

HANNA DUDEK

Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki  
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

## Subiektywne postrzeganie sytuacji dochodowej – mikroekonometryczna analiza danych panelowych

### Streszczenie

Głównym celem pracy jest analiza determinant subiektywnego postrzegania sytuacji materialnej w Polsce. Oprócz typowych cech wyjaśniających to zjawisko, takich jak wiek, płeć czy wykształcenie, uwzględniono także sytuację dochodową w ujęciu relatywnym. Do analizy wykorzystano dane z badania panelowego *Diagnoza społeczna 2011 – warunki i jakość życia Polaków*. W analizie subiektywnej percepcji objaśnia się cechę mierzoną na skali porządkowej, co sugeruje wykorzystanie uporządkowanych modeli logitowych i probitowych. Modele te jednak nakładają dość silne ograniczenia na zależności między zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi. W pracy przedstawiono wyniki weryfikacji tych założeń oraz propozycje zastosowania uogólnień modeli uporządkowanych.

**Słowa kluczowe:** satysfakcja z dochodów, gospodarstwa domowe, dane panelowe, częściowo uogólniony uporządkowany model probitowy ze zmiennymi efektami

### 1. Wstęp

W literaturze przedmiotu od pewnego czasu można znaleźć wiele prac z zakresu subiektywnego postrzegania własnej sytuacji. W wiodących czasopismach naukowych z dziedziny nauk ekonomicznych i społecznych dużo uwagi poświęca się zagadnieniu zadowolenia z życia czy też z jego konkretnych aspektów<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> R.A. Easterlin, *Will raising the incomes of all increase the happiness of all?*, „Journal of Economic Behavior & Organization” 1995, vol. 27, s. 35–47.

Niektóre z tego typu opracowań w szczególności dotyczą satysfakcji z sytuacji dochodowej<sup>2</sup>. Analiza subiektywnej oceny osiągniętych dochodów jest niezwykle ważna z punktu widzenia statystyki społecznej. Stanowi bowiem jedno z podejść umożliwiających estymację skal ekwiwalentności<sup>3</sup>.

Do nielicznych publikacji z zakresu subiektywnego postrzegania sytuacji dochodowej polskich gospodarstw domowych należy zaliczyć prace: Ulman<sup>4</sup>, Liberdy i in.<sup>5</sup>, Dudek<sup>6</sup>. Analizy przedstawione w tych opracowaniach zostały wykonane na podstawie danych przekrojowych pochodzących z badań budżetów gospodarstw domowych GUS. Wykorzystanie danych panelowych w analizie subiektywnej percepcji swojego położenia finansowego ma jednak tę przewagę, że umożliwia kontrolowanie nieobserwowalnej heterogeniczności jednostek (np. skłonność do ekstrawersji, optymizmu).

Zaprezentowaną w tym artykule analizę empiryczną przeprowadzono na podstawie danych panelowych pochodzących z badania *Diagnoza społeczna 2011*. Jej celem jest wskazanie charakteru wpływu różnych cech gospodarstw domowych na subiektywne postrzeganie sytuacji dochodowej. Wyniki wielu analiz empirycznych ujawniają, że zadowolenie (zarówno z życia, jak i z osiągniętych dochodów) niekoniecznie musi zależeć od obiektywnej sytuacji materialnej. Często większą rolę w tym względzie odgrywają różnice między własnymi

---

<sup>2</sup> A. Ferrer-i-Carbonell, B. Van Praag, *Income satisfaction inequality and its causes*, „The Journal of Economic Inequality” 2003, vol. 1 (2), s. 107–127; E. Vera-Toscano, V. Ateca-Ame-stoy, R. Serrano-Del-Rosal, *Building financial satisfaction*, „Social Indicators Research” 2006, vol. 77 (2), s. 211–243; T. Stanovnik, M. Verbič, *Analysis of subjective economic well-being in Slovenia*, „Eastern European Economics” 2006, vol. 44 (3), s. 60–70; C. D'Ambrosio, J.R. Frick, *Income satisfaction and relative deprivation: An empirical link*, „Social Indicators Research” 2007, vol. 81, s. 497–519.

<sup>3</sup> J. Schwarze, *Using panel data on income satisfaction to estimate equivalence scale elasticity*, „Review of Income and Wealth” 2003, vol. 49, s. 359–372; H. Dudek, *Subiektywne skale ekwiwalentności – analiza na podstawie danych o satysfakcji z osiągniętych dochodów*, w: *Taksonomia 19. Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, red. K. Jajuga, M. Walesiak, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław 2012, s. 153–162.

<sup>4</sup> P. Ulman, *Subjective assessment of economic poverty in Poland*, 25th SCORUS Conference on Regional and Urban Statistics and Research „Globalization Impact on Regional and Urban Statistics”, Wrocław, 30.08–1.09.2006.

<sup>5</sup> B. Liberda, M. Pęczkowski, E. Gucwa-Leśny, *How do we value our income from which we save?*, „Faculty of Economic Sciences Working Papers” University of Warsaw 2011, vol. 3 (43), s. 1–19.

