

Anna KREFFT*,
Tadeusz GALANC**,
Henryk FILIPOWSKI***

O PEWNYM METODOLOGICZNYM ASPEKCIE MIERZENIA „JAKOŚCI ŻYCIA”

W pracy przedstawiono metodę identyfikacji ilościowego modelu jakości życia w aspekcie wybranych czynników, za pomocą których określano jakość życia. Zastosowanie modelu zilustrowano na przykładzie opisu jakości życia Polaków w roku 2001 w aspekcie wyposażenia gospodarstw domowych w wybrane dobra trwałego użytkowania i jej porównanie z syntetyczną samooceną Polaków.

1. Wprowadzenie

„Jakość życia” jest terminem najbardziej odpowiednim na określenie zarówno dobrobytu, jak i dobrostanu.

Jakość życia (ang. quality of life) staje się ostatnio przedmiotem badań naukowych zarówno ekonomistów, socjologów, polityków społecznych, jak i też statystyków. Mimo coraz większego zainteresowania tą problematyką, także w gronie lekarzy, wciąż brakuje opracowań dotyczących ogólnej metodologii badań, zwłaszcza metodologii pomiaru jakości życia [1].

Jakość życia wynika zawsze głównie z trzech aspektów:

- 1) ekonomicznego, który wyraża się poprzez warunki materialne w połączeniu również z odczuciem subiektywnym;
- 2) społecznego, wynikającego z infrastruktury społecznej i usług, np. usługi medyczne, kosmetyczne, transportowe czy rekreacyjne;

* Akademia Medyczna im. Piastów Śląskich, ul. Pasteura 1, 50-367 Wrocław.

** Instytut Organizacji i Zarządzania, Politechnika Wrocławska, ul. Smoluchowskiego 25, 50-372 Wrocław.

*** Katedra i Zakład Patofizjologii, Akademia Medyczna im. Piastów Śląskich, ul. Marcinkowskiego 1, 50-368 Wrocław.

3) psychicznego, wywodzącego się z odczuć subiektywnych, oceniających tzw. dobrostan psychiczny.

Można zatem wyciągnąć wniosek, iż zmienna opisująca jakość życia to zmienna zagregowana (syntetycznie złożona). Znane są tradycyjne metody ilościowe, które służą mierzeniu poziomu zmiennych syntetycznych. Najczęściej stosowane są różnego rodzaju wskaźniki, np.: powszechnie znany produkt krajowy brutto (PKB), poziom dobrobytu ekonomicznego definiowany jako $W = D/S^\delta$, gdzie D oznacza dochód rodziny, S – wielkość rodziny, zaś parametr $\delta \in [0, 1]$ – elastyczność wielkości rodziny ze względu na określony zestaw potrzeb [2], czy też ogólna ocena wyposażenia gospodarstw domowych w dobra trwałego użytkowania w skali 5-stopniowej [8]. Wynikom uzyskiwanym na podstawie metod wskaźnikowych dość często jednak trudno przypisać charakter ogólny. Wynika to stąd, iż rozkłady poszczególnych wskaźników na ogół nie są znane, zatem modelowanie w tych przypadkach nie może być poddane badaniom statystycznym (weryfikacji statystycznej).

W niniejszej pracy przedstawiono pewną propozycję identyfikacji statystycznej modelu zmiennej syntetycznej – jakości życia.

2. Sformułowanie problemu

Wprowadzamy na wstępie oznaczenia:

Y – zmienna syntetyczna opisująca jakość życia osobnika należącego do badanej populacji \mathcal{A} .

X_1, X_2, \dots, X_k – czynniki opisujące zmienną Y (w określonym aspekcie czy też wielu aspektach).

Zakłada się istnienie ilościowego modelu:

$$Y = \Psi(\mathbf{x}) + \xi, \quad (1)$$

gdzie: $\mathbf{x}^T = [X_1, X_2, \dots, X_k]$, ξ – residuum, $\xi \sim N(0, \sigma_\xi^2)$.

