

Robert Pietrzykowski

CZYNNIKI ZRÓŻNICOWANIA REGIONALNEGO I ICH ZWIĄZEK Z CENĄ GRUNTÓW ROLNICZYCH

REGIONAL DIFFERENCES FACTORS AND THEIR RELATION TO AGRICULTURAL LAND PRICE

Słowa kluczowe: ceny gruntów rolniczych, analiza przestrzenna.

Key words: price of agricultural land, spatial analysis.

Synopsis: W pracy przedstawiono analizę cen ziem rolniczych w 2009 roku. Analizę przeprowadzono dla gleb dobrych (pszenno-buraczane), średnich (żytnio-ziemniaczane) i słabych (piaszczyste). W celu określenia związków ceny ziemi rolniczej z lokalizacją, a wybranymi czynnikami powodującymi różnicowanie regionalne na poziomie województw, przeprowadzono analizę przestrzenną. W wyniku przeprowadzonych badań, udało się stwierdzić, że dopłaty bezpośrednie są czynnikiem powodującym różnicowanie regionalne. W analizie wykorzystano: lokalny i globalny współczynnik korelacji Morana oraz model regresji przestrzennej SAR.

1. WSTĘP

Zróżnicowanie regionalne polskiego rolnictwa związane jest z aktualnym stanem struktury i wielkości gospodarstw, ale również warunkowane jest przez czynniki o charakterze przyrodniczym, społecznym i historycznym. W szczegółowych analizach Krasowicz i Filipiak¹ stwierdzili, że ok. 70% regionalnego zróżnicowania wyjaśniana jest przez uwarunkowania przyrodniczo-agrotechniczne i organizacyjno-ekonomiczne. Według Krasowicza², zróżnicowanie

¹ S. Krasowicz, K. Filipiak, *Czynniki decydujące o regionalnym zróżnicowaniu wykorzystania rolniczej przestrzeni produkcyjnej*, „Roczniki Nauk Rolniczych” 1999, Seria A, t. I, z. 1, s. 153–158.

² S. Krasowicz, J. Igras, *Regionalne zróżnicowanie wykorzystania potencjału rolnictwa w Polsce*, „Pam. Puł.” 2003, nr 132, s. 233–251.

polskiego rolnictwa zależy w większym stopniu od czynników organizacyjno-ekonomicznych niż od czynników glebowo-klimatycznych. Natomiast Gołębowska starała się określić związki gospodarstw rolniczych z otoczeniem poprzez badanie struktury produkcji z uwzględnieniem stosowanych technologii, struktury zasiewów, pogłowia zwierząt, towarowości produkcji³. Do czynników powodujących różnice regionalne niewątpliwie trzeba zaliczyć rozdrobnienie gospodarstw i wysoką gęstość zaludnienia na obszarach wiejskich oraz niski potencjał produkcyjny gleb⁴. Jak również średnio niską efektywność nakładów w gospodarstwach rolniczych, w województwach o rozdrobnionej strukturze agrarnej⁵. Pietrzykowski we wcześniejszych pracach podejmował próby określenia zróżnicowania regionalnego, ze względu na różne czynniki i tak: analizowano zróżnicowania regionalnego ze względu na intensywność nawożenia⁶. Przyjmując, że zużycie nawozów może być w uproszczeniu traktowane jako miara intensywności produkcji. W innej pracy Pietrzykowski podjął próbę określenia wpływu wejścia Polski do Unii Europejskiej na zróżnicowanie województw⁷. W tej pracy zbiór zmiennych diagnostycznych dobrano tak, by charakteryzował w sposób pośredni poziom społeczny i gospodarczy województw. Dokładna analiza pozwoliła stwierdzić, że wstąpienie Polski do Unii Europejskiej nie było hamulcem rozwoju potencjału ekonomicznego polskich województw, jednak spowodowało pogłębienie zróżnicowania regionalnego. Wpływ na zróżnicowanie regionalne ma również wcześniejsza sytuacja ekonomiczna, historyczna i geograficzna województw. Jednym z kluczowych czynników powodujących zróżnicowanie regionalne jest w opinii wielu autorów rozdrobnienie agrarne. W pracy z 2011 roku Pietrzykowski badał związek wielkości gospodarstw, cen gruntów

³ B. Gołębowska, *Organizacyjno-ekonomiczne skutki powiązań gospodarstw z otoczeniem*, Warszawa 2010, s. 187.

⁴ J. Kuś, S. Krasowicz, J. Igras, *Perspektywiczne kierunki zmian produkcji rolniczej w Polsce*, „Studia i Raporty” 2009, z. 17, s. 74–92.

⁵ B. Gołębowska, *Regionalne zróżnicowanie efektywności wykorzystania nakładów i zasobów w rolnictwie. Regionalne uwarunkowania rozwoju rolnictwa i obszarów wiejskich*, Rzeszów 2003, t. 1, s. 13–21.

⁶ R. Pietrzykowski, L. Wicki, *Dynamika zmian dysproporcji regionalnych rolnictwa mierzona poziomem nawożenia*, „Roczniki Naukowe SERiA” 2009, t. XII, z. 3, s. 317–323.