<sup>6</sup> H. Dudek, *Subjective aspects of economic poverty – ordered response model approach*, w: *Quality of Life Improvement through Social Cohesion*, red. W. Ostasiewicz, „Research Papers of Wrocław University of Economics” 2009, vol. 73, s. 9–24; H. Dudek, *Subiektywne skale ekwiwalentności...*, op.cit.

dochodami a dochodami innych ludzi<sup>7</sup>. Dlatego też w pracy rozważono zależności subiektywnych ocen zarówno od poziomu osiągniętych dochodów, jak i od relatywnej pozycji w tym względzie.

Proponowana metodyka jest modyfikacją podejścia, które zaprezentowali Ferrer-i-Carbonell<sup>8</sup> oraz Labeaga i in.<sup>9</sup>, do estymacji parametrów modelu objaśniającego satysfakcję z osiągniętych dochodów wykorzystali oni uporządkowane modele probitowe ze zmiennymi efektami, nie weryfikując tzw. założenia równoległych regresji nakładanego na te modele.

## 2. Dane i metoda

Analizę przeprowadzono na podstawie informacji z gospodarstw domowych pochodzących z badania panelowego<sup>10</sup> *Diagnoza społeczna 2011 – warunki i jakość życia Polaków*<sup>11</sup>. Dane na temat subiektywnego postrzegania swojej sytuacji dochodowej przez członków tych gospodarstw odnoszą się do odpowiedzi na pytanie: „Czy przy aktualnym dochodzie netto Pana(i) gospodarstwo domowe wiąże koniec z końcem: 1) z wielką trudnością, 2) z trudnością, 3) z pewną trudnością, 4) raczej łatwo, 5) łatwo?”. Pytanie takie należy do kanonu większości badań socjoekonomicznych w Unii Europejskiej. Eurostat uwzględnia je m.in. w europejskim badaniu panelowym budżetów gospodarstw domowych (ECHP)<sup>12</sup> oraz europejskim badaniu warunków życia ludności (EU-SILC)<sup>13</sup>. W tabeli 1 przedstawiono podstawowe informacje dotyczące oceny własnych dochodów przez gospodarstwa domowe w latach 2000–2011.

<sup>7</sup> C. D'Ambrosio, J.R. Frick, *Income satisfaction and relative deprivation: An empirical link*, „Social Indicators Research” 2007, vol. 81, s. 497–519; J.M. Labeaga, J.A. Molina, M. Navarro, *Income satisfaction and deprivation in Spain*, The Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Papers, no. 2702, 2007.

<sup>8</sup> A. Ferrer-i-Carbonell, *Income and well-being: An empirical analysis of the comparison income effect*, „Journal of Public Economics” 2005, vol. 89, s. 997–1019.

<sup>9</sup> J.M. Labeaga, J.A. Molina, M. Navarro, op.cit.

<sup>10</sup> Dane te stanowiły panel niezbilansowany z 20 655 gospodarstw domowych.

<sup>11</sup> *Diagnoza społeczna 2011 – warunki i jakość życia Polaków*, raport z badania, red. J. Czapieński, T. Panek, Rada Monitoringu Społecznego, Warszawa 2011.

<sup>12</sup> The European Community Household Panel.

<sup>13</sup> The European Union Statistics on Income and Living Conditions.

**Tabela 1. Odsetek gospodarstw domowych wiążących koniec z końcem z różnym stopniem trudności (w %)**

Odpowiedź	Kategoria	Rok					
		2000	2003	2005	2007	2009	2011
Z wielką trudnością	$j = 1$	31	27	26	21	19	18
Z trudnością	$j = 2$	27	25	24	22	21	21
Z pewną trudnością	$j = 3$	29	32	33	33	34	35
Raczej łatwo	$j = 4$	11	13	14	20	21	22
Łatwo	$j = 5$	3	3	3	5	5	5

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z badania: *Diagnoza społeczna 2011 – warunki i jakość życia Polaków*, raport z badania, red. J. Czapiński, T. Panek, Rada Monitoringu Społecznego, Warszawa 2011.

Z informacji zamieszczonych w tabeli 1 wynika, że w latach 2000–2011 znacząco obniżyła się relatywna liczba gospodarstw domowych wiążących koniec z końcem z wielką trudnością lub trudnością, wzrósł natomiast odsetek gospodarstw finansowo radzących sobie łatwo lub raczej łatwo. W celu wyjaśnienia subiektywnego postrzegania sytuacji dochodowej w charakterze jego potencjalnych determinant rozważono następujące cechy gospodarstw domowych:

- typ biologiczny,
- główne źródło utrzymania,
- wielkość miejscowości zamieszkania,
- liczba osób w gospodarstwie domowym,
- dochód netto w miesiącu poprzedzającym badanie,
- wartość relatywnej deprivacji dochodowej.

