INFRASTRUKTURA I EKOLOGIA TERENÓW WIEJSKICH

Nr 3/2005, POLSKA AKADEMIA NAUK, Oddział w Krakowie, s. 135–149
Komisja Technicznej Infrastruktury Wsi

Jakub Sikora, Andrzej Woźniak

ZRÓŻNICOWANIE OBSZARÓW WIEJSKICH WOJ. MAŁOPOLSKIEGO POD WZGLĘDEM WYPOSAŻANIA W ŚRODKI TECHNICZNE GOSPODARSTW ROLNYCH

Streszczenie

Nierównomierność w nasyceniu i przestrzennym zróżnicowaniu obszarów wiejskich pod względem rozwoju infrastruktury technicznej gospodarstw powoduje określone trudności w planowaniu rozwoju danego regionu w skali całego kraju czy też w skali jednego województwa. Zróżnicowanie to, przy jednakowych strategiach rozwojowych całych regionów, jak i makroregionów może powodować jeszcze większe różnice w rozwoju regionalnym. Przedstawienie oceny wyposażenia w infrastrukturę techniczną gospodarstw wiejskich przybliży podjęcie odpowiedniej strategii rozwojowej danego regionu w celu wyrównania szans. Problem klasyfikacji gmin z uwagi na wiele cech i wskaźników, jakimi można opisywać poziom nasycenia infrastrukturalnego, jest typowym problemem wielowymiarowej analizy porównawczej. Przytoczyć tu należy pojęcie struktury taksonomicznej jako konfiguracji punktów przestrzeni wielowymiarowej, która jest zbiorem obiektów scharakteryzowanych za pomocą różnych cech. Ostatecznie, po wstępnej weryfikacji wartości informacyjnej cech, z dostępnego zestawu cech diagnostycznych przyjęto do analizy 13 wskaźników opisujących wyposażenie gospodarstw w infrastrukturę techniczną.

Oceny dokonano, opierając się na syntetycznej mierze rozwoju będącej agregatem cech diagnostycznych. Przyjmując w przeprowadzonych badaniach, że $\alpha_j = 1$, tzn., nadając każdej zmiennej diagnostycznej jednakową wagę, ostatecznie zagregowaną miarę rozwoju wyznaczono według wzoru:

$$q_i = \left[\sum_{j=1}^{m} (z_{ij} - z_{(1),j})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \tag{8}$$

Przyjęty model syntetyzacji cech spełnia postulaty miary unormowanej na <0,1> i porządkuje liniowo obiekty od najgorszej do najlepszej pod względem przyjętych kryteriów.

Wykazano duże zróżnicowanie przestrzenne w nasyceniu obszarów poszczególnymi elementami infrastruktury technicznej jako pewną funkcję położenia gminy w regionie i jej otoczeniu. Na załączonych mapach wyznaczono regiony o zbliżonym poziomie zainwestowania gospodarstw rolnych w infrastrukturę „wewnętrzną".

WPROWADZENIE

Rola i znaczenie programowania rozwoju regionalnego oraz wszelkich związanych z nim procedur planistycznych systematycznie wzrasta. Wprowadzony od stycznia 1999 roku nowy podział administracyjny kraju wymaga nowej inwentaryzacji lokalnych zasobów, w tym infrastruktury. Powstaje również konieczność dostosowania polskiego modelu sterowania rozwojem regionalnym do warunków wymaganych w Unii Europejskiej [Gruszczyński 1999a], [Gruszczynski, Kwapisz 2000a]. Planowanie strategii i wyznaczanie kierunków rozwoju regionalnego dużych jednostek administracyjnych (powiatów, województw czy makroregionów) wymaga dogłębnej znajomości ich stanu i potencjalnych możliwości. Dynamicznie rozwijające się wszelkie formy programowania rozwoju regionalnego, na różnych szczeblach zarządzania i różnych kierunkach oddziaływania, wymagają zawsze głębokiej wiedzy o dysponowanych zasobach. Infrastruktura, w jej szerokim pojęciu, stanowi podmiotową bazę rozwoju lokalnego. Jej lokalne niedobory, dość powszechne na obszarach wiejskich Polski stanowią zawsze barierę rozwojową [Gruszczyński, Kwapisz 2000b]. Im większy obszar jest przedmiotem analizy, tym zróżnicowanie przestrzenne jego stanu, a zatem i możliwości rozwojowe poszczególnych jednostek administracyjnych, jest większe. Zagadnienia różnorodności zjawisk społeczno-gospodarczych występujących na obszarach wiejskich są coraz częściej przedmiotem zainteresowania nie tylko badaczy lub strategów zarządzania, lecz władz samorządowych odpowiedzialnych za rozwój i politykę regionalną. Są to zagadnienia podstawowe, od których należy wychodzić, ponieważ właśnie różnorodność obszarów wiejskich, zarówno pod względem nasycenia zjawiskami gospodarczymi, jak i przestrzennego ich rozmieszczenia

