

Katarzyna Wawrzyniak

Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie
e-mail: katarzyna.wawrzyniak@zut.edu.pl

**POZIOM WZORCA ROZWOJU A WYNIKI
PORZĄDKOWANIA LINIOWEGO
NA PODSTAWIE DANYCH O BEZROBOCIU
W POWIATACH WOJEWÓDZTWA
ZACHODNIOPOMORSKIEGO**

**THE LEVEL OF DEVELOPMENT PATTERN
VERSUS THE RESULTS OF THE LINEAR ORDERING
BASED ON DATA CONCERNING UNEMPLOYMENT
IN THE POWIATS OF ZACHODNIOPOMORSKIE
VOIVODESHIP**

DOI: 10.15611/pn.2017.469.23
JEL Classification: C38, R23

Streszczenie: W artykule zaprezentowano wyniki badań, których celem było sprawdzenie, w jakim stopniu poziom wzorca rozwoju wpływa na końcowy wynik uporządkowania i grupowania obiektów. W badaniu zastosowano cztery warianty wzorca rozwoju. Porządkowanie obiektów przeprowadzono, wykorzystując miarę syntetyczną zaproponowaną przez Z. Hellwiga, a grupowania obiektów dokonano stosując metodę trzech średnich. Następnie oceniono zgodność uporządkowania i grupowania obiektów, które uzyskano dla różnych poziomów wzorca rozwoju. Ponadto sprawdzono własności dyskryminacyjne obliczonych miar syntetycznych oraz określono wielkości odchyleń między wartościami porównywanych miar. Wskazano również przyczyny tych odchyleń. W badaniu wykorzystano dane dotyczące bezrobocia wśród osób w szczególnej sytuacji na rynku pracy w powiatach województwa zachodniopomorskiego w 2015 r.

Słowa kluczowe: porządkowanie liniowe, wzorzec rozwoju, grupowanie, bezrobocie.

Summary: The aim of the article is the analysis of the way in which the level of development pattern influences the final result of ordering and clustering of objects. The four variants of development pattern were applied. The ordering was conducted using Hellwig synthetic measure and the clustering – using the three means method. Then the comparison of the results of ordering and clustering with different levels of development pattern was possible. The discriminant powers of synthetic measures were also examined and the differences between these measures were calculated. The reasons of differences were indicated. The data used in

the study concerned the unemployment of people in the specific situation on the labour market in poviats of Zachodniopomorskie Voivodeship in 2015.

Keywords: linear ordering, development pattern, clustering, unemployment.

1. Wstęp

Metody porządkowania liniowego umożliwiają ustalenie kolejności obiektów wielowymiarowych na podstawie wartości zmiennej syntetycznej będącej funkcją rzeczywistych wartości cech diagnostycznych charakteryzujących badane obiekty. Znajomość wyników uporządkowania umożliwia również wydzielenie grup typologicznych obiektów różniących się między sobą poziomem tej zmiennej. Końcowy wynik porządkowania i grupowania obiektów zależy przede wszystkim od przyjętej metody normalizacji cech diagnostycznych, zastosowanego dla nich systemu wag oraz sposobu szacowania wartości zmiennej syntetycznej [Bąk 2015]. W przypadku wzorcowych metod porządkowania liniowego istotnym zagadnieniem jest również wybór wzorca rozwoju, który zazwyczaj przyjmowany jest na poziomie maksymalnych (dla stymulant) lub minimalnych (dla destymulant) zaobserwowanych wartości cech diagnostycznych w ramach badanej zbiorowości, chociaż jak zauważono w pracy [Pociecha i in. 1988, s. 72], wartości te „nie zawsze są optymalne” i może się zdarzyć, „że osiągnięcie punktu wzorcowego rozwoju jest wręcz niemożliwe”.

