

Hanna Dudek, Joanna Landmesser

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

IDENTYFIKACJA STOPNIA ZAGROŻENIA UBÓSTWEM W UJĘCIU WIELOWYMIAROWYM¹

Streszczenie: Celem pracy była analiza wielowymiarowego ubóstwa polskich gospodarstw domowych. Podstawę prezentowanych wyników stanowiły dane z badań budżetów gospodarstw domowych realizowanych przez GUS w 2006 r.

W pracy zastosowano podejście oparte na teorii zbiorów rozmytych, umożliwiające określenie stopnia zagrożenia przynależnością do sfery ubóstwa bez konieczności wyznaczenia granicy ubóstwa. W efekcie wyznaczono syntetyczny miernik o wartościach z przedziału $[0,1]$, określający przynależność analizowanych gospodarstw domowych do sfery ubóstwa. W celu wyjaśnienia kształtowania się wartości tego miernika zastosowano model regresji logistycznej.

1. Wstęp

W ujęciu klasycznym identyfikacja sfery ubóstwa dokonywana jest wyłącznie ze względu na sytuację dochodową gospodarstw domowych. Taki sposób wyodrębniania ubogich jest pewnym uproszczeniem i może doprowadzić do pominięcia ważnych aspektów rzeczywistej sytuacji. W ostatnich latach w literaturze anglojęzycznej coraz więcej zwolenników ma podejście wielowymiarowe, w którym przy identyfikacji ubóstwa uwzględnia się także czynniki pozadochodowe.

W podejściu klasycznym gospodarstwo domowe uznaje się wtedy za ubogie, jeżeli poziom jego dochodów lub całkowitych wydatków jest niższy od wartości przyjętej za granicę ubóstwa. Natomiast ujęcie wielowymiarowe umożliwia identyfikację gospodarstw domowych ubogich bez wyznaczania granicy ubóstwa. W podejściu tym identyfikacja polega na określeniu stopnia zagrożenia ubóstwem.

Celem pracy jest dokonanie pomiaru stopnia zagrożenia ubóstwem w ujęciu wielowymiarowym oraz wyjaśnienie stopnia przynależności do sfery ubóstwa.

¹ Pracę wykonano w ramach projektu badawczego nr 2094/B/H03/2009/36 finansowanego przez MNiSW.

2. Pomiar stopnia zagrożenia ubóstwem

W podejściu wielowymiarowym w analizie ubóstwa wykorzystuje się zwykle pewne elementy teorii zbiorów rozmytych. Zasadnicza idea polega tu na określeniu przynależności każdego z analizowanych gospodarstw domowych do sfery ubóstwa ze względu na cechy, które traktuje się jako symptomy ubóstwa. W tym celu, za pomocą tzw. funkcji przynależności, przekształca się empiryczne wartości tych cech [Panek 2007, s. 271-272]. Funkcja przynależności przyjmuje wartości:

- a) zero, gdy dane gospodarstwo domowe nie należy do podzbioru ubogich,
- b) jeden, jeśli gospodarstwo domowe całkowicie należy do podzbioru ubogich,
- c) wartości między zero a jeden, gdy gospodarstwo domowe należy „częściowo” do podzbioru ubogich (wartość ta określa stopień przynależności gospodarstwa domowego do podzbioru ubogich – przynależność jest tym silniejsza, im wartość funkcji przynależności jest bliższa jedności).

W ujęciu wielowymiarowym rozpatruje się zestaw zmiennych, które mogą reprezentować ekonomiczne, społeczne czy środowiskowe czynniki określające zagrożenie ubóstwem. Jeśli zmienna jest zmienną binarną, to wtedy funkcja przynależności przyjmuje wartość zero, gdy zmienna ta wskazuje na niewystępowanie symptomu ubóstwa w danym gospodarstwie domowym, oraz jeden w sytuacji przeciwnej.

