

**Robert Pietrzykowski<sup>1</sup>**

Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych  
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego  
Warszawa

## **Przestrzenne zróżnicowanie cen ziemi rolniczej na poziomie województw w Polsce**

### **Spatial differentiation of agricultural land prices by voivodeships in Poland**

**Synopsis.** W pracy przedstawiono zmiany cen gruntów rolnych na poziomie województw w okresie od 2004 do 2009 roku. Przedstawiono również zmiany w koncentracji ziemi rolniczej na przykładzie gospodarstw powyżej 50 ha. Celem pracy było zbadanie wpływu cen w województwach sąsiadujących na cenę gruntów rolnych w danym województwie i prezentacja zmian cen gruntów w Polsce. W pracy wykorzystano współczynniki przestrzenne Morana.

**Słowa kluczowe:** analiza przestrzenna, współczynnik Morana, cena ziemi.

**Abstract.** Changes of land prices in years 2004 through 2009 are presented. The aim of this article was to study the relations between the location of farm and the land price. The scope of the study includes 16 voivodeships of Poland. The study applies to farms with area of 50 hectare and more. Moran coefficients were used in the statistical analysis.

**Key words:** spatial analysis, Moran coefficient, land price.

## **Wstęp**

Polskie rolnictwo charakteryzuje się silnym rozdrobnieniem i nic nie wskazuje na to, by ten stan zmienił się w stosunkowo krótkim okresie czasu. Największą grupę gospodarstw, bo aż 80,6%, stanowią gospodarstwa o powierzchni od 1 do 10 ha. Powszechnie uważa się, że gospodarstwa, które mogą konkurować na rynkach europejskich pod względem ekonomicznym, to gospodarstwa o powierzchni powyżej 50 ha. W Polsce takich gospodarstw jest najmniej, stanowią one 1% w ogólnej liczbie wszystkich gospodarstw (stan na rok 2008) [Jankowiak i in. 2009]. Obserwuje się jednak tendencję idącą w kierunku koncentracji ziemi przez duże gospodarstwa obszarowe kosztem zmniejszenia liczby mniejszych gospodarstw. Nabywanie ziemi przez rolników powoduje zmiany w powierzchni gospodarstw rolniczych. Liczba gospodarstw o powierzchni do 20 ha zmniejszyła się o 12,1%, a gospodarstw o powierzchni powyżej 50 ha wzrosła o 21,7% w roku 2009 w stosunku do roku 2004 [Rocznik... 2010]. Jak podaje Halamska [2009], gospodarstwa małe, produkujące na własne potrzeby, mają małe znaczenie w gospodarce rynkowej. Gospodarstwa duże będą realizować większość produkcji towarowej, dlatego ważna jest koncentracja ziemi, a zatem jej przepływ do tychże gospodarstw.

---

<sup>1</sup> Dr inż., e-mail: robert\_pietrzykowski@sggw.pl.

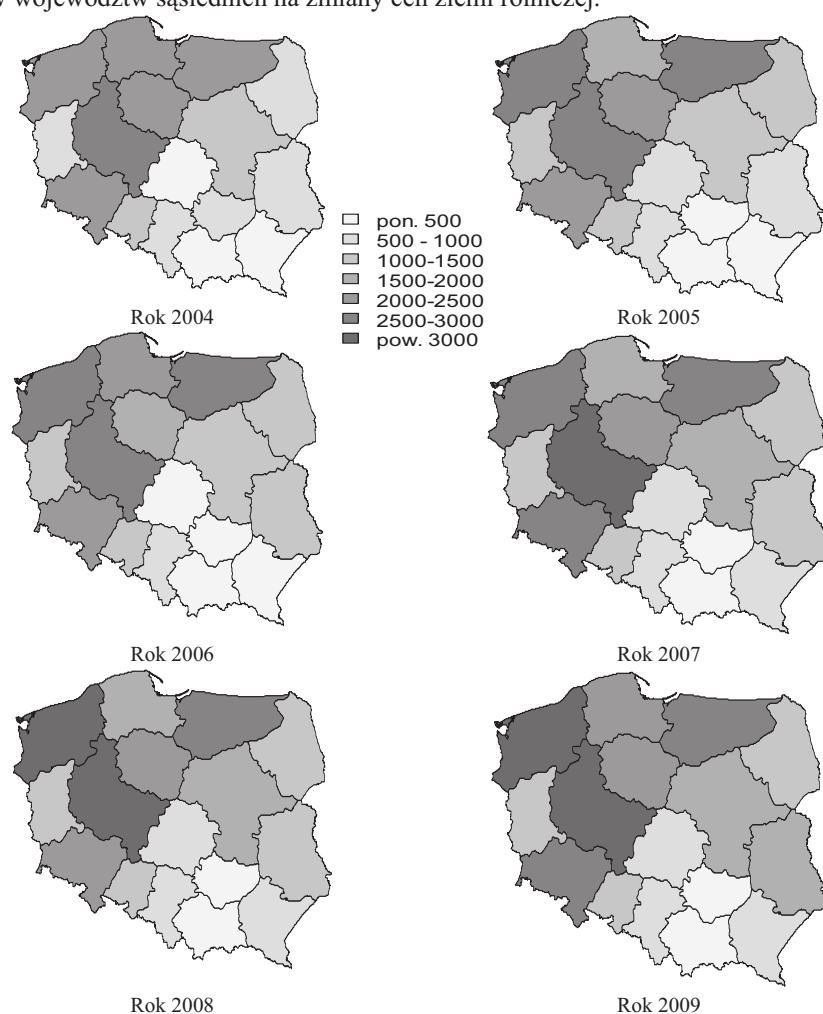
Celem pracy było przedstawienie zmian na rynku ziemi w latach 2004-2009 oraz zbadanie wpływu położenia gospodarstw na ich cenę. W pracy wykorzystano dane z Głównego Urzędu Statystycznego.

