

Artykuł naukowy

## **Zastosowanie wielowymiarowej analizy porównawczej do wyznaczenia wskaźnika lokalizacji działki rolnej**

Using the multivariate comparative analysis to determine the  
agricultural parcel's location factor

**Monika Maleta**

Agencja Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa

### *Abstract*

*The paper defines a synthetic, quantitative factor as a measure of spatial location of a parcel. To determine the factor the multivariate comparative analysis (MVA) was used. The location factor was determined on an original formula based on weighting of parcel distance to the selected places or objects. So determined factor enabled to the objective describe on of the location of the parcel and replaced the analysed location characteristics with one-variable. In this paper there was also proposed the use elaborated of synthetic measure as a similarity measure in the grouping of the parcels. To do this, spatial statistics methods was applied, based on the phenomenon of spatial autocorrelation. On the basis of designated global and the local Moran statistics, clusters of similar properties in terms of location have been identified. These so localized spatial clusters can have multiple application. They could be used for a variety of purposes realized in the municipality, where the distance to specific places is very important. The research was conducted for the vacant agricultural real estates. The researched area was the rural municipality called Krotoszyce, located in South-Western Poland.*

**Słowa kluczowe: wskaźnik lokalizacji, cechy lokalizacyjne, grunty rolne, działka**

Keywords: location factor, location characteristics, agricultural lands, parcel

### **Wprowadzenie i przegląd literatury**

Lokalny rynek gruntów rolnych można scharakteryzować jako zbiór nieruchomości  $N = \{N_1, N_2, \dots, N_n\}$ , gdzie  $n$  – jest to liczba nieruchomości na danym rynku. Zgodnie z Sawiłowem (2009), nieruchomości to obiekty opisane w przestrzeni wielowymiarowej.

Zatem każdą nieruchomość rolną można przedstawić jako wielowymiarowy wektor w postaci  $[X_1, X_2, \dots, X_m]$ , gdzie  $m$  – to liczba cech opisujących działkę, będących poszczególnymi elementami tego wektora. Oznacza to, że grunty rolne można rozpatrywać w przestrzeni  $R^{n,m}$  wymiarowej, której wymiar zależy od liczby nieruchomości oraz liczby cech przyjętych do analizy. Obiekty opisane za pomocą wielu cech mogą być analizowane za pomocą wielowymiarowej analizy porównawczej (Sawiłow, 2012). Statystyka wielowymiarowa zapoczątkowana została przez Czekanowskiego (1913) oraz Hellwiga (1968). Jest to zbiór metod do badania obiektów złożonych, umożliwiających uproszczenie wielocechowej rzeczywistości poprzez redukcję wymiaru przestrzeni. Idea skalowania wielowymiarowego polega na zastąpieniu wektora cech zmienną jednostkową. Uproszczenie to realizowane jest poprzez konstrukcję syntetycznego wskaźnika (Jarocka, 2015), który umożliwia porządkowanie liniowe obiektów. Jest to syntetyczna miara zagregowana, opisująca nieruchomość w przestrzeni. Istnieje wiele metod konstruowania zmiennych syntetycznych, wykorzystujących odpowiednio wybrane zmienne diagnostyczne (Morrison, 1990). W literaturze można znaleźć przykłady różnych miar syntetycznych, takich jak: miara Hellwiga (Hellwig, 1968), miara syntetyczna Straha (Strahl, 1978), zmienna syntetyczna Zeliasia i Maliny (Zeliaś i Malina, 1997), miernik Cieślak (Cieślak, 1974). Generalnie metody wyznaczania miary zagregowanej można podzielić na: bezwzorcowe i wzorcowe (Binderman, 2009). Metody bezwzorcowe polegają na tworzeniu miernika syntetycznego na podstawie znormalizowanych wartości zmiennych diagnostycznych. Metody wzorcowe wykorzystują wzorzec będący sztucznym punktem odniesienia.

W rzeczywistości poszczególne cechy nie wpływają w jednakowym stopniu na zmienność zjawiska, gdyż mają różne wagi. Niektóre cechy są bardziej istotne od innych. Dlatego w konstrukcji miernika syntetycznego bardziej miarodajne jest zastosowanie metody ważenia zmiennych diagnostycznych. W literaturze spotykane są trzy sposoby ustalania wag zmiennych (Jajuga i Walesiak, 2005). Pierwszy na podstawie algorytmów obliczeniowych wykorzystujących informacje zawarte w danych surowych. Kolejne za pomocą metody ekspertów, czyli a priori lub podejściem mieszanym bazującym na obu metodach (Gatnar i Walesiak, 2011). Ważenie cech przez odpowiednie nieujemne współczynniki wagowe nadaje im zróżnicowane znaczenie i wprowadza swoistą hierarchię istotności powiązań pomiędzy atrybutami. Współczynniki wagowe wyznacza się najczęściej metodami statystycznymi.

Syntetyczny wskaźnik jest miarą, którą można wykorzystać do opisanie lokalizacji działek. Wskaźnik opisujący lokalizację działki można zaś zastosować jako miarę podobieństwa, na podstawie której można pogrupować podobne obiekty gruntowe w skupiska (Maleta i Bielecka, 2014). Do grupowania działek najlepiej stosować metody

statystyki przestrzennej, wykorzystujące zjawisko autokorelacji przestrzennej (Maleta i Całka 2015). Zdaniem Kulczyckiego i Ligasa (2007) dane o nieruchomościach, ponieważ są to dane przestrzenne, powinny być analizowane metodami adekwatnymi do ich charakteru. Uwzględnienie struktury przestrzennej badanego zjawiska sprawia, że badane relacje będą bardziej wiarygodne. Do zbadania zależności przestrzennych można wykorzystać globalny i lokalny współczynnik korelacji przestrzennej I Morana (Longley i in., 2006). Statystyka globalna I Morana jest to analiza, która umożliwiła sprawdzenie, czy sąsiadujące działki tworzą klastry o podobnych wartościach miary syntetycznej. Zdaniem Kopczewskiej (2011) występowanie autokorelacji przestrzennej oznacza, że obiekty bliskie geograficznie, są bardziej podobne do siebie pod względem analizowanej zmiennej niż te odległe i mają zdolność do tworzenia skupisk (Cellmer, 2013). Na tej podstawie można stwierdzić, że działki o podobnym wskaźniku syntetycznym mogą łączyć się i tworzyć klastry przestrzenne.

