

REGIONALNE ZRÓŻNICOWANIE GOSPODARKI TURYSTYCZNEJ W POLSCE W LATACH 2002–2008

Zbigniew Binderman, Bolesław Borkowski, Wiesław Szczesny
Szkola Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Streszczenie. W pracy przedstawiono zastosowanie technik wizualizacji do analizy regionalnego zróżnicowania gospodarki turystycznej w latach 2002–2008. Przeprowadzone badania umożliwiły dokonanie liniowego uporządkowania polskich województw, jak również ich pogrupowania i określenia tempa wzrostu w rozważanym okresie. Otrzymane wyniki porównano z rezultatami otrzymanymi za pomocą innych metod. Wyniki badań pokazały, że poziom rozwoju turystyki między województwami w latach 2002–2008 był bardzo zróżnicowany, przy czym zróżnicowanie regionalne zmniejszyło się po wstąpieniu Polski do UE. Rozważne przez autorów klasyfikatory mają proste interpretacje geometryczne i nie zależą od kolejności rozważanych cech.

Słowa kluczowe: miernik syntetyczny, porządkowanie liniowe, gospodarka turystyczna

WSTĘP

Wzrost PKB stymuluje rozwój rynku turystycznego, który w wielu krajach stał się ważną gałęzią gospodarki, a w niektórych głównym źródłem dochodów. Na rozwój turystyki wpływa wiele czynników. Do najważniejszych z nich należy zaliczyć postępujący wzrost gospodarczy, który bezpośrednio wpływa na wzrost stopy życiowej, rozwój bazy turystycznej oraz integrację polityczną i gospodarczą. Poziom rozwoju turystyki w Polsce jest terytorialnie bardzo zróżnicowany. Powinno być ono przedmiotem ciągłych badań, które wymagają specjalistycznych metod analizy, w szczególności służących do potwierdzenia hipotezy, że poziom gospodarki turystycznej wyraźnie się poprawia, a zróżnicowanie regionalne maleje.

Zdaniem autorów, istnieje duże zapotrzebowanie na kompleksowe, syntetyczne analizy statystyczne gospodarki turystycznej w ujęciu regionalnym, wykorzystujące dane

Adres do korespondencji – Corresponding authors': Zbigniew Binderman, Bolesław Borkowski, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki, Katedra Ekonometrii i Statystyki, ul. Nowoursynowska 159, 02-776 Warszawa, e-mail: zbigniew_binderman@sggw.pl, boleslaw_borkowski@sggw.pl; Wiesław Szczesny, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki, Katedra Informatyki, ul. Nowoursynowska 159, 02-776 Warszawa, e-mail: wieslaw_szczesny@sggw.pl

wielowymiarowe do opisu poziomu tej gospodarki. Celem niniejszej pracy jest przedstawienie wykorzystania technik wizualizacji danych wielowymiarowych, opartych na wykresach radarowych do analizy gospodarki turystycznej w ujęciu regionalnym. Metody tego typu są często stosowane z uwagi na łatwą wizualizację danych i proste interpretacje geometryczne wskaźników syntetycznych. Jednakże w niektórych analizach w sposób niewłaściwy wykorzystuje się wskaźniki oparte wyłącznie na tych ilustracjach (to znaczy w sposób, który nie spełnia podstawowego postulatu stabilności zastosowanej metody [zob. Jackson 1970]). Prezentowane przez autorów metody nie mają tej wady i mogą być wykorzystane jako narzędzia do podziału środków wspierających rozwój regionalny. Konieczność wyrównywania różnic międzyregionalnych przez państwo jest fundamentem prowadzonej polityki regionalnej. Podstawy badań rozwoju regionalnego można znaleźć w literaturze [Alkorn 2001, Blakely 1989, Gorzelak 1989, Isard 1965, Kudłacz 1999, Opalło 1972]. Pewną ocenę stanu zróżnicowania turystyki w Polsce zawiera praca Z. Bindermana [2009].

METODY BADAŃ

Rozważmy problem polegający na porządkowaniu $m \in \mathbb{N}$ obiektów $\mathbf{Q}_1, \mathbf{Q}_2, \dots, \mathbf{Q}_m$ badanego zjawiska za pomocą $n \in \mathbb{N}$ zmiennych (cech). Bez straty dla ogólności rozważań założymy, że wektor $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in}) \in \mathfrak{R}_+^n = \{\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n) : x_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n\}$, opisuje i -ty obiekt \mathbf{Q}_i , ($i=1, 2, \dots, m$), cechy opisujące obiekty mają charakter stymulant. Zbiór wartości cech tych obiektów traktować można jako elementy macierzy $\mathbf{X} = [x_{ij}]_{m \times n}$ o m wierszach i n kolumnach. W macierzy \mathbf{X} każdy obiekt jest reprezentowany przez odpowiedni wiersz.

W celu stworzenia warunków porównywalności cech do ich normowania – a co za tym idzie, do transformacji macierzy \mathbf{X} autorzy wykorzystali metodę unitaryzacji zerowanej:

$$\mathbf{Z} = g(\mathbf{X}) := [z_{ij}], \text{ gdzie}$$

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - x_j^*}{x_j^{**} - x_j^*}, \quad x_j^* = \min_{1 \leq i \leq m} x_{ij}, \quad x_j^{**} = \max_{1 \leq i \leq m} x_{ij}, \quad j = 1, 2, \dots, n.$$

W wyniku tego przekształcenia otrzymujemy, że wektor $\mathbf{z}_i = (z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{in}) \in \mathfrak{R}_+^n$, opisujący i -ty obiekt \mathbf{Q}_i , ($i=1, 2, \dots, m$), ma tę własność, że

$$0 \leq z_i \leq \mathbf{1} \text{ tj. } 0 \leq z_{ij} \leq 1, \quad i = 1, 2, \dots, m; \quad j = 1, 2, \dots, n;$$

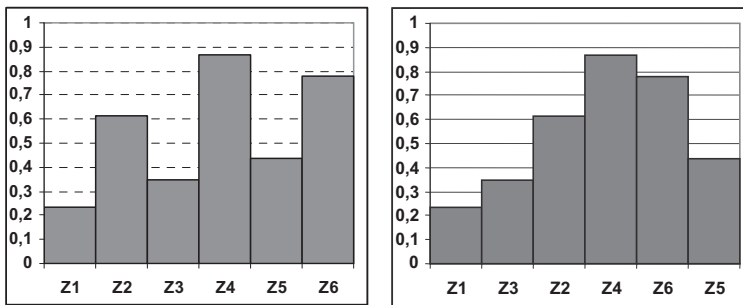
gdzie $\mathbf{0} := (0, 0, \dots, 0)$, $\mathbf{1} := (1, 1, \dots, 1)$.