⁷ R. Pietrzykowski, *Regionalne zróżnicowanie województw po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej*, „Zeszyty Naukowe SGGW” seria „Problemy Rolnictwa Światowego” 2009, t. 9, z. 4, s. 140–147.

rolniczych na zmiany regionalne na poziomie województw⁸. Praca ta jest kontynuacją prowadzonych badań nad zróżnicowaniem regionalnym i wpływem różnych czynników powodujących jego skutki.

Celem pracy było określenie związku między cenami gruntów rolniczych, a wybranymi czynnikami powodującymi zróżnicowanie regionalne na poziomie województw. W pracy ujęto zagadnienie cen gruntów poprzez jakość gleb z podziałem na dobre, średnie i słabe. Rozważano również związek przestrzenny cen ziemi rolniczej oraz dopłat bezpośrednich w województwach, który jest konsekwencją zróżnicowania regionów ze względu na powierzchnię gruntów, rodzaj upraw oraz trudności produkcji.

2. MATERIAŁ BADAWCZY

W ramach przeprowadzonych badań wykorzystano dane z baz danych GUS, ANR. Analiza dotyczyła lat 2004–2010 ze względu na dostępność danych. W analizie rozważano 16 cech, z których wybrano do analizy szczegółowej 6. Były to następujące cechy: jednolita płatność obszarowa, uzupełniająca płatność obszarowa (chmiel), uzupełniająca płatność obszarowa (inne rośliny), dopłaty do ONW, uzupełniająca płatność obszarowa (razem chmiel i inne rośliny), indeksowe ujęcie migracji ze wsi na pobyt stały, przeciętna liczba ludności w jednej miejscowości wiejskiej, liczba gospodarstw ekologicznych, wyłączenia na tereny osiedlowe (w ha), ceny gruntów rolniczych (słabych), ceny gruntów rolniczych (dobrych), ceny gruntów rolniczych (średnich), liczba funkcjonujących Grup Producentów Rolniczych, wyłączenia na drogi, osiedla i przemysł (razem), grunty klasy VI przeznaczone pod zalesienie, powierzchnia gospodarstw ekologicznych. Wszystkie wartości cech obserwowano na poziomie województw. Cechy do dalszej analizy wybrano na bazie wcześniejszych badań prowadzonych przez autora: ceny gruntów rolniczych (słabych), ceny gruntów rolniczych (dobrych), ceny gruntów rolniczych (średnich), uzupełniająca płatność obszarowa (inne rośliny), dopłaty do ONW, uzupełniająca płatność obszarowa (razem chmiel i inne rośliny). W pracy przedstawiono analizy dotyczące 2009 roku, spowodowane było to dostępnością danych, ale również dlatego ponieważ 2009 rok rozpoczyna okres stabilizacji

⁸ Idem, *Przestrzenne zróżnicowanie cen ziemi rolniczej na poziomie województw w Polsce*, „Zeszyty Naukowe SGGW” seria „Problemy Rolnictwa Światowego” 2001, t. 11, z. 1, s. 140–149.

cen ziemi rolniczej (drugi kwartał tego roku). Podobne analizy prowadzono również dla lat wcześniejszych.

Ze względu na to, że obserwowane cechy dotyczą przestrzeni Polski (dane obserwowane na poziomie województw), w pracy zastosowano przestrzenne metody statystyczne i ekonometryczne. Badania opierały się na współczynnikach korelacji przestrzennej oraz na modelu autoregresji przestrzennej SAR.

3. METODYKA BADAŃ

Podwaliny analizy przestrzennej należy przypisać ekonomście niemieckiemu Johannowi Heinrichowi von Thünen, który w 1826 roku opracował teorię stref rolniczych, określaną jako teorię kręgów, według której wokół jednego centralnie zorganizowanego punktu (miasta) następuje lokalizacja i intensyfikacja produkcji rolnej. Swoje przemyślenia przedstawił w pracy *Der isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationalekonomie*. Teoria Thünera została rozwinięta przez Launhardta, Webera i Löscha.

W XX wieku pierwsze prace z analizy przestrzennej należą do Morana⁹ i Gary'ego¹⁰. Należy wspomnieć również o Toblerze¹¹, który sformułował tzw. pierwsze prawo geografii – „Wszystko jest powiązane ze sobą, ale bliższe obiekty są bardziej zależne od siebie niż odległe”. Prawo to określa się jako prawo empirycznych analiz przestrzennych. Jest ono jednak rozwinięciem teorii kręgów Thünera. Natomiast określenie ekonometria przestrzenna należy przypisać Paelinckowi¹², który stwierdził, że poszczególne obiekty przestrzenne wpływają na inne obiekty ze względu na zachodzące w nich zmiany ekonomiczne i polityczne. Olbrzymi wkład w rozwój analiz przestrzennych, a w szczególności ekonometrii przestrzennej wniósł Anselin¹³. Jednak nie można pominąć również prac innych naukowców, którzy doskonalili i unowocześniali metody i narzędzia wykorzystywane w analizach przestrzennych:

⁹ P. Moran, *The interpretation of statistical maps*, „Journal of the Statistical Royal Society” 1948, Series B, 10, 243–251.

