

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Anna KOŁODZIEJCZAK
Tomasz KOSSOWSKI

Wykorzystanie metody autokorelacji przestrzennej do analizy ubóstwa na obszarach wiejskich

Streszczenie. *Celem artykułu jest prezentacja metody autokorelacji przestrzennej (LISA) do określenia stopnia koncentracji, czyli lokalnych powiązań przestrzennych występowania ubóstwa na obszarach wiejskich. Do analizy wzięto pod uwagę wskaźniki dotyczące osób żyjących poniżej kryterium dochodowego i korzystających z pomocy społecznej w latach 2009 i 2013 na podstawie publikacji GUS „Ubóstwo ekonomiczne w Polsce”. Kryterium takie jest określone jako próg ubóstwa ustawowego, jednak jego miara nie oddaje w pełni skali tego zjawiska. Brak corocznej waloryzacji progów ubóstwa powoduje spadek koncentracji tego zjawiska na obszarach wiejskich, natomiast podwyżka progów kryterium dochodowego przyczynia się do wzrostu zasięgu występowania ubóstwa.*

Słowa kluczowe: metoda autokorelacji przestrzennej, ubóstwo, obszary wiejskie, Polska.

Badanie ubóstwa nabiera szczególnego znaczenia w kontekście przestrzennej analizy przemian gospodarczych, społecznych, porównania rozwoju wybranych obszarów czy wskazania dysproporcji poziomu życia społeczeństwa zamieszkującego obszary wiejskie danego regionu. Dzięki takim ocenom można wskazać dystans dzielący poszczególne obszary wiejskie czy wyodrębnić klastry o zbliżonej koncentracji ubóstwa.

W badaniach nad ubóstwem występują rozbieżności w ocenach zasięgu i okresu występowania tego zjawiska, co jest powodowane brakiem precyzyjnej

definicji. Zdaniem Panka (2014, s. 262) ubóstwem określamy sytuację, w której jednostka (osoba, rodzina, gospodarstwo domowe) nie posiada wystarczających dochodów bieżących i z poprzednich okresów, jak również nagromadzonych zasobów materialnych pozwalających na zaspokojenie jej potrzeb. Ogólnie można przyjąć, że ubóstwo to sytuacja względnie trwałego i niedobrowolnego niskiego poziomu zaspokojenia jednej, kilku lub wszystkich uniwersalnych i podstawowych potrzeb człowieka (Szarfenberg, 2007).

Wśród stosowanych metod statystycznych pomiaru ubóstwa można wyróżnić dwa podstawowe podejścia — klasyczne oraz wielowymiarowe. Pierwsze z nich charakteryzuje się przyjęciem w badaniu zjawiska ubóstwa jednego wskaźnika, tj. poziomu dochodów gospodarstwa domowego. W przypadku podejścia wielowymiarowego brane są pod uwagę zasadnicze determinanty sytuacji gospodarstw domowych, jak również mierniki jakościowe, takie jak wyposażenie gospodarstw w dobra trwałego użytku, formy spędzania wolnego czasu czy wskaźniki oceny stanu zdrowia. Wielowymiarowe ujęcie ubóstwa podejmowane było w wielu pracach teoretycznych i praktycznych (Sen, 1992; Deutsch i Silber, 2005; Panek, 2009). Ubóstwo jest zjawiskiem wielowymiarowym, jednak ze względów praktycznych jego pomiar ogranicza się często do aspektów ekonomicznych (Pollok, 2002).

W ocenie stanu ubóstwa rozróżniana się ubóstwo obiektywne i subiektywne. Ubóstwo obiektywne jest wyznaczane na podstawie przyjmowanych w gospodarce mierników. Oznacza ono brak możliwości zaspokojenia potrzeb. Z kolei ubóstwo subiektywne jest wyrazem odczuwania braku możliwości zaspokojenia potrzeb uznawanych przez jednostkę za podstawowe.

Z ubóstwem obiektywnym wiąże się pojęcie ubóstwa absolutnego, które nierozdzielnie łączy się z kategorią minimum socjalnego oraz egzystencji. Wyznaczają one taką zawartość koszyka dóbr i usług, która w pierwszym przypadku ma na celu zapewnienie zaspokojenia podstawowych potrzeb w takim zakresie, aby nie nastąpiło zakłócenie prawidłowego funkcjonowania człowieka w społeczeństwie, w drugim zaś — ma zagwarantować przynajmniej biologiczne trwanie życia ludzkiego. Obok minimum socjalnego czy egzystencji inną granicą stosowaną w badaniach jest ubóstwo ustawowe.