Problem polega na zidentyfikowaniu modelu (1). Niezbędny materiał statystyczny do takiej identyfikacji klasyczną metodą z dziedziny metod aproksymacji matematycznej powinien obejmować badania zmiennej (Y, X_1, X_2, \dots, X_k) podane w postaci macierzy badań – pomiarów :

$$\begin{pmatrix} y_1 & x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} & 1 \\ y_2 & x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2k} & 1 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ y_n & x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nk} & 1 \end{pmatrix}, \quad n > k \quad (1')$$

lub też dwu macierzy pomiarów:

\mathbf{X} – badania zawarte w kolumnach od 2 do $k+1$ macierzy (1'). Są to pomiary zmiennych objaśniających – zwanych też czynnikami – w modelu (1),

\mathbf{y} – badania zmiennej objaśnianej przez model (1) odpowiadające danej macierzy \mathbf{X} .

Jeśli zmienna objaśniana przez model jest zmienną zagregowaną, opisującą jakość życia, to wektor \mathbf{y} jest na wstępie nieosiągalny, gdyż nie dysponujemy bezpośrednimi pomiarami zmiennej syntetycznej Y . Nie można zatem stosować do identyfikacji modelu (1) żadnej metody klasycznej.

W pracy proponujemy nową metodę [3], która pozwala wyznaczyć model statystyczny (1) zmiennej zagregowanej, gdy jest on modelem liniowym lub sprowadzalnym do liniowego.

Niech model (1) jest modelem liniowym:

$$Y = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \xi, \quad \text{gdzie } \xi \sim N(0, \sigma_\xi^2). \quad (2)$$

W identyfikacji modelu (2) można skorzystać ze wzoru

$$\boldsymbol{\beta} = (\mathbf{X} \cdot \mathbf{X}^T)^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y}, \quad (3)$$

w którym wektor \mathbf{y} na wstępie nieosiągalny reprezentuje pomiary zmiennej syntetycznej Y – jakości życia.

Niezbędny materiał doświadczalny identyfikacji modelu (2) w proponowanej metodzie powinien obejmować:

- **materiał statystyczny**, który zawiera badania (pomiary) czynników X_1, X_2, \dots, X_k zestawione w macierzy \mathbf{X} [$n(k+1)$]-wymiarowej postaci:

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} & 1 \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2k} & 1 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nk} & 1 \end{pmatrix}, \quad n > k + 1$$

- **informacje o „kierunkach wpływu”** poszczególnych czynników X_1, X_2, \dots, X_k w modelu (2). Są to informacje mówiące o tym, jaką rolę w sensie stymulującym albo dystymulującym pełnią poszczególne czynniki objęte modelem (2) w odniesieniu do zmiennej Y , czyli który z czynników pełni w relacji do zmiennej Y rolę *stymulanty*, a który – *dystymulanty*. Informacje te są podane w postaci k -elementowego ciągu $\mathcal{K} = [+,-, \dots, -]$, którego elementami są znaki „+” albo „-”. Jeżeli w ciągu \mathcal{K} na pozycji o numerze i , dla $i = 1, 2, \dots, k$, występuje znak „+” (plus), oznacza to, że zmienna X_i jest w relacji do zmiennej Y stymulantą, zaś w przypadku znaku „-” (minus) – zmienna ta jest dystymulantą.

Materiał empiryczny dany na wstępie, niezbędny do identyfikacji modelu (2), można więc ogólnie zapisać jako $[\mathbf{X}, \mathcal{K}]$.

3. Opis metody identyfikacji modelu

W pierwszym kroku metody przedstawiamy sposób symulacji wektora \mathbf{y}^* , który reprezentuje próbę prostą zmiennej losowej normalnej, np. $Y - N(0, 1)$, odpowiadającej macierzy \mathbf{X} z uwzględnieniem informacji \mathcal{K} . Założenie o normalności rozkładu zmiennej Y wydaje się tu wysoce rozsądne, gdyż zmienna ta opisuje wielkość, której poziomy realizacji są efektem oddziaływania wielu czynników niezależnych i przypadkowych (czynniki te w modelu mogą *explicite* nie występować). Zgodnie z twierdzeniem granicznym, typ rozkładu zmiennej Y można więc przyjąć jako co najmniej asymptotycznie normalny.