Ostatnia z wymienionych cech wymaga pewnego komentarza. Generalnie pojęcie deprivacji oznacza stan wywołany brakiem możliwości zaspokojenia istotnej potrzeby. Idea relatywnej deprivacji dochodowej zaś polega na odniesieniu zaspokojenia potrzeb finansowych analizowanych jednostek do poziomu ich zaspokojenia przez innych członków społeczeństwa. W literaturze przedmiotu można znaleźć różne metody ilościowego wyrażenia poziomu relatywnej deprivacji dochodowej. Do najbardziej znanych należy zaliczyć koncepcję przedstawioną w pracy Yitzhakiego<sup>14</sup>, którą wzięto pod uwagę w prezentowanej analizie. W celu

<sup>14</sup> S. Yitzhaki, *Relative deprivation and the Gini coefficient*, „Quarterly Journal of Economics” 1979, vol. 93, s. 321–324. Koncepcję Yitzhakiego wykorzystano m.in. w pracach: C. D'Ambrosio, J.R. Frick, op.cit.; O. Stark, *Income redistribution going awry: The reversal power of the concern for relative deprivation*, „Journal of Economic Behavior & Organization” 2013, vol. 86, s. 1–9.

wyznaczenia wartości relatywnej deprywacji dochodowej na początku rozpartczono dochody ekwiwalentne. Dochody te obliczono, dzieląc dochody netto przez wartości potęgowej skali ekwiwalentności o elastyczności 0,6<sup>15</sup>. Następnie dla każdego roku oddzielnie uporządkowano niemalejąco tę cechę, uzyskując wartości  $y_{(1)}, y_{(2)}, \dots, y_{(n)}$ , spełniające zależność  $y_{(1)} \leq y_{(2)} \leq \dots \leq y_{(n)}$ . Dla każdego z gospodarstw o dochodzie ekwiwalentnym  $y_{(i)}$  wyznaczono wartość relatywnej deprywacji dochodowej na podstawie wzoru:

$$d(y_{(i)}) = \frac{1}{n} \sum_{j=i+1}^n (y_{(j)} - y_{(i)}), \quad d(y_{(n)}) = 0. \quad (1)$$

W analizie danych panelowych w celu wyjaśnienia subiektywnego postrzegania sytuacji dochodowej wykorzystuje się zwykle następujący model<sup>16</sup>:

$$y_{it}^* = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

gdzie:  $y_{it}^*$  – zmienna nieobserwowalna odnosząca się do  $i$ -tego gospodarstwa w okresie  $t$ ,  $t = 1, 2, \dots, T_i$ ,  $T_i$  – liczba lat, w których  $i$ -te gospodarstwo uczestniczyło w badaniu,  $i = 1, 2, \dots, n$ ,  $n$  – liczba gospodarstw domowych,

$\boldsymbol{\beta}$  – wektor kolumnowy parametrów  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ ,

$\mathbf{x}_{it}$  – wektor wierszowy wartości zmiennych objaśniających dla  $i$ -tego gospodarstwa domowego w okresie  $t$ ,

$\alpha_i$  – składnik odnoszący się do nieobserwowalnych charakterystyk  $i$ -tego gospodarstwa domowego,

$\varepsilon_{it}$  – składnik losowy dla  $i$ -tego gospodarstwa domowego w okresie  $t$ ,  $t = 1, 2, \dots, T_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ .

Ponieważ zmienna  $y^*$  jest mierzona na skali porządkowej, to w celu estymacji wektora parametrów  $\boldsymbol{\beta}$  zwykle rozpatruje się modele dla zmiennych wielomianowych uporządkowanych<sup>17</sup>. W podejściu tym ciągła nieobserwowalna zmienna  $y^*$  jest

<sup>15</sup> Wartość potęgowej skali ekwiwalentności o elastyczności 0,6 jest równa  $N^{0,6}$ , gdzie  $N$  – liczba osób w gospodarstwie domowym. Na wartość wykładnika 0,6 wskazują wyniki analiz przedstawione w pracach: H. Dudek, *Skale ekwiwalentności – estymacja na podstawie kompletnych modeli popytu*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2011; S.M. Kot, *Ku stochastycznemu paradygmatowi ekonomii dobrobytu*, Oficyna Wydawnicza „Impuls”, Kraków 2012.

<sup>16</sup> A. Ferrer-i-Carbonell, B. Van Praag, *Income satisfaction inequality and its causes*, „The Journal of Economic Inequality” 2003, vol. 1 (2), s. 107–127; J.M. Labeaga, J.A. Molina, M. Navarro, op.cit.

<sup>17</sup> A. Ferrer-i-Carbonell, B. Van Praag, *Income satisfaction inequality and its causes*, „The Journal of Economic Inequality” 2003, vol. 1 (2), s. 107–127; J.M. Labeaga, J.A. Molina, M. Navarro, op.cit.

dyskretyzowana przez zbiór wartości progowych  $\delta_0, \delta_1, \dots, \delta_m$ , co prowadzi do zmiennej skategoryzowanej  $y$  przyjmującej wartości  $y_{it} = j$ , jeśli  $\delta_{j-1} < y_{it}^* \leq \delta_j$ , przy czym:  $-\infty = \delta_0 < \delta_1 < \dots < \delta_m = \infty$ . Prawdopodobieństwa  $P(y_{it} = j | \mathbf{x}_{it})$  w uporządkowanym modelu można zapisać jako:

$$P(y_{it} = j | \mathbf{x}_i) = F(\delta_j - \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} - \alpha_i) - F(\delta_{j-1} - \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} - \alpha_i), \text{ dla } j = 1, 2, \dots, m^{18},$$

gdzie  $F$  oznacza dystrybuantę składnika losowego  $\varepsilon$ .

