

Agnieszka SOMPOLSKA-RZECUŁA

Zastosowanie metody analizy zgodności w badaniu jakości życia kobiet

Jakość życia to bardzo złożona kategoria o trudnym do określenia zakresie przedmiotowym i interdyscyplinarnym charakterze. Składają się na nią takie elementy, jak (Kusterka, 2003): bogactwo, zdrowie i samopoczucie, bezpieczeństwo (w aspekcie zdrowotnym, utraty mienia oraz w sensie ekonomicznym), stan środowiska naturalnego, bogactwo duchowe (dostęp do edukacji i kultury), poczucie przynależności do lokalnej społeczności oraz stosunki międzyludzkie. Każdy z tych elementów ma swój wymiar obiektywny, ale ocena jakości życia zależy w dużej mierze od subiektywnego systemu wartości oraz odczucia co do stopnia zaspokojenia własnych potrzeb i aspiracji. Odczucia subiektywne mają podstawowe znaczenie, ponieważ są udziałem każdego człowieka. Dlatego uzasadnione wydaje się badanie subiektywnej jakości życia, umożliwiające określenie jej poziomu, czynników ją determinujących oraz powiązań występujących między cechami charakteryzującymi jakość życia.

Narzędziem umożliwiającym badanie współwystępowania kategorii dwóch lub kilku cech nominalnych opisujących obiekty (np. respondentów) jest analiza zgodności¹, która należy do grupy wielowymiarowych metod badania współzależności. Jej zaletą jest możliwość czytelnej, graficznej prezentacji współwystępowania kategorii zmiennych. Zastosowania tej metody można znaleźć np. w pracach Gatnara i Walesiaka (2004), Bąk i Wawrzyniak (2009) oraz Stanimir (2002, 2005).

Głównym celem proponowanego badania było wykrycie powiązań między kategoriami zmiennej określającej stopień zmian jakości życia a kategoriami zmiennych o charakterze społeczno-demograficznym, czyli: wiekiem, stanem cywilnym, liczbą dzieci, wykształceniem, miejscem zamieszkania oraz formą zatrudnienia. Ponadto, podjęto także próbę odpowiedzi na pytanie, czy zmiany jakości życia zależą od takich czynników, jak: życie osobiste, życie zawodowe, życie towarzyskie oraz sytuacja finansowa.

METODA BADAWCZA

Często do określenia siły zależności między dwiema cechami nominalnymi wykorzystywane są takie wskaźniki, jak np.: *V*-Cramera, *C*-Pearsona czy *T*-Czuprowa. Jednak za pomocą tych wskaźników nie można określić siły zależności między większą liczbą zmiennych. Możliwości takie daje analiza zgodności, która pozwala wskazać jednoczesne występowanie kategorii zarówno dwóch, jak i większej liczby cech (Stanimir, 2003).

Badając zależności między dwiema cechami opisywanymi dowolną liczbą kategorii wykorzystuje się prostą analizę zgodności, posługując się tablicą kontyngencji. W przypadku rozpatrywania wielu cech stosuje się wielowymiarową analizę, korzystając z jednego z czterech sposobów zapisu zaobserwowanych liczebności kategorii cech: złożonej macierzy znaczników, macierzy Burta, wielowymiarowej tablicy kontyngencji, łączonej tablicy kontyngencji². W artykule wykorzystano drugi sposób zapisu danych, tzn. macierz Burta, który jest najczęściej podstawą przeprowadzania analizy korespondencji (Stanimir, 2005).

¹ Analiza zgodności to (analiza korespondencji, ang. *correspondence analysis*, analiza odpowiedniości lub powiązań) jest to metoda statystyczna eksploracyjnej analizy macierzy kontyngencji lub macierzy prawdopodobieństwa. Metoda ta zakłada istnienie ukrytych zmiennych (ang. *hidden variables*), zwanych zmienną wierszową i kolumnową. Wiersze wejściowej macierzy reprezentują różne możliwe stany zmiennej wierszowej a kolumny — zmiennej kolumnowej. Wartości wejściowej macierzy przedstawiają rozkład dwuwymiarowy tych dwóch zmiennych w populacji. Zadaniem analizy odpowiedniości jest takie odtworzenie wartości liczbowych stanów zmiennej wierszowej i kolumnowej, aby współczynnik korelacji Pearsona pomiędzy tymi zmiennymi przyjmował lokalne maksimum.

² Stanimir (2005), s. 42—51.

W tabl. 1 przedstawiono przykładową macierz Burta.