¹⁰ R. Geary, *The contiguity ratio and statistical mapping*, „The Incorporated Statistician” 1954, Vol. 5, s. 115–145.

¹¹ W.R. Tobler, *A computer model simulating urban growth in Detroit region*, „Economic geography” 1970, Vol. 46 (2).

¹² L. Hordijk, J.H.P. Paelinck, *Some principles and result in spatial econometrics*, „Recherches Economiques de Louvain” 1977, No. 42.

¹³ L. Anselin, *Spatial econometrics. Methods and models*, Dordrecht 1988.

Florax, Rey¹⁴, Hsiao¹⁵, Matyas, Sevestre¹⁶, Getis, Mur, Zoller¹⁷, Baltagi¹⁸ i wielu innych.

W analizie przestrzennej kluczową rolę odgrywa określenie wzajemnych powiązań i interakcji pomiędzy sąsiadującymi ze sobą obiektami, cel ten można osiągnąć poprzez uznanie jako kryterium wspólną granicę obiektów czyli regionów, województw itp. Inne możliwości wyznaczenia powiązań pomiędzy badanymi obiektami to określenie sąsiadów nie poprzez granice administracyjne, ale poprzez założoną odległość w pewnym promieniu od środka badanego obiektu (nawiązanie do teorii kręgów). Oprócz tak naturalnego podziału jakim jest wspólna granica można również brać pod uwagę odległości ekonomiczne i społeczne, które uwzględniają struktury komunikacyjne, przepływy kapitału, migracje¹⁹ itp. Różne sposoby określania struktury sąsiedztwa zapisuje się następnie w macierzy wag **W**. Najprostsza macierzy wag jest postaci binarnej i powstaje poprzez przypisanie wartości 1 dla obiektów, sąsiadujących ze sobą, a 0 w przypadku braku sąsiedztwa. W przypadku Polski macierz wag **W** określająca tylko najbliższych sąsiadów (czyli sąsiadów pierwszego rzędu) ma następującą postać:

W =	0	1	0	1	1	0	1	0	1	0	1	0	0	0	0	1
	1	0	0	1	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	1	0
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0
	1	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0	1	0	0
	1	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0
	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	1	1	0	0
	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
	0	1	0	1	0	1	0	0	0	1	0	0	0	1	1	0
	1	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0

¹⁴ L. Anselin, R. Florax, S. Rey (eds.), *Advanced in Spatial Econometrics. Methodology. Tools and applications*, Berlin 2004.

¹⁵ C. Hsiao, *Analysis of Panel Data*, Cambridge 2003.

¹⁶ L. Matyas, P. Sevestre (eds.), *The econometrics of Panel Data*, Dordrecht 2006.

¹⁷ A. Getis, J. Mur, H. Zoller (eds.), *Spatial Econometrics and Spatial Statistics*, New York 2004.

¹⁸ B.H. Baltagi, *Econometrics analysis of panel data*, New York 2005.

¹⁹ H. Groot, M. Abreu, R.J.G.M. Florax, *Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods*, „Région et Développement” 2005, Vol. 21, s. 13–44.

16x16	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	1	0
	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
	0	0	1	1	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0
	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0
	0	0	1	1	0	1	0	1	0	0	0	1	1	0	0
	0	1	0	0	0	0	0	1	0	1	1	0	0	0	0
	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0

Macierz wag \mathbf{W} jest macierzą kwadratową i symetryczną, każda z jedynek określa sąsiada dla poszczególnych województw. W pierwszej kolumnie tej macierzy mamy województwo wielkopolskie, które ma siedmiu sąsiadów (kujawsko-pomorskie, łódzkie, dolnośląskie, lubuskie, opolskie, pomorskie, zachodniopomorskie). W tabeli 1 zamieszczono nazwy województw i liczby sąsiadów pierwszego rzędu.

Tabela 1. Liczba sąsiadów pierwszego rzędu dla poszczególnych województw Polski

Województwa	w1	w2	w3	w4	w5	w6	w7	w8	w9	w10	w11	w12	w13	w14	w15	w16
Liczba sąsiadów	3	5	6	4	3	3	6	4	3	3	4	4	6	4	7	3
Kody dla poszczególnych województw: dolnośląskie – (w1), kujawsko-pomorskie – (w2), łódzkie – (w3), lubelskie – (w4), lubuskie – (w5), małopolskie – (w6), mazowieckie – (w7), opolskie – (w8), podkarpackie – (w9), podlaskie – (w10), pomorskie – (w11), śląskie – (w12), świętokrzyskie – (w13), warmińsko-mazurskie – (w14), wielkopolskie – (w15), zachodniopomorskie – (w16).																

Źródło: obliczenia własne.

W Polsce większość województwa ma od trzech do czterech sąsiadów, przodują właściwie cztery województwa jeżeli chodzi o liczbę sąsiadów, które mają odpowiednio: wielkopolskie 7, a mazowieckie, łódzkie i świętokrzyskie po 6 sąsiadów.

