

ROZWÓJ POLSKIEGO ROLNICTWA W KONTEKŚCIE REGIONALNEGO ZRÓŻNICOWANIA W LATACH 1998-2010¹

Agata Binderman

Katedra Zastosowań Informatyki
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
e-mail: agata_binderman@sggw.pl

Streszczenie: W pracy przy pomocy wielowymiarowej analizy porównawczej oceniono regionalne zróżnicowanie rolnictwa w Polsce, w latach 1998-2010. Do analizy użyto cztery różne mierniki syntetyczne. Na ich podstawie dokonano uporządkowania i klasyfikacji województw. Wyniki pokazują, że pomimo szybkiego w ostatnich latach wzrostu poziomu rolnictwa dysproporcje między województwami nie maleją. W niniejszej pracy zbadano zróżnicowanie poziomu rozwoju rolnictwa, przyjmując jeden sposób normalizacji zmiennych, jeden wzór określający odległość między rozważanymi obiektami i cztery różne sposoby klasyfikacji tych obiektów – zarówno wzorcowe jak i bezwzorcowe.

Słowa kluczowe: normalizacja zmiennych, miernik syntetyczny, poziom rozwoju rolnictwa, klasyfikacja, grupowanie

WSTĘP

Do analizy zjawisk złożonych, takich jak poziom rozwoju czy potencjał rolnictwa oraz oceny województw pod tym kątem, konieczne jest rozważenie wielu czynników [Harasim 2006, 2009 Krasowicz, Kukuła 2006]. Zmienne objaśniające dane zjawisko są zarówno mierzalne jak i niemierzalne. Analiza na podstawie tych danych może mieć charakter niejednoznaczny. Do sumarycznego charakteryzowania zjawisk złożonych stosuje się więc zmienne syntetyczne (agregatowe). Zastąpienie ciągu wielu cech objaśniających przez zmienną syntetyczną daje pewną ocenę badanego zjawiska. Zmienne syntetyczne poza swą

¹ Praca wykonana w ramach zadania badawczego pt. „Dynamika regionalnego zróżnicowania rolnictwa w Polsce w latach 1998 – 2011”.

niejednoznacznością mają jednak taką wadę, że nie zawsze można im nadać interpretację merytoryczną. Istnieje wiele metod tworzenia zmiennych syntetycznych. Metody wzorcowe zakładają istnienie pewnego hipotetycznego obiektu wzorcowego. Uporządkowania badanych obiektów dokonuje się w zależności od osiągniętych przez nie odległości od obiektu wzorcowego [Binderman 2011]. Metody te wykorzystują odpowiednio wybrane zmienne diagnostyczne (objaśniające) charakteryzujące badane zjawisko i różnią się między sobą, co do sposobu normalizacji zmiennych oraz postaci funkcji agregujących [Kukuła 2000, Malina 2004, Młodak 2006, Nowak 1990, Zeliaś 2000].

Badania autorki dotyczące polskiego rolnictwa [Binderman 2005a,b 2006a,b, 2007, 2008, 2009, 2009a, 2010, 2010a, 2011] wykazały, że klasyfikacje i grupowania województw, uzyskiwane za pomocą obiektów wzorcowych w istotny sposób mogą zależeć zarówno od wybranej metryki, sposobu normalizacji zmiennych jak i od wyboru wzorca. W niniejszej pracy autorka podjęła się oceny zróżnicowania poziomu rolnictwa polskich województw w latach 1998-2010, przyjmując jeden sposób normalizacji zmiennych, jeden wzór określający odległość między rozważanymi obiektami i cztery różne sposoby klasyfikacji tych obiektów – trzy wzorcowe i jeden bezwzorcowy.

W badaniach regionalnych, przy konstrukcji mierników syntetycznych duże znaczenie odgrywa dobór odpowiedniego zestawu cech, które jako zmienne diagnostyczne będą charakteryzowały analizowane objekty. W literaturze jest wiele propozycji tych cech (mierników), opisujących regionalne zróżnicowanie rolnictwa. Do najważniejszych przyczyn regionalnego zróżnicowania rolnictwa w Polsce zalicza się: warunki naturalne, zaszczości historyczne związane z systemami organizacji i zarządzania, gęstość zaludnienia, stopień uprzemysłowienia i urbanizacji oraz rozwój infrastruktury, przemiany agrarne, stopień wyposażenia rolnictwa w czynniki wytwórcze, politykę przestrzennego zagospodarowania kraju, tradycje i poziom kultury rolnej [Dąbkowski 2000; Gołaś, Wysocki 1997; Harasim 2001; Heady, Dillon 1961, Heller, Zawisza (red.) 2000, Poczta, Bartkowiak 2012].

Analizując regionalne zróżnicowanie rolnictwa warto wspomnieć o pracy [Krasowicz, Kukuła 2006], gdzie przedstawiono zarys badań prowadzonych przez Instytut Uprawy, Nawożenia i Gleboznawstwa (IUNG) w Puławach nad regionalnym zróżnicowaniem polskiego rolnictwa oraz monografie wydane przez IUNG [Harasim red. 2006, 2009], w których wielu autorów przedstawiło wyniki dotyczące regionalnego zróżnicowania produkcji rolniczej w Polsce. Według autorów Krasowicza i S. Kukuły zróżnicowanie rolnictwa i obszarów wiejskich w Polsce jest ważną przesłanką polityki regionalnej, wyznacznikiem problemów, wymagających wsparcia ze strony nauki. Zakres badań IUNG obejmował między innymi regionalne zróżnicowanie: wykorzystania potencjału produkcyjnego, intensywności organizacji, produkcji zbóż, możliwości i rozwoju działalności alternatywnych. Polska w stosunku do rozwiniętych gospodarczo krajów UE ma

znaczny potencjał produkcyjny rolnictwa, który jest słabo wykorzystany, przy dużym, regionalnym jego zróżnicowaniu.

