

dr hab. Zbigniew BINDERMAN, prof. PWSZ

Wydział Ekonomiczny, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Gorzowie Wielkopolskim
Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

e-mail: zbigniew_binderman@sggw.pl

dr hab. Wiesław SZCZESNY, prof. SGGW

Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

e-mail: wieslaw_szczesny@sggw.pl

DOI: 10.15290/ose.2016.02.80.07

OCENA ZMIAN STRUKTURY OBSZAROWEJ GOSPODARSTW W POLSCE NA TLE NOWYCH PAŃSTW UE (ASPEKTY METODYCZNE)

Streszczenie

W pracy przedstawiono koncepcje budowy wskaźników przeznaczonych do porządkowania obiektów opisanych wieloma cechami o wartościach nieujemnych na tej samej skali, czyli takich, których wartości można interpretować jako składowe struktury. Podane mierniki mogą być wykorzystywane do cyklicznego raportowania w systemach MIS (Management Information System) w systemach informacyjnych zarówno instytucji publicznych obserwujących zmiany strukturalne, jak i w dużych korporacjach o rozbudowanej strukturze wewnętrznej. Koncepcję zilustrowano na przykładzie zmian, jakie zachodzą w strukturze obszarowej gospodarstw w Polsce na tle nowych państw Unii Europejskiej w okresie 2003 -2010.

Słowa kluczowe: miara koncentracji, miernik syntetyczny, struktura gospodarstw rolnych, MIS

ESTIMATION OF CHANGES IN STRUCTURE OF FARMS IN POLAND AND NEW EU COUNTRIES: METHODOLOGICAL ASPECTS

Summary

The paper presents the concepts of indicators intended to organize objects described by many features of non-negative values on the same scale, i.e. ones whose values can be interpreted as components of a structure. The discussed measures can be used in information systems of both public institutions which observe structural changes and large corporations with extensive internal structures for reporting in Management Information Systems (MIS). The concept is illustrated by the changes that occur in the structure of farms in Poland against the background of the new EU Member States in the period 2003-2010.

Key words: Management Information System, synthetic measure, measure of concentration, structure of farms

JEL: C38, C18, Q15, R14

1. Wstęp

Po wejściu do Unii Europejskiej (UE) gospodarka w Polsce podlega poważnym zmianom strukturalnym. Dotyczy to w szczególności sektora rolniczego. Polska w momencie wejścia do UE charakteryzowała się znacznym potencjałem ziemi rolniczej (z uwagi na areal użytków rolnych i udział w produkcji rolnej). Natomiast przed wejściem do UE struktura agrarna cechowała się dużym rozdrobnieniem. Przeważały gospodarstwa o małej wielkości ekonomicznej (0-2 ESU). W literaturze polskiej powstało wiele prac dotyczących struktury agrarnej w Polsce [Poczta, 2013, Bogocz i in. 2010; Bożek, 2010, *Studium przestrzenne...*, 2009]. Według wielu ekonomistów, podstawowym warunkiem zwiększenia konkurencyjności polskiego rolnictwa jest nadal poprawa struktury agrarnej, która przyczyni się do zmniejszenia zatrudnienia w sektorze rolniczym i doprowadzi do zwiększenia wydajności pracy.

Ten przykład uzasadnia potrzebę okresowego raportowania zmian zachodzących w strukturze agrarnej na różnych szczeblach w administracji państwowej i samorządowej.

Analogicznie, w dużych korporacjach o terytorialnie rozbudowanej strukturze oddziałowej zachodzi konieczność śledzenia zmian strukturalnych zachodzących w rozmaitych obszarach (np.: place, koszty działania, portfele produktów i klientów itp.). Powoduje to, iż powstaje zapotrzebowanie ze strony systemów raportowych w MIS na dobre wskaźniki sygnalizujące zarówno pozytywne, jak i negatywne zmiany zachodzące w rozpatrywanych strukturach.

Celem opracowania jest ocena wielkości zmian struktury agrarnej w Polsce w latach 2003 i 2010, w porównaniu ze zmianami w nowych krajach UE, jak również przedstawienie koncepcji budowy wskaźnika syntetycznego, służącego do pomiaru wielkości zachodzących zmian strukturalnych.

1.1. Materiał badawczy

Za podstawowe źródło informacji o strukturze gospodarstw przyjęto dane statystyczne z opracowania GUS [Poczta, 2013] z lat 2003 i 2010. Dane te dotyczą liczby i powierzchni gospodarstw rolnych, według grup obszarowych użytków rolnych (UR), 27 krajów UE (nie ujęto Chorwacji).

1.2. Wykorzystane metody

Do konstrukcji wskaźnika syntetycznego oceniającego wielkość zmian między dwiema strukturami wykorzystano, oprócz tak powszechnie stosowanych miar, jak: średnia powierzchnia gospodarstwa, poziom koncentracji ziemi mierzony za pomocą wskaźnika Giniego, również wskaźnik *ar* zróżnicowania dwóch struktur [Szczesny, 2002 s. 17-51; Szczesny i in. 2012]. Miara *ar* posiada podobną wrażliwość na zmiany strukturalne, analogicznie jak wskaźnik Giniego na transfer dobra, tzn. wartość wskaźnika *ar* wzrasta, jeśli zmiany w rozważanej strukturze prowadzą do powiększenia wartości współrzędnej struktury o numerze wyższym, kosztem wartości współrzędnej o numerze niższym i zmiana

ta jest tym większa, im odległość pomiędzy strukturami zmieniającymi wartości wzrasta. Wskaźnik ar jest jednym z podstawowych narzędzi, z instrumentarium Gradacyjnej Analizy Danych [Kowalczyk, Pleszczyńska, Ruland, 2004].

Wykorzystując podstawowe idee budowy wskaźników syntetycznych stosowane w Wielowymiarowej Analizie Porównawczej (WAP), [Gatnar, Walesiak, 2009; Kukula, 2000; Malina, 2004; Młodak, 2006; Zeliaś, 2000] na podstawie tych kilku miar, stworzono zagregowany wskaźnik syntetyczny. W zakresie struktury agrarnej wskaźnik ten posłużył autorom do uporządkowania dwunastu nowych krajów UE pod względem wielkości zmian, jakie zaszły w latach 2003-2010.