## Analiza wstępna

Zmiany w użytkowaniu ziemi rolniczej są rezultatem wielu czynników, które w różny sposób warunkują sposób funkcjonowania rynku ziemi. Zmiany koncentracji ziemi powinny przebiegać w gospodarstwach największych obszarowo, ponieważ to właśnie one są najbardziej efektywne pod względem ekonomicznym [Jankowiak i in. 2009; Maśniak 2008; Bórawski i Lewczuk 2007]. Za główne źródło rynkowej podaży ziemi można uznać gospodarstwa o powierzchni od 2 do 15 ha. Poza tym należy wziąć pod uwagę użytki rolne, które znajdują się w gospodarstwach bez produkcji rolniczej i produkujących jedynie lub głównie na własne potrzeby, a również w tych gospodarstwach, które stanowią dodatkowe źródło dochodów dla ich użytkowników [Maśniak 2007]. Jak można zauważyć, rynek gruntów rolniczych jest ograniczony poprzez zasoby, ale również położenie, co wpływa na jego specyfikę. Przepływ ziemi, z gospodarstw bez produkcji rolniczej i produkujących na własne potrzeby, uzyskujących dochód z działalności pozarolniczej i prowadzonych przez osoby w wieku poprodukcyjnym do gospodarstw rolniczych dużych obszarowo, wytycza kierunek zmian w najbliższym okresie czasu. Na rysunku 1 przedstawiono zmiany w liczbie gospodarstw o powierzchni powyżej 50 ha w latach 2004-2009. Jak można zauważyć, w roku 2004 najwięcej gospodarstw o powierzchni powyżej 50 ha znajdowało się w regionach północnych, a właściwie podział pomiędzy województwami występował na granicy biegnącej przez województwa warmińsko-mazurskie, kujawsko-pomorskie, wielkopolskie do śląskiego. Na południe od tych województw liczba gospodarstw o powierzchni powyżej 50 ha malała w kierunku południowej granicy Polski. Województwa, w których obserwowano najmniejszą liczbę gospodarstw powyżej 50 ha, to małopolskie i świętokrzyskie. Wynika to jednak ze specyfiki tych województw, ponieważ jeżeli prześledzimy zmiany w liczbie gospodarstw przez poszczególne lata aż do roku 2009, zauważymy właściwie brak zmian w tych województwach. Zauważmy, że w badanym okresie od 2004 do 2009 roku liczba gospodarstw mających powierzchnię powyżej 50 ha nie uległa tam zmianie. Województwa, które przodują od roku 2005, to znaczy mają powyżej 3000 gospodarstw o powierzchni powyżej 50 ha, to zachodnio-pomorskie i wielkopolskie. Natomiast województwa, w których nie zaobserwowano zmian w badanym okresie czasu to województwa opolskie, śląskie i małopolskie.

