

**Hanna Dudek, Wiesław Szczesny**

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie  
e-mails: hanna\_dudek@sggw.pl; wieslaw\_szczesny@sggw.pl

---

## ZASTOSOWANIE FUNKCJI PRZYNALEŻNOŚCI W ANALIZIE SUBIEKTYWNEGO POSTRZEGANIA JAKOŚCI ŻYCIA

---

## APPLICATION OF MEMBERSHIP FUNCTION IN THE ANALYSIS OF SUBJECTIVE PERCEPTION OF QUALITY OF LIFE

---

DOI: 10.15611/ekt.2015.4.04

JEL: I3, C4, J1

**Streszczenie:** W pracy podjęto się wielowymiarowej analizie subiektywnego postrzegania jakości życia z zastosowaniem elementów teorii zbiorów rozmytych. Wykorzystano dane z badania „Diagnoza społeczna” przeprowadzonego w 2013 r. Analizą objęto 16 cech odnoszących się do oceny własnego zadowolenia z poszczególnych dziedzin i aspektów życia. Każda z tych cech jest cechą jakościową mierzoną na skali 7-stopniowej. W celu przekształcenia cech jakościowych w cechy ilościowe, o wartościach z przedziału  $[0, 1]$ , zastosowano funkcje przynależności. Do agregacji 16 cech wykorzystano różne systemy wag. Stwierdzono, że dla analizowanych danych wybór wag nie wpływał istotnie na rozkład syntetycznych wskaźników. W kolejnym etapie dokonano analizie subiektywnego postrzegania jakości życia w różnych grupach socjodemograficznych. Do czynników różnicujących analizowane zjawisko zaliczono: płeć, miejsce zamieszkania, liczbę osób w gospodarstwie domowym, poziom wykształcenia, wiek.

**Słowa kluczowe:** funkcja przynależności, jakość życia, wielowymiarowa analiza danych.

**Summary:** In this paper a multivariate analysis of the subjective perception of quality of life is undertaken. In the analysis methods of a fuzzy set theory are applied. The study is conducted on data from the Social Diagnosis 2013. It includes 16 items relating to the evaluation of satisfaction with particular aspects of life. Each of these items is measured on a 7-grade scale. The item's categories are converted into a  $[0, 1]$  interval by using a membership function. In order to aggregate items into synthetic indicators various systems of weights are used. It is found that the choice of weights does not significantly affect the distribution of synthetic indicators. In the next stage, the subjective perception of the quality of life in different socio-demographic groups is analyzed. It is found that such characteristics as gender, place of residence, size of household, education level and age are important determinants of subjective perception of quality of life.

**Keywords:** membership function, quality of life, multidimensional data analysis.

## 1. Wstęp

W ciągu ostatnich lat w analizach dotyczących jakości życia można zaobserwować wzrost znaczenia wskaźników subiektywnych. Analizy tego typu przeprowadzane są zarówno przez instytucje statystyki publicznej, jak i organizacje międzynarodowe oraz ośrodki badawcze. Wskaźniki samopoczucia oraz zadowolenia z różnych aspektów życia osobistego i społecznego traktowane są jako ważny element monitorowania sytuacji społecznej, gdyż m.in. umożliwiają porównanie subiektywnych odczuć ludności z obiektywnymi danymi na temat warunków życia [*Mieszkańcy Polski...* 2014].

Badanie percepcji jakości życia jest zagadnieniem wielowymiarowym – obejmuje wiele wskaźników cząstkowych. Dokonując analizy tego zjawiska, należy uwzględnić różne „wymiarzy” odnoszące się sfery społecznej, materialnej, środowiskowej, zdrowotnej i innych. Od kilku lat pomiar jakości życia w Polsce dokonywany jest przede wszystkim w ramach europejskich badań dochodów i warunków życia<sup>1</sup> – EU-SILC oraz w ramach badań „Diagnoza społeczna”. Oba typy badań dostarczają informacji na temat subiektywnego postrzegania wielu dziedzin i aspektów życia. W pracy podjęto się analizy indywidualnego postrzegania jakości życia przez Polaków na podstawie danych pochodzących z „Diagnozy społecznej”. Dane te<sup>2</sup> charakteryzują się obszernym zestawem tzw. satysfakcji cząstkowych dotyczących zadowolenia z konkretnych dziedzin i aspektów życia [Czapiński 2014]. Do analizy tego zestawu cech użyto metod stosowanych w opracowaniach z zakresu wielowymiarowego ujęcia zagadnienia ubóstwa i wykluczenia społecznego. Dla każdej z rozpatrywanych cech wyznaczono wartości funkcji przynależności i następnie skonstruowano syntetyczne wskaźniki zadowolenia z różnych dziedzin i aspektów życia.

W pracy podjęto się oceny subiektywnego postrzegania jakości życia w całej zbiorowości oraz w wybranych grupach socjodemograficznych. Ponadto dodatkowym celem było sprawdzenie stabilności uzyskanych ocen satysfakcji z uwzględnieniem różnych systemów wag wykorzystanych przy budowie mierników syntetycznych.

## 2. Dane empiryczne

Analizę przeprowadzono na podstawie informacji z badania „Diagnoza społeczna – warunki i jakość życia Polaków” przeprowadzonego w 2013 r. Wykorzystano dane z kwestionariuszy dla osób indywidualnych mających w momencie badania

---

<sup>1</sup> Informacje na temat różnych badań nad jakością życia przeprowadzanych przez Główny Urząd Statystyczny można znaleźć w opracowaniu [*Jakość życia w Polsce...* 2014].

<sup>2</sup> Niewątpliwą zaletę danych z badania „Diagnoza społeczna” stanowi także ich udostępnienie w Internecie [[www.diagnoza.pl](http://www.diagnoza.pl)].

co najmniej 16 lat. W kwestionariuszu badania uwzględniono pytanie: „W jakim stopniu zadowolona(y) jest Pani/Pan”:

- 1) ze stosunków z najbliższymi w rodzinie,
- 2) z relacji z kolegami,
- 3) z małżeństwa,
- 4) z dzieci,
- 5) z sytuacji finansowej rodziny,
- 6) z warunków mieszkaniowych,
- 7) z sytuacji w kraju,
- 8) z miejscowości zamieszkania,
- 9) ze stanu bezpieczeństwa w miejscu zamieszkania,
- 10) ze stanu zdrowia,
- 11) z życia seksualnego,
- 12) ze sposobu spędzania wolnego czasu,
- 13) z własnych osiągnięć,
- 14) z perspektyw na przyszłość,
- 15) z wykształcenia,
- 16) z pracy,

dopuszczając 7 możliwych odpowiedzi: 1) bardzo zadowolona(y), 2) zadowolona(y), 3) dosyć zadowolona(y), 4) dosyć niezadowolona(y), 5) niezadowolona(y), 6) bardzo niezadowolona(y), 7) nie dotyczy. W przeprowadzonej w tej pracy analizie osobom udzielającym odpowiedzi „7” oraz osobom, które nie udzieliły na dane pytanie odpowiedzi, przypisano wartość 3,5 – tym samym przydzielając im pozycję neutralną.