Do klasyfikacji i grupowania stosowanych jest wiele metod [zob. Bartosiewicz 1976, Binderman A. 2006, 2008, Hellwig 1968, Kukuła 2000, Malina 2004, Młodak 2006, Zeliaś 2000]. W pracy do porządkowania liniowego i grupowania wykorzystano dwie metody bezwzorcowe: metodę unitaryzacji zerowanej [Kukuła 2000, Cieślak 1974] i metodę

radarową (Binderman Z., Borkowski, Szczesny 2008, 2009a, 2010a, 2010b, Binderman Z., Szczesny 2009; Binderman Z. 2009a). Metody te wykorzystują proste interpretacje geometryczne. W pierwszej metodzie pomiar wielocechowego obiektu $\mathbf{z}=(z_1, z_2, \dots, z_n)$ polega na obliczeniu sumy pól prostokątów o podstawie równej $1/n$ i wysokości równej z_j , $j=1, 2, \dots, n$; tj.:

$$m(\mathbf{z}) = \sum_{k=1}^n \left(\frac{1}{n} \cdot z_k \right) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n z_k \quad (1)$$

przy założeniu, że wszystkie rozpatrywane cechy są jednakowo ważne. W ogólnym przypadku – n wielkości równych $1/n$ jest zastępowane przez wagi $w_1, w_2, \dots, w_n > 0$: $\sum_{j=1}^n w_j = 1$, będące podstawami prostokątów. Metodę tą oznaczmy przez **MUZ**. Rysunek 1 przedstawia interpretację geometryczną tej metody w przypadku 6 cech ($n = 6$), wag $w_1 = w_2 = \dots = w_6 = 1/6$, określających stan turystyki województwa małopolskiego w 2008 roku.



Rys. 1. Ilustracja graficzna metody **MUZ**

Fig. 1. Graphic illustrations of the **MUZ** method

Źródło: Opracowanie własne.

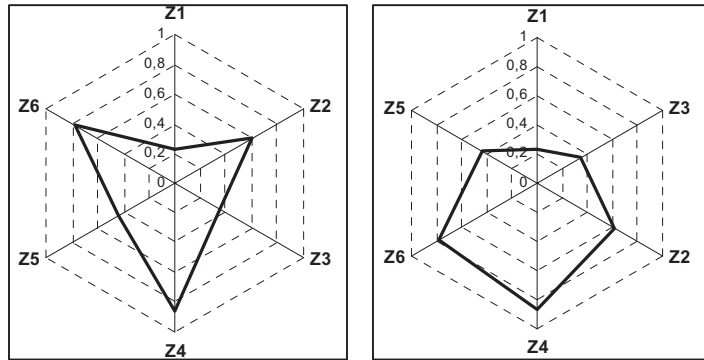
Source: Own research.

Na rysunku 1 podano ilustracje dla dwóch różnych ustawień tych samych wartości cech Z_1, \dots, Z_6 . Pola figur określone przez wzór (1) są równe 0,545, niezależnie od uporządkowania cech.

Druga metoda zwana radarową wykorzystuje pole n – wielokąta utworzonego przez wykres radarowy wektor $\mathbf{z} = (z_1, z_2, \dots, z_n)$. Pole takiego wykresu określa następujący wzór:

$$\mu(\mathbf{z}) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} z_i z_{i+1} \sin\left(\frac{2\pi}{n}\right) = \frac{1}{2} \sin\left(\frac{2\pi}{n}\right) \sum_{i=1}^n z_i z_{i+1}, \text{ gdzie } z_{n+1} := z_1. \quad (2)$$

Rysunek 2 przedstawia interpretację geometryczną tej metody w przypadku danych dotyczących województwa małopolskiego w 2008 roku, przy tym samym zestawie cech, tych samych uporządkowaniach i wagach, jak w przypadku rysunku 1. Pola figur zamieszczonych na rysunku 2, określone przez wzór (2), są równe: **0,67** – lewy wykres, **0,84** – prawy wykres.



Rys. 2. Wykresy radarowe województwa małopolskiego w 2008 roku

Fig. 2. Radar graphs for małopolskie voivodship in 2008

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own research.

Zauważmy, że o ile metoda **MUZ** wykorzystująca wzór (1) nie zależy od kolejności cech, to metoda wykorzystująca bezpośrednio pole wyznaczone przez wykres radarowy w istotny sposób zależy od przyjętego porządku cech [Binderman, Szczesny 2009]. Podana przez autorów metoda, wykorzystująca wykresy radarowe, nie ma już tej wady.

Niech wektor $\mathbf{z} = (z_1, z_2, \dots, z_n) \in \mathfrak{R}_+^n$ będzie dowolnie ustalony. Oznaczmy j -tą permutację zbioru współrzędnych wektora \mathbf{z} przez $\mathbf{z}_j := (z_{j_1}, z_{j_2}, \dots, z_{j_n})$, gdzie $j = 1, 2, \dots, n!$, $\mathbf{z}_1 := \mathbf{z}$.

