

KESRA NERMEND, MAŁGORZATA TARCZYŃSKA-LUNIEWSKA

BADANIE JEDNORODNOŚCI PRZESTRZENNEJ I CZASOWEJ ROZWOJU OBIEKTÓW SPOŁECZNO-GOSPODARCZYCH

1. WPROWADZENIE

Problematyka jednorodności rozwoju regionów nabrała wielkiego znaczenia po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej. Stała się jednym z priorytetów polityki regionalnej do eliminacji dysproporcji rozwojowych między regionami. Dysproporcje wynikają często z trudnych warunków związanych z położeniem geograficznym regionu, brakiem odpowiedniej infrastruktury, dominacji nieefektywnego przemysłu (co dotyczy przede wszystkim regionów państw nowoprzyjętych). W celu eliminacji różnic między regionami powstały różne programy unijne. To wszystko spowodowało konieczność ciągłego monitorowania funkcjonowania i rozwoju regionów. Istotne przy tym jest zwrócenie uwagi na strukturę danego regionu (powiatu czy województwa), dzięki czemu możliwe jest zaobserwowanie dysproporcji w poziomie ich rozwoju społeczno-gospodarczego czy wskazanie, które z elementów składowych regionu są wiodące lub nie i w jakim obszarze widoczna jest dominacja lub regres. W świetle zachodzących procesów gospodarczych zarówno w skali lokalnej, jak i globalnej, określenie tylko poziomu rozwoju regionów staje się niewystarczające. Warto zatem zastosować odpowiednie narzędzia pomiaru umożliwiające szersze i głębsze spojrzenie na strukturę regionów. W tym zakresie zastosowanie mogą mieć m.in. metody badania jednorodności czasowej i przestrzennej. Wyodrębnienie i uwzględnienie takiego podziału w badaniu jednorodności pozwala na zaobserwowanie w jaki sposób następuje rozwój danego regionu: czy jest to rozwój jednorodny w czasie i/lub przestrzeni.

Gminy należące do jednego województwa i mające podobny charakter (miejskie, miejsko-wiejskie, wiejskie) powinny charakteryzować się podobnymi wskaźnikami. Im większe są różnice, tym województwo jest mniej jednorodne. Wykrycie takiego zjawiska może być sygnałem dla władz samorządowych o konieczności podjęcia działań w celu wyrównania poziomu rozwoju gmin w ramach województwa. Przy czym w badaniu jednorodności w przestrzeni na tej podstawie następuje wskazanie gmin (lub gminy), które „zakłóciły” jednorodność województwa. Oczywiście szczegółowe określenie przyczyn wpływających na powstanie niejednorodności i ich wyeliminowanie leży po stronie zarządzających regionem. Ułatwieniem jest natomiast wskazanie obszaru (np. gminy) powstałej nieprawidłowości.

Wskaźniki opisujące gminy mogą również charakteryzować się wahaniami w czasie, co jest wynikiem zmian zachodzących w gminach w przestrzeni czasowej, a wynikających z procesu ich funkcjonowania, egzystencji i rozwoju. Badanie jednorodności czasowej pozwala zatem na zaobserwowanie jak te zmiany następowały, a ich równomierność zachodzenia w czasie umożliwi określenie stopnia jednorodności regionu.

Zmiany w poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego gmin (czy szerzej regionów) w czasie i przestrzeni z punktu widzenia jednorodności mogą mieć duży wpływ na ich miejsca w rankingu. Stąd też klasyfikacja regionów pod kątem jednorodności, staje się ważnym zagadnieniem, a jej zakres wykorzystania może być bardzo pomocny w procesie zarządzania danym regionem, na określonym stopniu agregacji.

Klasyfikacja regionów jest możliwa do ustalenia po wcześniejszym określeniu poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego analizowanych obiektów. W tym zakresie wykorzystuje się m.in. metody porządkowania liniowego. Jedną z najbardziej popularnych dziś metod porządkowania liniowego zaproponował Hellwig (1968). Zwana jest miarą syntetyczną Hellwiga. Metoda Hellwiga znalazła szereg zastosowań, do których można zaliczyć między innymi: konstrukcję zmiennych syntetycznych w procesie modelowania ekonometrycznego (np. Bartosiewicz, 1984), określanie jakości wyrobów (np. Borys, 1984), badanie rozwoju regionów (np. Młodak, 2006; Nermend, 2007, 2008c), badanie atrakcyjności inwestycji giełdowych (np. Luniewska, Tarczyński, 2006), mierzenie statusu społecznego (np. United Nations Development Programme, 2010), biedy (Social Watch, Social Watch Annual Report, 2010), głodu (np. International Food Policy Research Institute, Global Hunger Index. The challenge of hunger, 2010), łatwości prowadzenia biznesu (np. World Bank, Making a difference for entrepreneurs, 2010), konkurencyjności (np. World Economic Forum, Global Competitiveness Report, 2010–2011), pokoju (np. Institute for Economics & Peace, Global Peace Index Methodology, Results and Findings, 2010).

W zakresie badania poziomu rozwoju obiektów możliwe jest również zastosowanie miary wektorowej (Kolenda, 2006; Nermend, 2006a, 2006b, 2007, 2008a, 2008b). Jej zaletą jest duża elastyczność aplikacji w ekonomii, co szczególnie daje się zauważyć w odmianie miary wektorowej wykorzystującej wyłącznie iloczyn skalarny (Nermend 2008a, 2008c). W takim ujęciu do wyznaczenia miary syntetycznej (wektorowej) można wykorzystać dowolny iloczyn skalarny oraz arytmetykę przyrostów zaproponowaną przez Borawskiego (2012). Ten ostatni element odpowiada za wprowadzenie do obliczeń dodatkowego czynnika, który może nieść istotną informację użyteczną w interpretacji wyniku (zob. np.: Nermend, Borawski, 2006; Nermend, 2006b). Tą dodatkową informacją, może być przyrost odchylenia standardowego lub przyrost wariancji. W zależności od przyjętego sposobu obliczenia przyrostu odchylenia standardowego i/lub przyrostu wariancji, uzyskuje się informację o: jednorodności zbioru obiektów składających się na analizowany obiekt (np. jednorodności gmin w ramach województwa) czy wielkości zmian wartości miary na przestrzeni lat.

