

Elżbieta ANTCZAK

Przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju

Zgodnie z prawem analiz przestrzennych W. R. Toblera *wszystko jest powiązane ze sobą, ale bliższe obiekty są bardziej zależne od siebie niż odległe*¹. Charakter i wielkość analizowanych cech statystycznych są efektem nie tylko upływu czasu i struktury gospodarki, ale i uwarunkowań geograficznych poszczególnych obiektów (położenia danej jednostki i jej sąsiedztwa z innymi regionami). Przestrzeń nie składa się z izolowanych jednostek. Interakcje przestrzenne wpływają na rozwój regionów bezpośrednio i pośrednio ze sobą sąsiadujących.

Dotychczas aspekt przestrzeni (w postaci macierzy wag przestrzennych) nie był uwzględniony w żadnej formule taksonomicznego miernika rozwoju (Cieślak, 1974; Bartosiewicz, 1976; Strahl, 1978; Zeliaś, Malina, 1997). W artykule przedstawiono propozycję konstrukcji przestrzennej syntetycznej miary rozwoju. Modyfikacja klasycznego miernika polegała na aplikacji elementów macierzy wag przestrzennych do formuły taksonomicznego miernika rozwoju Hellwiga (Hellwig, 1968). Następnie proponowany miernik zastosowano w badaniu zrównoważonego rozwoju województw w wybranych latach 2000 i 2010. Dokonano porównania, interpretacji i weryfikacji poprawności merytorycznej otrzymanych wyników.

TAKSONOMICZNY MIERNIK ROZWOJU HELLWIGA

Opracowana przez Hellwiga w 1968 r. formuła kompleksowego miernika rozwoju jest wielkością syntetyczną, wypadkową wszystkich uwzględnionych cech określających jednostki badanej zbiorowości i opisujących dane zjawisko. Na podstawie obliczonych wartości miary wyodrębnia się grupy typologiczne obejmujące obiekty o podobnym poziomie rozwoju badanego zjawiska. Na podstawie teorii ekonomicznych sporządzana jest lista potencjalnych zmiennych cech statystycznych opisujących analizowane zjawisko. W następnym kroku zbiór proponowanych zmiennych diagnostycznych jest redukowany za pomocą metod formalnych polegających m.in. na weryfikacji ich właściwości statystycznych (np. wartości współczynnika zmienności, Ve)².

¹ Tobler W. R. (1970), s. 234—240.

² Zmienna zostaje włączona do analizy dla $Ve > 10\%$.

Ze względu na kierunek ich oddziaływania na sytuację obiektu w kontekście danego zjawiska zmienne diagnostyczne dzieli się na stymulanty, destymulanty i nominanty. Zmienne diagnostyczne mają zazwyczaj różne miana, różny zakres zmienności, co uniemożliwia ich bezpośrednie porównanie. Zatem sprowadza się je do porównywalnych form stosując różne metody normalizacji, unitaryzacji czy standaryzacji (Malina, 2004).

W opracowaniu dokonano modyfikacji taksonomicznego miernika rozwoju Hellwiga po przeprowadzeniu standaryzacji zmiennych według wzoru:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad (1)^3$$

dla i -tej jednostki terytorialnej (obiektu), gdzie $i = 1, 2, \dots, n$ oraz j -tej zmiennej (wartości cechy), gdzie $j = 1, 2, \dots, m$, $\bar{x}_j$ — jej średnia arytmetyczna.

Zgodnie z założeniem Hellwiga konstrukcję miernika najpowszechniej opierano na odległości euklidesowej obiektów od wzorca rozwojowego, tj. $\varphi_j = \varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_m$:

$$d_i = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - \varphi_j)^2} \quad (2)$$

dla $i = 1, 2, \dots, n$, gdzie $\varphi_j = \max_{i=1, 2, \dots, n} z_{ij}$, $j = 1, 2, \dots, m$, dla cech o własnościach stymulant oraz $\varphi_j = \min_{i=1, 2, \dots, n} z_{ij}$ dla cech o własnościach destymulant⁴. Następnie docelową wartość miar rozwoju wyznacza się na podstawie wzoru:

$$\mu_i = 1 - \frac{d_i}{d_-} \quad (3)$$

dla $i = 1, 2, \dots, n$, gdzie d_- — krytyczna (graniczna) odległość danej jednostki od wzorca, obliczanej według wzoru:

³ Często postulowaną właściwością taksonomicznych mierników rozwoju jest możliwie duża zmienność oraz ich wysoka korelacja z cechami wyjściowymi, np. Pisz Z., Kuropka I. (2007), s. 25—43.

⁴ Nominanty należy przekształcić w stymulanty lub destymulanty stosując jedną ze znanych literaturze przedmiotu formuł transformacji (Młodak, 2006).

$$d_- = \bar{d} + 2s_d \quad (4)$$

gdzie:

$\bar{d}$ — średnia arytmetyczna wektora $d = (d_1, d_2, \dots, d_n)$,

S_d — odchylenie standardowe wektora d ⁵.

Wyższa wartość miernika, który przyjmuje zazwyczaj wielkości mieszczące się w przedziale $\langle 0, 1 \rangle$ świadczy o lepszym poziomie rozwoju danego obiektu (kraju, regionu, województwa itp.) w danym kontekście. Obiekty można następnie porządkować według wartości miernika (np. w porządku nierosnącym), wyznaczając w ten sposób obiekt o najwyższym poziomie analizowanego zjawiska (z najwyższą wartością miary), który można uznać za empiryczny wzorzec rozwoju, jednostkę o niższym poziomie zjawiska (najniższej wartości miernika) — empiryczny antywzorzec rozwoju oraz obiekty przestrzenne znajdujące się pomiędzy wzorcem i antywzorcem rozwoju (w odróżnieniu od najczęściej sztucznie wyznaczanego wzorca ze wzoru (2)).