Według Czapińskiego [2014], zestaw wymienionych 16 ocen cząstkowych wyczerpuje niemal cały obszar zainteresowań i aktywności przeciętnego człowieka. W raporcie „Diagnozy społecznej” [Czapiński, Panek (red.) 2014] wydzielono następujące „wymiary”:

- społeczny – obejmujący zadowolenie ze stosunków z najbliższymi w rodzinie, z relacji z kolegami, z małżeństwa, z dzieci,
- materialny – dotyczący zadowolenia z sytuacji finansowej rodziny i z warunków mieszkaniowych,
- środowiskowy – odnoszący się do zadowolenia z sytuacji w kraju, z miejscowości zamieszkania, ze stanu bezpieczeństwa w miejscu zamieszkania,
- zdrowotny – obejmujący zadowolenie ze stanu zdrowia, z życia seksualnego, ze sposobu spędzania wolnego czasu,
- związany z samooceną – dotyczący zadowolenia z własnych osiągnięć, z perspektyw na przyszłość, z wykształcenia, z pracy.

W pracy uwzględniono tę klasyfikację, w konsekwencji czego analizie poddano 5 „wymiarów” – dotyczących pięciu aspektów życia – obejmujących 16 tzw. satysfakcji cząstkowych. Wykorzystano dane pochodzące od 263 307 osób.

Interesującym zagadnieniem jest identyfikacja grup osób, które lepiej niż inne grupy oceniają jakość swego życia. W tym celu rozpatrzono różne przekroje społeczno-demograficzne uwzględniające płeć, wiek, wykształcenie, miejsce zamieszkania oraz wielkość gospodarstwa domowego.

### 3. Metody identyfikacji stopnia zadowolenia z życia z wykorzystaniem funkcji przynależności

Do analizy zagadnienia zadowolenia z życia zaadaptowano metody stosowane w problemach wielowymiarowego ujęcia zagadnienia ubóstwa i wykluczenia społecznego<sup>3</sup>. Należy zaznaczyć, że w analizie tego typu problemów obecnie nie ma jednej powszechnie akceptowalnej metody. Przegląd różnych podejść w tym zakresie przedstawiono m.in. w monografiach pod redakcją naukową Kakwaniego i Silbera [2007; 2008]. Do jednych z nich zaliczyć można podejście wykorzystujące pewne elementy teorii zbiorów rozmytych [Betti, Verma 2008], które zastosowano w niniejszej pracy. Podejście to zyskało szczególną popularność w Polsce w analizach ubóstwa i wykluczenia społecznego, przede wszystkim dzięki rozpowszechnieniu go przez Panka, m.in. w pracach [2007; 2009; 2011]. Zasadnicza idea polega tu na określeniu stopnia przynależności każdej z analizowanych osób do grupy bardzo zadowolonych z poszczególnych dziedzin i aspektów życia. W tym celu za pomocą tzw. funkcji przynależności przekształcono empiryczne wartości rozpatrywanych cech w ten sposób, by wartości tej funkcji przyjmowały:

- zero, gdy dana jednostka należy do podzbioru osób bardzo niezadowolonych,
- jeden, jeśli osoba całkowicie należy do podzbioru osób bardzo zadowolonych,
- wartość z przedziału (0, 1) określającą stopień zadowolenia, przy czym im ta wartość jest bliższa jedynce, tym wyższy poziom zadowolenia.

Generalnie wyższe wartości funkcji przynależności odpowiadają większej satysfakcji częściowej z konkretnych aspektów życia.

W pracy zastosowano metodę zaproponowaną w artykule [Cheli, Lemmi 1995], służącą do analizy cech mierzonych na skali porządkowej. Metoda ta oraz różne jej modyfikacje są szeroko wykorzystywane w zagadnieniach wielowymiarowego ujęcia zagadnienia ubóstwa i wykluczenia społecznego, m.in. w opracowaniach [Betti, Verma 2008; Panek 2009]. Zgodnie z propozycją Cheliego i Lemmiego [1995] wartości funkcji przynależności określa się wzorem:

---

<sup>3</sup> W pracy zastosowano procedury identyfikacji stopnia zadowolenia z życia w znacznym stopniu zgodne z tymi, które wykorzystano w artykule [Betti, Soldi, Talev 2015]. Różnica w podejściu zastosowanym w niniejszej pracy polega na przyjęciu *a priori* „wymiarów” zaproponowanych przez Czapińskiego [2014], natomiast w artykule [Betti, Soldi, Talev 2015] w celu określenia „wymiarów” zastosowano analizę czynnikową.

$$d_{k,j,i} = \frac{1 - F(c_{k,j,i})}{1 - F(1)}, \quad (1)$$

gdzie:  $c_{k,j,i}$  – kategoria  $j$ -tej cechy w  $k$ -tym „wymiarze” odpowiadająca  $i$ -tej jednostce,  $1 \leq c_{k,j,i} \leq 6$ ,  $F$  – dystrybuanta empiryczna rozkładu cechy  $C_{k,j}$ .

Wartości funkcji przynależności  $d_{k,j,i}$  nazwano cząstkowymi wskaźnikami zadowolenia. W celu agregacji tych wskaźników w obrębie danego „wymiaru” wykorzystywane są różne wagi<sup>4</sup>. Do najprostszych sposobów wyznaczania wag należą metody zaprezentowane w pracach [Desai, Shah 1998] oraz [Cerioli, Zani 1990]. W pierwszej z nich przyjęto:

$$W_{k,j} = 1 - \bar{d}_{k,j}, \quad (2)$$

w drugiej zaś:

$$W_{k,j} = \ln \frac{1}{\bar{d}_{k,j}}, \quad (3)$$

gdzie:  $W_{j,k}$  – waga  $j$ -tej cechy w  $k$ -tym „wymiarze”,  $\bar{d}_{k,j}$  – średnia z wartości funkcji przynależności  $d_{k,j,i}$ .

Taki sposób wyznaczania wag w problemach wielowymiarowego ujęcia zagadnienia ubóstwa i wykluczenia społecznego znajduje szczególne uzasadnienie w sytuacji rozpatrywania cech dychotomicznych, gdyż wtedy wartość  $W_{k,j}$  jest równa odsetkowi jednostek dotkniętych  $j$ -tym symptomem ubóstwa w  $k$ -tym „wymiarze”, w konsekwencji czego waga poszczególnej cechy jest tym wyższa, im rzadszy jest dany symptom ubóstwa (np. brak lodówki „waży” więcej niż brak kuchenki mikrofalowej) [Panek (red.) 2007]. Innymi słowy bardziej dotkliwy jest brak dóbr występujących powszechnie niż dóbr rzadko należących do jednostek z analizowanej zbiorowości.