W obliczeniach zwykle stosuje się macierz wag \mathbf{W} , która jest standaryzowana wierszami. Na bazie tak uzyskanej macierzy wag przeprowadza się analizy przestrzenne. W pracy wykorzystano współczynnik autokorelacji Morana globalny i lokalny oraz model autoregresji przestrzennej SAR. Poprzez współczynnik autokorelacji Morana weryfikujemy hipotezę, że badana cecha jest losowo rozmieszczona wśród badanych obiektów województw (brak autokorelacji przestrzennej), wobec alternatywy, że rozmieszczona jest w sposób nielosowy (autokorelacja przestrzenna). 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).

Korzystając z własności, że macierz wag jest standaryzowana wierszami czyli suma wszystkich elementów macierzy jest równa liczbie wierszy otrzymujemy wzór na globalny współczynnik korelacji Morana:

$$I_g = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j \quad (1)$$

gdzie:

w_{ij} – odpowiedni element macierzy wag W

z_i – standaryzowana wartość obserwowanej cechy w i -tej lokalizacji

z_j – standaryzowana wartość obserwowanej cechy w j -tej lokalizacji

Graficzną prezentacją autokorelacji przestrzennej jest wykres rozrzutu Morana, który dotyczy wartości współczynnika globalnego Morana (I_g). Wykres ten jest wykorzystywany do wizualizacji związków przestrzennych i określenia kierunku autokorelacji przestrzennej. Wykres podzielony jest na cztery części względem wartości zerowych.

Rysunek 1. Wykres rozrzutu Morana określający zależności pomiędzy regionem, a sąsiadującymi obiektami

		Wartości niskie w regionach sąsiadujących (L)	Wartości wysokie w regionach sąsiadujących (H)
Wartości wysokie w regionie i (H)	0	HL	HH
Wartości niskie w regionie i (L)		LL	LH
		0	

Źródło: opracowanie własne na podstawie Kopczewska²⁰.

Rozłożenie punktów na wykresie Morana, świadczy o obserwowanej autokorelacji i tak: punkty w kwadracie HL i LH wskazują na ujemną autokorelację, a w kwadratach LL i HH na dodatnią autokorelację. Równomierne rozłożenie punktów w czterech kwadratach świadczy o braku autokorelacji przestrzennej. Na wykresie Morana umieszcza się również prostą regresji, której współczynnik kierunkowy jest tożsamy z współczynnikiem globalnej

²⁰ K. Kopczewska, *Ekonometria i statystyka przestrzenna*, Warszawa 2007, s. 74.

autokorelacji Morana, czyli w przypadku ujemnej autokorelacji przechodzi on przez punkt (0, 0) i kwadraty HL i LH. Rozmieszczenie punktów w kwadracie LL i HH, wskazuje, że obiekty w tym regionie przyjmują niskie lub wysokie wartości ze względu na badaną cechę.

Oprócz statystyki globalnej do analiz przestrzennych wykorzystuje się współczynnik lokalny Morana o postaci:

$$I_l = z_i \sum_{i=1}^n w_{ij} z_j \quad (2)$$

gdzie:

oznaczenia jak we wzorze 1

Interpretacja lokalnego współczynnika Morana jest podobna do jak dla współczynnika globalnego Morana. Jeżeli wartość współczynnika jest mniejsza od zera (wartości ujemne), to badany obiekt (województwo) jest otoczone przez obiekty (województwa) różniące się od siebie ze względu na badaną cechę. W przypadku wartości większych od zera (wartości dodatnie) mówimy, że obiekty (województwa) otaczające obiekt (województwo) mają podobne wartości badanej cechy. Współczynnik lokalny Morana pozwala zatem określić skupiska obiektów (województw) ze względu na badaną cechę oraz wyróżnić obserwacje odstające tzw. „outliers”.

Określenie autokorelacji przestrzennej według formuł 1 i 2 pozwala zbadać związek badanej cechy (ceny ziemi rolniczej) z przestrzenią (położeniem w województwach). Do określenia zależności pomiędzy badaną cechę, a innymi cechami (np. dopłatami bezpośrednimi) służy analiza regresji o postaci:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

gdzie:

y – wektor wartości zmiennej zależnej

X – macierz zmiennych niezależnych

β – wektor współczynników równania

ε – wektor wartości błędu losowego

W celu poprawy jakości modelu i uwzględnienie przestrzennej autokorelacji wprowadza się do modelu liniowego element przestrzenny w postaci macierz wag W . W pracy wykorzystano model opóźnienia przestrzennego