Porządkowanie liniowe z wykorzystaniem wzorca rozwoju wpisuje się w nurt badań nad funkcją diagnostyczną metod ilościowych¹. Ponieważ najistotniejszym etapem procesu diagnozowania jest identyfikacja prawidłowości normatywnej, dlatego też celem podjętych badań było sprawdzenie, jak na końcowy wynik porządkowania i grupowania konkretnych obiektów (powiatów), opisanych za pomocą destymulant, wpływa poziom wzorca rozwoju. Przy czym najważniejszym aspektem badań było uzyskanie odpowiedzi na dwa pytania: jak duże są rozbieżności w wynikach końcowych oraz jakie są ich przyczyny. W badaniu zastosowano cztery poziomy wzorca rozwoju. Dwa pierwsze wzorce rozwoju W1 i W2 wybrano ze względu na charakter cech diagnostycznych, natomiast o wyborze wzorców W3 i W4 zadecydował fakt, że w procesie diagnozowania bardzo często prawidłowość normatywną ustala się na średnim poziomie cech diagnostycznych albo na poziomie cech w obiektach wzorcowych. Porządkowanie liniowe przeprowadzono wykorzystując miarę syntetyczną Z. Hellwiga [1968], którą obliczono dla czterech wariantów wzorca rozwoju. Grupy typologiczne wydzielono metodą trzech średnich. Zgodność uporządkowań oceniono za pomocą współczynnika tau Kendalla, a do wskazania przyczyn rozbieżności wyników porządkowania zastosowano dekompozycję miernika W^2 [Walesiak 2011, s. 79-80]. Przed rozpoczęciem grupowania sprawdzono własności dyskryminacyjne

¹ Istota funkcji diagnostycznej metod ilościowych została przedstawiona m.in. w pracach [Hozer 1989; Wawrzyniak 2007].

obliczonych miar syntetycznych, a do oceny zgodności grupowania wykorzystano miarę zaproponowaną przez E. Nowaka [Walesiak 2011, s. 72]. Badanie przeprowadzono dla danych o bezrobotnych w szczególnej sytuacji na rynku pracy w powiatach województwa zachodniopomorskiego w 2015 r.

2. Charakterystyka cech diagnostycznych i poziomów wzorca rozwoju

Dokonując wyboru cech diagnostycznych, kierowano się następującymi względami:

- możliwością wyznaczenia wzorca rozwoju na podstawie wartości cech diagnostycznych dla obiektów spoza badanej zbiorowości,
- możliwością wyznaczenia wzorca idealnego, który byłby równy największej (dla stymulant) lub najmniejszej (dla destymulant) możliwej do przyjęcia przez dane cechy wartości wynikającej ze sposobu ich pomiaru.

Uwzględniając powyższe przesłanki, zdecydowano, aby cechami diagnostycznymi były udziały procentowe grup bezrobotnych znajdujących się w szczególnej sytuacji na rynku pracy w ogólnej liczbie bezrobotnych w powiatach województwa zachodniopomorskiego w 2015 r. Tak więc w zbiorze cech znalazły się następujące udziały²: X_1 – udział procentowy bezrobotnych do 30 roku życia, X_2 – udział procentowy długotrwale bezrobotnych, X_3 – udział procentowy bezrobotnych powyżej 50 roku życia, X_4 – udział procentowy bezrobotnych korzystających ze świadczeń pomocy społecznej, X_5 – udział procentowy bezrobotnych posiadających co najmniej jedno dziecko do 6 roku życia, X_6 – udział procentowy bezrobotnych posiadających co najmniej jedno dziecko niepełnosprawne do 18 roku życia, X_7 – udział procentowy bezrobotnych niepełnosprawnych. Wszystkie cechy są destymulantami o wartościach z przedziału od 0 do 100%³ i zmienności powyżej 10%. W badaniu poziomy wzorca rozwoju zdefiniowano jako:

- minimalne wartości cech diagnostycznych w zbiorze danych (W1),
- najniższe wartości możliwe do przyjęcia przez cechy diagnostyczne wynikające ze sposobu ich pomiaru (wzorzec idealny) (W2),
- średnie wartości cech diagnostycznych w zbiorze danych (W3),
- wartości wzorcowe cech diagnostycznych spoza zbioru danych – najniższe wartości cech diagnostycznych w województwach w 2015 r. (W4).

Wartości przyjętych poziomów wzorca rozwoju zamieszczono w tabeli 1.

² Zgodnie z ustawą z dnia 14 marca 2014 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy (Dz.U. z 2014 r., poz. 598) za osoby będące w szczególnej sytuacji na rynku pracy uważa się: bezrobotnych do 30 roku życia, bezrobotnych długotrwale, bezrobotnych powyżej 50 roku życia, bezrobotnych korzystających ze świadczeń z pomocy społecznej, bezrobotnych posiadających co najmniej jedno dziecko do 6 roku życia lub co najmniej jedno dziecko niepełnosprawne do 18 roku życia, bezrobotnych niepełnosprawnych.