Funkcjonowanie rynku ziemi rolniczej uzależnione jest od wielu czynników natury ekonomicznej, politycznej i demograficznej. O popycie i podaży ziemi rolniczej w szczególności decyduje tempo zmian na rynku ziemi rolniczej, powodując zmniejszanie lub powiększanie powierzchni gospodarstw rolniczych [Maśniak 2007]. W związku z powyższymi rozważaniami na cenę gruntów rolnych powinno wpływać położenie, ale również czynniki ekonomiczne i polityczne [Van Dijk 2003]. Na rysunku 2 przedstawiono kształtowanie się cen w okresie od 2004 do 2009 roku. Jak można zauważyć, w roku 2004 właściwie brak zróżnicowania cen gruntów rolnych między województwami. Najniższa cena gruntów rolnych była w województwach warmińsko-mazurskim, zachodnio-pomorskim, lubuskim, dolnośląskim i podkarpackim. W roku 2005 wyraźną zmianę w cenach gruntów rolnych można zaobserwować w dwóch województwach: wielkopolskim i

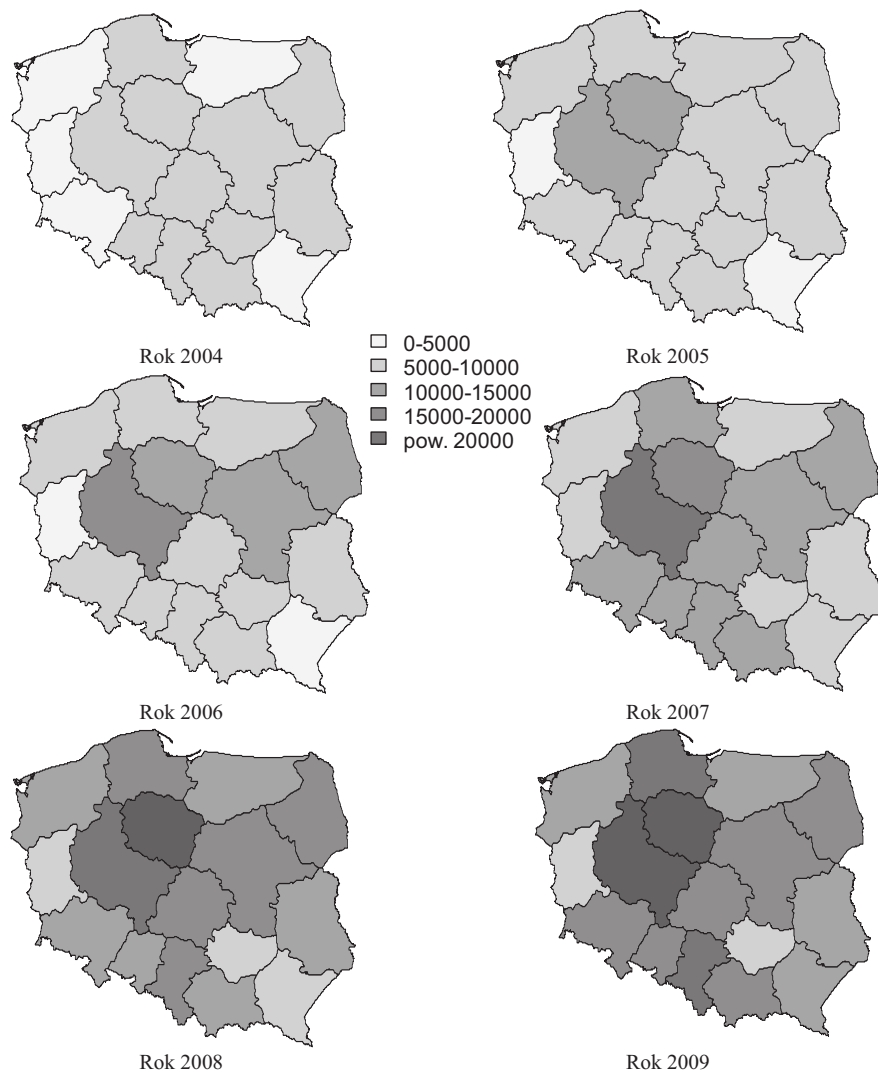
kujawsko-pomorskim. W badanym okresie z roku na rok rosła cena ziemi właśnie w tych województwach. Województwo, w którym nie zaobserwowano zmian cen gruntów rolnych, to województwo świętokrzyskie. Ogólnie można stwierdzić, że koncentracja ziemi może wpływać na jej cenę, nie jest to jednak czynnik dominujący. Analizując wykresy dotyczące zmiany liczby gospodarstw oraz zmian cen w latach 2004-2009 (rysunek 1 i 2), można zauważyć pewną analogię tych zmian, to znaczy widać, że w tych województwach, w których rosła liczba gospodarstw powyżej 50 ha, wzrastała również cena gruntów rolnych. Taka sytuacja jest oczywista ze względu na rosnący popyt na rynku ziemi w tych województwach. Natomiast na podstawie tych analiz nie można stwierdzić, czy istnieje wpływ województw sąsiednich na zmiany cen ziemi rolniczej.