pozwala na uogólnienie i konieczną w planowaniu strategicznym realną wizję przyszłego rozwoju [Woźniak 2000]. Tematyka tych badań wiąże się z obiektami wielowymiarowymi, o dość zróżnicowanej strukturze wewnętrznej oraz z przestrzenią, której elementami są badane obiekty. Obiektami są gminy województwa małopolskiego. Każda z tych jednostek charakteryzuje się określana liczbą cech z punktu widzenia nasycenia infrastrukturą techniczną gospodarstw determinuje ich stan i potencjał możliwości rozwoju. Identyfikacja obiektów wielowymiarowych wiąże się z opisem, klasyfikacją oraz ich powiązaniem i rozmieszczeniem przestrzennym. Jako obiekt elementarny wybrano gminę, której opis jest możliwy na podstawie bezpośredniego parametru cech bez ich relatywizowania. Gminy są najmniejszą jednostką administracyjną zobowiązaną do prowadzenia sprawozdawczości statystycznej.

TEORETYCZNE PODSTAWY METODY

Problem klasyfikacji gmin z uwagi na wiele cech i wskaźników, jakimi można opisywać poziom nasycenia infrastrukturalnego, jest typowym problemem wielowymiarowej analizy porównawczej. Przytoczyć tu należy pojęcie struktury taksonomicznej jako konfiguracji punktów przestrzeni wielowymiarowej, która jest zbiorem obiektów scharakteryzowanych za pomocą różnych cech. Liczenie odległości pomiędzy obiektami lub ustalanie podobieństw między nimi wymaga wcześniejszego doprowadzenia cech diagnostycznych do porównywalności. Dokonać tego można poprzez typową procedurę standaryzacji zmiennych. Celem tego zabiegu jest pozbycie się mian cech oryginalnych oraz sprowadzenie zakresu zmienności do zbliżonych rozmiarów.

Standaryzacja cech diagnostycznych przebiega więc według wzoru:

$$Z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_{ij}}{S_j} \tag{1}$$

gdzie:

i – numer obiektu,

j – numer cechy diagnostycznej,

Sj – odchylenie standardowe cechy j,

x_{ij} – realizacja cechy j w obiekcie i.

Mnogość metod standaryzacji oraz istniejących formuł normalizacji cech diagnostycznych w wielu wypadkach może nastręczać problemów z wyborem najwłaściwszej. Niektórzy autorzy, np. Borys [1978] i Grabinski [1984], sugerują, aby wybór formuły normalizacji połączyć z wyborem formuły agregacji [Woźniak 2000]. Najlepsze właściwości formalne ma metoda unitaryzacji, w której przez rozstęp dzielona jest odległość danej wartości od zaobserwowanej wartości najgorszej (minimalnej). Metoda ta spełnia warunek ograniczenia zakresu cechy do domkniętego przedziału <0, 1>, jak również postulowany warunek nieujemności cechy znormalizowanej.
Normalizacja cech diagnostycznych przebiega więc według wzoru:

$$Z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_i \{x_{ij}\}}{\max_i \{x_{ij}\} - \min_i \{x_{ij}\}} \tag{2}$$

gdzie:

i – numer obiektu,
j – numer cechy diagnostycznej,
x_{ij} – realizacja cechy *j* w obiekcie *i*.

Powyższa formuła dotyczy zmiennych o charakterze symulanty, tzn. takich, których „duże" wartości mają duże znaczenie dla badanych procesów rozwoju. Z formalnego punktu widzenia każdą zmienną o charakterze stymulanty można przekształcić w destymulantę i odwrotnie, pod warunkiem zachowania sensu merytorycznego zmiennej. W przedstawianej analizie wszystkie zmienne diagnostyczne w stanie oryginalnym mają charakter symulant.

Jak już wspomniano, celem badań jest dokonanie klasyfikacji polegającej na uporządkowaniu liniowym zbioru elementów Ω za pomocą miary syntetycznej opracowanej na zbiorze własności Θ; to znaczy, na ustaleniu hierarchii liniowej w tym zbiorze ze względu na przyjęte kryterium reprezentowane przez cechy diagnostyczne. Na tej podstawie dla każdej pary obiektów można stwierdzić, który z nich jest „lepszy" z punktu widzenia kryterium ogólnego.

Odległość wylicza się za pomocą metryki Minkowskiego. W taksonometrii przyjmuje się, że mierniki odległości powinny być określone przez funkcje metryczne [Zeliaś 1991].

$$d_{ik} = \left[\sum_{j=k}^{m} \left| x_{ij} - x_{kj} \right| p \right]^{\frac{1}{p}} \qquad (i,\ k = 1,\ldots,\ n), \tag{3}$$

gdzie:

x_{ij}, x_{kj} – relacja j-tej cechy dla i-tego oraz k-tego obiektu,

n – liczba obiektów,

m – liczba cech,

p – liczba naturalna:

w praktyce wykorzystuje się odległość miejską (p = 1), odległość Euklidesa (p = 2), odległość Czybyszewa ($p = \infty$). W badaniach wykorzystano odległość miejską (Manhattan).