Niech $k := n!$, $\bar{z} := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i$. Wskaźniki [por. Binderman, Szczesny, 2009]:

$$M(\mathbf{z}) := \begin{cases} \|\mathbf{z}\|_M & \text{dla } \mathbf{z} \in X \setminus N_1, \\ \bar{z} & \text{dla } \mathbf{z} \in N_1, \end{cases} \quad (3)$$

$$S(\mathbf{z}) := \begin{cases} \|\mathbf{z}\|_{\Xi} & \text{dla } \mathbf{z} \in X \setminus N_1, \\ \bar{z} & \text{dla } \mathbf{z} \in N_1, \end{cases} \quad (4)$$

$$m(\mathbf{z}) := \begin{cases} \|\mathbf{z}\|_m & \text{dla } \mathbf{z} \in X \setminus N_1, \\ \bar{z} & \text{dla } \mathbf{z} \in N_1, \end{cases} \quad (5)$$

gdzie $\|\mathbf{z}\|_M := \max_{1 \leq j \leq k} \|\mathbf{z}_j\|$, $\|\mathbf{z}\|_{\Xi} := \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \|\mathbf{z}_j\|$, $\|\mathbf{z}\|_m := \min_{1 \leq j \leq k} \|\mathbf{z}_j\|$,

$$\|\mathbf{z}_j\| := \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_{ji} z_{ji+1}}, \quad z_{jn+1} := z_{j1}, \quad j = 1, 2, \dots, k, \quad N_1 := \{\mathbf{z} \in X: \mathbf{z} = (0, 0, \dots, 0, z_i, 0, \dots, 0)\}$$

nazywać będziemy *radarowymi miernikami syntetycznymi* wektora $\mathbf{x} \in X$, *maksymalnym*, *średnim* i *minimalnym*, odpowiednio. Dla wyróżnienia sposób określania wartości obiektu za pomocą radarowego miernika maksymalnego M – oznaczymy przez **RMM**.

Bezpośrednio z definicji wynika, że jeżeli $\mathbf{z}, \mathbf{y} \in X$ spełniają warunki: $\mathbf{z} \geq \mathbf{y}$ i $\mathbf{z} \neq \mathbf{y}$, to:

a) $M(\mathbf{z}) > M(\mathbf{y})$, b) $S(\mathbf{z}) > S(\mathbf{y})$, c) $m(\mathbf{z}) \geq m(\mathbf{y})$.

Niech $\mathbf{z} = (z_1, z_2, \dots, z_n) \in X$, wówczas przy ustalonych wartościach $z_1, z_2, \dots, z_{j-1}, z_{j+1}, \dots, z_n$ radarowe mierniki syntetyczne średni i maksymalny $S(\mathbf{z})$ i $M(\mathbf{z})$ są funkcjami rosnącymi względem każdej ze zmiennych rzeczywistych $z_j \geq 0$, $m(\mathbf{z})$ jest funkcją nie-malejącą zmiennej rzeczywistej $z_j > 0$, dla $j \in [1, n]$. Można również pokazać [por. Binderman, Szczesny 2009], że jeżeli $\mathbf{z}, \mathbf{a} = (a, a, \dots, a) \in \mathfrak{R}_+^n$, $\alpha \in \mathfrak{R}_+^1$ to: $M(\alpha\mathbf{z}) = \alpha M(\mathbf{z})$; $S(\alpha\mathbf{z}) = \alpha S(\mathbf{z})$; $m(\alpha\mathbf{z}) = \alpha m(\mathbf{z})$,

$M(\mathbf{a}) = S(\mathbf{a}) = m(\mathbf{a}) = a$, $0 \leq m(\mathbf{z}) \leq S(\mathbf{z}) \leq M(\mathbf{z}) \leq 1$ dla $\mathbf{z}: \mathbf{0} \leq \mathbf{z} \leq \mathbf{1}$,

gdzie mierniki M, S i m są określone przez wzory (3), (4), (5), odpowiednio.

Obiekt \mathbf{Q}_i reprezentowany przez wektor \mathbf{z}_i uważać będziemy za *lepszy* od obiektu reprezentowanego \mathbf{Q}_j przez wektor \mathbf{z}_j wtedy i tylko wtedy, gdy $M(\mathbf{z}_i) > M(\mathbf{z}_j)$, fakt ten oznaczymy symbolem $\mathbf{z}_i \succ \mathbf{z}_j$, gdzie $i, j \in \{1, 2, \dots, m\}$, funkcja M jest określona za pomocą wzoru (3). W podobny sposób (za pomocą funkcji M) określić możemy relację słabej preferencji \succsim i relację obojętności \sim . Oczywiście, podobne rozważania można przeprowadzić dla pozostałych mierników radarowych S, m i miernika m określonych za pomocą wzorów (4), (5) i (1), odpowiednio. Podane powyżej sposoby pozwalają dokonywać liniowego porządkowania rozważanych obiektów, jak również ich podziału na klasy (grupy).

Uwagi:

- (i) Zaproponowany sposób obliczania mierników syntetycznych obiektów nie zależy od uporządkowania cech.
- (ii) W pracy [Binderman, Borkowski, Szczesny 2010b] podano adaptację metody radarowej do oceny skali podobieństwa obiektów.
- (iii) Zaprezentowane tutaj metody radarowe wydają się skomplikowane rachunkowo, niemniej w erze komputerów ten problem nie ma specjalnego znaczenia, tym bardziej, że trwają prace mające na celu oprogramowanie omawianych metod.
- (iv) Jeżeli $\mathbf{z}_i \geq \mathbf{z}_j$ i $\mathbf{z}_i \neq \mathbf{z}_j$, to przy pewnych założeniach naturalne jest nazywanie obiektu \mathbf{z}_i lepszym od obiektu \mathbf{z}_j . Oznacza to, że żadna ze składowych wektora \mathbf{z}_i nie jest mniejsza od odpowiednich składowych wektora \mathbf{z}_j , a przynajmniej jedna z nich ma wartość większą, tj. istnieje takie $k \in [1, n]$, że $z_{ik} > z_{jk}$. Z naszych rozważań wynika, że jeżeli relacja preferencji \succsim jest indukowana przez miernik m, M lub S , to w polu preferencji $(\mathfrak{R}_+^n, \succsim)$ występuje zjawisko niedosytu [Binderman 2010b, Panek 2000].