METODYKA BADAŃ

W celu przeprowadzenia badań zebrano dane empiryczne dotyczące polskiego rolnictwa zarówno w ujęciu przestrzennym (wojewódzkim), jak i dynamicznym - za lata 1998-2010. Źródłem danych były publikacje, roczniki statystyczne województw, roczniki statystyczne GUS z lat 1998-2012 oraz dane z Powszechnych Spisów Rolnych 2002, 2010 i Narodowych Spisów Powszechnych 2002, 2010. Wcześniejsze materiały zostały pozyskane bezpośrednio z Departamentu Statystyki Rolnictwa i Środowiska GUS.

W prowadzonych badaniach, do wyboru zmiennych diagnostycznych wykorzystano wstępnie 76 cech dotyczących rolnictwa oraz 4 cechy makroekonomiczne, takie jak np. powierzchnia gruntów ogółem czy produkt krajowy brutto, opisujące poszczególne województwa. Czynniki określających poziom i rozwój rolnictwa jest oczywiście wiele. W pracy brane były pod uwagę zarówno cechy pokazujące jakość rolniczej przestrzeni produkcyjnej danego województwa, strukturę agrarną, wielkość nakładów na produkcję rolną czy stopień wyposażenia rolnictwa w czynniki wytwórcze i poziom produktywności rolnictwa, jak również gęstość zaludnienia, stan i strukturę zatrudnienia, rozwój infrastruktury w regionie oraz cechy uwzględniające czynniki społeczne (np. dotyczące edukacji). Ważnym aspektem w badaniach nad zróżnicowaniem regionalnym rolnictwa jest powiązanie gospodarstw rolnych z rynkiem, mierzone towarowością produkcji, takimi jak produkcja towarowa czy wielkość skupu produktów rolnych.

Listę rozpatrywanych 80 cech zamieszczono w pracy doktorskiej autorki [Binderman 2007]. Ponieważ zbyt liczny zbiór cech mógłby utrudniać badania [zob. np. Zeliaś 2000], do dalszej analizy przyjęte zostały te wskaźniki, które umożliwiały merytoryczną ocenę analizowanego zjawiska i posiadały wysoką zdolność różnicującą badane obiekty. Ze względu na to, że nie wszystkie cechy występowały w formie wskaźników, dokonano odpowiednich przeliczeń, w wyniku których otrzymano następujące 43 wskaźniki: udział UR w % powierzchni gruntów ogółem; udział gruntów ornych w % powierzchni UR; udział sadów w % powierzchni UR; udział łąk i pastwisk w % powierzchni UR; udział odłogów i ugorów w % powierzchni UR; wskaźnik waloryzacji rolniczej przestrzeni produkcyjnej w pkt; plony zbóż w t z 1 ha; plony ziemniaków w t z 1 ha; plony buraków cukrowych w t z 1 ha; plony rzepaku i rzepiku w t z 1 ha; obsada bydła na 100 ha UR; obsada trzody chlewnej na 100 ha UR; obsada owiec na 100 ha UR; obsada drobiu na 100 ha UR; skup zbóż na 1 ha UR w kg; skup ziemniaków na 1 ha UR w kg; skup żywca rzeźnego w przelicz na mięso w kg na 1 ha UR; skup mleka w l na 1 ha UR; skup zbóż w kg na 1 ha powierzchni upraw; skup ziemniaków w kg na 1 ha powierzchni upraw; skup

buraków cukrowych w kg na 1 ha powierzchni upraw; skup rzepaku i rzepiku w kg na 1 ha powierzchni upraw; skup warzyw w kg na 1 ha powierzchni upraw; skup owoców z drzew w kg na 1 ha powierzchni upraw; skup żywca rzeźnego w przeliczeniu na mięso w kg na szt. pogłowia; skup mleka w litrach na szt. pogłowia; wartość skupu w zł produktów rolnych ogółem na 1 ha UR; wartość skupu w zł produktów roślinnych na 1 ha UR; wartość skupu w zł produktów zwierzęcych na 1 ha UR; towarowa produkcja rolnicza (zł/ha); towarowa produkcja roślinna (zł/ha); towarowa produkcja zwierzęca (zł/ha); zużycie nawozów mineralnych w kg na 1 ha UR; liczba ciągników w sztukach na 100 ha UR; zasoby siły pociągowej na 100 ha UR w jednostkach pociągowych; wartość dodana brutto w rolnictwie w zł na 1 ha UR; wartość dodana brutto w rolnictwie w zł na 1 pracującego w rolnictwie; nakłady inwestycyjne w rolnictwie w zł na 1 ha UR; wskaźnik zatrudnienia w rolnictwie w %; udział wartości brutto środków trwałych w rolnictwie w % ogółem; średnia powierzchnia gospodarstwa rolnego; produkt krajowy brutto w zł na 1 mieszkańca; drogi publiczne w km na 100 km². Spośród 43 cech wybrano takie, które spełniały następujące kryteria formalno – statystyczne: kompletność i porównywalność danych dla wszystkich województw, kompletność i porównywalność danych w latach 1998-2010, dostateczna zmienność przestrzenna, brak nadmiernego skorelowania zmiennych.