SYNTETYCZNA MIARA ROZWOJU JAKO KRYTERIUM PORZĄDKOWANIA LINIOWEGO, POMIAR METRYKI ODLEGŁOŚCI

Kluczowym zagadnieniem dla rozwiązania postawionego problemu badawczego jest dobór cech diagnostycznych i sposób ich agregacji. W pracach poświęconych miarom syntetycznym można wielokrotnie napotkać postulat niezależności zmiennych używanych ostatecznie do tworzenia wskaźnika syntetycznego. Z drugiej jednak strony zasady sprawozdawczości statystycznej podają ograniczony zestaw danych statystycznych w skali gmin. Z uwagi więc na koszty badań należy poszukiwać rozwiązań pośrednich, to znaczy poszukiwać kompromisu pomiędzy podejściem merytorycznym i statystycznym. Sam przedmiot badań – infrastruktura obszarów wiejskich – ogranicza kryterium formalne na rzecz merytorycznego doboru cech diagnostycznych do zestawu prezentowanych w statystyce publicznej wskaźników charakteryzujących infrastrukturę techniczną gmin.

Ostatecznie, po wstępnej weryfikacji wartości informacyjnej cech, z dostępnego zestawu cech diagnostycznych przyjęto do analizy 13 wskaźniki wyposażenia gospodarstw w infrastrukturę techniczną (tab. 1).

Cechy zostały wybrane z zestawu tak, by reprezentująca je lista zmiennych odznaczała się następującymi własnościami:

– zmienne były słabo skorelowane między sobą,

– były silnie korelowane ze zmiennymi odrzuconymi.

Tabela 1. Wybrane spośród infrastruktury technicznej gospodarstw zmienne diagnostyczne

X_j	Cecha diagnostyczna	Wymiar cechy
X_1	liczba samochodów ciężarowych na 1 ha UR	[szt./ha]
X_2	liczba ciągników 1 ha UR	[szt./ha]
X_3	liczba kombajnów zbożowych 100 ha UR	[szt./100 ha]
X_4	liczba kombajnów ziemniaczanych na 100 ha UR	[szt./100 ha]
X_5	liczba kombajnów buraczanych na 100 ha UR	[szt./100 ha]
X_6	powierzchnia obór ogółem na 1 ha UR	[m²/ha]
X_7	powierzchnia innych pomieszczeń na 1 ha UR	[m²/ha]
X_8	powierzchnia chlewni ogółem na 1 ha UR	[m²/ha]
X_9	powierzchnia kurników ogółem na 1 ha UR	[m²/ha]
X_{10}	powierzchnia stodół ogółem na 1 ha UR	[m²/ha]
X_{11}	powierzchnia wiat ogółem na 1 ha UR	[m²/ha]
X_{12}	powierzchnia garaży ogółem na 1 ha UR	[m²/ha]
X_{13}	powierzchnia budynków wielofunkcyjnych na 1 ha UR	[m²/ha]

Przyjęty zestaw zmiennych zweryfikowany został pod względem dostatecznej zmienności przestrzennej jako potencjalnej wartości informacyjnej każdej z cech.

Za podstawę obliczeń przyjęto współczynnik zmienności:

$$V_j = \frac{S_j}{\bar{x}_j} \qquad (j = 1, 2, \ldots, k) \tag{4}$$

gdzie:

$\bar{x}$ – średnia arytmetyczna badanej cechy,

S_j – odchylenie standardowe.

Cechy, dla których jest spełniona nierówność: $V_j \leq \varepsilon$ zostały wyeliminowane, gdzie ε jest arbitralnie przyjętą wartością progową współczynnika zmienności ustaloną na poziomie $\varepsilon = 0{,}1$.

Spośród wstępnie wybranych 211 gmin województwa małopolskiego o różnych typach: wiejskich, miejsko-wiejskich i miejskich, wytypowano gminy, dla których statystyki publiczne zawierały dane w formie umożliwiającej oddzielenie infrastruktury technicznej gospodarstw wiejskich od urządzeń infrastrukturalnych miast i części miejskich gmin miejsko-wiejskich.

Dalszej analizie poddano 176 gmin, reprezentujących wyłącznie obszary wiejskie. Uporządkowany liniowo, w zakresie <0, 1> zbiór miar syntetycznych dla wybranych obiektów przyjmował wartość z przedziału od 0,350 dla gmin najlepszych do 0 dla najgorszej.

