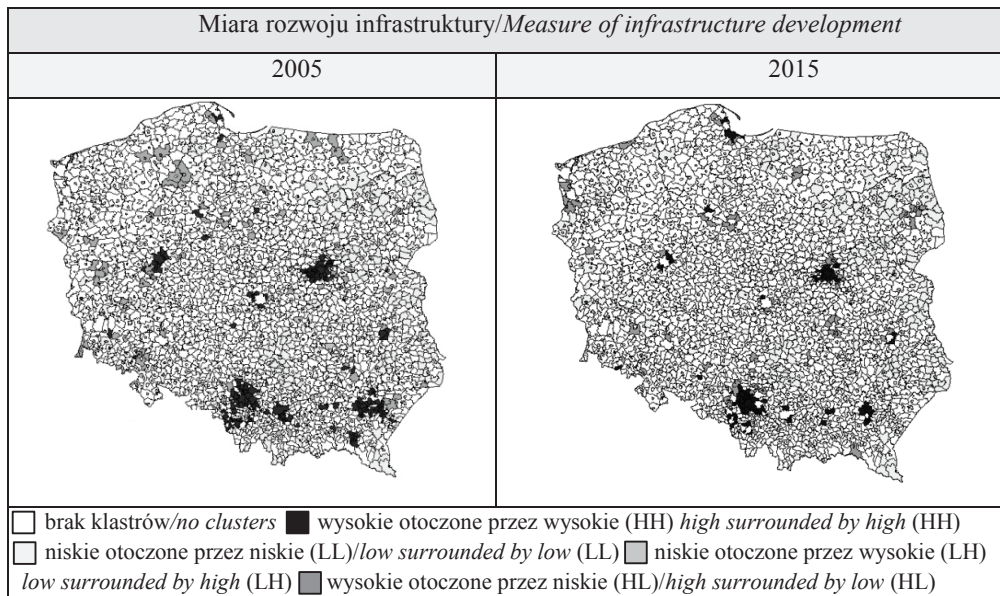
\* populacja (tys.) w rodzajach i typach ludnościowych gmin: miejskie – najmniejsze (< 10), małe (10-20), średnie (20-50), duże (50-100), największe (> 100), wiejskie – najmniejsze (< 2,5), małe (2,5-5), średnie (5-10), duże (10-15), największe (> 15), miejsko-wiejskie – najmniejsze (< 5), małe (5-7,5), średnie (7,5-15), duże (15-30), największe (> 30)/population (thous.) in types of municipalities: urban – smallest (<10), small (10-20), average (20-50), large (50-100), largest (> 100); rural – smallest (<2.5), small (2.5-5), medium (5-10), large (10-15), largest (> 15), urban-rural – smallest (< 5), small (5-7.5), average (7.5-15), large (15-30), largest (> 30)

Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych

Source: own elaboration based on the Local Data Bank

W ujęciu przestrzennym po nałożeniu gmin na siatkę wojewódzką (tab. 1) widoczne było, że lokalne klastry typu HH przeważają na terenie województw: śląskiego, podkarpackiego, mazowieckiego, małopolskiego oraz pomorskiego (w latach 2010 i 2015), a dla klastrów typu LL główna lokalizacja obejmuje tereny województw: mazowieckiego, lubelskiego, podlaskiego, świętokrzyskiego, warmińsko-mazurskiego i pomorskiego (w latach 2005 i 2010).

Powyższe konstatacje można potwierdzić analizując reprezentację graficzną (w postaci mapy) rozkładu liczby gmin należących do poszczególnych typów skupień – klastrów bądź hot-spotów. Układ gmin zaprezentowany na rysunku 2 obejmuje lata 2005 i 2015. Obszary występowania klastrów wysokiego i niskiego rozwoju są rozgraniczone w sposób wyraźny i podzielone pomiędzy zachodnią i wschodnią część terytorium Polski. Widoczne jest również zgrupowanie hot-spotów – gmin o niskich wartościach cechy otoczonych wysokimi na terenie województw lubelskiego, mazowieckiego, małopolskiego i kujawsko-pomorskiego. W odniesieniu do rodzaju i wielkości gminy (tab. 1) można wskazać na prawidłowość, zgodnie z którą klastry o wysokiej wartości cechy (HH) występowały na obszarze gmin miejskich (bez względu na wielkość) oraz w gminach wiejskich i miejsko-wiejskich o najwyższym potencjale ludnościowym. Zasada ta zachowuje ważność w całym okresie analizy (2005-2015). Klastry o niskiej wartości cechy (LL) zaobserwować można przede wszystkim na terenie małych gmin wiejskich i w małych gminach miejsko-wiejskich. Również ta relacja utrzymywała się w całym okresie badania. W gminach miejskich nie powstawały prawie żadne klastry LL, stwierdzono natomiast w tej grupie stosunkowo dużą liczbę hot-spotów typu HL. W 2015 było 35 takich jednostek położonych przede wszystkim na terenie województw lubelskiego, mazowieckiego, małopolskiego i podlaskiego.