(SLM), który zawiera opóźnioną przestrzennie zmienną endogeniczną **Wy** czyli jest to model autoregresyjny (SAR) o postaci:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (4)$$

gdzie:

oznaczenia jak we wzorze 3

ρ – współczynnik autokorelacji przestrzennej

W – macierz wag

Parametry model określonego formułą 4 zostały oszacowane metodą MNW, która w tym przypadku odmiennie do zwykle stosowanej metody MNK daje estymatory nieobciążone²¹. Zmienna **Wy** jest traktowana jako poziom zmiennej zależnej y w regionach sąsiednich czyli istotna wartość tej zmiennej pozwala na stwierdzenie, że na zmienną zależną wpływa poziom cechy w regionach sąsiadujących (województwach) oraz poziom pozostałych istotnych czynników uwzględnionych w modelu regresji. Oprócz modelu opóźnienia przestrzennego (SLM), często wykorzystuje się również modele błędu przestrzennego (SEM), który zakłada autokorelację przestrzenną reszt. W pracy wykorzystano tylko model SLM ze względu na możliwość ekonomicznej interpretacji parametrów funkcji regresji²² oraz do określenia zależności przestrzennej dla reszt uzyskanych z modelu.

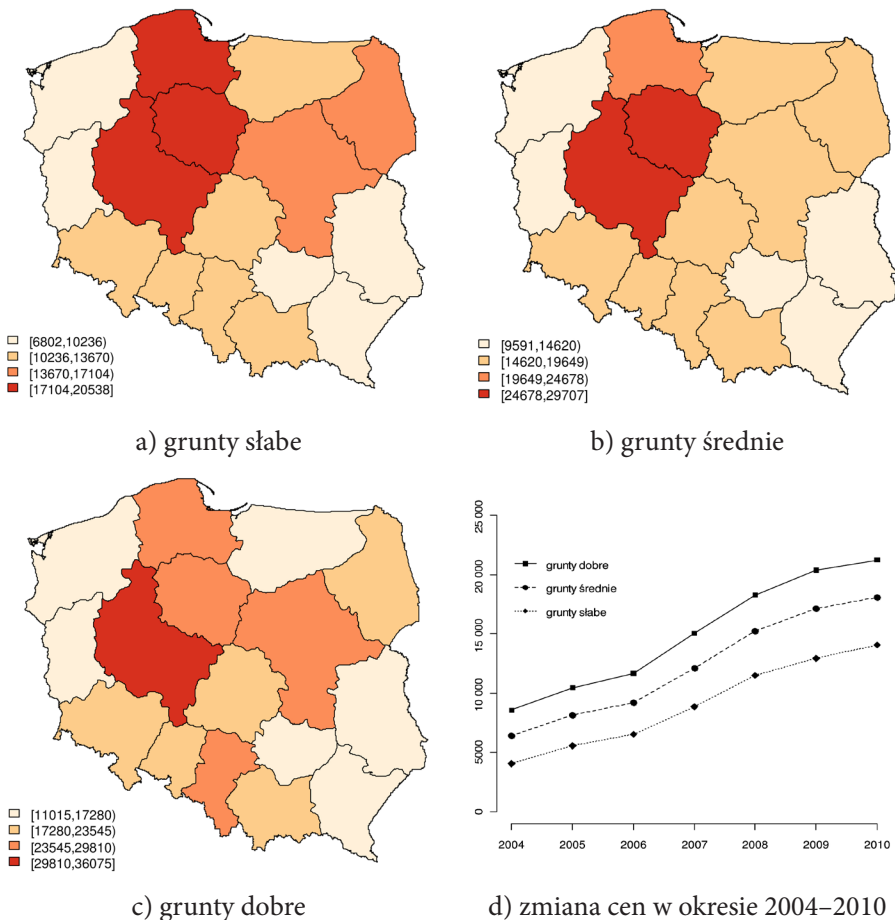
4. WYNIKI

Największe zmiany na rynku nieruchomości rolniczych w Polsce były obserwowane od 2004 roku do 2007 roku. Natomiast od 2008 roku do 2010 roku mamy wyraźną stabilizację jeżeli chodzi o ceny gruntów rolniczych. Wyniki badań przedstawione w pracy dotyczą 2009 roku i uwzględniają podział ze względu na jakość gruntów: grunty klasy I, II i IIIa (grunty dobre, pszenno-buraczane), grunty klas IIIb, IVa i IVb (grunty średnie, żytnio-ziemniaczane) i grunty klas V i VI (grunty słabe, piaszczyste).

²¹ L. Anseli, B. Baltagi (eds.), *Spatial Econometrics. Companion to Econometrics*, Oxford 2001.

²² K. Kopczewska, *Ekonometria i statystyka przestrzenna*, Warszawa 2007, s. 133.