Sposób symulacji wektora \mathbf{y}^* powinien więc w swej specyfice statystycznie gwarantować to, aby reprezentował tu próbę prostą zmiennej o rozkładzie normalnym odpowiadającą macierzy \mathbf{X} z uwzględnieniem informacji \mathcal{K} .

Na wstępie, korzystając z odpowiedniego generatora, wprowadzamy ciąg wektorów:

$$\mathbf{y}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \dots, \mathbf{y}_k^*, \quad (4)$$

z których każdy reprezentuje niezależne realizacje zmiennej $Y - N(0, 1)$.

Następnie uwzględnia się rangi poszczególnych elementów prób (4) (kolejność obserwacji ze względu na ich wielkość w danej próbie) oraz rangi elementów prób reprezentowanych przez poszczególne wektory $\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_k$ występujące w macierzy $\mathbf{X} = [\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_k, \mathbf{1}]$. Każdy wektor \mathbf{x}_i , $i = 1, 2, \dots, k$ jest próbą prostą odpowiedniej zmiennej X_i .

Na podstawie macierzy \mathbf{X} i zadanych informacji \mathcal{K} o „kierunkach wpływu” zostaje utworzona $[n \times k]$ -wymiarowa macierz $\mathbf{Y}^* = [\mathbf{y}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \dots, \mathbf{y}_k^*]$ w następujący sposób:

każda kolumna \mathbf{y}_i^* tej macierzy \mathbf{Y}^* , dla $i = 1, 2, \dots, k$, składa się ze składowych wektora \mathbf{y}_i^* , uporządkowanych zgodnie z rangami odpowiednich elementów wektora \mathbf{x}_i macierzy \mathbf{X} , jeśli czynnik X_i jest stymulantą w relacji do zmiennej Y , albo uporządkowanych przeciwnie do rang wektora \mathbf{X}_i , gdy zmienna X_i w relacji do zmiennej Y jest dystymulantą.

Macierz \mathbf{Y}^* zostaje następnie przekształcona w wektor $\tilde{\mathbf{y}}^{**}$ według wzoru

$$\tilde{y}_i^{**} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k y_{ij}^*, \quad \text{dla każdego } i = 1, 2, \dots, n. \quad (5)$$

Wektor ten zostaje poddany ocenie statystycznej, w której stosuje się odpowiedni test zgodności w celu weryfikacji hipotezy zerowej mówiącej, iż reprezentuje on próbę prostą zmiennej o rozkładzie normalnym. Jeśli nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, to wektor $\tilde{\mathbf{y}}^*$ zostaje standaryzowany. Pełni on rolę wektora reprezentującego odpowiednią dla macierzy \mathbf{X} i wektora kierunku wpływu \mathcal{K} próbę losową zmiennej $Y \sim N(0; 1)$, którą oznaczamy przez \mathbf{y}^* .

Ważnym kryterium służącym do oceny „trafności” doboru wektora \mathbf{y}^* jest wartość oszacowania współczynnika zbieżności φ^2 .

Wielokrotne zastosowanie procedury symulacji wektorów $\mathbf{y}^{*(1)}, \mathbf{y}^{*(2)}, \dots, \mathbf{y}^{*(L)}$ pozwala na podstawie wzoru (3) wyznaczyć elementy ciągu $\hat{\boldsymbol{\beta}}^i = (\mathbf{X}\mathbf{X}^T)^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y}^{*(i)}$. Z ciągu identyfikacji modeli $\{\hat{\boldsymbol{\beta}}^i\}$, $i = 1, 2, \dots, L$ wybiera się ten model $\hat{\boldsymbol{\beta}}^i$, dla którego $\hat{\varphi}_i^2$ osiąga wartość najmniejszą, którą będziemy umownie oznaczać przez φ^2 .