Obiektywne granice ubóstwa w większości oparte są na danych statystycznych wskazujących na sytuację materialną jednostek. Nie ma w nich bezpośredniego odniesienia do jednostek przestrzennych, które powinny być brane pod uwagę przy pomiarach koncentracji ubóstwa.

Przyjęcie definicji ubóstwa do badań nad jego koncentracją ma duże znaczenie dla efektywności analizy tego zjawiska. Istotna jest tu także dostępność danych lub wskaźników dla gmin miejsko-wiejskich i wiejskich.

Celem artykułu jest prezentacja wykorzystania metody autokorelacji przestrzennej do określenia koncentracji ubóstwa występującego na obszarach wiejskich w Polsce. Przyjęto założenie, że obszary wiejskie to tereny znajdujące się w granicach administracyjnych gmin miejsko-wiejskich i wiejskich. Zakres badań statystycznych obejmował lata 2009 i 2013. Jako zmienną do badań przyjęto

osoby korzystające z pomocy społecznej wynikającej z kryterium dochodowego. Granica ubóstwa ustawowego jest to maksymalna kwota miesięcznych dochodów, która zgodnie z obowiązującą ustawą o pomocy społecznej uprawnia do ubiegania się o przyznanie świadczenia pieniężnego. Od 1.10.2012 r. kryterium dochodowe uprawniające do korzystania z pomocy społecznej wynosi 542 zł dla osoby samotnie gospodarującej (wcześniej 477 zł) oraz 454 zł dla osoby w rodzinie (wcześniej 477 zł)¹. Obliczenia przeprowadzono w programie *GeoDa*.

AUTOKORELACJA PRZESTRZENNA

Autokorelacja przestrzenna jest to korelacja pomiędzy wartościami tej samej zmiennej w różnych punktach przestrzeni. Podobny wariant korelacji stanowi autokorelacja w czasie, gdy wartość obserwacji zmiennej zależy od obserwacji wcześniejszych (Griffith, 2003). Autokorelacja ta ma charakter jednokierunkowy, podczas gdy autokorelacja przestrzenna jest wielokierunkowa. Szczegółowy przegląd zagadnień związanych z modelowaniem autokorelacji przestrzennej, jak i źródłami tego pojęcia znajduje się w pracach Anselina (1988) i Getisa (2007).

Autokorelacja przestrzenna na ogół jest definiowana jako wpływ procesu lub zjawiska w punkcie/punktach przestrzeni na przebieg tego procesu lub zjawiska w innym punkcie/punktach przestrzeni. Zgodnie z pierwszym prawem geografii sformułowanym przez Toblera (1970), takie oddziaływanie maleje wraz z odległością pomiędzy punktami. Konsekwencją zależności przestrzennej jest korelacja pomiędzy wartościami obserwacji jednej zmiennej w różnych punktach przestrzeni. Według Bivanda (1980) autokorelacja ma miejsce wówczas, gdy występowanie jednego zjawiska w jednostce przestrzennej powoduje zwiększenie się albo zmniejszenie prawdopodobieństwa wystąpienia danego zjawiska w jednostkach sąsiednich. Autokorelacja przestrzenna określa stopień związku wartości zmiennej dla danej jednostki przestrzennej z wartością tej samej zmiennej w innej jednostce (lokalizacji). Najbardziej znanymi współczynnikami autokorelacji przestrzennej są współczynniki autokorelacji *I* Morana oraz *c* Geary'ego. W artykule wykorzystano współczynnik Morana zdefiniowany następująco (Moran, 1950):

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n c_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

¹ Ustawa z dnia 12 marca 2004 r. o pomocy społecznej, Dz. U. z 2004 r. Nr 64, poz. 593.

gdzie:

- n — liczba jednostek przestrzennych,
- c_{ij} — elementy macierzy sąsiedztwa \mathbf{C} ,
- s_0 — suma elementów macierzy \mathbf{C} ,
- x_i — wartość obserwacji dla i -tej jednostki.