Niech $m(\mathbf{x})$ oznacza miernik syntetyczny dowolnie wybrany ze zbioru rozważanych mierników $\{m, M, S, m\}$. Można pokazać, że dla dowolnego $i \in \{1, 2, \dots, m\}$, spełniona jest nierówność: $0 \leq m(\mathbf{x}_i) \leq 1$. Do podziału województw na cztery klasy wykorzystano dwie metody grupowania – przedziałowy szereg rozdzielczy (**G1**) oraz metodę E. Nowaka (**G2**) [Marszałkiewicz 1976, Nowak 1990]. W tabeli 1 podano zasady podziału na klasy w zależności od wartości miernika $m(\mathbf{x}_i)$ w przykładowym 2002 roku.

W tabeli 1 symbole $m^* = \min_{1 \leq j \leq 16} m(\mathbf{x}_j)$, $m^{**} = \max_{1 \leq j \leq 16} m(\mathbf{x}_j)$, $R = m^{**} - m^*$,

$$\bar{m} = \frac{1}{16} \sum_{j=1}^{16} m(\mathbf{x}_j), \quad \sigma = \left\{ \frac{1}{16} \sum_{j=1}^{16} (m(\mathbf{x}_j) - \bar{m})^2 \right\}^{\frac{1}{2}}$$

Tabela 1. Zasady podziału województw na klasy
Table 1. Rules of division of voivodships into classes

Nr klasy	Metoda G1	Metoda G2
IV	$[m^*, m^*+0,25R)$	$[m^*, \bar{m} - \sigma)$
III	$[m^*+0,25R, m^*+0,5R)$	$[\bar{m} - \sigma, \bar{m})$
II	$[m^*+0,5R, m^*+0,75R)$	$[\bar{m}, \bar{m} + \sigma)$
I	$[m^*+0,75R, m^{**}]$	$[\bar{m} + \sigma, m^{**}]$

Źródło: Opracowanie własne.
Source: Own research.

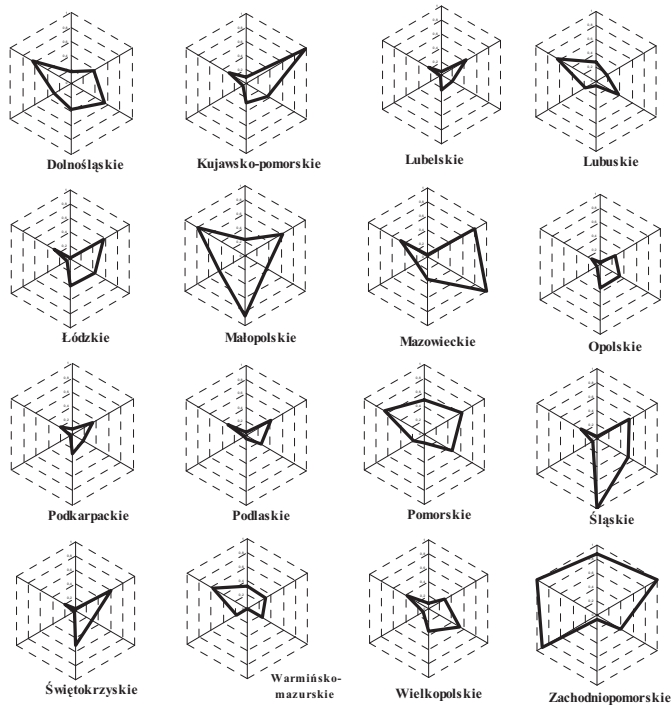
są odpowiednio wartością minimalną, maksymalną, rozstępem, średnią i odchyleniem standardowym mierników syntetycznych wszystkich województw. W podobny sposób dokonano podziału województw na cztery klasy dla pozostałych lat. Warto w tym miejscu wspomnieć, że są stosowane również inne metody grupowania obiektów, opisane między innymi w pracach: [Gatnar 1998, Gatnar, Wywiół 1997, Kukuła 2000, Młodak 2006].

MATERIAŁ EMPIRYCZNY I WYNIKI BADAŃ

Do weryfikacji omawianych powyżej metod oceny regionalnego zróżnicowania turystyki w latach 2002–2008 wybrano następujące cechy: **X1** – obiekty zbiorowego zakwaterowania na 1000 ludności (liczba), **X2** – stopień wykorzystania miejsc noclegowych (%), **X3** – produkt krajowy na jednego mieszkańca (PLN), **X4** – drogi o twardej nawierzchni na 100 km² (km), **X5** – udzielone noclegi turystom zagranicznym w turystycznych obiektach zbiorowego zakwaterowania na 1000 mieszkańców (liczba), **X6** – noclegi udzielone turystom krajowym w turystycznych obiektach zbiorowego zakwaterowania na 1000 mieszkańców (liczba).

Wartości powyższych cech określono wykorzystując publikacje Głównego Urzędu Statystycznego w Warszawie [Kultura w roku 2003, ..., 2009, Rocznik Statystyczny Województw 2005, ..., 2009] oraz Banku Danych Regionalnych – www.stat.gov.pl.