³ Udziały zostały obliczone na podstawie danych WUP w Szczecinie, <https://www.wup.pl/pl/dla-instytucji/statystyka-badania-i-analiza/statystyki-rynku-pracy/> (4.04.2016).

Tabela 1. Wartości przyjętych poziomów wzorca rozwoju (w %)

Warianty wzorca rozwoju	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7
W1	16,44	41,21	26,30	0,00	12,20	0,00	1,78
W2	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
W3	26,68	54,35	30,98	0,37	16,54	0,19	4,73
W4	23,80 DL*	49,10 PK	22,20 WP	0,60 PM	12,60 PL	0,09 MP, ŚW	4,40 MZ, LL

* DL – dolnośląskie, PK – podkarpackie, WP – wielkopolskie, PM – pomorskie, PL – podlaskie, MP – małopolskie, ŚW – świętokrzyskie, MZ – mazowieckie, LL – lubelskie.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Wojewódzkiego Urzędu Pracy w Szczecinie oraz pracy [Rynek pracy..., s. 11-12].

3. Badanie zgodności uporządkowań powiatów uzyskanych dla czterech wariantów wzorca rozwoju

Porządkowanie liniowe powiatów przeprowadzono za pomocą miary syntetycznej zaproponowanej przez Z. Hellwiga [1968]. Ze względu na fakt, że wszystkie cechy diagnostyczne są destymulantami, zdecydowano się na ten wariant miary syntetycznej, w którym im mniejsza wartość miernika, tym lepsza ocena obiektu ze względu na poziom badanego zjawiska. Miarę syntetyczną obliczono według wzoru⁴:

$$z_i = \frac{d_i}{\max\{d_i\}}, \quad (1)$$

$$d_i = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_{0j})^2}, \quad (2)$$

gdzie: z_i – wartość miary syntetycznej dla i -tego powiatu, z_{ij} – standaryzowana wartość j -tej cechy diagnostycznej w i -tym powiecie, z_{0j} – standaryzowana wartość wzorca rozwoju dla j -tej cechy, d_i – odległość i -tego powiatu od wzorca rozwoju, $i = 1, 2, \dots, n$, n – liczba powiatów, $j = 1, 2, \dots, m$, m – liczba cech diagnostycznych.

Do zbadania zgodności wyników uporządkowania zastosowano współczynnik tau Kendalla [Steczkowski, Zeliaś 1997, s. 195-196; Walesiak 2011, s. 36-37]. Wartości tego współczynnika są unormowane w przedziale od -1 do 1 , a zgodność uporządkowań jest tym większa, im wartość współczynnika jest bliższa jedności. W tabeli 2 przedstawiono rankingi powiatów ze względu na bezrobocie wśród osób

⁴ W propozycji Z. Hellwiga w mianowniku wzoru (1) znajduje się d_0 obliczane jako $\bar{d} + a \cdot S_d$. Przyjęcie d_0 na poziomie $\max\{d_i\}$ jest konsekwencją tego, że w badaniu, chcąc uniknąć wartości miary syntetycznej powyżej jedności, parametr a wyznaczono jako $\frac{\max\{d_i\} - \bar{d}}{S_d}$.

w szczególnej sytuacji na rynku pracy, uzyskane dla różnych wzorców rozwoju wraz z obliczonymi dla nich współczynnikami tau Kendalla.

Tabela 2. Rankingi powiatów uzyskane dla czterech wariantów wzorca rozwoju wraz z wartościami współczynnika tau Kendalla

Lp.	Powiat	W1	W2	W3	W4
1	Białogardzki	16	17	7	16
2	Choszczeński	13	11	13	5
3	Drawski	11	12	3	10
4	Goleniowski	4	6	10	9
5	Gryficki	5	5	11	4
6	Gryfiński	20	20	17	17
7	Kamiński	1	3	6	1
8	Kołobrzeski	3	2	15	14
9	Miasto Koszalin	18	18	19	18
10	Koszaliński	10	13	4	13
11	Łobeski	9	9	14	11
12	Myśliborski	21	21	18	19
13	Policki	2	4	2	2
14	Pyrzycki	15	16	12	12
15	Sławieński	7	8	9	8
16	Stargardzki	12	7	8	3
17	Szczecinecki	14	14	5	7
18	Świdwiński	17	15	16	15
19	Miasto Świnoujście	6	1	21	20
20	Wałecki	8	10	1	6
21	Miasto Szczecin	19	19	20	21
Wartości współczynnika tau Kendalla					
	W1	1,000	0,819	0,324	0,486
	W2		1,000	0,200	0,495
	W3			1,000	0,590
	W4				1,000

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z WUP w Szczecinie i tabeli 1.