Elementy macierzy sąsiedztwa przyjmują jedną z dwóch możliwych wartości — jedynekę, gdy dwa obszary są sąsiadami bądź zero w przeciwnym przypadku. Sąsiedztwo może być zdefiniowane na wiele sposobów. Najczęściej jest określane jako sąsiedztwo bezpośrednie, występujące w sytuacji, gdy dwa obszary mają wspólną granicę. Sąsiedztwo może też być wyznaczane na podstawie kryterium odległości. Wtedy sąsiadami są te obszary, których centroidy leżą od siebie nie dalej niż w pewnej ustalonej odległości d . Tak zdefiniowane sąsiedztwa generują symetryczne macierze \mathbf{C} . Warunek symetrii nie jest spełniony w przypadku macierzy sąsiedztwa typu knn (k -nearest neighbours), które powstają w wyniku zastosowania kryterium k najbliższych sąsiadów danej jednostki przestrzennej. Odległości pomiędzy jednostkami przestrzennymi są utożsamiane z odległościami pomiędzy ich centroidami. Możliwe są sytuacje, gdy jednostka przestrzenna A jest jednym z k najbliższych sąsiadów jednostki B , ale B nie jest takim sąsiadem dla A . Ta „asymetria” tak zdefiniowanej relacji sąsiedztwa występuje często w przypadku jednostek położonych na granicy analizowanego obszaru albo dla jednostek położonych w pobliżu dużych miast.

W badaniach najczęściej wykorzystuje się wierszowo standaryzowaną macierz wag \mathbf{W} , która powstaje z przekształcenia macierzy \mathbf{C} w wyniku podzielenia każdego jej elementu sumą owych elementów dla wiersza, do którego on należy:

$$w_{ij} = \frac{c_{ij}}{\sum_{j=1}^n c_{ij}}$$

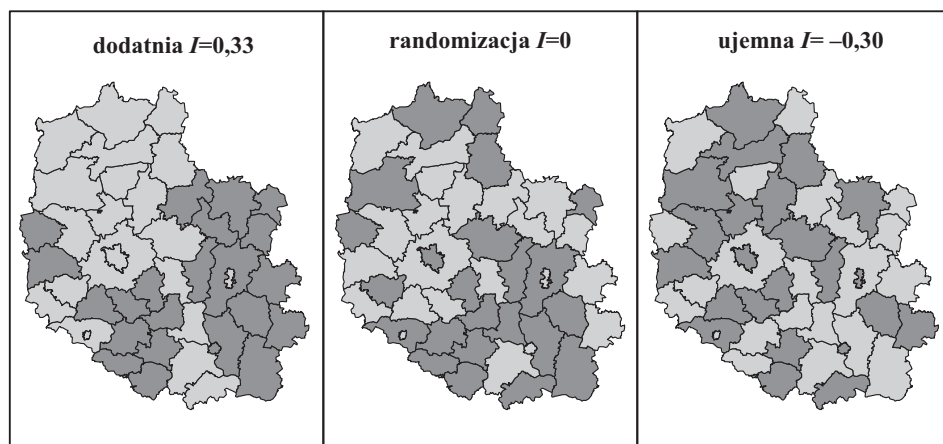
Po takim przekształceniu współczynnik autokorelacji przestrzennej uzyskuje prostszą postać:

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

Wartości współczynnika Morana mają interpretację pozwalającą określić stopień autokorelacji przestrzennej. Jeżeli wartość współczynnika I Morana jest większa od $-\frac{1}{n-1}$, to mówimy o dodatniej autokorelacji przestrzennej,

w przeciwnym wypadku — o ujemnej autokorelacji przestrzennej. Dla wartości zbliżonych do $-\frac{1}{n-1}$ przyjmuje się, że rozkład wartości zmiennej x w przestrzeni jest losowy. Dla dużych n wartość ta nie różni się znacząco od zera, dlatego często również wartość $I=0$ utożsamia się z brakiem autokorelacji przestrzennej. Na wykr. 1 przedstawiono przykłady takich sytuacji.

Wykr. 1. AUTOKORELACJA PRZESTRZENNA



Źródło: Kossowski, 2009.

Testowanie istotności współczynnika autokorelacji przestrzennej I Morana odbywa się za pomocą testu $Z(I)$:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}}$$

gdzie $E(I) = -\frac{1}{n-1}$. Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej $I=E(I)$, statystyka $Z(I)$ ma rozkład asymptotycznie normalny standaryzowany. Momenty teoretyczne tej statystyki są znane (Cliff i Ord, 1973). Zbieżność rozkładu tej statystyki do rozkładu normalnego jest jednak dość powolna. Dlatego w praktyce najczęściej nie korzysta się z asymptotycznego rozkładu statystyki $Z(I)$, lecz wykorzystuje się test permutacyjny. Test ten polega na k -krotnym wykonaniu permutacji wartości x_i pomiędzy lokalizacjami. Wyliczane dla każdej permutacji współczynniki autokorelacji przestrzennej są wykorzystywane do wygenerowania rozkładu empirycznego statystyki $Z(I)$ (Kossowski, 2009).