Z przedstawionych w tabeli 1 cech diagnostycznych wyspecjalizowano zbiór z 176 podstawowych jednostek przestrzennych w przestrzeni cechowej 13-wymiarowej o macierzy danych w postaci:

$$X_{[176x13]} = \begin{bmatrix} x_{1,1} & x_{1,2} & x_{1,3} & \dots & x_{1,13} \\ x_{2,1} & x_{2,2} & x_{2,3} & \dots & x_{2,13} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{176,1} & x_{176,2} & x_{176,3} & \dots & x_{176,13} \end{bmatrix} \tag{5}$$

Przedstawiony zestaw zmiennych poddany został standaryzacji według formuły (1).

Ogólna postać macierzy zmiennych standaryzowanych przedstawia się następująco:

$$Z_{[176x13]} = \begin{bmatrix} z_{1,1} & z_{1,2} & z_{1,3} & \dots & z_{1,13} \\ z_{2,1} & z_{2,2} & z_{2,3} & \dots & z_{2,13} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ z_{176,1} & z_{176,2} & z_{176,3} & \dots & z_{176,13} \end{bmatrix} \tag{6}$$

Cenną właściwością tak przekształconych zmiennych $Z_1, Z_2, \dots Z_m$ unormowanie $0 < Z_{ij} < 1$. Oznacza to, że im bliższe jedności są wartości znormalizowane, tym korzystniejsze miejsce zajmuje i-ty obiekt ($i = 1,2, \dots, n$) względem analizowanej j-tej zmiennej ($j = 1,2, \dots, m$).

W procesie definiowania przedstawionej macierzy (6) danych przekrojowych wykorzystano procedurę normalizacji (standaryzację) opartą na oszacowaniu wartości średniej arytmetycznej oraz odchylenia standardowego.

Przedstawiona postać syntetycznej miary rozwoju jest oparta na uogólnionym pojęciu odległości (dystansu), który można zdefiniować następująco: odległością dwóch punktów η_l i η_k w przestrzeni m-wymiarowej w ustalonym systemie wag dodatnich [Woźniak 2001]. W badaniach przyjęto, że wagi są dla wszystkich zmiennych takie same, co daje nam znaczenie każdej ze zmiennych syntetycznych jest takie same. W badaniach postać syntetycznej miary rozwoju przyjęto za Hellwigiem jako funkcję kwadratową o ogólnej postaci:

$$q_i = 1 - \frac{d_{i(1)}}{d_{(0),(1)}} = -\frac{\left[\sum_{j=1}^{m} \alpha_j (z_{ij} - z_{(1),j})^2\right]^{\frac{1}{2}}}{\left[\sum_{j=1}^{m} \alpha_j (z_{(0),j} - z_{(1),j})^2\right]^{\frac{1}{2}}} \tag{7}$$

gdzie:

$d_{i(1)} = d(\eta_i \text{ i } \eta_{(1)})$ – odległość miedzy zdezagregowanym poziomem rozwoju i-tego obiektu η_i i zdezagregowanym wzorcem poziomu rozwoju $\eta_{(1)}$,

$d_{(0)\ (1)} = d(\eta_{(0)}\ \eta_{(1)})$ – odległość zdezagregowanym zerowym poziomem rozwoju $\eta_{(0)}$ i zdezagregowanym wzorcowym poziomem rozwoju $\eta_{(1)}$,

α_j – współczynnik wagowy cechy x_j.

Przyjmując w przeprowadzonych badaniach, że $\alpha_j = 1$, nadając każdej zmiennej diagnostycznej jednakową wagę, ostatecznie zagregowaną miarę rozwoju wyznaczono według wzoru:

$$q_i = \left[\sum_{j=1}^{m} (z_{ij} - z_{(1),j})^2\right]^{\frac{1}{2}} \tag{8}$$

Przyjęty model syntetyzacji cech spełnia postulaty miary unormowanej na <0,1> i porządkuje liniowo obiekty od najgorszej do najlepszej pod względem przyjętych kryteriów. O wartościach funkcji decyduje wartość metryki $d_{i(1)}$, tzn. odległości punktu η_i od wzorcowego poziomu rozwoju $\eta_{(1)}$. Wzrost tej odległości powoduje zmniejszanie globalnego wyniku wartościowania.

Przedstawiona metoda poszukiwania syntetycznej miary opartej na wzorcu rozwoju pozwala na oszacowanie taksonomicznej struktury zbioru gmin jako konfiguracje obiektów w wielocechowej przestrzeni ich własności. Tak rozumiana struktura obiektów w przestrzennej klasyfikacji pozwala uszeregować obiekty leżące bliżej lub dalej od przyjętego wzorca rozwoju.

Wyznaczona dla każdego obiektu i miara rozwoju q_i tworzy wektor agregatów i postaci jednokolumnowej macierzy:

$$P_{[1xn]} = \begin{bmatrix} q_1 \\ q_2 \\ \dots \\ q_n \end{bmatrix} \tag{9}$$

Wektor $P_{[1xn]}$ jest miarą syntetyczną rozwoju umożliwiającą klasyfikację, za pomocą jednej liczby, wielocechowego zjawiska, jakim jest potencjał infrastruktury technicznej gospodarstw w przyjętych gminach województwa małopolskiego.