W pracy przez *wektor strukturalny* albo krótko *strukturę* rozumie się każdy wektor o nieujemnych składowych, których suma składowych jest równa 1.

2. Uzasadnienie koncepcji proponowanego wskaźnika

Poprawę struktury agrarnej można oceniać w różny sposób. Najpopularniejsze z nich to zmiana średniej powierzchni UR w gospodarstwie oraz zmiana wartości koncentracji, przez którą najczęściej rozumie się zmianę wartości wskaźnika Giniego [Gini, 1914; Glasser, 1962, s. 648-654]. Jednakże opierając się wyłącznie na tych wskaźnikach można nie zauważyć wielu zachodzących zmian. Z tego powodu wydaje się, że ważną sprawą jest dodatkowe dokonanie oddzielnej oceny zmiany struktury ilościowej gospodarstw, według ustalonych grup obszarowych użytków rolnych (UR), oraz oddzielnej oceny zmian struktury UR w posiadaniu tych wyszczególnionych grup gospodarstw. Zmiany te można oceniać dzięki wykorzystaniu powszechnie używanych miar odległości, choć w praktyce nie jest to takie proste.

W literaturze można znaleźć wiele propozycji takich miar [por. Binderman i in. 2015, s. 17-28; Binderman i in. 2013, s. 16-28; Binderman, 2013a, s. 7-15; Binderman, Koszela, Szczesny, 2014 s. 15-26; Chomątowski, Sokołowski, 1978, s. 14-21; *Studium przestrzenne...*, 2009; Strahl, 1985; Strahl, 1996; Strahl, 1998; Walesiak, 1983; Walesiak, 1984].

W pracy tej ograniczono się do wykorzystania tzw. wskaźnika zróżnicowania dwóch struktur ar , opartego na krzywej zróżnicowania dwóch rozkładów o tym samym nośniku. Budowa tego wskaźnika jest oparta na pojęciowym uogólnieniu krzywej Lorenza [Gastwirth, 1971, s. 1037-1039; Arnold, 1987]. Wskaźnik ar jest określony wzorem analogicznym do wskaźnika Giniego [Szczesny, 2002, s. 17-51; Szczesny i in. 2012]. W ujęciu praktycznym, wskaźnik ar wykorzystano do analizy zróżnicowania dwóch struktur.

W celu uściślenia definicji tego miernika, warto przypomnieć tylko, że dysponując dwoma, uporządkowanymi strukturami:

$$\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n), \mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_n) \in \mathfrak{R}_+^n : x_i, y_i \geq 0, \sum_{i=1}^n x_i = \sum_{i=1}^n y_i = 1,$$

dzięki nim w płaskim układzie współrzędnych można określić krzywą łamaną $\mathcal{L}_{[\mathbf{x};\mathbf{y}]}$, która jest wyznaczona przez $n+1$ punktów:

$$P_0 = (0,0), \quad P_j = \left(\hat{x}_j, \hat{y}_j \right), \quad j = 1, 2, \dots, n, \quad \text{gdzie } \hat{x}_j = \sum_{i=1}^j x_i, \quad \hat{y}_j = \sum_{i=1}^j y_i.$$

$$\text{Oczywiście, } P_n = (1,1), \quad \text{tj. } x_n = \sum_{i=1}^n x_i, \quad y_n = \sum_{i=1}^n y_i.$$

Krzywa $\mathcal{L}_{[x;y]}$ jednoznacznie określa pewną, niemalejącą, kawkami liniową funkcję $C_{[y;x]}(t)$, odwzorowującą przedział domknięty $[0,1]$ na siebie. Funkcja ta stanowi podstawę do wyznaczenia miary zróżnicowania dwóch rozważanych, uporządkowanych struktur x i y :

$$ar(\mathbf{y} : \mathbf{x}) = ar(C_{[y;x]}) = 1 - 2 \int_0^1 C_{[y;x]}(t) dt. \quad (1)$$

Wskaźnik ar przyjmuje wartości z przedziału $(-1,1)$. Więcej o tym wskaźniku można przeczytać w pracach: [Szczesny, 2002, s. 17-51; Szczesny i in. 2012; Binderman, Koczela, Szczesny, 2014, s. 15-26].

W celu przybliżenia trudności związanych z analizą problemu i oceny zmian warto rozważyć przykład ilustrujący kilka prostych zmian w pewnej przykładowej strukturze. W tabeli 1. zamieszczono wyjściową strukturę.

TABELA 1.
Informacje o gospodarstwach w sztucznym podregionie – Scenariusz 0

	Grupy obszarowe użytków rolnych								Razem
	[1;2)	[2;5)	[5;10)	[10;15)	[15;20)	[20;30)	[30;50)	[50;-)	
Liczba (szt.)	2 700	1 600	1 300	1 250	1 000	900	800	450	10 000
Powierzchnia (ha)	4 050	5 600	9 750	15 625	17 500	22 500	32 000	33 750	140 775
Średnia (ha)	1,5	3,5	7,5	12,5	17,5	25	40	75	14,0775

Źródło: opracowanie własne.

Aby zilustrować problem wyboru wskaźnika oceniającego zmiany zachodzące w strukturze grup gospodarstw wyodrębnionych na podstawie obszaru UR, należy przeanalizować kilka przykładowych zmian, jakie mogą zająć w stosunku do podanej sytuacji w tabeli 1. – *Scenariuszu 0*, w sztucznym podregionie. Mianowicie warto rozważyć siedem poniższych, prostych scenariuszy:

Scenariusz 1.

W grupie gospodarstw o powierzchni w hektarach z przedziału $[1, 2)$ liczba gospodarstw maleje o 700 sztuk, przy ubytku powierzchni o 1050 ha. Jednocześnie w grupie gospodarstw o powierzchni z przedziału $[2, 5)$ powierzchnia rośnie o 1050 ha, przy wzroście ilości gospodarstw o 300 sztuk. Innymi słowy, z 700 gospodarstw o średniej powierzchni 1,5 ha powstaje 300 gospodarstw o średniej powierzchni 3,5 ha.

Scenariusz 2.

Z 700 gospodarstw o średniej powierzchni 1,5 ha (grupa [1, 2]) powstaje 140 sztuk gospodarstw o średniej powierzchni 7,5 ha (grupa [5, 10]).

Scenariusz 3.