Celem niniejszej pracy jest opracowanie wskaźnika lokalizacji jako miary opisującej lokalizację działek rolnych. Wskaźnik ten nazwano wskaźnikiem lokalizacji WLOK, gdyż opisuje lokalizację nieruchomości gruntowych. Umożliwia on obiektywne opisanie lokalizacji działek i zastąpienie analizowanych cech jedną miarą. Jest to rozwiązanie nowe, dotąd niespotykane w literaturze. Wskaźnik lokalizacji ma charakter uniwersalny i może być wykorzystywany do różnych analiz przestrzennych w gminie, w planowaniu inwestycji publicznych oraz zastosowany, w procesie opracowania map średnich cen gruntów rolnych.

### Metodyka badań

Na podstawie analizy literatury (Bastain i in., 2002; Nivens i in., 2002; Prishchepov i in., 2011; Nilsson i Johansson, 2013; Bitner i in., 2017). do badań przyjęto następujące cechy działki: odległość od drogi utwardzonej, odległość od centrum gminy, odległość od zabudowań siedliskowych, sąsiedztwo wód oraz sąsiedztwo lasu. Do wyznaczenia wskaźnika lokalizacji WLOK przyjęto tylko te czynniki lokalizacyjne, które w największym stopniu wpływały na zróżnicowanie cen gruntów rolnych. Wskaźniki syntetyczne wyznaczono metodą bezwzorcową dla wszystkich badanych działek rolnych. Miary syntetyczne obliczono według autorskiego algorytmu jako średnia ważona wartości zmiennych diagnostycznych podzielona przez stałą 5, zgodnie z formułą (1):

$$WLOK_i = \frac{\sum_{j=1}^m x_{ij} \times w_j}{5} \quad (1)$$

gdzie:

$WLOK_i$  – wskaźnik syntetyczny i-tej nieruchomości rolnej,

$x_{ij}$  – dane empiryczne i-tej nieruchomości rolnej oraz j-tej cechy,

$i = 1, 2 \dots n$  oraz  $j = 1, 2 \dots m$ , przy czym  $n, m > 1$

$w_j$  – oznacza wagę j-tej cechy wyznaczoną zgodnie ze wzorem (2).

Przekształcenie średniej ważonej wartości zmiennych diagnostycznych poprzez podzielenie przez stałą 5 spowodowało unormowanie miary syntetycznej w przedziale  $[0, 1]$ . Do wyznaczenia współczynników wagowych cech diagnostycznych, zastosowano autorską formułę (2), bazującą na stosunkach korelacyjnych:

$$w_j = \frac{|e_{yx}|}{\sum_{j=1}^m |e_{yx}|} \quad (2)$$

gdzie:

$e_{yx}$  – wskaźnik korelacji krzywoliniowej Pearsona pomiędzy ceną  $y$  a j-tą cechą przestrzenną  $x$ .

W przypadku zróżnicowanych wag powinny być spełnione warunki zapisane we wzorze (3):

$$w_j \in [0,1], \sum_{j=1}^m w_j = 1 \quad (3)$$

Wskaźniki korelacji nieliniowej Pearsona, inaczej stosunki korelacyjne obliczono zgodnie z wzorem (4). Zaletą wskaźnika korelacji krzywoliniowej Pearsona jest fakt, że nie zależy od kształtu regresji. Może być stosowany zarówno do badania zależności

liniowych, jak i nieliniowych zmiennych. Wykorzystać go można także do analiz obejmujących dużą liczbę obserwacji.

$$e_{yx} = \frac{S(\bar{y}_i)}{S(y)} \quad (4)$$

gdzie:

$S(y)$  – odchylenie standardowe zmiennej  $y$ ,

$S(\bar{y}_i)$  – odchylenia standardowe średnich warunkowych (wariancje międzygrupowe) zmiennych  $y$ .

Zaproponowana postać wzoru (2) wynikała z faktu, że wpływ poszczególnych cech na ceny rolnych nieruchomości gruntowych miał charakter nieliniowy. Co zostało stwierdzone w przeprowadzonych badaniach. Wyznaczone w ten sposób wagi są wielkościami bardziej miarodajnymi, gdyż uwzględniają występujące relacje nieliniowe pomiędzy zmienną zależną, jaką jest cena nieruchomości, a zmiennymi niezależnymi, czyli cechami nieruchomości rolnych.

Wyznaczone wskaźniki syntetyczne zastosowano jako miarę podobieństwa w identyfikacji skupisk nieruchomości podobnych metodami statystyki przestrzennej. Na podstawie globalnej i lokalnej statystyki Morana zbadano występowanie globalnej i lokalnej autokorelacji przestrzennej. Zgodnie z Upton i Fingleton (1985) współczynnik globalny Morana wyznaczono na podstawie następującego wzoru:

$$I_g = \frac{N \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (k_i - \bar{k})(k_j - \bar{k})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (k_i - \bar{k})^2} \quad (5)$$

gdzie:

$N$  – liczba obiektów uwzględnionych w badaniu,

$W_{ij}$  – oznacza  $(i,j)$  element macierzy wag  $W$  (sąsiedztwa),

$k_i, k_j$  – wartości zmiennych w jednostce przestrzennej  $i$  oraz  $j$ ,

$\bar{k}$  – średnia arytmetyczna wartości zmiennej dla wszystkich jednostek.

Do wyznaczenia współczynnika korelacji Morana, wykorzystano dwie informacje:

1. informację o wartościach zmiennej ( $WLOK_i$ ) dla poszczególnych działek,
2. informację o tym, które obiekty sąsiadują ze sobą.

Badanie zależności przestrzennych wymaga określenia wag przestrzennych ( $W$ ), zapisanych w postaci macierzy wag (Getis i Aldstadt 2004). Wygenerowano trzy rodzaje macierzy wag, według:  $k$ -najbliższych sąsiadów (przyjmując  $k=5$  sąsiadów), kryterium odległości euklidesowej oraz odwrotności odległości euklidesowej. Wygenerowane macierze wag, standaryzowano rzędami do jedynki. Wyznaczone współczynniki globalnej autokorelacji Morana zweryfikowano testem do sprawdzania istotności wskaźnika  $I$  Morana. Test ten posłużył do weryfikacji hipotezy o braku autokorelacji przestrzennej pomiędzy standaryzowaną wartością, a opóźnieniem przestrzennym badanej zmiennej. Postawiono hipotezy:

$$H_0 : I = 0,$$

$$H_1 : I \neq 0.$$

Wyznaczoną na podstawie statystyki testowej wartość prawdopodobieństwa  $p$  porównano z przyjętym poziomem istotności  $\alpha$  :

jeżeli  $p \leq \alpha \Rightarrow$  odrzucamy  $H_0$  przyjmując  $H_1$ ,

jeżeli  $p > \alpha \Rightarrow$  nie ma podstaw, aby odrzucić  $H_0$ .