PRZESTRZENNY TAKSONOMICZNY MIERNIK ROZWOJU

Od 1968 r. dokonano licznych modyfikacji formuły klasycznego miernika rozwoju. Ponadto pojawiło się wiele propozycji analogicznych miar (Cieślak, 1974; Bartosiewicz, 1976; Zeliaś, Malina, 1997; Strahl, 2006). Spostrzeżenia dotyczące różnic w ich konstrukcji dotyczyły głównie:

- doprowadzania różnoimiennych zmiennych do porównywalności (wybór formuły normalizacyjnej),
- sposobu uwzględniania cech w postaci stymulant, destymulant i nominat,
- wskazywania obiektu—wzorca,
- postaci, konstrukcji i własności miary,
- sposobów konstrukcji i uwzględniania dystansu od par obserwacji,
- wżenia odległości⁶.

Jednakże, jak dotychczas aspekt przestrzeni (w postaci macierzy wag przestrzennych) nie był uwzględniony w formule prezentowanego klasycznego miernika rozwoju.

W analizach przestrzennych, szczególnie z zakresu geostatystyki, statystyki i ekonometrii przestrzennej, mamy do czynienia z pojęciem tzw. zmiennej zregionalizowanej (zlokalizowanej przestrzennie). Wartość zmiennej związana jest z jej położeniem przestrzennym. Istotnymi cechami zmiennej zregionalizowanej są losowość, struktura i korelacje przestrzenne. Oznacza to, że na

⁵ Młodak A. (2006), s. 124.

⁶ Krakowiak-Bal A. (2005), s. 71—82.

jej wartość mają również wpływ wielkości zmiennych z jej otoczenia (istotność interakcji przestrzennych). Wynika to z faktu, że obiekty przestrzenne (kraje, regiony, województwa) nie są izolowane w przestrzeni i mogą podlegać wpływom innych jednostek (prawo Toblera). Konsekwencją tego może być przestrzenne grupowanie się o podobnej wartości zmiennych (autokorelacja dodatnia) bądź ich dyspersja (autokorelacja ujemna). Ponadto, w odróżnieniu od jednokierunkowych zależności obserwowanych w przypadku szeregów czasowych, dla danych przestrzennych zależności te są z reguły wielokierunkowe.

Do badania występowania zjawiska autokorelacji przestrzennej dla całego obszaru, jak i poszczególnych jednostek, stosuje się odpowiednią statystykę globalną i lokalną, np. statystykę Morana I (5)⁷:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\mathbf{z}^T \mathbf{W} \mathbf{z}}{\mathbf{z}^T \mathbf{z}} \quad (5)$$

gdzie:

n — liczba obserwacji;

x_i, x_j — wartości zmiennej x w lokalizacjach i i j ;

$\bar{x}$ — średnia wartość obserwacji x_i ;

w_{ij} — elementy przestrzennej macierzy wag $\mathbf{W}$;

$\mathbf{z}$ — wektor, który przyjmuje postać: $\mathbf{z} = \begin{bmatrix} z_1 \\ z_2 \\ \dots \\ z_n \end{bmatrix}$, gdzie $z_i = x_i - \bar{x}$.

Statystyka Morana I jest ważonym współczynnikiem korelacji służącym do wykrywania odchyleń w losowym rozkładzie zmiennej w sensie przestrzennym. Odpowiednie wartości statystyki wskazują, czy sąsiadujące ze sobą obszary są bardziej do siebie podobne niż wynikałoby ze stochastycznego charakteru badanego zjawiska. Poprzez sumowanie korelacji pomiędzy wszystkimi punktami i mnożenie ich przez odpowiednie wagi statystyka Morana I pokazuje trafność doboru macierzy $\mathbf{W}$. Macierze zależności przestrzennych mierzą i odzwiercied-

⁷ Istnieją również inne statystyki wykorzystywane do badania istnienia autokorelacji przestrzennej. Więcej na ten temat można znaleźć w pracach: Suchecki B. (2010), s. 131—141; Moran P. A. P. (1950), s. 17—23; Overmars i in. (2003), s. 164.

lają powiązania, struktury przestrzenne, siłę interakcji między obiektami i bliskość obserwacji⁸. Macierze wag powstają przez standaryzację wierszami do jedności, co oznacza, że dla każdego wiersza i zachodzi zależność $\sum_j w_{ij} = 1$.

Powszechnie stosuje się standaryzację polegającą na przyjęciu, że element w_{ij} wynosi $1/n$ dla każdego $j = 1, 2, \dots, m$; $j \neq i$ oraz $w_{ij} = 0$, gdy region i ma n sąsiadów, $i = 1, 2, \dots, m$.

Jak ujmuje to Suhecki⁹ — *Elementy macierzy odległości (macierzy dystansu) są liczbami całkowitymi i dodatnimi. Taka reprezentacja interakcji pomiędzy obserwacjami przestrzennymi jest więc podobna do zastosowania opóźnień w analizie szeregów czasowych. Prosta definicja sąsiedztwa oraz analogia koncepcji sąsiedztwa i opóźnień czasowych wyjaśnia jej częste zastosowanie w statystyce przestrzennej*. Jeżeli w macierzy duża waga odpowiada dużej rzeczywistej korelacji, to wartość statystyki Morana I jest wysoka. Jeżeli sąsiadujące obiekty przestrzenne (kraje, regiony, województwa, powiaty) są do siebie podobne, czyli tworzą klastry, wartość statystyki jest dodatnia. Gdy obiekty są różne (ich układ w przestrzeni jest regularny i nie tworzą skupień), wartość statystyki jest ujemna. W przypadku gdy korelacja między sąsiadującymi wielkościami nie występuje, wówczas wartość oczekiwana jest bliska zeru (jest to szczególnie widoczne wraz ze wzrostem liczby obserwacji). Wartość statystyki Morana I należy do przedziału $\langle -1, 1 \rangle$. Zazwyczaj osiąga ona wartości mniejsze od ± 1 . W celu weryfikacji hipotez dotyczących występowania autokorelacji przestrzennej (H_0 — obserwowane wartości zmiennej są rozmieszczone w sposób losowy, zatem pomiędzy poszczególnymi lokalizacjami nie występuje autokorelacja przestrzenna; H_1 — autokorelacja przestrzenna występuje) przeprowadza się tzw. testy randomizacji¹⁰.

