

## **TYOLOGIA STRUKTURY AGRARNEJ WOJEWÓDZTW W UJĘCIU DYNAMICZNYM Z ZASTOSOWANIEM KLASYFIKACJI ROZMYTEJ**

**Jadwiga Bożek**

Katedra Statystyki Matematycznej, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie  
e-mail: rrbozek@cyf-kr.edu.pl

**Bogusław Bożek**

Wydział Matematyki Stosowanej, Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie  
e-mail: bozek@agh.edu.pl

**Streszczenie:** W pracy przedstawiono wyniki grupowania województw pod względem podobieństwa struktury agrarnej dla danych z lat: 1996, 2002, 2008. Zastosowano metodę klasyfikacji rozmytej. Przyjęto następujące grupy obszarowe gospodarstw: 1-5 ha, 5-10 ha, 10-20 ha, 20-50 ha, 50 i więcej ha. Następnie, poprzez zastosowanie wybranych mierników taksonomicznych, przeprowadzono analizę porównawczą uzyskanych wyników pod względem kierunku i stopnia zmian strukturalnych w wyodrębnionych grupach, jak również zmian w zróżnicowaniu międzygrupowym.

**Słowa kluczowe:** struktura agrarna województw, klasyfikacja rozmyta, dynamika

### **WSTĘP**

Problematyka przestrzennego zróżnicowania rolnictwa w Polsce jest bardzo często podejmowana w publikacjach naukowych [Krasowicz i in. 2006, Kukuła 2005, Poczta 2002, Wiatrak 1986, Zegar 2003]. Wynikiem tych badań jest między innymi typologia obiektów (województw, powiatów) ze względu na różne kryteria, jak podobieństwo struktury agrarnej, struktury zasiewów, struktury użytków rolnych, itp. Badania typologiczne odgrywają ogromną rolę poznawczą jako narzędzie porządkowania zgromadzonych informacji, a uzyskane wyniki mają również znaczenie praktyczne: mogą stanowić podstawę do analizy przestrzenno-czasowej a następnie do prognozowania i programowania rozwoju rolnictwa.

W badaniach typologicznych przestrzennych stosowane są najczęściej metody taksonomiczne, w wyniku których otrzymuje się grupy obiektów (np. województw, powiatów) charakteryzujące się podobieństwem badanej struktury. Metod grupowania jest bardzo wiele, ale na obecnym etapie badań nie ma metody obiektywnej, której wynik byłby niezależny od autora. Różne metody stosowane do tego samego materiału statystycznego dają różne wyniki [Wysocki, Wagner 1989, Putek-Szeląg, Aranowski 2005, Bogocz i in. 2010]. W dotychczasowych badaniach typologicznych przestrzennych autorka stosowała metodę eliminacji wektorów [Bożek 1994, 2005, 2010]. Wynik grupowania w tej metodzie zależy jest od tzw. wartości progowej zróżnicowania. Niewielka zmiana tej wartości powoduje czasem istotne zmiany w wynikach, co w przypadku badań przestrzenno-czasowych utrudnia interpretację. Wydaje się, że w tego typu badaniach bardziej przydatna jest metoda klasyfikacji rozmytej przekształcona w klasyfikację klasyczną.

Celem pracy jest typologia struktury agrarnej województw w ujęciu dynamicznym. Przeprowadzono grupowanie województw pod względem podobieństwa struktury agrarnej dla danych z lat: 1996, 2002 i 2008. Do grupowania zastosowano metodę klasyfikacji rozmytej przekształconą w klasyfikację klasyczną. Następnie, stosując wybrane mierniki taksonomiczne, przeprowadzono analizę porównawczą uzyskanych wyników. Badania zostały przeprowadzone w oparciu o informacje Głównego Urzędu Statystycznego – liczbę gospodarstw rolnych według grup obszarowych w województwach. W pracy przyjęto następujące grupy obszarowe: 1-5 ha, 5-10 ha, 10-20 ha, 20-50 ha, 50 i więcej ha.