Rysunek 2. Przestrzenne i czasowe zróżnicowanie cen gruntów rolniczych

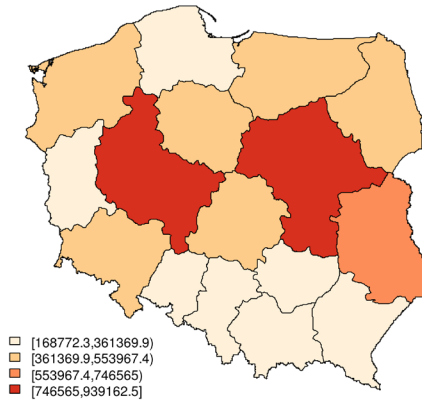


Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Na rysunku 2d przedstawiono zmiany cen gruntów dla Polski w okresie 2004–2010. Jak już wspomniano wcześniej, obserwujemy dalej wzrost ceny gruntów rolniczych, jednak zmiany w tempie wzrostu w okresie 2008–2010 są mniejsze niż w okresie 2004–2007. Na wykresach z podziałem administracyjnym (2 a, b, c) przedstawiono średnie ceny gruntów rolniczych w 2009 roku. Województwem, w którym zaobserwowano najwyższe ceny bez względu na jakość gleb jest województwo wielkopolskie. Najniższe ceny obserwowano w sześciu województwach bez względu na jakość gleb: zachodnio-pomorskim,

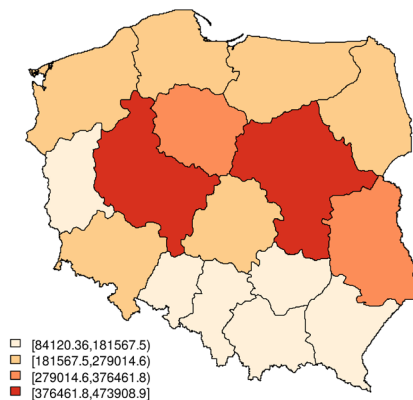
lubuskim, świętokrzyskim, lubelskim i podkarpackim. W oparciu o wykresy z podziałem administracyjnym (2a, b, c) można stwierdzić, że jakość gleby jako czynnika różnicującego ceny ziemi ma podobne oddziaływanie na ceny gruntów rolniczych.

Rysunek 3a. Jednolita płatność obszarowa w województwach w 2009 roku



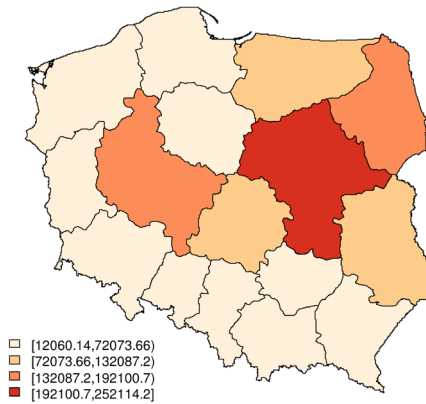
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 3b. Uzupełniająca płatność obszarowa w województwach w 2009 roku



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 3c. Dopłaty do ONW w województwach w roku 2009



Źródło: obliczenia własne.

Na rysunku 3 przedstawiono wielkości dopłat do gruntów rolniczych z podziałem na jednolite płatności bezpośrednie, uzupełniającą płatność obszarową i dopłaty do ONW w województwach w 2009 roku. Najwyższe wartości dla dopłat bezpośrednich w 2009 roku zaobserwowano w województwie mazowieckim. Wysokie wartości uzyskano również w województwie wielkopolskim dla jednolitych płatności bezpośrednich i uzupełniającej płatności obszarowej. Najniższe dopłaty bezpośrednie mamy w województwach południowej Polski, co oczywiście jest związane ze stanem geograficznym tych województw. Dla wszystkich badanych cech to znaczy: średnich cen gruntów słabych, średnich i dobrych oraz jednolitych płatności bezpośrednich, uzupełniających płatności bezpośrednich i dopłat do ONW, obliczono autokorelację globalną Morana. Uzyskane współczynniki globalne I_g dla wszystkich sześciu cech były nieistotne statystycznie, co oznacza, że wartości tych sześciu cech są losowo rozmieszczone w województwach. Brak autokorelacji przestrzennej może oznaczać, że sąsiedztwo poszczególnych województw nie ma wpływu na cen ziemi i również na dopłaty bezpośrednie. Następnie dla wszystkich zmiennych obliczono lokalne współczynniki korelacji Morana. Wyniki analizy przedstawiono na rysunku 4. W pierwszej kolumnie przedstawiono współczynniki lokalne Morana dla cen gruntów rolniczych (słabych, średnich i dobrych), a w drugiej kolumnie zamieszczono wyniki dla dopłat bezpośrednich.

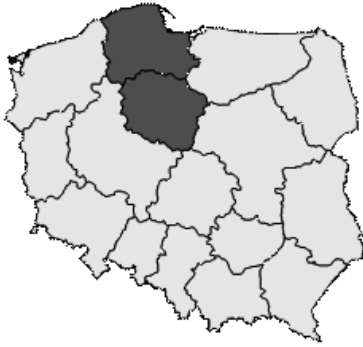
Województwa oznaczone ciemnoszarym kolorem, to województwa, których sąsiadami są województwa o znacząco podobnych wartościach badanej