TABL. 1. MACIERZ BURTA DLA CECH: X, Y, Z

Zmienne		X		Y			Z		
		X ₁	X ₂	Y ₁	Y ₂	Y ₃	Z ₁	Z ₂	Z ₃
X	X ₁		0						
	X ₂	0							
Y	Y ₁				0	0			
	Y ₂			0		0			
	Y ₃			0	0				
Z	Z ₁							0	0
	Z ₂						0		0
	Z ₃						0	0	

Źródło: opracowanie własne na podstawie A. Stanimir (2003).

Macierz Burta jest symetryczną macierzą blokową, na głównej przekątnej umieszczone są macierze diagonalne (zaznaczone dwoma kolorami: jasnym szarym i białym) zawierające liczebności wystąpień kategorii cech, a poza przekątną położone są tablice kontyngencji dla każdej pary rozpatrywanych zmiennych (zaznaczone kolorem ciemnym szarym). Całkowita liczebność każdej podmacierzy jest równa liczbie badanych jednostek n , natomiast w macierzy Burta wynosi ona $n \cdot Q^2$ (Q — liczba cech). Macierz Burta jest symetryczna ($b_{ij} = b_{ji}$), czyli liczebności brzegowe wierszy i kolumn są identyczne i obliczane następująco:

$$\sum_{j=1}^J b_{ij} = b_{i.} = b_{.j} = Q \cdot b_{ii}$$

gdzie:

b_{ij} — elementy macierzy Burta,

J — łączna liczba kategorii wszystkich cech.

Częstości brzegowe wierszy i kolumn są sobie równe i wynoszą:

$$p_{i.} = \frac{Q \cdot b_{ii}}{n \cdot Q^2}$$

Wartości $p_{i.}$ są elementami diagonalnej macierzy częstości brzegowych wierszy, a tym samym kolumn. Są one także składowymi wektora częstości brzegowych $\mathbf{r}$. Macierz częstości zaobserwowanych jest obliczana jako:

$$\mathbf{P} = \frac{1}{n \cdot Q^2} \mathbf{B}$$

Macierz $\mathbf{B}$ jest symetryczna, czyli można wskazać, że ulegnie dekompozycji, ale według wartości własnych:

$$\mathbf{A} = \mathbf{D}_r^{-1/2} (\mathbf{P} - \mathbf{r}\mathbf{r}^T) \mathbf{D}_r^{-1/2} = \mathbf{U} \mathbf{\Gamma}_B^2 \mathbf{U}^T$$

gdzie:

$\mathbf{U}$ — macierz wektorów własnych macierzy $\mathbf{A}$,

$\mathbf{\Gamma}_B^2$ — macierz diagonalna, zawierająca kwadraty wartości osobliwych $\gamma_{B,k}^2$

$$\left(k = 1, 2, \dots, K; K = \sum_{q=1}^Q (J_q - 1) \right) \text{ macierzy } \mathbf{A},$$

J_q — liczba kategorii cechy q ,

$\mathbf{D}_r$ — diagonalna macierz zaobserwowanych częstości brzegowych wierszy.

Można zapisać, że $\mathbf{\Gamma}_B^2 = \mathbf{\Lambda}_B$, gdzie $\lambda_{B,k}$, to wartości własne macierzy $\mathbf{A}$. Następuje rozkład macierzy $\mathbf{A}$ według wartości własnych, a współrzędne kategorii cech zawiera tylko jedna macierz:

$$\mathbf{F} = \mathbf{D}_r^{-1/2} \mathbf{U} \mathbf{\Gamma}_B$$

Wymiar rzeczywistej przestrzeni współwystępowania odpowiedzi na pytania wyznacza się według wzoru:

$$K = \sum_{q=1}^Q (J_q - 1)$$

Według kryterium Greenacre'a jako najlepszy jest wybierany ten wymiar rzutowania kategorii zmiennych, w którym wartości własne spełniają warunek:

$$\lambda_{B,k} > \frac{1}{Q}.$$

Greenacre do założonego kryterium wyboru istotnych wartości własnych ($\lambda_{B,k} > \frac{1}{Q}$) podaje sposób na „ulepszenie” wyników analizy zmiennych zapisanych w postaci macierzy Burta. Można przeskalować wartości własne według następującego wzoru³:

$$\tilde{\lambda}_k = \left(\frac{Q}{Q-1} \right)^2 \cdot \left(\sqrt{\lambda_{B,k}} - \frac{1}{Q} \right)^2$$

³ Stanimir, 2005, s. 66.

gdzie:

Q — liczba zmiennych,

$\lambda_{B,k}$ — k -ta wartość własna.