Z 700 gospodarstw o średniej powierzchni 1,5 ha (grupa [1, 2]) powstają 84 sztuki gospodarstw o średniej powierzchni 12,5 ha (grupa [10, 15]).

Scenariusz 4.

Z 700 gospodarstw o średniej powierzchni 1,5 ha (grupa [1, 2]) powstają 84 gospodarstwa w grupie o powierzchni [15; 20), przy czym powstają one także dzięki odkupieniu powierzchni UR od gospodarstw z tej grupy. W efekcie średni obszar powierzchni gospodarstwa w tej grupie maleje z poziomu 17,5 ha do poziomu 17,1126 ha.

Scenariusz 5.

Ze 100 gospodarstw o średniej powierzchni 25 ha z grupy [20, 30) powstaje 30 dużych gospodarstw o obszarze powyżej 50 ha, o średniej powierzchni 75 ha oraz 20 gospodarstw o średniej powierzchni 12,5 w grupie [10; 15).

Scenariusz 6.

Ze 100 gospodarstw o średniej powierzchni 25 ha z grupy [20, 30) powstaje 20 dużych gospodarstw o obszarze powyżej 50 ha, o średniej powierzchni 75 ha oraz 80 gospodarstw o średniej powierzchni 12,5 w grupie [10, 15).

Scenariusz 7.

Jest to scenariusz, w którym sumaryczna liczba gospodarstw, rosnąc o 1000 gospodarstw, prowadzi to do zmniejszenia średniej powierzchni gospodarstwa. Mianowicie, liczba gospodarstw w grupach użytków rolnych: [5, 10), [10, 15), [20, 30), [30, 50) rośnie przy tej samej powierzchni UR odpowiednio o: 200, 150, 100, 200 sztuk. Natomiast w grupie gospodarstw największych [50; -) powierzchnia spada o 100 ha, a liczba gospodarstw rośnie o 50 sztuk. Ubytek tych 100 ha trafia do grupy [2, 5), w której liczba gospodarstw rośnie o 300 sztuk.

W rezultacie, w każdym z tych siedmiu scenariuszy nastąpiła „optymalizacja” struktury terytorialnej, w trakcie której zaszło scalanie gruntów oraz sprzedaż niewygodnych części UR. W konsekwencji wystąpiły zarówno zmiany w ilości gospodarstw, w poszczególnych grupach obszarowych, jak i wśród średnich powierzchni gospodarstw w tych grupach. W efekcie przepływ netto powierzchni miał miejsce tylko z grupy gospodarstw o największym obszarze do gospodarstw o obszarze z przedziału [2, 5) i wyniósł 100 ha.

Tabela 2. zawiera dane liczbowe, będące odzwierciedleniem opisanych scenariuszy. Rysunek 1. przedstawia natomiast wartości wybranych wskaźników dla tych siedmiu scenariuszy, które oceniają wielkość zmian w rozważanym podregionie, opisanym w tabeli 1. w stosunku do sytuacji wyjściowej (*Scenariusz 0* – wyjściowy).

TABELA 2.

Informacje o statusie podregionu opisanego w tabeli 1. po zastosowaniu siedmiu scenariuszy

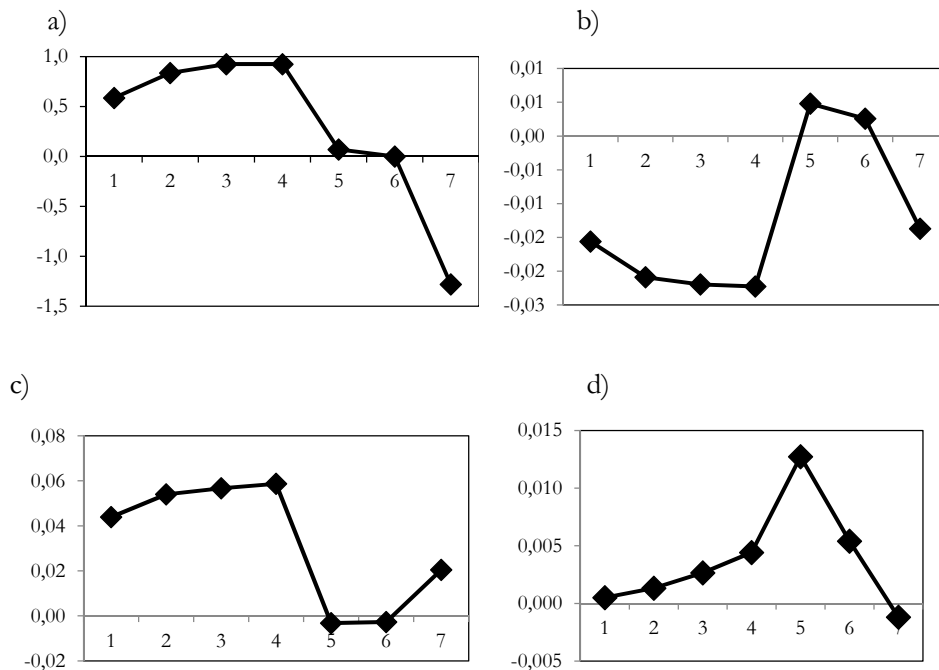
		Grupy obszarowe użytków rolnych								Razem
		[1;2)	[2;5)	[5;10)	[10;15)	[15;20)	[20;30)	[30;50)	[50;-)	
Sc. 1.	Liczba (szt.)	2 000	1 900	1 300	1 250	1 000	900	800	450	9 600
	Powierzchnia (ha)	3 000	6 650	9 750	15 625	17 500	22 500	32 000	33 750	140 775
Sc. 2.	Liczba (szt.)	2 000	1 600	1 440	1 250	1 000	900	800	450	9 440
	Powierzchnia (ha)	3 000	5 600	10 800	15 625	17 500	22 500	32 000	33 750	140 775
Sc. 3.	Liczba (szt.)	2 000	1 600	1 300	1 334	1 000	900	800	450	9 384
	Powierzchnia (ha)	3 000	5 600	9 750	16 675	17 500	22 500	32 000	33 750	140 775
Sc. 4.	Liczba (szt.)	2 000	1 600	1 300	1 250	1 084	900	800	450	9 384
	Powierzchnia (ha)	3 000	5 600	9 750	15 625	18 550	22 500	32 000	33 750	140 775
Sc. 5.	Liczba (szt.)	2 700	1 600	1 300	1 270	1 000	800	800	480	9 950
	Powierzchnia (ha)	4 050	5 600	9 750	15 875	17 500	20 000	32 000	36 000	140 775
Sc. 6.	Liczba (szt.)	2 700	1 600	1 300	1 330	1 000	800	800	470	10 000
	Powierzchnia (ha)	4 050	5 600	9 750	16 625	17 500	20 000	32 000	35 250	140 775
Sc. 7.	Liczba (szt.)	2 700	1 900	1 500	1 400	1 000	1 000	1000	500	11 000
	Powierzchnia (ha)	4 050	5 700	9 750	15 625	17 500	22 500	32 000	33 650	140 775

Źródło: opracowanie własne.