Celem artykułu jest przedstawienie propozycji metody klasyfikacji regionów z uwzględnieniem ich jednorodności. Przedstawione zostaną dwa przykłady, jeden ilustrujący badanie jednorodności przestrzennej a drugi czasowej.

2. METODA BADANIA JEDNORODNOŚCI PRZESTRZENNEJ I CZASOWEJ REGIONÓW

Etap I. Wybór zmiennych

W zakresie doboru – wyboru zmiennych możliwe jest zastosowanie statystyczno-formalnych metod doboru-wyboru zmiennych i/lub analityk może wybrać zmienne zgodnie z istniejącą teorią ekonomii lub znajomością danej problematyki badawczej, gdzie dużą rolę odgrywa jego doświadczenie. Niezależnie od zastosowanego podejścia, doboru-wyboru zmiennych dokonuje się w taki sposób, aby jak najwłaściwiej odwzorować, opisać i zmierzyć badane zjawisko.

Etap II. Obliczenie wskaźników

Na podstawie wybranych zmiennych wyliczane są wskaźniki, które pozwalają uniezależnić się od powierzchni i liczby ludności regionów. Tak utworzone wielkości w sposób relatywny wskazują strukturę lub natężenie danego zjawiska. Wskaźniki można analizować w czasie i/lub przestrzeni, co z kolei wiąże się z szerszym poznaniem badanego zjawiska. Ponadto zmiany zachodzące w poziomie wskaźników wpływają na poziom miar rozwoju. Szczegółowe analizy wskaźników umożliwiają również wskazanie, które mierniki lub w jakich obszarach mierników nastąpiły najistotniejsze zmiany, czy w ogóle nastąpiły zmiany, jaki jest ich kierunek a co za tym jaki mają wpływ na kształtowanie się miary rozwoju obiektów (syntetycznej i/lub wektorowej).

Etap III. Wyznaczenie dwójek uporządkowanych

Na tym etapie wyznaczane są dwójki uporządkowane wykorzystywane w dalszych obliczeniach zamiast liczb rzeczywistych. Wylczenie dwójek uporządkowanych wymaga posiadania różnych wartości tych samych zmiennych dla jednego obiektu. Przykładowo mając daną zmienną będącą liczbą ludności dla konkretnego województwa, można dysponować jej wartością w różnych latach, albo jej wartością dla wszystkich gmin danego województwa. Dla tych wartości wyznaczana jest ich wartość średnia:

$$\eta_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^N x_{i,k}}{N}, \quad (1)$$

gdzie: η_{ij} jest wartością średnią i -tej zmiennej j -tego obiektu, a N – liczbą wartości określających wartość tej zmiennej,

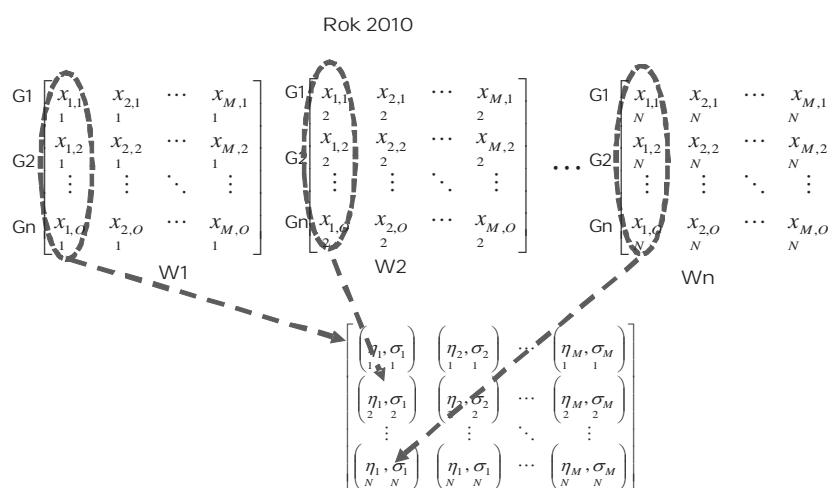
i odchylenie standardowe dla populacji:

$$\sigma_j = \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^N \left(x_{i,k} - \eta_j \right)^2}{N}}, \quad (2)$$

gdzie: σ_j jest odchyleniem standardowym i -tej zmiennej j -tego obiektu, N – liczba wartości określających wartość tej zmiennej.

Wykorzystuje się w tym przypadku odchylenie standardowe dla populacji, gdyż na ogół znane są wszystkie możliwe wartości zmiennej.

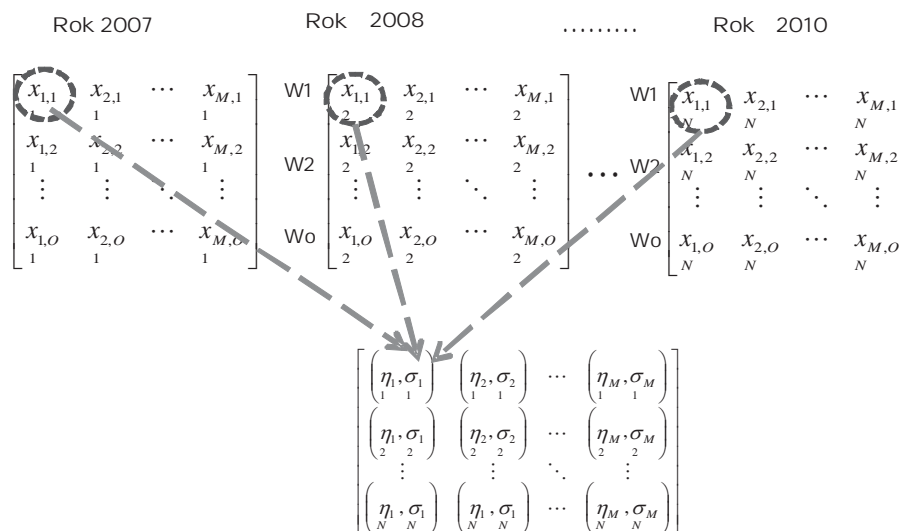
Para liczb: wartość średnia i odchylenie standardowe zostanie dalej użyta w obliczeniach. Zarówno wartość średnia jak i odchylenie standardowe będą dalej brały udział w operacjach arytmetycznych. W przypadku odchylenia standardowego, jego sumowanie, odzwierciedla sumowanie wartości losowych przy założeniu całkowitej zależności zdarzeń. Aby odzwierciedlić sumowanie wartości losowych przy założeniu niezależności zdarzeń należy wykonać sumowanie wariancji. Sumowanie odchyleń standardowych i wariancji definiuje dwa skrajne przypadki. W praktyce występuje częściowa zależność zdarzeń, w związku z tym poprawny wynik będzie się znajdował pomiędzy wartością wyliczoną przez sumowanie odchyleń standardowych i wariancji. Stąd konieczne jest równoległe wykonywanie obliczeń dla par wartości: wartość średnia, odchylenie standardowe i wartość średnia, wariancja.