Rysunek 2. Liczba gmin należących do klastrów i hot-spotów przestrzennych w latach 2005 i 2015 (na podstawie wartości lokalnej statystyki Morana)

Figure 2. The number of municipalities belonging to clusters and spatial hotspots in 2005 and 2015 (based on the local Moran statistics)

Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych

Source: own elaboration based on the Local Data Bank

Analizę zależności pomiędzy poziomem rozwoju infrastruktury w kolejnych latach w ujęciu zidentyfikowanych jednorodnych skupień gmin oparto na tabelach kontyngencji, a miarą statystyczną wykorzystaną do wnioskowania o zależności bądź jej braku był klasyczny test badania zgodności cech mierzalnych i niemierzalnych  $\chi^2$  na poziomie istotności 1%. Podstawą oceny kierunku i siły zależności był współczynnik asocjacji V-Cramera, który może być stosowany do wszelkiego typu danych o charakterze nieciągłym tj. zarówno typu nominalnego, jak i binarnego oraz uporządkowanego. Zakres wartości współczynnika V-Cramera zawiera się od 0 (wskazującego na bezwzględny brak zależności) do 1 (wskazującego na kompletną zależność). W założeniu wyższe wartości współczynnika V-Cramera wskazują na silniejszy związek analizowanych cech [King, Minium 2009].

Współczynniki zależności V-Cramera dla par danych w kolejnych latach obserwacji charakteryzowały się stosunkowo wysokimi wartościami – 0,798 w okresie 2005/2010, 0,719 dla pary 2010/2015 oraz 0,654 pomiędzy 2005/2015, co świadczy o relatywnie wysokiej zależności pomiędzy nimi, a zatem o stabilności wzorca rozkładu przypisania terytorialnego poszczególnych skupień. Jednak należy odnotować spadek tego wskaźnika w okresie analizy, co może wskazywać na zmianę sytuacji w zakresie rozwoju infrastruktury technicznej w latach 2005-2015. Ogółem w 10-ciu latach analizy 327 gmin zachowało zgodność w przyporządkowaniu do typu skupienia. W grupie tej znajdowały się 123 podmioty typu HH, 161 typu LL oraz 21 typu LH i 22 typu HL. W przypadku skupień typu HH dominowały gminy miejskie z województw śląskiego, podkarpackiego, mazowieckiego i małopolskiego, zaś dla klastra niskich wartości (LL) średniej wielkości gminy wiejskie z obszaru województwa lubelskiego, mazowieckiego i podlaskiego. W kolejnych latach analizy można zauważyć, że spójność w odniesieniu do infrastruktury technicznej dotyczyła w szczególności gmin o jednorodnie niskim poziomie cechy należących do klastrów typu LL. Gminy wiejskie o zgodnych klasyfikacjach przy wysokim poziomie cechy położone były w obszarze pasa przylegającego do stolic województwa. Potwierdza to tezę, że szczególnie duże miasta wywierają istotny wpływ na przestrzenne zróżnicowanie obszarów położonych w przyległej strefie. Znaczenie gmin tworzących hot-spoty w budowaniu spójności było marginalne (jedynie około 1% jednostek w łącznej grupie gmin o spójnej klasyfikacji).