W szczególności, rozpatrując dystrybuantę standardowego rozkładu normalnego, otrzymuje się model probitowy, natomiast uwzględnienie dystrybuanty rozkładu logistycznego prowadzi do modelu logitowego. W standardowych modelach dla wielomianowej zmiennej uporządkowanej zakłada się, że:

$$P(y_{it} \leq j | \mathbf{x}_{it}) = F(\delta_j - \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} - \alpha_i), \quad (3)$$

co oznacza, że parametry przy zmiennych objaśniających nie zależą od kategorii  $j$ ,  $j = 1, 2, \dots, m$ . Do weryfikacji warunku (3), zwanego założeniem równoległych regresji, w niniejszej pracy zastosowano test Branta. Jego idea polega na rozwiązaniu  $m - 1$  modeli dwumianowych, w których zmienne objaśniane zdefiniowane są następująco<sup>19</sup>:

$$y_j^{**} = \begin{cases} 1, & \text{gdy } y > j, \\ 0, & \text{w przeciwnych przypadkach,} \end{cases} \quad (4)$$

gdzie  $j = 1, 2, \dots, m - 1$ .

Przeprowadzenie tego testu umożliwia wskazanie zmiennych „odpowiedzialnych” za naruszenie tego założenia. Hipoteza zerowa zakłada równość parametrów przy danej zmiennej objaśniającej we wszystkich modelach dwumianowych. Jeśli dla co najmniej jednej zmiennej hipoteza zostałaby odrzucona, oznaczałoby to, że standardowy model uporządkowany nie powinien być stosowany. W takiej sytuacji można wykorzystać ideę uogólnionego modelu uporządkowanego, gdzie<sup>20</sup>:

<sup>18</sup> W niniejszej pracy uwzględniono 5 kategorii odpowiedzi, stąd parametr  $m = 5$ .

<sup>19</sup> Opis testu Branta podano za publikacjami: J.S. Long, *Regression models for categorical and limited dependent variables*, Sage Publications, Thousand Oaks 1997; M. Książek, *Modele zmiennych wielomianowych uporządkowanych*, w: *Mikroekonometria*, red. M. Gruszczyński, Wolters Kluwer Polska, Warszawa 2010, s. 103–152.

<sup>20</sup> W.H. Greene, D.A. Hensher, *Modeling ordered choices: a primer*, Cambridge University Press, Cambridge 2010.

$$P(y_{it} \leq j | \mathbf{x}_{it}) = F(\delta_j - \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_j - \alpha_i), \text{ dla } j = 1, 2, \dots, m - 1, \quad (5)$$

co oznacza, że parametry przy zmiennych objaśniających zależą od kategorii  $j$ . W sytuacji, gdy wyniki testów nie nakazują odrzucenia hipotez o równości parametrów przy niektórych ze zmiennych objaśniających, możliwe jest zastosowanie częściowo uogólnionego modelu uporządkowanego. W modelu tego typu we wzorze (5) część spośród parametrów  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  nie zależy od kategorii analizowanej zmiennej porządkowej. Podejście takie jest z jednej strony mniej restrykcyjne niż zastosowanie standardowego modelu uporządkowanego, z drugiej strony zaś – z uwagi na uwzględnienie w modelu mniejszej liczby parametrów niż w uogólnionym modelu uporządkowanym – bardziej „oszczędne” oraz umożliwiające łatwiejszą interpretację parametrów strukturalnych modelu.

W pracy wykorzystano wersję testu Branta dla modeli probitowych ze zmiennymi efektami zaimplementowaną dla programu Stata przez Pfarr, Schmid i Schneidera<sup>21</sup>. Zastosowano procedurę autofit, umożliwiającą zidentyfikowanie zmiennych spełniających założenie równoległych regresji oraz estymację częściowo uogólnionych modeli probitowych ze zmiennymi efektami<sup>22</sup>. Rozważono model (2), w którym zmienna  $y^*$  odnosi się do satysfakcji z osiąganego dochodu, zmienne objaśniające zaś do różnych cech ekonomicznych, społecznych i demograficznych gospodarstw domowych.

### 3. Wyniki

Oszacowano wiele modeli wyjaśniających kształtowanie satysfakcji z osiągniętych dochodów. Do porównania modeli z różnym zestawem zmiennych objaśniających zastosowano kryteria informacyjne Akaikego i Schwarza. W charakterze potencjalnych ilościowych zmiennych objaśniających rozpartowano relatywną deprywację dochodową (w skrócie dalej zwaną deprywacją),

<sup>21</sup> C. Pfarr, A. Schmid, U. Schneider, *REGOPROB2: Stata module to estimate random-effects generalized ordered probit models (update)*, Statistical Software Components, Boston College Department of Economics, 2010.