W literaturze brakuje formuły miernika, która uwzględniłaby wpływ zależności przestrzennych zachodzących pomiędzy badanymi jednostkami. W artykule przedstawiono propozycję przestrzennego miernika rozwoju umożliwiającego prowadzenie analiz symultanicznie w trzech wymiarach: czasu, przekroju i przestrzeni.

Badania nad przestrzenną modyfikacją klasycznej miary taksonomicznej można prowadzić w dwóch kierunkach: eksploracyjnej analizy danych przestrzennych (ważenia odległości elementami różnych macierzy wag przestrzennych oraz statystycznej, formalnej weryfikacji istnienia zależności przestrzennych) i/lub w kierunku modelowania przestrzennego (aplikacja obrazów przestrzennych poszczególnych zmiennych, łączenie klasycznych miar z miarami uwzględniającymi interakcje przestrzenne). W niniejszym opracowaniu wpływ zależności międzyregionalnych uwzględniono w postaci przestrzennych obrazów zmiennych.

⁸ Więcej na temat macierzy wag przestrzennych można znaleźć w pracach: Suhecki B. (2010), rozdział 4.3; Kopczewska K. (2006), s. 56; Cliff A. D., Ord J. K. (1981);

⁹ Suhecki B. (2010), s. 30.

¹⁰ O algorytmie testu, zob. np. w pracach: Anselin L., Bera A. (1998); Le Gallo I., Ertur C. (2003).

Główną przesłanką konstrukcji przestrzennych miar rozwoju jest istnienie zależności przestrzennych między badanymi obiektami. Weryfikacji występowania autokorelacji przestrzennej dokonuje się np. na podstawie opisanej statystyki Morana *I*. Zatem do zbioru zmiennych diagnostycznych włączane są wszystkie zmienne, które:

- spełniają założenie o wartości współczynnika zmienności (tabl. 1),
- charakteryzują się istotną statystycznie autokorelacją przestrzenną (wstępna weryfikacja występowania istotnych zależności międzyregionalnych dla poszczególnych zmiennych i wszystkich okresów badania, tabl. 2),
- oraz te, które nie wykazują cech charakteru przestrzennego (tabl. 1 i 2).

Uzyskana wartość miar jest wypadkową poziomów zmiennych opisujących dane zjawisko oraz faktu występowania interakcji przestrzennych zachodzących między regionami.

Zbiór zmiennych stanowią:

- a) takie, które cechuje przestrzenność¹¹ ($x_{ij}^* = \mathbf{W}x_{ij}$, gdzie $\mathbf{W}$ — przyjęta macierz wag przestrzennych¹²) i nieprzestrzenność (x_{ij}), wówczas:

$$z_{ij}^* = \frac{x_{ij}^* - \bar{x}_j^*}{s_j^*} \quad (6)$$

oraz

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad (7)$$

Następnie:

$$d_{spi}^* = \begin{cases} \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij}^* - \phi_j^*)^2} \\ i \\ \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - \phi_j)^2} \end{cases} \quad (8)$$

¹¹ Zmienna przestrzenna charakteryzuje się istotną statystycznie autokorelacją przestrzenną (po wcześniejszej formalnej weryfikacji np. statystyką Morana *I*) według przyjętej macierzy wag przestrzennych.

¹² Przestrzenna macierz wag jest najczęściej tablicą o wymiarach $n \times n$ oznaczaną jako $\mathbf{W}$. Najpowszechniej stosowaną macierzą jest binarna macierz sąsiedztwa pierwszego rzędu. Wartość „1” oznacza, że regiony mają wspólną granicę (bezpośrednio sąsiadują ze sobą), gdy „0” — obiekty nie mają wspólnej granicy, np. Suchecki B. (2010).

$$d_{spi-}^* = \bar{d}_{sp}^* + 2s_{spd}^* \quad (9)$$

$$\mu_{spi}^* = 1 - \frac{d_{spi}^*}{d_{spi-}^*} \quad (10)$$

lub

- b) jedynie przestrzenne obrazy zmiennych (czyli takie zmienne, które charakteryzują się przestrzennymi właściwościami $x_{ij}^* = \mathbf{W}x_{ij}$), dla których stosuje się wzór (6) i górną opcję wzoru (8), tj.:

$$d_{spi}^* = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij}^* - \phi_j^*)^2} \quad (11)$$

miary rozwoju należy obliczyć według formuł: (9), (10) lub

- c) gdy w zbiorze zmiennych (po wcześniejszym przetestowaniu występowania zależności przestrzennych pomiędzy jednostkami) nie ma determinant o charakterze przestrzennym, wówczas miernik (klasyczny) liczy się kolejno według wzorów (1)—(4).

Ostatecznie konstruowany jest jeden miernik rozwoju. Po sformułowaniu problemu, określeniu tematu badawczego i wyborze cech statystycznych opisujących analizowane zjawisko miara syntetyczna jest liczona na podstawie proponowanego jednego wariantu miernika a), b) lub c). Wybrane do analizy determinanty testowane są pod kątem występowania istotnej statystycznie autokorelacji przestrzennej. Jeżeli w zbiorze zmiennych znajdują się takie, które wykazują przestrzenny charakter (to znaczy, gdy wartość statystyki np. Morana I jest istotna statystycznie na przyjętym przez badacza poziomie istotności) i takie, które nie przejawiają przestrzennych własności, miernik rozwoju konstruowany jest na podstawie formuły (1). Gdy w zbiorze zmiennych są tylko takie, które wykazują istotne zależności przestrzenne, wówczas miernik jest liczony zgodnie z formułą (2), natomiast brak zmiennych przestrzennych oznacza wybór tradycyjnego sposobu konstrukcji miary (1)—(4).

Wartości miar przestrzennych również mieszczą się w przedziale $\langle 0, 1 \rangle$. Oznacza to, że dany obiekt znajduje się bliżej wzorca pod względem poziomu badanego zjawiska im wartość miernika rozwoju jest wyższa (bliższa bądź równa 1).

W dalszej części publikacji wyznaczono syntetyczne klasyczne i przestrzenne taksonomiczne mierniki opisujące poziom zrównoważonego rozwoju województw Polski w latach 2000 i 2010. Na podstawie wartości miar rozwoju uszeregowano województwa — im wyższa wartość miernika, tym poziom rozwoju w danym województwie wyższy.