MATERIAŁ BADAWCZY

Przydatność analizy zgodności dla zmiennych nominalnych przedstawiono na przykładzie dotyczącym badania jakości życia, które zostało przeprowadzone wśród mieszkanek woj. zachodniopomorskiego. Okresem badawczym był przełom lat 2007 i 2008. Ankieta miała charakter anonimowy i objęła 106 kobiet. W metryczce kwestionariusza znalazły się pytania dotyczące: wieku, stanu cywilnego, liczby i wieku dzieci, wykształcenia, zawodu, miejsca pracy, zatrudnienia, stażu pracy oraz wysokości dochodu netto na osobę w rodzinie.

Podstawowa część ankiety stawiała pytania dotyczące zagadnień z różnych grup czynników wpływających na jakość życia i obejmowała: wolny czas, zdrowie, środowisko, w którym mieszkają respondentki, poczucie bezpieczeństwa. Umieszczono także pytania dotyczące stopnia zadowolenia z takich aspektów życia, jak: relacje z rodziną, praca zawodowa, życie towarzyskie, sytuacja finansowa, możliwość realizacji zainteresowań i pasji czy wypoczynek.

Uwzględniając cel badania przyjęto następujące warianty odpowiedzi dla zmiennej określającej stopień zmian jakości życia w ciągu trzech lat (JŻ): znacznie poprawiła się — ZP, poprawiła się — P, nie zmieniła się — BZ, pogorszyła się — G. Dla zmiennych społeczno-demograficznych wyróżniono następujące warianty:

- wiek (W) — do 20 lat (do 20), 21—25 lat (21—25), 26—35 lat (26—35), 36—45 lat (36—45), 46—60 lat (46—60), powyżej 60 lat (ponad 60);
- stan cywilny (SC) — zamężna (Z), rozwódka (R), pozostałe (P) — panna i wdowa;
- liczba dzieci (LDZ) — brak dzieci (0), jedno dziecko (1), dwoje dzieci (2), troje dzieci i więcej (3);
- wykształcenie (WYK) — wyższe (W), średnie (Ś), zasadnicze zawodowe (ZZ);
- miejsce zamieszkania (MZ) — miasto (M), wieś (W);
- zatrudnienie (ZAT) — pracuje (P), nie pracuje (NP).

W przypadku zmiennych odnoszących się do stopnia zadowolenia z aspektów życia przyjęto oznaczenia:

- stopień zadowolenia z życia osobistego (ŻO) — bardzo zadowolona (BZ), zadowolona (Z), niezadowolona (NZ);
- stopień zadowolenia z życia zawodowego (ŻŻ) — bardzo zadowolona (BZ), zadowolona (Z), niezadowolona (NZ);
- stopień zadowolenia z życia towarzyskiego (ŻT) — bardzo zadowolona (BZ), zadowolona (Z), niezadowolona (NZ);

- stopień zadowolenia z sytuacji finansowej(SF) — bardzo zadowolona (BZ), zadowolona (Z), niezadowolona (NZ).

WYNIKI BADANIA

Na podstawie kategorii wybranych do badania zmiennych otrzymano macierz Burta o wymiarach 24×24. Fragment tej macierzy zamieszczono w tabl. 2.

TABL. 2. FRAGMENT MACIERZY BURTA DLA ANALIZOWANYCH KATEGORII ZMIENNYCH

Kategorie zmiennych	JŻ: P	JŻ: ZP	JŻ: BZ	JŻ: G	W: do 20	W: 26—35	W: 21—25	W: 36—45	W: 46—60	W: ponad 60	SC: Z	...
JŻ: P	49	0	0	0	6	18	9	14	2	0	26	...
JŻ: ZP	0	24	0	0	0	10	6	6	2	0	14	...
JŻ: BZ	0	0	25	0	0	6	4	8	5	2	18	...
JŻ: G	0	0	0	8	0	1	3	2	2	0	4	...
W: do 20	6	0	0	0	6	0	0	0	0	0	0	...
W: 26—35	18	10	6	1	0	35	0	0	0	0	24	...
W: 21—25	9	6	4	3	0	0	22	0	0	0	2	...
W: 36—45	14	6	8	2	0	0	0	30	0	0	25	...
W: 46—60	2	2	5	2	0	0	0	0	11	0	9	...
W: ponad 60 ..	0	0	2	0	0	0	0	0	0	2	2	...
SC: Z	26	14	18	4	0	24	2	25	9	2	62	...
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Wymiar rzeczywistej przestrzeni współwystępowania odpowiedzi na pytania wynosi 17.