Rys. 1. Liczba gospodarstw o powierzchni 50 ha i więcej w województwach w Polsce w latach 2004-2009

Fig. 1. Number of farms with area of 50 hectare and more in Polish provinces in years 2004-2009

Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 2. Średnia ceny gruntów rolnych w poszczególnych województwach w Polsce w latach 2004-2009, zł/ha  
 Figure 2. Average land prices in Polish provinces, years 2004-2009, PLN/hectare

Źródło: obliczenia własne.

W dalszej części pracy chciano stwierdzić, czy istnieją zależności przestrzenne dla badanych województw, czyli określić istnienie wpływu położenia w stosunku do województw sąsiednich na cenę gruntów rolnych. W tym celu wykorzystano współczynniki korelacji przestrzennej Morana, globalny i lokalny. Obliczono również współczynniki Geary'ego, jednak nie przedstawiono ich ze względu na to, że potwierdziły wyniki uzyskane przy wykorzystaniu współczynników Morana.

## Metodyka pracy

Celem analiz przestrzennych jest określenie wzajemnych powiązań i interakcji pomiędzy sąsiadującymi ze sobą obiektami, w naszym przypadku województwami [Ramirez i Loboguerrero 2002]. W pracy wykorzystano schemat polegający na przyjęciu jako kryterium powiązań wspólną granicę województw. Rozważano tylko sąsiedztwo pierwszego rzędu, to znaczy tych sąsiadów, którzy mają wspólną granicę [Kopczewska 2007]. Przyjętą strukturę powiązań przedstawiono na rysunku 3, gdzie na mapę Polski naniesiono linie symbolizujące powiązania pomiędzy poszczególnymi województwami. Ten diagram jest podstawą do wyznaczenia macierzy wag  $W$ , która została określona jako macierz sąsiedztwa o postaci binarnej. Macierz  $W$  jest symetryczna i kwadratowa. Poszczególne elementy tej macierzy ustalono następująco: wartość 1 przyznano dla województw, które są sąsiadami, a 0 w przypadku braku sąsiedztwa. Np. województwo podkarpackie ma trzech sąsiadów pierwszego rzędu (małopolskie, świętokrzyskie, lubelskie) i dla tych województw w macierzy wag wstawiamy wartości 1. Jak można zauważyć elementy położone na diagonalu przyjmują wartość zero, ponieważ dany element nie może być swoim sąsiadem. Każda kolumna opisuje sąsiedztwo danego obiektu, z pozostałymi. W związku z powyższym, określa ona wzajemną strukturę sąsiedztwa [Janc 2006].



Rys. 3. Graf powiązań w macierzy wag sąsiedztwa według kryterium wspólnej granicy<sup>2</sup>

Fig. 3. Graph of neighborhood associations in the weight matrix according to the common boundary criterion

Źródło: opracowanie własne.

W statystyce przestrzennej możemy mówić o statystyce globalnej ( $I_g$ ) i lokalnej ( $I_{li}$ ) Morana. W pracy obliczono globalną statystykę przestrzenną Morana [Upton i Fingleton 1985] o postaci:

<sup>2</sup> Pliki map pobrano ze strony: <http://www.diva-gis.org/gData>.

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

oraz lokalną statystykę Morana wyrażoną wzorem:

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

gdzie:  $w_{ij}$  – oznacza (i, j) element macierzy wag  $\mathbf{W}$  (sąsiedztwa),  
 $N$  – liczba obiektów uwzględnionych w badaniu,  
 $x_i$  – średnia cena gruntu w lokalizacji i-tej,  
 $x_j$  – średnia cena gruntu w lokalizacji j-tej,  
 $\bar{x}$  - oznacza przeciętną wartość cechy dla wszystkich obiektów.

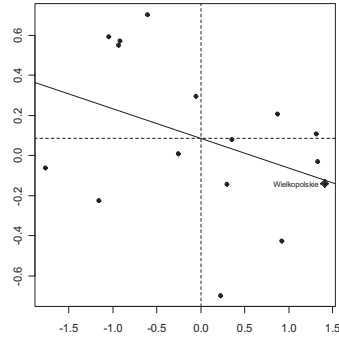
Współczynnik Morana ( $I_g$ ) można interpretować jako współczynnik korelacji, może on jednak przyjmować wartości poza zakresem [-1; 1]. A zatem globalna statystyka  $I_g$  Morana jest miarą autokorelacji przestrzennej i w zależności od wartości jakie przyjmuje możemy mówić o podobieństwie badanych województw (wartości dodatnie) lub o ich zróżnicowaniu (wartości ujemne).