## METODA BADAWCZA

Do grupowania województw pod względem podobieństwa struktury agrarnej zastosowano klasyfikację rozmytą, którą następnie przekształcono w klasyfikację klasyczną. W odróżnieniu od klasyfikacji klasycznej, w której przynależność obiektów do danej klasy opisywana jest za pomocą zmiennej zero-jedynkowej, w klasyfikacji rozmytej przynależność obiektu do klasy opisywana jest za pomocą zmiennej ciągłej. Są to tzw. funkcje przynależności, które przyjmują wartości z przedziału  $[0,1]$ .

Zagadnienie klasyfikacji rozmytej można sformułować następująco.

Zakłada się, że dany jest zbiór  $\Omega$ , liczący  $n$  obiektów (w tym przypadku województw):  $P_1, P_2, \dots, P_n$ . Obiekty te opisane są przez wartości  $r$  zmiennych:  $X_1, X_2, \dots, X_r$  (w pracy  $X_l$  oznacza udział liczby gospodarstw z  $l$ -tej grupy obszarowej w ogólnej liczbie gospodarstw w danym województwie). Na zbiorze  $\Omega$  należy tak określić rodzinę klas rozmytych:  $S_1, S_2, \dots, S_K$  ( $1 < K < n$ ), aby spełnione były warunki:

1.  $0 \leq f_{S_j}(P_i) \leq 1$  ( $i = 1, \dots, n$ ;  $j = 1, \dots, K$ ), gdzie  $f_{S_j}(P_i)$  oznacza stopień przynależności obiektu  $P_i$  do klasy  $S_j$ ,

2.  $\sum_{j=1}^K f_{S_j}(P_i) = 1$  ( $i = 1, \dots, n$ ),

3. obiekty, dla których stopnie przynależności do tej samej klasy są duże – są bardzo podobne, natomiast obiekty, dla których stopnie przynależności do różnych klas są duże – są mało podobne.

Utworzenie klasyfikacji rozmytej polega więc na wyznaczeniu dla każdego obiektu  $P_i \in \Omega$  takiego wektora  $f(P_i) = (f_{S_1}(P_i), f_{S_2}(P_i), \dots, f_{S_K}(P_i))$ , że spełnione są warunki 1-3.

Istnieje kilka metod tworzenia klasyfikacji rozmytej [Jajuga 1984]. W pracy została zastosowana metoda iteracyjna, wykorzystująca pojęcie rozmytego środka ciężkości. W metodzie tej w kolejnych iteracjach dokonuje się zmiany wartości stopni przynależności obiektów do poszczególnych klas. Procedurę tę kontynuuje się aż do momentu, gdy te wartości przestaną się zmieniać w stopniu znaczącym.

Otrzymaną w ten sposób klasyfikację rozmytą przekształcono następnie w klasyfikację klasyczną, przyjmując, że obiekt  $P_i$  należy do klasy (grupy typologicznej)  $S_j$ , gdy

$$f_{S_j}(P_i) = \max_l f_{S_l}(P_i)$$

W celu oceny stopnia zróżnicowania między otrzymanymi grupami typologicznymi zostały obliczone miary zróżnicowania międzygrupowego. Jako miarę zróżnicowania międzygrupowego (odległości międzygrupowej) przyjęto odległość między środkami ciężkości grup [Grabiński 1992] obliczoną według wzoru:

$$v_{ij} = \frac{1}{r} \sum_{l=1}^r |a_{il}^* - a_{jl}^*| \quad (1)$$

gdzie  $a_{il}^*$ ,  $a_{jl}^*$  -  $l$ -ta składowa środka ciężkości odpowiednio  $i$ -tej i  $j$ -tej grupy.

Miara ta wyraża średnią odległość przypadającą na jedną składową struktury.

Miarę (1) zastosowano również do porównania stopnia zmian, jakie zaszły w badanych strukturach na przestrzeni okresu od  $t - \tau$  do  $t$ :

$$v_{i,t-t-\tau} = \frac{1}{r} \sum_{k=1}^r |\alpha_{ik} - \alpha_{(t-\tau)k}| \quad (2)$$

W tym przypadku  $v_{i,t-t-\tau}$  oznacza stopień zmian strukturalnych, natomiast  $\alpha$  jest strukturą udziałową badaną w czasie  $t = 0, 1, \dots, n$ , złożoną z  $r$  składowych, tzn. dana jest macierz  $[\alpha_{ik}]_{(n \times r)}$ . Miara ta wyraża przeciętną zmianę przypadającą na jedną składową struktury  $\alpha$  w okresie od  $t - \tau$  do  $t$ .