Wszystkie te cechy mają charakter symulant. Dane te zestawiono w postaci dwuwymiarowej tablicy w ten sposób, że kolejne bloki 16 wierszy odnoszą się do rocznych danych. Otrzymano w ten sposób prostokątną macierz obserwacji $\mathbf{X} = [x_{ij}]_{112 \times 6}$ o $7 \times 16 = 112$ wierszach i 6 kolumnach, w której np. wektor $\mathbf{x}_i = [x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{i6}]$, $i = 1, 2, \dots, 16$ oznacza zestaw wartości cech opisujący i-te województwo w 2002 roku. Województwa uporządkowano alfabetycznie i tak np. wektor \mathbf{x}_7 charakteryzuje województwo mazowieckie w 2002 roku, wektor \mathbf{x}_{112} charakteryzuje województwo zachodnio-pomorskie w 2008 roku. Na rysunku 3 przedstawiono ilustrację graficzną danych, opisujących polskie województwa w 2008 roku (kolejność cech jest identyczna jak na lewym wykresie rysunku 2).



Rys. 3. Ilustracja graficzna danych dla pierwszej (wyjściowej) permutacji cech dla 2008 roku
 Fig. 3. Graphic illustrations of data for the first permutation of the features for 2008

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own research.

Liczba takich rysunków, w pełni ilustrujących metodę, jest równa $6!=720$ (dla roku 2008). Radarowe mierniki określone za pomocą wzorów (3)–(5) – po uwzględnieniu permutacji cech – tworzone są na podstawie pierwiastkowania stosunku pola sześciokąta opisującego dany obiekt (wektor) do pola sześciokąta foremnego, wpisanego w okrąg o promieniu równym 1, będącego wykresem radarowym wektora jednostkowego $\mathbf{1}$.

Niech m_{ij} oznacza miernik syntetyczny i -tego województwa w j -tym roku, np. $m_{16,6}$ – oznacza wartość miernika syntetycznego województwa wielkopolskiego w 2007 roku.

Na podstawie macierzy wyników $\mathbf{M} = [m_{ij}]_{16 \times 7}$ dla 16 województw i 7 lat można dokonać analizy dynamiki, która ma na celu określenie rozmiarów i kierunków rozwoju, czyli zmian w czasie badanego zjawiska. Do ustalenia stopnia wzrostu lub spadku poziomu turystyki dla poszczególnych województw oraz tendencji rozwojowych stosuje się indeksy, spełniające rolę wskaźników dynamiki [Michalski 1999]. Indeksami tymi są: *przyrost względny*, *tempo wzrostu*, *indeks łańcuchowy w %*, *indeks ułamkowy*, *indeks procentowy*, *indeks o podstawie zmiennej*, *średnie tempo wzrostu*.

W tabeli 2 (3) podano wartości miernika m – MUZ (M-RMM), określonego za pomocą wzoru (1) ((3)) – po uprzednim dokonaniu normalizacji zmiennych za pomocą unitaryzacji zerowanej. W kolumnach 9, 10, 11 tabeli 2 (3) podano wartości wybranych in-

deksów łańcuchowych będących ilorazem wartości mierników w dwóch różnych latach. Natomiast w ostatnich kolumnach tabeli 2 (3) podano wartości tempa wzrostu w latach 2002–2008, będące średnimi geometrycznymi rzędu szóstego indeksów łańcuchowych [Michalski 1999]. W tabeli 4 podano rankingi polskich województw w latach 2002–2008, w zależności od zastosowanej metody.

Tabela 2. Regionalne wartości miernika syntetycznego w latach 2002–2008 – metoda **MUZ**

Table 2. Regional values of the synthetic measure within 2002–2008 – **MUZ** method

Województwo	Wartości wskaźnika syntetycznego - RMM							Indeksy łańcuchowe			Dynamika średnioroczna
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2005/2002	2008/2005	2008/2002	
DOLNOŚLĄSKIE	0,260	0,258	0,284	0,299	0,357	0,403	0,406	115,1%	136,1%	156,6%	107,8%
KUJAWSKO-POMORSKIE	0,206	0,203	0,226	0,253	0,291	0,326	0,359	122,4%	142,0%	173,8%	109,7%
LUBELSKIE	0,109	0,122	0,121	0,122	0,148	0,174	0,200	111,5%	163,9%	182,7%	110,6%
LUBUSKIE	0,164	0,187	0,188	0,190	0,244	0,274	0,306	116,0%	161,6%	187,4%	111,0%
ŁÓDZKIE	0,164	0,164	0,179	0,194	0,230	0,274	0,308	118,4%	158,8%	188,0%	111,1%
MAŁOPOLSKIE	0,383	0,396	0,426	0,459	0,548	0,583	0,568	119,9%	123,6%	148,2%	106,8%
MAZOWIECKIE	0,270	0,267	0,306	0,344	0,419	0,473	0,518	127,5%	150,4%	191,7%	111,5%
OPOLSKIE	0,086	0,089	0,119	0,120	0,141	0,168	0,205	139,5%	171,5%	239,3%	115,6%
PODKARPACKIE	0,095	0,109	0,118	0,155	0,160	0,195	0,195	161,9%	126,1%	204,1%	112,6%
PODLASKIE	0,094	0,091	0,114	0,132	0,167	0,211	0,207	140,6%	156,7%	220,4%	114,1%
POMORSKIE	0,320	0,326	0,333	0,349	0,399	0,445	0,446	109,1%	127,8%	139,4%	105,7%
ŚLĄSKIE	0,269	0,285	0,313	0,371	0,421	0,436	0,458	138,0%	123,3%	170,2%	109,3%
ŚWIĘTOKRZYSKIE	0,128	0,134	0,153	0,154	0,217	0,305	0,303	120,4%	196,4%	236,5%	115,4%
WARMIŃSKO-MAZURSKIE	0,189	0,215	0,215	0,216	0,273	0,282	0,287	114,2%	133,0%	152,0%	107,2%
WIELKOPOLSKIE	0,154	0,173	0,196	0,181	0,233	0,254	0,291	117,8%	160,5%	189,1%	111,2%
ZACHODNIOPOMORSKIE	0,578	0,633	0,633	0,653	0,683	0,705	0,731	113,1%	111,9%	126,6%	104,0%
Średnia	0,217	0,228	0,245	0,262	0,308	0,344	0,362	120,8%	138,1%	166,9%	108,9%
Odchylenie	0,126	0,134	0,133	0,141	0,149	0,148	0,147	112,2%	104,0%	116,7%	102,6%
Wsp. zmienności	58,0%	58,9%	54,4%	53,8%	48,4%	43,0%	40,5%	92,8%	75,3%	69,9%	94,2%

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own research.