W pierwszej kolejności status diagnostyczności otrzymały cechy, które posiadały zdolności dyskryminacyjne badanych obiektów, tzn. te, które odznaczały się dostatecznie dużą zmiennością po obiektach. Wartość krytyczna współczynnika zmienności V^* została wyznaczona na poziomie 0,1. Eliminacji podlegały cechy uznawane za quasi-stałe, dla których współczynnik zmienności V był mniejszy od wartości krytycznej, tj. $V < 0,1$. O dalszej selekcji decydowała względna amplituda wahań. Ze zbioru zmiennych wyeliminowano te cechy, dla których współczynnik względnej amplitudy wahań A przybierał wartości z przedziału $[1; 1,2]$ [Kukuła 1989]. W ostatnim kroku doboru zmiennych, ze względu na kryterium korelacyjne, zbadane zostały właściwości informacyjne cech oraz ich wzajemne powiązania. Celem tego etapu badań był dobór zmiennych diagnostycznych, które wniosą do analizy jak najwięcej niepowielających się informacji na temat badanego zjawiska. Do badań posłużono się metodą parametryczną Hellwiga [Hellwig 1981]. Analizy dokonano na podstawie macierzy R , zawierającej współczynniki korelacji liniowej Pearsona między badanymi zmiennymi. Kryterium klasyfikacji zmiennych była wartość krytyczna r^* . Przyjmując arbitralnie wartość krytyczną $r^* = 0,7$, cechy, dla których współczynniki korelacji były mniejsze od wartości krytycznej, utworzyły grupę zmiennych podobnych. W każdej grupie wyróżniono jedną cechę centralną oraz zmienne satelitarne, które były silnie skorelowane ze zmienną centralną. Współczynnik korelacji pomiędzy cechą centralną i zmienną satelitarną był większy niż wartość krytyczna r^* , natomiast cechy nienależące do grup potraktowano, jako zmienne izolowane. Z zestawu potencjalnych cech diagnostycznych wyeliminowano wszystkie te zmienne, których współczynnik korelacji z wyróżnioną cechą był, co do wartości bezwzględnej większy od r^* .

Z pozostałych cech wyłoniono kolejną o największej sumie współczynników korelacji i wyeliminowano zmienne z nią najsilniej skorelowane. W kolejnych etapach procedurę tą powtarzano aż do wyczerpania zasobu cech.

Dla porównania dokonano również analiz rozważanych cech przy użyciu innych metod selekcji zmiennych. Przeprowadzono analizę czynnikową oraz analizę Biplot. Wszystkie obliczenia numeryczne wykonano przy użyciu pakietów programów statystycznych Statistica (analiza czynnikowa), SAS (analiza Biplot) oraz arkusza kalkulacyjnego Excel.

Zastosowanie analizy czynnikowej i analizy Biplot pozwoliło na zredukowanie dużej liczby zmiennych do kilku wzajemnie nieskorelowanych czynników. Do opisu regionalnego zróżnicowania rolnictwa wyłoniono ostatecznie zestaw 10 cech. Wszystkie wybrane zmienne miały charakter stymulant, co oznacza, że większe wartości tych cech informowały o wyższym poziomie rozwoju badanego zjawiska. Wybrane zmienne określają całościowo poziom rolnictwa w danych latach, w Polsce, umożliwiając jednocześnie pokazanie różnic, jakie występują pomiędzy województwami. Poniżej została zamieszczona ostateczna lista wybranych 10 zmiennych diagnostycznych.

- X_1 Udział użytków rolnych w % powierzchni ogółem.
- X_2 Wskaźnik waloryzacji rolniczej przestrzeni produkcyjnej (pkt).
- X_3 Plony buraków cukrowych w tonach z 1 hektara.
- X_4 Obsada bydła w sztukach na 100 hektarów użytków rolnych.
- X_5 Skup ziemniaków w kilogramach na 1 hektar użytków rolnych.
- X_6 Skup rzepaku i rzepiku w kg na 1 hektar powierzchni upraw.
- X_7 Skup owoców z drzew w kg na 1 hektar powierzchni upraw.
- X_8 Wartość skupu produktów rolnych ogółem w złotych na 1 ha UR.
- X_9 Liczba ciągników w sztukach na 100 ha UR.
- X_{10} Nakłady inwestycyjne w rolnictwie w złotych na 1 ha UR.

Dane można przedstawić za pomocą macierzy trójwymiarowej (województwo*wartość cechy*rok) bądź za pomocą macierzy, w której każdy wiersz przedstawia obiekt, reprezentowany przez cechy danego województwa w danym roku. W pracy wybrano ten drugi sposób. Otrzymano w ten sposób $m=16*13$ obiektów Q_1, Q_2, \dots, Q_{208} , z których każdy opisany został przez $n=10$ cech X_1, X_2, \dots, X_{10} . Wartości przyjętych zmiennych diagnostycznych dla 16 województw oraz dla 13 lat (1998-2010), utworzyły macierz \mathbf{X} o wymiarach 10×208 . W macierzy tej wiersz np. 1, 17, 33, 49, 65, 81, 97, 113, 129, 145, 161, 177 oraz 193, reprezentuje województwo dolnośląskie, w poszczególnych latach okresu 1998-2010.