Oprócz statystyk globalnych oblicza się również statystyki lokalne. Do dyspozycji mamy statystyki Morana, Geary'ego i Getis-Orda [Ord i Getis 1995; Ludwiczak 1991]. Miary lokalne informują o obserwowanej sytuacji województw sąsiednich w stosunku do danego. Można założyć, że interpretacja dla statystyk lokalnych jest podobna jak dla statystyka globalnych. W pracy przedstawiono tylko obliczenia dla współczynników globalnych i lokalnych Morana, ponieważ statystyka Geary'ego jest mniej efektywna od statystyki Morana [Kopczewska 2007]. Jeżeli uzyskamy ujemną wartość statystyki lokalnej Morana, to możemy uznać, że województwo i-te jest otoczone przez województwa (sąsiadów) różniące się od siebie ze względu na badaną cechę. W przypadku wartości dodatniej mówimy o podobnych województwach (sąsiadach) w otoczeniu województwa i-tego. W pracy badano istotność współczynników globalnych i lokalnych Morana. Obliczono również współczynniki globalne i lokalne Geary'ego, jednak ze względu na ograniczoną objętość pracy oraz uzyskanie potwierdzenia wyników, ograniczono się tylko do przedstawienia wniosków uzyskanych na bazie statystyk Morana.

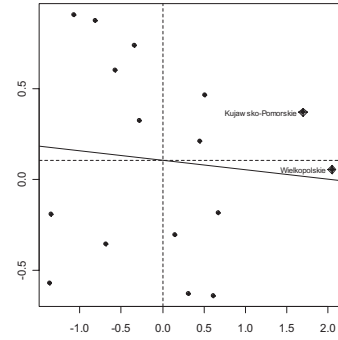
Korelację przestrzenną możemy również przedstawić na wykresie rozrzutu Morana (rysunek 4). Dane do wykresu poddajemy standaryzacji. Na osi x-ów umieszczamy standaryzowaną wartość cechy badanej, a na osi y-ów standaryzowaną wartość opóźnienia opartego na macierzy wag  $\mathbf{W}$ . Dane na wykresie przedstawione są w czterech ćwiartkach. Punkty w prawej górnej i lewej dolnej ćwiartce świadczą o dodatniej autokorelacji przestrzennej, a występowanie punktów w lewej górnej i prawej dolnej o ujemnej autokorelacji. Współczynnik regresji dla zmiennej standaryzowanej do standaryzowanej zmiennej opóźnionej jest współczynnikiem globalnym  $I_g$  Morana (rysunek 4). Na wykresie rozrzutu Morana, przedstawia się również wartości odstające, to znaczy takie, które wyraźnie różnią się w badanej zbiorowości obiektów. Dokładniejszy opis metody z zastosowaniem do analizy cen nieruchomości można znaleźć w pracy Pietrzykowskiego [2010] oraz innych [Anselin 1997; Gierańczyk 2008; Ligas 2006; Wolski 2008].