APLIKACJA PRZESTRZENNYCH MIERNIKÓW ROZWOJU DO BADANIA POZIOMU ZRÓWNOWAŻONEGO ROZWOJU W POLSCE

Składowymi miernika były zmienne diagnostyczne przedstawione w tabl. 1.

TABL. 1. WSKAŹNIKI ROZWOJU WEDŁUG DESTYMULANT I STYMULANT^a

Wskaźniki	$\bar{x}$		<i>Se</i>		<i>V_e</i> w %	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Destymulanty						
Emisja dwutlenku siarki z zakładów szczególnie uciążliwych w tys. ton/km ² (<i>SO₂</i>)	3,55	1,78	4,1	1,95	114	110
Emisja dwutlenku węgla z zakładów szczególnie uciążliwych w tys. ton/km ² (<i>CO₂</i>)	750	795,2	768	884,7	102	111
Zużycie wody na potrzeby gospodarki narodowej i ludności w dam ³ /mieszkańca (<i>ZW</i>)	0,27	0,27	0,29	0,32	107	118
Liczba samochodów osobowych/1000 ludności (<i>SAM</i>)	232	443,6	39	45	17	10
Zgony niemowląt/1000 urodzeń żywych (<i>ZN</i>)	8	5	1	0,6	13	13
Stopa bezrobocia rejestrowanego ogółem w % (<i>BEZ</i>)	14,2	13,6	3,4	3,1	24	23
Stymulanty						
Ludność korzystająca z oczyszczalni ścieków jako % ogólnej liczby ludności (<i>KOS</i>)	54,4	66	10,1	9,43	19	14
Studenci szkół wyższych/10 tys. ludności (<i>ST</i>)	431	444	84	102	20	23
Przyrost naturalny ogółem w liczbie osób (<i>PN</i>)	645	2176	3967	4106	615	189
Produkt krajowy brutto w zł/mieszkańca (<i>PKB</i>)	18053	32726	3885	25	22	25
Lekarze pracujący ogółem/1000 mieszkańców (<i>LEK</i>)	2,13	2	0,40	0,28	19	14
Parki spacerowo-wypoczynkowe w ha/mieszkańca (<i>PAR</i>)	0,0004	0,0005	0,0002	0,0002	44	47
Tereny zieleni osiedlowej w ha/mieszkańca (<i>ZO</i>)	0,0001	0,00011	0,0001	0,00004	38	32

^a Miary sprzyjające i niesprzyjające ekologicznemu rozwojowi regionów zostały wybrane i pogrupowane na stymulanty i destymulanty zgodnie z założeniami zrównoważonego rozwoju regionów (lokalna Agenda 21).

Źródło: opracowanie własne na podstawie pracy Wiszniewska E. (2008).

Selekcji zmiennych dokonano na podstawie przesłanek merytorycznych¹³. O docelowym zbiorze cech zadecydowały wartości współczynników zmienności (w analizie uwzględniono te zmienne, w przypadku których wartość współczyn-

¹³ Listę zmiennych opisujących zrównoważony rozwój (dodatkowo z podziałem na łady) można znaleźć w pracy Borys T. (2005).

nika przekraczała 10%). W rezultacie wybrano siedem zmiennych o charakterze stymulant i sześć będących destymulantami (tabl. 1). Każdą z nich następnie przetestowano pod kątem występowania zależności przestrzennych (dla każdego roku analizy). Uzyskano istotną statystycznie wartość statystyki Morana *I* dla wybranych zmiennych diagnostycznych (tabl. 2).

TABL. 2. WARTOŚCI STATYSTYKI MORANA *I* WEDŁUG WSKAŹNIKÓW ROZWOJU^a

Wskaźniki	Macierz sąsiedztwa							
	I rzędu		II rzędu		I rzędu		II rzędu	
	wartość statystyki Morana <i>I</i>	<i>p-value</i>	wartość statystyki Morana <i>I</i>	<i>p-value</i>	wartość statystyki Morana <i>I</i>	<i>p-value</i>	wartość statystyki Morana <i>I</i>	<i>p-value</i>
	2000				2010			
<i>SO₂</i>	0,22	0,034**	0,18	0,03**	0,05	0,12	−0,06	0,54
<i>CO₂</i>	0,39	0,003***	0,58	0,001***	0,15	0,02**	0,15	0,04**
<i>KOS</i>	0,18	0,05**	0,34	0,004***	0,31	0,001***	0,24	0,03**
<i>SAM</i>	−0,13	0,36	−0,06	0,55	0,01	0,17	−0,05	0,61
<i>ZW</i>	−0,16	0,28	−0,19	0,13	−0,15	0,18	−0,16	0,24
<i>ZN</i>	−0,21	0,16	−0,18	0,17	−0,12	0,38	−0,09	0,47
<i>ST</i>	−0,26	0,04**	−0,20	0,15	−0,24	0,001***	−0,17	0,21
<i>PN</i>	0,16	0,06*	−0,18	0,18	−0,14	0,26	−0,09	0,46
<i>PKB</i>	−0,17	0,23	−0,16	0,22	−0,19	0,04**	−0,15	0,21
<i>BEZ</i>	−0,08	0,50	0,04	0,19	−0,13	0,28	−0,09	0,45
<i>LEK</i>	−0,10	0,44	−0,23	0,08*	−0,01	0,32	−0,23	0,08*
<i>PAR</i>	0,19	0,05**	−0,001	0,72	0,34	0,001***	0,11	0,12
<i>ZO</i>	−0,09	0,47	−0,21	0,09*	−0,15	0,21	−0,22	0,09*

^a Sposób interpretacji wartości statystyki Morana *I* (globalnych i lokalnych) szczegółowo omówiono w publikacji Antczak E. (2012).

U w a g a. *p-value* ≤ 0,01***, *p-value* ≤ 0,05**, *p-value* ≤ 0,1*; statystykę policzono dla przestrzennych macierzy wag sąsiedztwa I i II rzędu (tabl. 3 i 4). Za istotne statycznie wartości uznano te, w przypadku których *p-value* ≤ 0,05.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne w pakiecie Open GeoDa.