Na podstawie wartości przyjętych przez zmienne diagnostycznych dla 16 województw w poszczególnych 13 latach badanego okresu, stworzono dwa stałe (statyczne), hipotetyczne województwa, minimalne (najgorsze) Q_0 oraz maksymalne (najlepsze) Q_{209} , opisane odpowiednio za pomocą najmniej i najbardziej korzystnego zestawu wartości cech, województwa te w niniejszej pracy będą reprezentowane przez wektory x_0 oraz x_{209} o 10 składowych każdy.

Wektory te są wzorcami dla całego badanego okresu 1998-2010, wyznaczając w n -wymiarowej przestrzeni Euklidesa \mathfrak{R}_+^n kostkę $[\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_{209}]$, oznacza to, że dla każdego $i \in [1, 208]$: $\mathbf{x}_i \in [\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_{209}]$. W ten sposób do dalszej analizy uzyskano macierz

$$\mathbf{X} = [x_{ij}]_{210 \times 10}$$

danych mającą 210 wierszy i 10 kolumn.

Ponieważ wybrane zmienne diagnostyczne miały różne miana oraz różne rzędy wielkości, zmienne te poddano normalizacji. W celu sprowadzenia zmiennych do porównywalności, spośród wielu rodzajów normowania wybrano i zastosowano unitaryzację zerowaną. Wybór metody normowania zmiennych był konsekwencją rezultatów, otrzymanych przez autorkę (Binderman 2010). Unormowane wartości dla poszczególnych zmiennych przy $m=208$, $n=10$, obliczono według wzorów [Kukuła 2000]:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - x_{0j}}{x_{m+1j} - x_{0j}}, \quad 0 \leq i \leq 209, \quad 1 \leq j \leq 10 \quad (1)$$

Przekształcone w ten sposób cechy, poprzez wyeliminowanie jednostek miar stały się wzajemnie porównywalne. Zmienne z_{ij} przekształcone za pomocą metody unitaryzacji zerowanej (MUZ), przyjmują wartości z przedziału $[0, 1]$. Dokonane przekształcenia symbolicznie można zapisać: $\mathbf{Z} = \varphi(\mathbf{X})$, gdzie \mathbf{X} – macierz obserwacji, $\mathbf{Z} = [z_{ij}]_{210 \times 10}$. Po transformacji zmiennych, statyczne wektory wzorcowe przedstawiają się następująco: $\mathbf{z}_0 = \mathbf{0} = [0, 0, \dots, 0]$, $\mathbf{z}_{209} = \mathbf{1} = [1, 1, \dots, 1]$, tj. w macierzy \mathbf{Z} pierwszy wiersz składa się z samych zer, natomiast ostatni z samych jedynek. W pracy do mierzenia odległości między wektorami (obiektami) $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$, $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_n) \in \mathfrak{R}_+^n$ wykorzystano prostą do interpretacji metrykę Minkowskiego:

$$d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \left(\sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^p \right)^{\frac{1}{p}} \quad \text{przy } p=4.$$

W pracach autorki [Binderman 2004, 2005b, 2006] pokazano, że stosowanie metod opartych tylko na jednym wzorcu, w wielu przypadkach prowadzi do otrzymania błędnych wyników, które nie spełniają warunków poprawności [Jackson 1971]. Z powyższego powodu w niniejszej pracy, do analizy regionalnego zróżnicowania polskiego rolnictwa wykorzystano dwa mierniki, które są oparte na dwóch wzorcach oraz bezwzorcowy, izotoniczny miernik rozwoju typu M. Pluty [Cieślak 1974, Kukuła 2000, Malina 2004, Zeliaś 2000].

Użyty miernik bezwzorcowy został określony za pomocą wzoru:

$$m_1(\mathbf{x}) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j, \quad (2)$$

natomiast z metod wykorzystujących dwa wzorce \mathbf{x}_0 i \mathbf{x}_{m+1} użyto miernik TOPSIS [Hwang, Yoon 1981] i miernik autorki [Binderman 2006]. Mierniki te określone są dla danego wektora $\mathbf{x} \in [\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_{m+1}]$ za pomocą wzorów [Binderman 2011]:

$$m_2(\mathbf{x}) = \frac{d(\mathbf{x}_0, \mathbf{x})}{d(\mathbf{x}_0, \mathbf{x}) + d(\mathbf{x}_{m+1}, \mathbf{x})} \quad (3)$$

$$m_3(\mathbf{x}) = \frac{1}{2} + \frac{d(\mathbf{x}_0, \mathbf{x}) - d(\mathbf{x}_{m+1}, \mathbf{x})}{2d(\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_{m+1})}, \quad (4)$$

gdzie w naszym przypadku $m=208$.