Rysunek 1. Macierz dwójek uporządkowanych przy badaniu jednorodności przestrzennej

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 1 przedstawiono macierz dwójek uporządkowanych wykorzystywaną przy badaniu jednorodności przestrzennej. Przez W oznaczono kolejne województwa, a przez G – gminy. Rysunek 2 przedstawia podobną macierz wykorzystywaną przy badaniu jednorodności czasowej.



Rysunek 2. Macierz dwójek uporządkowanych przy badaniu jednorodności czasowej
 Źródło: opracowanie własne.

Etap IV. Wyznaczenie przyrostów

Obliczenia będą wykonywane w przestrzeni wektorowej, w której wymogiem jest, aby dla każdego elementu istniał element przeciwny. Jeżeli przyjmiemy parę uporządkowaną: wartość średnia, odchylenie standardowe i wartość średnia, wariancja, jako elementy opisujące wektor, to konsekwencją tego faktu jest konieczność przyjmowania przez nie wartości ujemnych. W związku z tym operacje arytmetyczne nie mogą być wykonywane na odchyleniach arytmetycznych i wariancjach, ale muszą być wykonywane na ich różnicach, zwanych dalej przyrostami, które mogą przyjmować wartości ujemne.

Wartość średnia, odchylenie standardowe i wariancja są zamieniane na ich przyrosty. Wykonuje się to poprzez wyznaczenie różnicy pomiędzy uzyskaną wartością średnią, odchyleniem standardowym i wariancją a ich punktami odniesienia. Powstają w ten sposób dwójki uporządkowane:

$$\left(\begin{array}{cc} \Delta \eta_i & \Delta \sigma_i \\ j & j \end{array} \right) = \left(\begin{array}{cc} \eta_i - \eta_o & \sigma_i - \sigma_o \\ j & j \end{array} \right), \tag{3}$$

gdzie η_o , i σ_o są punktami odniesienia, odpowiednio dla przyrostu wartości średniej i przyrostu odchylenia standardowego, oraz:

$$\left(\Delta \eta_j, \Delta \sigma_j^2 \right) = \left(\eta_j - \eta_o, \sigma_j^2 - \sigma_o^2 \right). \quad (4)$$

Punkty odniesienia mogą być obrane dowolnie, powinny być jednak identyczne dla wszystkich przyrostów wartości średnich i podobnie identyczne dla wszystkich przyrostów odchylenia standardowych i przyrostów wariancji. Najwygodniej przyjąć je jako równe zero. Można wówczas w łatwy sposób dodając zero, zamienić przyrosty na wartości średnie, odchylenia standardowe i wariancję. W praktyce można je traktować jako wartość średnią, odchylenie standardowe i wariancję. Należy jednak pamiętać o tym, że postępowanie takie będzie możliwe tylko tak długo, póki nie ulegnie zmianie punkt odniesienia, albo nie nastąpi wykonanie operacji arytmetycznej z wartością o innym punkcie odniesienia.

Etap V. Eliminacja zmiennych o zbyt małej zmienności

W literaturze najczęściej eliminację zmiennych przeprowadza się z wykorzystaniem współczynnika istotności cech (np. Kukuła, 2000). W pracach Kukuły (2000) i Sobczyka (1983) określono, że zmienne, których wartości współczynników zmienności mieszczą się w przedziale $\langle 0,1 \rangle$, są zmiennymi quasi-stałymi. Zmienne takie należy eliminować ze zbioru rozpatrywanych zmiennych. Do eliminacji zmiennych posłużono się następującym wzorem (Nermend, 2009):

$$V_i = \frac{\sigma_i}{\bar{x}_i}. \quad (5)$$

Przy czym wartość średnia i odchylenie standardowe są liczone dla przyrostów wartości średnich należących do odpowiednich dwójek uporządkowanych.

Etap VI. Eliminacja zmiennych o zbyt dużej niejednorodności

Oprócz współczynników istotności możliwe jest również zdefiniowanie współczynnika, który można nazwać współczynnikiem zmienności cechy dla obiektu:

$$S_j = \frac{\Delta \sigma_j}{\Delta \eta_j}. \quad (6)$$

Współczynnik ten mówi o poziomie zmienności danej cechy (zmiennej) dla określonego obiektu. Jego wartość nie powinna dla żadnej zmiennej i dla żadnego obiektu przekroczyć jedności. Jeżeli założy się rozkład normalny wartości zmiennej, to przy jej wartości średniej równej a , jedna trzecia wszystkich wartości będzie większa od $2a$ lub mniejsza od zera. Ich różnica od wartości średniej będzie znaczna. Co więcej,

przy innych rozkładach ten odsetek może znacznie wzrosnąć. Będzie to powodować możliwość dużej rozbieżności w wartościach miary dla danego obiektu. W rezultacie może to doprowadzić do sytuacji, że zakwalifikowany zostanie on do pierwszej klasy, ale z możliwością umiejscowienia go również w klasie ostatniej. W istocie duża wartość współczynnika zmienności cechy dla obiektu oznacza, że obiekty wchodzące w skład tego obiektu są tak różnorodne, że praktycznie nie powinny być traktowane jako jeden obiekt. W takiej sytuacji należy albo wyeliminować ten obiekt z badań, albo zmienną dla której ten obiekt uzyskał tak dużą wartość współczynnika.