## WYNIKI BADAŃ

W oparciu o zaprezentowaną powyżej metodę, przeprowadzono klasyfikację rozmytą województw pod względem podobieństwa struktury agrarnej dla danych z lat: 1996, 2002 i 2008. Obliczenia przeprowadzono w oparciu o autorski program komputerowy. Wartości początkowe stopni przynależności do klas rozmytych były ustalane losowo, co nie miało wpływu na klasyfikację końcową. Obliczenia przerywano, gdy maksimum (po klasach i po składowych) modułu różnicy wartości stopni przynależności w dwóch kolejnych iteracjach było mniejsze od 0,000001. W tabelach 1,2 przedstawione są stopnie przynależności poszczególnych województw do klas rozmytych. Przyjmując za znaczący stopień przynależności równy co najmniej 0,5, wyodrębniono skład poszczególnych grup (w nawiasach podano wartość stopnia przynależności, a w przypadku województw nie należących do żadnej grupy liczba w nawiasie oznacza najwyższą wartość stopnia przynależności).

Tabela 1. Stopnie przynależności województw do klas rozmytych w roku 1996

województwo	Klasy			
	S1	S2	S3	S4
łódzkie	0,0036	0,9598	0,0115	0,0251
mazowieckie	0,0079	0,8793	0,0433	0,0695
małopolskie	0,9834	0,0052	0,0030	0,0084
śląskie	0,9893	0,0033	0,0018	0,0056
lubelskie	0,0192	0,7872	0,0330	0,1606
podkarpackie	0,9973	0,0008	0,0005	0,0014
podlaskie	0,0252	0,1239	0,7591	0,0917
świętokrzyskie	0,2207	0,2958	0,0750	0,4085
lubuskie	0,0211	0,0604	0,0316	0,8868
wielkopolskie	0,0196	0,2230	0,5933	0,1641
zachodniopomorskie	0,0332	0,1546	0,5467	0,2655
dolnośląskie	0,0087	0,0960	0,0220	0,8734
opolskie	0,0022	0,0108	0,0032	0,9838
kujawsko-pomorskie	0,0073	0,0562	0,8979	0,0386
pomorskie	0,0076	0,0484	0,8928	0,0512
warmińsko-mazurskie	0,0277	0,0938	0,7736	0,1048

Źródło: obliczenia własne na podstawie *Rocznika Statystycznego Województw 1997*

Skład grup w roku 1996:

Grupa 1 – małopolskie (0,9834), śląskie (0,9893), podkarpackie (0,9973)

Grupa 2 – łódzkie (0,9598), mazowieckie (0,8793), lubelskie (0,7872)

Grupa 3 – podlaskie (0,7591), wielkopolskie (0,5933), kujawsko-pomorskie (0,8979), pomorskie(0,8928), warmińsko-mazurskie (0,7736), zachodniopomorskie (0,5467)

Grupa 4 - lubuskie (0,8868), dolnośląskie (0,8734), opolskie (0,9838).

Poza grupami znalazło się województwo świętokrzyskie (0,4085).

Wyniki grupowania dla roku 2002 i 2008 są takie same (w nawiasach podano wartości funkcji przynależności odpowiednio w roku 2002 i 2008):

Grupa 1 – małopolskie (0,9827; 0,9738 ), śląskie (0,9848; 0,9644), podkarpackie (0,9965; 0,9942)

Grupa 2 – łódzkie (0,9544; 0,9665), mazowieckie (0,9375; 0,9741), lubelskie (0,8649; 0,4936)

Tabela 2. Stopnie przynależności województw do klas rozmytych w latach 2002 i 2008.