W następnym kroku sprawdzono, jak wartości własne przestrzeni o niższym wymiarze wyjaśniają całkowitą bezwładność. Wyniki zamieszczono w tabl. 3, w której zawarto wartości własne λ_k (kwadraty wartości osobliwych γ_k), udział inercji głównych w całkowitej inercji (procent bezwładności λ_k/λ) oraz udział wartości własnych z wymiaru K w inercji całkowitej (procent skumulowany τ_K).

TABL. 3. WARTOŚCI OSOBLIWE I WARTOŚCI WŁASNE ORAZ STOPIEŃ WYJAŚNIENIA CAŁKOWITEJ BEZWŁADNOŚCI

Liczba wymiarów K	Wartości		Procent	
	osobliwe γ_k	własne λ_k	bezwładności λ_k/λ	skumulowany τ_K
1	0,6460	0,4173	17,1820	17,1820
2	0,4802	0,2306	9,4946	26,6766
3	0,4776	0,2281	9,3941	36,0707
4	0,4503	0,2028	8,3502	44,4208
5	0,4218	0,1779	7,3254	51,7463
6	0,3990	0,1592	6,5540	58,3003
7	0,3912	0,1531	6,3022	64,6025
8	0,3818	0,1457	6,0013	70,6038
9	0,3558	0,1266	5,2127	75,8165
10	0,3518	0,1238	5,0968	80,9133
11	0,3159	0,0998	4,1092	85,0225

TABL. 3. WARTOŚCI OSOBLIWE I WARTOŚCI WŁASNE ORAZ STOPIEŃ WYJAŚNIENIA CAŁKOWITEJ BEZWŁADNOŚCI (dok.)

Liczba wymiarów K	Wartości		Procent	
	osobliwe γ_k	własne λ_k	bezwładności λ_k / λ	skumulowany τ_K
12	0,3047	0,0928	3,8223	88,8448
13	0,2842	0,0808	3,3268	92,1716
14	0,2642	0,0698	2,8746	95,0462
15	0,2380	0,0566	2,3318	97,3779
16	0,1822	0,0332	1,3665	98,7444
17	0,1746	0,0305	1,2556	100,0000
		$\lambda=2,4286$		

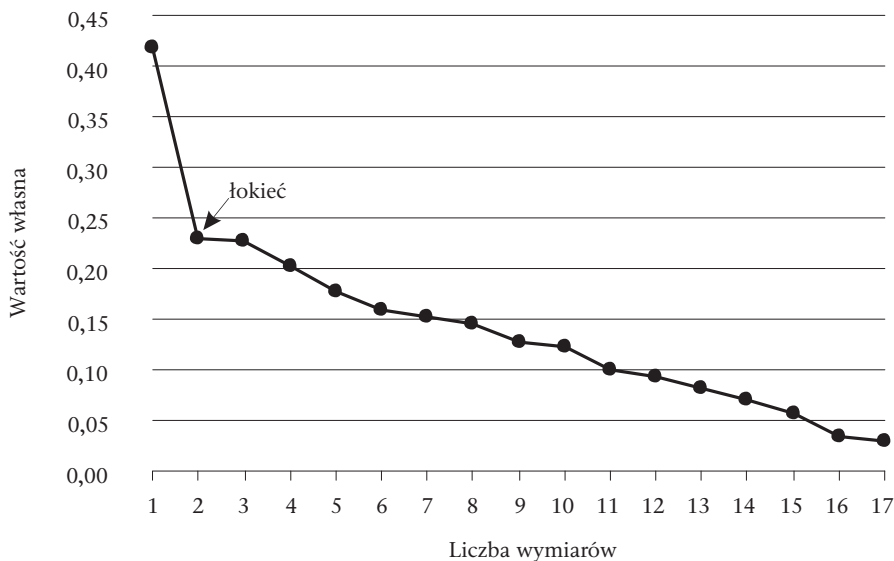
Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Według kryterium Greenacre'a jako najlepszy jest wybierany ten wymiar rzutowania kategorii zmiennych, w którym wartości własne spełniają warunek:

$\lambda_{B,k} > \frac{1}{Q}$. W analizowanym przypadku wartość ta wynosi 0,1429, dla $Q = 7$. Na

podstawie tabl. 3 można stwierdzić, że są to bezwładności dla przestrzeni R^8 , a łączna bezwładność w analizowanym przypadku wynosi 2,4286. Trzy wymiary odwzorowują 36,07% łącznej bezwładności. Dodatkowo sporządzono wykres wartości własnych, który przedstawiono na wyk. 1.