Kolejna metoda wyznaczania wag uwzględnia zdolności dyskryminacyjne oraz stopień skorelowania cząstkowych wskaźników zadowolenia [Betti, Verma 1999]. Zdolność dyskryminacyjna uwzględniana jest na podstawie współczynnika zmienności danej cząstkowego wskaźnika zadowolenia<sup>5</sup>. Stopień skorelowania jest brany pod uwagę w celu ograniczenia problemu redundancji. Każdy bowiem cząstkowy wskaźnik wnosi pewien potencjał informacyjny. Dlatego też należy ograniczyć wpływ tych wskaźników, które są silnie skorelowane z pozostałymi wskaźnika-

<sup>4</sup> Więcej informacji na temat idei stosowania wag w zagadnieniach wielowymiarowego ujęcia ubóstwa i wykluczenia społecznego znajduje się w pracach: [Filippone, Cheli, D’Agostino 2001; Guio 2009].

<sup>5</sup> Małe zróżnicowanie cechy wskazuje, że słabo dyskryminuje ona badane jednostki. Im wyższy współczynnik zmienności, tym waga cechy powinna być większa.

mi w danym „wymiarze”<sup>6</sup>. W konsekwencji tego w formule wyznaczającej wagi uwzględniana jest odwrotność średniej miary korelacji danego cząstkowego wskaźnika z innymi. Biorąc pod uwagę powyższe wytyczne, wartość wagi wyznacza się na podstawie wzoru:

$$W_{k,j} = w_{k,j}^a \cdot w_{k,j}^b, \quad (4)$$

gdzie:  $W_{k,j}$  – wartość wagi dla  $j$ -tego cząstkowego wskaźnika zadowolenia w  $k$ -tym „wymiarze”,  $w_{k,j}^a$  – miara stopnia zróżnicowania  $j$ -tego cząstkowego wskaźnika zadowolenia w  $k$ -tym „wymiarze”,  $w_{k,j}^b$  – miara skorelowania  $j$ -tego cząstkowego wskaźnika zadowolenia z pozostałymi wskaźnikami w  $k$ -tym „wymiarze”.

Zgodnie z sugestią Bettiego i Vermy [1999] waga powinna być proporcjonalna do współczynnika zmienności, dlatego też autorzy ci zaproponowali, by:

$$w_{k,j}^a = V_{k,j}, \quad (5)$$

gdzie:  $V_{k,j}$  – współczynnik zmienności  $j$ -tego cząstkowego wskaźnika zadowolenia w  $k$ -tym „wymiarze”.

Czynnik  $w_{k,j}^b$  odnoszący się do skorelowania  $j$ -tego cząstkowego wskaźnika z pozostałymi wskaźnikami w  $k$ -tym „wymiarze” wyraża się wzorem<sup>7</sup>:

$$w_{k,j}^b = \left( \frac{1}{1 + \sum_{j'=1}^{m_k} r_{k,jj'} \mid r_{k,jj'} < r_k^*} \right) \cdot \left( \frac{1}{\sum_{j'=1}^{m_k} r_{k,jj'} \mid r_{k,jj'} \geq r_k^*} \right), \quad (6)$$

gdzie:  $r_{k,jj'}$  – współczynnik korelacji pomiędzy  $j$ -tym a  $j'$ -tym wskaźnikiem w  $k$ -tym „wymiarze”,  $r_k^*$  – wartość progowa współczynników korelacji dla wskaźników w  $k$ -tym „wymiarze”,  $m_k$  – liczba wskaźników w  $k$ -tym wymiarze.

Pierwszy czynnik we wzorze definiującym  $w_{k,j}^b$  odnosi się do słabych zależności między  $j$ -tym wskaźnikiem a innymi wskaźnikami w  $k$ -tym wymiarze, drugi zaś – do silnych. W szczególności w sytuacji, gdy dla wszystkich wskaźników

<sup>6</sup> Im mniej dany cząstkowy wskaźnik skorelowany jest z innymi cząstkowymi wskaźnikami, tym jego waga powinna być większa.

<sup>7</sup> W monografii [Panek 2011] we wzorze definiującym  $w^b$  uwzględniono wartości bezwzględne współczynników korelacji. W praktyce zwykle nie ma znaczenia, czy uwzględnę się wersję podaną w pracy [Panek 2011] czy też w pracy [Betti, Verma 1999], gdyż analizowane korelacje są na ogół dodatnie. W szczególności wszystkie rozpatrywane w tej pracy cząstkowe wskaźniki zdefiniowane wzorem (1) są stymulantami (wyższe ich wartości odpowiadają lepszemu zadowoleniu) charakteryzującymi się wartościami  $r_{kj} > 0$ .

$d_{k,j'} (j' \neq j)$  zachodzi  $r_{k,jj'} < r_k^*$ , to formuła (6) upraszcza się – redukuje się do pierwszego czynnika, gdyż drugi czynnik zawiera w mianowniku  $r_{jj} = 1$ . Zastosowanie wzoru (6) wymaga ustalenia wartości progowych  $r_k^*$  dla rozpatrywanych cząstkowych wskaźników. W pracy [Betti, Verma 2008] zaproponowano, by wartość tę określić na podstawie największej luki występującej między uporządkowanymi nie-malejąco współczynnikami korelacji, tzn.  $r_k^*$  jest taką wartością, po której następuje największy „skok” pomiędzy sąsiednimi wartościami  $r_{k,j_1,j_1}, \dots, r_{k,j_p,j_p}, \dots, r_{k,j_{m_k},j_{m_k}}$ , dla których  $r_{k,j_1,j_1} \leq \dots \leq r_{k,j_p,j_p} \leq \dots \leq r_{k,j_{m_k},j_{m_k}}$ , gdzie:  $j_p, j'_p = 1, \dots, m_k^8$ .

Tym samym wartość progową można wyznaczyć na podstawie wzoru:

$$r_k^* = r_{k,j_{m^*}j'_{m^*}}, \text{ jeśli zachodzi} \quad (7)$$

$$\left( r_{k,j_{(m^*+1)}j'_{(m^*+1)}} - r_{k,j_{m^*}j'_{m^*}} \right) = \max_m \left( r_{k,j_{(m+1)}j'_{(m+1)}} - r_{k,j_m j'_m} \right), \text{ dla } m = 3, \dots, m_k - 1^9.$$

Innym sposobem wyznaczenia wartości progowej jest wykorzystanie formuły minimaksowej następującej postaci [Panek 2011]:

$$r_k^* = \min_j \max_{j' \neq j} |r_{k,jj'}|. \quad (8)$$

Jak podkreślono w pracy [Betti, Soldi, Talev 2015], opisany wyżej sposób konstrukcji wag ma wiele zalet:

- 1) uwzględnia problem redundancji, nie powielając tych samych informacji zawartych w różnych cząstkowych wskaźnikach w danym wymiarze,
- 2) przypisuje mniejszą wagę tym wskaźnikom, które charakteryzują się niewielką zmiennością,
- 3) procedura ta została oficjalnie przyjęta przez Eurostat [2002] w pomiarze ubóstwa oraz wykluczenia społecznego.