cechy. Jeżeli chodzi o dopłaty bezpośrednie (dopłaty do ONW) to województwo mazowieckie i podlaskie tworzą region otoczony województwami o podobnych wartościach badanej cechy i tak: warmińsko-mazurskie (96 906)²³, kujawsko-pomorskie (69 870), łódzkie (103 089), świętokrzyskie (39 327) i lubelskie (91 043). W rankingu wysokości dopłat do ONW najwyższe dopłaty uzyskały województwa: mazowieckie (252 114), podlaskie (181 882) i wielkopolskie (168 150). Województwo wielkopolskie jest oznaczone kolorem pośrednim i dla niego współczynnik lokalny korelacji jest ujemny (-0,5704) co oznacza, że jest ona „outliensem”, otoczonym przez województwa o relatywnie niskich wartościach badanej cechy (rysunek 4 dla dopłat do ONW). Natomiast sąsiedzi województwa wielkopolskiego uzyskali stosunkowo niskie dopłaty bezpośrednie dla ONW: łódzkie (103 089), opolskie (12 060), dolnośląskie (49 952), lubuskie (42 544), zachodniopomorskie 61 173), pomorskie (66 596), kujawsko-pomorskie (69 870). Podobnie można zinterpretować pozostałe rysunki np. dla jednolitych płatności obszarowych województwami przodującymi są województwa mazowieckie (939 162) i wielkopolskie (860 318), natomiast województwa śląskie (najmniejsza wartość 168 772) i małopolskie (249 592) mają stosunkowo najniższe wartości jednolitych płatności obszarowych dla wszystkich województw. Województwo wielkopolskie możemy traktować jako „outliera”, otoczonego przez województwa różniące się ze względu na badaną cechę. Natomiast sąsiedzi województwa mazowieckiego, śląskiego i małopolskiego otrzymały podobne co do wartości jednolite płatności obszarowe.

Dla określenia związku pomiędzy ceną gruntów, a dopłatami bezpośrednimi wykorzystano modele regresji prostej oraz model autoregresyjny SAR. Wykorzystanie modelu autoregresji z opóźnieniem przestrzennym miało posłużyć zbadaniu zróżnicowania przestrzennego dla województw ze względu na dopłaty bezpośrednie. Zmienną zależną w modelu regresji prostej były ceny gruntów rolniczych z podziałem na ich jakość (słabe, średnie i dobre), a zmiennymi niezależnymi typy dopłat bezpośrednich odpowiednio: jednolite dopłaty obszarowe (JPO), uzupełniające płatności obszarowe (UPO), dopłaty do ONW (DONW). Wszystkie funkcje regresji uwzględniające efekt przestrzenny okazały się istotne. Na bazie trzech modeli autoregresyjnych obliczono reszty w celu określenia autokorelacji przestrzennej, dla których obliczono współczynnik korelacji Morana.

²³ W nawiasach podano wartości badanej cechy.

Rysunek 4. Współczynniki lokalne Morana dla badanych cech



Grunty słabe



Jednolite płatności obszarowych



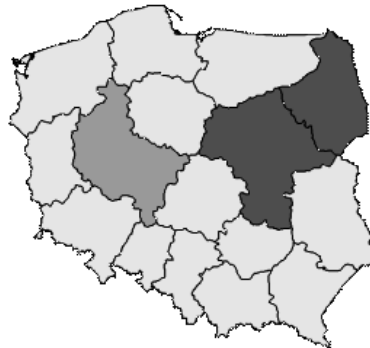
Grunty średnie



Uzupełniająca płatności bezpośrednie



Grunty dobre



Dopłaty do ONW

Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 2 zestawiono współczynniki korelacji Morana dla reszt z modelu autoregresyjnego SAR z podziałem na jakość gleb. Jak widać dla wszystkich funkcji można mówić o istotnej autokorelacji przestrzennej (na poziomie istotności $\alpha = 0.1$ dla reszt z funkcji A, B, C i $\alpha = 0,05$ dla reszt funkcji B). Wszystkie współczynniki globalne Morana są dodatnie, a zatem możemy stwierdzić, istnienie autokorelacji dodatniej. Powyższe dane świadczą o nielosowym rozmieszczeniu województw w obszarze referencyjnym Polski, ze względu na ceny z uwzględnieniem wpływu dopłaty bezpośrednich.

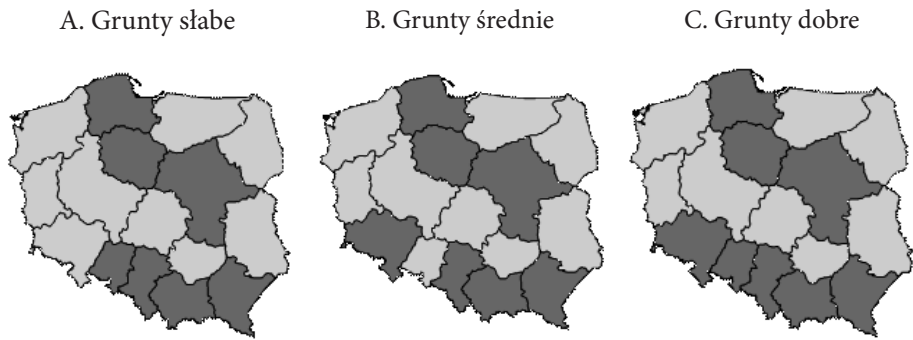
Tabela 2. Współczynniki autokorelacji Morana dla reszt uzyskanych z trzech funkcji regresji

Funkcja	Zmienna zależna	Zmienne niezależne	Ig	p-value
A	Cena gruntów słabych	JPO + UPO + DONW	0,1039	0,0749
B	Cena gruntów średnich	JPO + UPO + DONW	0,1330	0,0441
C	Cena gruntów dobrych	JPO + UPO + DONW	0,1034	0,0757

Źródło: obliczenia własne.