Przyjęcie hipotezy zerowej oznacza brak autokorelacji przestrzennej, co umożliwia stwierdzenie, że wartości wskaźników lokalizacji na badanym obszarze rozmieszczone są w sposób losowy. Odrzucenie hipotezy zerowej, a przyjęcie hipotezy alternatywnej oznacza istnienie autokorelacji przestrzennej, a zatem wartości wskaźników lokalizacji nie są rozmieszczone losowo. Rozkład wskaźników lokalizacji ma wówczas związek z położeniem działek w przestrzeni geograficznej. Obliczenia prowadzono dla skorygowanego poziomu istotności  $\alpha$  z poprawką Bonferroniego:  $\alpha_1 = \alpha/k$  gdzie  $k$  jest średnią liczbą sąsiadujących działek. Graficzną prezentację globalnej autokorelacji przestrzennej przedstawiono na wykresach rozrzutu Morana. Wykresy posłużyły do

wizualizacji występujących związków przestrzennych analizowanych cech i określenia kierunku autokorelacji przestrzennej. Konsekwencją istnienia zależności korelacyjnych jest przestrzenne grupowanie się podobnych wartości w klastry (dodatnia autokorelacja) lub sąsiedowanie skrajnie różnych wartości (ujemna autokorelacja).

Do identyfikacji klastrów posłużyła statystyka lokalna Morana. Współczynnik lokalny Morana wyznaczono na podstawie formuły:

$$I_{li} = \frac{(k_i - \bar{k}) \sum_{i=1}^n W_{ij} (k_j - \bar{k})}{\sum_{i=1}^n (k_i - \bar{k})^2} \quad (6)$$

gdzie:

$N$  – liczba obiektów uwzględnionych w badaniu,

$W_{ij}$  – oznacza  $(i,j)$  element macierzy wag  $W$  (sąsiedztwa),

$k_i, k_j$  – wartości zmiennych w jednostce przestrzennej  $i$  oraz  $j$ ,

$\bar{k}$  – średnia arytmetyczna wartości zmiennej dla wszystkich jednostek.

Uzyskane wyniki zwizualizowano na mapach reżimów przestrzennych. W ten sposób otrzymano klastry nieruchomości składające się z obiektów o podobnej lokalizacji.

### Obszar badań

Badania przeprowadzono dla gminy wiejskiej Krotoszyce, położonej w południowo-zachodniej Polsce, w województwie dolnośląskim, powiat legnicki. Jest to mała gmina, której powierzchnia wynosi 68 km<sup>2</sup> (GUS 2014). Gospodarka gminy jest silnie związana z sektorem rolniczym, ze względu na występowanie urodzajnych gleb (m.in. mady i czarne ziemie). W strukturze użytkowania gruntów dominują grunty rolne 84%, gdzie największy obszar zajmują grunty orne – 87%, 8,1% powierzchni gminy zajmują obszary zabudowane, zaś 7,9% stanowią lasy. Tereny zabudowane zlokalizowane są przede wszystkim wzdłuż głównych dróg.

## Wykorzystane dane

Badaniami objęto działki przeznaczone w Planie Zagospodarowania Przestrzennego Gminy na cele rolne. Informacje o gruntach rolnych i o cechach lokalizacyjnych pozyskano z bazy danych Ewidencji Gruntów i Budynków (EGiB) prowadzonej przez Starostwo Powiatowe w Legnicy. Zgromadzono dane katastralne, udostępnione w postaci wektorowej. Z Bazy Danych Obiektów Topograficznych (BDOT10k) pozyskano warstwy tematyczne obejmujące: jednostki podziału terytorialnego, sieć komunikacyjną, pokrycie terenu, sieć wodną.

Zgromadzone informacje podzielono na dwa zbiory:

1. zbiór główny składający się z 2979 działek, dla których wyznaczono wskaźniki lokalizacji,
2. zbiór pomocniczy obejmujący 370 działek o znanych cenach transakcyjnych, dla których wyznaczono wskaźniki korelacji nieliniowej Pearsona na potrzeby określenia wag cech lokalizacyjnych.

Cechę odległość od drogi utwardzonej określono na podstawie danych z bazy BDOT10k. Pozostałe cechy lokalizacyjne określono na podstawie informacji pobranych z EGiB. Wartości cech: odległość od utwardzonej drogi dojazdowej, odległość od centrum gminy oraz odległość od zabudowań siedliskowych wyznaczono na warstwie działki, wykorzystując w tym celu analizy dystansu dostępne w oprogramowaniu ArcGIS. Cechy lokalizacyjne scharakteryzowano na podstawie położenia działki (odległość w metrach) w stosunku do: głównych utwardzonych dróg dojazdowych, centrum gminy oraz zwartej zabudowy siedliskowej. Cechy: odległość od drogi utwardzonej, odległość od centrum gminy oraz odległość od zabudowań siedliskowych określono dla wszystkich badanych nieruchomości rolnych, na podstawie centroidów działek ewidencyjnych.

Lokalizację względem układu drogowego określono na podstawie wyznaczonej odległości do jednej z głównych, najbliższej położonej, publicznej drogi utwardzonej, zgodnie z klasyfikacją Generalnej Dyrekcji Dróg Krajowych i Autostrad. Odległość od centrum gminy badano przyjmując za „centrum” umowną lokalizację, którą stanowiło usytuowanie Urzędu Gminy w Krotoszycach. Odległość od zabudowań siedliskowych wyznaczono na podstawie ustalonych środków ciężkości dla każdego zwartego skupiska działek siedliskowych w poszczególnych obrębach geodezyjnych obszaru badań.

W badaniach przeprowadzono także analizę gęstości cieków wodnych, będącą stosunkiem długości cieków występujących na badanym obszarze do powierzchni gminy. Wskaźnik gęstości cieków wodnych wyniósł 0,59. Analizą objęto również lesistość (%) w gminie, która jest stosunkiem procentowym powierzchni porośniętej lasami do



całkowitej powierzchni danego obszaru. Lesistość w gminie Krotoszyce wynosi 7,9% (GUS 2014), co w porównaniu do województwa dolnośląskiego – 29,7% (GUS 2015) oraz Polski – 30,7% jest niewielką wartością.