<sup>22</sup> C. Pfarr, A. Schmid, U. Schneider, *Estimating ordered categorical variables using panel data: a generalized ordered probit model with an autofit procedure*, „Journal of Economics and Econometrics” 2011, vol. 54(1), s. 7–23. W modelach probitowych ze zmiennymi efektami zakłada się, że składniki  $\alpha_i$  i  $\varepsilon_{it}$  mają niezależne rozkłady normalne. Ponadto oba składniki powinny być nieskorelowane z  $\mathbf{x}_{it}$  dla  $t = 1, 2, \dots, T_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ .



dochody ekwiwalentne<sup>23</sup> oraz liczbę osób w gospodarstwie domowym<sup>24</sup>. Zmienne jakościowe odnoszą się do typu biologicznego gospodarstw domowych, głównego źródła utrzymania oraz wielkości miejscowości zamieszkania. W celu ich skwantyfikowania utworzono zmienne binarne przyjmujące wartość 1 dla wariantu wskazanego nazwą oraz 0 w pozostałych przypadkach.

Typ biologiczny opisano następującymi zmiennymi zero-jedynkowymi:

- 1) M bez dzieci – małżeństwa bez dzieci,
- 2) M z 1 dzieckiem – małżeństwa z jednym dzieckiem,
- 3) M z 2 dzieci – małżeństwa z dwojgiem dzieci,
- 4) M z 3+ dzieci – małżeństwa z co najmniej trojgiem dzieci,
- 5) Wielorodzinne GD – wielorodzinne gospodarstwa domowe,
- 6) Jednoosobowe GD – gospodarstwa domowe nierodzinne jednoosobowe,
- 7) Niepełne GD – gospodarstwa domowe składające się z rodzin niepełnych,
- 8) Nierodzinne GD – gospodarstwa wieloosobowe nierodzinne.

W przeprowadzonych w ramach *Diagnozy społecznej 2011* badaniach brakowało jednolitego dla wszystkich lat sposobu uwzględniania różnych wariantów głównego źródła utrzymania. W szczególności problem ten dotyczy gospodarstw domowych pracowników użytkujących gospodarstwa rolne. W niektórych latach wyodrębniano taki wariant, w niektórych zaś gospodarstwa te zaliczano do gospodarstw domowych pracowników lub rolników. Dlatego też uwzględniono jedynie trzy zmienne zero-jedynkowe charakteryzujące główne źródło utrzymania: 1) gospodarstwa domowe emerytów i rencistów, 2) gospodarstwa domowe pracujących na własny rachunek i 3) pozostałe gospodarstwa domowe, tzn. gospodarstwa domowe pracowników, rolników oraz utrzymujących się z niezarobkowych źródeł utrzymania.

W celu opisanie wielkości miejscowości zamieszkania rozpatrzono trzy zmienne zero-jedynkowe o nazwach: 1) duże miasto, oznaczające miasto powyżej 200 tys. mieszkańców, 2) średnie lub małe miasto, 3) wieś. Dodatkowo w charakterze zmiennych objaśniających rozważono zmienne binarne odnoszące się do poszczególnych lat badań. W tabeli 2 zaprezentowano wyniki oszacowania parametrów modelu z narzuconymi na wszystkie zmienne objaśniające warunkami równoległych regresji.

<sup>23</sup> Wartości dochodów ekwiwalentnych oraz względnej depriwacji dochodowej urealniono, sprowadzając do poziomu z 2000 r. za pomocą wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych. Wartości obu tych cech wyrażono w tys. zł.

<sup>24</sup> Zmienna opisująca liczbę osób w gospodarstwie domowym nie została ostatecznie uwzględniona w modelu. Zdecydowały o tym kryteria statystyczne (m.in. silna korelacja z typem biologicznym gospodarstwa domowego).



**Tabela 2. Wyniki estymacji parametrów uporządkowanego modelu probitowego ze zmiennymi efektami**

Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	Wartość <i>p</i>
Dochody ekwiwalentne	0,7896	0,0176	< 0,01
Deprywacja	-2,1481	0,0522	< 0,01
Duże miasto	-0,0839	0,0231	< 0,01
Średnie lub małe miasto	ref.	-	-
Wieś	0,0257	0,0199	0,1960
Emeryci i renciści	-0,2045	0,0188	< 0,01
Pracujący na wł. rachunek	0,2780	0,0313	< 0,01
Pozostałe źródła utrzym.	ref.	-	-
M bez dzieci	-0,0218	0,0275	0,4290
M z 1 dzieckiem	-0,0638	0,0265	0,0160
M z 2 dzieci	ref.	-	-
M z 3+ dzieci	-0,1871	0,0332	< 0,01
Niepełne GD	-0,3991	0,0307	< 0,01
Wielorodzinne GD	-0,0768	0,0327	0,0190
Jednoosobowe GD	-0,2663	0,0299	< 0,01
Nierodzinne GD	-0,1522	0,0637	0,0170
Rok 2000	ref.	-	-
Rok 2003	0,7479	0,0344	< 0,01
Rok 2005	0,2558	0,0313	< 0,01
Rok 2007	0,5350	0,0307	< 0,01
Rok 2009	0,6934	0,0300	< 0,01
Rok 2011	0,7000	0,0305	< 0,01
Stała 1	0,8405	0,0399	< 0,01
Stała 2	-0,2025	0,0394	< 0,01
Stała 3	-1,7248	0,0412	< 0,01
Stała 4	-3,4031	0,0480	< 0,01

Oznaczenie < 0,01 odnosi się do wartości prawdopodobieństwa testowego mniejszej niż 0,01.