W literaturze przedmiotu można spotkać różne postaci analityczne funkcji przynależności dla zmiennych niebinarnych². Do jednych z pierwszych prac dotyczących wykorzystania zbiorów rozmytych w analizie ubóstwa należy propozycja zastosowania liniowej funkcję przynależności [Cerioli, Zani 1990]:

$$f_j(x_{ij}) = \begin{cases} 0, & \text{gdy } x_{ij} \geq x_j^{\max} \\ \frac{x_j^{\max} - x_{ij}}{x_j^{\max} - x_j^{\min}}, & \text{gdy } x_j^{\max} > x_{ij} > x_j^{\min} \\ 1, & \text{gdy } x_{ij} \leq x_j^{\min} \end{cases}, \quad (1)$$

gdzie: x_{ij} – empiryczna wartość j -tej zmiennej dla i -tego gospodarstwa, $j = 1, 2, \dots, k$, $i = 1, 2, \dots, N$, k – liczba zmiennych niedychotomicznych, N – liczba gospodarstw, x_j^{\max} – wartość progowa maksimum j -tej zmiennej, powyżej której ubóstwo zdecydowanie nie występuje, oraz x_j^{\min} – wartość progowa minimum j -tej zmiennej, poniżej której ubóstwo zdecydowanie występuje.

² We wszystkich dalszych rozważaniach dotyczących zmiennych niebinarnych przyjmuje się, że większym wartościom tych zmiennych odpowiada niższy stopień przynależności do sfery ubóstwa, np. im wyższe dochody, tym mniejsze zagrożenie ubóstwem.

Podejście Cerioliego i Zaniego nazywane jest w literaturze przedmiotu TFA (*Totally Fuzzy Approach*). Kolejna propozycja nosząca nazwę TFR (*Totalny Fuzzy and Relative*) polega na określaniu wartości funkcji przynależności do sfery ubóstwa na podstawie dystrybuanty rozkładu empirycznego [Cheli, Lemmi 1995]:

$$f_j(x_{ij}) = f_j(x_j^{(r)}) = \begin{cases} 0, & \text{gdy } x_j^{(r)} = x_j^{(1)} \\ 1 - F_j(x_j^{(r)}), & \text{gdy } x_j^{(r)} \neq x_j^{(1)} \\ 1 - F_j(x_j^{(1)}), & \end{cases} \quad (2)$$

gdzie: $x_j^{(1)}, x_j^{(2)}, \dots, x_j^{(n_j)}$ – empiryczne wartości j -tej zmiennej uporządkowane według malejącego zagrożenia ubóstwem (to oznacza, że $x_j^{(1)}$ odnosi się do największego ryzyka znalezienia się w sferze ubóstwa, $x_j^{(n_j)}$ – do najmniejszego). Z uwagi na fakt, że niektóre gospodarstwa mogą mieć taką samą rangę ze względu na j -tą zmienną, zachodzi zależność $n_j \leq N, j = 1, 2, \dots, k$, n_j – liczba osiąganych wartości j -tej zmiennej, $F_j(x_j^{(r)})$ – wartość dystrybuanty rozkładu empirycznego j -tej zmiennej dla argumentu $x_j^{(r)}$.

Metoda TFR ma tę zaletę w porównaniu z TFA, że nie wymaga określenia wartości progowych x_j^{\min} i x_j^{\max} . Należy jednak zwrócić uwagę, że propozycja Cheliego i Lemmi nie uwzględnia poziomu zaspokojenia potrzeb określonych przez symptomy ubóstwa. Całkowicie natomiast uzależnia ocenę zjawiska ubóstwa od rang gospodarstw domowych³. Dlatego, w celu ograniczenia wpływu rang na stopień przynależności do sfery ubóstwa, Betti i Verma opracowali poniżej przedstawione koncepcje. Do analizy zmiennych ilościowych zaproponowali formułę:

$$f_j(x_{ij}) = f_j(x_j^{(r)}) = \left(\frac{\sum_{k=1}^n w_k x_{kj} | x_{kj} > x_j^{(r)}}{\sum_{k=1}^n w_k x_{kj} | x_{kj} > x_j^{(1)}} \right)^\alpha, \quad \alpha \geq 1, \quad (3)$$

gdzie: w_k – częstości danej cechy, α – parametr ($\alpha \geq 1$; większa wartość wykładnika alfa sprawia nadanie większej wagi gospodarstwom ubogim). Wybór wykładnika alfa jest ustalany arbitralnie. Jeżeli analizowaną cechą są dochody, to w niektórych zastosowaniach dobiera się tak parametr alfa, aby średnia wartość była

³ Panek zaproponował pewną modyfikację metody TFR uwzględniającą wartości progowe danej symptomu ubóstwa decydujące o całkowitym przynależeniu do sfery ubóstwa lub pozostawaniu poza nią. Natomiast wartości pośrednie (tj. pomiędzy wartościami progowymi) określają stopień bycia ubogim [Panek 2001; Panek 2007].

równa zasięgowi ubóstwa [Betti, Verma 1999], w innych pracach⁴ przyjmuje się $\alpha = 1$ [Betti, Verma 2008].