### Wyniki badań

Wstępna analiza pokazała, że ciek i lasy nie będą odgrywały znaczącej roli w analizie warunków lokalizacyjnych, co przejawia się niską wartością wskaźnika gęstości cieków wodnych (0,59) oraz niewielką lesistością w gminie Krotoszyce (7,9%). Dlatego nie zostały one uwzględnione w badaniach. Wskaźnik WLOK wyznaczono na podstawie następujących cech lokalizacyjnych: odległość od centrum gminy, odległość od drogi utwardzonej oraz odległość od zwartej zabudowy siedliskowej, których istotność potwierdzają wysokie wartości wskaźników korelacji nieliniowej (tabela 1).

**Tabela 1.** Wskaźniki korelacji nieliniowej Pearsona

Cecha lokalizacyjna	Wskaźnik korelacji nieliniowej Pearsona ( $r_{yx}$ )
Odległość od drogi utwardzonej ODL_DR	0,89
Odległość od centrum gminy ODL_CG	0,98
Odległość od zabudowań siedliskowych ODL_Z	0,94

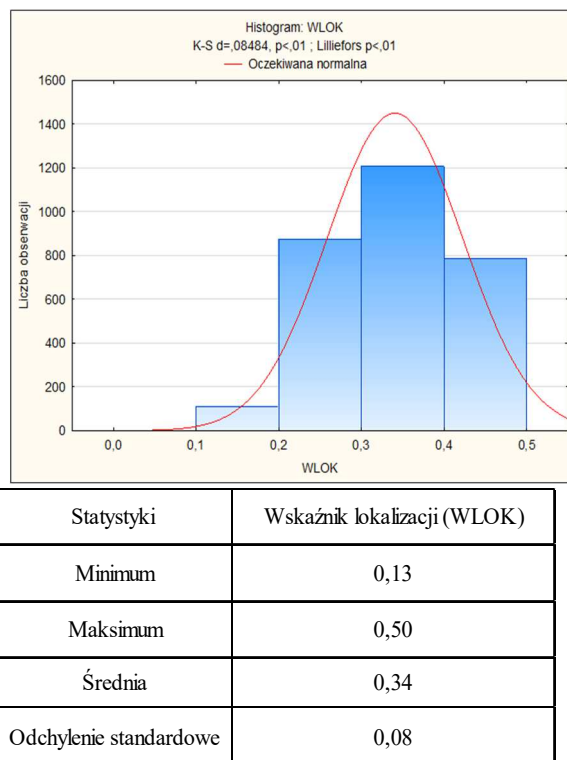
Wartości otrzymanych wag, na podstawie których możliwe było przekształcenie cech lokalizacyjnych w jedną zmienną syntetyczną przedstawia tabela 2. Wagi cech lokalizacyjnych kształtowały się na zbliżonym poziomie i wahały od 31% (odległość od drogi utwardzonej) do 35% (odległość od centrum gminy).

**Tabela 2.** Wagi cech lokalizacyjnych

Cecha	Waga (%)	
Odległość od drogi utwardzonej	W_ODL.DR	31
Odległość od centrum gminy	W_ODL.CG	35
Odległość od zabudowań siedliskowych	W_ODL.Z	34

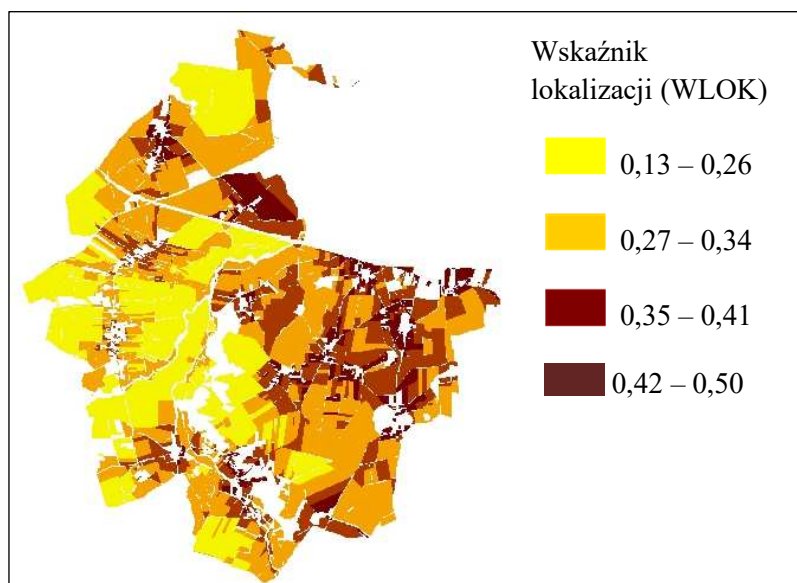
Histogram wyznaczonych wskaźników lokalizacji WLOK dla badanego obszaru przedstawia rysunek 1. Zmienna syntetyczna na terenie gminy Krotoszyce przyjmowała rozkład normalny. Najmniejsza wartość wskaźnika WLOK to 0,13 zaś największa 0,50.

Wartości zmiennej syntetycznej były w miarę jednorodne, odchylenie standardowe było na poziomie 0,08 (rys. 1.).



**Rys. 1.** Statystyka zmiennej wskaźnik lokalizacji (opracowanie własne w programie Statistica)

Badany rynek lokalny wyróżniał się wartościami miary zagregowanej WLOK w przedziale od 0,30 do 0,40. Są to głównie nieruchomości znajdujące się w środkowej oraz wschodniej części obszaru badań. Położone w pasie biegnącym z północy na południe gminy, oznaczone kolorem pomarańczowym i jasno brązowym (rys. 2.).



**Rys. 2.** Mapa rozkładu geograficznego wskaźników lokalizacji (pracowanie własne w programie ArcGIS)

Kolory ciemne na mapie obrazują miejsca o wyższym wskaźniku lokalizacji, miejsca jasno-żółte to obszary niskich wskaźników. Wskaźniki lokalizacji o wysokich wartościach występują na północnych, wschodnich oraz południowo-wschodnich krańcach badanej gminy. Tereny te cechują się typowo rolniczym sposobem użytkowania gruntów. Obszary zabudowane stanowią zdecydowaną mniejszość i występują w małych skupiskach. Dominuje działalność rolnicza. Niskie wartości wskaźnika WLOK to obszar zachodni gminy. Przepływająca w tej części rzeka oraz obecność licznych obszarów zielonych, parków i lasów w jej pobliżu sprawia, że występują utrudnione warunki gospodarowania rolniczego. Tereny te charakteryzują się intensywną zabudową jednorodziną i dużym rozdrobnieniem działek. Stąd gorsze warunki do prowadzenia działalności rolniczej. Mieszkańcy tych miejscowości są w mniejszym stopniu związani z rolnictwem.