Źródło: obliczenia własne w programie Stata v. 11.

Na podstawie wyników testu Branta stwierdzono, że standardowy uporządkowany model nie powinien być wykorzystywany do analizy rozpatrywanych danych. „Odpowiedzialność” za naruszenie założenia równoległych regresji ponoszą zmienne, którym odpowiadają prawdopodobieństwa testowe (tzw. wartości *p*) mniejsze niż 0,01 (por. tabela 3).

**Tabela 3. Wyniki testu Branta**

Zmienna	Wartość p	Zmienna	Wartość p
Dochody ekwiwalentne	< 0,01	Emeryci i renciści	< 0,01
Deprywacja	< 0,01	Pracujący na wł. rachunek	< 0,01
Duże miasto	< 0,01	Pozostałe źródła utrzym.	ref.
Średnie lub małe miasto	ref.	M bez dzieci	0,0454
Wieś	< 0,01	M z 1 dzieckiem	0,1300
Rok 2000	ref.	M z 2 dzieci	ref.
Rok 2003	< 0,01	M z 3+ dzieci	0,0402
Rok 2005	< 0,01	Niepełne GD	0,1747
Rok 2007	< 0,01	Wielorodzinne GD	0,2295
Rok 2009	< 0,01	Jednoosobowe GD	< 0,01
Rok 2011	< 0,01	Nierodzinne GD	0,1773

< 0,01 oznacza wartość prawdopodobieństwa testowego mniejszą niż 0,01.

Źródło: obliczenia własne w programie Stata v. 11.

Z informacji przedstawionych w tabeli 3 wynika, że dla zmiennych odnoszących się do dochodów ekwiwalentnych, miejsca zamieszkania oraz głównego źródła utrzymania odrzucono założenie równoległych regresji na poziomie istotności 0,01. Dlatego też do analizy subiektywnego postrzegania sytuacji dochodowej na podstawie danych z *Diagnozy społecznej 2011* wykorzystano metodę częściowo uogólnionych modeli uporządkowanych. Wyniki estymacji tych parametrów modelu, których wartości nie zależały od przynależności do kategorii zmiennej dotyczącej subiektywnej oceny dochodów<sup>25</sup>, zaprezentowano w tabeli 4.

**Tabela 4. Wyniki estymacji parametrów częściowo uogólnionego uporządkowanego modelu probitowego ze zmiennymi efektami**

Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy
M bez dzieci	-0,0336	0,0276
M z 1 dzieckiem	-0,0732	0,0276**
M z 2 dzieci	ref.	-
M z 3+ dzieci	-0,1814	0,0333**
Niepełne GD	-0,4019	0,0307**

<sup>25</sup> W tabeli 4 zamieszczono oszacowania parametrów przy tych zmiennych, dla których wartość *p* w tabeli 3 przekraczała 0,01.

Wielorodzinne GD	-0,0826	0,0328**
Nierodzinne GD	-0,1649	0,0637**

\* parametr statystycznie istotny na poziomie 0,1

\*\* parametr statystycznie istotny na poziomie 0,01

Źródło: obliczenia własne w programie Stata v. 11.

Oszacowania pozostałych parametrów częściowo uogólnionego uporządkowanego modelu probitowego, które zależą od poszczególnych kategorii zmiennej objaśnianej, zamieszczono w tabeli 5.

**Tabela 5. Wyniki estymacji parametrów przy zmiennych niespełniających założenia równoległych regresji**

Zmienna	Dla $y > 1$	Dla $y > 2$	Dla $y > 3$	Dla $y > 4$
Dochody ekwiwalentne	0,8191** (0,0395)	0,8880** (0,0302)	0,9578** (0,0267)	0,6777** (0,0253)
Deprywacja	-2,5987** (0,0851)	-2,0657** (0,0737)	-1,7216** (0,0858)	-1,1256** (0,1345)
Duże miasto	-0,1757** (0,0322)	-0,1262** (0,0284)	-0,0800** (0,0300)	0,0665 (0,0435)
Średnie lub małe miasto	ref.	ref.	ref.	ref.
Wieś	0,1466** (0,0262)	0,0633** (0,0237)	-0,0935** (0,0269)	-0,1477** (0,0448)
Emeryci i renciści	-0,1680** (0,0247)	-0,2276** (0,0225)	-0,2444** (0,0256)	-0,1375** (0,0410)
Pracujący na wł. rachunek	0,4040** (0,0546)	0,3351** (0,0425)	0,2459** (0,0427)	0,0830 (0,0652)
Pozostałe źródła utrzym.	ref.	ref.	ref.	ref.
Jednoosobowe GD	-0,3876** (0,0360)	-0,2717** (0,0341)	-0,1563** (0,0378)	-0,1670** (0,0559)
Rok 2000	ref.	ref.	ref.	ref.
Rok 2003	0,7377** (0,0446)	0,7388** (0,0456)	0,6572** (0,0627)	0,3183** (0,1144)
Rok 2005	0,3634** (0,0441)	0,2848** (0,0409)	0,1137** (0,0531)	-0,0642 (0,0930)
Rok 2007	0,6015** (0,0440)	0,5541** (0,0401)	0,4802** (0,0498)	0,1566** (0,0844)

Rok 2009	0,8227** (0,0443)	0,7290** (0,0397)	0,5569** (0,0483)	0,2188** (0,0791)
Rok 2011	0,8432** (0,0443)	0,7281** (0,0404)	0,5586** (0,0487)	0,1964** (0,0796)
Stała	0,8926** (0,0610)	-0,3399** (0,0527)	-1,8798** (0,0598)	-2,9489** (0,0886)

W nawiasach podano błędy standardowe szacunku parametrów.