województwo	2002				2008			
	S1	S2	S3	S4	S1	S2	S3	S4
łódzkie	0,0041	0,9544	0,0143	0,0272	0,0028	0,9665	0,0091	0,0216
mazowieckie	0,0045	0,9375	0,0222	0,0358	0,0019	0,9741	0,0085	0,0155
małopolskie	0,9827	0,0053	0,0028	0,0093	0,9738	0,0079	0,0042	0,0140
śląskie	0,9848	0,0044	0,0022	0,0086	0,9644	0,0101	0,0050	0,0206
lubelskie	0,0110	0,8649	0,0224	0,1017	0,0318	0,4936	0,0407	0,4640
podkarpackie	0,9965	0,0011	0,0005	0,0019	0,9942	0,0017	0,0009	0,0032
podlaskie	0,0132	0,0728	0,8689	0,0452	0,0150	0,0860	0,8493	0,0497
świętokrzyskie	0,2181	0,2485	0,0630	0,4704	0,3101	0,1931	0,0585	0,4383
lubuskie	0,0554	0,0847	0,0310	0,8290	0,0078	0,0242	0,0065	0,9615
wielkopolskie	0,0119	0,1294	0,7952	0,0634	0,0128	0,1559	0,7659	0,0654
zachodniopomorskie	0,0410	0,2728	0,2557	0,4304	0,0419	0,3002	0,3553	0,3026
dolnośląskie	0,0028	0,0182	0,0037	0,9752	0,0080	0,0741	0,0133	0,9046
opolskie	0,0083	0,0606	0,0150	0,9160	0,0095	0,0363	0,0111	0,9431
kujawsko-pomorskie	0,0031	0,0208	0,9638	0,0124	0,0026	0,0181	0,9690	0,0103
pomorskie	0,0174	0,1553	0,7201	0,1072	0,0067	0,0625	0,8970	0,0338
warmińsko-mazurskie	0,0203	0,0856	0,8182	0,0759	0,0240	0,0979	0,7979	0,0803

Źródło: obliczenia własne na podstawie *Rocznik Statystyczny Województw 2003, 2009*

Grupa 3 – podlaskie (0,8689; 0,8493), wielkopolskie (0,7952; 0,7659), kujawsko-pomorskie (0,9638; 0,9690), pomorskie (0,7201; 0,8970), warmińsko-mazurskie (0,8182; 0,7979),

Grupa 4 - lubuskie (0,8290; 0,9615), dolnośląskie (0,9752; 0,9046), opolskie (0,9160; 0,9431).

Poza grupami pozostają: świętokrzyskie (0,4704; 0,4383), zachodniopomorskie (0,4304; 0,3553)

Identyczny skład grup w badanych latach oznacza, że w Polsce w okresie 1996-2008 występują 4 typy struktury agrarnej, wyznaczone przez 4 grupy województw. W grupie I występuje największe rozdrobnienie struktury agrarnej (tab.3). W 2008 roku w województwach tej grupy średnio 81,9% gospodarstw ma powierzchnię 1-5 ha, 13,4% stanowią gospodarstwa 5-10 ha. Pozostałe gospodarstwa stanowią znikomy odsetek. Najmniej rozdrobniona struktura

charakteryzuje województwa grupy III. Średni rozkład struktury jest tu najbardziej równomierny: 35,5%, 23%, 25,2%, 13,3% i 3,1%. Zarówno grupa I, jak i III bardzo wyraźnie odbiegają od struktury ogólnokrajowej, natomiast grupa II i IV są do niej najbardziej zbliżone.

Tabela 3. Średnie wskaźniki struktury w wyodrębnionych grupach województw w latach 1996, 2002, 2008

Grupa	rok	Gospodarstwa o powierzchni użytków rolnych w ha				
		1-5	5-10	10-20	20-50	>50
		W %				
I	1996	82,7	14,4	2,5	0,4	0,1
	2002	83,5 +	12,9 –	2,8 +	0,7 +	0,2 +
	2008	81,9 –	13,4 +	3,3 +	1,1 +	0,3 +
II	1996	47,5	34,4	15,9	2,1	0,1
	2002	51,5 +	29,1 –	15,5 –	3,7 +	0,3 +
	2008	51,5	29,2 +	14,7 –	4,2 +	0,5 +
III	1996	34,8	23,1	29,4	11,1	1,6
	2002	37,9 +	21,5 –	25,7 –	12,6 +	2,3 +
	2008	35,5 –	23,0 +	25,2 –	13,3 +	3,1 +
IV	1996	54,1	21,8	16,9	6,0	1,3
	2002	59,3 +	18,2 –	13,3 –	6,8 +	2,3 +
	2008	57,0 –	19,9 +	12,5 –	7,3 +	3,2 +
Polska	1996	55,3	25,5	15,0	3,7	0,4
	2002	58,7 +	21,9 –	13,6 –	4,9 +	0,9 +
	2008	57,1 –	22,8 +	13,4 –	5,4 +	1,3 +