Podane wyżej mierniki po normalizacji zmiennych przy pomocy unitaryzacji zerowanej – wzór (1) są znormalizowane tj.

$$0 \leq m_k(\mathbf{z}) \leq 1 \quad \text{dla} \quad \mathbf{z} \in \langle \mathbf{z}_0, \mathbf{z}_{m+1} \rangle, \quad k = 1, 2, 3.$$

Zauważmy ponadto, że: $m_k(\mathbf{z}_0) = 0$, $m_k(\mathbf{z}_{m+1}) = 1$, $m_k(\mathbf{z}_a) = 0,5$; dla $k = 1, 2, 3$, gdzie $\mathbf{z}_a := (\mathbf{z}_0 + \mathbf{z}_{m+1}) / 2 = \mathbf{1} / 2$ jest obiektem „pośrednim”, być może fikcyjnym.

Do „wypadkowej” analizy różnicowania poziomu rozwoju polskiego rolnictwa w latach 1998-2010 wybrano klasyfikator, będący średnią geometryczną trzech powyższych mierników m_1 , m_2 , m_3 , który został obliczony według wzoru:

$$m(\mathbf{z}) = \sqrt[3]{m_1(\mathbf{z}) m_2(\mathbf{z}) m_3(\mathbf{z})}, \quad \mathbf{z} \in [\mathbf{z}_0, \mathbf{z}_{m+1}], \quad (5)$$

gdzie mierniki m_1, m_2, m_3 są określone są za pomocą wzorów (2), (3), (4), odpowiednio. Warto zauważyć, że miernik ten, jako średnia geometryczna funkcji znormalizowanych jest również znormalizowany.

WYNIKI BADAŃ

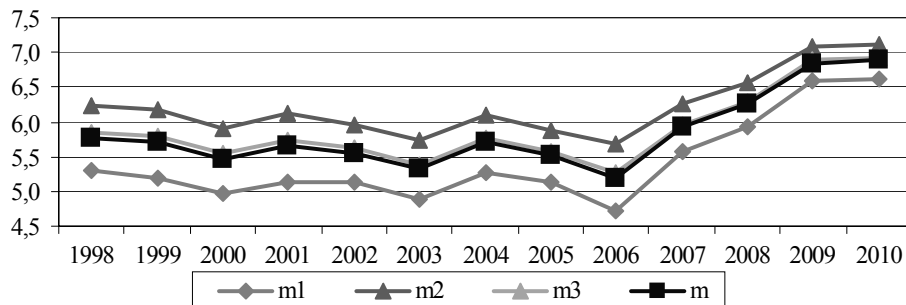
Niech $\mathbf{w}_1, \mathbf{w}_2, \dots, \mathbf{w}_{16} \in \mathfrak{R}_+^{13}$ oznaczają wektory, przyporządkowane alfabetycznie województwom (\mathbf{w}_1 – woj. dolnośląskie, ..., \mathbf{w}_{16} – woj. zachodniopomorskie), których składowymi są wartości miernika $m(\mathbf{z})$ w poszczególnych latach okresu 1998-2010, gdzie miernik $m(\mathbf{z})$ jest określony za pomocą wzoru (5). W tabeli 1 podano wyniki przeprowadzonych badań, w której wiersze są współrzędnymi wektorów $\mathbf{w}_1, \mathbf{w}_2, \dots, \mathbf{w}_{16}$. Natomiast na rysunku 1 zilustrowano wartości mierników $m(\mathbf{z})$, $m_1(\mathbf{z})$, $m_2(\mathbf{z})$, $m_3(\mathbf{z})$, dla Polski w latach 1998-2010.

Tabela 1. Wartości mierników m(z) dla województw w latach 1998-2010

	'98	'99	'00	'01	'02	'03	'04	'05	'06	'07	'08	'09	'10
Dolnośląskie	0,38	0,38	0,37	0,36	0,38	0,34	0,38	0,37	0,34	0,39	0,40	0,43	0,43
Kujaw.-pom.	0,42	0,41	0,38	0,40	0,39	0,38	0,41	0,39	0,38	0,41	0,44	0,48	0,48
Lubelskie	0,46	0,42	0,43	0,44	0,42	0,39	0,41	0,40	0,34	0,39	0,42	0,49	0,47
Lubuskie	0,23	0,25	0,23	0,24	0,22	0,19	0,28	0,24	0,22	0,27	0,27	0,30	0,34
Łódzkie	0,38	0,37	0,34	0,38	0,35	0,33	0,35	0,35	0,33	0,37	0,39	0,46	0,47
Małopolskie	0,33	0,32	0,32	0,32	0,33	0,31	0,31	0,30	0,29	0,33	0,33	0,37	0,39
Mazowieckie	0,40	0,39	0,37	0,39	0,37	0,35	0,38	0,39	0,37	0,42	0,46	0,53	0,51
Opolskie	0,45	0,43	0,44	0,44	0,43	0,41	0,45	0,44	0,42	0,47	0,49	0,49	0,51
Podlaskie	0,29	0,29	0,28	0,29	0,29	0,29	0,28	0,26	0,25	0,28	0,28	0,31	0,31
Podkarpackie	0,36	0,37	0,36	0,37	0,36	0,36	0,36	0,38	0,34	0,39	0,42	0,43	0,45
Pomorskie	0,34	0,34	0,32	0,32	0,33	0,31	0,33	0,33	0,31	0,35	0,38	0,41	0,40
Śląskie	0,27	0,26	0,24	0,25	0,25	0,24	0,27	0,25	0,24	0,32	0,36	0,38	0,36
Świętokrzyskie	0,35	0,35	0,32	0,35	0,33	0,31	0,33	0,31	0,27	0,30	0,32	0,38	0,38
Warm.-mazur.	0,36	0,36	0,34	0,35	0,35	0,37	0,36	0,36	0,35	0,39	0,41	0,43	0,43
Wielkopolskie	0,40	0,39	0,38	0,41	0,41	0,38	0,43	0,41	0,39	0,46	0,51	0,57	0,52
Zach.-pomors.	0,36	0,37	0,35	0,34	0,35	0,35	0,37	0,34	0,35	0,37	0,37	0,39	0,42