Etap VII. Normowanie

Pary wartości mogą być unormowane zgodnie ze wzorami:

$$\left(\Delta \eta'_j, \Delta \sigma'_j \right) = \left(\frac{\Delta \eta_j - \Delta \bar{\eta}_j}{\sigma_{\eta_j}}, \frac{\Delta \sigma_j}{\sigma_{\eta_j}} \right), \quad (7)$$

oraz:

$$\left(\Delta \eta'_j, \Delta \sigma'^2_j \right) = \left(\frac{\Delta \eta_j - \Delta \bar{\eta}_j}{\sigma_{\eta_j}}, \frac{\Delta \sigma_j^2}{\sigma_{\eta_j}^2} \right). \quad (8)$$

Podczas standaryzacji od normowanych zmiennych często odejmuje się wartość średnią. Wartość średnia jest często kilkakrotnie wyższa od składowej zmiennej (zmiennych). Powoduje to, że podczas wyznaczania wartości miary, główny wpływ na wynik ma wartość średnia, a nie składowa zmienna. Stąd istnieje konieczność jej wyeliminowania. Przyrosty odchyłeń standardowych dla danej zmiennej mają również swoją wartość średnią i składową zmienną. Jednak nie mają one wpływu na wyznaczenie wartości miary syntetycznej. Mówią one o zmienności wartości współrzędnych obiektów. Usunięcie wartości średniej przyrostów odchyłeń spowodowałoby usunięcie części informacji o ich zmienności. W związku z tym, wartości średniej przyrostów odchyłeń standardowych się nie usuwa.

Operacja odejmowania dla przyrostu wartości średniej powoduje zmianę punktu odniesienia, a dzielenie – zmianę jego skali wartości. Zmiana punktu odniesienia powoduje, że od tego momentu nie można go traktować tak, jakby był wartością średnią. Jest on różnicą pomiędzy prawdziwą wartością średnią, a punktem odniesienia, którego wartość nie weźmie dalej udziału w obliczeniach, a więc dla ostatecznego wyniku dalszych obliczeń nie będzie znana. Nie będzie zatem możliwości wyznaczenia wartości średniej na podstawie przyrostu wartości średniej. Przyrosty wartości średnich pozwalają na określenie, czy związane z nimi wartości średnie są od siebie większe czy mniejsze. Pozwala to na uszeregowanie obiektów, które będzie dokładnie takie jakoby dla wartości średnich.

W przypadku przyrostów odchyłeń standardowych nie następuje zmiana punktu odniesienia, a jedynie zmiana skali. Powoduje to, że może ono być nadal traktowane tak, jakby było odchyleniem standardowym.

Etap VIII. Wyznaczanie wzorca i antywzorca

Przed wyznaczeniem wartości miary syntetycznej konieczne jest wyznaczenie wzorca i antywzorca. Mogą one być obrane jako obiekty rzeczywiste. Możliwe jest również automatyczne wyznaczenie wzorca i antywzorca na podstawie pierwszego i trzeciego kwartyła (zob. np. Kolenda, 2006). Przy czym jako współrzędne wzorca przyjmuje się wartości trzeciego kwartyła dla stymulant i pierwszego kwartyła dla destymulant:

$$\Delta \eta'_{i_w} = \begin{cases} \Delta \eta'_{i_{k_{III}}} & \text{dla stymulant,} \\ \Delta \eta'_{i_{k_I}} & \text{dla destymulant,} \end{cases} \quad (9)$$

gdzie: $\Delta \eta'_{i_w}$ jest wartością i -tej unormowanej zmiennej dla wzorca, $\Delta \eta'_{i_{k_I}}$ – wartością i -tej unormowanej zmiennej dla pierwszego kwartyła, a $\Delta \eta'_{i_{k_{III}}}$ – wartością i -tej unormowanej zmiennej dla trzeciego kwartyła.

W przypadku antywzorca postępuje się odwrotnie, jako współrzędne antywzorca przyjmuje się wartości pierwszego kwartyła dla stymulant i trzeciego kwartyła dla destymulant:

$$\Delta \eta'_{i_{aw}} = \begin{cases} \Delta \eta'_{i_{k_I}} & \text{dla stymulant,} \\ \Delta \eta'_{i_{k_{III}}} & \text{dla destymulant,} \end{cases} \quad (10)$$

gdzie: $\Delta \eta'_{i_{aw}}$ jest wartością i -tej unormowanej zmiennej dla antywzorca.

Jeżeli wzorzec jest wyznaczany na podstawie kwartyli to reprezentuje on nierzeczywisty, wyidealizowany obiekt. Nie istnieje zatem konieczność określania przyrostów odchyłeń dla jego współrzędnych. Można je przyjąć jako zerowe. Jeżeli wzorzec jest wyznaczany na podstawie obiektów rzeczywistych, traktowanych jako wzorcowe, to przyrosty odchylenia standardowego i przyrosty wariancji należy wyznaczyć na podstawie zmienności współrzędnych tych obiektów.