\* parametr statystycznie istotny na poziomie 0,1

\*\* parametr statystycznie istotny na poziomie 0,01

Źródło: obliczenia własne w programie Stata v. 11.

Należy podkreślić, że nakładając założenie równoległych regresji na wszystkie zmienne, uzyskano nieco inne rezultaty oszacowań (por. tabela 2), co skutkuje czasem różnicami w interpretacji wyników. Dotyczy to zwłaszcza parametrów przy zmiennych odnoszących się do miejsca zamieszkania członków gospodarstw domowych. Na podstawie ocen parametrów zarówno modelu standardowego, jak i modelu częściowo uogólnionego stwierdzono, że w stosunku do gospodarstw z małych i średnich miast gospodarstwa z dużych miast częściej, natomiast gospodarstwa ze wsi rzadziej oceniały swą sytuację dochodową jako bardzo trudną. Natomiast odmienne interpretacje wyników uzyskuje się w kwestii łatwości wiązania końca z końcem. Na podstawie rezultatów estymacji modelu standardowego można błędnie sądzić, że w gospodarstwach ze wsi łatwiej wiązano koniec z końcem z większym prawdopodobieństwem (a gospodarstwa z dużych miast z mniejszym prawdopodobieństwem) niż w tych z małych i średnich miast. Analizując natomiast wyniki przedstawione w tabeli 5, można wysnuć odwrotny wniosek – że prawdopodobieństwo dużego zadowolenia z sytuacji dochodowej było mniejsze wśród mieszkańców wsi (oraz większe wśród mieszkańców dużych miast) od zadowolenia osób ze średnich i małych miast<sup>26</sup>.

Wyniki estymacji obu modeli prowadzą do konkluzji, że przy założeniu *ceteris paribus*:

- im wyższa względna deprywacja dochodowa, tym większe prawdopodobieństwo tego, że członkowie gospodarstwa domowego oceniali swoją sytuację dochodową jako bardzo trudną;

<sup>26</sup> Znaki oszacowań parametrów przy zmiennych binarnych „wieś” i „duże miasto” w modelu częściowo uogólnionym zależą od poszczególnych poziomów satysfakcji z osiągniętych dochodów. Należy zaznaczyć, że nie wszystkie interpretowane parametry przy tych zmiennych można uznać za statystycznie istotne nawet na poziomie istotności 0,1.

- prawdopodobieństwo, że przy aktualnych dochodach można było subiektywnie łatwo związać koniec z końcem, było mniejsze w przypadku gospodarstw emerytów i rencistów niż w przypadku pozostałych gospodarstw (tzn. gospodarstw pracowników, rolników i utrzymujących się z niezarobkowych źródeł), odmienna konkluzja zaś dotyczy gospodarstw, których członkowie pracują na własny rachunek;
- wraz ze zwiększaniem się dochodów ekwiwalentnych wzrastało prawdopodobieństwo oceny swojej sytuacji dochodowej jako dobrej;
- w stosunku do gospodarstw domowych małżeństw z dwojgiem dzieci w pozostałych gospodarstwach domowych zwykle częściej wiązano koniec z końcem z trudnością i rzadziej postrzegano swoją sytuację dochodową jako dobrą.

W przedstawionej analizie subiektywnego postrzegania sytuacji dochodowej uwzględniono w charakterze potencjalnych determinant cechy gospodarstw domowych dotyczące sytuacji dochodowej, typu biologicznego, głównego źródła utrzymania oraz miejsca zamieszkania. W dalszych analizach byłoby wskazane wzięcie pod uwagę różnych cech poszczególnych osób pozostających w gospodarstwach, takich jak płeć, wiek czy poziom edukacji.

#### 4. Podsumowanie

Satysfakcja z osiągniętych dochodów przez polskie gospodarstwa domowe zależała od ich aktualnej sytuacji finansowej mierzonej dochodami ekwiwalentnymi oraz relatywnej deprivacji. Fakt ten oznacza, że na postrzeganie swojej sytuacji dochodowej wpływało porównywanie własnej, rzeczywistej kondycji finansowej z kondycją innych gospodarstw domowych w Polsce. Ponadto, w charakterze determinant subiektywnej oceny dochodów uwzględniono typ biologiczny gospodarstw domowych, główne źródło utrzymania oraz miejsce zamieszkania.