Analizę autokorelacji przestrzennej dla zmiennej WLOK przeprowadzono w uprzednio wydzielonych trzech grupach ze względu na cechy fizyczne działki (Maleta, 2017). Grupa I były to działki o mocno wydłużonym kształcie, zbliżonym do prostokąta oraz powierzchni od 0,5 ha do 5 ha. Działki z grupy II cechowały się foremnym kształtem oraz powierzchnią większą od 1 ha. Grupa III to nieruchomości kształtem zbliżone do kwadratu o małej powierzchni od 0,1 ha do 0,5 ha. Najlepsze wyniki otrzymano stosując macierz wag przestrzennych według odwrotności odległości euklidesowej. Współczynnik globalny Morana wyniósł w grupach od 0,279 do 0,49 (tabela 3). Wyznaczona przy założeniu losowości, jak i normalności wartość prawdopodobieństwa  $p$  była mniejsza niż

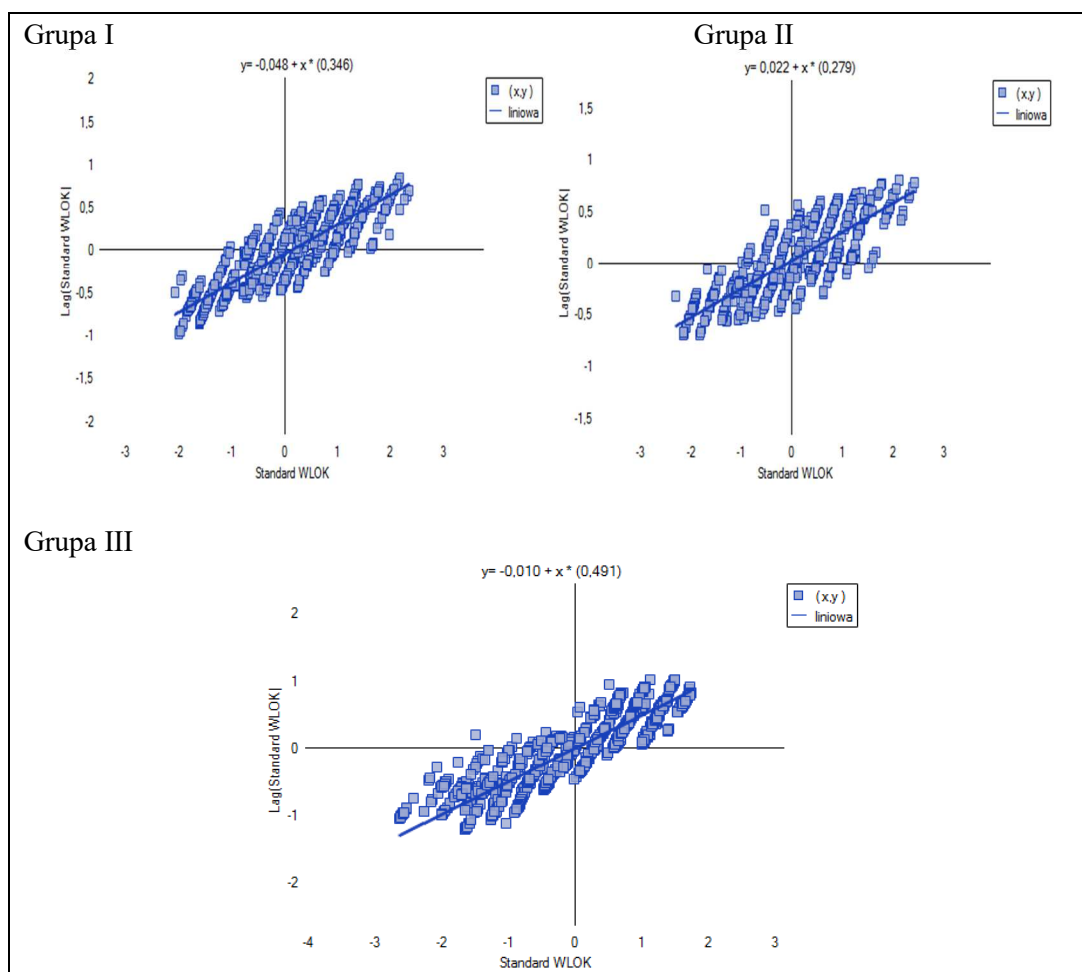
przyjęty poziom istotności  $\alpha = 0,05$ . Ponieważ  $I > E(I)$  oraz  $Z(I) > 0$  można wnioskować, że w analizowanych grupach występuje wyraźna dodatnia autokorelacja przestrzenna.

**Tabela 3.** Statystyka globalna I Morana dla zmiennej syntetycznej wskaźnik lokalizacji

Statystyka	Grupa I	Grupa II	Grupa III
Analizowana zmienna	WLOK	WLOK	WLOK
Poziom istotności	0,05	0,05	0,05
Moran's I	0,346	0,279	0,491
Oczekiwane I	-0,001054	-0,001381	-0,000767
Wariancja I	0,000012	0,000008	0,000012
Statystyka Z	81,4901	75,1656	113,5383
Wartość p	<0.000001	<0.000001	<0.000001