Wykresy na rysunku 1., pokazują, iż każdy z czterech wskaźników inaczej wycenia poziom zmian między scenariuszem wyjściowym (*Scenariusz 0*) a pozostałymi siedmioma scenariuszami. Oznacza to, iż każdy z nich posiada „wyostrzoną” wrażliwość na inne zmiany. Przedstawione powyżej scenariusze prezentuje stosunkowo proste zmiany. Zatem zasadne wydaje się, aby w przypadku oceny zmian, jakie zaszły w badanym okresie w dwunastu nowych krajach UE (które na pewno nie można określić jako proste), zastosować wszystkie rozważane wcześniej miary do budowy jednego wskaźnika syntetycznego, który wykorzysta ich wrażliwość. Na rysunku 1. zobrazowano wartości wskaźników oceniających zmianę struktury pomiędzy poszczególnymi siedmioma scenariuszami, zapisanymi w Tabeli 2 a scenariuszem wyjściowym w tabeli 1. Rysunek (a) prezentuje przyrost średniej powierzchni gospodarstwa, rysunek (b) zmianę wartości wskaźnika GINI, a rysunki: (c) oraz (d) odpowiednio wartości niepodobieństwa *ar* pomiędzy strukturami liczebności i powierzchni zapisanymi w tabelach: 2. i 1.

RYSUNEK 1.

Wykresy wartości wskaźników oceniających zmianę struktury pomiędzy poszczególnymi siedmioma scenariuszami



Źródło: opracowanie własne.

3. Wyniki badań

Do pomiaru wielkości zmian struktury agrarnej w dwunastu nowych krajach Unii Europejskiej, w latach 2003-2010, zostały wykorzystane cztery wymienione poniżej wskaźniki:

- X1 – przyrost średniej powierzchni UR w ha;
- X2 – zmiana wartości wskaźnika koncentracji Giniego (uwzględniano tylko gospodarstwa o niezerowej powierzchni UR);
- X3 – zróżnicowanie struktur opisujących liczbę gospodarstw w poszczególnych grupach obszarowych o powierzchni powyżej zera UR, rozumiane jako wartość wskaźnika *ar* pomiędzy strukturą w latach 2010 i 2003;
- X4 – zróżnicowanie struktur opisanych wartościami UR w posiadaniu poszczególnych grup obszarowych, rozumiane jako wartość wskaźnika *ar* pomiędzy strukturami powierzchni UR we władaniu poszczególnych gospodarstw w latach 2010 i 2003.

Powyższe zmienne zostały uzupełnione o dwie zmienne:

- X5 – dynamika zmian ogólnej liczby gospodarstw w 2010 roku w stosunku do liczby gospodarstw w roku 2003;
- X6 – dynamika zmian powierzchni UR.

Wartości wskaźników X1 – X6 dla dwunastu nowych krajów Unii Europejskiej zostały zamieszczone w tabeli 3.

TABELA 3.

Wskaźniki charakteryzujące zmiany struktury agrarnej między rokiem 2003 i 2010

Kraje	Nazwy wskaźników					
	X1	X2	X3	X4	X5	X6
Bulgaria	1,8232	0,0405	0,0381	0,0289	0,7408	1,0504
Cypr	-0,4003	-0,0098	-0,0423	-0,0308	0,8565	0,7573
Czechy	72,3410	-0,1255	0,4439	-0,0047	0,5011	0,9592
Estonia	26,0778	0,0040	0,2325	0,1833	0,5337	1,1826
Litwa	4,5680	0,1063	0,0235	0,2235	0,7344	1,1010
Łotwa	9,7472	0,0294	0,2217	0,2204	0,6596	1,2060
Malta	-0,0453	0,0146	-0,0220	0,0085	1,1273	1,0748
Polska	2,9473	-0,0514	0,1982	0,0731	0,6936	1,0014
Rumunia	0,3921	-0,0304	0,0750	-0,0524	0,8766	0,9873
Słowacja	47,9597	-0,0792	0,4524	-0,0213	0,3394	0,8868
Słowenia	0,1682	0,0635	-0,0454	0,0831	0,9664	0,9922
Węgry	2,4981	0,0155	0,0275	0,0680	0,7457	1,0768
min	-0,4003	-0,1255	-0,0454	-0,0524	0,3394	0,7573
max	72,3410	0,1063	0,4524	0,2235	1,1273	1,2060
kwartył 1.	0,2242	-0,0461	-0,0107	-0,0172	0,5652	0,9662
kwartył 3.	21,9952	0,0377	0,2298	0,1583	0,8716	1,0949

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z pracy: [Poczta i in. 2013].

Wartości zmiennych podane w tabeli 3. są po normalizacji zmiennych, zwanej unitaryzacją zerowaną [Kukuła, 2000], a wartości dwóch wskaźników syntetycznych W1 (średnia wartość) i W2 zostały zamieszczone w tabeli 4.

Wskaźnik W1 został obliczony za pomocy średnich wartości składowych wektorów, odpowiednio określonych przez wiersze, [Cieślak, 1993; Kukuła, 2000]. Przykładowo, po zastosowaniu normowania za pomocą unitaryzacji zerowanej Bułgaria jest charakteryzowana przez wektor (tabela 4.):

$$\mathbf{b} = (0,0404; 0,7166; 0,1678; 0,2948; 0,4905; 0,6532),$$

wskaźnik:

$$W1(\mathbf{b}) = \frac{1}{6}(0,0404 + 0,7166 + 0,1678 + 0,2948 + 0,4905 + 0,6532) = 0,3938.$$

Wskaźnik W2 został uzyskany za pomocą metodologii wykorzystującej dwa wzorce, związanej z metodą TOPSIS (Technique for Order Preference by Similarity to Ideal Solution), [Hwang, Yoon 1981; Binderman A. 2011 s. 58-68]. W metodzie TOPSIS została wykorzystana metryka euklidesowa oraz dwa wzorce, którymi były wektory zerowy i wektor jedynekowy odpowiednio:

$$\mathbf{0}=(0,0,0,0,0,0,0,0,0,0,0); \mathbf{1}=(1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1).$$

W tej tabeli w ostatnich dwóch kolumnach przedstawiono również pozycje poszczególnych państw w rankingach, według wartości obu wskaźników: W1 i W2.