W przeprowadzanych badaniach dokonanie klasyfikacji obszarów wiejskich przyjęto za Woźniakiem [2001]. Przyjęto, że zbiór tych obszarów zostanie podzielony na pięć grup, skupiające gminy o podobnych wartościach syntetycznej miary rozwoju.

Kryterium przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Charakterystyka klasyfikacji obiektów z uwagi na wartość syntetycznej miary rozwoju

Grupa	Charakterystyka grupy	Zakres zmienności grupy
I	obszary o bardzo niskich wartościach miary rozwoju	$0 \le q_i \le \min\{q_i\} + 0{,}2R$
II	obszary o niskich wartościach miary rozwoju	$\min\{q_i\} + 0{,}2R \le q_i \le \min\{q_i\} + 0{,}4R$
III	obszary o średnich wartościach miary rozwoju	$\min\{q_i\} + 0{,}4R \le q_i \le \min\{q_i\} + 0{,}6R$
IV	obszary o wysokich wartościach miary rozwoju	$\min\{q_i\} + 0{,}6R \le q_i \le \min\{q_i\} + 0{,}8R$
V	obszary o bardzo wysokich wartościach miary rozwoju	$\min\{q_i\} + 0{,}8R \le q_i \le 1$

q_i – wartość miary syntetycznej ustalona dla *i-tego* obiektu
R – rozstęp wartości syntetycznej miary rozwoju

Przedstawiony zestaw zmiennych z macierzy (5) poddany został również unitaryzacji w celu obliczenia miary odległości taksonomicznych. Zmienne poddane zostały unitaryzacji według formuły (2).

Ogólna postać macierzy zmiennych unitaryzowanych przedstawia się następująco:

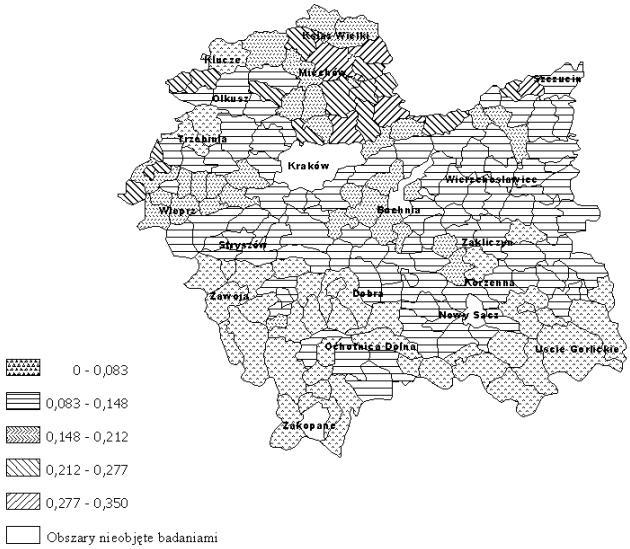
$$Z_{[176x13]} = \begin{bmatrix} z_{1,1} & z_{1,2} & z_{1,3} & \cdots & z_{1,13} \\ z_{2,1} & z_{2,2} & z_{2,3} & \cdots & z_{2,13} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ z_{176,1} & z_{176,2} & z_{176,3} & \cdots & z_{176,13} \end{bmatrix} \tag{10}$$

Zgodnie z interpretacją geometryczną obiekty w taksonomii traktuje się jako punkty w wielowymiarowej przestrzeni klasyfikacji, które należy rozdzielić na pewną liczbę grup zawierających punkty położone blisko siebie w sensie ustalonej *a priori* metryki odległości, a znacznie oddalone od punktów tworzących pozostałe grupy. Problem pomiaru odległości między wielowymiarowymi obiektami występuje w większości procedur taksonomicznych i ma podstawowe znaczenie dla poprawności wyników badań.

WYNIKI BADAŃ I WNIOSKI

Źródłem materiałów statystycznych do wyznaczania wskaźnika nasycenia gmin infrastrukturą techniczną gospodarstw stanowiły wyniki powszechnego spisu rolnego z 2002 roku dla województwa małopolskiego.

We wstępnej fazie badań analizą objęto wszystkie 169 gminy województwa małopolskiego. Z uzyskanego zbioru wyznaczono miarę rozwoju, według formuły (8). Wyniki wprowadzono do geograficznej bazy danych i przeprowadzono analizę przestrzenną. Z analizy tej wynika, że największe obszary pokrywają dwie klasy $0 \leq q_i \leq \min\{q_i\} + 0{,}2R$ i $\min\{q_i\} + 0{,}2R \leq q_i \leq \min\{q_i\} + 0{,}4R$. Wyniki analizy przestrzennej zobrazowano na rysunku 1.