Tabela 3. Regionalne wartości miernika radarowego w latach 2002–2008 – metoda **RMM**

Table 3. Regional values of the radar measure within 2002–2008 – **RMM** method

Województwo	Wartości wskaźnika syntetycznego - RMM							Indeksy łańcuchowe			Dynamika średnioroczna
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2005/2002	2008/2005	2008/2002	
DOLNOŚLĄSKIE	0,260	0,258	0,284	0,299	0,357	0,403	0,406	115,1%	136,1%	156,6%	107,8%
KUJAWSKO-POMORSKIE	0,206	0,203	0,226	0,253	0,291	0,326	0,359	122,4%	142,0%	173,8%	109,7%
LUBELSKIE	0,109	0,122	0,121	0,122	0,148	0,174	0,200	111,5%	163,9%	182,7%	110,6%
LUBUSKIE	0,164	0,187	0,188	0,190	0,244	0,274	0,306	116,0%	161,6%	187,4%	111,0%
ŁÓDZKIE	0,164	0,164	0,179	0,194	0,230	0,274	0,308	118,4%	158,8%	188,0%	111,1%
MAŁOPOLSKIE	0,383	0,396	0,426	0,459	0,548	0,583	0,568	119,9%	123,6%	148,2%	106,8%
MAZOWIECKIE	0,270	0,267	0,306	0,344	0,419	0,473	0,518	127,5%	150,4%	191,7%	111,5%
OPOLSKIE	0,086	0,089	0,119	0,120	0,141	0,168	0,205	139,5%	171,5%	239,3%	115,6%
PODKARPACKIE	0,095	0,109	0,118	0,155	0,160	0,195	0,195	161,9%	126,1%	204,1%	112,6%
PODLASKIE	0,094	0,091	0,114	0,132	0,167	0,211	0,207	140,6%	156,7%	220,4%	114,1%
POMORSKIE	0,320	0,326	0,333	0,349	0,399	0,445	0,446	109,1%	127,8%	139,4%	105,7%
ŚLĄSKIE	0,269	0,285	0,313	0,371	0,421	0,436	0,458	138,0%	123,3%	170,2%	109,3%
ŚWIĘTOKRZYSKIE	0,128	0,134	0,153	0,154	0,217	0,305	0,303	120,4%	196,4%	236,5%	115,4%
WARMIŃSKO-MAZURSKIE	0,189	0,215	0,215	0,216	0,273	0,282	0,287	114,2%	133,0%	152,0%	107,2%
WIELKOPOLSKIE	0,154	0,173	0,196	0,181	0,233	0,254	0,291	117,8%	160,5%	189,1%	111,2%
ZACHODNIOPOMORSKIE	0,578	0,633	0,633	0,653	0,683	0,705	0,731	113,1%	111,9%	126,6%	104,0%
Średnia	0,217	0,228	0,245	0,262	0,308	0,344	0,362	120,8%	138,1%	166,9%	108,9%
Odchylenie	0,126	0,134	0,133	0,141	0,149	0,148	0,147	112,2%	104,0%	116,7%	102,6%
Wsp. zmienności	58,0%	58,9%	54,4%	53,8%	48,4%	43,0%	40,5%	92,8%	75,3%	69,9%	94,2%

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own research.

Tabela 4. Ranking województw w latach 2002–2008

Table 4. Ranking of voivodships within 2002–2008

Województwo	Pozycja w rankingu (wg wsk. MUZ)							Pozycja w rankingu (wg wsk. RMM)						
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
DOLNOŚLĄSKIE	4	5	5	6	6	5	6	6	6	6	6	6	6	6
KUJAWSKO-POMORSKIE	7	8	7	7	7	7	7	7	8	7	7	7	7	7
LUBELSKIE	13	13	13	15	15	15	14	13	13	13	15	15	15	15
LUBUSKIE	9	9	10	9	9	10	8	10	9	10	10	9	10	9
ŁÓDZKIE	11	11	11	11	11	11	9	9	11	11	9	11	11	8
MAŁOPOLSKIE	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
MAZOWIECKIE	6	6	6	5	3	3	3	4	5	5	5	4	3	3
OPOLSKIE	16	15	16	16	16	16	13	16	16	14	16	16	16	14
PODKARPACKIE	15	14	15	13	14	14	16	14	14	15	12	14	14	16
PODLASKIE	14	16	14	14	13	13	15	15	15	16	14	13	13	13
POMORSKIE	3	3	3	3	4	4	4	3	3	3	4	5	4	5
ŚLĄSKIE	5	4	4	4	5	6	5	5	4	4	3	3	5	4
ŚWIĘTOKRZYSKIE	12	12	12	12	12	9	12	12	12	12	13	12	8	10
WARMIŃSKO-MAZURSKIE	8	7	8	8	8	8	11	8	7	8	8	8	9	12
WIELKOPOLSKIE	10	10	9	10	10	12	10	11	10	9	11	10	12	11
ZACHODNIOPOMORSKIE	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own research.

W tabeli 5 podano grupowanie według metody E. Nowaka polskich województw w latach 2002–2008, w zależności od zastosowanej metody.

