

Hanna Dudek

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

**WIELOWYMIAROWE ASPEKTY UBÓSTWA
– STATYSTYCZNA ANALIZA
ZASOBÓW DÓBR TRWAŁEGO UŻYTKU
W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH ROLNIKÓW**

1. Wstęp

W ujęciu klasycznym identyfikacja sfery ubóstwa dokonywana jest na podstawie sytuacji dochodowej gospodarstw domowych. W literaturze przedmiotu od wielu lat pojawiają się opinie na temat ograniczeń wynikających ze stosowania takiego podejścia. Szczególne zastrzeżenia dotyczą analizy ubóstwa na podstawie danych miesięcznych o dochodach z gospodarstw domowych rolników. Ze względu bowiem na sezonowość produkcji rolniczej, a także opóźnienia w wypłatach różnych należności oraz niekiedy działalność w tzw. szarej strefie gospodarczej, miesięczne dochody rozporządzalne gospodarstw domowych rolników nie odzwierciedlają często faktycznego dobrobytu. Z tego powodu, ponieważ w pracy wykorzystano dane miesięczne z badań budżetów gospodarstw domowych zrealizowanych przez GUS, w celu określenia stopnia zagrożenia ubóstwem zastosowano podejście wielowymiarowe. W ujęciu tym rozważa się sytuację związaną z brakiem możliwości zaspokojenia pewnych potrzeb (np. mieszkania) wynikających z niewystarczających zasobów materialnych [Panek 2004]. W pracy ograniczono się do zagadnienia związanego z zasobami dóbr trwałego użytku. Analizę tego zjawiska przeprowadzono metodami zaproponowanymi przez Deutscha i Silbera, opierającymi się na koncepcji porządku nabywania dóbr trwałego użytku. Według niej gospodarstwa domowe, nabywając dobra w pewnej kolejności, ujawniają informacje na temat swojego dobrobytu. W artykule, podobnie jak w pracy Deutscha i Silbera, w celu określenia wpływu różnych czynników demograficznych, społecznych i ekonomicznych na kolejność nabywania dóbr trwałego użytku, wykorzystano uporządkowane modele logitowe. Oszacowane na podstawie danych empirycznych modele umożli-

liwiają wskazanie grup gospodarstw domowych narażonych na ryzyko znalezienia się w sferze ubóstwa.

2. Ustalenie kolejności nabywania dóbr trwałego użytku

W pracy wykorzystano dane dotyczące 1241 gospodarstw domowych rolników pochodzące z badań przeprowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny w 2003 r. Dane z budżetów gospodarstw domowych nie zawierały informacji na temat kolejności nabywania dóbr trwałego użytku. Sekwencja ta została ustalona na podstawie próby danych dotyczących stanu wyposażenia w poszczególnym analizowanym roku. Punktem wyjścia było tu określenie grupy przedmiotów, które były nabywane przez większość gospodarstw domowych w tej samej kolejności. W efekcie poszukiwań ustalono następującą ścieżkę nabywanych dóbr: na początku samochód osobowy, potem pralka automatyczna, następnie telefon komórkowy i na końcu urządzenie do odbioru TV satelitarnej lub kablowej. Dobór był w dużej mierze kwestią arbitralną. Nie przeszukano wszystkich potencjalnych sekwencji, lecz jedynie kilka najbardziej możliwych, określonych na podstawie zbiorczego opracowania GUS [*Budżety...* 2004]. Kierowano się przy tym zasadą, aby objąć jak największą liczbę produktów oraz jak największą liczbę gospodarstw. Do celów porównawczych wykorzystano tzw. współczynnik odtworzenia równy $1 - \frac{n_0}{k \cdot n}$

(por. [Deutsch, Silber 2007; Paroush 1965]),

gdzie: k – liczba dóbr trwałego użytku,

n – liczba wszystkich gospodarstw w próbie,

n_0 – liczba gospodarstw wykazujących inną kolejność nabywania dóbr.