Rysunek 1. Nasycenie i przestrzenne zróżnicowanie infrastrukturą techniczną gospodarstw wiejskich według miary rozwoju

W tabeli 3 przedstawiono wyniki podziału gmin oraz przedziały wartości miary agregatowej, których zakresy decydują o przynależności gminy do odpowiedniej grupy. Gminy tworzące grupę piątą należą do najbardziej rozwijających się rolniczo gmin w województwie małopolskim. Średnia powierzchnia gospodarstwa w tym przedziale wyniosła 4,493 ha, największa średnia wystąpiła w gminie Słaboszów (6,899 ha) najmniejszą średnią w tej grupie charakteryzowała się gminna Kocmyrzów-Luborzyca (2,587 ha).

Tabela 3. Klasyfikacja gmin według wartości syntetycznej miary rozwoju

Nr grupy	Liczba gmin	Poziom miary q_i	Gminy
I	39	0–0,083	Chrzanów, Trzebinia, Lipinki, Ropa, Sękowa, Uście Gorlickie, Kamienica, Mszana, Dolna, Mszana Dolna, Niedźwiedź, Lubień, Gródek nad Dunajcem, Grybów, Kamionka Wielka, Łabowa, Muszyna, Piwniczna- Zdrój, Rytro, Czarny Dunajec, Jabłonka, Krościenko nad Dunajcem, Lipnica Wielka, Nowy Targ, Ocotnica Dolna, Raba Wyżna, Rabka – Zdrój, Szaflary, Szczawnica, Klucze, Bystra-Sidzina, Maków Podhalański, Stryszawa, Sucha-Beskidzka, Zawoja, Gromniki, Biały Dunajec, Bukowina Tatrzańska,
II	83	0,083– –0,148	Kościelisko, Poronin, Bochnia, Lipnica Murowana, Nowy Wiśnicz, Rzezawa, Żegocina, Borzęcin, Brzesko, Czchów, Dębno, Gnojniki, Szczurowi, Alwernia, Babice, Libiąż, Dąbrowa Tarnowska, Mędrzechów, Olesno, Radgoszcz, Szczucin, Biecz, Golice, Golice, Łużna, Moszczenia, Jerzmanowice-Przeginia, Krzeszowice, Liszki, Mogilny, Skawina, Świątniki Górne, Wielka Wieś, Zabierzów, Dobra, Jodłowniki, Laskowa, Limanowa, Limanowa, Łukowaci, Słopnice, Tymbark, Myślenic, Pcim, Raciechowice, Siepraw, Sułkowice, Tokarnia, Wiśniowa, Korzenna, Łącko, Nawojowa, Podegrodzie, Stary Sącz, Czorsztyn, Łapsze Niżne, Nowy Targ, Bukowno, Olkusz, Polanka Wielka, Budzów, Jordanów, Jordanów, Zembrzyce, Cieżkowice, Lisia Góra, Pleśna, Radów, Ryglice, Rzepiennik Strzyżewski, Skrzyszów, Tarnów, Tuchów, Wierzchosławice, Wojnicz, Zakliczyn, Andrychów, Kalwaria Zebrzydowska, Lanckorona, Kucharz, Spytkowice, Stryszków, Wadowice, Niepołomice, Wieliczka
III	29	0,148– –0,212	Łapanów, Trzcina, Iwkowa, Czernihów, Igołomi, Wawrzeńczyce, Iwanowie, Michałowie, Skała, Kozłów, Książ Wielki, Dobczyce, Chełmie, Spytkowice, Radziemice, Osiek, Przeciszów, Zator, Nowe Brzesko, Wietrzychowice, Żabno, Brzeźnica, Tomice, Wieprz, Biskupice, Gdów, Kłaj
IV	13	0,212– –0,277	Bolesław, Gręboszów, Słomniki, Sułoszowa, Charsznica, Gończa, Racławice, Brzeszcze, Chełmem, Oświęcim, Koniusza, Koszyce, Pałecznica
V	5	0,277– –0,350	Bolesław, Kocmyrzów-Luborzyca, Miechów, Słaboszów, Proszowice,.