Etap IX. Wyznaczanie miary syntetycznej

Wyznaczenie wartości miary syntetycznej dla wartości średnich można dokonać za pomocą wzoru:

$$\Delta m_{s\eta}_j = \frac{\sum_{i=1}^M \left(\Delta \eta'_i - \Delta \eta'_i \right)_j \left(\Delta \eta'_i - \Delta \eta'_i \right)_{aw}}{\sum_{i=1}^M \left(\Delta \eta'_i - \Delta \eta'_i \right)_{aw}^2}. \quad (11)$$

Konsekwencją użycia wzoru (11) do wyliczenia miary syntetycznej jest brak informacji o poziomie wartości przyrostów odchyłeń standardowych dla poszczególnych wartości miary. W obliczeniach samej miary wykorzystuje się tylko wartości średnie. Zakłada się, że odchylenia standardowe i wariancje są wartościami, które poddaje się takim samym transformacjom jak wartości średnie. Nie wszystkie operacje wykonywane na wartościach średnich mogą być przeprowadzone dla odchyłeń standardowych i wariancji. Do wyznaczenia wektorowej miary syntetycznej użyto rzutu. Operacja wyznaczania współczynnika rzutu nie może być jednak przeprowadzona dla odchyłeń standardowych i wariancji. Operację określania wartości odchyłeń standardowych i wariancji dla współczynnika rzutu wykonano zakładając, że odchylenia standardowe wyznaczają wokół punktu określającego położenie obiektu w przestrzeni hiperkulę. Jako promień hiperkuli przyjęto maksymalną wartość odchylenia standardowego wskaźników opisujących dany obiekt. Pozwoliło to na określenie odchylenia standardowego współczynnika rzutu:

$$\Delta m_{s\sigma \max}_j = \frac{\max_i \left(\Delta \sigma'_i \right)_j}{\sqrt{\sum_{i=1}^M \left(\Delta \eta'_i - \Delta \eta'_i \right)_{aw}^2}}. \quad (12)$$

Podobne obliczenia wykonano dla wariancji zamieniając ją uprzednio na odchylenie standardowe:

$$\Delta m_{s\sigma^2 \max}_j = \frac{\sqrt{\max_i \left(\Delta \sigma'^2_i \right)_j}}{\sqrt{\sum_{i=1}^M \left(\Delta \eta'_i - \Delta \eta'_i \right)_{aw}^2}}. \quad (13)$$

Z obu wyznaczonych wartości wybrano większą w celu określenia maksymalnego możliwego odchylenia miary syntetycznej.

$$\Delta m_{s\sigma}_j = \max \left\{ \Delta m_{s\sigma \max}_j, \Delta m_{s\sigma^2 \max}_j \right\}. \quad (14)$$

Etap X. Przyporządkowanie obiektów do klas

Na podstawie przyrostu wartości średniej miary syntetycznej obiekty mogą zostać podzielone na klasy. Podział na klasy jest standardową procedurą przy wyznaczaniu miar syntetycznych i ma na celu ułatwienie prezentacji wyników (np. na mapkach). Zakres wartości miary syntetycznej dzieli się najczęściej na cztery równe zakresy, których szerokość wyznacza się z reguły na podstawie odchylenia standardowego wartości miary:

$$kl_j = \begin{cases} 1 & \text{dla } \Delta m_{s\eta} \geq \overline{\Delta m_s} + \sigma_{\Delta m_s} \\ 2 & \text{dla } \Delta m_{s\eta} \geq \overline{\Delta m_s} \quad \wedge \quad \Delta m_{s\eta} < \overline{\Delta m_s} + \sigma_{\Delta m_s} \\ 3 & \text{dla } \Delta m_{s\eta} \geq \overline{\Delta m_s} - \sigma_{\Delta m_s} \quad \wedge \quad \Delta m_{s\eta} < \overline{\Delta m_s} \\ 4 & \text{dla } \Delta m_{s\eta} < \overline{\Delta m_s} - \sigma_{\Delta m_s} \end{cases}, \quad (15)$$

gdzie: $\overline{\Delta m_s}$ jest wartością średnią przyrostu wartości średniej, $\sigma_{\Delta m_s}$ – odchyleniem standardowym przyrostu wartości średniej, a kl_j – numerem klasy dla j -tego obiektu.

Do klasy pierwszej należą obiekty najlepsze o najwyższych przyrostach wartości średniej miary syntetycznej, a do klasy czwartej najgorsze o najmniejszych wartościach miary syntetycznej.

Na podstawie wartości przyrostów odchyłeń standardowych i przyrostów wariancji można wyznaczyć maksymalną wartość odchylenia standardowego. Odchylenie standardowe można w tym przypadku interpretować jako miarę jednorodności na przykład gmin w województwach. Im jest ona mniejsza tym województwa są bardziej jednorodne i występują mniejsze różnice pomiędzy gminami w województwie. Niską wartość odchylenia standardowego należy traktować jako wartość pożądaną. Podział na klasy pod względem jednorodności można przeprowadzić na podstawie wzoru:

$$kl_{j\sigma} = \begin{cases} 1 & \text{dla } \Delta m_{s\sigma} < p_1 \sigma_{m_s} \\ 2 & \text{dla } \Delta m_{s\sigma} \geq p_1 \sigma_{m_s} \quad \wedge \quad \Delta m_{s\sigma} < p_2 \sigma_{m_s} \\ 3 & \text{dla } \Delta m_{s\sigma} \geq p_2 \sigma_{m_s} \quad \wedge \quad \Delta m_{s\sigma} < p_3 \sigma_{m_s} \\ 4 & \text{dla } \Delta m_{s\sigma} \geq p_3 \sigma_{m_s} \end{cases}, \quad (16)$$

gdzie: $kl_{j\sigma}$ jest numerem klasy dla wartości maksymalnej odchylenia standardowego j -tego obiektu, p_1, p_2, p_3 – współczynniki skalujące dobierane według uznania badacza w celu lepszego zwizualizowania wyników np. na mapce.

Do klasy pierwszej należą obiekty o najmniejszych wartościach odchyień standardowych. Są to z punktu widzenia tych odchyień standardowych obiekty najlepsze, gdyż najbardziej jednorodne. Do klasy ostatniej, najgorszej, należą obiekty o najwyższych wartościach odchyień standardowych. Charakteryzują się bardzo dużą niejednorodnością.