Zastosowanie współczynnika autokorelacji przestrzennej I Morana pozwala na wykrycie siły i charakteru zależności przestrzennej na badanym obszarze. Współczynnik ten ma charakter globalny, który syntetycznie charakteryzuje autokorelację przestrzenną. Jego wartość określa charakter uśrednionego wzorca autokorelacji przestrzennej na badanym obszarze. Jest on jednak niewrażliwy na występowanie lokalnych odchyłeń od uśrednionego wzorca autokorelacji przestrzennej i nie zawiera w sobie informacji o stopniu niestabilności tego wzorca. Nie jest więc możliwa identyfikacja obszarów o lokalnie silniejszej (dodatniej) zależności przestrzennej, a także obserwacji odstających, a więc powiązanych z lokalnie ujemną autokorelacją przestrzenną. W celu pokonania tej niedogodności wykorzystuje się statystykę lokalną, której wartości są wyliczane dla każdej jednostki przestrzennej. Dzięki temu możliwe jest określenie, czy region otaczają sąsiedzi o wysokich bądź niskich wartościach badanej zmiennej.

Najczęściej takie badania prowadzi się wykorzystując Local Indicators of Spatial Association (LISA), które zaproponował Anselin (1995). Jednym z nich jest lokalna statystyka Morana — I_i , która pozwala identyfikować efekty aglomeracyjne oraz pokazuje klastry wysokich i niskich wartości (Kossowski, 2009). Można dzięki temu wyodrębnić tzw. *hot spots*, czyli obszary wysokich wartości badanej zmiennej, otoczonych przez obszary o podobnych wartościach tej zmiennej bądź analogicznie postąpić dla koncentracji niskich wartości.

Statystyka lokalna Morana dla i -tego obszaru jest wyliczana według formuły (Anselin, 1995, s. 98):

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j$$

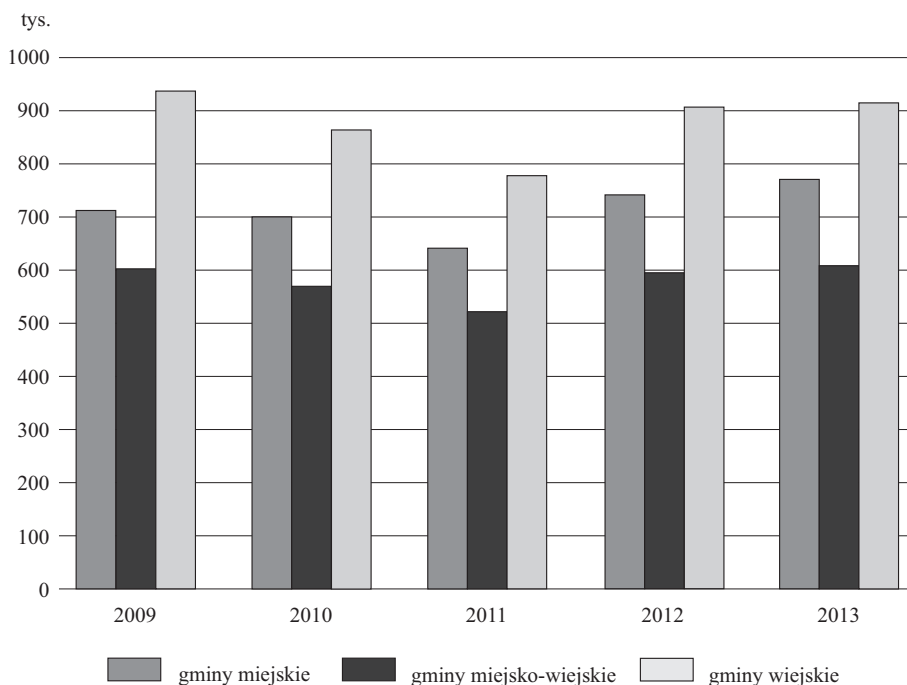
gdzie $z_i = x_i - \bar{x}$, $z_j = x_j - \bar{x}$, a w_{ij} są elementami macierzy wag przestrzennych. Statystyka lokalna Morana ma rozkład w przybliżeniu normalny, ale często występują problemy z ustaleniem jej dokładnego rozkładu. Jednostki o istotnych statystycznie wartościach I_i pozwalają na ustalenie klastrów o niskich (LL) lub wysokich (HH) wartościach badanej zmiennej, tj. przypisania do tzw. *hot* albo *cold* spotów (Kossowski, 2009). Można wyznaczyć również dwa typy obserwacji odstających — *low-high* (LH) i *high-low* (HL). Końcowym wynikiem analizy LISA jest wykreślenie map klastrów i obserwacji odstających, co zostało zrealizowane w tej pracy.

