

STATYSTYCZNA ANALIZA SUBIEKTYWNEJ OCENY DOCHODÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH ROLNIKÓW

Hanna Dudek

Katedra Ekonometrii i Statystyki Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego
w Warszawie

Kierownik: dr hab. Zbigniew Binderman, prof. SGGW

Słowa kluczowe: dochód, gospodarstwa domowe rolników, skale ekwiwalentności, uporządkowane modele logitowe i probitowe

Key words: income, farmers' households, equivalence scales, ordered logit and probit models

S y n o p s i s. W opracowaniu podjęto temat określenia skal ekwiwalentności dla gospodarstw domowych rolników. Skale te są parametrami obliczanymi w celu ustalenia wpływu na koszty utrzymania składu demograficznego gospodarstwa. Przedstawiono wyniki oszacowań skal ekwiwalentności określonych na podstawie subiektywnej oceny dochodów gospodarstw. Ponadto, określono determinanty subiektywnej oceny dochodów gospodarstw domowych rolników.

WSTĘP

W badaniach dotyczących dobrobytu gospodarstw domowych coraz częściej uwzględnia się subiektywne odczucia na temat osiąganego poziomu życia. O jakości życia stanowi bowiem nie tylko byt materialny, ale i sposób postrzegania własnej sytuacji. W pracy dokonano statystycznej analizy subiektywnej percepcji jednego z jej aspektów, jakim są dochody.

Przy porównywaniu poziomu życia rzadko wykorzystuje się dochody przypadające na gospodarstwo. Dochody te bowiem mają zupełnie inną wartość realną dla gospodarstw jedno i wieloosobowych. Często więc w celach porównawczych rozważa się dochody przypadające na jedną osobę. Takie podejście także budzi zastrzeżenia z uwagi na fakt nieproporcjonalnego rozkładania się wielu wydatków na poszczególnych członków gospodarstwa. Dotyczy to głównie kosztów związanych z utrzymaniem mieszkania czy samochodu. Wydatki te są w pewnej części niezależne od liczby osób w gospodarstwie. Ze względu zatem na różne stałe pozycje kosztów utrzymania, poziom niezbędnych wydatków przypadających na jedną osobę w gospodarstwach wieloosobowych jest niższy niż w gospodarstwach jednoosobowych. Dlatego też w analizach porównawczych dochodów stosuje się skale ekwiwalentności. Skale te są parametrami obliczanymi w celu ustalenia wpływu na koszty utrzymania składu demograficznego gospodarstwa domowego [Szulc 2007]. Należy podkreślić, że wybór skali ekwiwalentności ma wpływ na wielkość wskaźników ubóstwa oraz mierników nierówności dochodowych.

W standardowych analizach Główny Urząd Statystyczny stosuje tak zwaną oryginalną skalę OECD¹, w której wagę 1 przypisuje się pierwszej osobie dorosłej w gospodarstwie domowym, wagę 0,7 każdej następnej osobie dorosłej oraz wagę 0,5 każdemu dziecku (tj. osobie do 14. roku życia). Na przykład, gospodarstwu małżeństwa z trojgiem małych dzieci odpowiada 3,2 (1+0,7+3 · 0,5) jednostek ekwiwalentnych. Dochody danego gospodarstwa domowego podzielone przez liczbę jednostek ekwiwalentnych nazywa się dochodami ekwiwalentnymi. Dochody te służą do porównywania zamożności gospodarstw domowych.

Skale OECD nie uwzględniają w wystarczającym stopniu kwestii ekonomii skali. Zwiększenie potrzeb będących wynikiem dodatkowej osoby często nie zależy od wielkości gospodarstwa domowego. Na przykład, jeśli do gospodarstwa domowego osoby samotnej dołącza osoba dorosła, wówczas wg oryginalnej skali OECD, potrzeby gospodarstwa wzrastają o 70%. Powiększenie takiego dwuosobowego gospodarstwa o kolejną osobę dorosłą znów spowoduje ponownie zwiększenie potrzeb o 70% w stosunku do gospodarstwa domowego osoby samotnej, itd. Do skal, które uwzględniają efekt skali gospodarstw domowych zaliczyć można skalę zaproponowaną przez grupę naukowców skupionych wokół projektów LIS (ang. *Luxembourg Income Study*) określonej jako:

$$S_{LIS} = \sqrt{n} \quad (1)$$

gdzie:

n – liczba osób w gospodarstwie domowym.