Jeśli $\hat{\varphi}_i^2 > a$, gdzie np. $a \geq 0,3$, to rezygnuje się z modelu (2). Ze statystycznego punktu widzenia model taki jest za mało dokładny.

Dla wygodniejszego stosowania funkcji (2) można wprowadzić przekształcenie $Y \rightarrow Z$ postaci

$$Z = \frac{e^Y}{1 + e^Y}, \quad Z \in (0, 1). \quad (6)$$

Zaproponowany sposób modelowania jakości życia może okazać się bardzo użyteczny. Niektóre jego zastosowania to:

1. Jeśli rozważa się dwie populacje, dla których modele jakości życia są identyczne ze względu na zbiory czynników w nich występujących, to można dokonać analizy statystycznej dotyczącej identyczności struktury czynników w tych dwóch modelach. Uzyskuje się tym samym odpowiedź, czy specyfika rozwoju jakości życia w rozważanych populacjach jest statystycznie taka sama, czy też różni się istotnie. Wyniki tego rodzaju są wspomagającymi informacjami w podejmowaniu wielu decyzji ekonomicznych.

2. Na podstawie zidentyfikowanego modelu statystycznego w odniesieniu do zmiennej opisującej jakość życia można uzyskiwać statystycznie następujące efekty:

- monitorowanie procesu generowanego zmienną opisującą jakość życia (rozważanego zarówno w czasie, jak i w przekroju rozważanych populacji);
- poprzez korelowanie zmiennej opisującej jakość życia \hat{Y} z poszczególnymi czynnikami X_i , które mają wpływ na tę wielkość, można otrzymać wagi poszczególnych czynników $w_i = r(X_i, Y)$, gdzie i oznacza numer czynnika;
- w wyniku rozważanych trendów zmiennej jakości życia opisywanej przez model statystyczny można otrzymać statystyczne prognozy tej wielkości.

Proponowana metoda ma liczne zastosowania, także w naukach ekonomicznych [4]–[6]. W badaniach poziomu dobrobytu według modelu Van Praaga nieznana funkcja dobrobytu $U_n(\cdot)$ ma rozkład logarymiczno-normalny [7], możliwe jest więc zastosowanie niniejszego modelu liniowego do charakteryzacji poziomu tegoż dobrobytu ze względu na wybrany wektor opisujących go cech.

4. Przykład konstrukcji modelu jakości życia w aspekcie wybranych czynników ekonomicznych

W przykładzie wykorzystujemy dane Urzędu Statystycznego [8], dotyczące wyposażenia gospodarstw domowych w dobra trwałego użytkowania w 2001 r. w Polsce w poszczególnych województwach. US wyróżnia 18 dóbr, prezentując ich występowanie w procentach, w każdym z 16 województw. Wskaźnik procentowy – jednolity dla każdego dobra – wyraża stopień nasycenia danego dobra ogółu gospodarstw domowych występujących w danym województwie. A dokładniej wyraża, ile spośród 100 gospodarstw domowych grupy reprezentatywnej danego województwa zadeklarowało posiadanie wskazanego dobra. Oczywiście jest, że ze wzrostem stopnia nasycenia ustalonego dobra wzrasta jakość życia gospodarstwa domowego, tak więc kierunek wpływu każdego z osobna w ten sposób mierzonego dobra na jakość życia jest dodatni. Dla zbudowania modelu jakości życia Polaków wybierzmy na wstępie sześć zmiennych, wyrażonych w procentach, opisujących wyposażenie gospodarstw domowych: X_1 – liczba gospodarstw wyposażonych w zamrażarkę, X_2 – gospodarstwa wyposażone w zmywarkę do naczyń, X_3 – w kuchenkę mikrofalową, X_4 – w odtwarzacz CD, X_5 – w komputer osobisty i X_6 – w samochód osobowy lub dostawczy. Dysponujemy materiałem statystycznym (tabela 1) i wektorem \mathcal{K} kierunków wpływu poszczególnych zmiennych na jakość życia postaci $[+, +, +, +, +, +]$.