Stwierdzono, że parametry przy większości zmiennych binarnych opisujących typ biologiczny gospodarstwa domowego nie zależały od przynależności do kategorii zmiennej porządkowej mierzącej subiektywną ocenę sytuacji dochodowej. Odmienna konkluzja odnosi się do dochodów ekwiwalentnych, relatywnej deprivacji, głównego źródła utrzymania oraz wielkości miejscowości zamieszkania. Z tego powodu do oszacowania parametrów wykorzystano podejście częściowo uogólnionego uporządkowanego modelu probitowego.

## Bibliografia

1. D'Ambrosio C., Frick J.R., *Income satisfaction and relative deprivation: An empirical link*, „Social Indicators Research” 2007, vol. 81, s. 497–519.
2. *Diagnoza społeczna 2011 – warunki i jakość życia Polaków*, raport z badania, red. J. Czapiński, T. Panek, Rada Monitoringu Społecznego, Warszawa 2011.
3. Dudek H., *Skale ekwiwalentności – estymacja na podstawie kompletnych modeli popytu*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2011.
4. Dudek H., *Subiektywne skale ekwiwalentności – analiza na podstawie danych o satysfakcji z osiągniętych dochodów*, w: *Taksonomia 19. Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, red. K. Jajuga, M. Walesiak, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław 2012, s. 153–162.
5. Dudek H., *Subjective aspects of economic poverty – ordered response model approach*, w: *Quality of Life Improvement through Social Cohesion*, red. W. Ostasiewicz, „Research Papers of Wrocław University of Economics” 2009, vol. 73, s. 9–24.
6. Easterlin R.A., *Will raising the incomes of all increase the happiness of all?*, „Journal of Economic Behavior & Organization” 1995, vol. 27, s. 35–47.
7. Ferrer-i-Carbonell A., *Income and well-being: An empirical analysis of the comparison income effect*, „Journal of Public Economics” 2005, vol. 89, s. 997–1019.
8. Ferrer-i-Carbonell A., Van Praag B., *Income satisfaction inequality and its causes*, „The Journal of Economic Inequality” 2003, vol. 1 (2), s. 107–127.
9. Greene W.H., Hensher D.A., *Modeling ordered choices: a primer*, Cambridge University Press, Cambridge 2010.
10. Kot S.M., *Ku stochastycznemu paradygmatowi ekonomii dobrobytu*, Oficyna Wydawnicza „Impuls”, Kraków 2012.
11. Książek M., *Modele zmiennych wielomianowych uporządkowanych*, w: *Mikroekonometria*, red. M. Gruszczyński, Wolters Kluwer Polska, Warszawa 2010, s. 103–152.
12. Labeaga J.M., Molina J.A., Navarro M., *Income satisfaction and deprivation in Spain*, The Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Papers, no. 2702, 2007.
13. Liberda B., Pęczkowski M., Gucwa-Leśny E., *How do we value our income from which we save?*, „Faculty of Economic Sciences Working Papers” University of Warsaw 2011, vol. 3 (43), s. 1–19.
14. Long J.S., *Regression models for categorical and limited dependent variables*, Sage Publications, Thousand Oaks 1997.
15. Pfarr C., Schmid A., Schneider U., *Estimating ordered categorical variables using panel data: a generalized ordered probit model with an autotfit procedure*, „Journal of Economics and Econometrics” 2011, vol. 54(1), s. 7–23.

16. Pfarr C., Schmid A., Schneider U., *REGOPROB2: Stata module to estimate random-effects generalized ordered probit models (update)*, Statistical Software Components, Boston College Department of Economics, 2010.
17. Schwarze J., *Using panel data on income satisfaction to estimate equivalence scale elasticity*, „Review of Income and Wealth” 2003, vol. 49, s. 359–372.
18. Stanovnik T., Verbič M., *Analysis of subjective economic well-being in Slovenia*, „Eastern European Economics” 2006, vol. 44(3), s. 60–70.
19. Stark O., *Income redistribution going awry: The reversal power of the concern for relative deprivation*, „Journal of Economic Behavior & Organization” 2013, vol. 86, s. 1–9.
20. Ulman P., *Subjective assessment of economic poverty in Poland*, 25th SCORUS Conference on Regional and Urban Statistics and Research „Globalization Impact on Regional and Urban Statistics”, Wrocław, 30.08–1.09.2006.
21. Vera-Toscano E., Ateca-Amestoy V., Serrano-Del-Rosal R., *Building financial satisfaction*, „Social Indicators Research” 2006, vol. 77(2), s. 211–243.
22. Yitzhaki S., *Relative deprivation and the Gini coefficient*, „Quarterly Journal of Economics” 1979, vol. 93, s. 321–324.

\* \* \*

### **Subjective perception of the income situation – a microeconometric analysis of panel data**

The study's main objectives were the identification of determinants of income satisfaction in Poland. The data used come from the panel survey “Social Diagnosis” conducted in 2000–2011. In the paper the method of random-effects partial generalized ordered probit models was used. It was found that the perception of own income situation of Polish households depended on many factors, in particular on their relative deprivation and their current incomes. Moreover, as determinants of subjective assessment of income should be considered a place of residence, biological type of household and main source of livelihood.

**Keywords:** income satisfaction, households, panel data, random-effects partial generalized ordered probit model