Kolejna metoda zwana ITR (*Integrated Fuzzy and Relative*) łączy podejścia (2) i (3) [Betti, Verma 2008]:

$$f_j(x_{ij}) = f_j(x_j^{(r)}) = \left(\frac{\sum_{k=1}^n w_k |x_{kj} > x_j^{(r)}|}{\sum_{k=1}^n w_k |x_{kj} > x_j^{(1)}|} \right)^\alpha \cdot \left(\frac{\sum_{k=1}^n w_k x_{kj} |x_{kj} > x_j^{(r)}|}{\sum_{k=1}^n w_k x_{kj} |x_{kj} > x_j^{(1)}|} \right)^\alpha \quad \alpha \geq 1. \quad (4)$$

W niniejszej pracy dla wszystkich zmiennych niebinarnych wykorzystano funkcję przynależności (4), przyjmując $\alpha = 1$.

Aby określić wartość funkcji przynależności do sfery ubóstwa i -tego gospodarstwa domowego charakteryzowanego przez wektor wartości $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{il})$, wykorzystuje się funkcję przynależności agregującą poszczególne f_1, f_2, \dots, f_l :

$$f(\mathbf{x}_i) = \sum_{j=1}^l f(x_{ij}) \omega_j \quad (\omega_j - \text{wagi}, \sum_{j=1}^l \omega_j = 1).$$

Najczęściej stosowana jest metoda przypisująca większą wagę tym cechom (symptomom ubóstwa), które rzadziej występują wśród badanych gospodarstw⁵ [Cerioli, Zani 1990]. Takie podejście ma uzasadnienie, bowiem bardziej dotkliwy jest brak dóbr występujących powszechnie niż dóbr rzadko należących do gospodarstw z analizowanej zbiorowości. Kolejna propozycja dotyczy wykorzystania w konstrukcji wag współczynników zmienności oraz uwzględnienia skorelowania zmiennych reprezentujących dany symptom ubóstwa [Betti, Verma 2008].

W pracy rozważono wiele „wymiarów ubóstwa”. Aby ograniczyć wpływ cech wysoko skorelowanych z innymi cechami uwzględnionymi w analizie danego wymiaru ubóstwa, zmiennym w tym wymiarze nadano następujące wagi:

$$\omega_j = \frac{a_j}{\sum_{j=1}^k a_j}, \quad \text{gdzie } a_j = a_j^a \cdot a_j^b, \quad \text{gdzie } a_j^a = \ln \frac{1}{\bar{f}(x_j)} \quad \text{oraz } a_j^b = \frac{1}{\sum_{j'=1}^k |r_{jj'}|}, \quad (5)$$

⁴ Jeśli np. zmienną x_j jest dochód ekwiwalentny, to przyjmując $\alpha = 1$, należy stwierdzić, że wartość $f_j(x_{ij})$ we wzorze (3) oznacza udział wszystkich dochodów ekwiwalentnych otrzymywanych przez gospodarstwa mniej biedne niż gospodarstwo i -te z r -tą rangą w łącznych dochodach ekwiwalentnych analizowanej zbiorowości gospodarstw (poza gospodarstwem najbiedniejszym) [Betti, Verma 1999].

⁵ W przypadku zmiennej binarnej średnia wartość funkcji przynależności jest równa odsetkowi gospodarstw domowych dotkniętych symptomem ubóstwa reprezentowanym przez tę zmienną.

gdzie: $r_{jj'}$ – współczynnik korelacji⁶ między zmienną x_j a $x_{j'}$, czynnik a_j^a realizuje postulat nadania większej wagi rzadziej występującym symptomom ubóstwa, czynnik a_j^b – odnosi się do uwzględnienia korelacji cech w analizowanym wymiarze ubóstwa.

Jeśli rozważa się kilka wymiarów ubóstwa, to $f(\mathbf{x}_i)$ – wartość łącznej funkcji przynależności do sfery ubóstwa danego gospodarstwa domowego – określa się jako średnią arytmetyczną z wartości funkcji przynależności określonych dla poszczególnych wymiarów⁷. W pracy tej wszystkie wymiary ubóstwa potraktowano w sposób równorzędny.