Preferowano ścieżki o jak największej wartości tego współczynnika. W pracach [Deutsch, Silber 2007] oraz [Paroush 1965]) zaleca się, aby wartość ta wynosiła co najmniej 0,90.

Tabela 1. Kolejność nabywania dóbr trwałego użytku w gospodarstwach rolników

Nr etapu	Wyposażenie w dobra trwałego użytku:				Liczba gospodarstw
	samochód osobowy	pralka automatyczna	telefon komórkowy	urządzenie do odbioru tv sat. lub kablowej	
0	0	0	0	0	187
1	1	0	0	0	171
2	1	1	0	0	251
3	1	1	1	0	158
4	1	1	1	1	120

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS z 2003 r.

Z tab. 1 można odczytać, że 120 gospodarstw posiadało wszystkie cztery rozważane dobra, 158 nie posiadało ostatniego dobra, 251 – dwóch ostatnich dóbr,

171 – trzech ostatnich, 187 nie miało żadnego z rozważanych dóbr. Pierwsza kolumna w tabeli wskazuje na miejsce gospodarstw na ścieżce nabywania dóbr. Im niższy etap, tym bardziej gospodarstwo uznawane było za ubogie. Współczynnik odtworzenia dla ścieżki nabywania dóbr przedstawionej w tab. 1 wyniósł 0,93.

Łącznie 887 gospodarstw domowych wykazywało kolejność posiadania dóbr określoną w tab. 1, co stanowiło 71,47% całej próby. W dalszej części pracy rozważano tylko tę okrojoną zbiorowość gospodarstw. Podjęto próbę wyjaśnienia kolejności nabywania dóbr trwałego użytku w gospodarstwach domowych rolników.

Na początku porównano rozważany w tej pracy ranking z rankingami gospodarstw otrzymanymi na podstawie ich sytuacji dochodowej. W tym celu rozpatrzono rankingi uzyskane na podstawie subiektywnej oceny dochodów gospodarstw oraz na podstawie obiektywnej oceny wydatków całkowitych¹. Wartości współczynnika korelacji rang Spearmana wyniosły odpowiednio 0,33 oraz 0,29 (obie wartości istotne na poziomie 0,05), można więc sądzić, że analiza ubóstwa według kolejności nabywania dóbr trwałego użytku dostarcza częściowo innych informacji niż analiza sytuacji dochodowej w gospodarstwach domowych rolników.

3. Zagadnienia związane ze specyfikacją i weryfikacją uporządkowanego modelu logitowego

Do analizy stopnia zagrożenia ubóstwem i niedostatkiem na podstawie kolejności nabywania dóbr trwałego użytku wykorzystano modele wielomianowe kategorii uporządkowanych o postaci:

$$y_i^* = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i,$$

gdzie: $\boldsymbol{\beta}$ – wektor kolumnowy parametrów,

ε_i – składnik losowy,

\mathbf{x}_i – wektor wierszowy wartości zmiennych objaśniających dla i -tego gospodarstwa,

y_i^* – zmienna ukryta, odnosząca się do dobrobytu i -tego gospodarstwa.

W powyższym podejściu założono istnienie pewnej ciągłej zmiennej ukrytej y^* , która jest dyskretyzowana przez zbiór wartości progowych $\delta_0, \delta_1, \dots, \delta_m$, co prowadzi do zmiennej skategoryzowanej y określonej jako: $y_i = j^2$, jeśli $\delta_j < y_i^* \leq \delta_{j+1}$, $-\infty = \delta_0 < \delta_1 < \dots < \delta_m < \delta_{m+1} = \infty$. Prawdopodobieństwa $P(y_i = j | \mathbf{x}_i)$ w uporządkowanym modelu logitowym można określić jako:

¹ Rankingi te zamieszczono w pracy [Dudek 2007].

² W tej pracy j oznacza etap gospodarstwa na ścieżce nabywania dóbr trwałego użytku, $j = 0, 1, 2, 3, 4$.

$$P(y_i = j | \mathbf{x}_i) = \Lambda(\delta_{j+1} - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}) - \Lambda(\delta_j - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})^3,$$

gdzie: $\Lambda(z_i) = \frac{1}{1 + \exp(-z_i)}$ – dystrybuanta rozkładu logistycznego,

$$z_i = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}.$$

Do estymacji parametrów modelu zastosowano metodę największej wiarygodności.