WYNIKI BADAŃ

W 2009 r. z pomocy społecznej korzystało 2267289 osób posiadających dochody poniżej kryterium ustawowego, natomiast w 2013 r. było ich 2301809

(wykr. 2). W tym okresie nastąpił zatem wzrost tej wielkości statystycznej o 1,5%. Wysoki poziom ubóstwa ustawowego dotyczy przede wszystkim osób zamieszkujących na obszarach wiejskich oraz w małych miastach, liczących do 20 tys. mieszkańców. W 2013 r. poniżej tzw. ustawowej granicy ubóstwa, czyli progu interwencji socjalnej, żyło na obszarach gmin miejsko-wiejskich i wiejskich 1527135 osób, czyli 66,3% ogółu korzystających z pomocy społecznej. Znaczny wzrost ubóstwa ustawowego w stosunku do poprzedniego roku nastąpił w 2013 r., głównie z powodu zmiany wartości progów interwencji socjalnej.

Wykr. 2. OSOBY W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH KORZYSTAJĄCE Z POMOCY SPOŁECZNEJ PONIŻEJ KRYTERIUM DOCHODOWEGO



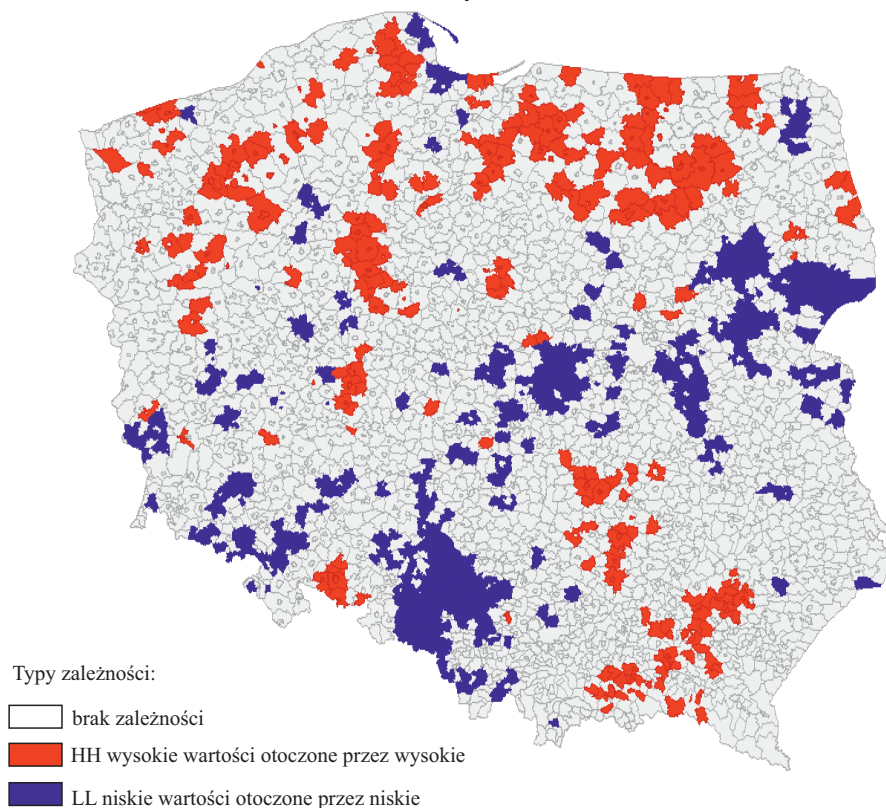
Źródło: dane GUS zaczerpnięte z Bazy Danych Lokalnych.