Agregując wszystkie rozpatrywane cząstkowe wskaźniki wyznacza się wskaźnik zadowolenia  $S_i$  dla  $i$ -tej jednostki w  $k$ -tym wymiarze:

<sup>8</sup> W przedstawionym tu opisie w uporządkowanym ciągu wartości współczynników korelacji uwzględniono wartość 1 odpowiadającą zależności między danym wskaźnikiem a nim samym. Należy zaznaczyć, że opis ten różni się nieco od tego zaprezentowanego w monografii [Panek 2011], gdzie analizie poddano uporządkowany zbiór wartości bezwzględnych współczynników korelacji dodatkowo rozszerzony o wartość 0.

<sup>9</sup> Dla  $m < 3$  wzór (6) ulega znacznej redukcji: dla  $m = 1$  otrzymuje się  $r^* = 1$  i w konsekwencji tego  $w_{k,j}^b = 1$ , dla  $m = 2$  zaś, gdy „wymiar” tworzą jedynie 2 wskaźniki,  $r^*$  jest równa wartości współczynnika korelacji pomiędzy tymi dwoma wskaźnikami.

$$S_{k,i} = \frac{\sum_j W_{k,j} d_{k,j,i}}{\sum_j W_{k,j}}, \quad (9)$$

gdzie oznaczenia mają znaczenie takie, jak wcześniej objaśniono.

Ostateczny, łączny wskaźnik obejmujący wszystkie „wymiarzy”, podobnie jak w pracach [Betti, Verma 2008] oraz [Betti, Soldi, Talev 2015], obliczono na podstawie wzoru:

$$S_i = \frac{1}{5} \sum_{k=1}^5 S_{k,j}. \quad (10)$$

W celu oceny zjawiska zadowolenia z życia w danej zbiorowości wyznacza się agregatowy indeks [Betti, Soldi, Talev 2015]:

$$S = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n S_i, \quad (11)$$

gdzie  $n$  – liczba wszystkich osób w analizowanej zbiorowości. Takie agregatowe indeksy warto także wyznaczyć dla cząstkowych wskaźników zadowolenia:  $S_1$ ,  $S_2$ ,  $S_3$ ,  $S_4$ ,  $S_5$ .

#### 4. Wyniki analizy

W analizie uwzględniono 5 „wymiarów”, dla których wyznaczono średnie wartości agregatowych indeksów  $S_1$ ,  $S_2$ ,  $S_3$ ,  $S_4$ ,  $S_5$  oraz dodatkowo analizie poddano łączny agregatowy indeks  $S$  łączący wszystkie „wymiarzy”. Znaczenie poszczególnych oznaczeń przedstawiono poniżej:

$S_1$  odnosi się do aspektu społecznego i obejmuje następujące cząstkowe wskaźniki:

$d_{11}$  – zadowolenie ze stosunków z najbliższymi w rodzinie.

$d_{12}$  – zadowolenie z relacji z kolegami,

$d_{13}$  – zadowolenie z relacji z małżeństwem,

$d_{14}$  – zadowolenie z dziećmi;

$S_2$  odnosi się do aspektu materialnego i obejmuje:

$d_{21}$  – zadowolenie z sytuacji finansowej rodziny,

$d_{22}$  – zadowolenie z warunków mieszkaniowych;

$S_3$  odnosi się do aspektu środowiskowego i obejmuje:

$d_{31}$  – zadowolenie z sytuacji w kraju,

$d_{32}$  – zadowolenie z miejscowości zamieszkania,



$d_{33}$  – zadowolenie ze stanu bezpieczeństwa w miejscu zamieszkania;

$S_4$  odnosi się do aspektu zdrowotnego i obejmuje:

$d_{41}$  – zadowolenie ze stanu zdrowia,

$d_{42}$  – zadowolenie z życia seksualnego,

$d_{43}$  – zadowolenie ze sposobu spędzania wolnego czasu;

$S_5$  odnosi się do aspektu związanego z samooceną i obejmuje:

$d_{51}$  – zadowolenie z własnych osiągnięć,

$d_{52}$  – zadowolenie z perspektyw na przyszłość,

$d_{53}$  – zadowolenie z wykształcenia,

$d_{54}$  – zadowolenie z pracy.

Obliczenia wag służących do agregacji przeprowadzono na podstawie metod:

- Desaia i Shaha (D-S) opisaną wzorem (2),
- Cerioliego i Zaniego (C-Z) według formuły (3),
- Bettiego i Vermy (B-V) wyrażonej wzorami (4)-(6).

W metodzie Bettiego i Vermy zastosowano 3 warianty, w których w dwóch oddzielnie wyznaczono  $r^*$  w każdym „wymiarze” oraz trzeci wariant z taką samą wartością progową dla wszystkich „wymiarów”. W wariantcie pierwszym zastosowano sposób wyznaczania wartości progowych  $r^*$  według wzoru (8), w wariantcie drugim – według wzoru (7), w wariantcie trzecim zaś uwzględniono  $r^* = 0,3$  – wartość tę wyznaczono, obliczając średnią wartość progową dla poszczególnych „wymiarów”. Stwierdzono, że w obrębie wyszczególnionych „wymiarów” wystąpiły słabe lub umiarkowanie silne korelacje dodatnie<sup>10</sup>. Do obliczeń w pracy wykorzystano procedurę *mdepriv* zaimplementowaną dla programu Stata [Pi Aplerin, Van Kerm 2014]. Wagi dla cząstkowych wskaźników przedstawiono w tab. 1.

Na podstawie informacji przedstawionych w tab. 1 można stwierdzić, że zróżnicowanie wag w poszczególnych wymiarach jest stosunkowo niewielkie. W metodach Desaia-Shaha oraz Cerioliego-Zaniego wagi są niemal równo „rozłożone” (tzn. dla „wymiarów” z 2 wskaźnikami wagi są zbliżone do 0,5, dla „wymiarów” z 3 wskaźnikami – do 0,33, dla „wymiarów” z 4 wskaźnikami – do 0,25). We wszystkich wariantach metody Bettiego i Vermy różnice wag dla cząstkowych wskaźników wewnątrz „wymiarów” są większe niż w metodach Desaia-Shaha oraz Cerioliego-Zaniego.

Zbadano, na ile zastosowanie różnych wag wpłynęło na ocenę analizowanego zjawiska w całej rozpatrywanej zbiorowości. W tym celu wyznaczono indeksy agregatowe dla poszczególnych „wymiarów”, obliczając wartości  $S_1, S_2, S_3, S_4, S_5$ , oraz łączny indeks  $S$  obejmujący wszystkie wskaźniki. Wyniki zamieszczono w tab. 2.