Wykr. 1. WYKRES WARTOŚCI WŁASNYCH



Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Na podstawie wyk. 1 stwierdzono, że tzw. „łokieć” występuje dla $k = 2$, ale za trzecią wartością własną także następuje uskoki. Wynika z tego, że należy dokonać wyboru między prezentacją w przestrzeni dwuwymiarowej lub trójwymiarowej.

W tabl. 4 zawarto wartości własne, wartości osobliwe oraz stopień wyjaśnienia całkowitej bezwładności po modyfikacji.

TABL. 4. ZMODYFIKOWANE WARTOŚCI OSOBLIWE I WARTOŚCI WŁASNE ORAZ STOPIEŃ WYJAŚNIENIA CAŁKOWITEJ BEZWŁADNOŚCI

Liczba wymiarów K	Wartości		Procent	
	osobliwe $\tilde{\gamma}_k$	własne $\tilde{\lambda}_k$	bezwładności $\tilde{\lambda}_k/\lambda$	skumulowany $\tilde{\tau}_K$
1	0,1185	0,3443	30,2948	30,2948
2	0,0240	0,1548	13,6208	43,9155
3	0,0232	0,1524	13,4096	57,3251
4	0,0165	0,1285	11,3066	68,6318
5	0,0112	0,1058	9,3093	77,9410
6	0,0080	0,0892	7,8487	85,7897
7	0,0070	0,0839	7,3823	93,1720
8	0,0060	0,0776	6,8280	100,0000
		$\tilde{\lambda} = 1,1365$		

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Po dokonaniu modyfikacji wartości własnych wymiar przestrzeni współwystępowania kategorii cech został ograniczony do R^3 (po uwzględnieniu ograniczenia ważności inercji głównych do tych, których wartość jest większa od $1/Q$). Trzy pierwsze wymiary odwzorowują 57,33% łącznej bezwładności. Zatem uwzględnienie pierwszych trzech wymiarów pozwala na wyjaśnienie przeszło połowy bezwładności całkowitej.

Do prezentacji przyjęto przestrzeń trójwymiarową. Nowe wartości współrzędnych w przestrzeni trójwymiarowej dla kategorii zmiennych zostały wyznaczone z wykorzystaniem następującego wzoru:

$$\tilde{\mathbf{F}} = \mathbf{F}^* \mathbf{\Gamma}^{-1} \tilde{\mathbf{\Lambda}}$$

gdzie:

$\tilde{\mathbf{\Lambda}}$ — diagonalna macierz pierwszych K^* wartości własnych $\tilde{\lambda}_k$ zmodyfikowanych według poprawki Greenacre’a, o wymiarach 3×3 ,

$\mathbf{F}^*$ — macierz pierwszych K^* współrzędnych kategorii z macierzy $\mathbf{F}$ (wymiar 24×3),

$\mathbf{\Gamma}^{-1}$ — diagonalna macierz odwrotna wartości osobliwych (wymiar 3×3),

$\tilde{\mathbf{F}}$ — macierz nowych wartości współrzędnych dla kategorii zmiennych o wymiarze 24×3 .

Na wyk. 2 przedstawiono wyniki analizy zgodności w przestrzeni trójwymiarowej z uwzględnieniem zmodyfikowanych wartości własnych. Interpretacja wyników jest trudna, dlatego wykorzystano metodę Warda, za pomocą której wskazano powiązania między zmiennymi.

Wykr. 3 przedstawia dendrogram, na którym wyodrębniono cztery skupienia zmiennych. Jak wynika z wyk. 3 pogorszenie jakości życia w ciągu ostatnich trzech lat zaobserwowano u kobiet w wieku 46—60 lat, które posiadają dwoje dzieci. Drugie skupienie obejmuje kobiety deklarujące brak zmian jakości życia. Są to panie w wieku do 25 lat, niepracujące, niezamężne, nieposiadające dzieci, z wykształceniem średnim, mieszkające na wsi.

Trzecią grupę stanowią kobiety deklarujące polepszenie lub znaczne polepszenie jakości życia. Są to kobiety w wieku 26—45 lat, z wykształceniem wyższym, pracujące, mieszkające w mieście, posiadające jedno lub troje dzieci, będące mężatkami lub po rozwodzie.