W obliczeniach autokorelacji przestrzennej wykorzystano macierz wag przestrzennych powstałą w wyniku wierszowej standaryzacji macierzy sąsiedztwa. Jako kryterium sąsiedztwa przyjęto zasadę pięciu najbliższych sąsiadów. Wybór takiego kryterium jest uzasadniony faktem, że gminy w Polsce mają przeciętnie ok. pięciu sąsiadów. Tak zdefiniowana macierz sąsiedztwa, a w konsekwencji i macierz wag przestrzennych są niesymetryczne. Współczynniki autokorelacji przestrzennej osób w gospodarstwach domowych korzystających z pomocy społecznej były istotne statystycznie (na poziomie 0,05) i miały podobną wartość. Dla 2009 r. autokorelacja przestrzenna wynosiła 0,266832, natomiast dla 2013 r.

osiągnęła poziom 0,267404. Wyniki te pokazują stabilność autokorelacji przestrzennej poziomu ubóstwa w okresie 2009—2013.

Dokładne poznanie lokalnych zależności przestrzennych uzyskano za pomocą analizy LISA, w której ponownie wykorzystano wierszowo standaryzowaną macierz wag przestrzennych uwzględniającą 5 najbliższych sąsiadów. Analizy dokonano dla 2013 r., bowiem wartość statystyki globalnej Morana była prawie identyczna, jak w 2009 r. W przypadku osób mających dochody poniżej kryterium ustawowego i korzystających z pomocy społecznej można wyróżnić niewielkie skupiska przestrzenne (klastry) jednostek o podobnych wartościach (wykr. 3). Z jednej strony występowały dwa zwarte homogeniczne obszary o wysokich wartościach w gminach zlokalizowanych w województwie warmińsko-mazurskim, z drugiej zaś obserwowano podobne skupiska w województwach: pomorskim, zachodniopomorskim, lubuskim, kujawsko-pomorskim, łódzkim, świętokrzyskim, małopolskim oraz podkarpackim.

Wykr. 3. KLASTRY PRZESTRZENNE NISKIEGO I WYSOKIEGO UBÓSTWA NA OBSZARACH WIEJSKICH W POLSCE W 2013 R. ZIDENTYFIKOWANE METODĄ LISA



Klastry obszarów o niskich wartościach typu LL są podobnie spójne przestrzennie, jak klastry typu HH. Największe skupiska klastrów typu LL występowały w województwach śląskim, mazowieckim i podlaskim. Pozostałe klastry były zdecydowanie mniejsze i występowały w województwach dolnośląskim, wielkopolskim i pomorskim. W strukturze tych klastrów nie obserwowano tzw. jednostek odstających (outliersów).

Analiza koncentracji ubóstwa potwierdziła kształt zasięgów ubóstwa ustawowego, bowiem najwyższe wartości wskaźnika struktury osób w gospodarstwach domowych o dochodach poniżej kryterium w 2013 r. notowano w województwach warmińsko-mazurskim oraz podlaskim. Są to regiony charakteryzujące się wysoką stopą bezrobocia, dużym udziałem pracujących w rolnictwie oraz niskimi wynagrodzeniami w stosunku do przeciętnych w kraju. Ponadto niemal co dziesiąta osoba była zagrożona skrajnym ubóstwem w województwach: kujawsko-pomorskim, lubelskim, podkarpackim oraz pomorskim (GUS, 2014). Zróżnicowania w obrębie samych województw są wyższe, co widoczne jest na mapie zależności przestrzennych. Sytuacja ta wynika zarówno z odmiennego przebiegu ich rozwoju, jak i zróżnicowania funkcji społeczno-gospodarczych.

Wyniki badań koncentracji ubóstwa z uwzględnieniem zależności przestrzennych potwierdzają tezę o szczególnie niekorzystnej sytuacji ludności wiejskiej na rynku pracy. Bezrobotni korzystający z pomocy opieki społecznej to nie tylko pracownicy byłych PGR, ale również mieszkające na wsiach osoby ze zlikwidowanych bądź ograniczających miejsca pracy przedsiębiorstw, w tym przede wszystkim ludność dwuzawodowa.

Z uwagi na wielofunkcyjność rozwoju obszarów wiejskich konieczne jest prowadzenie odpowiednich działań w zakresie polityki regionalnej zmierzających do wyrównywania ich szans rozwoju, bez których ubóstwo będzie się utrzymywać, a rozwój tych terenów pozostanie zagrożony.