Niezależnie od zastosowanej metody wyznaczania wag uzyskano zbliżone rezultaty: najlepiej oceniano aspekty społeczne jakości życia (por. wartości  $S_1$ ), następnie – aspekty zdrowotne (por. wartości  $S_4$ ), aspekty materialne (por. wartości  $S_2$ ),

<sup>10</sup> Najwyższa wartość współczynnika korelacji Pearsona wynosząca 0,57 odnosiła się do cząstkowych wskaźników  $d_{11}$  i  $d_{13}$ , najniższa (0,03) – do  $d_{11}$  i  $d_{12}$ .

**Tabela 1.** Wagi dla cząstkowych wskaźników wyznaczone metodami D-S, C-Z oraz trzema wariantami metody B-V

Cząstkowe wskaźniki	D-S	C-Z	Wariant 1 B-V	Wariant 2 B-V	Wariant 3 B-V
$d_{11}$	0,2535	0,2535	0,2301	0,2301	0,2300
$d_{12}$	0,2780	0,2945	0,3067	0,3067	0,3065
$d_{13}$	0,2480	0,2450	0,2490	0,2490	0,2490
$d_{14}$	0,2205	0,2070	0,2143	0,2143	0,2145
$d_{21}$	0,4945	0,4915	0,4935	0,4935	0,4935
$d_{22}$	0,5055	0,5085	0,5065	0,5065	0,5065
$d_{31}$	0,3245	0,3170	0,3934	0,3934	0,4005
$d_{32}$	0,3345	0,3350	0,3038	0,3038	0,2950
$d_{33}$	0,3410	0,3480	0,3028	0,3028	0,3045
$d_{41}$	0,3300	0,3275	0,3343	0,3211	0,3345
$d_{42}$	0,3225	0,3160	0,3286	0,3348	0,3285
$d_{43}$	0,3475	0,3565	0,3371	0,3441	0,3370
$d_{51}$	0,2525	0,2535	0,2094	0,2087	0,2085
$d_{52}$	0,2405	0,2345	0,2186	0,2178	0,2180
$d_{53}$	0,2430	0,2380	0,2246	0,2022	0,2020
$d_{54}$	0,2640	0,2740	0,3474	0,3714	0,3715

Źródło: obliczenia własne.

**Tabela 2.** Indeksy agregatowe wskaźników zadowolenia

Metoda wyznaczania wag	$S$	$S_1$	$S_2$	$S_3$	$S_4$	$S_5$
Desaia-Shaha	0,4021	0,4378	0,4040	0,3719	0,4108	0,3858
Cerioliego-Zaniego	0,4014	0,4358	0,4040	0,3717	0,4104	0,3852
Bettiego i Vermy (wariant 1)	0,4014	0,4358	0,4040	0,3739	0,4112	0,3823
Bettiego i Vermy (wariant 2)	0,4012	0,4358	0,4040	0,3739	0,4111	0,3811
Bettiego i Vermy (wariant 3)	0,4012	0,4357	0,4040	0,3740	0,4112	0,3811

Źródło: obliczenia własne.

aspekty związane z samooceną (por. wartości  $S_5$ ), najgorzej zaś – aspekty środowiskowe (por. wartości  $S_3$ ). Analiza statystyczna ujawniła, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o równości średnich każdej pary wskaźników  $S$  obliczonych przy zastosowaniu różnych wag<sup>11</sup>. Ponadto w celu porównania rozkładów zmiennych  $S$

<sup>11</sup> We wszystkich porównaniach par średnich wykonano test Levene'a i stwierdzono, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o jednorodności wariancji. Wartość  $p$  w teście  $t$ -Studenta weryfikującym równość średnich wyniosła co najmniej 0,5.

wykonano test Kołmogorowa-Smirnowa. Wyniki wartości  $p$  dla każdej ze wszystkich możliwych par rozkładów przekraczały 0,9. Na tej podstawie stwierdzono, że nie występują statystycznie istotne różnice między rozpatrywanymi rozkładami. Dlatego też dalszą analizę przeprowadzono jedynie na podstawie wskaźnika  $S$  wyznaczonego przy zastosowaniu wag metodą Bettiego i Vermy, jak bowiem wcześniej wskazano, metoda ta cechuje się wieloma zaletami<sup>12</sup>.

W kolejnym etapie analizy porównano subiektywną percepcję życia w różnych grupach socjodemograficznych. Zestawienie agregatowych indeksów uwzględniających podział ze względu na płeć, miejsce zamieszkania oraz wielkość gospodarstwa domowego prezentuje tab. 3.

**Tabela 3.** Wartości agregatowych indeksów według płci, miejsca zamieszkania oraz liczby osób w gospodarstwie domowym

Cecha socjodemograficzna	Wariant	$S$	$S_1$	$S_2$	$S_3$	$S_4$	$S_5$
Płeć	kobiety	0,3963***	0,4438***	0,4030	0,3715**	0,3939***	0,3690***
	mężczyźni	0,4062***	0,4212***	0,4053	0,3770**	0,4323***	0,3952***
Miejsce zamieszkania	miasta	0,4060***	0,4437***	0,4117***	0,3690***	0,4135***	0,3913***
	wsie	0,3960***	0,4263***	0,3958***	0,3779***	0,4085***	0,3700***
Wielkość gospodarstwa domowego	jednoosobowe	0,3211***	0,2375***	0,3892***	0,3645***	0,3020***	0,3122***
	wielooosobowe	0,4059***	0,4435***	0,4051***	0,3746***	0,4197***	0,3866***

\*\*\* Oznacza istotne różnice między rozpatrywanymi wariantami cechy na poziomie 0,01, \*\* – na poziomie 0,05.

Źródło: obliczenia własne.

Z informacji przedstawionych w tab. 3 wynika, że mężczyźni charakteryzowali się nieco lepszą ogólną oceną swojego życia niż kobiety. Porównując wartości agregatowych indeksów w poszczególnych „wymiarach”, można stwierdzić, że kobiety w stosunku do mężczyzn lepiej oceniały swoje relacje z innymi ludźmi, gorzej zaś były usatysfakcjonowane w dziedzinach uwzględniających aspekty środowiskowe, zdrowotne i związane z samooceną. W kwestiach odnoszących się do zadowolenia z sytuacji materialnej nie odnotowano statystycznie istotnych różnic między płciami. Biorąc pod uwagę miejsce zamieszkania, można stwierdzić, że poza aspektem środowiskowym mieszkańcy miast lepiej oceniali swoje życie niż mieszkańcy wsi, uwzględniając zaś wielkość gospodarstwa domowego, w których pozostawali respondenci, odnotowano zdecydowanie gorszą satysfakcję osób tworzących gospodarstwa jednoosobowe. Największe różnice pomiędzy osobami z gospodarstw

<sup>12</sup> W kolejnych etapach analizy wykorzystano wariant trzeciej metody Bettiego i Vermy ( $z r^* = 0,3$ ).