3. Określenie determinant stopnia zagrożenia ubóstwem

W celu wyjaśnienia kształtowania się wartości funkcji przynależności zastosowano model regresji. Ze względu na fakt, że wartości funkcji przynależności należą do przedziału $[0, 1]$, do opisu zależności wykorzystano model logistyczny postaci:

$$y_i = \frac{1}{1 + e^{-\mathbf{z}_i \boldsymbol{\beta}}} + \varepsilon_i, \quad (6)$$

gdzie: $y_i = f(\mathbf{x}_i)$ – wartość funkcji przynależności, $\boldsymbol{\beta}$ – wektor kolumnowy parametrów, \mathbf{z}_i – wektor wierszowy determinant i -tego gospodarstwa, ε – składnik losowy.

Na podstawie tego modelu można określić marginalny przyrost prawdopodobieństwa:

$$\frac{\partial y_i}{\partial z_{ji}} = \beta_j \frac{\exp(-\mathbf{z}_i \boldsymbol{\beta})}{[1 + \exp(-\mathbf{z}_i \boldsymbol{\beta})]^2} = \beta_j \hat{y}_i (1 - \hat{y}_i), \text{ gdzie } \hat{y}_i = \frac{1}{1 + e^{-\mathbf{z}_i \boldsymbol{\beta}}}. \quad (7)$$

Ponieważ $\hat{y}_i(1 - \hat{y}_i) > 0$, to znak parametru stojącego przy zmiennej Z_j określa kierunek wpływu Z_j na Y :

- dodatniemu β_j odpowiada wzrost Y , jeśli Z_j zwiększa się,
- ujemnemu β_j towarzyszy spadek Y , jeśli Z_j zwiększa się, przy założeniu, że pozostałe zmienne objaśniające pozostają bez zmian.

⁶ Dla zmiennych binarnych r jest współczynnikiem Cramera.

⁷ W sytuacji, gdy niektóre z wymiarów ubóstwa są ważniejsze od pozostałych, można zastosować wagi.

Zastosowano następującą dwustopniową procedurę estymacji. W pierwszym kroku zlinearyzowano model w poniższy sposób⁸.

$$\text{Niech } v = s, \text{ gdzie } v = \frac{1-y}{y}; \quad s = e^{-z_i\beta}, \text{ wtedy logarytmując } v = e^{-z_i\beta},$$

otrzymuje się $\ln v = -z_i\beta$. (8)

Otrzymane oceny parametrów zlinearyzowanego modelu (8) β wykorzystano jako wartości początkowe w nieliniowej metodzie najmniejszych kwadratów podczas estymacji modelu (6). Rozważono wiele różnych modeli. Przy wyborze ostatecznej wersji modelu kierowano się wartościami kryteriów informacyjnych, skorygowanym współczynnikiem determinacji oraz statystyczną istotnością parametrów β .

4. Wyniki

W pracy wykorzystano dane dotyczące 17 506 gospodarstw domowych pracowników, pochodzące z badań przeprowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny w 2006 r. W gospodarstwach tych wyłącznym lub głównym źródłem utrzymania był dochód z pracy najmniej w sektorze publicznym lub prywatnym.

Na wstępie wytypowano cechy gospodarstw domowych, których określone wartości mogą być traktowane jako symptomy ubóstwa.

Rozważono siedem „wymiarów ubóstwa”, związanych z:

1) zamożnością określoną przez dochody ekwiwalentne (zastosowano skalę 70/50),

2) warunkami mieszkaniowymi (takimi jak: tytuł prawny do mieszkania, liczba pokoi, stan techniczny, wyposażenie w łazienkę, rodzaj ogrzewania i in.)

3) wyposażeniem w sprzęt RTV (uwzględniono: odbiornik TV, dekodery, zestaw kina domowego, radiomagnetofon, odtwarzacze CD, DVD, MP3, kamerę wideo, aparat fotograficzny, komputer z dostępem do Internetu, telefon komórkowy lub stacjonarny),

4) wyposażeniem w sprzęt AGD (taki jak: pralka automatyczna, odkurzacz, chłodziarka, kuchenka mikrofalowa, robot kuchenny, zmywarka do naczyń),

5) wyposażeniem w środki transportu (motor, samochód prywatny lub służbowy),

6) posiadaną pracą (uwzględniono: rodzaj umowy o pracę, wymiar czasu pracy oraz ewentualnie rejestrację w urzędzie pracy i liczbę miesięcy pozostawiania bez pracy),

⁸ Opisany sposób linearyzacji zakłada, że wartości funkcji przynależności przyjmują wartości z przedziału (0, 1). W sytuacji gdyby istniały gospodarstwa, dla których wartości te byłyby równe 0 lub 1, należałoby wyłączyć je w pierwszym kroku.