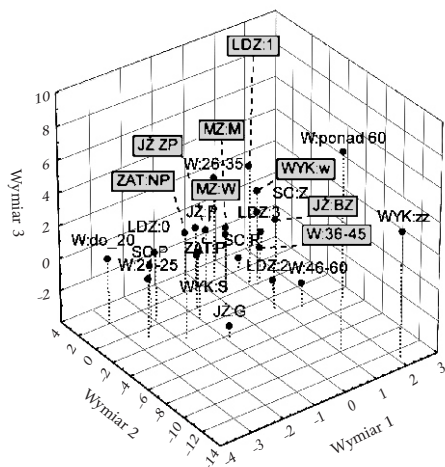
Analizę zgodności przeprowadzono także dla zmiennej określającej zmiany w jakości życia oraz zmiennych wskazujących na stopień zadowolenia z takich aspektów życia, jak: osobiste, zawodowe, towarzyskie oraz sytuacji finansowej. W pierwszym kroku wyznaczono macierz Burta dla analizowanych zmiennych, która miała wymiary 16×16 oraz wymiar rzeczywistej przestrzeni współwystępowania odpowiedzi na pytania, który wyniósł 11. Następnie sprawdzono, w jakim stopniu wartości własne przestrzeni o niższym wymiarze wyjaśniają całkowitą bezwładność, wynoszącą 2,200. Zastosowano także kryterium $1/Q$, wynoszące w tym przypadku 0,2, które służy do określenia wymiaru przestrzeni rzutowania. Tabl. 5 przedstawia wartości osobliwe i własne oraz stopień wyjaśnienia bezwładności ogólnej w wersji pierwotnej oraz po modyfikacji.

TABL. 5. WARTOŚCI OSOBLIWE I WŁASNE ORAZ STOPIEŃ WYJAŚNIENIA BEZWŁADNOŚCI OGÓLNEJ W WERSJI PIERWOTNEJ ORAZ PO MODYFIKACJI

Liczba wymiarów K	Wartości osobliwe γ_k	Wartości własne λ_k	Procent bezwładności λ_k / λ	Skumulowany procent bezwładności τ_k	Wartości własne $\tilde{\lambda}_k$	Procent bezwładności $\tilde{\lambda}_k / \tilde{\lambda}$	Skumulowany procent bezwładności $\tilde{\tau}_k$
1	0,6739	0,4541	20,6431	20,6431	0,3509	42,7614	42,76139
2	0,5714	0,3265	14,8427	35,4857	0,2156	26,2735	69,03485
3	0,4886	0,2387	10,8494	46,3352	0,1301	15,8543	84,88911
4	0,4817	0,2321	10,5480	56,8832	0,1240	15,1109	100,0000
5	0,4490	0,2016	9,1624	66,0456	$\tilde{\lambda} = 0,8206$		
6	0,4195	0,1760	7,9984	74,0439			
7	0,3838	0,1473	6,6960	80,7399			
8	0,3693	0,1363	6,1976	86,9375			
9	0,3392	0,1150	5,2288	92,1663			
10	0,3011	0,0907	4,1206	96,2869			
11	0,2858	0,0817	3,7131	100,0000			

Źródło: obliczenia własne.

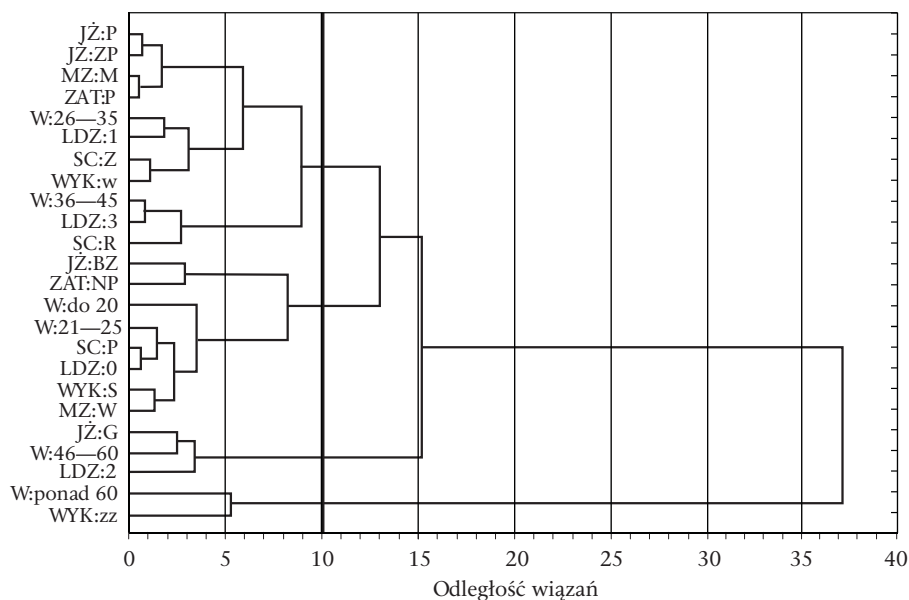
**Wykr. 2. TRÓJWYMIAROWA PREZENTACJA WYNIKÓW
ANALIZY KORESPONDENCJI Z UWZGLĘDNIENIEM
ZMODYFIKOWANYCH WARTOŚCI WŁASNYCH**