W analizie zależności przestrzenne (wynikające z sąsiedztwa województw) uwzględniono w postaci macierzy sąsiedztwa I i II rzędu. Na podstawie macierzy sąsiedztwa I rzędu (istnienie jednej wspólnej granicy odpowiadało rzędowi I sąsiedztwa) skonstruowano macierz wag przestrzennych standaryzowaną (do jedności) wierszami (tabl. 3).

TABL. 3. MACIERZ WAG PRZESTRZENNYCH SĄSIEDZTWA I RZĘDU

Województwa	ZP	POM	LUBU	L	MAZ	WM	POD	LUBE	SW	MAL	PODK	O	KP	SL	WLK	DLN
ZP	0	0,33	0,33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0
POM	0,25	0	0	0	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0,25	0	0,25	0
LUBU	0,33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0,33
L	0	0	0	0	0,17	0	0	0	0,17	0	0	0,17	0,17	0,17	0,17	0
MAZ	0	0	0	0,17	0	0,17	0,17	0,17	0,17	0	0	0	0,17	0	0	0
WM	0	0,25	0	0	0,25	0	0,25	0	0	0	0	0	0,25	0	0	0
POD	0	0	0	0	0,33	0,33	0	0,33	0	0	0	0	0	0	0	0
LUBE	0	0	0	0	0,25	0	0,25	0	0,25	0	0,25	0	0	0	0	0
SW	0	0	0	0,17	0,17	0	0	0,17	0	0,17	0,17	0	0	0,17	0	0
MAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0	0,33	0	0	0,33	0	0
PODK	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0,33	0,33	0	0	0	0	0	0
O	0	0	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0,25	0,25
KP	0	0,20	0	0,20	0,20	0,20	0	0	0	0	0	0	0	0	0,20	0
SL	0	0	0	0,25	0	0	0	0	0,25	0,25	0	0,25	0	0	0	0
WLK	0,14	0,14	0,14	0,14	0	0	0	0	0	0	0	0,14	0,14	0	0	0,14
DLN	0	0	0,33	0	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0	0	0,33	0

U w a g a. ZP — zachodniopomorskie, POM — pomorskie, LUBU — lubuskie, L — łódzkie, MAZ — mazowieckie, WM — warmińsko-mazurskie, POD — podlaskie, LUBE — lubelskie, SW — świętokrzyskie, MAL — małopolskie, PODK — podkarpackie, O — opolskie, KP — kujawsko-pomorskie, SL — śląskie, WLK — wielkopolskie, DLN — dolnośląskie.
 Ź r ó ł o: opracowanie własne.

TABL. 4. MACIERZ WAG PRZESTRZENNYCH SASIEDZTWA II RZĘDU

Województwa	ZP	POM	LUBU	L	MAZ	WM	POD	LUBE	SW	MAŁ	PODK	O	KP	SL	WLK	DLN
ZP	0	0,25	0,25	0	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0
POM	0,14	0	0,14	0	0,14	0,14	0,14	0	0	0	0	0	0,14	0	0,14	0
LUBU	0,25	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0,25
L	0	0	0	0	0,10	0,10	0	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0
MAZ	0	0,11	0	0,11	0	0,11	0,11	0,11	0,11	0	0,11	0	0,11	0	0,11	0
WM	0,13	0,13	0	0,13	0,13	0	0,13	0,13	0	0	0	0	0,13	0	0,13	0
POD	0	0,20	0	0	0,20	0,20	0	0,20	0	0	0	0	0,20	0	0	0
LUBE	0	0	0	0,13	0,13	0,13	0,13	0	0,13	0,13	0,13	0	0,13	0	0	0
SW	0	0	0	0,17	0,17	0	0	0,17	0	0,17	0,17	0	0	0,17	0	0
MAŁ	0	0	0	0,17	0	0	0	0,17	0,17	0	0,17	0,17	0	0,17	0	0
PODK	0	0	0	0,17	0,17	0	0	0,17	0,17	0,17	0	0	0	0,17	0	0
O	0	0	0	0,20	0	0	0	0	0	0,20	0	0	0	0,20	0,20	0,20
KP	0	0,14	0	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0	0	0	0	0	0	0,14	0
SL	0	0	0	0,20	0	0	0	0	0,20	0,20	0,20	0,20	0	0	0	0
WLK	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0	0	0	0	0	0,11	0,11	0	0	0,11
DLN	0	0	0,33	0	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0	0	0,33	0

U w a g a. Wyjaśnienie skrótów jak przy tabl. 3.
Ź r ó ł o: opracowanie własne.

Na potrzeby niniejszego badania skonstruowano również macierz wag sąsiedztwa rzędu II (standaryzowaną do jedności wierszami), lub tabl. 4, zakładając, że im dwa obszary są bardziej oddalone, tym wyższy jest rząd kontyngencji. W konsekwencji sąsiadami II rzędu są wszystkie obszary, które zostały uznane za sąsiadów obszarów będących sąsiadami I i II rzędu.

Dobór typów macierzy był subiektywny.

Analiza wykazała istotny wpływ interakcji międzyregionalnych na poziom zrównoważonego rozwoju poszczególnych jednostek w przypadku wybranych zmiennych diagnostycznych (tabl. 2). A zatem uwzględniając przestrzenny charakter zmiennych (tabl. 2) i aplikując proponowaną przestrzenną formułę miernika opisaną wzorami (6)–(10) wyznaczono klasyczne i przestrzenne miary rozwoju poziomu zrównoważonego rozwoju poszczególnych województw w latach 2000 i 2010 (tabl. 5).