3. BADANIE EMPIRYCZNE NA PRZYKŁADZIE ANALIZ REGIONALNYCH

Do badań wybrano zmienne, z których wyznaczono 14 wskaźników należących do grupy wskaźników o charakterze społeczno-ekonomicznym:

X1 – dochody z majątku gminy na 1000 mieszkańców; X2 – wydatki na ochronę zdrowia ogółem na 1000 mieszkańców; X3 – dochody własne na jednego mieszkańca ogółem; X4 – powierzchnia lasów i gruntów leśnych do powierzchni gminy w procentach; X5 – liczba firm w sektorze publicznym do liczby firm ogółem w procentach; X6 – wydatki na oświatę i wychowanie ogółem na 1000 mieszkańców; X7 – bezrobotni zarejestrowani na 100 mieszkańców w wieku produkcyjnym; X8 – dotacje celowe i subwencje na 1000 mieszkańców w PLN; X9 – pracujący ogółem na 100 mieszkańców w wieku produkcyjnym; X10 – liczba firm na 1000 mieszkańców; X11 – wydatki na jednego mieszkańca ogółem; X12 – dochody na jednego mieszkańca ogółem; X13 – liczba pracujących kobiet do pracujących ogółem w procentach; X14 – liczba firm w sektorze prywatnym do liczby firm ogółem w procentach.

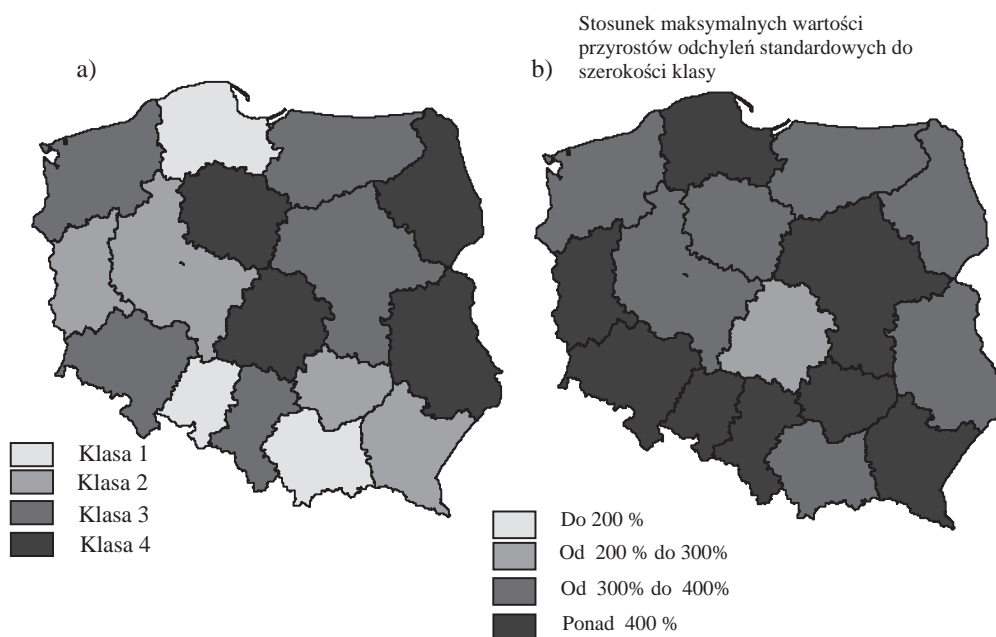
Dane pozyskano z GUS za 2010 rok. Badanie jednorodności regionów (województw) przeprowadzono w dwóch wariantach: w przestrzeni i w czasie. W pierwszym badaniu dla wskaźników wyznaczono wartości średnie, odchylenia standardowe i wariancje z danych dla gmin na obszarze każdego województwa. Aby otrzymać przyrosty odjęto od nich zero. Wartości średnie i przyrosty wartości średnich reprezentują średni poziom wartości zmiennych dla gmin w ramach województw. Natomiast odchylenia standardowe, wariancje oraz ich przyrosty określają zmienność przestrzenną zmiennych, czyli ich zmienność dla poszczególnych gmin danego województwa. Wartości średnie i ich przyrosty określają centrum miejsca w przestrzeni wektorowej, w której znajdują się obiekty (gminy), a odchylenia standardowe i ich przyrosty obszar (hiperelipsoidę), w której ich znalezienie jest najbardziej prawdopodobne. Jediną różnicą pomiędzy wartościami a ich przyrostami jest to, że przyrosty określają wartości względem poziomu odniesienia zero, który może być ruchomy.

Z 14 wskaźników, 11 miało współczynnik istotności cech na poziomie większym niż 0,1 (X1-X5, X7-X12). Natomiast z tych 11, 7 miało współczynnik zmienności cechy na poziomie mniejszym niż 0,8, co przyjęto za próg odrzucenia. Ostatecznie do dalszych badań, po eliminacji zmiennych, pozostawiono siedem wskaźników:

X5 – liczba firm w sektorze publicznym do liczby firm ogółem w procentach; X7 – bezrobotni zarejestrowani na 100 mieszkańców w wieku produkcyjnym; X9 – pracujący ogółem na 100 mieszkańców w wieku produkcyjnym; X10 – liczba firm na 1000

mieszkańców; X11 – wydatki na jednego mieszkańca ogółem; X12 – dochody na jednego mieszkańca ogółem.

Wskaźniki te zostały poddane standaryzacji, a następnie wyliczone zostały dla nich wartości miary syntetycznej oraz dokonano podziału obiektów na klasy. W celu wizualizacji wyniki przedstawiono na mapkach (rys. 3).



Rysunek 3. Podział województw na klasy z wykorzystaniem wskaźników o charakterze społeczno-ekonomicznym: a) ze względu na poziom rozwoju przeciętnej gminy, b) ze względu na jednorodność

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 3a przedstawiono ranking województw ze względu na poziom rozwoju przeciętnej gminy, a na rysunku 3b klasyfikację ze względu na jednorodność. W przedstawionym rankingu (rys. 3a) najlepsze miejsce zajęły województwa pomorskie, opolskie i małopolskie. Jednak dwa z tych województw: pomorskie i opolskie, charakteryzują się wysoką niejednorodnością, co jest widoczne na rysunku 3b. Dla przedmiotowych województw stosunek odchylenia standardowego do szerokości klas wynosi ponad 400%. Wynika z tego, że gminy wchodzące w skład tych województw mogą znajdować się praktycznie w każdej z czterech klas. Są one bardzo zróżnicowane wewnątrz pod względem poziomu rozwoju. Jest to zjawisko bardzo niekorzystne.