Po identyfikacji modelu (2) zgodnie z przedstawioną powyżej metodą, oprogramowane pod nazwą FDIAK, z błędem metody nie większym niż 7,1% otrzymujemy *explicite* równanie jakości życia Polaków postaci :

$$\hat{Y}_6 = 0,0065 \cdot X_1 + 0,0177 \cdot X_2 + 0,0032 \cdot X_3 + 0,0049 \cdot X_4 + 0,0123 \cdot X_5 + 0,0022 \cdot X_6 - 9,2336$$

dla zmiennych X_1 – X_6 . Podobnie możemy dokonać identyfikacji modelu (2) dla dóbr X_2 – X_6 albo dla dóbr X_2 – X_5 .

Tabela 1

Wyposażenie gospodarstw domowych w wybrane dobra trwałego użytkowania w 2001 r. w poszczególnych województwach oraz przyporządkowana im na podstawie modelu (2) w skali [0, 1] jakość życia Polaków Z_4 opisana zmiennymi X_2 – X_5

Lp.	Wyszczególnienie	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	Z_4^1
		Zamrażarka	Zmywarka do naczyń	Kuchenka mikrofalowa	Odtwarzacz CD	Komputer osobisty	Samochód osobowy lub dostawczy	Jakość życia
	Województwa	%o	%o	%o	%o	%o	%o	
1	Dolnośląskie	294	40	228	455	207	432	0,5885
2	Kujawsko-Pomorskie	365	39	221	448	204	492	0,5583
3	Lubelskie	407	16	173	361	152	481	0,1704
4	Lubuskie	390	42	288	459	215	471	0,6960
5	Łódzkie	287	29	190	396	157	450	0,2890
6	Małopolskie	379	35	223	405	217	521	0,5219
7	Mazowieckie	292	62	248	455	238	461	0,8135
8	Opolskie	441	59	295	429	197	546	0,7547
9	Podkarpackie	462	18	182	362	175	534	0,2242
10	Podlaskie	457	24	258	412	163	506	0,3570
11	Pomorskie	317	51	207	470	231	460	0,7092
12	Śląskie	325	45	203	505	213	507	0,6522
13	Świętokrzyskie	306	27	130	319	122	428	0,1298
14	Warmińsko-Mazurskie	363	27	239	414	169	436	0,3717
15	Wielkopolskie	415	51	263	464	229	577	0,7581
16	Zachodniopomorskie	310	48	213	414	165	405	0,4933

Wyniki identyfikacji modelu (2) dla zmiennych X_1 – X_6 , dla zmiennych X_2 – X_6 oraz dla zmiennych X_2 – X_5 zestawiono w tabeli 2.

Pomiary jakości życia w poszczególnych województwach, wyrażone teraz jedną liczbą, mogą być przeskalowane za pomocą przekształcenia ściśle monotonicznego (6) tak, aby były zawarte w przedziale [0, 1]. Takie pomiary w skali [0, 1] jakości życia Polaków Z_4 dla dóbr X_2 – X_5 są przypisane każdemu z województw w tabeli 1. Służą one przede wszystkim do uporządkowania (rankingu) województw ze względu na poziom jakości życia Polaków (rys.1).

¹ $Z_4 = \frac{e^{\hat{y}_4}}{1 + e^{\hat{y}_4}}$, praktycznie wykorzystany wzór (6).

Tabela 2

Zidentyfikowane trzy modele (2) jakości życia Polaków dla wybranych 6., 5. lub 4. dóbr trwałego użytkowania w roku 2001. Wartości wag przedstawione pogrubioną czcionką są istotnie statystycznie różne od 0 na poziomie istotności co najmniej 0,05