W celu właściwego doboru zmiennych objaśniających do rozważanego w pracy uporządkowanego modelu logitowego na wstępie rozważono cechy wymieniane w literaturze jako determinanty ubóstwa, tj. atrybuty głowy gospodarstwa domowego (np. wiek, płeć czy wykształcenie osoby deklarującej się jako głowa gospodarstwa) oraz atrybuty odnoszące się do całego gospodarstwa domowego (m.in. liczba dzieci, miejsce zamieszkania) [Panek 1991]. Z pewnością należałoby tu także uwzględnić cechy gospodarstwa dotyczące charakteru produkcji rolniczej, jednak w danych pochodzących z badania budżetów domowych GUS, poza powierzchnią ogólną gospodarstwa, powierzchnią użytków rolnych oraz dochodem rolniczym, brakuje tego typu informacji.

W kolejnym etapie wzięto pod uwagę kryteria statystyczne. Jako punkt wyjścia statystycznego doboru zmiennych objaśniających w uporządkowanym modelu logitowym wykorzystano procedury analogiczne do metod zaproponowanych w pracy [Gruszczynski 2000]. Poprzez analizę współczynników asocjacji i współzależności starano się uniknąć problemu występowania statystycznej współliniowości.

Do porównania modeli z różnym zestawem zmiennych objaśniających w modelach, których parametry można oszacować metodą największej wiarygodności, zastosowano kryteria informacyjne Akaike i Schwarz [Agresti 2001].

W celu wykrycia błędów specyfikacji modelu wykorzystano procedurę *linktest* w programie Stata, będącą odpowiednikiem testu RESET w modelach klasycznej regresji liniowej szacowanych MNK. Wyznaczono wartości $\hat{z}_i = \mathbf{x}_i \mathbf{b}$ oraz potęgi \hat{z}_i^2 , a następnie oszacowano parametry pomocniczego uporządkowanego modelu logitowego ze zmiennymi objaśniającymi \hat{z}_i , \hat{z}_i^2 . Brak statystycznej istotności parametru przy \hat{z}_i^2 sugeruje poprawną specyfikację modelu. Sytuacja przeciwna sygnalizuje zwykle pominięcie w modelu wyjściowym ważnej zmiennej objaśniającej lub niepoprawną postać analityczną modelu.

Do weryfikacji założenia, że parametry modelu β_1, \dots, β_k nie zależą od kategorii j , wykorzystano statystykę ilorazu wiarygodności [Borooah 2001]:

$$LR_{om} = -2(\ln \hat{L}_o - \ln \hat{L}_m),$$

gdzie: $\ln \hat{L}_o$ oraz $\ln \hat{L}_m$ – odpowiednio maksymalne wartości logarytmu funkcji wiarygodności dla uporządkowanego oraz wielomianowego (nieuporządkowanego) modelu logitowego.

³ Więcej informacji na temat własności uporządkowanego modelu logitowego można znaleźć m.in. w pracy [Dudek 2007].

Wartość statystyki LR_{om} większa od wartości krytycznej dla testu χ^2 z $k(m-2)$ stopniami swobody i poziomu istotności α stanowiły sugestię, że uporządkowany model logitowy (w porównaniu z modelem nieuporządkowanym) nie był odpowiednim modelem dla analizowanych danych empirycznych.

4. Determinanty kolejności nabywania dóbr trwałego użytku w gospodarstwach domowych rolników

Stosując metody opisane w poprzednim punkcie, ustalono następujący zestaw zmiennych objaśniających prawdopodobieństwa

$$P(y_i = j | \mathbf{x}_i), \quad j = 0, 1, 2, 3, 4,$$

gdzie: j – etap na ścieżce kolejności nabywania dóbr trwałego użytku.