Źródło: obliczenia własne

Rysunek 1. Wartości mierników dla Polski w latach 1998-2010



Źródło: opracowanie własne

Na podstawie przedstawionych wyników można zauważyć, że w Polsce w latach 1998-2010 występowały duże dysproporcje między województwami. Syntetyczne mierniki w badanym okresie przyjmowały wartości od 0,19 dla województwa lubuskiego w 2003 roku do 0,57 dla województwa wielkopolskiego w 2009 roku. Przeciętnie użyteczność $\bar{\mu}$ wszystkich województw w latach

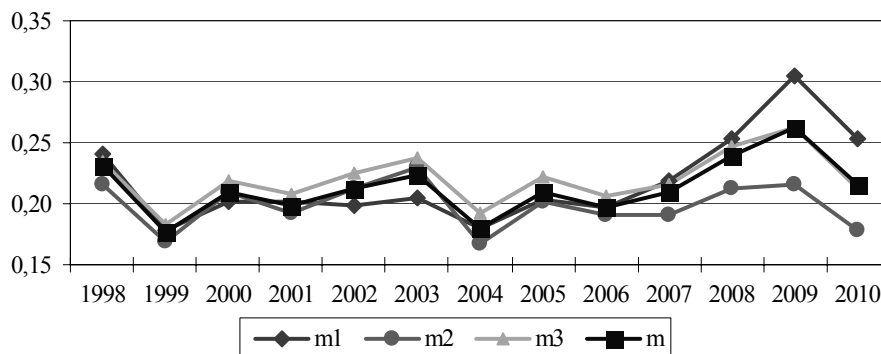
1998-2010 wynosiła 0,36 (tj. $\bar{\mu} = \frac{1}{208} \sum_{i=1}^{208} f(z_i) = 0,36$). Wyniki pokazują,

że w badanym okresie, według przyjętej metody najniżej oceniany jest poziom rozwoju rolnictwa w województwie lubuskim. Wartość syntetycznego miernika

tego województwa w badanym okresie wahała się w granicach 0,19 - 0,34 i była znacznie niższa od pozostałych województw. Na podstawie wyników zamieszczonych w tabeli 1 oraz rysunku 1 można zauważyć, że w latach 1998-2010 absolutny miernik rozwoju Polski, gdy w jednym roku rósł, to w następnych dwóch latach malał, natomiast w ostatnich czterech latach analizowanego okresu, tj. od roku 2006 w większości województw użyteczności znacząco wzrosły. Tendencję tę wykazują wszystkie mierniki bez względu na metodę obliczeń. Wzrost wskaźników w ostatnich latach oznacza większy poziom rozwoju rolnictwa, przeciętnie w Polsce.

Podany niżej rysunek 2 przedstawia wartości rozstępów tj. różnice między najwyższą a najniższą wartością mierników $m(z)$, $m_1(z)$, $m_2(z)$, $m_3(z)$ województw dla poszczególnych lat okresu 1998-2010.

Rysunek 2. Zróżnicowanie rozwoju rolnictwa w Polsce w latach 1998-2010



Źródło: opracowanie własne

Wyznaczone mierniki pozwoliły na dokonanie rankingu rozważanych obiektów. W tabeli 2 podano wyniki uporządkowania województw według wartości mierników syntetycznych. Analizując uporządkowanie województw według poziomu użyteczności można zauważyć, że na początku listy w badanym okresie, w rankingu znajdowało się województwo opolskie, następnie wielkopolskie i lubelskie. Końcowe lokaty zajęły natomiast województwa podkarpackie, śląskie i na ostatnim miejscu lubuskie.

Tabela 2. Uporządkowanie województw według $m(z)$

	'98	'99	'00	'01	'02	'03	'04	'05	'06	'07	'08	'09	'10
Dolnośląskie	6	6	6	8	5	9	5	7	8	7	8	9	9
Kujaw.-pom.	3	3	4	4	4	4	4	4	3	4	4	5	4
Lubelskie	1	2	2	1	2	2	3	3	9	6	5	3	5
Lubuskie	16	16	16	16	16	16	14	16	16	16	16	16	15
Łódzkie	7	8	9	6	9	10	10	9	10	10	9	6	6
Małopolskie	13	13	13	13	12	13	13	13	12	12	13	14	12

	'98	'99	'00	'01	'02	'03	'04	'05	'06	'07	'08	'09	'10
Mazowieckie	5	5	5	5	6	7	6	5	4	3	3	2	3
Opolskie	2	1	1	2	1	1	1	1	1	1	2	4	2
Podlaskie	14	14	14	14	14	14	15	14	14	15	15	15	16
Podkarpackie	8	9	7	7	7	6	9	6	7	8	6	8	7
Pomorskie	12	12	12	12	11	12	12	11	11	11	10	10	11
Śląskie	15	15	15	15	15	15	16	15	15	13	12	12	14
Świętokrzyskie	11	11	11	9	13	11	11	12	13	14	14	13	13
Warm.-mazur.	9	10	10	10	8	5	8	8	5	5	7	7	8
Wielkopolskie	4	4	3	3	3	3	2	2	2	2	1	1	1
Zach.-pomors.	10	7	8	11	10	8	7	10	6	9	11	11	10