### Podsumowanie

Przeprowadzona analiza wykazała istnienie dodatniej autokorelacji przestrzennej dla rozwoju infrastruktury w poszczególnych latach, a rosnący poziom globalnej statystyki Morana w rozpatrywanym okresie 2005-2015 oznacza wzmocnienie zależności przestrzennej. Utrzymywanie się oraz powiększanie zróżnicowania poziomu rozwoju infrastruktury technicznej (polaryzacja) oznacza, że nie jest to zjawisko przypadkowe i przejściowe, lecz odzwierciedla trwałe tendencje w jej rozwoju. W badanym okresie nastąpiło osłabienie spójności terytorialnej w zakresie infrastruktury technicznej. Dla liczebności skupień lokalnych miar statystyki Morana cechami różnicującymi były rodzaj i typ ludnościowy gmin oraz położenie przestrzenne w ujęciu wojewódzkim. Delimitacja spójności gmin przy niskim/wysokim poziomie wskaźników rozwoju infrastruktury wskazuje na wyraźne zróżnicowanie dla regionów wschodnich i zachodnich Polski. Wykorzystanie metody korelacji przestrzennej na poziomie gmin ujawniło, że Warszawa, Poznań, Gdańsk oraz aglomeracja górnośląska są najsilniejszymi ośrodkami dyfuzji rozwoju w skali swoich regionów. Jednocześnie województwo mazowieckie pozostaje regionem, w którym występuje znaczna polaryzacja między gminami w obszarze metropolitalnym a położonymi bezpośrednio poza nimi. Niekorzystna pod względem perspektyw rozwojowych jest sytuacja gmin położonych na peryferiach dużych obszarowo województw, które nie mają silnych powiązań funkcjonalnych z metropoliami w swoich regionach.

### Literatura/Bibliography

- Anselin Luc. 1995. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis* 27 (2): 93-115.
- Gospodarowicz Marcin. 2015. Social and technical infrastructure development of municipalities (gminas) in Poland. *Studies in Agricultural Economics* 117, 147-154, doi:10.7896/j.1510.
- Hellwig Zdzisław. 1968. Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr (Application of the taxonomic method to the typological division of countries due to the level of their development and the resources and structure of qualified personnel). *Przegląd Statystyczny* 4: 307-327.
- Herbst Mikołaj, Piotr Wójcik. 2013. Delimitacja dyfuzji rozwoju z miast metropolitalnych z wykorzystaniem korelacji przestrzennej (Diffusion of economic development from metropolitan cities in Poland. Delimitation on the basis of spatial correlation). *Studia Regionalne i Lokalne* 4 (54): 6-21.
- Janc Krzysztof. 2006. Zjawisko autokorelacji przestrzennej na przykładzie statystyki I Morana oraz lokalnych wskaźników zależności przestrzennej (LISA) – wybrane zagadnienia metodyczne (Spatial autocorrelation on the example of Moran's statistics and local spatial dependence indicators (LISA) – selected methodological issues). *Dokumentacja Geograficzna* 33: 76-83.
- King Bruce M., Edward W. Minium. 2009. *Statystyka dla psychologów i pedagogów* (Statistics for psychologists and pedagogues). Warszawa: PWN.
- Kopczewska Katarzyna. 2006. *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R CRAN* (Econometrics and spatial statistics using the R CRAN program). Warszawa: CeDeWu.
- Myrdal Gunnar. 1958. *Teoria ekonomii a kraje gospodarczo nierozwinięte* (Theory of economics and economically undeveloped countries). Warszawa: Polskie Wydawnictwa Gospodarcze.
- Polski Jan. 2015. Spójność terytorialna jako podstawa polityki regionalnej (Territorial cohesion as the basis for regional policy). *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Gospodarka Regionalna w Teorii i Praktyce* 382: 74-80, doi: 10.15611/pn.
- Ryszkiewicz Alicja. 2013. Od konwergencji do spójności i efektywności. *Podstawy teoretyczne polityki spójności gospodarczej, społecznej i terytorialnej Unii Europejskiej* (From convergence to cohesion and efficiency. Theoretical foundations of the economic, social and territorial cohesion policy of the European Union). Warszawa: Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.

### Summary

*Territorial cohesion refers to integrated space management, that mitigates and prevents its polarization. The aim of the analysis was to delimit the phenomenon of territorial cohesion in terms of the development of technical infrastructure using spatial autocorrelation statistics to identify homogeneous groups – clusters of municipalities with similar characteristics and hot spots – regions with outliers in relation to the environment. The survey covered the entire population of communes in Poland (2,478), in 2005, 2010 and 2015. The results indicate the existence of positive and increasing spatial autocorrelation for the aggregate measure of technical infrastructure development in subsequent years. For the size of clusters of local Moran statistics, the differentiating features were the type and population type of communes and the spatial location in voivodship. Territorial cohesion, ie compliance in relation to the type of homogenous group has been identified in a small part of the surveyed local government units.*

Adres do korespondencji  
dr hab. Marcin Gospodarowicz, prof. IERiGŻ-PIB  
orcid.org/0000-0001-5011-3247  
Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy  
ul. Świętokrzyska 20, 00-002 Warszawa  
tel. (22) 505 44 36  
e-mail: marcin.gospodarowicz@ierigz.waw.pl,