- X_1 (1, gdy w gospodarstwie było jedno dziecko, 0 w przeciwnym wypadku),
- X_2 (1, gdy osoba będąca głową gospodarstwa miała poniżej 35 lat, 0 w przeciwnym wypadku),
- X_3 (3, gdy osoba będąca głową gospodarstwa miała wykształcenie wyższe lub policealne, 2 – co najwyżej średnie, 1 – co najwyżej zasadnicze, 0 – żadne z wymienionych),
- X_4 (1, gdy gospodarstwo dysponowało łazienką, 0 w przeciwnym wypadku),
- X_5 (1, gdy w mieszkaniu gospodarstwa była ciepła bieżąca woda, 0 w przeciwnym wypadku),
- X_6 – liczba osób w gospodarstwie,
- $X_7 = X_6^2$,
- X_8 – powierzchnia użytkowanego gospodarstwa rolnego wyrażona w ha,
- X_9 (1, gdy w gospodarstwie było co najmniej 4 dzieci, 0 w przeciwnym wypadku).

Pewną wątpliwość może budzić uwzględnienie zmiennych X_4 i X_5 odnoszących się do wyposażenia w instalacje mieszkań gospodarstw domowych. Jednakże nieobecność tych zmiennych powodowała negatywny wynik co do specyfikacji modelu, tj. w teście *linktest*, parametr przy zmiennej \hat{z}_i^2 był istotny na poziomie 0,05. Wyniki oszacowanych modeli przedstawia tab. 2.

Na podstawie testu logarytmu wiarygodności odrzucono hipotezy o braku łącznego wpływu rozważanych zmiennych objaśniających, ponadto stwierdzono, że każdy z parametrów strukturalnych obu modeli był statystycznie istotny na poziomie 0,05⁴.

W charakterze zmiennej objaśniającej wykorzystano zmienną X_3 dotyczącą wykształcenia osoby będącej głową gospodarstwa domowego. Sposób określenia

⁴ Informacje na temat metod weryfikacji hipotez dotyczących statystycznej istotności parametrów oraz mierników pseudo R^2 można znaleźć m.in. w pracach [Long, Freese 2001; Dudek 2007].

tej zmiennej sugeruje, że polepszenie poziomu wykształcenia ze średniego na wyższe lub policealne powodowało taką samą zmianę prawdopodobieństwa, że gospodarstwo będzie na j -tym etapie na ścieżce nabywania dóbr ($j = 0, 1, 2, 3, 4$), co poprawienie wykształcenia z zasadniczego zawodowego na średnie czy podstawowego lub jego braku na zasadnicze zawodowe, przy założeniu *ceteris paribus*. W celu sprawdzenia tego założenia rozważono modele z zestawami zmiennych objaśniających uwzględnionymi w tab. 2, rozszerzonymi o dwie⁵ zmienne zero-jedynkowe przyjmujące wartość 1, gdy osoba będąca głową gospodarstwa reprezentuje dany poziom wykształcenia, oraz wartość 0 w przeciwnym wypadku. Ponieważ parametry przy tych zmiennych zero-jedynkowych nie były statystycznie istotne, to uznano, że sposób określenia zmiennej przyjęty w pracy jest uzasadniony.

Tabela 2. Wyniki estymacji uporządkowanych modeli logitowych

Model 1			Model 2		
zmienna objaśniająca	ocena parametru	błąd standardowy	zmienna objaśniająca	ocena parametru	błąd standardowy
X ₁	0,44	0,16	X ₁	0,47	0,16
X ₂	0,39	0,15	X ₂	0,42	0,15
X ₃	0,63	0,09	X ₃	0,67	0,09
X ₄	1,93	0,19	X ₄	2,07	0,19
X ₅	0,42	0,17	X ₅	0,43	0,16
X ₆	0,79	0,17	X ₆	0,92	0,16
X ₇ = X ₆ ²	-0,07	0,02	X ₇ = X ₆ ²	-0,08	0,02
X ₈	0,04	0,01	-	-	-
X ₉	-0,61	0,27	-	-	-
Pseudo R ² = 0,15, AIC = 2,70, BIC = 2,73			Pseudo R ² = 0,13, AIC = 2,76, BIC = 2,80		
LR = 470,79, LR _{om} = -2(ln \hat{L}_o - ln \hat{L}_m) = 66,38			LR = 366,83, LR _{om} = -2(ln \hat{L}_o - ln \hat{L}_m) = 29,68		

Źródło: opracowanie własne wykonane w programie Stata.