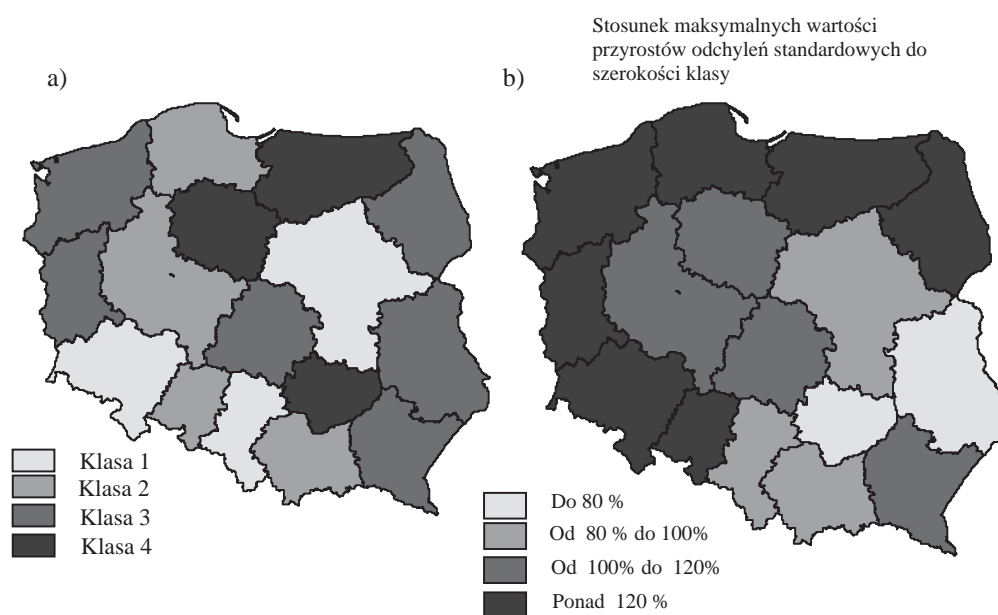
W przedstawionej klasyfikacji jednorodności wszystkie województwa charakteryzują się bardzo wysoką niejednorodnością. Nawet województwo łódzkie, które jest

w przedstawionym rankingu najlepsze, ma bardzo dużą niejednorodność. Świadczy o tym stosunek odchylenia standardowego do szerokości klas, który dla pierwszej klasy wynosi do 200%. Wynika stąd, że rangowanie wartości średnich w takiej sytuacji nie jest zalecane.

W drugim podejściu do badania jednorodności dla przedstawionych wcześniej wskaźników wyznaczono wartości średnie, odchylenia standardowe i wariancje z danych dla województw w kolejnych latach. Wszystkie obliczenia przeprowadzono jak w wariancie dla badania jednorodności w przestrzeni. Po procedurze eliminacji pozostały następujące wskaźniki (jako próg odrzucenia współczynnika zmienności cechy przyjęto wartość 0,2):

X4 – powierzchnia lasów i gruntów leśnych do powierzchni województwa w procentach; X5 – liczba firm w sektorze publicznym do liczby firm ogółem w procentach; X7 – bezrobotni zarejestrowani na 100 mieszkańców w wieku produkcyjnym; X9 – pracujący ogółem na 100 mieszkańców w wieku produkcyjnym; X10 – liczba firm na 1000 mieszkańców.

Wskaźniki te również zostały poddane standaryzacji, a następnie wyliczone zostały dla nich wartości miary syntetycznej, oraz dokonano podziału obiektów na klasy. W celu wizualizacji wyniki przedstawiono na mapkach (rys. 4).



Rysunek 4. Podział województw na klasy z wykorzystaniem wskaźników o charakterze społeczno-ekonomicznym: a) ze względu na średni poziom rozwoju województwa, b) ze względu na jednorodność województw w czasie

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 4a przedstawiono klasyfikację województw ze względu na średni poziom rozwoju województwa, a na rysunku 4b klasyfikację ze względu na jednorodność w czasie. W przedstawionym rankingu najlepsze miejsce zajęły województwa mazowieckie, dolnośląskie i śląskie. Z tych trzech województw największą niejednorodnością charakteryzuje się województwo dolnośląskie. Za interesujący wynik badań można uznać, fakt, że wszystkie województwa leżące w pasie granicznym północnym i zachodnim mają wysoką niejednorodność, natomiast z punktu widzenia poziomu rozwoju można je sklasyfikować jako dobre i bardzo dobre. Z jednej strony oznacza, że w tych województwach zaszły istotne zmiany w poziomie rozwoju w latach 2007–2010, ale rozwój ten był nierównomierny. Szczegółowa analiza wskaźników w czasie i przestrzeni pozwoliłaby na wskazanie powodów i obszarów (gmin) powstałej niejednorodności.

4. WNIOSKI

W artykule przedstawiono metodykę badania jednorodności czasowej i przestrzennej regionów. Badania przeprowadzono na gminach i województwach Polski. Po weryfikacji metody, podczas klasyfikacji województw na podstawie danych pochodzących z gmin, okazało się, że niejednorodność jest tak duża, że przy klasyfikacji województw należy być bardzo ostrożnym w formułowaniu wniosków końcowych. Dopiero spojrzenie na strukturę rozwoju województwa, której pochodną jest jednorodność daje pełny obraz rozwoju społeczno-gospodarczego regionów. W województwach sklasyfikowanych jako najlepsze oczekiwano również pozytywnych wyników przy badaniu jednorodności. Jednak badanie wykazało duże zróżnicowanie i wysoką niejednorodność regionów.