## Wyniki

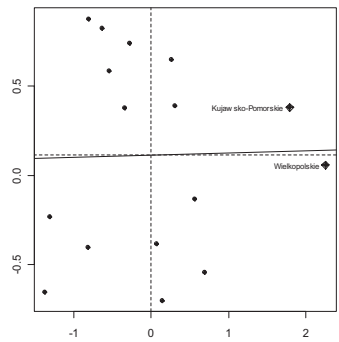
W celu określenia wpływu sąsiadujących województw na cenę gruntów rolniczych w danym województwie przeprowadzono dalszą analizę. Do analizy wykorzystano współczynnik globalny Morana ( $I_g$ ) oraz wykresy dla tej statystyki dla poszczególnych lat 2004-2009 (rysunek 4). Weryfikowana hipoteza zerowa zakładała brak autokorelacji przestrzennej, czyli losowy rozkład wartości badanej cechy. Rozważając ceny gruntów 16 województw nie udało się stwierdzić zależności przestrzennych. W każdym badanym roku uzyskana statystyka Morana była nieistotna (statystyki  $I_g$  dla poszczególnych lat umieszczono poniżej wykresu dla danego roku). Porównując dane na wykresach widać, że rozłożenie punktów (województw) w poszczególnych częściach wykresu jest w miarę równomierne, co świadczy o braku autokorelacji przestrzennej. Wykres punktowy Morana na osi poziomej ma odłożoną standaryzowaną cenę gruntów rolniczych, a na osi pionowej badaną standaryzowaną zmienną opóźnioną przestrzennie określoną przez macierz wag  $W$ . Współczynnik kierunkowy prostej regresji na wykresie punktowym Morana jest statystyką  $I_g$  i można go interpretować jako siłę związku pomiędzy ceną gruntów rolnych, a ich położeniem. Gdyby chcieć zinterpretować uzyskane współczynniki, zauważmy, że wartości statystyki  $I_g$  Morana dla poszczególnych lat są niskie; i tak dla roku 2005 wartość ta wynosi  $-0.0522$ , a zatem można powiedzieć, że około  $0.27\%$  (współczynnik determinacji odpowiadający współczynnikowi Morana) zmiany cen gruntów rolnych w regionie i-tym wynika z wartości cen gruntów rolnych w sąsiadujących regionach. Wykres punktowy Morana może być stosowany do określenia obserwacji nietypowych. Mimo, że uzyskaliśmy nieistotne wartości współczynników korelacji Morana, można określić, które województwa na wykresach punktowych Morana odstają od pozostałych województw. Mamy tu właściwie dwa województwa: wielkopolskie i kujawsko-pomorskie. Odwołując się do wykresów dotyczących cen gruntów rolnych (rysunek 2) można zauważyć, że przez badany okres czasu właśnie te województwa przodowały ze względu na cenę, ale nie było to związane z oddziaływaniem sąsiednich województw. W celu określenia lokalnych niestabilności i odchyień od globalnego wzorca wyznaczono lokalne statystyki Morana. Na rysunku 5 przedstawiono istotne lokalne wartości współczynników lokalnych Morana. W roku 2004 nie udało się określić żadnych odstających województw w skali lokalnej. Natomiast w roku 2005 i 2006 ujemną istotną wartość lokalnej statystyki Morana uzyskano dla województwa zachodnio-pomorskiego, co oznacza autokorelację ujemną, czyli możemy uważać, że województwo jest „outlierm”, a zatem województwa, otaczające ten region, są znacząco różne pod względem ceny gruntów rolniczych. Natomiast województwa podkarpackie i kujawsko-pomorskie można uznać, że są otoczone przez województwa podobne pod względem badanej cechy, czyli ceny gruntów rolnych. Dla roku 2007 i 2008 uzyskano podobną sytuację z tą różnicą, że nie wykazano zróżnicowania dla województwa zachodnio-pomorskiego, natomiast w roku 2008 wykazano jeszcze województwo świętokrzyskie jako region otoczony przez województwa podobne. W roku 2009 uzyskano województwo zachodnio-pomorskiego z autokorelacją ujemną, a zatem województwa otaczające ten region są znacząco różne pod względem ceny gruntów rolniczych. Natomiast autokorelację dodatnią uzyskano dla województw podkarpackiego, świętokrzyskiego, lubelskiego oraz kujawsko-pomorskiego. Na podstawie współczynników lokalnych Morana nie można stwierdzić, czy obiekty dla których uzyskane współczynniki były istotne, są otoczone przez województwa o wysokich czy niskich cenach gruntów rolnych.



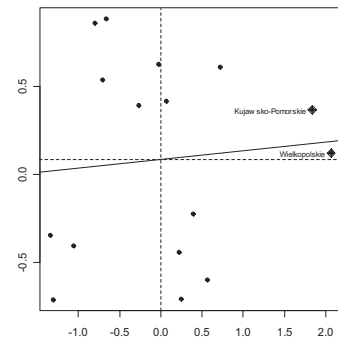
**Rok 2004:**  $I_g = -0.1473$ ,  $p\text{-value} = 0.7041$



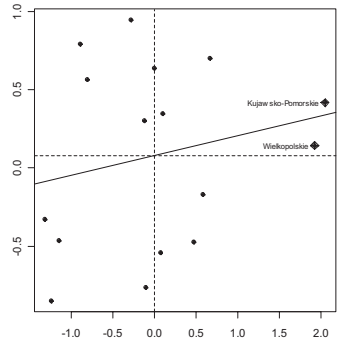
**Rok 2005:**  $I_g = -0.0522$ ,  $p\text{-value} = 0.9209$