Na podstawie danych z tabeli 3. łatwo zauważyć, iż zmiana średniej powierzchni gospodarstwa w Czechach jest bardzo duża i w zbiorowości dwunastu krajów można uznać ją za wartość odstającą (przekracza sumę trzeciego kwartyła i 1,5 odchylenia międzykwartylowego). Dlatego wartość 72,3410 w procesie normalizacji została zamieniona na wartość 54,5616 (tzn. na skrajną wartość, powyżej której staje się ona wartością odstającą). Wszystkie użyte wskaźniki potraktowano jako stymulanty, co odpowiada sytuacji, iż ocenia się zmiany w kierunku koncentracji ziemi. Jak widać obydwaj wskaźniki syntetyczne dają prawie identyczne uporządkowanie krajów, według wielkości zmian, jakie zaszły pomiędzy rokiem 2003 i 2010. W Polsce nastąpiły znacząco mniejsze zmiany niż w Estonii, na Łotwie i Litwie oraz w Słowacji i Czechach. W ujęciu syntetycznym, zmiany te plasują Polskę wartościowo nieco poniżej średniej, a to daje nam dopiero 7. lub 8. pozycję w rankingu dwunastu nowych państw UE.

TABELA 4.

Wartości wskaźników opisujących zmiany struktury agrarnej z tabeli 3. po normalizacji

Kraje	Nazwy wskaźników po normalizacji						W1	W2	RW1	RW2
	Z1	Z2	Z3	Z4	Z5	Z6				
Bulgaria	0,0404	0,7162	0,1678	0,2948	0,4905	0,6532	0,3938	0,4153	8	7
Cypr	0,0000	0,4990	0,0062	0,0784	0,3436	0,0000	0,1546	0,2233	12	12
Czechy	1,0000	0,0000	0,9829	0,1730	0,7947	0,4500	0,5668	0,5415	5	5
Estonia	0,4810	0,5586	0,5582	0,8543	0,7534	0,9479	0,6922	0,6694	1	1
Litwa	0,0902	1,0000	0,1384	1,0000	0,4986	0,7659	0,5822	0,5526	3	3
Łotwa	0,1843	0,6683	0,5366	0,9885	0,5936	1,0000	0,6619	0,6209	2	2
Malta	0,0064	0,6045	0,0470	0,2209	0,0000	0,7075	0,2644	0,3311	10	10
Polska	0,0608	0,3198	0,4894	0,4547	0,5504	0,5441	0,4032	0,4137	7	8
Rumunia	0,0144	0,4102	0,2419	0,0000	0,3182	0,5125	0,2495	0,2884	11	11
Słowacja	0,8784	0,1995	1,0000	0,1126	1,0000	0,2886	0,5799	0,5498	4	4
Słowenia	0,0103	0,8152	0,0000	0,4912	0,2042	0,5235	0,3407	0,3844	9	9
Węgry	0,0530	0,6082	0,1465	0,4363	0,4843	0,7120	0,4067	0,4241	6	6
Średnia	0,2349	0,5333	0,3596	0,4254	0,5026	0,5921	0,4413	0,4512		
Odchylenie	0,3405	0,2611	0,3395	0,3364	0,2594	0,2631	0,1663	0,1308		
V	1,4492	0,4896	0,9442	0,7909	0,5161	0,4444	0,3767	0,2899		

Źródło: opracowanie własne.

W ocenie zaprezentowanej w tabeli 4. wykorzystano założenie, że najlepszym kierunkiem zmian struktury zapewniającej wzrost konkurencyjności rolnictwa jest powiększanie powierzchni UR w posiadaniu głównie większych gospodarstw oraz spadek udziału liczby gospodarstw małych i średnich. Jednakże kierunek ten nie musi być jedynym i słusznym.

Zmiany strukturalne w rolnictwie przebiegają stosunkowo wolno, a zmiany w krajach „starej” grupy EU-15 mają już za sobą ponad dwudziestoletnią historię (od roku 1986). W związku z tym, na potrzeby oceny jako punkt odniesienia przyjęto strukturę UR dla grupy UE-15 z roku 2010. Następnie za pomocą wzoru (1) dokonano porównania zmian „odległości” struktur UR dwunastu nowych państw UE od średniej struktury UE-15 z roku 2010. Takie podejście pozwoliło na inny ogląd zmian, jakie zaszły wśród państw z grupy UE-12. Wyniki obliczeń znajdują się w tabeli 5.

TABELA 5.
Wartości mierników zróżnicowania struktur: *ar-2003*, *ar-2010*, krajów UE-12 dla lat 2003, 2010 w stosunku do struktury agrarnej krajów UE-15 dla roku 2010, obliczone według wzoru (1)