Tabela 5. Klasyfikacje województw w latach 2002–2008

Table 5. Classifications of voivodships within 2002–2008

Województwo	Grupowanie według wartości wskaźnika - MUZ								Grupowanie według wartości wskaźnika - RMM																					
	2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008			
	G1	G2	G1	G2	G1	G2	G1	G2	G1	G2	G1	G2	G1	G2	G1	G2	G1	G2	G1	G2	G1	G2	G1	G2	G1	G2	G1	G2		
DOLNOŚLĄSKIE	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2		
KUJAWSKO-POMORSKIE	3	3	4	3	4	3	3	3	3	3	3	3	2	4	3	4	3	4	3	4	3	3	3	3	3	3	3	3		
LUBELSKIE	4	3	4	3	4	3	4	4	4	4	4	4	4	4	3	4	3	4	3	4	3	4	4	4	4	4	4	4		
LUBUSKIE	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3		
ŁÓDZKIE	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3		
MAŁOPOLSKIE	2	1	2	1	2	1	2	1	1	1	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	1	1	1	1	1	1	2	1	
MAZOWIECKIE	3	2	3	2	3	2	3	2	2	2	2	2	2	2	3	2	3	2	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	
OPOLSKIE	4	4	4	4	4	3	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	
PODKARPACKIE	4	4	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	4	
PODLASKIE	4	3	4	4	4	3	4	3	4	3	4	3	4	4	4	3	4	4	4	4	3	4	3	4	3	4	3	4	4	
POMORSKIE	3	2	3	2	3	2	3	2	2	2	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	2	2	3	2	
ŚLĄSKIE	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	2	2	3	2	3	2
ŚWIĘTOKRZYSKIE	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	3	3	3	4	3	
WARMIŃSKO-MAZURSKIE	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3
WIELKOPOLSKIE	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3	4	3
ZACHODNIOPOMORSKIE	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own research.

Wartości wskaźników zamieszczone w tabelach 2 i 3 zgodnie pokazują, że kondycja turystyki w Polsce w rozważanym latach 2002–2008 poprawiła się. Średni poziom stanu turystyki (jako średnia w danym roku z 16 województw) wzrósł w ciągu tego okresu o blisko 70%, co daje średnioroczny wzrost o około 9% (por. tab. 2 i 3). Warto jednak zauważyć, że przyrost ten w latach 2005–2008 był wyraźnie większy niż w latach 2002–2005. Wyniki te świadczą o tym, iż wejście Polski do Unii Europejskiej wpłynęło korzystnie na kondycję polskiego sektora usług turystycznych.

W ujęciu regionalnym zmiany te nie są równomierne. Regionalne zróżnicowanie województw w danym roku, mierzone współczynnikiem zmienności, wyraźnie się zmniejsza, wykazując spadek o około 16%. Przyczyną tego zjawiska jest fakt, że województwa o wyższym wyjściowym (2002 rok) poziomie wskaźnika syntetycznego (np. zachodniopomorskie, pomorskie, małopolskie) mają niższe tempo wzrostu niż województwa o niższym wyjściowym poziomie tego wskaźnika (np. podlaskie, podkarpackie). Mimo opisanego wyżej zjawiska, wskaźnik zmienności za 2008 rok kształtuje się na poziomie powyżej 40%, co wskazuje na duże zróżnicowanie regionalne.

Tabela 4 prezentuje rankingi województw według wartości otrzymanych za pomocą rozważanych metod. Wynika z nich, że kolejności województw są bardzo stabilne, a zmiany w rozważanym okresie są minimalne. Warto jednak zauważyć, że tendencja zmian pozycji województwa mazowieckiego jest rosnąca, a województwa pomorskiego malejąca.

Wyniki grupowania zamieszczone w tabeli 5 wskazują dobitnie na duże dysproporcje wartości wskaźnika syntetycznego w ujęciu regionalnym. Metoda grupowania G1 (bardziej autorytatywna przy podziale wartości miernika syntetycznego) pokazuje, iż przez cały rozważany okres w skład grupy pierwszej wchodziło województwo zachodniopomorskie, natomiast w 2002 roku grupa druga zawierająca tylko województwo małopolskie w ostatnich latach powiększyła się o województwo mazowieckie. Pozostałe województwa przez cały rozważany okres należały do grup trzeciej i czwartej, praktycznie bez większych zmian.

Metoda grupowania G2 jest bardziej wrażliwa na zróżnicowanie wewnętrzne między województwami, czyli mniejsze zmiany wartości miernika syntetycznego powodują przemieszczenie między grupami. Na ogół do grupy pierwszej należą województwa zachodniopomorskie i małopolskie, a do grupy drugiej dolnośląskie, mazowieckie, pomorskie i śląskie. Metoda ta również wskazuje na awans województwa mazowieckiego, które zostało zaliczone do grupy pierwszej w 2008 roku. Województwa podkarpackie i podlaskie w tym samym roku spadły z klasy trzeciej do czwartej.

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Przeprowadzone badania wykazały poprawę poziomu gospodarki turystycznej w Polsce (na podstawie 6 wybranych stymulant) i umożliwiają przedstawienie następującego jej wizerunku:

1. Średni poziom stanu gospodarki (jako średnia wartości wskaźnika syntetycznego w danym roku z 16 województw) wzrósł w ciągu badanego okresu o blisko 70%, co daje średnioroczny wzrost o około 9%.
2. Średni przyrost poziomu gospodarki w latach 2005–2008 był wyraźnie większy niż w latach 2002–2005 i wyniósł odpowiednio 21 i 37%.
3. W ujęciu regionalnym (16 województw) poziom gospodarki jest mocno zróżnicowany, a jego zróżnicowanie mierzone współczynnikiem zmienności wyniosło w 2008 roku ponad 40%. Zróżnicowanie województw w badanym okresie wyraźnie się zmniejszało, wykazując spadek o około 16%, jednakże zmiany nie były równomierne. W okresach 2002–2005 i 2005–2008 spadki wyniosły odpowiednio w przybliżeniu 4 i 12%.

4. Zarówno obserwacje dynamiki zmian wskaźnika syntetycznego, jak i poszczególnych stymulant (które posłużyły do jego konstrukcji) upoważniają do stwierdzenia, że wejście Polski do UE wyraźnie wpłynęło na poprawę poziomu gospodarki turystycznej, ale bez dalszego wsparcia (modyfikacja prawa, inwestycje w infrastrukturę) poziom gospodarki turystycznej pozostanie nadal mocno zróżnicowany regionalnie, a jej poziom przestanie już tak szybko rosnąć.