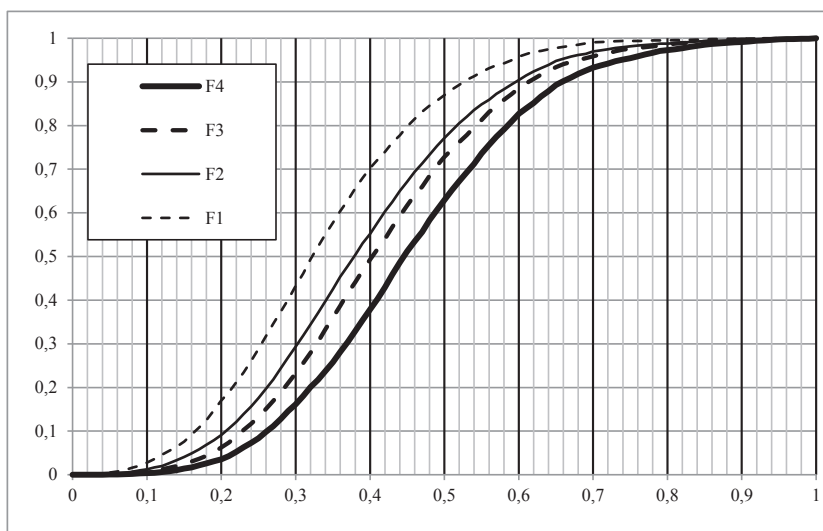
jednoosobowych i wieloosobowych odnoszą się do „wymiaru” społecznego, najmniejsze zaś – do „wymiaru” środowiskowego.

Porównując uzyskane wyniki z rezultatami analiz przeprowadzonymi w różnych krajach, stwierdzono zgodność w zakresie istotnego wpływu płci oraz miejsca zamieszkania na satysfakcję ze swojego życia [Caner 2015; Corazzini i in. 2012; Gerdtham, Johannesson 2001]. Należy jednak zaznaczyć, że opracowania dotyczące sytuacji w krajach rozwiniętych wskazują na lepsze subiektywne postrzeganie ogólnej jakości życia kobiet niż mężczyzn oraz mieszkańców wsi niż mieszkańców miast [Christoph 2010; Gerdtham, Johannesson 2001]. Podobnie jak w tej pracy także w innych publikacjach odnotowano zdecydowanie gorszą percepcję osób żyjących samotnie<sup>13</sup> [Betti, Soldi, Talev 2015; Gerdtham, Johannesson 2001].

Interesującym zagadnieniem jest porównanie satysfakcji osób legitymujących się różnym wykształceniem. Wykorzystano w tym zakresie podział stosowany w bazie danych badania „Diagnoza społeczna”:

- 1) brak wykształcenia lub wykształcenie podstawowe,
- 2) wykształcenie gimnazjalne lub zasadnicze zawodowe,
- 3) wykształcenie średnie,
- 4) wykształcenie wyższe lub policealne.

Ilustrację graficzną rozkładów łącznego wskaźnika zadowolenia  $S$  przedstawiono na rys. 1.



**Rys. 1.** Dystrybuanty łącznego wskaźnika zadowolenia  $S$  dla zbiorowości osób z różnym wykształceniem

Źródło: opracowanie własne.

<sup>13</sup> Należy nadmienić, że osoba tworząca gospodarstwo jednoosobowe może nie żyć samotnie, w większości jednak sytuacji te dwie kategorie osób pokrywają się.

Z informacji zaprezentowanych na rys. 1 wynika, że rozkład łącznego wskaźnika zadowolenia z życia zależał od poziomu wykształcenia – im wyższe wykształcenie, tym lepsza ogólna wieloaspektowa satysfakcja. Wynik ten potwierdzają analizy przeprowadzone w różnych krajach m.in. [Craolici i in. 2012; Degutis, Urbonavicius 2013; Somarriba, Pena 2008]. W celu wglądu w sytuację w poszczególnych „wymiarach” w tab. 4 przedstawiono średnie wartości składowych  $S_1, S_2, S_3, S_4, S_5$ .

**Tabela 4.** Wartości agregatowych indeksów według poziomu wykształcenia

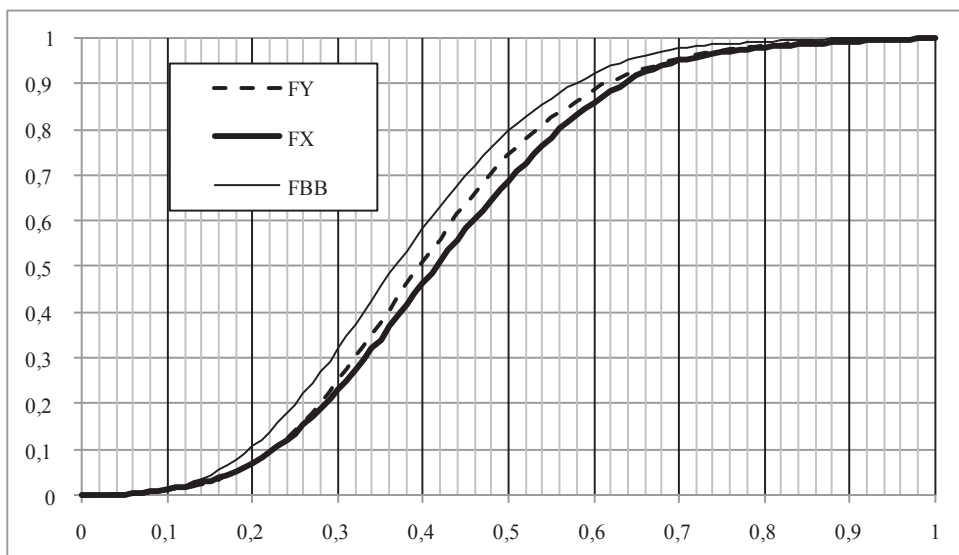
Poziom wykształcenia	$S$	$S_1$	$S_2$	$S_3$	$S_4$	$S_5$
1 (bez wykształcenia lub podstawowe)	0,3334	0,3963	0,3526	0,3622	0,3029	0,2532
2 (gimnazjalne lub zasadnicze zawodowe)	0,3913	0,4219	0,3852	0,3717	0,4176	0,3602
3 (średnie)	0,4152	0,4496	0,4222	0,3725	0,4342	0,3973
4 (wyższe lub policealne)	0,4550	0,4720	0,4547	0,3872	0,4639	0,4973

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie informacji przedstawionych w tab. 4 można wyciągnąć wniosek, że poziom wykształcenia najbardziej wpływał na satysfakcję związaną z samoocena. Ma to uzasadnienie, gdyż „wymiar” ten obejmuje m.in. zadowolenie z własnej edukacji, co oznacza, że generalnie poziom satysfakcji w tym zakresie odpowiadał faktycznemu uzyskanemu poziomowi wykształcenia. Drugi z kolei „wymiar”, w którym można zaobserwować silną zależność edukacji, odnosi się do aspektów zdrowotnych. Pozytywny wpływ wykształcenia na zadowolenie z własnego stanu zdrowia potwierdza wielu autorów [Au, Johnston 2014; Silles 2009]. Może on wynikać m.in. z większej świadomości dotyczącej zachowań zdrowotnych wśród osób lepiej wykształconych. Następny aspekt, dotyczący zależności satysfakcji z sytuacji finansowej oraz warunków mieszkaniowych od posiadanego wykształcenia, także znajduje potwierdzenie w licznych analizach m.in. [D’Ambrosio, Frick 2007; Dudek 2009]. Najślabszy wpływ edukacji odnosi się do aspektu środowiskowego.