Na rysunku 5 przedstawiono reszty modelu z opóźnieniem przestrzennym dla cen gruntów słabych, średnich i dobrych. Województwa oznaczone ciemnoszarym kolorem, uzyskały ujemne wartości reszt, a jasnoszare dodatnie wartości reszt. Układ reszt w województwach wskazuje na nielosowy charakter zależności oraz to, że ceny gruntów są determinowane przez ceny oraz dopłaty bezpośrednie w innych województwach. Województwa tworzące układ przestrzenny to województwa wzdłuż południowej granicy Polski oraz województwa pomorskie, kujawsko-pomorskie i mazowieckie (reszty ujemne). W wyniku prowadzonych badań uzyskano dodatnią autokorelację przestrzenną, czyli wysokie wartości cen gruntów sąsiadują z wysokimi wartościami, a niskie wartości cen gruntów sąsiadują z niskimi (rysunek 6). Tą sytuację przedstawiono na wykresach rozrzutu Morana. Oprócz rozrzutu punktów (województw) w czterech kwadratach mamy również przedstawione obserwacje odstające czyli województwa różniące się od pozostałych.

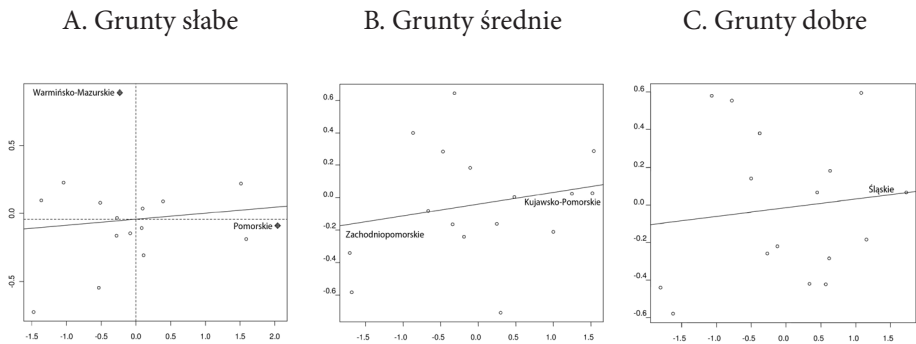
Rysunek 5. Wykresy reszt dla funkcji regresji A, B, C



Źródło: obliczenia własne

Dla gruntów słabych było to województwo: warmińsko-mazurskie i pomorskie, a dla średnich: kujawsko-pomorskie i warmińsko-mazurskie. Natomiast dla gruntów dobrych: śląskie. Oznacza to, że wartość zmiennej w tych lokalizacjach znacznie bardziej przewyższa wartość cechy w regionach sąsiednich niż wynikałoby to z ogólnego wzorca przestrzennego (punkty poniżej prostej regresji), czyli są to regiony „bogate”. Obserwacje powyżej prostej regresji to województwa relatywnie „biedne”. Dla tych województw możemy się spodziewać niskich wartości badanej cechy.

Rysunek 6. Wykres rozrzutu Morana dla reszt z funkcji regresji A, B, C



Źródło: obliczenia własne.

5. PODSUMOWANIE

Wykorzystując metody analizy przestrzennej badano zróżnicowanie regionalne cen gruntów, dopłat bezpośrednich oraz wzajemne związki między tymi cechami. Nie udało się stwierdzić związku między jakością ziemi, a ceną gruntu, co potwierdzają również badania innych autorów. Nie stwierdzono również autokorelacji przestrzennej dla ceny ziemi rolniczej. Można zatem powiedzieć, że województwo nie ma wpływu na cenę gruntu rolniczego w sąsiednim regionie. Zastosowanie modelu regresji przestrzennej pozwoliło stwierdzić wpływ dopłat bezpośrednich na cenę gruntów rolniczych dla wszystkich typów gleb. Poza tym w oparciu o reszty z modelu autoregresyjnego SAR stwierdzono nielosowe rozmieszczenie cen w zależności od uzyskiwanych dopłat bezpośrednich czyli związek przestrzenny. Można zatem przyjąć, że dopłaty są czynnikiem powodującym zróżnicowanie regionalne Polski na poziomie województw, chociaż ich zadaniem jest wyrównanie szans rolników pod względem produkcyjnym gospodarstw.

SUMMARY

The paper presents an analysis of agricultural land prices in 2009. The study was conducted for the good, medium and bad soil. In order to determine relation the price of agricultural land and selected factors causing regional differences, used spatial analysis. The studies were able to conclude that direct payments are a factor causing regional differences. In the statistical analysis used to Moran spatial coefficients and spatial regression model.