Rozważając ponownie przykład gospodarstwa domowego osoby samotnej, do którego dołącza osoba dorosła, wnioskuje się, że potrzeby gospodarstwa wzrastają o 41%. Po kolejnym powiększeniu dwuosobowego gospodarstwa o osobę dorosłą, potrzeby wzrastają jedynie o 32% w stosunku do gospodarstwa domowego osoby samotnej, itd. W przypadku skali LIS zatem bezwzględny wzrost potrzeb maleje wraz z powiększaniem się gospodarstwa domowego.

Przytoczone skale OECD oraz skale LIS są przykładami tzw. skal normatywnych, ustalanych przez ekspertów na podstawie ekonomicznej analizy dotyczącej norm spożycia oraz intuicyjnych przekonań analityków proponujących dany typ skali. Podstawową ich wadą jest arbitralność, natomiast niewątpliwą zaletę stanowi prosty sposób ich wyznaczania. Innym typem skal są tzw. skale empiryczne, do określania których wykorzystuje się informacje na temat zachowań konsumpcyjnych gospodarstw domowych, ich deklaracji dochodowych lub subiektywnej oceny zamożności. W pracy podjęto próbę oszacowania takich skal metodami statystycznymi. Wykorzystano przy tym dane dotyczące subiektywnej oceny dochodów. Metoda ta nie była dotychczas stosowana w odniesieniu do gospodarstw domowych rolników w Polsce.

Zagadnieniem ściśle związanym z oszacowaniem skal ekwiwalentności jest wyznaczenie czynników determinujących subiektywną ocenę zamożności. Znajomość tych czynników umożliwia analizę postrzegania własnej sytuacji dochodowej w zależności od różnorodnych cech gospodarstw domowych.

Reasumując, celem pracy jest wyznaczenie skal ekwiwalentności oraz określenie determinant subiektywnej oceny dochodów gospodarstw domowych rolników.

¹ Oprócz oryginalnej skali OECD wykorzystuje się tzw. zmodyfikowaną skalę, gdzie drugiej i każdej następnej osobie dorosłej w gospodarstwie domowym przypisuje się wagę 0,5, a dzieciom – 0,3.

DANE EMPIRYCZNE

W pracy wykorzystano dane pochodzące z badań budżetów gospodarstw domowych w 2006 roku, przeprowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny metodą rotacji całkowitej miesięcznej, o cyklu kwartalnym. Określenie „rotacja miesięczna” oznacza, że w każdym miesiącu w badaniu uczestniczyły inne gospodarstwa domowe. W tzw. miesiącu badania gospodarstwo notowało swoje przychody i rozchody w specjalnych zeszytach, zwanych książeczkami budżetowymi. „Rotacja całkowita” oznacza, że wymianie podlegały wszystkie gospodarstwa domowe uczestniczące w badaniu w danym okresie. Pojęcie „cyklu kwartalnego” odnosi się do faktu przeprowadzania dodatkowego wywiadu² z gospodarstwami domowymi badanymi w poszczególnych miesiącach kwartału kalendarzowego na koniec kwartału [Metodyka ... 1999].

W 2006 r. badaniami objęto 37 508 gospodarstw domowych, w tym 2276 gospodarstw domowych rolników, tzn. gospodarstw, w których wyłącznym lub głównym źródłem utrzymania był dochód z użytkowanego gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie³. Dodatkowym źródłem utrzymania tych gospodarstw mogła być emerytura, renta lub inne źródło niezarobkowe, praca najemna, praca na własny rachunek, bądź wykonywanie wolnego zawodu. Oznacza to, że dochód uzyskiwany ze źródeł dodatkowych był niższy od dochodów uzyskiwanych z gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie.

W kwestionariuszach stosowanych w badaniach budżetów gospodarstw domowych uwzględniono m.in. pytanie dotyczące subiektywnego postrzegania swojej sytuacji dochodowej następującej treści: „Czy z aktualnym dochodem Pana(i) gospodarstwo domowe wiąże koniec z końcem: 1 – z wielką trudnością, 2 – z trudnością, 3 – z pewną trudnością, 4 – raczej łatwo, 5 – łatwo, 6 – bardzo łatwo”. Osoba zwana „głową gospodarstwa domowego” dokonywała wyboru jednej z powyższych sześciu możliwości.