Źródło: obliczenia własne

Wykorzystując wyniki obliczeń zamieszczone w tabeli 1 dokonano podziału województw na 4 grupy, charakteryzujące się zbliżonym poziomem rozwoju rolnictwa. Podstawą podziału województw na klasy za cały badany okres były wartości średniego miernika rozwoju. Za średni miernik rozwoju \bar{m}_i , i-tego

województwa, przyjęto: $\bar{m}_i = \frac{1}{13} \sum_{j=1}^{13} w_{ij}$, $i = 1, 2, \dots, 16$; gdzie w_{ij} oznacza j-tą

składową wektora w_i , np. w_{22} oznacza wartość miernika $m(z)$ dla województwa kujawsko-pomorskiego w roku 1999. Wykorzystano do tego szeregi przedziałowe rozdzielcze, w których rozpiętości przedziałów klasowych były równe w przybliżeniu jednej czwartej rozstępu za cały okres. Wyniki klasyfikacji województw dla badanego okresu przedstawiono w tabeli 3. Analizując zróżnicowanie regionalne rolnictwa w Polsce wyodrębniono cztery typologiczne grupy województw. Syntetyczne zestawienie wyników wskazuje, że Polska jest krajem wyraźnie zróżnicowanym ze względu na poziom rozwoju rolnictwa.

Tabela 3. Podział województw na grupy wg $m(z)$ w badanym okresie

Grupa	Poz.	Województwo	\bar{m}_i	Grupa	Poz.	Województwo	\bar{m}_i
I	1	Opolskie	0,45	III	10	Zachodnio-pomorskie	0,36
	2	Wielkopolskie	0,44		11	Pomorskie	0,34
	3	Lubelskie	0,42		12	Świętokrzyskie	0,33
II	4	Kujawsko-pomorskie	0,41		13	Małopolskie	0,33
	5	Mazowieckie	0,41	IV	14	Podkarpackie	0,29
	6	Dolnośląskie	0,38		15	Śląskie	0,28
	7	Podlaskie	0,38		16	Lubuskie	0,25
	8	Łódzkie	0,37				
	9	Warmińsko-mazurskie	0,37				

Źródło: obliczenia własne

Do I grupy zaliczono 3 województwa (opolskie, wielkopolskie, lubelskie) odznaczające się najwyższym poziomem rozwoju rolnictwa. Trzeba jednak zauważyć, że województwo lubelskie, pomimo, że zostało zakwalifikowane ze względu na średnią wartość miernika syntetycznego w badanym okresie do grupy I, to znajduje się niejako na granicy I i II grupy (od 2005 roku znajdowało się w II grupie). Grupa II obejmuje 6 województw: kujawsko-pomorskie, mazowieckie, dolnośląskie, podlaskie, łódzkie, warmińsko-mazurskie. Charakteryzują się one dość wysokim poziomem rozwoju rolnictwa (użyteczności powyżej wartości przeciętnej, która wynosi 0,36). Grupa III obejmuje 4 województwa: zachodnio-pomorskie, pomorskie, świętokrzyskie i małopolskie. Województwo zachodnio-pomorskie można zaliczyć do regionów o średnim poziomie rozwoju rolnictwa, (mierniki syntetyczne dla tego województwa kształtują się na poziomie zbliżonym do przeciętnego), natomiast pozostałe regiony o niskim poziomie rozwoju rolnictwa, wartości mierników syntetycznych kształtują się poniżej poziomu przeciętnego. W IV grupie znalazły się trzy województwa: podkarpackie, śląskie i lubuskie, co wskazuje na to, że są to regiony o najniższym poziomie rozwoju rolnictwa w Polsce. W prawie każdym roku rozważanego okresu najniższy poziom rozwoju rolnictwa wykazało województwo lubuskie.

WNIOSKI

Przeprowadzone badania wykazały, że wskaźniki rozwoju rolnictwa Polski wyraźnie wzrosły w ostatnich czterech latach badanego okresu 1998 – 2010. Przyczyn takich zmian wybranego miernika syntetycznego można upatrywać w przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej. Mimo tego znacznego wzrostu, poziom zróżnicowania rozwoju rolnictwa polskich województw nie maleje, co więcej wykazuje tendencje wzrostową – przy wykluczeniu wyników z roku 2010. Dla potwierdzenia tego zjawiska wskazana jest dalsza, wielowymiarowa analiza występujących zależności.

BIBLIOGRAFIA

- Binderman A (2004) Przestrzenne zróżnicowanie potencjału rolnictwa w Polsce w latach 1989-1998, RNR, Seria G., T.91, Z.1, Wydawnictwo „Wieś Jutra”, Warszawa, 51-60.
- Binderman A. (2005a) Klasyfikacja polskich województw według poziomu rozwoju rolnictwa, RNR, Seria G., T.92, Z.1, Warszawa, 42-51.
- Binderman A. (2005b) O problemie wyboru wzorca przy badaniu przestrzennego zróżnicowania potencjału rolnictwa w Polsce, MIBE V, Warszawa, str. 46-57.
- Binderman A. (2006a) Wykorzystanie funkcji użyteczności do badania przestrzennego zróżnicowania rolnictwa, RNR SERiA, T.VIII, Z.5, Warszawa, s.5-11.
- Binderman A. (2006b) Klasyfikacja obiektów oparta na dwóch wzorcach, EiOGŻ, Zeszyty Naukowe SGGW, nr 60, Warszawa, 25-34.