Wartości współczynników tau Kendalla (tabela 2) wskazują, że największe podobieństwo uporządkowań powiatów otrzymano dla W1 i W2, a najmniejsze dla W2 i W3. Jest to konsekwencją tego, że wartości wzorca rozwoju dla W1 i W2 są do siebie najbardziej zbliżone (dla trzech cech są one identyczne i wynoszą zero), a dla W2 i W3 – najbardziej się od siebie różnią. Dość dużą zgodność uporządkowań uzyskano

również w przypadku W3 i W4 – przyczyna takiego stanu rzeczy jest taka jak dla W1 i W2. Warto natomiast zwrócić uwagę na dość dużą zgodność uporządkowań powiatów dla W4 oraz W1 i W2. Z tego może wynikać, że część powiatów – bez względu na przyjęty poziom wzorca rozwoju – zajmowała w rankingach zbliżoną lokatę.

W celu określenia wielkości odchyień między wartościami miar syntetycznych, wyznaczonych dla różnych wariantów wzorca rozwoju, obliczono miernik W^2 i dokonano jego dekompozycji. Dzięki temu zmierzono nie tylko wielkość tych odchyień, ale również wskazano, czy były one rezultatem przede wszystkim różnicy między średnimi wartościami porównywanych miar (W_1^2), czy też różnicy w dyspersji (W_2^2) lub niezgodności kierunku zmian (W_3^2) wartości porównywanych miar syntetycznych. Aby określić, który rodzaj odchyień miał największy wpływ na rozbieżności w wartościach porównywanych miar, obliczono udziały procentowe mierników cząstkowych (W_1^2 , W_2^2 , W_3^2) w wartości miernika W^2 . Wartości miernika W^2 wraz z dekompozycją i udziałami procentowymi zamieszczono w tabeli 3.

Tabela 3. Wartości miernika W^2 wraz z dekompozycją i udziałami procentowymi obliczone dla miar syntetycznych uzyskanych dla różnych wariantów wzorca rozwoju

Warianty wzorców rozwoju	W^2	$U_1 = \frac{W_1^2}{W^2} \cdot 100\%$	$U_2 = \frac{W_2^2}{W^2} \cdot 100\%$	$U_3 = \frac{W_3^2}{W^2} \cdot 100\%$
W1 i W2	0,054	85,178	13,256	1,566
W1 i W3	0,084	57,900	9,938	32,162
W1 i W4	0,015	8,404	9,235	82,361
W2 i W3	0,235	80,566	13,182	6,252
W2 i W4	0,085	74,076	17,594	8,330
W3 i W4	0,044	76,929	6,548	16,523

Źródło: obliczenia własne.

Z tabeli 3 wynika, że największe odchylenia między wartościami miar syntetycznych występują dla skrajnych względem siebie wartości wzorca rozwoju (W2 i W3, W2 i W4, W1 i W3), a najmniejsze dla wzorców rozwoju o podobnych wartościach (W3 i W4, W1 i W2). W pięciu przypadkach odchylenia między wartościami miar syntetycznych były rezultatem różnicy w poziomie średnich wartości porównywanych miar. Tylko w jednym przypadku (W1 i W4) o wielkości odchyień zdecydowała niezgodność kierunku zmian wartości porównywanych miar.

4. Badanie podobieństwa grupowania powiatów uzyskanych dla czterech wariantów wzorca rozwoju

Przed dokonaniem grupowania powiatów na podstawie wartości miar syntetycznych wyznaczonych dla różnych wariantów wzorca rozwoju oceniono ich własności dys-

kryminacyjne. W tym celu obliczono współczynnik G zaproponowany przez A. Sołowski [Pociecha i in. 1988, s. 63-64; Nowak1990, s. 63]:

$$G = 1 - \sum_{i=1}^{n-1} \min_i \left\{ \frac{z_i - z_{i+1}}{\max_i\{z_i\} - \min_i\{z_i\}}; \frac{1}{n-1} \right\}, \quad (3)$$

gdzie: z_i – wartość miary syntetycznej dla i -tego powiatu, n – liczba powiatów.