W celu weryfikacji hipotezy o poprawności specyfikacji rozważono modele pomocnicze ze zmiennymi objaśniającymi \hat{z}_i , \hat{z}_i^2 . W obu modelach stwierdzono, że parametry przy \hat{z}_i^2 nie są statystycznie istotne na poziomie 0,05, nie ma zatem podstaw do odrzucenia hipotez o poprawności specyfikacji obu modeli.

Mimo że na podstawie kryteriów informacyjnych Akaike i Schwarza preferowany był model 1⁶, to porównując wartości wiarygodności dla modeli uporządkowanych i nominalnych, stwierdzono, że należy odrzucić model 1 (wartość empiryczna 66,38 jest większa od wartości krytycznej 40,11). Dokładniejsza analiza wykazała, że prawdopo-

⁵ Ponieważ rozpatrzono cztery warianty wykształcenia, to w modelu ze stałą należałoby uwzględnić trzy zmienne zero-jedynkowe. Jednak skoro w modelu występuje także zmienna X₃, to w celu uniknięcia współliniowości można oszacować parametry modelu jedynie z co najwyżej dwiema zmiennymi zero-jedynkowymi.

⁶ Porównując oba modele, preferowano model z mniejszymi wartościami AIC i BIC.

dobieństwa $P(y_i = j | x_i)$ mogą być określone za pomocą takich samych parametrów dla $j = 1, 2, 3, 4$. Natomiast dla $j = 0$ parametry przy zmiennych X_8 i X_9 znacznie różniły się od tych dla $j = 1, 2, 3, 4$. Analizę tę przeprowadzono na podstawie dwumianowych modeli logitowych. Rozważono cztery modele dla zmiennych określonych jako: $w = 1$ dla $y \geq j$, $w = 0$ dla $y < j$, $j = 1, 2, 3, 4$. Następnie porównano oceny parametrów stojące przy danej zmiennej objaśniającej w tych czterech modelach. Ocena parametru przy zmiennej X_8 w modelu dla $w = 1$ dla $y \geq 1$, $w = 0$ dla $y < 1$ wyniosła 0,13, dla pozostałych modeli zaś – od 0,30 do 0,37, natomiast ocena przy X_9 w pierwszym modelu była równa $-1,55$, a w modelach, w których $w = 1$ dla $y \geq j$, $w = 0$ dla $y < j$, $j = 2, 3, 4$, oszacowania mieściły się w przedziale $[-0,38; -0,57]$. Ponadto zmienna X_9 była istotna tylko w modelu dla $j = 1$, natomiast zmienna X_8 – we wszystkich modelach.

Można zatem sądzić, że na prawdopodobieństwo braku wyposażenia we wszystkie rozważane dobra trwałego użytku istotnie oddziaływał fakt posiadania co najmniej czworga dzieci. Natomiast powierzchnia użytkowanego gospodarstwa w sposób istotny wpływała na rozważane prawdopodobieństwa, ale wpływ ten nie był jednakowy na wszystkich etapach na ścieżce nabywania dóbr.