W kolejnej analizie porównano subiektywne postrzeganie jakości życia w różnych grupach wiekowych. Uwzględniono podział stosowany w wielu opracowaniach z zakresu jakości życia, rozpatrując generację Y odnoszącą się do młodych ludzi, generację X – do ludzi w średnim wieku, oraz generację BB (*Baby Boomers*), którą tworzą osoby dość dojrzałe lub starsze [Marans, Stimson 2011]. W literaturze można spotkać się z różnym przydziałem wiekowym tych grup. W pracy tej przyjęto, że do pierwszej z tych grup pokoleniowych należą osoby urodzone w latach 1984-1997 (mające w 2013 r. od 16 do 29 lat), drugą – osoby urodzone w latach 1961-1983 (mające w 2013 r. od 30 do 52 lat), trzecią zaś – urodzeni przed 1961 r.

(mający w 2013 r. co najmniej 53 lata<sup>14</sup>). Informacje na temat łącznej wieloaspektowej subiektywnego postrzegania jakości życia przedstawiono na rys. 2.



**Rys. 2.** Dystrybuanty łącznego wskaźnika zadowolenia  $S$  dla różnych grup wiekowych

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie analizy rozkładów łącznego wskaźnika zadowolenia z życia można sądzić, że najlepsza ocena własnej sytuacji odnosiła się do generacji X, najgorsza zaś – do generacji BB. W celu dokładniejszego wglądu w ocenę poszczególnych aspektów obliczono indeksy agregatowe (średnie wartości  $S_1, S_2, S_3, S_4, S_5$ ) (por. tab. 5).

**Tabela 5.** Wartości indeksów agregatowych według wieku

Generacja	$S$	$S_1$	$S_2$	$S_3$	$S_4$	$S_5$
Y – urodzeni w latach 1984-1997	0,3924	0,2613	0,4078	0,3861	0,5099	0,3969
X – urodzeni w latach 1961-1983	0,4192	0,4705	0,3896	0,3678	0,4451	0,4231
BB – urodzeni przed 1961 r.	0,3770	0,4453	0,4121	0,3718	0,3309	0,3250

Źródło: obliczenia własne.

Biorąc pod uwagę wszystkie grupy wiekowe, należy stwierdzić, że generacja X, obejmująca osoby w średnim wieku, najbardziej była usatysfakcjonowana w kwe-

<sup>14</sup> Zwykle nazwy *Baby Boomers* używa się w stosunku do ludzi urodzonych w okresie powojennym – w latach 1946-1960. W niniejszym artykule tę grupę połączono z grupą osób urodzonych przed 1946 r., używając przy tym nazwy „generacja BB”.

ściach społecznych i związanych z samooceną, najmniej zaś – jeśli chodzi o aspekty materialne i środowiskowe. Z wiekiem obniżało się zadowolenie ze zdrowia. Wśród osób starszych odnotowano bardzo niską ocenę dotyczącą własnych osiągnięć, natomiast wysoką ocenę sytuacji materialnej. Młodzi ludzie (tzw. generacja Y) najgorzej w porównaniu z innymi oceniali relacje międzyludzkie, najlepiej zaś postrzegali swoją sytuację w odniesieniu do aspektów zdrowotnych i środowiskowych.

Uzyskane wyniki dotyczące wpływu wieku na subiektywną percepcję życia różnią się od rezultatów analiz przeprowadzonych w innych krajach. W literaturze przedmiotu wskazuje się na *U*-kształtną zależność w tym zakresie, co oznacza, że w wieku średnim zwykle następuje najbardziej obniżona satysfakcja z życia [Blanchflower, Oswald 2004; Pierewan, Tampubolon 2015]. W pracy tej tego typu zależność odnotowano jedynie w odniesieniu do aspektów materialnych i środowiskowych.

## 5. Podsumowanie i wnioski

Problematyka subiektywnego postrzegania jakości życia stanowi przedmiot zainteresowania nie tylko środowiska naukowego, ale także polityków społecznych, władz państwowych oraz opinii publicznej. Badanie tego zjawiska obejmującego wiele dziedzin i aspektów życia wymaga zastosowania metod wielowymiarowej analizy danych. W pracy wykorzystano w tym celu metody używane w zagadnieniach wielowymiarowego ujęcia problemu ubóstwa i wykluczenia społecznego. W zagadnieniach tych wiele cech diagnostycznych jest mierzonych na skali porządkowej. Do przekształcenia jakościowych cech w ilościowe wskaźniki stosuje się funkcje przynależności. Funkcje te przyjmują wartości z przedziału  $[0, 1]$ , przy czym wyższe wartości odpowiadają większej satysfakcji częściowej z konkretnych aspektów życia. Do agregacji cech wykorzystano różne systemy wag, jednakże stwierdzono, że dla analizowanych danych wybór wag nie wpływał istotnie na rozkład syntetycznych wskaźników.

Z przeprowadzonej analizy poziomu zadowolenia z różnych aspektów jakości życia wynika, że aspekt społeczny obejmujący relacje z innymi ludźmi był najlepiej ocenianym aspektem spośród wszystkich uwzględnionych w badaniu. Porównując średni poziom satysfakcji w różnych grupach socjodemograficznych, stwierdzono, że zadowolenie z relacji międzyludzkich było wyższe wśród kobiet niż wśród mężczyzn oraz wśród mieszkańców miast niż wsi. Uwzględniając wielkość gospodarstw domowych, w których pozostawali respondenci, stwierdzono zdecydowanie gorsze zadowolenie ze wszystkich aspektów życia osób tworzących gospodarstwa jednoosobowe w porównaniu z respondentami pozostającymi w gospodarstwach wieloosobowych. Podobnie jednoznaczny wniosek wyciągnięto w odniesieniu do wpływu edukacji na subiektywne postrzeganie jakości życia – w każdym z rozpatrywanych „wymiarów” percepcja własnej sytuacji osób lepiej wykształconych była lepsza niż osób gorzej wykształconych. Biorąc pod uwagę podział ze względu na różne grupy wiekowe odnotowano najlepszy ogólny poziom zadowolenia wśród osób w średnim

wieku. Dokonując jednak wglądu w ocenę poszczególnych aspektów, stwierdzono, że sytuacja tej grupy nie była jednoznacznie klarowna – jedynie w ocenie aspektu społecznego oraz aspektu związanego z samooceną subiektywną zadowolenie tzw. generacji X było lepsze niż zadowolenie pozostałych generacji. Młodzi ludzie (tzw. generacja Y) najgorzej w porównaniu z innymi oceniali relacje międzyludzkie, najlepiej zaś postrzegali swoją sytuację w odniesieniu do aspektów zdrowotnych i środowiskowych. Najstarsza z rozpatrywanych grup wiekowych – osoby w wieku co najmniej 53 lat – była usatysfakcjonowana najsłabiej ze swej sytuacji zdrowotnej oraz wykazała niską samoocenę.