Miara G przyjmuje wartości z przedziału $\langle 0; 1 - \frac{1}{n-1} \rangle$. Im większa jest wartość G, tym miara syntetyczna ma lepsze własności dyskryminacyjne. Wartości miary G wyznaczone dla miar syntetycznych obliczonych dla różnych poziomów wzorca rozwoju zamieszczono w tabeli 4 i na ich podstawie można stwierdzić, że własności dyskryminacyjne miar są podobne, przy czym najlepsze posiada miara dla wzorca rozwoju na poziomie wartości wzorcowych spoza zbioru danych.

Pomimo nie najlepszych własności dyskryminacyjnych miar syntetycznych wyznaczono cztery grupy typologiczne powiatów, stosując metodę trzech średnich [Nowak 1990, s. 93]. Ze względu na charakter miary syntetycznej (destymulanta) w poszczególnych grupach typologicznych znalazły się powiaty o wartościach miary syntetycznej z przedziału: grupa 1: $z_i < \bar{z}_1$; grupa 2: $\bar{z}_1 \leq z_i < \bar{z}$; grupa 3: $\bar{z} \leq z_i < \bar{z}_2$; grupa 4: $z_i \geq \bar{z}_2$ (gdzie: \bar{z} – średnia arytmetyczna miary syntetycznej dla n powiatów, \bar{z}_1 – średnia arytmetyczna miary syntetycznej dla liczby n_1 powiatów, dla których $z_i < \bar{z}$, \bar{z}_2 – średnia arytmetyczna miary syntetycznej dla n_2 powiatów, dla których $z_i \geq \bar{z}$, $n_1 + n_2 = n$). Do oceny podobieństwa uzyskanych wyników grupowania wykorzystano miarę zaproponowaną przez E. Nowaka:

$$S = \frac{1}{v+u} \left(\sum_{s=1}^u \max_r \{k_{sr}\} + \sum_{r=1}^v \max_s \{k_{sr}\} \right), \quad (4)$$

$$k_{sr} = \frac{n_{sr}}{\max\{n_{s\bullet}; n_{\bullet r}\}}, \quad (5)$$

gdzie: n_{sr} – liczba obiektów, które jednocześnie należą do klas wyodrębnionych w podziałach $P_r^{(t)}$ i $P_s^{(q)}$, $n_{s\bullet}$ – liczba obiektów w klasie $P_r^{(t)}$, $n_{\bullet r}$ – liczba obiektów w klasie $P_s^{(q)}$, $r = 1, 2, \dots, v$, v – liczba klas w podziale $P^{(t)}$, $s = 1, 2, \dots, u$, u – liczba klas w podziale $P^{(q)}$.

Wyniki grupowania i wartości miary E. Nowaka zamieszczono w tabeli 4.

Grupy typologiczne powiatów zostały wyznaczone na podstawie wartości miar syntetycznych, dlatego też zgodność wyników grupowania pokrywa się ze zgodnością wyników porządkowania. Tak więc największą zgodność liczby powiatów należących do poszczególnych grup uzyskano na podstawie miar syntetycznych wyznaczonych dla W1 i W2, a najmniejszą w przypadku W2 i W3.

Tabela 4. Grupy powiatów uzyskane metodą trzech średnich na podstawie wartości miary syntetycznej uzyskanej dla czterech wariantów wzorca rozwoju wraz z miarą G i miarą E. Nowaka

W1 (G = 0,349)	W2 (G = 0,347)	W3 (G = 0,386)	W4 (G = 0,445)
Kamieński	Miasto Świnoujście	Wałecki	Kamieński
Policki	Kołobrzeski	Policki	Policki
Kołobrzeski	Kamieński	Drawski	Stargardzki
Goleniowski	Policki	Koszaliński	Gryficki
Gryficki	Gryficki	Szczecinecki	Choszczeński
Miasto Świnoujście	Goleniowski	Kamieński	Wałecki
Sławieński	Stargardzki	Białogardzki	Szczecinecki
Wałecki	Sławieński	Stargardzki	Sławieński
Łobeski	Łobeski	Sławieński	Goleniowski
Koszaliński	Wałecki	Goleniowski	Drawski
Drawski	Choszczeński	Gryficki	Łobeski
Stargardzki	Drawski	Pyrzycki	Pyrzycki
Choszczeński	Koszaliński	Choszczeński	Koszaliński
Szczecinecki	Szczecinecki	Łobeski	Kołobrzeski
Pyrzycki	Świdwiński	Kołobrzeski	Świdwiński
Białogardzki	Pyrzycki	Świdwiński	Białogardzki
Świdwiński	Białogardzki	Gryfiński	Gryfiński
Miasto Koszalin	Miasto Koszalin	Myśliborski	Miasto Koszalin
Miasto Szczecin	Miasto Szczecin	Miasto Koszalin	Myśliborski
Gryfiński	Gryfiński	Miasto Szczecin	Miasto Świnoujście
Myśliborski	Myśliborski	Miasto Świnoujście	Miasto Szczecin
Miara E. Nowaka*			
W1	–	0,701	0,497
W2	–	0,449	0,526
W3	–	–	0,543
W4	–	–	–