W tabeli 1 przedstawiono podstawowe informacje dotyczące oceny własnych dochodów przez gospodarstwa domowe w 2006 r. Sytuację gospodarstw domowych rolników porównano z sytuacją w zbiorowości ogółu badanych 37 508 gospodarstw. Z aktualnym dochodem z wielką trudnością koniec z końcem wiązało 8,7% gospodarstw domowych rolników oraz 14,1% gospodarstw ogółem. Relatywnie lepsza sytuacja analizowanych gospodarstw w stosunku do ogółu odnosiła się także do oceny określanej jako trudna. Niemal połowa gospodarstw domowych rolników oraz nieco ponad 40% ogółu gospodarstw deklarowało, że z pewną trudnością wiązało koniec z końcem. Jako dobrą swoją sytuację dochodową oceniło 20% gospodarstw rolni-

Tabela 1. Odsetek gospodarstw domowych z różnym poziomem subiektywnych ocen własnych dochodów

Z aktualnym dochodem gospodarstwo wiązało koniec z końcem	Kategoria	Odsetek gospodarstw domowych rolników [%]	Odsetek gospodarstw domowych ogółem [%]
Z wielką trudnością	j=1	8,7	14,1
Z trudnością	j=2	18,2	20,4
Z pewną trudnością	j=3	49,1	41,1
Raczej łatwo	j=4	20,0	29,1
Łatwo	j=5	3,3	4,3
Bardzo łatwo	j=6	0,7	1,0

Źródło: obliczenia własne.

² Wywiad ten dotyczył m.in. wyposażenia gospodarstwa w przedmioty trwałego użytkowania oraz tzw. wydatków rzadkich występujących w danym kwartale (także poza okresem zapisów w książeczkach budżetowych).

³ Budżety gospodarstw domowych w 2006 roku, GUS, Warszawa 2007.

ków oraz niemal 30% gospodarstw ogółem. Bardzo łatwo lub łatwo wiązało koniec z końcem jedynie 4% gospodarstw domowych rolników oraz 5,3% gospodarstw ogółem.

METODYKA

W celu analizy subiektywnej oceny dochodów gospodarstw domowych w pracy zastosowano skalę potęgową postaci:

$$S = n^e \quad (2)$$

gdzie: $e \in [0; 1]$.

Prosta konstrukcja skal potęgowych sprawia bowiem, że skale te można wykorzystać do przybliżania innych typów skal [Buhmann i in. 1988, Kot 2000]. Parametr e nazywany jest elastycznością ekwiwalentności [Buhmann i in. 1988] lub elastycznością skali ekwiwalentności ze względu na liczbę osób w gospodarstwie [Kot 2002]. Dzieląc dochód gospodarstwa przez wartość skali w przypadku $e = 0$ otrzymuje się dochód gospodarstwa domowego, a w przypadku $e = 1$ – dochód na osobę. Zasadniczym problemem w przypadku tych skal jest dobór parametru e . Może on być wybrany *ad hoc*, np. w skali LIS przyjęto $e = 0,5$ argumentując ten wybór kompromisem między skrajnymi wartościami 0 i 1 [Johnson, Smeeding, Torrey 2005]. W pracy podjęto próbę oszacowania parametru elastyczności ekwiwalentności metodami ekonometrycznymi.

Zakładając, że satysfakcja z osiąganego dochodu jest ciągłą zmienną ukrytą, można rozważyć model postaci [Schwarze 2003]:

$$u^* = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y + \alpha_n \ln n + \sum_{k=1}^K \gamma_k s_k \quad (3)$$

gdzie:

u^* – satysfakcja z osiąganego dochodu⁴,

y – miesięczne dochody lub całkowite wydatki gospodarstwa domowego⁵,

n – liczba osób w gospodarstwie domowym,

s_k – k -ta zmienna kontrolna⁶, $k = 1, \dots, K$; odnosząca się np. do cech socjodemograficznych (takich jak płeć, poziom wykształcenia, wiek, status cywilny), do miejsca zamieszkania, itp.

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_n, \gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_K$ – parametry.