Źródło: jak przy wykr. 1.

**Wykr. 3. DIAGRAM PODZIAŁU KATEGORII ZMIENNYCH
ZA POMOCĄ METODY WARDA**

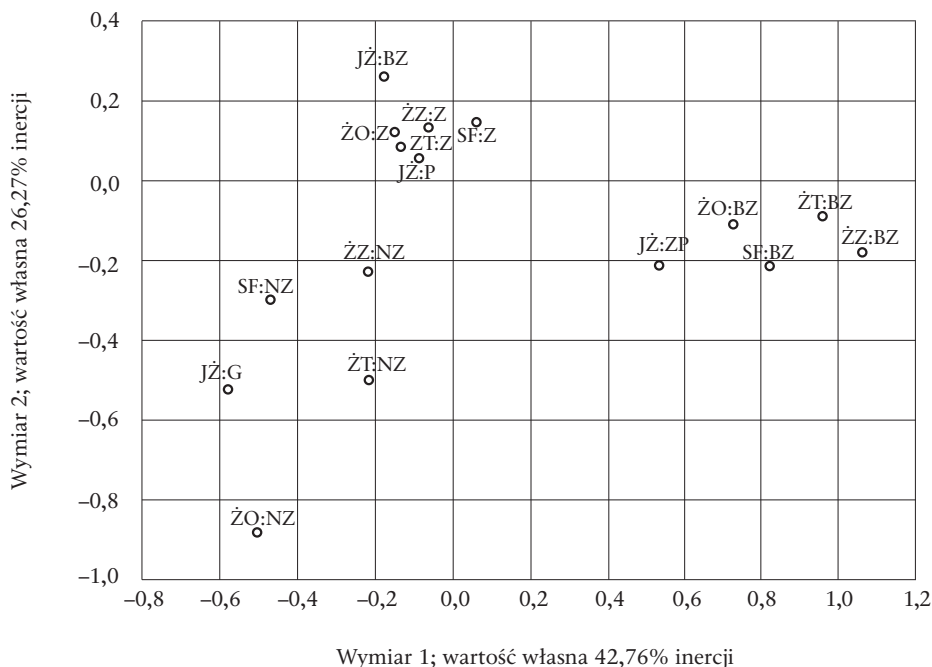
Diagram drzewa
Odległość euklidesowa



Źródło: jak przy wykr. 1.

Zastosowanie modyfikacji Greenacre'a ograniczyło rzeczywisty wymiar przestrzeni powiązań kategorii cech z R^5 do R^2 . Dwa pierwsze wymiary wyjaśniają 69,03% całkowitej bezwładności, dalsza analiza będzie się opierała na przestrzeni dwuwymiarowej. Na wyk. 4 przedstawiono prezentację powiązań między kategoriami zmiennych określających zmiany jakości życia oraz niektóre aspekty życia.

Wykr. 4. GRAFICZNA PREZENTACJA POWIĄZAŃ MIĘDZY KATEGORIAMI ZMIENNYCH OKREŚLAJĄCYCH ZMIANY JAKOŚCI ŻYCIA ORAZ WYBRANE ASPEKTY ŻYCIA



Źródło: jak przy wyk. 1.

Zastosowanie analizy zgodności umożliwiło wyodrębnienie trzech grup powiązań między kategoriami zmiennych. Pierwszą grupę stanowiły kobiety, które określiły zmianę jakości życia jako znaczną poprawę — były bardzo zadowolone z analizowanych aspektów życia: osobistego, sytuacji finansowej, towarzyskiego oraz zawodowego. W drugiej grupie znalazły się osoby zadowolone z życia towarzyskiego, osobistego oraz zawodowego, jak również z sytuacji finansowej — deklarowały poprawę lub brak zmian jakości życia. Natomiast grupę trzecią reprezentowały kobiety, których jakość życia uległa pogorszeniu — były niezadowolone ze wszystkich wybranych dziedzin życia.