* Wartość miary E. Nowaka wyznaczono wykorzystując program R (funkcja *comparing.Partition* pakietu *clusterSim*) [Walesiak 2011, s. 73].

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z WUP w Szczecinie i tabeli 1.

5. Zakończenie

Przeprowadzone badanie dotyczyło konkretnych obiektów (powiatów) opisanych za pomocą destymulant, dlatego wnioski końcowe dotyczą tylko tego badania. Na jego podstawie można zauważyć, że największą zgodność wyników uporządkowa-

nia i grupowania powiatów uzyskano stosując wzorce rozwoju o zbliżonych wartościach (W1 i W2 oraz W3 i W4), a głównym powodem wykrytych rozbieżności były różnice w poziomie średnich wartości porównywanych miar. Ponadto zaobserwowano, że przyjęcie różnych wzorców rozwoju nie poprawiło własności dyskryminacyjnych obliczonych miar syntetycznych.

Warto nadmienić, że rozpoczynając badania, oczekiwano, że w przypadku skrajnych poziomów wzorca rozwoju powiaty zaliczone do najlepszej grupy dla wzorca idealnego powinny się znaleźć w najgorszej grupie w przypadku wzorca o najwyższych wartościach. Zasada ta została spełniona jedynie dla powiatu miasto Świnoujście. Pozostałe powiaty przesunęły się co najwyżej o jedną grupę lub pozostały w tej samej⁵. Na uwagę zasługują powiaty myśliborski, miasto Szczecin i miasto Koszalin, które bez względu na przyjęty wzorzec rozwoju należały do grupy najgorszej, oraz powiaty kamieński i policki, które zawsze należały do grupy najlepszej.

Literatura

- Bąk A., 2015, *Zagadnienie wyboru optymalnej procedury porządkowania liniowego w pakiecie pllord*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 384, Taksonomia 24, s. 33-41.
- Hozer J., 1989, *Funkcja diagnostyczna modeli ekonometrycznych*, Wiadomości Statystyczne nr 2, s. 13-15.
- Hellwig Z., 1968, *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*, Przegląd Statystyczny, R. XV, z. 4, s. 307-327.
- Nowak E., 1990, *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa.
- Pociecha J., Podolec B., Sokołowski, A. Zając K., 1988, *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*, PWN, Warszawa.
- Rynek pracy w Polsce w 2015 roku*, Ministerstwo Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej. Departament Rynku Pracy, Warszawa, 15.03.2016, <http://www.mpips.gov.pl/analizy-i-raporty/raporty-sprawozdania/rynek-pracy/sytuacja-na-rynku-pracy/> (8.08.2016).
- Steczkowski J., Zeliaś A., 1997, *Metody statystyczne w badaniu zjawisk jakościowych*, Wydawnictwo Uczelniane Akademii Ekonomicznej, Kraków.
- Walesiak M., 2011, *Uogólniona miara odległości GDM w statystycznej analizie wielowymiarowej z wykorzystaniem programu R*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Wrocław.
- Wawrzyniak K., 2007, *Diagnozowanie ilościowe procesów i obiektów gospodarczych – podstawowe pojęcia*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, nr 450, s. 647-659.

⁵ Przyczyną takiego stanu rzeczy może być fakt, że warianty W3 i W4 nie są antywzorcami dla wariantów W1 i W2, ale zostały ustalone na poziomie średnim. Mogła więc wystąpić sytuacja, w której odległość, obliczona według wzoru (2), dla powiatu o najniższej wartości danej cechy była taka sama jak odległość dla powiatu o wartości najwyższej, a to z kolei mogło zakłócić ostateczny wynik grupowania.