Źródło: obliczenia własne

+ oznacza wzrost, – oznacza spadek udziałów

Dla porównania przeprowadzono również klasyfikację 3-klasową w badanych latach, a następnie podział na 3 grupy. Okazało się, że w wyniku otrzymuje się grupy: I i III o takim samym składzie, jak przy podziale 4-klasowym oraz grupę II, która jest połączeniem grup II i IV otrzymanych przy klasyfikacji 4-klasowej (takie wyniki otrzymuje się w każdym badanym roku). Ponieważ jednak między grupami II i IV są zbyt duże różnice strukturalne (szczególnie w udziałach grup obszarowych: 5-10, 10-20 i 20-50), dlatego przyjęto klasyfikację 4-klasową.

Struktura poszczególnych województw ulegała przemianom na przestrzeni badanego okresu w różnym tempie i różnym kierunku. W wyniku tych przemian we wszystkich grupach województw wzrosły udziały gospodarstw największych,

20-50 ha i powyżej 50 ha. Gospodarstwa powyżej 50 ha najbardziej zwiększyły udziały w grupie IV (z 1,3 do 3,2%) i III (z 1,6 do 3,1%).

Gospodarstwa 20-50 ha zwiększyły udziały w granicach od 0,7 pp. w grupie I do 2,2 pp. w grupie III. Udziały gospodarstw 10-20 ha nieznacznie wzrosły w grupie I (z 2,5 do 3,3%), a w pozostałych grupach spadły od 1,4 pp. w grupie II do 4,4 pp. w grupie IV.

W przypadku gospodarstw najmniejszych 1-5 i 5-10 ha tendencje w badanym okresie zmieniały się: w okresie 96-02 wzrastały udziały gospodarstw 1-5 ha, a spadały 5-10 ha, natomiast w okresie 2002-2008 tendencje odwróciły się: spadły udziały 1-5 ha a wzrosły 5-10 ha.

Identyczny skład wyodrębnionych grup w badanych latach, przy dość wyraźnych zmianach struktury w grupach, oznacza, że badana struktura zmienia się w podobnym kierunku i tempie w województwach należących do tej samej grupy typologicznej. Potwierdzają to wartości stopnia zmian strukturalnych przypadających na jedną składową struktury obliczone dla okresu 1996-2002 ( $v_{1996,2002}$ ), 2002-2008 ( $v_{2008,2002}$ ) oraz 1996-2008 ( $v_{2008,1996}$ ) dla poszczególnych województw (tab. 4).

W województwach z grupy I struktura zmienia się najwolniej - średnio jedna składowa struktury zmieniła się w okresie 1996-2002 o 0,0058 (tj. o 0,58 pp.), a w okresie 2002-2008 - o 0,0064 (tj. o 0,64 pp.). W całym badanym okresie jedna składowa struktury zmieniła się tu średnio o 0,0070 (tj. o 0,7 pp.). W grupie II zmiany były większe i średnio wynosiły odpowiednio: 0,0237, 0,0074 i 0,0257. Największe zmiany nastąpiły w strukturze województwa zachodniopomorskiego, gdzie średnio w okresie 1996-2008 jedna składowa struktury zmieniła się o 0,0383 (tj. o 3,8 pp.) oraz w województwach należących do grupy III, gdzie średnio w okresie 1996-2008 jedna składowa struktury zmieniła się o 0,0295 (tj. o 2,95 pp.). Oznacza to trzykrotnie większe tempo zmian w grupie III w porównaniu z grupą I. W grupie IV przeciętne tempo zmian było nieco mniejsze, niż w grupie III.

Z tab. 4 wynika, że w okresie 1996-2002 we wszystkich województwach nastąpiły większe zmiany w badanej strukturze, niż w latach 2002-2008. Przykładowo: w województwach grupy III zmiany przypadające na jedną składową struktury wyniosły tu średnio 3,1 pp. w okresie 1996-2002 i 1,6 pp. w okresie 2002-2008. W rezultacie tych zmian w całym badanym okresie 1996-2008 jedna składowa struktury zmieniła się średnio o 2,95 pp. Świadczy to o różnym kierunku zmian w badanych okresach. (Gdyby zmiany w jednym i drugim okresie przebiegały w tym samym kierunku, wówczas zmiany w okresie 1996-2008 byłyby sumą zmian w 1996-2002 i 2002-2008).