Lp.	Dobra trwałego użytku Kierunki wpływu dóbr	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	Błąd metody
		+	+	+	+	+	+	φ^2
1.	Współczynniki modelu dla sześciu dóbr	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_0
		0,0065	0,0177	0,0032	0,0049	0,0123	0,0022	-9,2336
	Wagi dóbr w modelu dla sześciu dóbr	w_1	w_2	w_3	w_4	w_5	w_6	φ^2
		0,377	0,658	0,817	0,763	0,862	0,657	0,0071
2.	Współczynniki modelu dla pięciu dóbr		β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_0
			0,0176	0,0053	0,0039	0,0126	0,004	-7,8389
	Wagi dóbr w modelu dla pięciu dóbr		w_2	w_3	w_4	w_5	w_6	φ^2
			0,807	0,777	0,864	0,938	0,482	0,0093
3.	Współczynniki modelu dla czterech dóbr		β_2	β_3	β_4	β_5		β_0
			0,0321	0,0052	0,0036	0,0098		-5,8097
	Wagi dóbr w modelu dla czterech dóbr		w_2	w_3	w_4	w_5		φ^2
			0,908	0,751	0,876	0,905		0,006

Wartości wag dla trzech wyznaczonych modeli (2) odpowiadających odpowiednio zmiennym X_1 – X_6 , X_2 – X_6 oraz X_2 – X_5 przedstawiono w tabeli 2. W modelu odpowiadającym zmiennym X_1 – X_6 waga dla czynnika X_1 nie różni się istotnie statystycznie od zera na poziomie istotności $p < 0,05$. Również w modelu dla zmiennych X_2 – X_6 waga dla czynnika X_6 nie różni się istotnie statystycznie od zera na poziomie istotności $p < 0,05$ (wartości nie pogrubione w tab. 2). Zmienne X_1 , X_6 można zatem w dalszych badaniach pominąć. Prawdopodobnie oznacza to, że dobra opisywane tymi zmiennymi osiągnęły taki stan nasycenia, że ich fluktuacje w poszczególnych województwach nie wpływają w sposób istotny na zmiany jakości życia Polaków.

Uzyskany model statystyczny umożliwi również porównanie samooceny jakości życia Polaków w 2001 r., którą podaje US (przedstawiamy je w tab. 3) z wynikami jakości życia otrzymanymi według modelu statystycznego. US poprzestaje na prezentacji odczuć respondentów w skali 5-punktowej (wyposażenie gospodarstwa domowego w dobra trwałego użytkowania jest: V_1 – bardzo dobre, V_2 – dobre, V_3 – średnie, V_4 – złe i V_5 – bardzo złe) w postaci wskaźników (udziałów procentowych) w poszczególnych województwach. Wskaźniki te określają, ile spośród 100 gospodarstw domowych grupy reprezentatywnej danego województwa oceniło stan wyposażenia w dobra trwałego użytkowania w 2001 r. na bardzo dobry, dobry, średni, zły albo bardzo zły.

W celu porównania samooceny jakości życia Polaków z pomiarami tejże jakości określonymi według modelu (2) zmiennej Z_4 (tabela 1) dokonujemy kumulacji odczuć

na dwa sposoby. W pierwszym sposobie tworzymy zmienną postaci $Y_0 = 5 \cdot V_5 + 4 \cdot V_4 + 3 \cdot V_3 + 2 \cdot V_2 + 1 \cdot V_1$, w drugim zaś zmienną Y_m wyrażoną modelem (2) dla odczuć V_5 , V_4 , V_2 i V_1 , których pomiary zostały zgromadzone w tabeli 3 przy odpowiadającym im wektorze \mathcal{K} kierunków wpływu postaci $[+, +, -, -]$ (tab. 4). Pomiary dla poszczególnych województw zmiennych Y_0 i Y_m przeskalowanych według wzoru (6) do przedziału $[0, 1]$ – zmienne Z_0 i Z_m – wyszczególniamy w tabeli 3.