Zaproponowane techniki budowy wskaźników syntetycznych i metody analizy danych wielowymiarowych mogą być wykorzystane (m.in. z uwagi na łatwą wizualizację danych wielowymiarowych) do szerszych badań dotyczących poziomu gospodarki turystycznej (w szczególności do określenia czynników, które najbardziej wpływają na zmianę jej poziomu, przyczyn tak dużego zróżnicowania regionalnego itp.).

PIŚMIENNICTWO

- Alkorn J., 2001. Marketing w turystyce. PWN, Warszawa.
- Binderman A., 2006. Klasyfikacja danych na podstawie dwóch wzorców. *Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, z. 60, 25–34.
- Binderman A., 2008. Zastosowanie liniowej i nieliniowej funkcji użyteczności do badania poziomu rolnictwa w Polsce. *MIBE IX*. Wyd. SGGW, Warszawa, 29–38.
- Binderman Z., 2009. Ocena regionalnego zróżnicowania kultury i turystyki w Polsce w 2007 roku. *Roczniki Wydziału Nauk Humanistycznych SGGW*, T. XII, 335–351.
- Binderman Z., 2009a. Syntetyczne mierniki elastyczności przedsiębiorstw. *Kwartalnik Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego*, 247–260.
- Binderman Z., 2010a. Zjawisko niedosytu w polu preferencji, indukowane przez miernik dwuwzorcowy. *MIBE XI* (praca przyjęta do druku).
- Binderman Z., Borkowski B., Szczesny W., 2008. O pewnej metodzie porządkowania obiektów na przykładzie regionalnego zróżnicowania rolnictwa. *MIBE IX*, Wyd. SGGW, Warszawa 39–48.
- Binderman Z., Borkowski B., Szczesny W., 2009a. Tendencies in changes of regional differentiation of farms structure and area. *Quantitative methods in regional and sectoral analysis*, sc. ed. Witkowska D., Łatuszyńska M. US, Szczecin, 33–50.
- Binderman Z., Borkowski B., Szczesny W., 2009b. O pewnych metodach porządkowych w analizie polskiego rolnictwa wykorzystujących funkcje użyteczności. *Roczniki Nauk Rolniczych PAN, Seria G, Ekonomika Rolnictwa*, T. 96, z. 2, 77–90.
- Binderman Z., Borkowski B., Szczesny W., 2010a. The tendencies in regional differentiation changes of agricultural production structure in Poland. *Quantitative methods in regional and sectoral analysis*. US, Szczecin, 67–103.
- Binderman Z., Borkowski B., Szczesny W., 2010b. Radarowe Mierniki Zgodności Struktur. *MIBE XI* (praca przyjęta do druku).
- Binderman Z., Szczesny W., 2009. Arrange methods of tradesmen of software with a help of graphic representations. *CASTR, Siedlce, WSFIZ*, 117–131.
- Blakely E.J., 1989. *Planning Local Economic Development. Theory and Sage Publication*. London-New Delhi.
- Borkowski B., Szczesny W., 2002. The method of the taxonomic in investigations the spatial differentiation of agriculture, *RNR, Series G*, T. 89, 42.
- Cieślak M., 1974. *Modele zapotrzebowania na kadry kwalifikowane*. PWN, Warszawa.
- Gatnar E., 1998. *Symboliczne metody klasyfikacji danych*. PWN, Warszawa.

- Gatnar E., Wywiół J., 2007. Wykorzystanie metod grupowania danych do wspomagania prac nad podziałem administracyjnym. *Taksonomia* 5, AE, Wrocław.
- Gorzela G., 1989. Reforma ekonomiczna w Polsce na tle rozwoju regionalnego, *Ekonomista*.
- Hellwig Z., 1968. Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę kwalifikowanych kadr, *Przegląd Statystyczny*, z. 4.
- Isard W., 1965. *Metody analizy regionalnej*. PWN, Warszawa.
- Jackson D.M., 1970: The stability of classifications of binary attribute data, Technical Report 70-65, Cornell University, 1–13.
- Kudłacz T., 1999. *Programowanie rozwoju regionalnego*. PWN, Warszawa, 15.
- 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.
- Marszałkiewicz T., 1965. *Statystyka teoretyczna*. PWN, Warszawa.
- Michalski T., 1999. *Statystyka*. WSiP, Warszawa.
- Młodak A., 2006. *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa.
- Nowak E., 1990. *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*. PWE, Warszawa.
- Opalio M., 1972. *Mierniki rozwoju regionów*, PWE, 120.
- Panek E., 2000. *Ekonomia matematyczna*. AE Poznań.
- Rocznik Statystyczny Województw 2005 r., ..., 2009 r.* GUS, Warszawa.
- Turystyka w 2003 r., ..., 2008 r.* GUS, Warszawa.
- Zeliaś A., 2000. *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*. AE Kraków.

REGIONAL DIFFERENTIATION OF POLISH TOURISM ECONOMY WITHIN 2002–2008

Abstract. Conducted research has shown an improvement in the level of tourism availability in Poland during the studied period. An average level of tourism (defined as an annual average from 16 voivodeships) rose during the studied period by nearly 70%, which gives an average annual growth of 9%. It is worth to note that this growth was significantly larger during 2005–2008 than during 2002–2005. In a regional perspective those changes are not uniform. Regional differentiation of voivodeships during a given year, measured by a coefficient of variation, decreased visibly by 16%. Radar methods employed in the research turned out to be very useful in the analysis of the studied phenomenon. Radar methods, modified by the authors, can be employed on a wider scale, for example, because of, easy multidimensional data visualization. In the next stage we anticipate the creation of an user friendly computer package.

Key words: synthetic measures, cluster analysis, tourism economy

Zaakceptowano do druku – Accepted for print 01.10.2010