5. Podsumowanie i wnioski

Przeprowadzenie analizy modeli logitowych doprowadziło do sformułowania następujących wniosków⁷:

- Poziom wykształcenia głowy gospodarstwa domowego determinował ryzyko znalezienia się w sferze ubóstwa. Lepszemu wykształceniu częściej towarzyszyło bardzo dobre wyposażenie gospodarstw w dobra trwałego użytku.
- Gospodarstwa domowe kierowane przez osoby młode (mające co najwyżej 35 lat), w porównaniu z gospodarstwami, w których głowę stanowiła osoba dojrzała bądź starsza (powyżej 35 lat), były mniej narażone na ubóstwo polegające na braku wyposażenia w samochód osobowy, pralkę automatyczną, telefon komórkowy i urządzenie do odbioru TV satelitarnej lub kablowej.
- Gospodarstwa, których mieszkania cechowały się wyższym standardem instalacji sanitarnych (ciepła bieżąca woda i łazienka) częściej posiadały rozważane w pracy cztery dobra trwałego użytku w porównaniu z gospodarstwami bez wyposażenia w te instalacje.
- Wzrost liczby osób w gospodarstwie domowym początkowo wpływał na zmniejszenie się prawdopodobieństwa znalezienia się w sferze ubóstwa, po czym, po osiągnięciu pewnego poziomu, zwiększał to prawdopodobieństwo.
- Gospodarstwa domowe z jednym dzieckiem w porównaniu z innymi gospodarstwami rzadziej wykazywały brak wszystkich czterech dóbr trwałego użytku.
- Im większa powierzchnia, tym większe było prawdopodobieństwo znalezienia się na wyższym etapie na ścieżce nabywania dóbr trwałego użytku.

⁷ Przy założeniu *ceteris paribus*.

Analiza ubóstwa według kolejności nabywania dóbr trwałego użytku dostarczyła częściowo innych informacji niż analiza sytuacji dochodowej w gospodarstwach domowych rolników. Niektóre zmienne, jak poziom wykształcenia głowy rodziny czy powierzchnia użytków rolnych, wpływają istotnie na ryzyko znalezienia się w sferze ryzyka subiektywnego, jak i obiektywnego, jednowymiarowego i wielowymiarowego (por. [Dudek 2007]). Inne, jak wiek głowy rodziny, są charakterystyczne jedynie dla analizy na podstawie kolejności nabywania dóbr.

Literatura

- Agresti A. (2001), *An Introduction to Categorical Data Analysis*, Wiley&Sons Inc., New York.
- Borooah V.K. (2001), *Logit and Probit: Ordered and Multinomial Models*, „Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Science” nr 07-138, Thousand Oaks.
- Budżety gospodarstw domowych w 2003* (2004), GUS, Warszawa.
- Deutsch J., Silber J. (2007), *The Order of Acquisition of Durable Goods and the Multidimensional Measurement of Poverty*, [w:] *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement*, red. N. Kakwani, J. Silber, Macmillan, Palgrave.
- Dudek H. (2007), *An Identification of Farmers' Households in Danger of Poverty on the Ground of Ordered Logit Model*, [w:] *Taksonomia 14*, red. K. Jajuga, M. Walesiak, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu nr 1169, AE, Wrocław, s. 367-175.
- Gruszczyński M. (2000), *Dobór zmiennych objaśniających do modelu logitowego*, „Przegląd Statystyczny” nr 47, s. 175-186.
- Long J.S., Freese J. (2001), *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, Stata Press Publication, College Station, Texas.
- Panek T. (2004), *Ubóstwo i nierówność*, [w:] *Statystyka społeczna*, red. T. Panek, A. Szulc, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Panek T. (1991), *Demographic and Socio-economic Determinants of Poverty: Case Study of Poland*, [w:] *Poverty Measurement for Economies in Transition in Eastern European Countries*, Polish Statistical Association, Warsaw.
- Paroush, J. (1965), *The Order of Acquisition of Consumer Durables*, „Econometrica”, vol. 33, s. 225-235.

MULTIDIMENSIONAL ASPECTS OF POVERTY – STATISTICAL ANALYSIS OF DURABLE GOODS IN FARMERS' HOUSEHOLDS

Summary

Multidimensional aspects of poverty based on the concept of order of acquisition of durable goods is undertaken in this paper. The idea is that in general households acquire durable goods in a given order which reveals information on their wealth. In order to derive the impact of various explanatory variables on the degree of deprivation of the farmers' households ordered logit models were applied. The empirical analyses were based on the Household Budget Survey carried out by the Central Statistical Office in 2003.