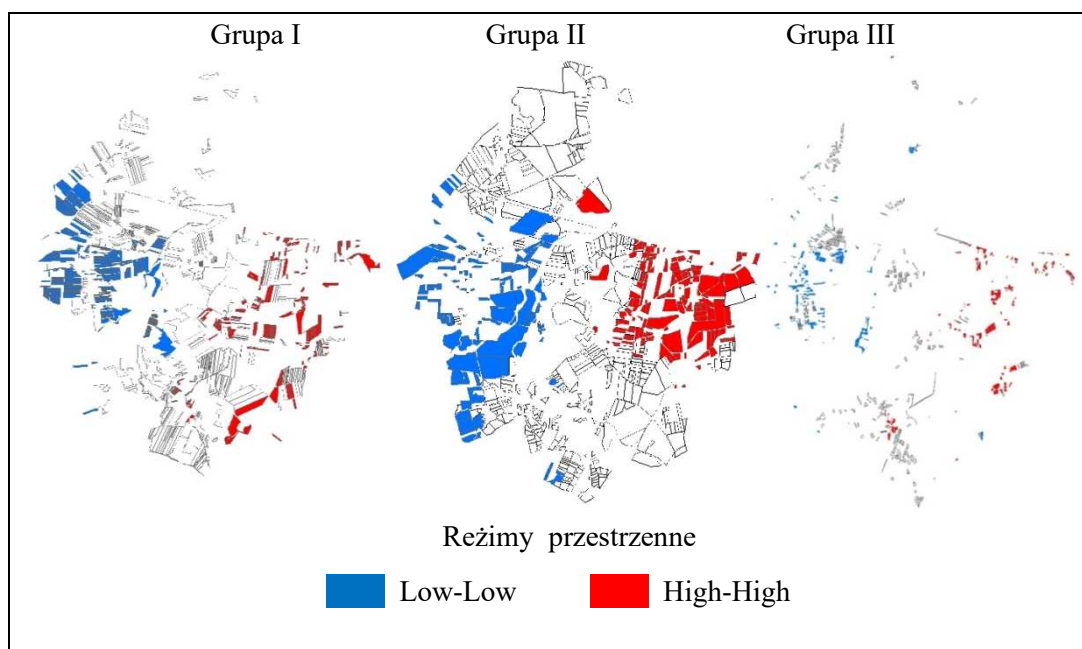
Wysoka wartość statystyki testowej Z w I, II i III grupie potwierdza, że autokorelacja globalna jest istotna przy poziomie istotności mniejszym niż 0,000001. Test na istotność statystyki globalnej Morana umożliwił odrzucenie hipotezy zerowej, a przyjęcie hipotezy alternatywnej, co potwierdza istnienie autokorelacji przestrzennej. Oznacza to, że nieruchomości o wartościach wskaźników lokalizacji wysokich sąsiadują z wysokimi, a niskich z niskimi. Różnica wariancji wyznaczona w obu przypadkach testowania poziomu istotności jest znikoma, co świadczy o dużej stabilności przestrzennej występowania zmiennej wskaźnik lokalizacji.

Graficzną prezentacją globalnej autokorelacji przestrzennej przedstawiają wykresy rozrzutu Morana (rys. 3.). Otrzymane wykresy potwierdzają dodatni kierunek autokorelacji przestrzennej. Punkty (działki) rozmieszczone są w I i III ćwiartce układu współrzędnych. Na tej podstawie stwierdzono, że na terenie gminy Krotoszyce, w wydzielonych grupach występuje dodatnia autokorelacja przestrzenna. Oznacza to, że wartości wskaźników lokalizacji nie są rozmieszczone losowo w klastrach. Ich rozkład ma związek z położeniem działek w przestrzeni geograficznej. A zatem nieruchomości rolne o podobnej lokalizacji, bliskie geograficznie, są bardziej podobne do siebie pod względem analizowanej zmiennej niż te odległe i mają zdolność do tworzenia skupisk.



Rys. 3. Wykres statystyki globalnej Morana (opracowanie własne w programie PQStat)

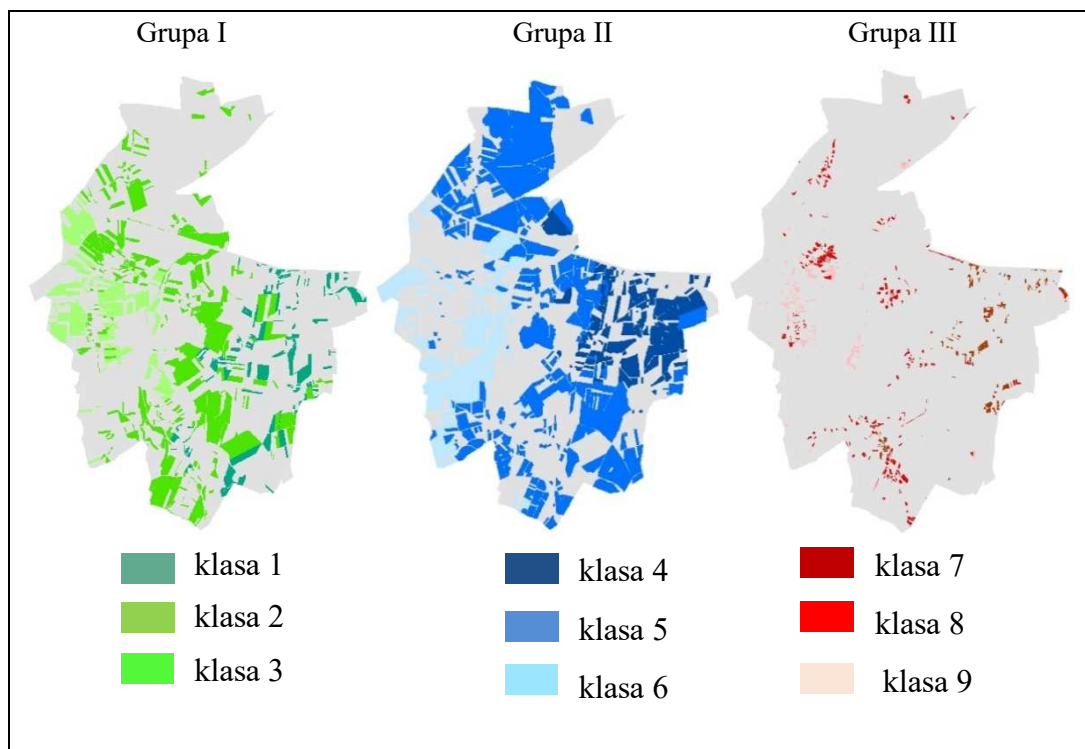
Do identyfikacji skupisk nieruchomości podobnych według cech o charakterze przestrzennym wykorzystano zjawisko lokalnej autokorelacji przestrzennej. Na podstawie statystyki lokalnej Morana otrzymano dla grupy I, II i III mapy klastrów przestrzennych (rys. 4.). W każdej z grup powstały dwa typy klastrów nieruchomości o podobnej lokalizacji, oznaczone kolorem niebieskim i czerwonym. Kolorem czerwonym oznaczone zostały skupiska istotnych statystycznie obiektów High-High, czyli działek o wysokich wartościach wskaźników lokalizacji otoczonych przez podobne nieruchomości gruntowe o wysokich wartościach wskaźników WLOK.