7) ubóstwem subiektywnym (bazowano na ocenach sytuacji materialnej dokonanych przez same gospodarstwa).

Wartości zagregowanej (łącznej dla wszystkich wymiarów) funkcji przynależności zawierały się w przedziale (0, 1). Wśród analizowanych gospodarstw nie było takich, dla których wartość funkcji przynależności byłaby równa 0 lub 1.

W tabeli 1 przedstawiono wyniki estymacji modelu opisującego kształtowanie się wartości zagregowanej funkcji przynależności.

Tabela 1. Wyniki estymacji modelu logistycznego

| Zmienna objaśniająca | Ocena parametru | Błąd standardowy |
|--|-----------------|------------------|
| X_1 (=1, jeśli było to gospodarstwo pracowników na stanowiskach robotniczych, 0 w p. p.) | 0,2001 | 0,0104 |
| X_2 (=1, jeśli GGD legitymowała się wykształceniem wyższym, 0 w p. p.) | -0,5414 | 0,0176 |
| X_3 (=1, jeśli GGD legitymowała się co najwyżej wykształceniem średnim, 0 w p.p.) | -0,4300 | 0,0136 |
| X_4 (=1, jeśli GGD legitymowała się co najwyżej wykształceniem zasadniczym zawodowym, 0 w p. p.) | -0,2451 | 0,0122 |
| X_5 (=1, jeśli GGD była kobieta, 0 w p. p.) | 0,1310 | 0,0083 |
| X_6 – liczba osób w GD | -0,1333 | 0,0084 |
| $X_7 = X_6^2$ | 0,0161 | 0,0010 |
| X_8 – wiek GGD | -0,0144 | 0,0022 |
| $X_9 = X_8^2$ | 0,0001 | 0,00003 |
| Region*2 (=1, jeśli GD zamieszkuje region południowy, 0 w p. p.) | -0,0083 | 0,0125 |
| Region3 (=1, jeśli GD zamieszkuje region wschodni, 0 w p. p.) | 0,0758 | 0,0134 |
| Region4 (=1, jeśli GD zamieszkuje region półn.-zachodni, 0 w p. p.) | 0,0005 | 0,0130 |
| Region5 (=1, jeśli GD zamieszkuje region poł.-zachodni, 0 w p. p.) | 0,0621 | 0,0142 |
| Region6 (=1, jeśli GD zamieszkuje region północny, 0 w p. p.) | 0,0820 | 0,0136 |
| KLM**2 (=1, jeśli GD mieszka w mieście 200-500 tys. mieszkańców, 0 w p. p.) | -0,0445 | 0,0175 |
| KLM3 (=1, jeśli GD mieszka w mieście 100-200 tys. mieszkańców, 0 w p. p.) | -0,0082 | 0,0179 |
| KLM4 (=1, jeśli GD mieszka w mieście 20-100 tys. mieszkańców, 0 w p. p.) | -0,0582 | 0,0143 |
| KLM5 (=1, jeśli GD mieszka w mieście poniżej 20 tys. mieszkańców, 0 w p. p.) | -0,0821 | 0,0164 |
| KLM6 (=1, jeśli GD mieszka na wsi, 0 w p. p.) | -0,1752 | 0,0138 |
| $R^2=0,8727$ | | |

Skróty: GD – gospodarstwo domowe, GGD – głowa gospodarstwa domowego.

* W modelu pominięto zmienną odnoszącą się do regionu centralnego (Regionu1).

** W modelu nie uwzględniono zmiennej KLM1 odnoszącej się do miejscowości powyżej 500 tys. mieszkańców.

Źródło: opracowanie własne wykonane w programie Stata.

Parametry przy zmiennej Region2 i Region4 nie są statystycznie istotne na poziomie 0,05, jednakże przeprowadzony test Walda wskazał na odrzucenie hipotezy o braku wpływu zamieszkiwanego regionu na kształtowanie się stopnia zagrożenia ubóstwem – $F = 19,0721$ przy wartości krytycznej $F(5; 17\ 486) = 2,2141$ dla $\alpha = 0,05$.