Tabela 4. Stopień zmian strukturalnych przypadających na jedną składową struktury w okresie 1996-2002, 2002-2008 oraz 1996-2008 w poszczególnych województwach. Średni stopień zmian strukturalnych w grupach

Województwa wg grup	$v_{1996,2002}$	$v_{2002,2008}$	$v_{2008,1996}$
małopolskie	0,0049	0,0042	0,0043
śląskie	0,0062	0,0104	0,0118
podkarpackie	0,0064	0,0047	0,0049
średnia	0,0058	0,0064	0,0070
łódzkie	0,0228	0,0046	0,0235
mazowieckie	0,0283	0,0077	0,0259
lubelskie	0,0200	0,0099	0,0277
średnia	0,0237	0,0074	0,0257
podlaskie	0,0429	0,0098	0,0384
kujawsko-pomorskie	0,0289	0,0128	0,0357
pomorskie	0,0285	0,0182	0,0210
warmińsko-mazurskie	0,0321	0,0121	0,0254
wielkopolskie	0,0189	0,0121	0,0180
zachodniopomorskie	0,0363	0,0295	0,0383
średnia	0,0312	0,0158	0,0295
lubuskie	0,0349	0,0215	0,0269
dolnośląskie	0,0326	0,0121	0,0252
opolskie	0,0205	0,0099	0,0304
średnia	0,0293	0,0145	0,0275
Polska	0,02	0,0075	0,0175

Źródło: obliczenia własne

Tabela 5. Zróżnicowanie międzygrupowe struktury agrarnej w roku 1996, 2002 i 2008

grupy	1996	2002	2008
I-II	0,1407	0,1280 –	0,1216 –
I-III	0,1976	0,1821 –	0,1856 +
I-IV	0,1143	0,0965 –	0,0993 +
II-III	0,0972	0,0845 –	0,0888 +
II-IV	0,0506	0,0523 +	0,0458 –
III-IV	0,0836	0,0857 +	0,0869 +

Źródło: obliczenia własne



Zróznicowanie międzygrupowe (obliczone według wzoru (1)) przedstawiono w tabeli 5. Najbardziej w badanym okresie różnią się między sobą struktury grupy I i III. Odległość między tymi grupami wynosiła 0,1976 w 1996 r. a w 2008 r. zmniejszyła się do 0,1856. Najmniejsza odległość dzieli grupy II i IV (0,0506 w 1996 r. i 0,0458 w 2008 r.). W okresie 1996-2002 zróznicowanie międzygrupowe zwiększyło się w dwóch przypadkach: między grupami II-IV i III-IV. W pozostałych przypadkach zmalało. W okresie 2002-2008 w dwóch przypadkach zmalało (I-II, III-IV), a w pozostałych – wzrosło.

Ostatecznie w okresie 1996-2008 zróznicowanie między otrzymanymi grupami województw zmniejszyło się, z wyjątkiem grup III i IV (wzrost z 0,0836 do 0,0869). Wszystkie pozostałe odległości międzygrupowe zmniejszyły się, co oznacza, że różnice przestrzenne w strukturze agrarnej Polski zmniejszyły się w badanym okresie. Zmiany te są jednak bardzo niewielkie, a poza tym – w większości przypadków - w ostatnim okresie (2002-2008) nastąpił niewielki wzrost zróznicowania, zatem można wnioskować, że zróznicowanie struktury agrarnej między grupami nie zmienia się znacząco.

## PODSUMOWANIE

W czasoprzestrzennej analizie struktury agrarnej bardzo pomocnym narzędziem jest klasyfikacja rozmyta a także metody statystycznej analizy struktur.

W Polsce w okresie 1996-2008 występują 4 typy struktury agrarnej, wyznaczone przez 4 grupy województw. Grupę I tworzą województwa Polski południowo-wschodniej: małopolskie, śląskie i podkarpackie, gdzie występuje największe rozdrobnienie struktury agrarnej. Do grupy II należą województwa Polski środkowo-wschodniej: łódzkie, mazowieckie i lubelskie. Najmniej rozdrobniona struktura występuje w województwach grupy III: podlaskim, kujawsko-pomorskim, pomorskim, warmińsko-mazurskim i wielkopolskim. Grupę IV tworzą województwa: lubuskie, dolnośląskie i opolskie.