**Rys. 4.** Mapy reżimów przestrzennych (opracowanie własne w programie PQStat)

Kolorem niebieskim zaznaczono skupiska istotnych statystycznie obiektów Low-Low, czyli działek o niskich wartościach wskaźników lokalizacji, które otoczone są przez podobne grunty rolne o niskich wartościach wskaźników WLOK.

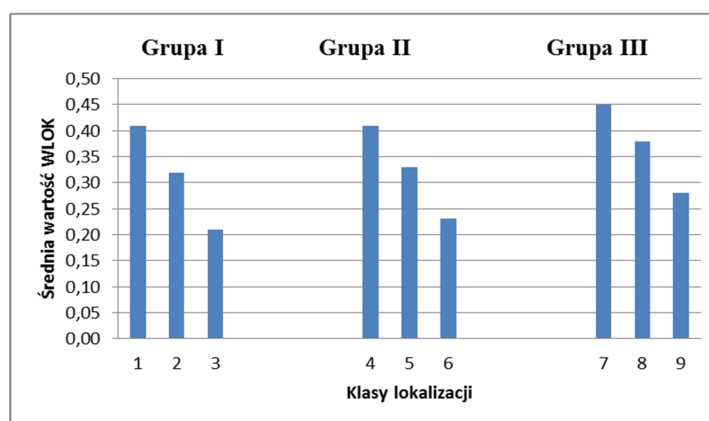
Na podstawie wyznaczonych skupisk High-High oraz Low-Low wydzielono klasy lokalizacji. W wyniku przeprowadzonych analiz obszar gminy wiejskiej Krotoszyce podzielony został na dziewięć skupisk – klas. Klasy były wzajemnie zróżnicowane pod względem odległości od drogi utwardzonej, odległości od centrum gminy oraz odległości od zabudowań siedliskowych. Rozmieszczenie przestrzenne działek w klasach lokalizacji pokazuje, że tworzyły one skupiska ułożone pasami, biegnącymi z północy na południe, prawie równoległymi do centrum gminy, zgodnie z rozkładem geograficznym wskaźników lokalizacji (rys. 5.).



**Rys. 5.** Mapy klas lokalizacji (opracowanie własne w programie ArcGIS)

Wydzielone klasy różniły się wartościami wskaźników lokalizacji (rysunek 6), co jest zgodne z mapami reżimów przestrzennych przedstawionymi na rysunku 4.

Średnia wartość wskaźnika lokalizacji WLOK w analizowanych klasach kształtowała się od 0,21 do 0,45. W klasie 7 odnotowano najwyższe średnie wartości wskaźników lokalizacji, na poziomie 0,45, a najniższe w klasie 3 – 0,21.



Rys. 6. Wykres średnich wartości wskaźników lokalizacji w klasach lokalizacji (opracowanie własne w programie Excel)

### Wnioski

Opracowany wskaźnik lokalizacji jest miarą syntetyczną odniesioną do lokalizacji działki. Umożliwia obiektywne opisanie lokalizacji działek rolnych i zastąpienie analizowanych cech lokalizacyjnych jedną wartością. Ważną rolę w wyznaczeniu wskaźnika lokalizacji odgrywają możliwości i zastosowania narzędzi GIS. Operacje na warstwach tematycznych umożliwiają w sposób, w pełni zautomatyzowany i szybki zdobycie danych opisujących cechy lokalizacyjne działki związane z odległością do wybranych miejsc.

Wskaźnik syntetyczny WLOK wyznaczony został według autorskiej formuły, wykorzystując w tym celu autorską metodę wagowania czynników lokalizacyjnych. Opracowany wskaźnik lokalizacji jest miarą podobieństwa, na podstawie której przeprowadzono proces grupowania podobnych nieruchomości rolnych. Wykorzystano w tym celu zjawisko autokorelacji przestrzennej, na podstawie którego określono siłę związku pomiędzy działkami. Umożliwiło to wydzielenie skupisk działek podobnych pod względem lokalizacji tzw. klas lokalizacji.

Tak wydzielone klasy lokalizacji mogą służyć do wielu celów. Wskaźnik WLOK można wykorzystać na potrzeby opracowania map cenności gruntów rolnych. Wydzielone według zaproponowanej metodyki klasy lokalizacji mogą posłużyć zatem do wyznaczenia klas cenowych. Wskaźnik lokalizacji ma charakter uniwersalny, może być wykorzystany także do różnych analiz przestrzennych, w których szczególną rolę odgrywa odległość od określonych miejsc. Może być zastosowany również do wielu zadań realizowanych w gminie związanych np. z planowaniem przestrzennym. Na podstawie zaproponowanego wskaźnika można ocenić na przykład czy zaplanowana inwestycja celu publicznego może



być zlokalizowana na danym obszarze, uwzględniając przy tym odległość do charakterystycznych miejsc w danej gminie.

### Podziękowania

Składam serdeczne podziękowania Pani prof. dr hab. inż. Elżbiecie Bieleckiej za okazaną pomoc i cenne uwagi.

Przedstawione badania szczegółowe opisane zostały w pracy doktorskiej M. Maleta (2017) „Metodyka opracowania map średnich cen transakcyjnych gruntów dla obszarów wiejskich”, Promotor – prof. dr hab. inż. E. Bielecka, Promotor pomocniczy – dr hab. inż. A. Mościcka, Wojskowa Akademia Techniczna w Warszawie, Wydział Inżynierii Lądowej i Geodezji oraz w artykule M. Maleta, E. Bielecka (2018) „Distance based synthetic measure of agricultural parcel locations”. *Geodetski list*, Vol. 72 (95) No. 4.