TABL. 5. WARTOŚCI KLASYCZNYCH I PRZESTRZENNYCH TAKSONOMICZNYCH MIERNIKÓW ROZWOJU WEDŁUG WOJEWÓDZTW

Miernik klasyczny — <i>MK</i>		Macierz sąsiedztwa			
		I rzędu — <i>MP1</i>		II rzędu — <i>MP2</i>	
2000					
<i>DLN</i>	0,356	<i>POM</i>	0,409	<i>POM</i>	0,398
<i>POM</i>	0,299	<i>LUBU</i>	0,270	<i>LUBU</i>	0,299
<i>POD</i>	0,267	<i>POD</i>	0,267	<i>POD</i>	0,289
<i>MAZ</i>	0,256	<i>MAZ</i>	0,245	<i>MAZ</i>	0,253
<i>ZP</i>	0,251	<i>DLN</i>	0,228	<i>DLN</i>	0,226
<i>MAŁ</i>	0,230	<i>KP</i>	0,196	<i>KP</i>	0,216
<i>LUBU</i>	0,208	<i>WM</i>	0,194	<i>WM</i>	0,198
<i>KP</i>	0,178	<i>WLK</i>	0,175	<i>WLK</i>	0,192
<i>LUBE</i>	0,144	<i>Ł</i>	0,166	<i>Ł</i>	0,187
<i>WLK</i>	0,138	<i>LUBE</i>	0,158	<i>ZP</i>	0,180
<i>WM</i>	0,138	<i>ZP</i>	0,152	<i>LUBE</i>	0,178
<i>SL</i>	0,106	<i>MAŁ</i>	0,126	<i>MAŁ</i>	0,126
<i>O</i>	0,106	<i>SL</i>	0,114	<i>SL</i>	0,112
<i>Ł</i>	0,097	<i>PODK</i>	0,106	<i>O</i>	0,100
<i>SW</i>	0,064	<i>O</i>	0,066	<i>PODK</i>	0,050
<i>PODK</i>	0,044	<i>SW</i>	0,033	<i>SW</i>	0,029
<i>ŚR</i>	0,180	<i>ŚR</i>	0,182	<i>ŚR</i>	0,190
<i>MAX</i>	0,356	<i>MAX</i>	0,409	<i>MAX</i>	0,398
<i>MIN</i>	0,044	<i>MIN</i>	0,033	<i>MIN</i>	0,029
<i>R</i>	0,312	<i>R</i>	0,375	<i>R</i>	0,369

**TABL. 5. WARTOŚCI KLASYCZNYCH I PRZESTRZENNYCH TAKSONOMICZNYCH
MIERNIKÓW ROZWOJU WEDŁUG WOJEWÓDZTW (dok.)**

Miernik klasyczny — <i>MK</i>		Macierz sąsiedztwa			
		I rzędu — <i>MP1</i>		II rzędu — <i>MP2</i>	
2010					
<i>POM</i>	0,408	<i>POM</i>	0,422	<i>POM</i>	0,425
<i>MAŁ</i>	0,398	<i>LUBU</i>	0,365	<i>LUBU</i>	0,386
<i>MAZ</i>	0,358	<i>POD</i>	0,300	<i>POD</i>	0,348
<i>DLN</i>	0,344	<i>KP</i>	0,282	<i>LUBE</i>	0,296
<i>KP</i>	0,267	<i>WM</i>	0,271	<i>WM</i>	0,294
<i>POD</i>	0,261	<i>LUBE</i>	0,258	<i>KP</i>	0,268
<i>ZP</i>	0,247	<i>ZP</i>	0,224	<i>ZP</i>	0,248
<i>Ł</i>	0,222	<i>Ł</i>	0,220	<i>Ł</i>	0,242
<i>LUBE</i>	0,218	<i>MAŁ</i>	0,204	<i>MAŁ</i>	0,212
<i>LUBU</i>	0,193	<i>MAZ</i>	0,197	<i>DLN</i>	0,196
<i>WLK</i>	0,180	<i>DLN</i>	0,184	<i>MAZ</i>	0,196
<i>O</i>	0,154	<i>O</i>	0,164	<i>O</i>	0,191
<i>WM</i>	0,150	<i>WLK</i>	0,135	<i>WLK</i>	0,149
<i>SL</i>	0,135	<i>SL</i>	0,092	<i>PODK</i>	0,065
<i>PODK</i>	0,115	<i>SW</i>	0,044	<i>SL</i>	0,063
<i>SW</i>	0,020	<i>PODK</i>	0,035	<i>SW</i>	0,033
<i>ŚR</i>	0,229	<i>ŚR</i>	0,212	<i>ŚR</i>	0,226
<i>MAX</i>	0,408	<i>MAX</i>	0,422	<i>MAX</i>	0,425
<i>MIN</i>	0,020	<i>MIN</i>	0,035	<i>MIN</i>	0,033
<i>R</i>	0,388	<i>R</i>	0,386	<i>R</i>	0,392

U w a g a. *ŚR* — średnia, *MAX* — wartość maksymalna, *MIN* — wartość minimalna, *R* — rozstęp cechy; *MK* — miara klasyczna, *MP1* i *MP2* — miara przestrzenna liczona według wzoru (10) odpowiednio z aplikacją macierzy wag przestrzennych sąsiedztwa I rzędu tabl. 3 i sąsiedztwa II rzędu tabl. 4; pozostałe wyjaśnienia skrótów jak przy tabl. 3.

Ź r ó ł o: obliczenia własne.

Wyniki obliczeń (tabl. 5) wskazują na różnice w wartości klasycznej miary w porównaniu z przestrzennymi, a także w okresie lat 2000 i 2010.

Wyniki analizy nieprzestrzennej (*MK*) w 2000 i 2010 r.:

- w 2000 r. woj. dolnośląskie osiągnęło najwyższy poziom zrównoważonego rozwoju, natomiast najniższy woj. podkarpackie;
- w 2010 r. najwyższy poziom zrównoważonego rozwoju osiągnęły województwa pomorskie i małopolskie, natomiast najniżej uplasowało się woj. świętokrzyskie;
- średni poziom rozwoju w 2010 r. (średnia wartość mierników — 0,229) był wyższy w porównaniu do roku 2000 (0,180) o 27%;

- różnica (rozstęp) pomiędzy wartością maksymalną i minimalną obliczonych wskaźników wzrosła w roku 2010 (0,388) w porównaniu do 2000 r. (0,312). Zmiana ta świadczy o pogłębiającym się zróżnicowaniu poziomu zrównoważonego rozwoju województw.