Ponieważ

$$\alpha_1 \ln y + \alpha_n \ln n = \ln \frac{y^{\alpha_1}}{n^{-\alpha_n}} = \alpha_1 \ln \frac{y}{n^{-\alpha_n / \alpha_1}} \quad (4)$$

⁴ Zmienna u^* jest zmienną nieobserwowalną. Można zaobserwować jedynie poziom satysfakcji u mierzony na skali porządkowej od 1 do 6.

⁵ W cytowanej pracy Schwarze'a zmienna y odnosi się do dochodów gospodarstwa domowego. Podejście to nie było możliwe do zastosowania w prezentowanym tu opracowaniu, bowiem w analizowanej próbie, z uwagi na sezonowość produkcji rolniczej, część gospodarstw domowych rolników w badanych miesiącach osiągała ujemne dochody rozporządzalne. Dlatego też w analizie tej zamiast miesięcznych dochodów rozważono miesięczne wydatki gospodarstwa domowego na towary i usługi konsumpcyjne.

⁶ W badaniach socjologicznych przez zmienne kontrolne rozumie się dodatkowe pośredniczące zmienne, które objaśniają kształtowanie się analizowanego zjawiska.

to elastyczność ekwiwalentności e może być wyznaczona na podstawie parametrów modelu (3) w następujący sposób:

$$e = \frac{\alpha_n}{\alpha_1} \quad (5)$$

Poniżej przedstawiono metodę estymacji parametrów modelu (3). Do estymacji parametrów modelu wykorzystano metody wielomianowych modeli kategorii uporządkowanych [Gruszczyński 2002]. Ogólna postać tych modeli jest następująca:

$$u_i^* = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + e_i \quad (6)$$

gdzie:

u_i^* – zmienna ukryta odnosząca się do satysfakcji z dochodu i -tego gospodarstwa,

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

\mathbf{x}_i – wektor wierszowy wartości zmiennych objaśniających dla i -tego gospodarstwa⁷,

ε_i – składnik losowy.

W powyższym podejściu ciągła zmienna ukryta u^* jest dyskretyzowana przez zbiór wartości progowych $\delta_0, \delta_1, \dots, \delta_m$, co prowadzi do zmiennej skategoryzowanej u określonej jako: $u_i = j^*$, jeśli $\delta_j < u_i^* \leq \delta_{j+1}$, przy czym: $-\infty = \delta_0 < \delta_1 < \dots < \delta_m < \delta_{m+1} = \infty$. Prawdopodobieństwa $P(u_i = j | \mathbf{x}_i)$ w uporządkowanym modelu można określić jako: $P(u_i = j | \mathbf{x}_i) = F(\delta_j - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}) - F(\delta_{j-1} - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})$, dla $j = 1, 2, \dots, m$, gdzie F jest dystrybuantą składnika losowego ε .

W zastosowaniach zwykle wykorzystuje się następujące modele [Agresti 2001, Borooah 2001]:

– uporządkowany model logitowy, w którym $F(z) = \Lambda(z) = \frac{1}{1 + \exp(-z)}$ (7)

– uporządkowany model probitowy, w którym $F(z) = \Phi(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt$ (8)

gdzie: $z_i = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}$

Efekt marginalny związany ze zmianą danej zmiennej x_l zależy od poziomu wszystkich zmiennych objaśniających:

– $\frac{\partial P(y_i = 1 | \mathbf{x})}{\partial x_l} = -\beta_l f(\delta_1 - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})$ (9)

– $\frac{\partial P(y_i = j | \mathbf{x})}{\partial x_l} = \beta_l (f(\delta_j - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}) - f(\delta_{j-1} - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}))$ dla $1 < j < m$ (10)

– $\frac{\partial P(y_i = m | \mathbf{x})}{\partial x_l} = \beta_l f(\delta_m - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})$ (11)

gdzie:

f – gęstość rozkładu logistycznego lub standardowego rozkładu normalnego,

β_l – l -ta współrzędna wektora $\boldsymbol{\beta}$, $l=1, 2, \dots, L$, L – liczba zmiennych objaśniających.

Ponieważ wartości funkcji gęstości rozkładów logistycznego i normalnego są zawsze dodatnie, to wraz ze zwiększeniem wartości zmiennej x_l :

⁷ Wektor zmiennych objaśniających \mathbf{x} obejmuje zmienne y , n oraz s_1, s_2, \dots, s_k .