	Powierzchnia				Liczba				Z1	Z2	W	RW
	<i>ar-2003</i>	<i>ar-2010</i>	D1	RD1	<i>ar-2003</i>	<i>ar-2010</i>	D2	RD2				
Bulgaria	0,1802	0,2239	-0,0438	9	-0,5801	-0,5513	0,0289	5	0,3666	0,5154	0,4410	7
Cypr	-0,5058	-0,5267	-0,0210	8	-0,4319	-0,4654	-0,0335	8	0,4181	0,4352	0,4266	8
Czechy	0,3910	0,3917	-0,0007	7	-0,0595	0,4317	-0,3722	12	0,4636	0,0000	0,2318	11
Estonia	0,0114	0,2181	-0,2066	12	0,0476	0,2284	-0,1809	11	0,0000	0,2459	0,1230	12
Litwa	-0,4127	-0,1752	0,2375	1	-0,0046	0,0111	-0,0065	6	1,0000	0,4699	0,7350	2
Łotwa	-0,3305	-0,0985	0,2320	2	-0,0001	0,1748	-0,1747	10	0,9877	0,2538	0,6207	4
Malta	-0,9519	-0,9462	0,0058	6	-0,5769	-0,5914	-0,0145	7	0,4782	0,4596	0,4689	6
Polska	-0,5162	-0,4579	0,0583	3	-0,1966	-0,0290	0,1676	2	0,5966	0,6937	0,6451	3
Rumunia	-0,2378	-0,3547	-0,1169	11	-0,4879	-0,4263	0,0617	3	0,2021	0,5575	0,3798	10
Słowacja	0,4248	0,4062	0,0186	5	-0,4925	-0,0864	0,4060	1	0,5071	1,0000	0,7536	1
Słowenia	-0,7366	-0,6900	0,0465	4	-0,0540	-0,0888	-0,0348	9	0,5700	0,4335	0,5018	5
Węgry	0,0335	0,1131	-0,0797	10	-0,5140	-0,4800	0,0341	4	0,2859	0,5221	0,4040	9
Min	-0,9519	-0,9462	-0,2066		-0,5801	-0,5914	-0,3722		0,0000	0,0000	0,1230	
Max	0,4248	0,4062	0,2375		0,0476	0,4317	0,4060		1,0000	1,0000	0,7536	

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 5., w kolumnach: D1 i D2 zostały podane różnice pomiędzy wskaźnikami zróżnicowania struktur w latach 2003 i 2010, względem powierzchni UR i odpowiednio liczby gospodarstw. Natomiast w kolumnach: Z1 i Z2 uwzględniono wartości wektorów z kolumn: D1 i D2 po normalizacji zmiennych za pomocą unitaryzacji zerowanej, odpowiednio. W kolumnie oznaczonej literą W wyszczególniono średnie wartości sąsiadujących wskaźników z kolumn: Z1 i Z2 (względem wierszy). W kolumnach: RD1,

RD2 i RW przedstawiono liczby porządkowe, określające miejsce w rankingu danego kraju UE-12, według wartości podanych odpowiednio w kolumnach: D1, D2 i W.

Z tabeli 5. wynika, że według przyjętej miary (wzór (1)) Polska ma strukturę jako jedną z najdalej „oddalonych” od struktury przyjętej za wzorcową w krajach UE-15 dla roku 2010 pod względem powierzchni UR (współczynnik $ar-2003 = -0,5162$). Gorszą strukturę własnościową pod względem UR miały tylko Słowenia i Malta. Natomiast Estonia i Węgry już w 2003 roku posiadały własnościową strukturę UR, bliską średniej dla grupy UE-15 (wartości mierników $ar-2003$ są odpowiednio równe: 0,0114 i 0,0335). Warto zauważyć, że własnościowe struktury UR tych krajów w roku 2010, „oddaliły” się od struktury, którą uznano za wzorcową. W przypadku struktury ilościowej gospodarstw, według grup obszarowych, to Litwa, Polska i Słowacja mają je najbardziej podobne do średniej struktury ilościowej krajów grupy UE-15. W rezultacie wszystkie te trzy wymienione kraje (por. ostatnie dwie kolumny tabeli 5.) charakteryzują się największymi zmianami (w latach 2003-2010) w kierunku upodabniania się do średniej struktury ze starych krajów tzw. grupy UE-15.

4. Podsumowanie

Przedstawiona w pracy koncepcja budowy wskaźnika syntetycznego jest przeznaczona do porządkowania (ewentualnie do klasyfikacji) obiektów opisanych wieloma cechami, ze względu na specyficzne zmiany, jakie zaszły między dwoma punktami czasu. W tym przypadku dotyczyło to obserwacji zmian, jakie następowały w strukturze wartości cech opisujących rozważane obiekty (kraje UE-12). Dysponowano bowiem ośmioma cechami opisującymi obszar powierzchni UR w każdej z ośmiu wyodrębnionych grup obszarowych i dziewięcioma zmiennymi opisującymi liczbę gospodarstw w tych ośmiu grupach obszarowych oraz jedną zmienną dotyczącą liczby gospodarstw nieposiadających UR [por. Poczta i in. 2013, tabele: 1. i 5.].

Badania tego typu wymagają bardzo precyzyjnego określenia preferowanego kierunku obserwowanych zmian. Trudno jest bowiem określić obiekt idealny (wzorcowy), który powinien posłużyć jako punkt odniesienia do porównań. Jeszcze większą trudność podczas badań nastęrcza ustalenie, czy zmiany strukturalne zmierzają w pożądanym kierunku. Wynika to z faktu, iż bardzo często praktycy nie są zgodni z tym, która struktura jest lepsza (innymi słowy, niełatwo jest uzyskać dokładne informacje na temat preferowanego porządku).

W badaniu wykorzystano dwa różne odniesienia (kryteria). Pierwsze z nich mówiło, że tym lepsza jest sytuacja, im większa jest koncentracja ziemi oraz im więcej jest bardzo dużych gospodarstw. Największe zmiany pod tym względem stwierdzono w Estonii. Jednakże kraj ten zanotował najmniejsze zmiany, jeśli jako wzorzec do porównań uwzględniono średnie struktury powierzchni i liczby gospodarstw w wyodrębnionych grupach obszarowych, dla grupy UE-15 w roku 2010. Taki wybór wzorca można byłoby uzasadnić tym, iż tę strukturę stworzyła wspólna polityka rolna prowadzona od wielu lat. Polska w tych rankingach zmian uplasowała się odpowiednio na miejscu siódmym, ósmym (gdy porządek preferuje zmiany w „kierunku koncentracji”) oraz trzecim (gdy jako kierunek

przyjmuje się dążenie do upodobnienia się do struktury UE-15 z 2010). Te różnice dobitnie pokazują trudności dotyczące ocen zachodzących zmian. Istotna jest bowiem dokładna specyfikacja pożądanego kierunku zmian. Bez takiej specyfikacji łatwo można otrzymać całkiem rozbieżne wnioski (por. przypadek Estonii).