Wyniki analizy przestrzennej ($MP1$) w 2000 i 2010 r.:

- w 2000 r. woj. pomorskie osiągnęło najwyższy poziom zrównoważonego rozwoju, natomiast najniższy województwa świętokrzyskie i opolskie;
- w 2010 r. na najwyższym poziomie zrównoważonego rozwoju ponownie znalazło się woj. pomorskie, najniżej uplasowały się województwa podkarpackie i świętokrzyskie. Woj. opolskie z ostatniego miejsca w rankingu przesunęło się na 12. W tym regionie nastąpił znaczny wzrost poziomu zrównoważonego rozwoju w 2010 r. ($MP1 = 0,164$) w odniesieniu do roku 2000 ($MP1 = 0,066$);
- średni poziom zrównoważonego rozwoju w 2010 r. (średnia wartość mierników — 0,212) był wyższy w porównaniu do roku 2000 (0,182) o 17%;
- różnica (rozstęp) pomiędzy wartością maksymalną i minimalną policzonych wskaźników nieznacznie wzrosła w roku 2010 (gdzie była na poziomie 0,386) w odniesieniu do 2000 r. (0,375). Zmiana ta świadczy o pogłębiającym się zróżnicowaniu poziomu rozwoju województw.

Miernik klasyczny (MK) i miernik przestrzenny ($MP1$) w latach 2000 i 2010:

- w 2000 r. efektem istnienia zależności przestrzennych (uwzględnionych w postaci przyjętej macierzy wag przestrzennych sąsiedztwa I rzędu, tabl. 3) był wzrost średniego poziomu zrównoważonego rozwoju województw (średnia wartość $MK = 0,180$, średnia $MP1 = 0,182$). Ponadto wpływ interakcji międzyregionalnych na kształtowanie się poziomu wybranych cech (składowych miernika, tabl. 2) spowodował zmianę pozycji poszczególnych województw w rankingu, np.: woj. dolnośląskie z 1 miejsca — wzorca zrównoważonego rozwoju (według miernika klasycznego) — znalazło się na 5 pozycji według miernika przestrzennego $MP1$. Powodem takiej sytuacji był wpływ sąsiedztwa regionów. Woj. dolnośląskie otoczone jest regionami charakteryzującymi się wysokim poziomem rozpatrywanych zmiennych diagnostycznych. Wartość miernika $MP1$ dla tego regionu odzwierciedla wpływ istotnej dodatniej autokorelacji przestrzennej w kształtowaniu się np. wielkości emisji zanieczyszczeń gazowych do powietrza, liczby studentów czy też powierzchni parków spacerowo-wypoczynkowych. Znacznie zmieniła się również sytuacja woj. łódzkiego, które po uwzględnieniu wpływu zależności międzyregionalnych znalazło się na 9 miejscu według $MP1$ (według MK było na 14 pozycji). Wielkości mierników klasycznych skorygowane o elementy przyjętej macierzy wag przestrzennych zweryfikowały i zmodyfikowały rezultaty analizy klasycznej. Wniosek — wpływ sąsiedztwa na poziom zrównoważonego rozwoju danego województwa powinien być rozpatrywany odrębnie/indywidualnie dla każdej analizowanej jednostki;

- w 2010 r. według miernika klasycznego (*MK*), jak i miernika przestrzennego (*MP1*) najwyższy poziom zrównoważonego rozwoju osiągnęło woj. pomorskie (0,422). Zarówno miara klasyczna, jak i przestrzenna typują podobne województwa jako empiryczne antywzorce (czyli obiekty charakteryzujące się najniższymi wartościami wyznaczonych mierników rozwoju). Wpływ sąsiedztwa na kształtowanie się wielkości analizowanego zjawiska umocnił pozycję tego województwa. Z kolei średni poziom zrównoważonego rozwoju był niższy po uwzględnieniu macierzy wag przestrzennych (średni *MK* = 0,229 i średni *MP1* = 0,212). Jednakże wpływ interakcji przestrzennych jest widoczny w indywidualnych przypadkach poszczególnych województw (poza pierwszym i ostatnimi miejscami w rankingu). Jednym z takich przypadków jest woj. lubuskie, które z 10 miejsca według *MK* znalazło się na 2 według *MP1*. Przyczyną tej zmiany jest korzystny wpływ poziomu ekorozwoju województw sąsiadów. Woj. lubuskie nie zalicza się do najbogatszych w Polsce (*PKB* = 31083 zł *per capita*), ale otoczone jest bogatymi regionami (*WLK*, *DLN*) przyciągającymi np. studentów, turystów i lekarzy. Samo województwo cechuje niska emisja zanieczyszczeń do powietrza oraz duża powierzchnia terenów zielonych. Uwzględnienie w analizie wpływu silnej korelacji przestrzennej (dodatniej w przypadku zmiennych *KOS*, *PAR* oraz ujemnej *PKB*, *ST*), zweryfikowało miejsce tego województwa (również innych regionów) w klasyfikacji jednostek według poziomu zrównoważonego rozwoju nadanej według klasycznej miary;
- aplikacja różnych macierzy wag przestrzennych *MP1* do *MP2*: średni poziom paradygmatu rozwoju dla macierzy sąsiedztwa I i II rzędu jest porównywalny (średnia *MP1* = 0,182 i średnia *MP2* = 0,190 w 2000 r. oraz średnia *MP1* = 0,212 i średnia *MP2* = 0,226 w 2010 r.). Jednakże uwzględnienie sąsiedztwa bliższych i dalszych rzędów zróżnicowało indywidualne pozycje poszczególnych województw według poziomu badanego zjawiska (np. w 2000 r. województw zachodniopomorskiego i opolskiego oraz w 2010 r. województw kujawsko-pomorskiego i śląskiego). Można to interpretować wrażliwością miary na rodzaj i siłę zachodzących interakcji przestrzennych.