Tabela 3

Ogólna ocena wyposażenia gospodarstw domowych w dobra trwałego użytkowania w 2001 r. w poszczególnych województwach oraz przypisana im skalarna miara jakości życia Polaków

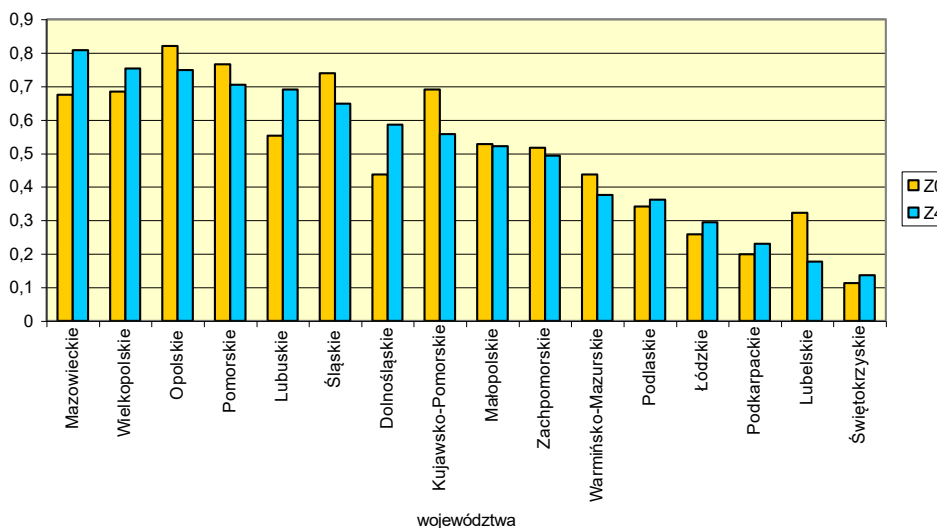
Lp.	Wyszczególnienie	V_1	V_2	V_3	V_4	V_5	Y_0	Z_0	Z_m
		Bardzo dobre	Dobre	Średnie	Złe	Bardzo złe	Samoocena	Samoocena w skali [0, 1]	Samoocena w skali [0, 1]
Województwa		%	%	%	%	%			
1	Dolnośląskie	44	294	486	147	29	3177	0,4364	-0,4292
2	Kujawsko-Pomorskie	48	328	494	115	15	3279	0,6901	0,6934
3	Lubelskie	30	282	509	146	33	3130	0,3225	-0,8638
4	Lubuskie	40	321	480	139	20	3222	0,5524	0,1865
5	Łódzkie	21	272	530	140	37	3100	0,2587	-1,1634
6	Małopolskie	41	316	482	136	25	3212	0,5267	0,0454
7	Mazowieckie	48	319	502	119	12	3272	0,6744	0,5813
8	Opolskie	39	383	477	89	12	3348	0,8198	1,7079
9	Podkarpackie	27	259	498	186	30	3067	0,1987	-1,5264
10	Podlaskie	40	338	443	118	21	3138	0,3409	0,6027
11	Pomorskie	62	320	509	90	19	3316	0,7656	0,8698
12	Śląskie	52	334	495	102	17	3302	0,7386	0,9033
13	Świętokrzyskie	16	239	512	198	35	3003	0,1133	-2,1743
14	Warmińsko-Mazurskie	27	308	504	137	24	3177	0,4364	-0,2428
15	Wielkopolskie	30	351	506	91	22	3276	0,6834	0,8803
16	Zachodniopomorskie	40	300	505	138	17	3208	0,5163	-0,0708

Należy zauważyć, że odczucie opisane zmienną V_3 wyposażenia gospodarstw domowych w badane dobra na poziomie średnim jest odczuciem typowym w każdym województwie, którego fluktuacje nie wpływają na skumulowaną samoocenę jakości życia Polaków (patrz tab. 3, 4).

Tabela 4

Zidentyfikowane modele (2) samooceny jakości życia Polaków dla ich odczuć w 2001 r.
Wartości wag przedstawione pogrubioną czcionką są statystycznie istotnie różne od 0
na poziomie istotności co najmniej 0,05

Lp.	Odczucia Polaków Kierunki wpływu odczuć	V_5	V_4	V_3	V_2	V_1	Błąd metody
		+	+	+	-	-	φ^2
1	Współczynniki modelu dla pięciu odczuć	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_0
		0,0311	0,0129	0,0113	-0,005	-0,0325	-9,3984
	Wagi dóbr w modelu dla pięciu odczuć	w_1	w_2	w_3	w_4	w_5	φ^2
		0,823	0,877	-0,266	-0,925	-0,892	0,0070
2	Współczynniki modelu dla czterech odczuć	β_1	β_2		β_4	β_5	β_0
		0,0126	0,0155		-0,0082	-0,0201	-3,7549
	Wagi dóbr w modelu dla czterech odczuć	w_2	w_2		w_4	w_5	φ^2
		0,721	0,970		-0,941	-0,871	0,0070