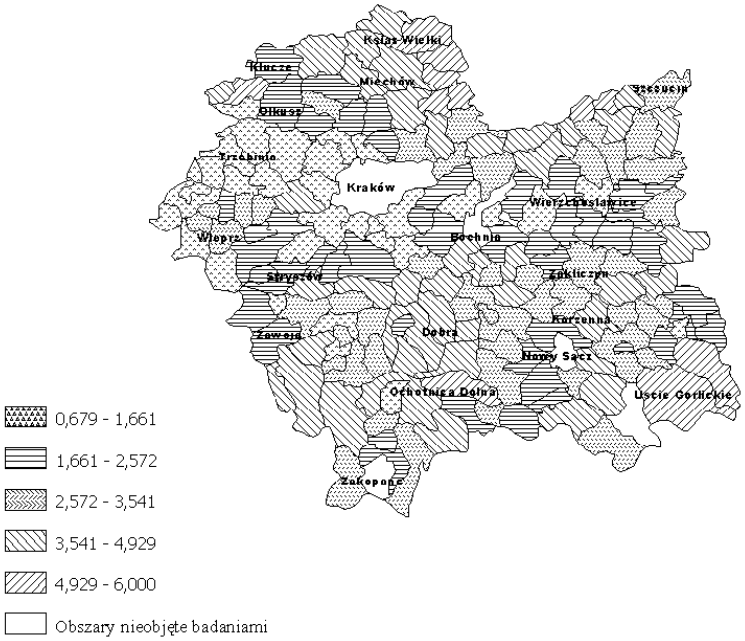
Dwa pierwsze przedziały klasowe skupiają 122 gminy (77% badanej populacji), dla nich rozpiętość miary syntetycznej waha się w granicach od 0,018 do 0,148. Dotyczy to gmin reprezentujących obszary wiejskie. Przedstawiona analiza przestrzenna (rys. 1) z podziałem gmin według przyjętego kryterium klasyfikacji. Tym samym kolorem zaznaczono gminy, które przynależą do tej samej grupy. Wstępna analiza rysunku 1 z rysunkiem 2 o występowaniu zależności pomiędzy syntetyczną miarą rozwoju a średnią wielkością gospodarstw.

W tabeli 4 przedstawiono wyniki analizy przestrzennej, strukturę wielkości danych przedziałów. W przedziale pierwszym który zajmował 29% badanego województwa wystąpiła gminna największa, najmniejsza i średnia wielkość gminy w tym przedziale okazała się największa.

Tabela 4. Charakterystyka badanych gmin województwa małopolskiego

Grupy	Liczba gmin w grupie	Powie-rzchnia ogółem gmin [ha]	Powie-rzchnia najmnie-jszej gminy [ha]	Powie-rzchnia najwię-kszej gmi-ny [ha]	Średnia powie-rzchnia [ha]	Odchylenie stan-dardowe	Procen-towy udział grup w całości
0–0,083	39	407 042	1700	28 741	10 437	5808	29
0,083–0,148	83	677 138	1864	20 865	8158	3505	48
0,148–0,212	29	189 389	2911	13 780	6531	2574	14
0,212–0,277	13	74 343	2724	11 138	5719	2415	5
0,277–0,350	5	45 134	4367	14 840	9027	3838	4

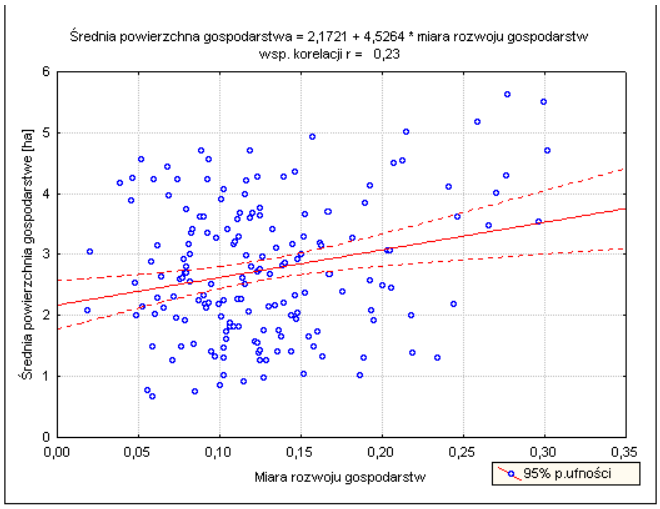
Przedstawiona analiza przestrzenna (rys. 2) uwidacznia nam gdzie położone są gminy o największym rozproszeniu rolnictwa zaznaczone kolorem niebieskim o średniej powierzchni gospodarstwa z przedziału od 0,679 ha do 1,661 ha do tego przedziału zakwalifikowano 31 gmin. Tylko 4 gminy spełniały warunek, że należały do grupy pierwszej zależności od miary rozwoju i grupy pierwszej, jeżeli chodzi o średnią powierzchnię gospodarstw w gminie. Warunki o przynależności dla grup drugich spełniało 65 gmin. Już gminy z piątego przedziału miary rozwoju nie pokryły się z przedziałem średniej powierzchni gospodarstw 4,929 ha do 6,00 ha. Z tego wynika że nie można stwierdzić istotnej zależności pomiędzy miarą rozwoju a powierzchnią gospodarstw.



Rysunek 2. Grupy obszarowe pod względem średniej wielkości gospodarstw

Brak statystycznej zależność poziomu rozwoju infrastruktury technicznej gospodarstw a średnią powierzchnią gospodarstwa danej gminy stwierdzono, wyznaczając wartość współczynnika korelacji. Na poziomie istotności 0,95 współczynnik korelacji liniowej jest istotny. Niska wartość współczynnika korelacji liniowej wskazuje na brak związku pomiędzy miarą rozwoju a średnią powierzchnią gospodarstwa.