Zakończenie

Wyniki uzyskane w rezultacie przeprowadzonej analizy wskazują, że zależność przestrzenna wpływa na zmianę odległości poszczególnych województw od regionu będącego wzorcem rozwoju. Wartości miar przestrzennych determinowane są sposobem uwzględniania interakcji międzyregionalnych (różne macierze wag przestrzennych). Zastosowanie określonej macierzy powinno wynikać z celu badania, charakteru analizowanego zjawiska czy subiektywnej intuicji badacza. Uwzględnienie wpływu autokorelacji przestrzennej (w postaci obrazów przestrzennych zmiennych składowych) na poziom zrównoważonego rozwoju zróżnicowało otrzymane wyniki. Wartości miar klasycznych znacznie różniły się od wartości przestrzennych mierników rozwoju. Niemniej jednak uzyskane rezultaty są logiczne i merytorycznie poprawne. Analiza uwzględniająca macierz zależności międzyregionalnych jest uzupełnieniem analizy klasycznej o nieuwzględniany w tego typu badaniach aspekt przestrzeni. Dzięki temu uzyskane

wyniki pełniej odzwierciedlają rzeczywistość, natomiast różnice między miarami zwracają uwagę na kwestię sposobu ujmowania zależności przestrzennych. Przyjęcie określonej macierzy wag przestrzennych determinuje końcowe rezultaty obliczeń. Kierunki dalszych badań obejmą:

- kwestię uwzględniania zachodzących interakcji przestrzennych w postaci różnych typów macierzy wag przestrzennych (nie tylko sąsiedztwa, ale i odległości geograficznej czy ekonomicznej itd.);
- aplikację zaproponowanej przestrzennej miary do badań nad innymi zjawiskami wielowymiarowymi;
- analizę zjawisk na innych poziomach administracyjnych;
- opracowanie formalnej weryfikacji poprawności uzyskiwanych wyników.

dr Elżbieta Antczak — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Anselin L., Bera A. (1998), *Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics*, [w:] A. Ullah and D. Giles (Eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*
- Antczak E. (2012), *Wybrane aspekty zrównoważonego rozwoju Europy. Analizy przestrzenno-czasowe*, Wydawnictwo Biblioteka, Łódź
- Bartosiewicz S. (1976), *Propozycja metody tworzenia zmiennych syntetycznych*, „Prace AE we Wrocławiu”, nr 84
- Borys T. (red.) (2005), *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju*, Wydawnictwo Ekonomia i Środowisko, Warszawa—Białystok
- Cieślak M. (1974), *Taksonomiczna procedura prognozowania rozwoju gospodarczego i określenia potrzeb na kadry kwalifikowane*, „Przegląd Statystyczny”, t. 21
- Cliff A. D., Ord J. K. (1981), *Spatial Process: Models and Applications*, Pion, London
- Hellwig Z. (1968), *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny”, nr 4
- Kopczewska K. (2006), *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R CRAN*, CeDeWu.PL, Warszawa
- Krakowiak-Bal A. (2005), *Wykorzystanie wybranych miar syntetycznych do budowy miary rozwoju infrastruktury technicznej*, [w:] *Infrastruktura i ekologia terenów wiejskich*, nr 3/2005, Polska Akademia Nauk, Oddział w Krakowie
- Le Gallo J., Ertur C. (2003), *Exploratory Spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980—1995*, „Papers in Regional Science”, vol. 82(2)
- Malina A. (2004), *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie
- Młodak A. (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa
- Moran P. A. P. (1950), *Notes on continuous stochastic phenomena*, „Biometrika”, nr 37
- Overmars K. P., de Koning G. H. J., Veldkamp A. (2003), *Spatial autocorrelation in multi-scale land use models*, „Ecological Modelling”, No. 164
- Pisz Z., Kuropka I. (2007), *Wskaźnik Gender Index-opis i zasady konstruowania*, Warszawa, [w:] Lisowska E. (red.), *Monitorowanie równości kobiet i mężczyzn w miejscu pracy*, EQUAL, UNDP, Warszawa

- Strahl D. (red.) (2006), *Metody oceny rozwoju regionalnego*, Wydawnictwo AE im. Oskara Langego we Wrocławiu
- Strahl D. (1978), *Propozycja konstrukcji miary syntetycznej*, „Przegląd Statystyczny”, t. 25 z. 2
- Suchecki B. (red.) (2010), *Ekonometria przestrzenna*, Wydawnictwo Beck, Warszawa
- Tobler W. R. (1970), *A computer movie simulating urban growth in the Detroit region*, „Economic Geography”, No. 46, Clark University, Clark
- Wiszniewska E. (2008), *Taksonomiczna ocena poziomu zrównoważonego rozwoju województw w Polsce*, [w:] K. Jajuga, M. Walesia (red.), *Taksonomia nr 15. Klasyfikacja i analiza danych — teoria i zastosowania*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 7 (1207), Wrocław
- Zeliaś A., Malina A. (1997), *O budowie taksonomicznej miary jakości życia. Syntetyczna miara rozwoju jest narzędziem statystycznej analizy porównawczej*, „Taksonomia”, z. 4

SUMMARY

The nature and level of the analyzed variables are not only the result of the passage of time, the structure of the economy and geographical conditions of the region but also the location and the neighborhood of other regions. Until now, an aspect of the spatial interactions in form a matrix of spatial weights, was not included in any of the formula synthetic measure. This paper proposes a taxonomy spatial measure of development which allows simultaneous analyzes in three dimensions as follows: time, section and space. The modification of classical measurement consisted in introduction of the spatial weights matrix elements to the formula of the classical Hellwig development measure (formerly verifying the existence of the phenomenon of spatial autocorrelation on the basis of Moran I statistics). Then, an application of the proposed tool was prepared to study the level of development of Polish regions in 2000 as well as 2010.

РЕЗЮМЕ

Характер и уровень анализированных переменных являются результатом ухода времени, структуры экономики и географических условий данного региона — расположения и соседства с другими регионами. До сих пор, вопрос пространственного взаимодействия в виде матрицы пространственного веса, не учитывался ни в одной форме синтетической меры.

Статья предлагает исчисление пространственного таксономического измерителя развития, который предоставил бы возможность одновременного проведения анализа в трех измерениях: времени, разрезе и пространстве. Модификация классической меры заключалась бы во введении элементов матрицы пространственного веса в выражение классического измерителя развития Гельвига (раньше необходимо проверить выступление явления пространственной автокорреляции на основе величины статистики Морана I). Затем предлагаемый инструмент был использован в обследовании уровня развития воеводств в Польше в 2000 и в 2010 г.