### Literatura (References)

- Bastian, Ch.T., McLeod, D.M., Germino, M.J., Reiners, W.A., Blasko, B.J., 2002: Environmental amenities and agricultural land values: a hedonic model using geographical information system data. *Ecological Economics*, 40,337–349.
- Binderman Z., Borkowski B., Szczęsny W., 2009: O pewnych metodach porządkowania i grupowania w analizie zróżnicowania rolnictwa (On arrange methods in analysis of regional differentiation of agriculture). *Roczniki Nauk Rolniczych*, seria G, 96(2).
- Bitner A., Litwin U., Michalczywska A., 2017: Cartographic and statistical methods in the analysis of local real estate market as exemplified by Rabka-Zdrój, *Geomatics. Land management and Landscape*, 1, 7–15, DOI: <http://dx.doi.org/10.15576/GLL/2017.1.7>
- Cellmer R., 2013: Use of spatial autocorrelation to build regression models of transaction prices. *Real Estate Management and Valuation*, 21(4), s. 65-74, DOI: 10.2478/remav-2013-0038
- Cieślak M., 1974: Taksonomiczna procedura prognozowania rozwoju gospodarczego i określenia potrzeb na kadry kwalifikowane (Taxonomic procedure for forecasting economic development and identifying needs for qualified personel). *Przegląd Statystyczny*, 21.1.
- Czekanowski J., 1913: Zarys metod statystycznych w zastosowaniach do antropologii (Outline of statistical methods in anthropology applications). *Prace Towarzystwa Naukowego Warszawskiego*, 5.
- Getis A., Aldstadt J., 2004: Constructing the Spatial Weights Matrix Using a Local Statistic. *Geographical Analysis*, 36(2), s. 90-104.
- GUS, 2014: Gmina wiejska Krotoszyce, powiat legnicki. Statystyczne Vademecum Samorządowca (Krotoszyce rural municipality, Legnica district. Statistical vademecum of local government). Urząd Statystyczny, Wrocław.
- GUS, 2015: Leśnictwo (Forestry). Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.

- Hellwig Z., 1968: Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr (Application of the taxonomic method to the typological distribution of countries due to the level of development and resources and structure of qualified personnel). *Przegląd Statystyczny*, 15.4.1968.
- Jajuga K., Walesiak M., 2005. Klasyfikacja i analiza danych - teoria i zastosowania (Classification and analysis of data - theory and applications). *Taksonomia*, 12.
- Jarocka M., 2015: Wybór formuły normalizacyjnej w analizie porównawczej obiektów wielocechowych (The choice of a formula of the data normalization in the comparative analysis of multivariate objects). *Economics and Management*, 1.
- Kopczewska K., 2011: Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R Cran (Econometry and spatial statistics using software R Cran). CEDEWU.PL, Warszawa.
- Kulczycki M., Ligas M., 2007: Regresja ważona geograficznie jako narzędzie analizy rynku nieruchomości (Geographically weighted regression as a real estate analysis tool). *Geomatics and Environmental Engineering*, 1(2).
- Longley P., Goodchild M.F., Maguire D.J., Rhind D.W., 2006: GIS. Teoria i praktyka (GIS. Theory and practice). Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Maleta M., Bielecka E., 2014: Cluster analysis of land properties for the purpose of mass appraisal. SGEM2014, 2, II, s. 129-136, DOI: 10.5593/SGEM2014/B22/S9.017
- Maleta M., Całka B., 2015: Examining spatial autocorrelation of real estate features using Moran statistics. SGEM2015, 2, 2, s. 841-848. DOI: 10.5593/SGEM2015/B22/S11.106
- Morrison D., 1990: Wielowymiarowa analiza statystyczna (Multidimensional statistical analysis). PWN, Warszawa.
- Nilsson P., Johansson S., 2013: Location determinants of agricultural land prices. *Jahrbuch für Regional Wissenschaft*, 33(1), 1–21. DOI 10.1007/s10037-012-0071-4
- Nivens H.D., Kastens T.L., Dhuyvetter K.C., Featherstone A.M., 2002: Using satellite imagery in predicting Kansas farmland values. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 27, s. 464-480.
- Prishchepov A., Radeloff, V.C., Müller D., Dubinin, M., Baumann M., 2011: Determinants of agricultural land abandonment in post-soviet European Russia, “Will the “BRICs Decade” continue? – Prospects for trade and growth” 23-24 June 2011, Halle (Saale), Germany, [https://ageconsearch.umn.edu/bitstream/115363/2/Prishchepov\\_IAMO\\_Forum\\_2011.pdf](https://ageconsearch.umn.edu/bitstream/115363/2/Prishchepov_IAMO_Forum_2011.pdf)
- Sawiłow E., 2009: Zastosowanie metod wielowymiarowej analizy porównawczej dla potrzeb ustalania wartości katastralnych (Use of methods of multidimensional comparative analysis for needs of evaluation of cadastral values). *Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości*, 17 (1), s. 105-115.
- Sawiłow E., 2012: Zastosowanie skalowania wielowymiarowego do wyceny nieruchomości (The use of multidimensional graduating in the pricing of real estate). *Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości*, 20 (1).
- Strahl D. 1978. Propozycja konstrukcji miary syntetycznej (Proposal for the construction of a synthetic measure). *Przegląd Statystyczny* 25.2.
- Upton G., Fingleton B., 1985: Spatial Data Analysis by Example. Wiley, Nowy Jork.

Zeliaś A., Malina A., 1997: O budowie taksonomicznej miary jakości życia. Syntetyczna miara rozwoju jest narzędziem statystycznej analizy porównawczej (On the construction of a taxonomic measure of quality of life. A synthetic measure of development is a tool for statistical comparative analysis). *Taksonomia*, 4.

### **Streszczenie**

*W pracy podjęto próbę zdefiniowania syntetycznego wskaźnika ilościowego jako miary opisującej lokalizację działki. Do wyznaczenia wskaźnika zastosowano wielowymiarową analizę porównawczą. Wskaźnik lokalizacji wyznaczono na podstawie autorskiej formuły bazującej na wagowaniu odległości działki do wybranych miejsc lub obiektów. Tak wyznaczony wskaźnik umożliwił obiektywne opisanie lokalizacji działki i zastąpienie analizowanych cech lokalizacyjnych jedną zmienną. W pracy zaproponowano także wykorzystanie opracowanej miary syntetycznej jako miary podobieństwa w grupowaniu działek. W tym celu zastosowano metody statystyki przestrzennej bazujące na zjawisku autokorelacji przestrzennej. Na podstawie wyznaczonych statystyk globalnych i lokalnych Morana, zidentyfikowano skupiska nieruchomości podobnych pod względem lokalizacji. Tak wydzielone klastry przestrzenne mogą mieć wielorakie zastosowanie. Mogą służyć do różnych zadań realizowanych w gminie, w których ważną rolę odgrywa odległość do określonych miejsc. Badania przeprowadzono dla niezabudowanych nieruchomości rolnych. Obszarem badań była gmina wiejska Krotoszyce, położona w południowo-zachodniej Polsce.*

Dane autorów / Authors details:

dr inż. Monika Maleta  
ORCID 0000-0003-2567-5971  
mmaleta@wp.pl

Przesłano / Received 20.04.2019

Zaakceptowano / Accepted 13.06.2019

Opublikowano / Published 28.06.2019



© Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (<http://creativecommons.org/licenses/by/3.0/>).