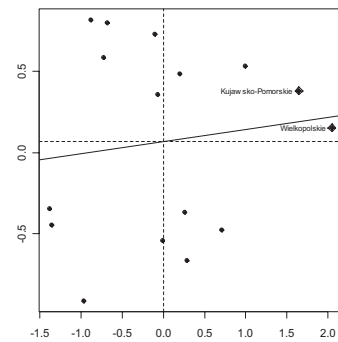
**Rok 2006:**  $I_g = 0.0120$ ,  $p\text{-value} = 0.5807$



**Rok 2007:**  $I_g = 0.0498$ ,  $p\text{-value} = 0.4214$



**Rok 2008:**  $I_g = 0.1266$ ,  $p\text{-value} = 0.1805$



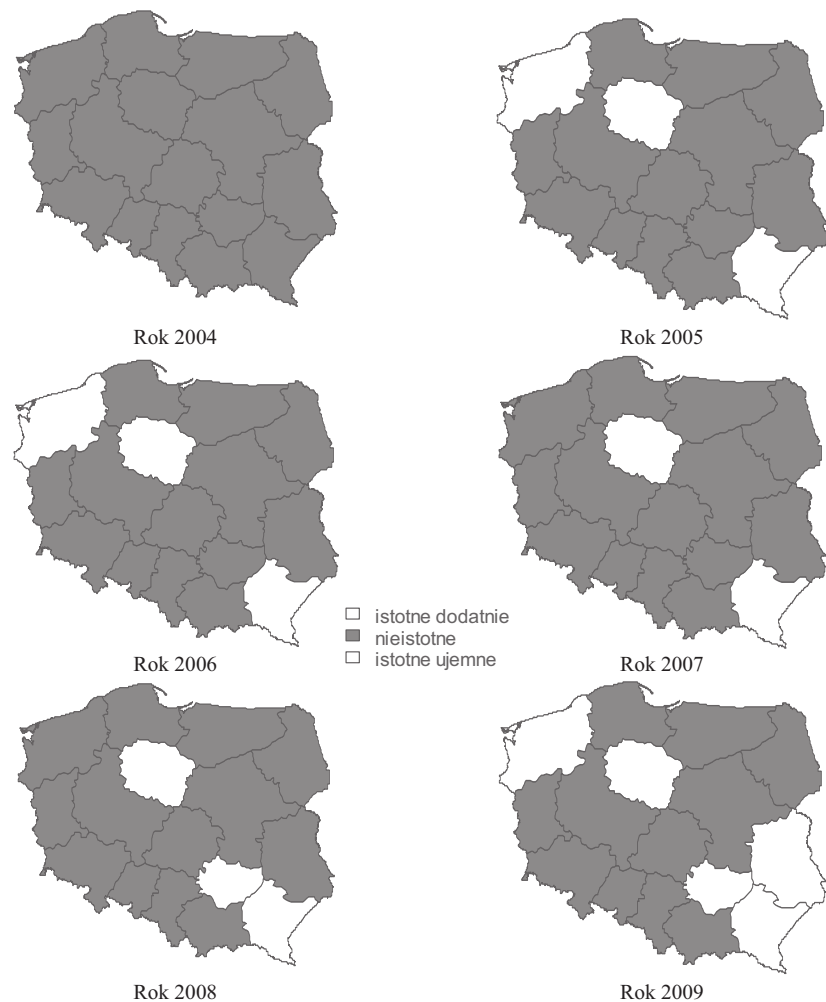
**Rok 2009:**  $I_g = 0.0753$ ,  $p\text{-value} = 0.3320$

Rys. 4. Wykresy punktowe statystyki  $I_g$  Morana dla cen gruntów w poszczególnych województwach

Fig. 4. Moran scatter plots for land prices in individual provinces.

Źródło: obliczenia własne.





Rys. 5. Lokalizacja istotnych statystyk lokalnych Morana dla cen gruntów w poszczególnych województwach

Fig. 5. Significant local Moran coefficient values for land prices in individual provinces

Źródło: obliczenia własne.

## Wnioski

W pracy przedstawiono zmiany cen gruntów rolnych jakie następowały w okresie od 2004 do 2009 roku. Przedstawiono również zmiany w koncentracji ziemi rolniczej na przykładzie gospodarstw powyżej 50 ha. Stwierdzono, że funkcjonowanie rynku ziemi jest rezultatem wielu czynników, natomiast nie udało się stwierdzić, że na cenę ziemi ma wpływ położenie, ponieważ uzyskano nieistotne współczynniki korelacji Morana między województwami. Być może było to związane z charakterem badanych danych, to znaczy obserwowanie cen gruntów na poziomie województw, a nie powiatów. Na podstawie