Podsumowanie

W artykule zastosowano analizę zgodności do badania powiązań między kategoriami cech wyrażonymi na skali nominalnej. Analizowano zmiany jakości życia deklarowane przez mieszkanki woj. zachodniopomorskiego w odniesieniu do zmiennych o charakterze społeczno-demograficznym oraz cech określających stopień zadowolenia z niektórych aspektów życia. W pierwszym przypadku, polepszenie jakości życia zaobserwowano przede wszystkim u kobiet z wyższym wykształceniem, w wieku 26—45 lat, mieszkających w miastach i posiadających zatrudnienie. Jakość życia na niezmiennym poziomie w ciągu ostatnich trzech lat deklarowały młode kobiety (do 25 lat), będące w stanie wolnym, bezdzietne, nieposiadające zatrudnienia, z wykształceniem średnim, mieszkające na wsi. Można wnioskować, że osoby te mieszkają z rodzicami i poprawę jakości swojego życia wiążą z dalszą edukacją czy też zmianą stanu cywilnego oraz miejsca zamieszkania. Gorszą jakość życia zadeklarowały kobiety w wieku 46—60 lat, posiadające dwoje dzieci. Ze zmianami jakości życia nie są powiązane takie kategorie zmiennych, jak: wiek powyżej 60 lat oraz wykształcenie zasadnicze zawodowe.

Badając drugi aspekt powiązań między zmianami jakości życia a zmiennymi określającymi stopień zadowolenia z wybranych aspektów życia otrzymano wyniki potwierdzające przypuszczenie, że poprawę deklarowały kobiety bardzo zadowolone z wybranych aspektów życia, natomiast respondentki wyrażające swoje niezadowolenie z wymienionych dziedzin deklarowały jednocześnie pogorszenie jakości swojego życia.

dr Agnieszka Sompolska-Rzechuła — Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

LITERATURA

- Bąk I., Wawrzyniak K. (2009), *Zastosowanie analizy korespondencji w badaniach związanych z motywami wyboru rodzajów wyjazdów turystycznych przez emerytów i rencistów w 2005 roku*, „Taksonomia”, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu (w druku)
- Gatnar E., Walesiak M. (2004), *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław
- Kusterka J. (2003), *Jakość życia w aspekcie wybranych wskaźników ekorozwoju*, [w:] *Jakość życia w perspektywie nauk humanistycznych, ekonomicznych i ekologii*, red. J. Tomczyk-Tołkacz, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Jelenia Góra
- Stanimir A. (2002), *Analiza korespondencji a modele log-liniowe*, [w:] „Taksonomia”, nr 9, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław
- Stanimir A. (2003), *Sposoby wykonania analizy korespondencji wielu zmiennych nominalnych. Różnice metodologiczne*, [w:] „Taksonomia”, nr 10, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław
- Stanimir A. (2005), *Analiza korespondencji jako narzędzie do badania zjawisk ekonomicznych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław

SUMMARY

The article presents the correspondence analysis used to determine the relationship between variables connected with changes in quality of life in the last three years and the socio-demographic variables (age, civil status, number of children, education, place of residence and employment). An attempt has also been made to answer the question whether the analyzed variable depends on the satisfaction degree with selected aspects of life: personal, social, professional and financial situation. The study was conducted on the basis of a questionnaire survey in which respondents were women being citizens of Zachodniopomorskie voivodship. The analysis was based at the turn of years 2007 and 2008. The correspondence analysis allowed the authors to illustrate the relationship between taken variable categories in the three- and two-dimensional graphs.

РЕЗЮМЕ

В статье проанализирована связь между переменными качества жизни в последние три года, а социально-демографическими переменными (возраст, гражданское состояние, количество детей, образование, место проживания и работы). Была предпринята также попытка ответа на вопрос, зависит ли анализируемая переменная от степени удовлетворения личной, общественной, профессиональной жизнью и материальной ситуацией. Обследование проводилось на основе анкеты, в которой респондентами были жители женского пола западнопоморского воеводства. Анализ касался перелома 2007 и 2008 гг. Это позволило изобразить графическим способом связи между категориями переменных принятых в обследовании в двух- и трехмерном пространстве.