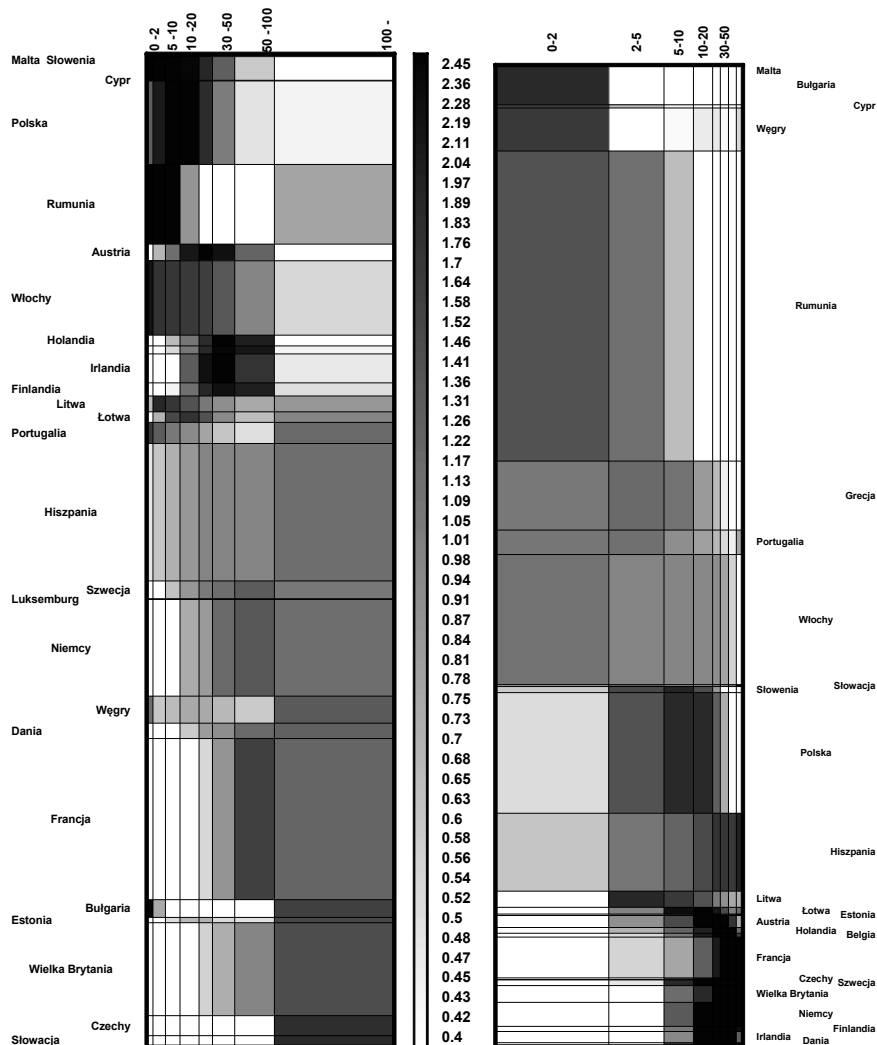
Zróznicowanie struktur powierzchni UR i liczby gospodarstw w poszczególnych grupach obszarowych, w całej Unii Europejskiej (UE-27), w roku 2010 najłatwiej jest zobrazować w postaci tzw. map nadreprezentacji, które przedstawiono na rysunku 2. [por. Szczesny, 2002, s. 17-51; Kowalczyk, Pleszczyńska, Ruland, 2004]. Analiza takich map wskazuje, jakie trudności może napotkać badacz z uwagi na różnorodność struktur w krajach UE-27.

Szerokość kolumn na rysunku 2. odpowiada procentowi udziałowi powierzchni UR w posiadaniu poszczególnych grup gospodarstw (lub liczbie gospodarstw w poszczególnych grupach obszarowych) w całej UE-27. Stopień szarości na rysunku 2. w poszczególnych komórkach jest równy ilorazowi wartości procentowej, odpowiadającej składowej w strukturze danego kraju, do właściwej wartości procentowej w strukturze dla całej UE-27. Natomiast szerokość wierszy na tym rysunku odpowiada udziałowi danego państwa. Zostały one uporządkowane, według zróznicowania struktury danego kraju, w stosunku do średniej struktury (struktury UE-27), czyli według wartości wskaźnika $ar(x:aver)$, gdzie symbol $aver$ oznacza strukturę UE-27, a x strukturę danego kraju. W praktyce oznacza to uporządkowanie struktur od tych, które mają znacząco wyższe udziały niż średnia w UE-27 w grupach gospodarstw małych, do tych, które posiadają znacząco wyższe niż średnia udziały dla gospodarstw większych i największych.

Z mapy prezentującej udziały powierzchni UR (lewa mapa na rysunek 2.) wynika, iż nowe kraje UE w większości plasują się na początku lub końcu przedstawionego porządku. Ponadto, w niektórych krajach UE mamy do czynienia z sytuacją nadreprezentacji (wartość współrzędnej danego kraju jest znacznie większa od średniej UE-27, prostokąty wypełnione kolorem ciemnym) zarówno dla małych, jak i dużych gospodarstw, a niedoreprezentacją (wartość współrzędnej danego kraju jest znacznie mniejsza od średniej UE-27, prostokąty wypełnione kolorem białym lub jasnym) dla gospodarstw średnich. Taką sytuację można zaobserwować w przypadku Bułgarii i Węgier. Podobnie jest w Rumunii, przy czym w kraju tym widać dużą nadreprezentację dla gospodarstw małych oraz dużą niedoreprezentację w przypadku gospodarstw: (20, 30], (30, 50], (50, 100] i bliski średniej UE-27 udział powierzchni UR w posiadaniu gospodarstw największych. W przypadku Słowacji i Czech mamy do czynienia z bardzo dużą nadreprezentacją ziemi w grupie gospodarstw największych i bardzo dużą niedoreprezentacją pozostałych gospodarstw w stosunku do średniej UE-27.

RYSUNEK 2.