uzyskanych wyników stwierdzono, że ceny gruntów rolniczych są losowo rozłożone w badanym obszarze, a zatem nie można wykazać, że istnieje wpływ cen w sąsiadujących województwach na cenę gruntu w danym województwie. W pracy przedstawiono kierunek zmian cen gruntów rolniczych. Widać ogólną tendencję do wzrostu cen gruntów rolniczych, ale nie wynika to z położenia danej działki, a raczej spowodowane jest to przez inne czynniki oraz ogólną sytuację ekonomiczną w badanym okresie. Widać również, powolną tendencję do zmian w koncentracji ziemi. Twierdzenie przez różnych autorów, że tylko duże gospodarstwa mogą być konkurencyjne na rynku krajowym i unijnym, zdaniem autora nie do końca jest uzasadnione. Wydaje się, że gospodarstwa mniejsze, tzn. do 20 ha, które całościowo zajmują dużą powierzchnię gruntów rolniczych Polski, również mogą istnieć na rynku i konkurować z dużymi gospodarstwami, np. w postaci grup producenckich i innych. Autor uważa, że twierdzenie, jakoby powinniśmy jako kraj przechodzić na system gospodarstw wielkoobszarowych [Jankowiak i in. 2009; Maśniak 2008; Bórawski i Lewczuk 2007], nie do końca musi się sprawdzić na rynku polskim.

## Literatura

- Anselin L. [1997]: RAO's Score Test In Spatial Econometrics. *Journal of Statistical Planning and Inference*, ss. 113-139.
- Bórawski P., Lewczuk A. [2008]: Zróżnicowanie wyników ekonomicznych indywidualnych gospodarstw rolnych w zależności od potencjału konkurencyjnego a zwłaszcza ziemi. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu* tom X, zeszyt 3, ss. 47-51.
- Gierańczyk W. [2008]: Badanie struktur przemysłowych w Polsce w dobie globalizacji ze szczególnym uwzględnieniem struktury przestrzennej. *Prace Komisji Geografii Przemysłu* nr 11.
- Halamska M. [2009]: Odchodząca klasa. Ekonomiczne i społeczne skutki transformacji na polskiej wsi. *ACADEMLA* nr 1, ss. 28-30.
- Janc K. [2006]: Zjawisko autokorelacji przestrzennej na przykładzie statystyki I Morana oraz lokalnych wskaźników zależności przestrzennej (LISA). Wybrane zagadnienia metodyczne. *Dokumentacja Geograficzna* nr 33, ss. 76-83.
- Jankowiak J., Nowak P., Bieńkowski J. [2009]: Zmiany cen ziemi rolniczej w okresie prywatyzacji państwowego sektora rolnego w Wielkopolsce i Polsce. tom XI, zeszyt 2, ss. 73-78.
- Kopczewska K. [2007]: Ekonometria i statystyka przestrzenna. CEDEWU.PL, Warszawa, ss. 55.
- Ligas M. [2006]: Przestrzenne modele autoregresji w zastosowaniu do wyceny nieruchomości, *Journal of the Polish Real Estate Scientific Society*, tom 14, z. 1, ss. 124.
- Ludwiczak B. [1991]: Korelacja przestrzenna. [W:] *Ekonometria przestrzenna*. A. Zeliaś (red.). PWE, Warszawa, ss. 97-121.
- Maśniak J. [2007]: Koncentracja ziemi rolniczej w Polsce – stan i perspektywy. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu* tom IX, zeszyt 1, ss. 303-307.
- Maśniak J. [2008]: Koncentracja ziemi rolniczej jako czynnik poprawy konkurencyjności polskiego rolnictwa. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu* tom X, zeszyt 1, ss. 254-258.
- Ord J. K., Getis A. [1995]: Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application. *Geographical Analysis* tom 27, ss. 286-306.
- Pietrzykowski R. [2010]: Przestrzenne ujęcie rynku nieruchomości mieszkaniowych w latach 2007-2010 (w druku).
- Ramirez M.T., Loboguerrero A.M. [2002]: Spatial dependence and economic growth: Evidence from a panel of countries. Working Paper Banco de la Republica, Colombia.
- Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2009. [2010]. GUS, Warszawa.
- Upton G., Fingleton B. [1985]: *Spatial Data Analysis by Example*. Wiley, Nowy Jork.
- Van Dijk T. [2003]: Scenarios of Central European land fragmentation. *Land Use Policy* tom 20, ss. 149-158.
- Wolski R., Załęczna M. [2008]: Nieruchomości w portfelu inwestycyjnym w warunkach polskich. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego* nr 10, ss. 290-305.