- Binderman A. (2007) Wielowymiarowa analiza regionalnego zróżnicowania rolnictwa w Polsce, praca doktorska, SGGW, Warszawa.
- Binderman A. (2008) Zastosowanie liniowej i nieliniowej funkcji użyteczności do badania poziomu rolnictwa w Polsce, MIBE IX, wyd. SGGW, Warszawa, str. 29-38.
- Binderman A. (2009) Dynamika rozwoju rolnictwa w Polsce po akcesji do Unii Europejskiej, Roczniki Nauk Rolniczych, SERiA, Tom XI, Zeszyt 3.
- Binderman A. (2009a) Zależność oceny zróżnicowania rolnictwa w Polsce od wybranych mierników syntetycznych, MIBE X, wyd. SGGW, Warszawa, 30-41.
- Binderman A. (2010) Wpływ sposobu normalizacji zmiennych na ocenę regionalnego zróżnicowania rolnictwa, MIBE XI, wyd. SGGW, Warszawa, 25-38.
- Binderman A. (2010a) Porównanie poziomu rozwoju rolnictwa województw w Polsce, RN SERIA, T XII, z.2, 29-34.
- Binderman A. (2011) Wielokryterialne metody analizy zróżnicowania polskiego rolnictwa w 2009 roku, MIBE XII, 2, 58-68.
- Borkowski B, Dudek H., Szczesny W. (2006) O pewnych problemach przekształcania wartości cech, ACTA AGRARIA ET SILVESTRIA, vol. XLVII
- Cieślak M. (2004) Taksonomiczna procedura programowania rozwoju gospodarczego i określania zapotrzebowania na kadry kwalifikowane, Przegląd Statystyczny, z. 1.
- Dąbkowski W. (2000) Regionalne struktury rolnictwa polskiego, IRWiR PAN, Warszawa.
- Harasim A (2001) Wskaźniki oceny regionalnego zróżnicowania rolnictwa, Pamiętnik Puławski z. 124, Puławy.
- Harasim A. (red.) (2006) Regionalne Zróżnicowanie Produkcji Rolniczej w Polsce, Studia I Raporty IUNG – PIB, 3.
- Harasim A. (red.) (2009) Wybrane elementy regionalnego zróżnicowania rolnictwa w Polsce, Studia i Raporty IUNG – PIB, 15.
- Heady E.O., Dillon J.L. (1961) Agricultural Production Functions, Iowa State University.
- Heller J., Zawisza S. (red.) (2000) Problemy regionalizacji w procesie kształtowania obszarów wiejskich, Wyd. AT-R, Bydgoszcz.
- Hellwig Z. (1981) Wielowymiarowa analiza porównawcza i jej zastosowanie w badaniach wielocechowych obiektów gospodarczych, [w:] Welfe W. (red.) Metody i modele ekon.-matemat. w doskonaleniu zarządzania gosp. socjalistyczną, PWE, Warszawa.
- Hwang C. L., Yoon K. (1981) Multiple Attribute Decision Making, Methods and Applications, Springer – Verlag, New York.
- Jacson D. M. (1971) The stability of classifications of binary attribute data, Technical Report 70-65, Cornell University, 1-13.
- Krasowicz S., Kukuła S. (2006) Regionalne zróżnicowanie polskiego rolnictwa w świetle badań IUNG – PIB, Acta Agr. Silv., Sekcja Ekon., 46 (2): 73-89.
- Kukuła K. (1989) Statystyczna analiza strukturalna i jej zastosowanie w sferze usług produkcyjnych dla rolnictwa, ZN, seria spec.: Monografie, nr 89, AE, Kraków 1989.
- Kukuła K. (2000) Metoda unitaryzacji zerowanej, PWN, Warszawa.
- Malina A. (2004) Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw, AE, Seria Monografie nr 162, Kraków.
- Młodak A. (2006) Analiza taksonomiczna w analizie regionalnej, Difin, Warszawa.
- Nowak E. (1990) Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno - gospodarczych, PWE, Warszawa.

- Poczta W., Bartkowiak N. (2012) Regionalne zróżnicowanie rolnictwa w Polsce, *Journal of Agribusiness and Rural Development* 1(23), 95-109.
- Zeliaś A. (2000) Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym, Akademia Ekonomiczna, Kraków.

REGIONAL DIFFERENTIATION OF POLISH AGRICULTURE IN THE YEARS 1998-2010

Abstract: The paper contains the multidimensional analysis of the regional differentiation of Polish agriculture in the years 1998-2010. The study is based on several synthetic measures - without patterns and which use two patterns of objects. On the basis of synthetic measures there were made arrangement and classification of voivodeships. The results show that despite the rapid growth in recent years of the level of agricultural development, the disparities between voivodships in Poland did not decrease.

Keywords: synthetic measures, utility functions, agriculture development level, classification, class division