Podsumowanie

Metoda autokorelacji przestrzennej pozwala wyodrębnić obszary (klastry) gmin o podobnych wartościach badanego zjawiska oraz ukazuje wpływ sąsiedztwa i zależności przestrzenne występujące pomiędzy sąsiadującymi gminami. W przypadku analizy ubóstwa istotna jest dostępność danych w skali gmin, ponieważ miara ubóstwa ustawowego nie w pełni oddaje koncentrację tego zjawiska. Brak corocznej waloryzacji jego progów powoduje, że następuje spadek koncentracji ubóstwa, natomiast podwyżka progów kryterium dochodowego skutkuje wzrostem zasięgu występowania ubóstwa. Stosowanie metody autokorelacji przestrzennej pozwala spojrzeć na badane zjawisko w aspekcie przestrzennym i stanowi z jednej strony istotne uzupełnienie prowadzonych analiz, a z drugiej potwierdzenie wyników uzyskanych innymi metodami statystycznymi.

LITERATURA

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer, Dordrecht.
- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical Analysis*, No. 27, s. 93—115.
- Bivand, R. (1980). *Autokorelacja przestrzenna a metody analizy statystycznej w geografii*. W: Z. Chojnicki (red.), *Analiza regresji w geografii*, PWN, Poznań, s. 23—38.
- Cliff, A.D., Ord, J.K. (1973). *Spatial autocorrelation*, Pion, London.
- Deutsch, J., Silber, J. (2005). Measuring multidimensional poverty: An empirical comparison of various approaches. *Review of Income and Wealth*, Vol. 51, No. 1, s. 145—174.
- Getis, A. (2007). Reflections on spatial autocorrelation. *Regional Science and Urban Economics*, No. 37, s. 491—496.
- Griffith, D.A. (2003). *Spatial Autocorrelation and Spatial Filtering*, Springer, Berlin-Heidelberg.
- GUS (2014). *Ubóstwo ekonomiczne w Polsce w 2013 r.*
- Kossowski, T. (2009). Metody i modele ekonometrii przestrzennej. W: Z. Zwoliński (red.), *GIS platforma integracyjna geografii*, Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań, s. 145—165.
- Moran, P.A.P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, No. 37, s. 17—23.
- Panek, T. (2009). Wskaźniki ubóstwa w ujęciu wielowymiarowym. *Wiadomości Statystyczne*, nr 12 (583), s. 1—20.
- Panek, T. (2014). *Statystyka społeczna*. PWE, Warszawa.
- Pollok, A. (2002). Metody analizy ekonomicznej zjawiska ubóstwa. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny LXIV*, z. 4, s. 149—171.
- Sen, A.K. (1992). *Inequality reexamined*. Clarendon Press, Oxford.
- Szarfenberg, R. (2007). Ubóstwo, marginalność i wykluczenie społeczne. W: G. Firlit-Fesnak, M. Szyłko-Skoczny (red.), *Polityka społeczna*, PWN, Warszawa.
- Tobler, W. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, Vol. 46, No. 2, s. 234—240.

Summary. *The aim of the article is to present the method of spatial autocorrelation (LISA) to determine the degree of concentration, i.e. local spatial relationships of poverty incidence in rural areas. Indicators concerning people living below the income criteria and benefiting from social assistance between 2009 and 2013 have been taken into account for the analysis on the basis of GUS publication Economic poverty in Poland. Such a criterion is defined as the statutory threshold of poverty, but the measure does not fully reflect the scale of this phenomenon. No annual indexation of the thresholds of poverty causes a decrease in the concentration of this phenomenon in rural areas, and increase the income threshold criterion contributes to the range of incidence of poverty.*

Keywords: method of spatial autocorrelation, poverty, rural areas, Poland.

Резюме. *Целью статьи является представление метода пространственной автокорреляции (LISA) для определения степени концентрации, то есть локальных пространственных соединений существования бедности в сельских районах. Для анализа учитывались показатели касающиеся людей живущих ниже доходного критерия и использующих социальную помощь в 2009 г. и в 2013 г. на основе публикации ЦСУ Экономическая бедность в Польше. Такой критерий определяется как установленный законом порог бедности, но его измеритель не в полной мере отражает масштаб явления. Отсутствие ежегодной валоризации порогов бедности приводит к снижению концентрации этого явления в сельских районах, в то время увеличение порогов доходного критерия способствует расширению пределов существования бедности.*

Ключевые слова: метод пространственной автокорреляции, бедность, сельские районы, Польша.