Podobnie jak w wielu zagranicznych publikacjach w pracy odnotowano wpływ wielu cech socjodemograficznych na zadowolenie z życia. Należy jednak zaznaczyć, że kierunek tego oddziaływania nie we wszystkich krajach jest taki sam; przede wszystkim problem ten dotyczy płci, miejsca zamieszkania oraz wieku respondentów.

## Literatura

- Au N., Johnston D.W., 2014, *Self-assessed health: What does it mean and what does it hide?*, Social Science & Medicine, vol. 121, s. 21-28.
- Betti G., Verma V., 1999, *Measuring the degree of poverty in a dynamic and comparative context: a multidimensional approach using fuzzy set theory*, Proceedings of the ICCS-VI. Lahore. Pakistan, vol. 11, s. 289-301.
- Betti G., Verma V., 2008, *Fuzzy measures of the incidence of relative poverty and deprivation: a multi-dimensional perspective*, Statistical Methods and Applications, vol. 17(3), s. 225-250.
- Betti G., Soldi R., Talev I., 2015, *Fuzzy multidimensional indicators of quality of life: the empirical case of Macedonia*, Social Indicators Research (w druku).
- Blanchflower D.G., Oswald A., 2004, *Well-being over time in Britain and the US*, Journal of Public Economics, vol. 88(7-8), s. 1359-1386.
- Caner A., 2015, *Happiness and life satisfaction in Turkey in recent years*, Social Indicators Research. (w druku).
- Ceroli A., Zani S., 1990, *A Fuzzy Approach to the Measurement of Poverty*, [w:] Dagum C., Zenga M. (eds.), *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty, Studies in Contemporary Economics*, Springer Verlag, Berlin, s. 272-284.
- Cheli B., Lemmi A., 1995, *A 'totally' fuzzy and relative approach to the multidimensional analysis of poverty*, Economic Notes, vol. 24(1), s. 115-134.
- Christoph B., 2010, *The relation between life satisfaction and the material situation: A re-evaluation using alternative measures*, Social Indicators Research, vol. 98(3), s. 475-499.
- Corazzini L., Esposito L., Majorano F., 2012, *Reign in hell or serve in heaven? A cross-country journey into the relative vs absolute perceptions of wellbeing*, Journal of Economic Behavior & Organization, vol. 81(3), s. 715-730.
- Cracolici M.F., Giambona F., Cuffaro M., 2012, *The determinants of subjective economic well-being: an analysis on Italian-SILC data*, Applied Research Quality Life, vol. 7(1), s. 17-47.
- Czapiński J., 2014, *Indywidualna jakość i styl życia*, [w:] J. Czapiński, T. Panek (red.), *Diagnoza Społeczna 2013 – warunki i jakość życia Polaków – raport*, Warszawa.
- Czapiński J., Panek T. (red.), 2014, *Diagnoza Społeczna 2013 – Warunki i jakość życia Polaków – raport*, Warszawa.



- D'Ambrosio C., Frick J., 2007, *Income satisfaction and relative deprivation: An empirical link*, Social Indicators Research, vol. 81(3), s. 497-519.
- Degutis M., Urbonavicius S., 2013, *Determinants of subjective wellbeing in Lithuania*, Inżynieria Ekonomiczna, vol. 24(2), s. 111-118.
- Desai M., Shah A., 1988, *An econometric approach to the measurement of poverty*, Oxford Economic Papers, vol. 40(3), s. 505-522.
- Dudek H., 2009, *Subjective aspects of economics poverty – ordered response model approach*, [w:] *Quality of Life Improvement through Social Cohesion*, Research Papers of Wrocław University of Economics, nr 73, s. 9-24.
- Eurostat 2002, *European social statistics: Income, poverty and social exclusion*, 2nd report, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Filippone A., Cheli B., D'Agostino A., 2001, *Addressing the interpretation and the aggregation problems in totally fuzzy and relative poverty measures*, ISER Working Paper Series nr 2001-22, University of Essex.
- Gerdtham U.-G., Johannesson M., 2001, *The relationship between happiness, health, and socio-economic factors: results based on Swedish microdata*, Journal of Socio-Economics, vol. 30(6), s. 553-557.
- Guio A. C., 2009, *What can be learned from deprivation indicators in Europe?*, Eurostat Methodologies and Working Paper, Eurostat, Luxembourg.
- Jakość życia w Polsce – edycja 2014*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Kakwani N., Silber J. (eds.), 2008, *Quantitative approaches to multidimensional poverty measurement*, Palgrave-Macmillan, London.
- Kakwani N., Silber J. (eds.), 2007, *The Many Dimensions of Poverty*, Palgrave-Macmillan, London.
- Marans R.W., Stimson R.J. (red.), 2011, *Investigating Quality of Urban Life: Theory, Methods, and Empirical Research*, Springer, Dordrecht, Heidelberg, London, New York.
- Mieszkańcy Polski o swojej jakości życia*, 2014, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Panek T. (red.), 2007, *Statystyka społeczna*, PWE, Warszawa.
- Panek T., 2009, *Wskaźniki ubóstwa w ujęciu wielowymiarowym*, Wiadomości Statystyczne, nr 12, s. 1-20.
- Panek T., 2011, *Ubóstwo. wykluczenie społeczne i nierówność. Teoria i praktyka pomiaru*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Warszawa.
- Pi Alperin M.N., Van Kerm P., 2014, *MDEPRIV: Stata module to compute synthetic indicators of multiple deprivation*, Statistical Software Components S457806, Boston College Department of Economics.
- Pierewan A.C., Tampubolon G., 2015, *Happiness and health in Europe: A multivariate multilevel model*, Applied Research in Quality of Life, vol. 10(2), s. 237-252.
- Silles M.A., 2009, *The causal effect of education on health: Evidence from the United Kingdom*, Economics of Education Review, vol. 28, s. 122-128.
- Somarrriba N., Pena B., 2008, *Quality of life and subjective welfare in Europe: an econometric analysis*, Applied Econometrics and International Development, vol. 8(2), s. 55-66.