Przy badaniu poziomu rozwoju regionów zasadne jest zwrócenie uwagi w ogóle na problematykę rozwoju i elementów go tworzących. Z ekonomicznego punktu widzenia rozwój regionów jest to proces ciągły, gdzie efekty działań i funkcjonowania gmin, powiatów wpływające w konsekwencji na poziom rozwoju województw zachodzą w przestrzeni, ale przede wszystkim w czasie. Zatem uwzględnienie czynnika czasu pozwala na mocniejsze wyeksponowanie samego pojęcia rozwój regionu a przeprowadzona klasyfikacja silniej odzwierciedla faktyczny poziom rozwoju danego regionu. Uwzględnienie przy tym problematyki jednorodności w czasie pozwala na zwrócenie uwagi na równomierność rozwoju regionów w czasie. Zachowanie jednorodności rozwoju regionów (województw) zarówno w czasie i przestrzeni pozwala na wyeliminowanie różnic zachodzących w rozwoju składowych regionu (gmin, powiatów). Badanie jednorodności czasowej i przestrzennej poziomu rozwoju regionów może mieć ponadto zastosowanie w procesie zarządzania jednostkami samorządu terytorialnego m.in. dla poznania poziomu rozwoju regionów, wdrażania programów pomocowych i rozwojowych dla i w regionach czy wyrównywania zróżnicowanego rozwoju regionów.

LITERATURA

- [1] Bartosiewicz S., (1984), Zmienne syntetyczne w modelowaniu ekonometrycznym, *Prace naukowe AE*, nr 262, Wrocław.
- [2] Borawski M., (2012), Vector Space of Increments, *Control and Cybernetics* No. 1.
- [3] Borys T., (1984), Kategoria jakości w statystycznej analizie porównawczej, *Prace naukowe AE, seria : monografie i opracowania*, nr 23, Wrocław.
- [4] Institute for Economics & Peace, Global Peace Index Methodology, Results and Findings, 2010, <http://www.visionofhumanity.org/wpcontent/uploads/PDF/2010/2010%20GPI%20Re-sults%20Report.pdf>.
- [5] International Food Policy Research Institute, Global Hunger Index. The Challenge of Hunger: Focus on the Crisis of Children Undernutrition, 2010, <http://www.ifpri.org/sites/default/files/publications/ghi10.pdf>.
- [6] Hellwig Z., (1968), Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr, *Przegląd Statystyczny*, 4.
- [7] Kolenda M., (2006), *Taksonomia numeryczna. Klasyfikacja, porządkowanie i analiza obiektów wielocechowych*. Wrocław, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu.
- [8] Kukuła, K., (2000), *Metoda unitaryzacji zerowanej*. Warszawa, PWN.
- [9] Łuniewska M., Tarczyński W., (2006), *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej*. Warszawa, PWN 2006.
- [10] Młodak A., (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Warszawa, Difin.
- [11] Nermend K., Borawski M., (2006), Using Average-Variance Number System in Calculation of a Synthetic Development Measure, *Polish Journal of Environmental Studies*, 15 (4C), 127–130.
- [12] Nermend K., (2006a), A Synthetic Measure of Sea Environment Pollution, *Polish Journal of Environmental Studies*, 15 (4b), 127–129.
- [13] Nermend K., (2006b), Using Average-Variance Representation in Economic Analyses, *Polish Journal of Environmental Studies*, 15 (4C), 123–126.
- [14] Nermend K., (2007), Taxonomic Vector Measure of Region Development (TWMRR), *Polish Journal of Environmental Studies*, 16 (4A), 195–198.
- [15] Nermend K., (2008a), Employing Similarity Measures to Examine the Development of Technical Infrastructure in Polish Counties, *Folia Oeconomica Stetinensia*, 15 (7), 87–97.
- [16] Nermend K., (2008b), Zastosowanie rzutu wektora do budowy miernika syntetycznego, *Przegląd Statystyczny*, 55 (3), 10–21.
- [17] Nermend K., (2008c), *Rachunek wektorowy w analizie rozwoju regionalnego*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- [18] Nermend K., (2009), *Vector Calculus in Regional Development Analysis*, Series: Contributions to Economics, Springer.
- [19] Sobczyk M., (1983), Analiza porównawcza produkcji rolniczej w województwie lubelskim, *Wiadomości Statystyczne*, 2.
- [20] Social Watch, Social Watch Annual Report 2010: Time for a new deal after the fall, Montevideo, 2010, <http://www.socialwatch.org/sites/default/files/Social-Watch-Report-2010.pdf>.
- [21] United Nations Development Programme, Human Development Report, New York, Oxford University Press, 2010, <http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2010/>
- [22] World Bank, Making a difference for entrepreneurs, 2010,
- [23] <http://www.doingbusiness.org/reports/doing-business/doing-business-2011>.
- [24] World Economic Forum, Global Competitiveness Report 2010–2011,
- [25] http://www3.weforum.org/docs/WEF_GlobalCompetitivenessReport_2010-11.pdf.

**BADANIE JEDNORODNOŚCI PRZESTRZENNEJ I CZASOWEJ ROZWOJU OBIEKTÓW
SPOŁECZNO-GOSPODARCZYCH****Streszczenie**

W artykule przedstawiono zastosowanie arytmetyki przyrostów w konstrukcji wektorowej miary syntetycznej do badania jednorodności czasowej i przestrzennej regionów. W konstrukcji miernika zastosowano parę uporządkowaną: przyrost wartości średniej, przyrost odchylenia standardowego. Dzięki temu uzyskano dla każdej wartości miary dodatkową informację mówiącą o jednorodności regionów. W artykule przedstawiono przykład konstrukcji wektorowej miary syntetycznej do stworzenia rankingu polskich województw według przestrzennej jednorodności na bazie danych uzyskanych z powiatów będących częściami województw.

Słowa kluczowe: Wektorowa miara syntetyczna, miara syntetyczna, taksonomia, rachunek wektorowy, arytmetyka przyrostów, badania regionalne, jednorodność regionów, metody porządkowania liniowego

**STUDY OF SPATIAL AND TEMPORAL UNIFORMITY OF SOCIOECONOMIC OBJECTS
DEVELOPMENT****Abstract**

The article presents the method for constructing synthetic vector measure which allows to determine the effect of indicators' variability on the result of ranking. The measure is composed of an ordered pair of mean value increment and standard deviation increment. As a consequence, additional information that allows to determine how the rank of a given object might change may be gathered. An example of constructing synthetic vector measure for creating a ranking of Polish voivodships in terms of spatial uniformity based on data obtained from counties being parts of those voivodships is presented.

Keywords: Vectoral synthetic measure, synthetic measure, taxonomy, vector calculus, arithmetic of increments, image processing, regional analysis, linear ordering methods