Wyraźna skłonności do układania się gmin o podobnym nasyceniu gospodarstw rolnych w środki techniczne w dość zwarte regiony sugeruje, że istnieje związek pomiędzy poziomem wyposażenia gospodarstw w te środki a ich geograficznym położeniem. Ponadto może występować dodatni związek korelacyjny pomiędzy poziomem wyposażenia w gminie a średnim poziomem jej sąsiadów. Problemy korelacji w odniesieniu do sąsiedztwa, i położenia geograficznego gmin stanowi odrębny problem badawczy autorów i będzie przedmiotem dalszych analiz.



Rysunek 3. Korelacja pomiędzy średnią powierzchnią gospodarstwa a syntetyczną miarą rozwoju

BIBLIOGRAFIA

Borys T. *Propozycja agregatowej miary rozwoju obiektów*. Przegląd Statystyczny, XXV,3, 1978.

Grabiński T. *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach dynamiki zjawisk ekonomicznych*. Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Monografia, 61, 1984.

Gruszczyński J. *Rolnictwo polskie na etapie przejściowym przed wstąpieniem Polski do Unii Europejskiej*. Zesz. Nauk. AR Kraków. Nr 350/1999, 1999a.

Gruszczyński J. Kwapisz J. *Infrastruktura techniczna Małopolski ma tle standardów Unii Europejskiej*. Międzynarodowa Konferencja Naukowo-Techniczna Kielce 1–2.03.2000. 2000a. Zbiór referatów.

Gruszczyński J. Kwapisz J. *Stan infrastruktury technicznej Małopolski na tle kraju*. Zesz. Nauk. AR Kraków, Nr 365/2000, 2000b.

Woźniak A. *Relacje przestrzenne i zróżnicowanie infrastruktury obszarów wiejskich województwa małopolskiego*. Zesz. Nauk. AR Kraków nr 365 Sesja Naukowa z. 72, 2000.

Woźniak A. *Relacje przestrzenne w infrastrukturze i technicznym wyposażeniu rolnictwa w województwie małopolskim*. Inżynieria Rolnicza Nr 5(25) Seria – Rozprawy habilitacyjne nr 7. Kraków 2001.

Wójcicki Z. *Wskaźniki wyposażenia i wykorzystania środków technicznych w gospodarstwach rolnych*. Wydawnictwo IBMER. Warszawa 1996.

Wójcicki Z. *Wyposażenie techniczne i nakłady materiałowo-energetyczne w rozwojowych gospodarstwach rolniczych*. Wydawnictwo IBMER, Warszawa, 2000, s. 1–139.

Zeliaś A. *Ekonometria przestrzenna*. Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne. Warszawa 1991.

dr hab. Andrzej Woźniak
mgr inż. Jakub Sikora
Katedra Technicznej Infrastruktury Wsi
AR w Krakowie

Recenzent: *Prof. dr hab. Zdzisław Wójcicki*

Jakub Sikora, Andrzej Woźniak

DIVERSIFICATION OF RURAL AREAS OF THE MALOPOLSKIE PROVINCE IN RESPECT OF TECHNICAL MEANS ON FARMS

SUMMARY

Inequality in saturation and spatial diversification of rural areas in respect of farm technical infrastructure development causes specific difficulties in planning the development of individual region in the scale of the whole country and in the scale of single provinces. The diversification, at the same strategies of development for the whole regions and macroregions, may cause even more differences in regional development. Presented estimation of technical infrastructure of farms will help launching a proper strategy of development for individual regions in order to equalize chances. A problem of communes' classification due to many features and indices which may describe the level of infrastructural saturation is a typical problem of multivariate comparative analysis. At this point a notion of taxonomic structure should be mentioned as a configuration of points of multidimensional space which is a set of objects characterized by means of various attributes. Finally, after initial verification of informative values of attributes, 13 indices describing technical infrastructure on farms were selected for analysis from the available set of diagnostic attributes.

The assessment was made basing on a synthetic measurement of development which is an aggregate diagnostic attribute. Assuming in the conducted research that $\square_j = 1$, i.e. attaching equal weight to each diagnostic variable, the finally aggregated measurement of development was established according to the following formula:

$$q_i = \left[\sum_{j=1}^{m} (z_{ij} - z_{(1),j})^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

Assumed model of synthetization of attributes fulfils the postulate of measure normalized on <0.1> and orders linearly objects from the worst to the best in respect of assumed criteria.

A considerable spatial diversification was demonstrated in rural areas' saturation with elements of technical infrastructure, as a certain function of commune location in the region and in its environment. Enclosed maps show regions on an approximate level of farm investments in "internal" infrastructure.

Key words: active sludge, hygienization, agricultural utilization of sludge