Badana struktura zmienia się w podobnym kierunku i tempie w województwach należących do tej samej grupy typologicznej. Największe zmiany w badanym okresie nastąpiły w strukturze województwa zachodniopomorskiego oraz w województwach należących do grupy III, najwolniej zmienia się struktura w województwach z grupy I. Zróznicowanie strukturalne między grupami nie zmienia się znacząco.

Uzyskane wyniki mogą stanowić podstawę do prognozowania i programowania rozwoju rolnictwa w Polsce. Przy opracowywaniu prognozy struktury agrarnej powinno się wyznaczyć prognozę dla każdej z poszczególnych grup typologicznych województw z osobna.

**BIBLIOGRAFIA**

- Bogocz D., Bożek J., Kukuła K., Strojny J. (2010) Statystyczne studium struktury agrarnej w Polsce. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Bożek J. (1994) Przestrzenne zróżnicowanie struktury obszarowej rolnictwa indywidualnego, *Wiadomości Statystyczne*, nr 2, str. 42-45.
- Bożek J. (2005) Struktura zasiewów według metod taksonomicznych, *Wiadomości Statystyczne*, nr 5, str. 30–36.
- Bożek J. (2010) Typologia krajów Unii Europejskiej pod względem podobieństwa struktury agrarnej, *Acta Scientiarum Polonorum, Oeconomia*, 9(3), str. 17-25.
- Grabiński T. (1992) Metody taksonometrii. Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków.
- Jajuga K. (1984) Zbiory rozmyte w zagadnieniu klasyfikacji, *Przegląd Statystyczny*, z.3/4, str. 237-290.
- Krasowicz S., Kuś J. (2006) Regionalne zróżnicowanie produkcji roślinnej w Polsce na tle warunków przyrodniczych i ekonomiczno-organizacyjnych. *Wiś Jutra*, 6, str. 3-5.
- Kukuła K. (2005) Statystyczna analiza struktury obszarowej gospodarstw rolnych w Polsce. *Agrobiznes 2005, Prace Naukowe AE we Wrocławiu*, Wrocław.
- Poczta W., Mrówczyńska A. (2002) Regionalne zróżnicowanie polskiego rolnictwa. W: *Zróżnicowanie regionalne gospodarki żywnościowej w Polsce w procesie integracji z Unią Europejską*. Red. W.Poczta i F.Wysocki. AR Poznań, str. 125-160.
- Putek-Szeląg E., Aranowski A. (2005) Zastosowanie statystycznych metod klasyfikacji danych do ujednorodnienia zbiorowości nieruchomości rolnych na przykładzie powiatu pyrzyckiego. *ZN Uniwersytetu Szczecińskiego, Prace Katedry Ekonometrii i Statystyki*, 16, str.231-236.
- Wiatrak A.P., (1986) *Przestrzenne zróżnicowanie gospodarki rolnej w Polsce*, PWN, Warszawa.
- Wysocki F., Wagner W. 1989. O ustalaniu wartości progowej zróżnicowania struktur z danych empirycznych. *Wiadomości Statystyczne*, 9.
- Zegar J. (2003) *Zróżnicowanie regionalne rolnictwa*. GUS, Warszawa.

**TYOLOGY OF AGRARIAN STRUCTURE OF VOIVODSHIPS  
IN DYNAMIC ASPECT ACCORDING TO FUZZY CLASSIFICATION**

**Abstract:** The paper presents the results of grouping procedure carried out for voivodships according to the similarity of agrarian structure of farms for the data from the year 1996, 2002, 2008. Fuzzy classification method was applied. The following areal groups were established: 1-5 hectares, 5-10 hectares, 10-20 hectares, 20-50 hectares, 50 hectares and more. Afterwards, by the application of chosen taxonomic measures comparative analysis of the results was carried out with respect the direction and degree of structural changes in delimited groups as well as changes in differentiation between groups.

**Key words:** agrarian structure of voivodships, fuzzy classification, dynamics