Rys. 1. Ranking województw według pomiarów jakości życia Polaków w 2001 r. określonych z modelu dla czterech dóbr Z_4 i ich porównanie z samooceną Polaków Z_0

Porównanie jakości życia opisanego według modelu (2) obejmującego zmienne X_2 – X_5 z samooceną opisaną zmienną Y_0 można przeprowadzić, obliczając współczynnik rang Spearmana dla par zmiennych Z_4 , Z_0 i Z_m . Wynoszą one: $\hat{\rho}(Z_4, Z_0) = 0,865$; $\hat{\rho}(Z_4, Z_m) = 0,791$, $\hat{\rho}(Z_0, Z_m) = 0,923$ i są różne istotnie statystycznie od zera na poziomie $p < 0,001$.

Opis poziomu jakości życia Polaków w 2001 r. wyrażonej przez ich samoocenę jest zgodny z opisem poziomu jakości życia uzyskanego za pomocą modelu (2) z uwzględnieniem czynników X_2 – X_5 niezależnie od sposobu pomiaru ich oceny.

Wnioski

Przedstawiona metoda zagregowanego pomiaru jakości życia w wybranym aspekcie umożliwia m.in. :

- łatwe i efektywne uzyskiwanie zagregowanego poziomu jakości życia jako pewnego ilościowego prawa ekonomicznego, które można monitorować,
- wyznaczanie statystycznej prognozy zagregowanego poziomu jakości życia,
- określenie wag obserwowanych dóbr charakteryzujących poziom jakości życia oraz statystyczną ich analizę.

Bibliografia

- [1] *Metodologia pomiaru jakości życia*, pod red. W. Ostasiewicza, Wyd. Akademii Ekonomicznej, Wrocław, 2002, s. 9.
- [2] BUHMANN B., RAINWATER L., SCHMAUS G., SMEEDING T.M., *Equivalence scales, well-being, inequality, and poverty: Sensitive estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database*, Review of Income and Wealth, 1988, 2, 115–142.
- [3] KREFFT A., *Funkcje diagnostyczne zjawisk nieobserwowalnych*, Oficyna Wydawnicza Politechniki Wrocławskiej, Wrocław, 1999.
- [4] KREFFT A., *Statystyczne podobieństwo grup towarowych importu i eksportu*, Ekonometryczne Modelowanie Danych Finansowo-Księgowych, Wyd. Uniwersytetu im. M. Curie, 1998.
- [5] KREFFT A., *Kontrolowanie kondycji finansowej przedsiębiorstwa*, Ekspert – Rachunkowość i Finanse, Skierniewice ISSN, 1998, 1230–9850.
- [6] KREFFT A., *O pewnym sposobie uogólnienia funkcji dyskryminacyjnych*, Badania Operacyjne i Decyzje, 1999, nr 3–4.
- [7] KOT S.M., *Modelowanie poziomu dobrobytu. Teoria i zastosowanie*, Ossolineum, 1995, s. 36–37.
- [8] *Zróznicowane warunki życia ludności w Polsce w 2001 r.*, GUS, Warszawa, 2002, s. 68.

On some methodological aspect of the life quality measurement

In the paper, a quantity model of the life quality identification method is introduced taking into account selected factors describing the quality of life. It is a new method for statistical determination of a life quality model as an unknown aggregate variable. In this method, the following statistical material is

indispensable: collected from measurements of all factors describing life quality and out-of-statistics information containing the data on stimulative or non-stimulative influence of particular factors on the quality of life.

The model application is illustrated by describing the quality of Polish people in 2001 considering selected goods their households are equipped with and comparing it with the synthetic self-estimation of Polish people