Podobnie wielkość zamieszkiwanej miejscowości objaśnia stopień przynależności do sfery ubóstwa (weryfikując hipotezę o zerowych parametrach przy wszystkich zmiennych KLM2, KLM3, KLM4, KLM5, KLM6, wobec hipotezy alternatywnej orzekającej, że co najmniej jeden z tych parametrów jest różny od zera, otrzymano: $F = 54,0301$ przy wartości krytycznej $F(5; 17\ 486) = 2,2141$ dla $\alpha = 0,05$).

5. Podsumowanie i wnioski

Na podstawie estymacji parametrów modeli logistycznych można sformułować następujące wnioski⁹:

- Poziom wykształcenia głowy gospodarstwa domowego wpływał na stopień zagrożenia ubóstwem. Lepszemu wykształceniu częściej towarzyszyło mniejsze zagrożenie ubóstwem.
- Stopień zagrożenia ubóstwem w gospodarstwach domowych kierowanych przez kobiety był większy w stosunku do tych, w których głową gospodarstw byli mężczyźni.
- Wzrost liczby osób w gospodarstwie domowym początkowo wpływał na zmniejszenie stopnia zagrożenia ubóstwem, po czym, po osiągnięciu pewnego poziomu (4-5 osób), zwiększał to zagrożenie.
- W miarę zwiększania się wieku głowy gospodarstwa domowego malał stopień przynależności do sfery ubóstwa. Dopiero po przekroczeniu 98 lat stopień ten mógłby ulec wzrostowi. Jednakże w gospodarstwach pracowniczych taka sytuacja nie miała miejsca, bowiem wszystkie osoby będące głowami gospodarstwa cechowały się znacznie niższym wiekiem.
- Regiony: wschodni, południowo-zachodni i północny cechowały się większym zagrożeniem ubóstwem niż region centralny.
- Zaobserwowano różnice między klasą zamieszkiwanej miejscowości. W miastach poniżej 500 tys. mieszkańców oraz wsiach stopień zagrożenia ubóstwem był niższy niż w metropoliach powyżej 500 tys. mieszkańców.

Przedmiotem dalszych analiz powinny być relacje pomiędzy różnymi wymiarami ubóstwa i deprawacji. Ponadto wskazane byłyby analizy obejmujące wiele lat i grup społeczno-ekonomicznych. Otrzymane wyniki mogą zostać wykorzystane w realizacji działań skierowanych ku przeciwdziałaniu ubóstwu.

⁹ Przy założeniu *ceteris paribus*.

Literatura

- Betti G., Verma V., *Measuring the degree of poverty in a dynamic and comparative context: a multi-dimensional approach using fuzzy set theory*, „Proceedings of the ICCS-VI”, Lahore, Pakistan 1999 vol. 11, s. 289-301.
- Betti G., Verma V., *Fuzzy measures of the incidence of relative poverty and deprivation: a multi-dimensional perspective*, „Statistical Methods and Applications” 2008 vol. 17, nr 3, s. 225-250.
- Cerioli A., Zani S., *A Fuzzy Approach to the Measurement of Poverty*, [w:] *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty*, C. Dagum, M. Zenga (red.), Studies in Contemporary Economics, Springer Verlag, Berlin 1990, s. 272-284.
- Cheli B., Lemmi A., *A 'totally' fuzzy and relative approach to the multidimensional analysis of poverty*, „Economic Notes” 1995 vol. 24, nr 1, s. 115-134.
- Panek T., *Ubóstwo i nierówności*, [w:] *Statystyka społeczna*, T. Panek (red.), PWE, Warszawa 2007.
- Panek T., *Wymiary ubóstwa w Polsce w latach 1996-1999*, „Wiadomości Statystyczne” 2001 nr 11, s. 37-55.

A MULTIDIMENSIONAL APPROACH TO IDENTIFICATION OF POVERTY

Summary: The focus in this paper is on the multidimensional aspects of deprivation in Poland. Analysis of poverty is performed on the basis of household budget survey data from 2006. The study employs the fuzzy set framework. A set of composite indicators is constructed in order to analyze different dimensions of poverty. The study constructs composite indicator of multidimensional poverty and determines some socio-economic factors influencing it.