Wizualizacja struktur powierzchni (lewa mapa) i ilości gospodarstw (prawa mapa) według grup obszarowych gospodarstw, w UE w 2010 roku



Źródło: opracowanie własne przy wykorzystaniu programu GradeStat [<http://grade-stat.ipipan.waw.pl/>]

Analizując obie mapy, a dokładniej szerokości wierszy, wyraźnie widać, iż nowe kraje UE (tzw. UE-12) w większości mają proporcjonalnie dużo większą liczbę gospodarstw niż państwa z UE-15. Słowacja i Czechy są na mapie prezentującej strukturę powierzchni UR na samym dole, a w przypadku mapy prezentującej strukturę liczby gospodarstw

Czechy są za: Danią, Niemcami, Luksemburgiem i Irlandią, a Słowację wyprzedza nawet Polska. Oznacza to, że w tych krajach jest stosunkowo mało (w porównaniu do UE-15) gospodarstw największych (w Słowacji to bardziej zauważalne niż w Czechach) w odniesieniu do pozostałych grup gospodarstw. Wynika to z tego, że w tej grupie (100; -) w Słowacji i Czechach są głównie dużo większe gospodarstwa niż w UE-15 (średnia powierzchnia w grupie (100; -) w Słowacji i Czechach wynosi odpowiednio: 908,7 i 604,7; a w Wielkiej Brytanii, Dani, Holandii i Niemczech odpowiednio: 283,8; 211,4; 190,6 i 325,0). Dlatego wydaje się, iż nadal pozostaje aktualne pytanie, jak powinna wyglądać optymalna struktura gospodarstw według grup obszarowych w poszczególnych częściach UE?

Wkład autorów w powstanie artykułu

dr hab. Zbigniew Binderman, prof. PWSZ – koncepcja rozwiązania problemu, opracowanie metod konstrukcji wskaźników syntetycznych, udział – 50%

dr hab. Wiesław Szczesny, prof. SGGW – postawienie problemu, analiza zjawisk i opracowanie wyników metodami „Gradacyjnej Analizy Danych”, udział – 50%

Literatura

- Arnold B. C., 1987, *Majorization and the Lorenz Order: A Brief Introduction*, Lecture Notes in Statistics 43, Springer-Verlag, Berlin.
- Binderman A., 2011, *Wielokryterialne metody analizy zróżnicowania polskiego rolnictwa w 2009 roku*, MIBE XII, 2.
- Binderman Z., Borkowski B., Szczesny W., 2015, *Application of Minkowski's metric in measuring changes of concentration of value added in agriculture, forestry, fishing and hunting sectors*, „Acta Scientiarum Polonorum Oeconomia”, 14(1).
- Binderman Z., Borkowski Bolesław, Prokopenya A., Szczesny W., 2013, *Radar Coefficients of Concentrations – Verifications of Properties*, Computer Algebra Systems In Teaching And Research, Siedlce, wyd. Collegium Mazovia.
- Binderman Z., Borkowski Bolesław, Prokopenya A., Szczesny W., 2013a, *Mechanisms of Construction of the Radar Coefficients of Concentration*, Computer Algebra Systems in Teaching and Research, Wydawnictwo Collegium Mazovia, Siedlce.
- Binderman Z., Koszela G., Szczesny W., 2014, *Zmiany w strukturze gospodarstw rolnych w krajach Unii Europejskiej w latach 2003-2010 (aspekty metodyczne)*, Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Problemy Rolnictwa Światowego, t. 14 (XXIX), z. 3.
- Bogocz D., Bożek J., Kukula K., Strojny J., 2010, *Statystyczne studium struktury agrarnej w Polsce*, PWN, Warszawa.
- Bożek J., 2010, *Typologia krajów Unii Europejskiej pod względem podobieństwa struktury agrarnej*, „Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia”, nr 9 (3).
- Chomański S., Sokółowski A., 1978, *Taksonomia struktur*, „Przegląd Statystyczny”, nr 2.

- Cieślak M., 1993, *Ekonomiczne zastosowanie mierników syntetycznych ze zmiennym wzorcem*, [w:] *Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków.
- Ciok A., 2004, *Metody gradacyjne analizy danych w identyfikacji struktur wydatków gospodarstw domowych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4.
- Ciok A., Kowalczyk T., Pleszczyńska E., Szczesny W., 1995, *Algorithms of grade correspondence-cluster analysis*, The Coll. Papers on Theoretical and Applied Computer Science, 7.
- Gastwirth J. L., 1971, *A general definition of the Lorenz curve*, “Econometrica”, 39.
- Gatnar E., Walesiak M., 2009, *Statystyczna analiza danych z wykorzystaniem programu R*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Gini C., 1914, *Sulla misura della concentrazione e della variabilità dei caratteri*, Atti del R. Istituto Veneto di Scienze Lettere ed Arti.
- Glasser G. J., 1962, *Variance formulas for the mean difference and coefficient of concentration*, “Journal of the American Statistical Association”, 57.
- Hwang C. L., Yoon K., 1981, *Multiple Attribute Decision Making: Methods and Applications*, Springer-Verlag, New York.
- Grade models and methods for data analysis with applications for the analysis of data populations*, 2004, T. Kowalczyk, E. Pleszczyńska, F. Ruland (eds), vol. 151, Springer Verlag Berlin, Heidelberg, New York.
- Kukuła K., 2000, *Metoda unitaryzacji zerowanej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Studium przestrzenne struktury agrarnej w Polsce*, 2009, K. Kukuła (red.), Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Malina A., 2004, *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Seria Monografie nr 162, Kraków.
- Młodak A., 2006, *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Wydawnictwo Difin, Warszawa.
- Gospodarstwa Rolne w Polsce na tle gospodarstw Unii Europejskiej – WPR*, 2013, W. Poczta (red.) Powszechny Spis Rolny 2010, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa
- Strahl D., 1985, *Podobieństwo struktur ekonomicznych*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, nr 281, Wrocław.
- Strahl D., 1996, *Równowaga strukturalna obiektu gospodarczego*, [w:] *Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych*, A. Zeliaś (red.), Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków.
- Taksonomia struktur w badaniach regionalnych*, 1998, D. Strahl (red.), Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
- Szczesny W., 2002, *Grade correspondence analysis applied to contingency tables and questionnaire data*, “Intelligent Data Analysis”, 6, no. 1.
- Szczesny W., Kowalczyk T., Wolińska-Welcz A., Wiech M., Dunicz - Sokolowska A., Grabowska G., Pleszczyńska E., 2012, *Models and Methods of Grade Data Analysis: Recent Developments*, Institute of Computer Science, Warsaw.
- Walesiak M., 1983, *Propozycja rodziny miar odległości struktur udziałowych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10.

- Walesiak M., 1984, *Pojęcie, klasyfikacja i wskaźniki podobieństwa struktur gospodarczych*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, nr 285, Wrocław.
- Zeliaś A., 2000, *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków.