

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Artur CZECH
Teresa SŁABY

Ocena poziomu życia gospodarstw domowych według województw — meandry analizy taksonomicznej¹

Streszczenie. *Artykuł przedstawia wyniki badania poziomu życia gospodarstw domowych na podstawie analizy wydatków na konsumpcję według województw. Badanie przeprowadzono z wyłączeniem stolic województw, ponieważ są one ośrodkami rozwoju i charakteryzują się wyższą konsumpcją. Do zawężenia zakresu danych skłoniła autorów ocena poziomu i struktury konsumpcji w województwie mazowieckim, która wykazała znaczne zawyżenie wyników na skutek obecności Warszawy w zbiorze danych.*

W badaniu wykorzystano metody analizy taksonomicznej w postaci mierników — klasycznego oraz pozycyjnego. Analizę oparto na zbiorze cech wygenerowanych na podstawie danych za 2014 r., uzyskanych z badań budżetów gospodarstw domowych GUS. Szczególną uwagę poświęcono wydatkom gospodarstw domowych, w odniesieniu do których wykazano potrzebę konstrukcji cechy zagregowanej związanej ze spędzaniem czasu wolnego jako jednego z mierników poziomu życia.

Słowa kluczowe: wydatki, poziom życia, miernik taksonomiczny, gospodarstwa domowe.

JEL: C19, D12, R11, R20

¹ Artykuł opracowano na podstawie referatu wygłoszonego na Międzynarodowej Konferencji Naukowej pt. *Jakość życia i spójność przestrzenna. Interakcje rozwoju i dobrostanu w kontekście lokalnym*, zorganizowanej w Warszawie przez GUS i UKSW w dniach 17 i 18 listopada 2016 r.

Po przystąpieniu naszego kraju do Unii Europejskiej polskie społeczeństwo uzyskało dostęp do instrumentów polityki wspólnotowej. Jednym z celów działań unijnych jest eliminacja różnic w rozwoju społeczno-gospodarczym krajów i regionów. Do lat 60. XX w. wzrost gospodarczy bardzo często utożsamiano z postępowaniem społecznym, a wielkość PKB *per capita* uważano za podstawową miarę dobrobytu. Odstąpienie od traktowania dochodu narodowego jako wyłącznej miary osiągnięć ekonomicznych zaowocowało tzw. ruchem wskaźników społecznych. Pojawiły się pojęcia warunków bytu oraz poziomu, jakości i godności życia, które m.in. wiążą zjawisko konsumpcji z potrzebami ludzkimi (Bywalec, 2017).

W literaturze przedmiotu można znaleźć różne definicje poziomu życia odnoszące się do stopnia zaspokojenia potrzeb (Luszniewicz, 1982; Malina i Zeliaś, 1994; Śmiłowska, 1995; Haponiuk, 1997). Podstawę ich sformułowania stanowił szeroki sposób traktowania tej kategorii pojęciowej przez Instytut Badania Rozwoju Społecznego ONZ. Według Piasnego (1993) poziom życia obejmuje całość kształt rzeczywistych warunków życia ludzi oraz stopień materialnego i kulturalnego zaspokojenia potrzeb odpłatnymi towarami i usługami oraz funduszami konsumpcji zbiorowej. Obecnie do najczęściej cytowanych należą definicje określające poziom życia jako:

- stopień zaspokojenia potrzeb wynikający z konsumpcji wytworzonych przez człowieka dóbr materialnych i usług (Bywalec, 2010),
- stopień zaspokojenia potrzeb materialnych i kulturalnych przy istniejącej infrastrukturze umożliwiającej to zaspokojenie (Słaby, 1990).

Poziom życia stanowi więc kategorię pojęciową, którą można rozpatrywać w wielu aspektach. Jej zakres jest tak szeroki, jak wielorakie są ludzkie potrzeby. Dodatkową trudność w empirycznej ocenie poziomu życia stanowi fakt, że większość Polaków mieszka w miastach, a dochód przypadający na osobę w miejskim gospodarstwie domowym jest przeciętnie wyższy niż w wiejskim. Wynika to stąd, że najlepiej płatne miejsca pracy znajdują się najczęściej w największych aglomeracjach (Kozera, Stanisławska i Wysocki, 2014), co wpływa na dochody (Madras i Mitura, 2014), a tym samym konsumpcję w regionach kraju. Obszary te, wraz ze swoimi stolicami, są postrzegane jako tereny o wyższej konsumpcji i odmiennej strukturze niż obszary wiejskie. Jednocześnie zauważalny jest wzrost liczby mieszkańców obszarów wiejskich, powodowany wyższą dzietnością wiejskich rodzin oraz migracją mieszkańców aglomeracji do stref podmiejskich — tzw. rozlewaniem się miast (Kuśmierczyk, 2011). Zmienia się również struktura potrzeb osób mieszkających na terenach wiejskich, co dodatkowo utrudnia zbadanie poziomu życia ludności/gospodarstw domowych w ujęciu terytorialnym².

² Jednostką obserwacji w badaniach poziomu życia może być ludność (mieszkańcy) lub gospodarstwa domowe (Luszniewicz, 1982), przy czym według cytowanego autora *preferencje w badaniach poziomu życia należy nadać obserwacjom na losowych próbach gospodarstw domowych*.

Celem artykułu jest ocena poziomu życia gospodarstw domowych w Polsce w ujęciu województw, przy wyłączeniu stolic województw, postrzeganych jako krajowe ośrodki rozwoju. Autorzy sformułowali następującą hipotezę badawczą — poziom życia gospodarstw domowych mierzony strukturą wydatków konsumpcyjnych jest w poszczególnych województwach znacznie wyższy z powodu wpływu, jaki na stan i strukturę konsumpcji wywiera zamieszkanie w aglomeracjach. Opisane podejście badawcze jest pierwszym rozpoznaniem empirycznym oceny zróżnicowania poziomu życia gospodarstw domowych w Polsce w ujęciu wojewódzkim, z wyłączeniem stolic województw. Analizy dokonano na podstawie danych za 2014 r. zaczerpniętych z badań budżetów gospodarstw domowych GUS.

TEORETYCZNE PODSTAWY BADANIA

Sytuację gospodarstw domowych można oceniać na dwa sposoby. W pierwszym przypadku ocena jest dokonywana na podstawie analizy jednowymiarowej, w której diagnozuje się spożycie dóbr materialnych i usług wyłącznie na podstawie danych z badań budżetów gospodarstw domowych. Poziom rozwoju poszczególnych jednostek określany jest wówczas odrębnie według cech diagnostycznych, np. wysokości dochodu rozporządzalnego na członka gospodarstwa domowego. Stosując tę metodę, uzyskamy jedynie podstawową ocenę porównawczą.

Drugie podejście badawcze — określane mianem wielowymiarowego — dzięki zastosowaniu porządkowania i klasyfikacji obiektów opisywanych jednocześnie przez wiele cech stwarza możliwości pogłębienia diagnozy. Mieści ono w sobie cztery kategorie badawcze, związane m.in. ze zjawiskiem konsumpcji w gospodarstwach domowych (Słaby, 2006b).

Dotychczasowe badania poziomu życia prowadzono w Polsce np. według genewskiej metody dystansowej, metody agregatów wartościowych i taksonomicznej metody wzorca rozwoju (Słaby, 2007). Największe możliwości oceny wielowymiarowej stwarza to ostatnie podejście, które obejmuje dwa zasadnicze warianty konstrukcji zmiennych syntetycznych ze względu na rodzaj stosowanych miar statystycznych.

W pierwszym wariantcie do konstrukcji miernika taksonomicznego wykorzystuje się klasyczną miarę tendencji centralnej oraz zróżnicowania rozkładów cech (mierników cząstkowych) (Hellwig, 1968). Cechy są normalizowane zgodnie z formułą:

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

gdzie:

x_{ij} — wartość j -tej cechy w i -tym obiekcie,

\bar{x}_j — średnia arytmetyczna rozkładu j -tej cechy,

S_j — odchylenie standardowe rozkładu j -tej cechy.

Konstrukcja miernika syntetycznego dokonywana jest według wzoru:

$$MK_i = 1 - \frac{d_i}{\bar{D} + 2 \cdot S_D} \quad (2)$$

gdzie:

d_i — poszczególne elementy wektora odległości $D = (d_1, d_2, \dots, d_n)$,

\bar{D} — średnia arytmetyczna wektora odległości,

S_D — odchylenie standardowe wektora odległości.

Elementy wektora odległości uzyskano przy zastosowaniu metryki miejskiej, określanej również mianem taksówkowej, zgodnie z formułą:

$$d_i = \sum_{j=1}^m |z_{ij} - \varphi_j| \quad (3)$$

gdzie φ_j to elementy wzorca rozwoju. Jego wartości były ustalane zgodnie z podejściem Młodaka (2006), w którym dla stymulant przyjmuje się maksymalne wartości zestandaryzowanych cech, dla destymulant — wartości minimalne, zaś w przypadku nominant — ich poziom nominalny.

W drugim wariancie wykorzystuje się pozycyjne odpowiedniki klasycznych miar struktury i zróżnicowania w postaci mediany i medianowego odchylenia bezwzględnego cechy. Sposób ten pierwotnie został zaimplementowany do analiz porównawczych przez statystyków poznańskich (Lira, Wagner i Wysocki, 2002).

Do normalizacji finalnego zestawu cech diagnostycznych najczęściej stosuje się standaryzację zgodnie z formułą (Młodak, 2006):

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \theta_j}{1,4826 \cdot mad(X_j)} \quad (4)$$

gdzie mad jest medianowym odchyleniem bezwzględnym j -tej cechy postaci:

$$mad(X_j) = \underset{i=1,2,\dots,n}{med} |x_{ij} - \theta_j| \quad (5)$$

a θ_j to elementy wielowymiarowego wektora medianowego w postaci mediany brzegowej lub Webera. Genezę koncepcji tego typu mediany oraz opis konstrukcji prezentowano już w literaturze (Młodak, 2009). Wartości elementów wektora medianowego uzyskiwane są w wyniku minimalizacji funkcji celu:

$$T(\Theta, R^m) = \arg \min_{\Theta \in R^m} \left\{ \sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^m (x_{ij} - \theta_j)^2 \right]^{1/2} \right\} \quad (6)$$

gdzie θ_j są elementami mediany Webera w postaci punktu umieszczonego w wielowymiarowej przestrzeni cech w taki sposób, że suma odległości euklidesowych od innych obiektów tej przestrzeni dąży do minimum.

W analizie pominięto podejście brzegowe, którego kalkulacja sprowadza się do obliczenia median oddzielnie dla każdej z cech diagnostycznych i przyjęcie ich wartości jako składowych wektora wielowymiarowej mediany brzegowej. Konstrukcja tego typu uodparnia analizę na wpływ asymetrii rozkładu empirycznego, nie biorąc pod uwagę wzajemnych interakcji w zbiorze cech diagnostycznych (jak w przypadku mediany Webera).

W literaturze występują również inne sposoby konstrukcji mediany wielowymiarowej (Domański, Pruska i Wagner, 1998). Ponadto do budowy miernika syntetycznego można wykorzystać również inne transformacje normalizacyjne. Takie formuły, jak unitaryzacja lub przekształcenie ilorazowe były już z powodzeniem stosowane w badaniach (Dębkowska i Jarocka, 2013), także z zastosowaniem mediany Webera (Czech, 2014; Czech, Lewczuk i Bołtomiuk, 2016).

Konstrukcja samego miernika syntetycznego następuje według wzoru:

$$MP_i = 1 - \frac{d_i}{med(D) + 2,5mad(D)} \quad (7)$$

gdzie:

$med(D)$ — mediana wektora odległości,

$mad(D)$ — medianowe odchylenie bezwzględne wektora odległości.

Mierniki syntetyczne służą do uporządkowania badanych obiektów według ich wartości oraz nadania im rang pod względem badanego zjawiska złożonego.

Przedstawione metody po raz pierwszy zostały wdrożone do badań poziomu życia przez Słaby (2006a), a kolejne prace na ten temat prowadzili Słaby i Czech (2009). Są to analizy statystyczne dla wybranych lat w ujęciu 16 województw. Wykazano w nich, że najwyższą pozycję rozwojową osiągało województwo mazowieckie. W dalszych pracach podjęto próbę wyodrębnienia Warszawy z województwa mazowieckiego (Słaby i Czech, 2011). Badanie, przeprowadzone na podstawie danych za lata 2001—2007, wykazało, że ocena województwa mazowieckiego jest znacznie zawyżona na skutek obecności Warszawy w zbiorze danych w przypadku każdego badanego roku. Skłoniło to do przeprowadzenia analizy poziomu życia poprzez ocenę konsumpcji gospodarstw domowych w województwach z pominięciem danych o wydatkach na konsumpcję gospodarstw domowych w stolicach województw.

DOBÓR CECH DIAGNOSTYCZNYCH

Każda analiza (również taksonomiczna) rozpoczyna się od przyjęcia zestawu cech diagnostycznych. Na takie postępowanie składa się dobór merytoryczny, którego rezultatem jest tzw. potencjalny zestaw cech diagnostycznych. Zbiór ten podlega weryfikacji statystycznej.

W pierwszym etapie posłużono się surowymi rozkładami dochodów i wydatków zaczerpniętymi z badania budżetów gospodarstw domowych za 2014 r. Wykorzystano tu wagi GUS, służące do uogólniania wyników badania na całą populację, a także skale ekwiwalentności OECD 70/50, których wartości wyliczono na podstawie informacji na temat struktury demograficznej gospodarstw domowych. Dokonując ich konstrukcji, głowie domu przypisywano wartość 1, każdej następnej osobie dorosłej — 0,7, zaś dziecku poniżej 15. roku życia — 0,5. Te kwestie były już poruszane w literaturze (Słaby, 2006a; Czech, 2012).

Podstawą wyboru miar położenia w rozkładach w ujęciu województw oraz dla ich stolic były współczynniki asymetrii. W przypadku rozkładów, w których współczynniki asymetrii przekraczały zwyczajowo przyjęty przedział $\langle -2; 2 \rangle$, stosowano mediany ważone. Przykładowo, rozkład dochodu rozporządzalnego przypadającego na członka gospodarstwa domowego zamieszkującego Warszawę charakteryzuje średnia arytmetyczna 2520,16 zł i mediana 2030,38 zł. Relatywnie wysoka różnica pomiędzy oceną klasyczną i pozycyjną wskazuje na występowanie asymetrii rozkładu empirycznego, co potwierdzają wysokie wartości współczynnika skośności (6,26). Determinowało to użycie median ważonych jako miar położenia w rozkładach empirycznych cech diagnostycznych.

Analizę przeprowadzono zatem dla rozkładów innych cech. Skonstruowano następujący zbiór potencjalnych cech diagnostycznych:

- X_1 — przeciętny miesięczny dochód rozporządzalny na osobę w gospodarstwie domowym w zł,
- X_2 — udział wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe w ogólnej ich sumie w %,
- X_3 — udział wydatków na alkohol, wyroby tytoniowe i narkotyki w %,
- X_4 — udział wydatków na odzież i obuwie w %,
- X_5 — udział wydatków na użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii w %,
- X_6 — udział wydatków na wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego w %,
- X_7 — udział wydatków na zdrowie w %,
- X_8 — udział wydatków na transport w %,
- X_9 — udział wydatków na łączność w %,
- X_{10a} — udział wydatków związanych ze spędzaniem czasu wolnego, bez wydatków na łączność³ w %,
- X_{10b} — udział wydatków związanych ze spędzaniem czasu wolnego, z wydatkami na łączność w %,

³ Potraktowano tę cechę jako oznaczającą wyłącznie czas wolny.

X_{11} — udział wydatków na inne towary i usługi (bez kieszonkowego) w %,

X_{12} — przeciętny próg miesięcznego dochodu netto uznawany za minimalnie wystarczający w zł,

X_{13} — przeciętne wydatki ogółem na osobę w gospodarstwie domowym w zł.

Dzięki wyrażeniu cech określających wydatki gospodarstw domowych w % ich ogółu w analizie uwzględniono strukturę rozkładów wydatków. Wykorzystanie tego typu zmiennych lokuje prowadzoną analizę na styku kategorii poziomu i jakości życia, wskazuje bowiem na znaczenie realizacji celów wydatkowania w zaspokojeniu potrzeb i określeniu zadowolenia z życia. Problem jednoznacznego oddzielenia tych dwóch kategorii badawczych jest bardzo istotny, a jednocześnie trudny w realizacji. Zarówno w pracach autorów polskich (Bąk i Szczecińska, 2015; Sompolska-Rzechuła, 2013), jak i obcych (Maggino, 2013; Xing i Chu, 2012) niejednokrotnie można się spotkać z łączeniem elementów subiektywnych i obiektywnych, służących do oceny jakości życia ludności.

Ze względu na przedstawiony problem metodologiczny zdecydowano się opisać również drugie podejście, w którym wszystkie cechy w postaci wskaźników struktury zastąpiono poziomem przeciętnych wydatków wyrażonych w złotych na osobę na miesiąc jako wskaźnikami natężenia.

Analizując rozkłady wydatków gospodarstw domowych w poszczególnych województwach, dokonano konstrukcji cechy o zagregowanych wartościach wydatków, które mogą być kojarzone ze spędzaniem czasu wolnego, jako istotnego miernika zarówno poziomu, jak i jakości życia. Potrzeba jej skonstruowania wynika stąd, że rozkłady wydatków związanych z czasem wolnym (na rekreację i kulturę, edukację oraz restauracje i hotele) charakteryzują się bardzo silną prawostronną asymetrią rozkładu empirycznego. Powoduje to przyjmowanie wartości zerowych przez pozycyjne miary położenia w postaci mediany. Zastosowanie średniej arytmetycznej staje się w takich okolicznościach nieuzasadnione merytorycznie. Zagregowanie tego typu wydatków nawiązuje do spotykanego w literaturze podziału czynności w ramach czasu wolnego i jest ważnym miernikiem poziomu życia gospodarstw domowych (Bombol, 2005).

Wydatki związane z łącznością rozpatrywano w dwóch wariantach. W pierwszym traktowane były jako osobna cecha diagnostyczna, a w drugim podlegały agregacji z wydatkami na rekreację i kulturę, edukację oraz restauracje i hotele, co było praktykowane w dotychczas prowadzonych badaniach (Słaby i Czech, 2009, 2011). Warto zauważyć, że zgromadzony zbiór cech diagnostycznych zawiera determinanty poziomu życia implementowane już w badaniach (Migała-Warchoł, 2010).

Zestaw potencjalnych cech diagnostycznych poddano analizie statystycznej ze względu na zdolność dyskryminacyjną i powielanie informacji. Pierwszy jej etap polegał na eliminacji cech charakteryzujących się niską zmiennością, czyli tych, których wartości klasycznego współczynnika zmienności nie przekraczały wartości progowej 10%. Uzyskane wyniki, wraz z wartościami współczynników asy-

metrii rozkładu empirycznego cech diagnostycznych, zaprezentowano w tabl. 1, według wariantów analizy przeprowadzonej dla:

A — województw (16 obiektów),

B — województw oraz Warszawy jako osobnej jednostki przestrzennej (17 obiektów),

C — województw bez stolic (16 obiektów),

D — stolic województw łącznie z Toruniem i Zieloną Górą (18 miast, ale 16 obiektów)⁴.

TABL. 1. WYBRANE STATYSTYKI OPISOWE POTENCJALNEGO ZESTAWU CECH DIAGNOSTYCZNYCH WEDŁUG WARIANTÓW ANALIZY

Cechy diagnostyczne	A		B		C		D	
	A_S	V_S	A_S	V_S	A_S	V_S	A_S	V_S
Grupy wydatków w %								
X_1	0,33	9,75	3,14	19,38	0,19	8,92	0,75	14,09
X_2	0,47	5,91	-1,78	8,85	0,60	6,04	-0,18	7,56
X_3	-0,13	29,11	-0,20	28,26	0,02	29,97	-0,12	27,16
X_4	0,38	8,96	0,29	8,81	0,35	9,97	0,61	10,19
X_5	-0,34	8,82	-0,33	8,68	0,33	10,44	-0,17	9,39
X_6	0,10	5,44	0,13	5,83	-0,00	5,39	-0,56	12,53
X_7	0,42	14,41	0,38	14,79	0,42	15,07	0,38	18,23
X_8	-0,37	18,43	-0,28	18,44	-0,53	19,94	-0,09	19,00
X_9	0,27	6,72	0,31	6,52	0,41	7,61	0,02	7,62
X_{10a}	0,10	11,03	2,66	18,75	-0,94	10,33	0,32	17,06
X_{10b}	-0,06	6,95	2,59	11,88	-0,51	6,48	0,42	10,25
X_{11}	1,33	13,70	1,27	13,33	1,34	13,79	1,66	19,72
X_{12}	1,02	8,81	2,58	13,08	-0,44	7,47	2,08	11,27
X_{13}	0,58	9,91	3,17	19,93	0,38	9,33	2,10	12,14
Grupy wydatków w zł na osobę na miesiąc								
X_2	-0,01	5,62	1,67	7,71	-0,26	5,10	0,39	7,07
X_3	-0,07	32,79	1,13	40,50	0,20	36,28	0,74	35,50
X_4	0,64	19,31	1,62	25,15	0,56	19,45	0,59	25,62
X_5	0,13	14,13	1,92	21,17	1,10	15,33	0,34	11,79
X_6	0,23	10,87	2,24	16,62	0,10	10,83	-0,08	13,90
X_7	0,34	17,85	2,79	31,38	0,19	17,97	0,80	24,53
X_8	0,06	19,50	1,19	24,48	-0,39	20,10	-0,07	23,73
X_9	0,20	10,72	2,52	18,43	0,45	10,82	0,49	12,17
X_{10a}	0,40	24,66	3,55	60,27	-0,14	22,70	1,17	36,24
X_{10b}	0,47	17,08	3,52	41,77	0,06	14,67	1,34	27,27
X_{11}	0,79	20,36	1,85	27,76	0,87	20,00	1,00	24,65

U w a g a. A_S — współczynnik asymetrii, V_S — klasyczny współczynnik zmienności.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Analiza danych zawartych w tabl. 1 pozwala stwierdzić, że dochód rozporządzalny jako główna determinanta wydatków — zależny od miejsca zamieszkania i warunkujący wydatki — przestaje być cechą znacząco różnicującą badane go-

⁴ W województwach kujawsko-pomorskim oraz lubuskim za stolicy uznaje się dwa miasta, z których jedno stanowi siedzibę wojewody, a drugie — sejmiku wojewódzkiego (Madras i Mitura, 2014). W artykule oba miasta potraktowano jako jeden obiekt (jedną stolicę).

spodarstwa domowe w ujęciu 16 województw. Poza tym największy spadek zmienności w rozkładzie tej cechy następuje w przypadku niewłączenia do analizy dochodów gospodarstw domowych ze stolic województw. Największe wartości współczynnika zmienności osiągnięto w wariancie B, uwzględniającym Warszawę jako osobną jednostkę przestrzenną. Wynika to ze stosunkowo wysokich wartości dochodu rozporządzalnego przypadającego na członka gospodarstwa domowego zamieszkałego w stolicy, co znajduje potwierdzenie w wielkości współczynnika asymetrii rozkładu tej cechy diagnostycznej.

Bardzo ważnym elementem w analizie poziomu życia gospodarstw domowych jest też zagregowana cecha związana ze spędzaniem czasu wolnego. Zauważono, że stosowane wcześniej podejście badawcze, polegające na łączeniu wydatków na łączność z wydatkami na edukację i kulturę oraz restauracje i hotele w jednej cesze w postaci wskaźnika, powoduje znaczne zaniżenie wartości współczynnika zmienności wariantach A i C. Spowodowane jest to bardzo niską zdolnością dyskryminacyjną wydatków na łączność i znajduje odzwierciedlenie w wartościach klasycznego współczynnika zmienności (znacznie poniżej 10%). Warto też zauważyć, że nawet w wariancie D klasyczny współczynnik zmienności oscyluje na granicy wartości progowej 10%.

Ujęcie cechy związanej ze spędzaniem czasu wolnego w postaci przeciętnych wydatków na członka gospodarstwa domowego (wskaźnik natężenia) powoduje różnicowanie gospodarstw domowych w wysokim stopniu, nawet po włączeniu wydatków związanych z łącznością.

Wyniki analizy zmienności rozkładów cech diagnostycznych zamieszczono w zestawieniu (1).

ZESTAWIENIE (1) WYNIKÓW ANALIZY ZMIENNOŚCI

Warianty analizy	Cechy	
	przyjęte	odrzucone
Grupy wydatków w %		
A	$X_3, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}$	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_9, X_{12}, X_{13}$
B	$X_1, X_3, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}, X_{12}, X_{13}$	X_2, X_4, X_5, X_6, X_9
C	$X_3, X_4, X_5, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}$	$X_1, X_2, X_6, X_9, X_{12}, X_{13}$
D	$X_1, X_3, X_4, X_6, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}, X_{12}, X_{13}$	X_2, X_5, X_9
Grupy wydatków w zł na osobę na miesiąc		
A	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10a}, X_{10b}, X_{11}$	X_1, X_2, X_{12}, X_{13}
B	$X_1, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10a}, X_{10b}, X_{11}, X_{12}, X_{13}$	X_2
C	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10a}, X_{10b}, X_{11}$	X_1, X_2, X_{12}, X_{13}
D	$X_1, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10a}, X_{10b}, X_{11}, X_{12}, X_{13}$	X_2

Źródło: jak przy tabl. 1.

Analizując zawarte tu dane, zauważa się, że w wariancie A w przypadku grupy wydatków wyrażanych w % wyeliminowano ponad połowę cech diagnostycznych, natomiast ujęcie typów miesięcznych wydatków w zł na osobę w postaci wskaźników natężenia zwiększyło ich zróżnicowanie, a co za tym idzie — zdecydowało o pozostawieniu większości zmiennych. Wydatki związane z żyw-

nością — zarówno w postaci wskaźnika struktury, jak i natężenia — w niskim stopniu różnicują badane obiekty pod względem poziomu życia.

Stwierdzono, że w pierwszym etapie weryfikacji statystycznej najwięcej cech zostaje wyeliminowanych w wariancie A, a największy zbiór zmiennych pozostaje w wariancie D (analiza miast będących krajowymi ośrodkami rozwoju).

W kolejnym kroku poszczególne zbiory cech diagnostycznych poddano weryfikacji korelacyjnej z wykorzystaniem metody odwróconej macierzy współczynników korelacji liniowej Pearsona (Malina i Zeliaś, 1997; Panek i Zwierzchowski, 2013). Implementacja metody tego typu pozwala na eliminację cech wysoko skorelowanych, które są postrzegane jako nośniki tej samej informacji. Ponadto poprzez macierz odwrotną w analizie ujmuje się związki bezpośrednio nieobserwowalne pomiędzy cechami na etapie ich statystycznego doboru. Eliminacji podlegały więc cechy, dla których wartości znajdujące się na głównej przekątnej macierzy odwróconej przekraczały umownie przyjętą wartość progową 10. Wyniki zamieszczono w zestawieniu (2).

ZESTAWIENIE (2) WYNIKÓW ANALIZY KORELACJI

Warianty analizy	Cechy	
	przyjęte	odrzucone
Grupy wydatków w %		
A	$X_3, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}$	—
B	$X_3, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}, X_{12}$	X_1, X_{13}
C	$X_3, X_4, X_5, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}$	—
D	$X_1, X_3, X_4, X_6, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}, X_{12}$	X_{13}
Grupy wydatków w zł na osobę na miesiąc		
A	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{11}$	X_{10a}
B	$X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_{11}, X_{12}$	$X_1, X_3, X_9, X_{10a}, X_{13}$
C	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10a}, X_{11}$	—
D	$X_1, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{11}$	X_{10a}, X_{12}, X_{13}

Źródło: jak przy tabl. 1.

W przypadku analizy, w której poszczególne grupy wydatków przedstawiono w postaci wskaźników struktury, w wariantach A i C nie dokonano eliminacji żadnej cechy diagnostycznej, w wariancie B ze względu na wysokie skorelowanie wyeliminowano dwie cechy, a w wariancie D — jedną. Z obszernego zbioru cech, w przypadku których grupy wydatków były wyrażane w postaci wskaźników natężenia, najwięcej zmiennych usunięto w wariantach B i D.

Warto zaznaczyć, że cechy były eliminowane pojedynczo. Kierowano się najwyższymi wartościami głównej przekątnej odwróconej macierzy współczynników korelacji Pearsona, a następnie dokonywano powtórnego odwrócenia macierzy i ewentualnej eliminacji następnej cechy diagnostycznej.

Statystyczna analiza cech wygenerowanych z budżetów gospodarstw domowych utworzyła ich finalne zestawy dla każdego wariantu analizy zarówno w przypadku grup wydatków wyrażonych w postaci wskaźników struktury, jak i wskaźników natężenia.

**ANALIZA TAKSONOMICZNA POZIOMU ŻYCIA
GOSPODARSTW DOMOWYCH**

Konstrukcja miary taksonomicznej zależy od finalnego zestawu cech diagnostycznych. W związku z tym zdecydowano się przeprowadzić dwa typy analizy poziomu życia.

W pierwszym z nich cechy opisujące grupy wydatków wyrażono za pomocą wskaźników struktury i dla każdego wariantu analizy (A, B, C i D) przyjęto odmienne finalne zbiory cech, które uzyskano na etapie weryfikacji statystycznej.

W drugim typie kategorie wydatków wyrażono w postaci wskaźników natężenia, a konstrukcję miary syntetycznej poziomu życia oparto na wspólnym zestawie cech. Uwzględniając fakt, że wszelkiego rodzaju analizy taksonomiczne prowadzi się przeważnie w ujęciu wojewódzkim, finalny zbiór cech diagnostycznych wyłonionych na etapie analizy korelacyjnej stanowił podstawę konstrukcji taksonomicznych mierników poziomu życia dla wszystkich czterech wariantów analizy. Ponadto zdecydowano się włączyć do analizy cechę zagregowaną opisującą wydatki związane ze spędzaniem czasu wolnego.

Na podstawie wygenerowanych finalnych zestawów cech diagnostycznych zbudowano syntetyczny miernik poziomu życia gospodarstw domowych w ujęciu klasycznym, z zastosowaniem średniej arytmetycznej, oraz pozycyjnym — z wielowymiarowym wektorem Webera. Wartości wybranych miar położenia implementowanych w procesie konstrukcji miernika znajdują się w tabl. 2.

**TABL. 2. WARTOŚCI WYBRANYCH MIAR STATYSTYCZNYCH WEDŁUG WYBRANYCH
ZMIENNYCH I WARIANTÓW ANALIZY**

Miary statystyczne	Jednostka miary	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10a}	X_{11}
A										
Średnia arytmetyczna	%	0,96	4,83	20,80	2,48	3,04	6,01	5,70	9,59	3,82
Mediana: brzegowa ...	%	0,96	4,72	21,24	2,46	2,97	5,92	5,63	9,67	3,72
Webera	%	0,98	4,76	20,93	2,44	2,98	6,11	5,68	9,67	3,96
Średnia arytmetyczna	zł/os.	8,69	25,22	160,77	21,02	27,38	51,37	45,92	55,65	33,00
Mediana: brzegowa ...	zł/os.	8,20	23,67	162,55	20,77	26,83	51,30	44,92	56,11	32,03
Webera	zł/os.	8,34	25,07	160,18	20,73	25,95	49,51	45,48	53,88	31,84
B										
Średnia arytmetyczna	%	0,97	4,84	20,78	2,47	3,07	6,02	5,70	9,83	3,83
Mediana: brzegowa ...	%	0,96	4,77	21,18	2,43	3,04	5,86	5,65	9,66	3,77
Webera	%	0,99	4,78	20,90	2,44	2,97	6,14	5,68	9,67	3,95
Średnia arytmetyczna	zł/os.	9,14	26,21	164,61	21,58	28,83	53,27	47,24	62,60	34,24
Mediana: brzegowa ...	zł/os.	8,40	24,33	161,00	20,78	27,00	52,40	45,00	56,08	32,12
Webera	zł/os.	8,25	25,43	158,77	20,77	26,07	50,32	45,35	54,12	31,83

TABL. 2. WARTOŚCI WYBRANYCH MIAR STATYSTYCZNYCH WEDŁUG WYBRANYCH ZMIENNYCH I WARIANTÓW ANALIZY (dok.)

Miary statystyczne	Jednostka miary	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10a}	X_{11}
C										
Średnia arytmetyczna	%	0,91	4,83	20,53	2,50	3,00	6,17	5,59	8,91	3,73
Mediana: brzegowa ...	%	0,93	4,70	20,46	2,49	2,94	6,17	5,55	9,27	3,60
Webera	%	0,89	4,79	20,54	2,47	2,97	6,25	5,60	8,98	3,86
Średnia arytmetyczna	zł/os.	7,93	23,94	142,41	19,88	25,10	49,09	42,42	47,45	29,93
Mediana: brzegowa ...	zł/os.	7,63	23,08	140,73	19,61	24,56	50,16	41,75	50,21	29,09
Webera	zł/os.	7,52	23,93	138,98	19,66	24,35	48,62	41,49	45,83	29,24
D										
Średnia arytmetyczna	%	1,05	4,72	22,54	2,35	3,20	5,54	5,93	11,96	4,22
Mediana: brzegowa ...	%	1,07	4,76	22,22	2,31	3,11	5,59	5,94	12,31	4,09
Webera	%	1,03	4,74	22,12	2,33	3,15	5,71	5,85	12,02	4,52
Średnia arytmetyczna	zł/os.	12,23	32,09	224,55	26,04	36,87	62,15	62,08	102,80	47,26
Mediana: brzegowa ...	zł/os.	11,53	30,85	223,24	26,13	37,37	65,05	61,30	110,26	44,78
Webera	zł/os.	11,76	31,66	222,18	25,79	36,28	60,58	62,05	96,98	47,45

Źródło: jak przy tabl. 1.

W analizie zjawisk złożonych, opisywanych za pomocą wielu cech, zachodzi konieczność rozróżnienia ich charakteru. W tym celu finalny zbiór cech diagnostycznych podzielono na trzy podzbiory. Pierwszy utworzyły cechy X_4 , X_5 , X_6 , X_8 , X_9 , X_{10a} , X_{11} , traktowane jako stymulanty (ich wyższe wartości decydowały o wyższym poziomie życia gospodarstw domowych). Drugi zawierał destymulantę X_3 (wzrost jej wartości prowadził do obniżenia oceny). W podzbiórce trzecim znalazła się cecha X_7 , traktowana jako nominanta o tzw. optymalnym poziomie nasycenia. W przypadku wydatków związanych ze zdrowiem za poziom ten przyjmowano ich średnie arytmetyczne, co było już stosowane w tego typu analizach (Słaby, 2006a).

Mierniki poziomu życia gospodarstw domowych skonstruowane za pomocą metod klasycznej i pozycyjnej przedstawiono w tabl. 3.

TABL. 3. WARTOŚCI MIERNIKÓW SYNTETYCZNYCH ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA GOSPODARSTW DOMOWYCH WEDŁUG WARIANTÓW ANALIZY

Województwa	A		B		C		D	
	MK	MP	MK	MP	MK	MP	MK	MP
Grupy wydatków w %								
Dolnośląskie	0,393	0,374	0,277	0,055	0,393	0,380	0,272	0,249
Kujawsko-pomorskie	0,253	0,254	0,186	0,175	0,205	0,207	0,150	0,104
Lubelskie	0,459	0,481	0,284	-0,037	0,401	0,594	0,462	0,398
Lubuskie	0,303	0,304	0,227	0,129	0,262	0,259	0,256	0,219
Łódzkie	0,565	0,575	0,408	0,247	0,561	0,607	0,355	0,304
Małopolskie	0,464	0,454	0,332	0,114	0,543	0,520	0,427	0,402
Mazowieckie	0,517	0,512	0,351 ^a	0,234 ^a	0,513	0,539	0,579	0,606
Opolskie	0,511	0,530	0,351	0,123	0,498	0,581	0,445	0,398
Podkarpackie	0,349	0,367	0,260	0,135	0,403	0,547	0,293	0,260
Podlaskie	0,130	0,122	0,099	0,091	0,104	0,178	0,283	0,236

TABL. 3. WARTOŚCI MIERNIKÓW SYNTETYCZNYCH ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA GOSPODARSTW DOMOWYCH WEDŁUG WARIANTÓW ANALIZY (dok.)

Województwa	A		B		C		D	
	MK	MP	MK	MP	MK	MP	MK	MP
Grupy wydatków w % (dok.)								
Pomorskie	0,165	0,150	0,164	0,278	0,175	0,205	0,073	0,024
Śląskie	0,121	0,111	0,105	0,167	0,135	0,141	0,018	-0,020
Świętokrzyskie	0,350	0,343	0,262	0,301	0,552	0,536	0,355	0,326
Warmińsko-mazurskie ...	-0,011	-0,025	0,002	0,204	0,049	0,069	0,182	0,143
Wielkopolskie	0,453	0,470	0,360	-0,064	0,492	0,459	0,167	0,162
Zachodniopomorskie	0,204	0,192	0,167	0,224	0,215	0,237	0,303	0,276
Warszawa jako osobna jednostka przestrzenna	—	—	0,557	0,665	—	—	—	—
Grupy wydatków w zł na osobę na miesiąc								
Dolnośląskie	0,482	0,435	0,320	0,240	0,499	0,487	0,410	0,334
Kujawsko-pomorskie	0,203	0,132	0,196	0,074	0,167	0,157	0,215	0,138
Lubelskie	0,342	0,293	0,274	0,153	0,357	0,299	0,456	0,435
Lubuskie	0,386	0,330	0,264	0,171	0,401	0,386	0,418	0,331
Łódzkie	0,554	0,522	0,375	0,264	0,559	0,516	0,383	0,316
Małopolskie	0,303	0,234	0,246	0,121	0,249	0,231	0,543	0,485
Mazowieckie	0,729	0,696	0,324 ^a	0,214 ^a	0,600	0,543	0,721	0,679
Opolskie	0,354	0,318	0,266	0,174	0,444	0,417	0,343	0,291
Podkarpackie	0,178	0,118	0,203	0,072	0,237	0,209	0,241	0,188
Podlaskie	0,116	0,052	0,153	0,037	0,091	0,080	0,231	0,196
Pomorskie	0,295	0,249	0,219	0,138	0,263	0,237	0,229	0,149
Śląskie	0,403	0,349	0,282	0,196	0,557	0,552	0,056	-0,065
Świętokrzyskie	0,269	0,211	0,239	0,109	0,289	0,264	0,330	0,270
Warmińsko-mazurskie ...	0,020	-0,084	0,109	-0,019	0,007	0,018	0,069	-0,037
Wielkopolskie	0,196	0,131	0,202	0,071	0,268	0,272	0,222	0,078
Zachodniopomorskie	0,354	0,294	0,249	0,167	0,305	0,320	0,383	0,329
Warszawa jako osobna jednostka przestrzenna	—	—	0,768	0,719	—	—	—	—

^a Bez Warszawy.

U w a g a. MK — miernik klasyczny, MP — miernik pozytywny.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Mierniki syntetyczne, uporządkowane monotonicznie, pozwoliły nadać badanym obiektom rangi, jeśli chodzi o poziom życia gospodarstw domowych. Zestawienie lokat w rankingu dla województw oraz dla ich stolic znajduje się w tabl. 4.

TABL. 4. RANKING WOJEWÓDZTW ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA GOSPODARSTW DOMOWYCH WEDŁUG WARIANTÓW ANALIZY

Województwa	A		B		C		D	
	MK	MP	MK	MP	MK	MP	MK	MP
Grupy wydatków w %								
Dolnośląskie	7	7	8	15	9	9	10	9
Kujawsko-pomorskie	11	11	12	8	12	12	14	14
Lubelskie	5	4	7	16	3	2	2	3
Lubuskie	10	10	11	11	10	10	11	11
Łódzkie	1	1	2	4	1	1	6	6
Małopolskie	4	6	6	13	7	7	4	2

**TABL. 4. RANKING WOJEWÓDZTW ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA
GOSPODARSTW DOMOWYCH WEDŁUG WARIANTÓW ANALIZY (dok.)**

Województwa	A		B		C		D	
	MK	MP	MK	MP	MK	MP	MK	MP
Grupy wydatków w % (dok.)								
Mazowieckie	2	3	4 ^a	5 ^a	4	5	1	1
Opolskie	3	2	5	12	2	3	3	4
Podkarpackie	9	8	10	10	5	4	8	8
Podlaskie	14	14	16	14	14	14	9	10
Pomorskie	13	13	14	3	13	13	15	15
Śląskie	15	15	15	9	15	15	16	16
Świętokrzyskie	8	9	9	2	6	6	5	5
Warmińsko-mazurskie ...	16	16	17	7	16	16	12	13
Wielkopolskie	6	5	3	17	8	8	13	12
Zachodniopomorskie	12	12	13	6	11	11	7	7
Warszawa jako osobna jednostka przestrzenna	—	—	1	1	—	—	—	—
Grupy wydatków w zł na osobę na miesiąc								
Dolnośląskie	3	3	4	3	4	4	5	4
Kujawsko-pomorskie	12	12	15	13	14	14	14	13
Lubelskie	8	8	6	9	7	8	3	3
Lubuskie	5	5	8	7	6	6	4	5
Łódzkie	2	2	2	2	2	3	7	7
Małopolskie	9	10	10	11	12	12	2	2
Mazowieckie	1	1	3 ^a	4 ^a	1	2	1	1
Opolskie	6	6	7	6	5	5	8	8
Podkarpackie	14	14	13	14	13	13	10	11
Podlaskie	15	15	16	16	15	15	11	10
Pomorskie	10	9	12	10	11	11	12	12
Śląskie	4	4	5	5	3	1	16	16
Świętokrzyskie	11	11	11	12	9	10	9	9
Warmińsko-mazurskie ...	16	16	17	17	16	16	15	15
Wielkopolskie	13	13	14	15	10	9	13	14
Zachodniopomorskie	7	7	9	8	8	7	6	6
Warszawa jako osobna jednostka przestrzenna	—	—	1	1	—	—	—	—

^a Bez Warszawy.

Źródło: jak przy tabl. 1.

W przypadku analizy w wariancie B, w którym grupy wydatków wyrażono wskaźnikami struktury i uwzględniono Warszawę jako siedemnastą jednostkę, oraz w wariancie C województwo mazowieckie bez Warszawy plasowało się na pozycji czwartej (przy użyciu klasycznego miernika rozwoju). Implementacja miernika pozycyjnego z medianą Webera, na skutek uwzględnienia interakcji, spowodowała przesunięcie pozycji o jedną w dół w obu wariantach analizy.

Mierniki umożliwiły również zgrupowanie badanych obiektów w cztery skupienia, jeśli chodzi o poziom życia gospodarstw domowych. Wyniki analizy z wykorzystaniem metody trzech średnich w ujęciu klasycznym i trzech median w ujęciu pozycyjnym wraz z granicznymi wartościami mierników syntetycznych zamieszczono w tabl. 5.

TABL. 5. PODZIAŁ NA SKUPIENIA ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA GOSPODARSTW DOMOWYCH WEDŁUG WARIANTÓW ANALIZY

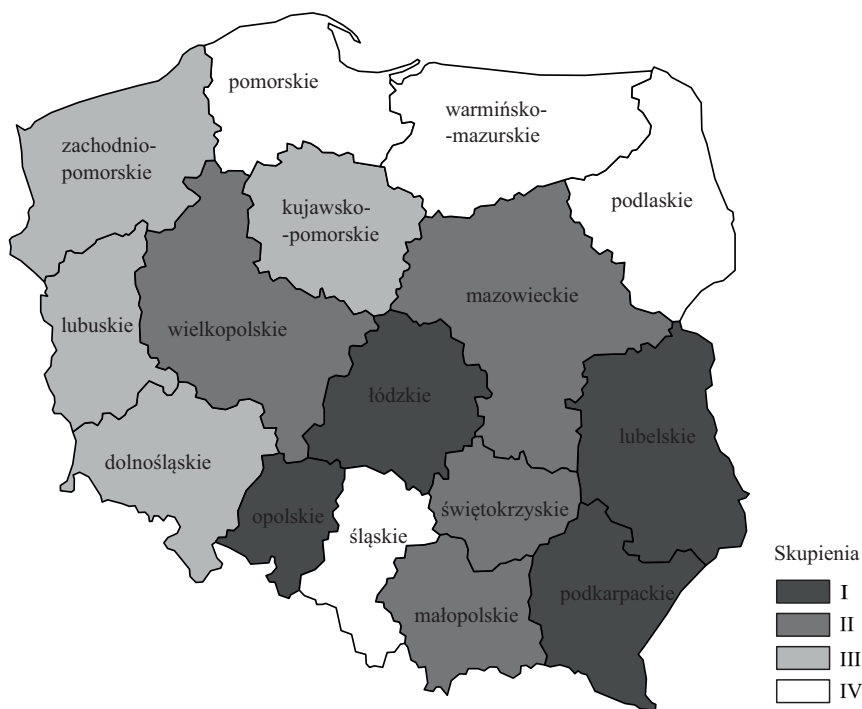
Województwa Granice skupień	A		B		C		D	
	MK	MP	MK	MP	MK	MP	MK	MP
Grupy wydatków w %								
Dolnośląskie	II	II	II	IV	II	III	III	III
Kujawsko-pomorskie	III	III	III	II	III	III	IV	IV
Lubelskie	I	I	II	IV	I	I	I	I
Lubuskie	III	III	III	III	III	III	III	III
Łódzkie	I	I	I	I	I	I	II	II
Małopolskie	I	II	II	IV	II	II	I	I
Mazowieckie	I	I	I ^a	II ^a	I	II	I	I
Opolskie	I	I	I	III	I	I	I	I
Podkarpackie	II	II	II	III	I	I	II	II
Podlaskie	IV	IV	IV	IV	IV	IV	III	III
Pomorskie	IV	IV	III	I	III	IV	IV	IV
Śląskie	IV	IV	IV	III	IV	IV	IV	IV
Świętokrzyskie	II	III	II	I	I	II	II	II
Warmińsko-mazurskie	IV	IV	IV	II	IV	IV	III	IV
Wielkopolskie	I	II	I	IV	II	II	IV	III
Zachodniopomorskie	III	III	III	II	III	III	II	II
Warszawa jako osobna jednostka przestrzenna	—	—	I	I	—	—	—	—
I dolna	0,451	0,476	0,344	0,234	0,484	0,543	0,402	0,362
II górna								
III dolna	0,327	0,355	0,258	0,167	0,344	0,420	0,289	0,254
IV górna								
IV dolna	0,167	0,171	0,136	0,114	0,164	0,206	0,175	0,153
IV górna								
Grupy wydatków w zł na osobę na miesiąc								
Dolnośląskie	I	I	II	I	I	I	II	I
Kujawsko-pomorskie	III	III	IV	IV	IV	IV	III	IV
Lubelskie	II	II	III	III	II	II	I	I
Lubuskie	II	II	III	II	II	II	II	II
Łódzkie	I	I	II	I	I	I	II	II
Małopolskie	III	III	III	III	III	III	I	I
Mazowieckie	I	I	II ^a	I ^a	I	I	I	I
Opolskie	II	II	III	II	II	II	II	II
Podkarpackie	IV	IV	IV	IV	III	IV	III	III
Podlaskie	IV	IV	IV	IV	IV	IV	III	III
Pomorskie	III	III	III	III	III	III	III	III
Śląskie	II	I	II	II	I	I	IV	IV
Świętokrzyskie	III	III	III	III	III	III	II	III
Warmińsko-mazurskie	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Wielkopolskie	IV	IV	IV	IV	III	III	III	IV
Zachodniopomorskie	II	II	III	II	III	II	II	II
Warszawa jako osobna jednostka przestrzenna	—	—	I	I	—	—	—	—
I dolna	0,450	0,339	0,414	0,205	0,488	0,417	0,443	0,333
II górna								
III dolna	0,324	0,271	0,276	0,153	0,331	0,286	0,328	0,281
IV górna								
IV dolna	0,198	0,132	0,218	0,074	0,208	0,220	0,180	0,143
IV górna								

^a Bez Warszawy.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Ilustrację poziomu życia gospodarstw domowych w poszczególnych województwach po wyłączeniu stolic przedstawiono na wykresie.

OCENA POZIOMU ŻYCIA GOSPODARSTW DOMOWYCH W WOJEWÓDZTWACH Z WYŁĄCZENIEM STOLIC — miernik pozycyjny



Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie wyników przeprowadzonego badania.

Nieuwzględnianie w analizie gospodarstw domowych stolic województw (krajowych ośrodków rozwoju) powoduje zmiany w grupowaniu tych jednostek przestrzennych. Przesunięcia lokat występują w przypadku grup wydatków wyrażonych zarówno w postaci wskaźników struktury, jak i natężenia. Zjawisko to dotyczy obu mierników (klasycznego i pozycyjnego) we wszystkich wariantach analizy.

Podsumowanie

Analiza w ujęciu wojewódzkim (wariant A) oraz z wyłączeniem stolic województw (wariant C) pozwoliła potwierdzić hipotezę, że poziom życia gospodarstw domowych w województwach, mierzony strukturą wydatków konsumpcyjnych, jest znacznie wyższy z powodu wpływu zamieszkania w aglomeracjach miejskich na stan i strukturę konsumpcji.

Wysoka asymetria rozkładów dochodów i wydatków gospodarstw domowych w województwach i ich stolicach uzasadniała wybór median ważonych jako miar położenia.

Stwierdzono, że wydatki związane z łącznością, wyrażone w postaci wskaźnika struktury, charakteryzowały badane obiekty w niskim stopniu. Włączenie ich do cechy zagregowanej związanej ze spędzaniem czasu wolnego spowodowało zaniżenie jej zmienności oraz eliminację z dalszej analizy, natomiast wyrażenie tej cechy z wykorzystaniem wskaźnika natężenia znacząco zwiększyło jej zróżnicowanie.

W przypadku analizy w ujęciu województw (wariant A) dochód rozporządzalny w niskim stopniu różnicował badane obiekty, co szczególnie uwidoczniło się po odseparowaniu stolic województw. Zauważono, że tylko w przypadku oddzielnej analizy dla stolic (wariant D) wydatki na wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego w wysokim stopniu różnicowały badane obiekty z użyciem cechy w postaci wskaźnika struktury. Wysoka asymetria wybranych cech diagnostycznych dotyczyła głównie przypadku, w którym Warszawa traktowana była jako oddzielna, siedemnasta jednostka terytorialna (wariant B).

Wybór wariantu analizy przestrzennej — 16 województw (A), 16 województw i Warszawa jako odrębna jednostka (B), 16 województw z wyłączeniem stolic (C), same stolice województw (D) — oraz sposobu wyrażania grup wydatków (wskaźnik struktury lub natężenia) determinuje różne finalne zestawy cech diagnostycznych.

Ze względu na niską asymetrię cech w finalnym zestawie cech diagnostycznych (oprócz wariantu B) wykorzystanie metody pozycyjnej z medianą brzegową było bezzasadne.

Zastosowanie mediany Webera pozwoliło na uwzględnienie wzajemnych, bezpośrednio nieobserwowalnych związków w zbiorze cech diagnostycznych we wszystkich czterech wariantach analizy. Spowodowało to wystąpienie zmian w wartościach miernika syntetycznego i pozycjach jednostek terytorialnych w utworzonym rankingu. Wykorzystanie metody pozycyjnej wykazuje odmienne zakwalifikowanie województw oraz ich stolic do poszczególnych grup pod względem poziomu życia.

dr Artur Czech — *Politechnika Białostocka*

prof. dr hab. Teresa Słaby — *Szkoła Główna Handlowa w Warszawie*

LITERATURA

- Bąk, I., Szczecińska, B. (2015). Jakość życia w ujęciu obiektywnym w województwach Polski. Analiza porównawcza. *Folia Pomeranae Universitatis Technologiae Stetinensis, Oeconomica*, 321(3), 15–26.
- Bombol, M. (2005). *Ekonomiczny wymiar czasu wolnego*. Warszawa: Monografie i Opracowania SGH.
- Bywalec, C. (2010). *Konsumpcja a rozwój gospodarczy i społeczny*. Warszawa: C.H. Beck.
- Bywalec, C. (2017). *Gospodarstwo domowe. Ekonomia, finanse, konsumpcja*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

- Czech, A. (2012). Metodologiczne aspekty badań konsumpcji w ujęciu bezpośrednim. *Ekonomia i Zarządzanie*, 4(4), 7—17.
- Czech, A. (2014). Application of chosen normalization methods in the process of construction of synthetic measure in indirect consumption research. *Folia Oeconomica*, (3), 231—239.
- Czech, A., Lewczuk, J., Bołtomiuk, A. (2016). Multidimensional assessment of the European Union transport development in the light of implemented normalization methods. *Economics and Management*, 8(4), 75—85. DOI: 10.1515/emj-2016-0035.
- Dębkowska, K., Jarocka, M. (2013). The impact of the method of the data normalization on the results. *Folia Oeconomica*, (286), 181—188.
- Domański, C., Pruska, K., Wagner, W. (1998). *Wnioskowanie statystyczne przy nieklasycznych założeniach*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Haponiuk, M. (1997). Budżet gospodarstwa domowego i rachunki narodowe. *Wiadomości Statystyczne*, (1), 20—28.
- 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), 307—327.
- Kozera, A., Stanisławska, J., Wysocki, F. (2014). Sytuacja finansowa gospodarstw domowych zamieszkujących obszary wiejskie w Polsce po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej. *Roczniki Naukowe Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich*, 101(2), 91—101.
- Kuśmierczyk, K. (2011). Ekonomiczne i demograficzne uwarunkowania konsumpcji w regionach. W: A. Kusińska (red.), *Konsumpcja a rozwój społeczno-gospodarczy regionów w Polsce* (s. 31—82). Warszawa: PWE.
- Lira, J., Wagner, W., Wysocki, F. (2002). Mediana w zagadnieniach porządkowania obiektów wielocechowych. W: W. J. Paradysz (red.), *Statystyka regionalna w służbie samorządu lokalnego i biznesu* (s. 87—99). Internetowa Oficyna Wydawnicza Centrum Statystyki Regionalnej, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Luszniewicz, A. (1982). *Statystyka społeczna*. Warszawa: PWE.
- Madras, T., Mitura, M. (2014). Dochody własne miast wojewódzkich w analizie ich kondycji finansowej. *Ekonomia i Zarządzanie*, 6(4), 123—134. DOI: 10.12846/j.em.2014.04.09.
- Maggino, F. (2013). The construction on well-being indicators: from definitions to measures and to interpretation. *Śląski Przegląd Statystyczny*, 11(17), 95—122.
- Malina, A., Zeliś A. (1994). Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania jakości życia ludności w Polsce w 1994 r. *Przegląd Statystyczny*, 19(1), 11—27.
- Malina, A., Zeliś, A. (1997). On building taxonomic measure of living conditions. *Statistics in Transitions*, (3), 523—544.
- Migała-Warchoł, A. (2010). Ocena zróżnicowania poziomu życia mieszkańców województwa podkarpackiego. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 11(2), 222—231.
- Młodak, A. (2006). *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Warszawa: Difin.
- Młodak, A. (2009). Historia problemu Webera. *Matematyka Stosowana*, 10(51), 3—21.
- Olechnicka, A., Wojnar, K. (red.). (2013). *Terytorialny wymiar rozwoju: Polska z perspektywy badań ESPON*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar Spółka z o.o.
- Panek, T., Zwierchowski, J. (2013). *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Teoria i zastosowania*. Warszawa: SGH.
- Piasny, J. (1993). Poziom i jakość życia ludności oraz źródła i mierniki ich określania. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, (2), 73—92.
- Sompolska-Rzechuła, A. (2013). Pomiar i ocena jakości życia. *Wiadomości Statystyczne*, (8), 19—36.
- Słaby, T. (1990). Poziom życia, jakość życia. *Wiadomości Statystyczne*, (6), 8—10.
- Słaby, T. (2006a). *Konsumpcja. Eseje statystyczne*. Warszawa: Difin.

- Słaby, T. (2006b). Statystyczny pomiar konsumpcji. W: M. Janoś-Kresło, B. Mróz (red.), *Konsument i konsumpcja we współczesnej gospodarce* (s. 81—118). Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Słaby, T. (2007). Poziom i jakość życia. W: T. Panek (red.), *Statystyka społeczna* (s. 99—130). Warszawa: PWE.
- Słaby, T., Czech, A. (2009). Ocena syntetyczna konsumpcji — ujęcie pozycyjne. *Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego*, 7(4/2), 631—645.
- Słaby, T., Czech, A. (2011). Zróżnicowanie regionalne konsumpcji w ujęciu pośrednim — ujęcie statyczne i przestrzenno-czasowe. *Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów SGH*, (111), 7—22.
- Śmiłowska, T. (1995). Zróżnicowanie poziomu i jakości życia ludności w przekroju terytorialnym, (229), Warszawa: GUS.
- Xing, Z., Chu, L. (2012). Research on constructing composite indicator of objective well-being from China mainland. *Statistics in Transition*, 13(2), 419—438.

Summary. *The article presents the results of the household living standards research based on the analysis of consumption expenditure by voivodships. The research was conducted with the exception of voivodship capitals as they are national development centers with higher consumption. The assessment of the level and structure of consumption in the Mazowieckie voivodship made the authors narrow the scope of data, which showed a significant overestimation of the results due to the presence of Warsaw in the dataset.*

Taxonomic analysis methods in the form of classical and order measure were used in the research. The analysis was based on the set of characteristics generated on the basis of data for 2014 from the Household Budget Survey carried out by the CSO. Particular attention was paid to the households expenditure for which the need of aggregate variable construction was emphasized, related to leisure time spending as one of the living standard measure.

Keywords: expenditure, living standard, taxonomic measure, households.