⁸ W tej pracy $j = 1, 2, 3, 4, 5, 6$ odpowiada kategoriom określonym w tabeli 1.

⁹ Więcej informacji na temat własności wielomianowych modeli kategorii uporządkowanych można znaleźć m.in. w pracy [Dudek 2007].

- prawdopodobieństwo $P(y_i = 1|\mathbf{x})$ zmniejsza się, jeśli parametr β_j jest dodatni oraz zwiększa się, gdy parametr β_j jest ujemny, *ceteris paribus*,
- na podstawie znaku parametru β_j nie można określić kierunku zmian prawdopodobieństwa $P(y_i = j|\mathbf{x})$, dla $1 < j < m$, *ceteris paribus*,
- prawdopodobieństwo $P(y_i = m|\mathbf{x})$ zwiększa się, jeśli parametr β_j jest dodatni oraz zmniejsza się, gdy parametr β_j jest ujemny, *ceteris paribus*.

Do estymacji parametrów modelu wykorzystuje się metodę największej wiarygodności. W celu właściwego doboru zmiennych objaśniających do rozważanego w pracy modelu, 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, jednakże 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. Do porównania modeli z różnym zestawem zmiennych objaśniających w modelach, których parametry można oszacować metodą największej wiarygodności, zastosowano kryteria informacyjne Akaike'a i Schwarza [Agresti 2001]:

$$\text{– Akaike'a}^{10}: AIC = \frac{-2 \ln L}{N} + \frac{2p}{N} \quad (12)$$

$$\text{– Schwarza}^{11}: BIC = \frac{-2 \ln L}{N} + \frac{p \cdot \ln N}{N} \quad (13)$$

gdzie:

p – liczba parametrów do oszacowania,

N – liczebność próby.

Zaletą wykorzystania kryteriów Akaike'a i Schwarza jest możliwość porównania modeli niezagnieżdżonych [Long, Freese 2001]. Wybór dokonywany jest na podstawie porównania logarytmu wiarygodności poszczególnych modeli, skorygowanego o liczbę szacowanych parametrów i liczbę obserwacji. Jeśli zwiększa się liczbę zmiennych objaśniających, to wartość funkcji wiarygodności rośnie, zatem AIC oraz BIC uwzględniają kompromis pomiędzy „oszczędnością” uwzględnionych parametrów a precyzją oszacowania.

Do weryfikacji założenia, że parametry modelu $\beta_1 \dots \beta_k$ nie zależą od kategorii j , wykorzystano statystykę ilorazu wiarygodności [Borooah 2001]:

$$LR_{om} = -2(\ln \hat{L}_o - \ln \hat{L}_m) \quad (14)$$

gdzie:

$\ln \hat{L}_o$ oraz $\ln \hat{L}_m$ – odpowiednio maksymalne wartości logarytmu funkcji wiarygodności dla uporządkowanego oraz wielomianowego (nieuporządkowanego) modelu. 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 (w porównaniu z modelem nieuporządkowanym) nie był odpowiednim modelem dla analizowanych danych empirycznych.

¹⁰ Porównując dwa modele, preferuje się model z mniejszą wartością AIC.

¹¹ Wybiera się model z mniejszą wartością BIC.

WYNIKI BADAŃ

Z uwagi na fakt, że odsetek gospodarstw domowych rolników oceniających, że z aktualnymi dochodami było im bardzo łatwo wiązać koniec z końcem nie przekraczał 1%, to gospodarstwa te połączono z grupą tych, którym łatwo przychodziło wiązanie końca z końcem. Ostatecznie zatem rozpatrywano nie 6, lecz 5 kategorii odpowiedzi.

Oszacowano wiele modeli z różnymi zestawami zmiennych objaśniających. Przy wyborze rozwiązania, prezentowanego w tabeli 2, kierowano się kryteriami informacyjnymi Akaike'a i Schwarza.

Tabela 2. Wyniki estymacji

Zmienna objaśniająca	Model logitowy		Model probitowy	
	ocena parametru	błąd standardowy	ocena parametru	błąd standardowy
Lnn	-0,5309	0,0996	-0,3060	0,0561
Lny	0,9067	0,0864	0,5192	0,0480
Wykształcenie co najmniej średnie GGD	0,6003	0,1207	0,3482	0,0685
Wykształcenie zawodowe GGD	0,2749	0,0988	0,1575	0,0563
Wykształcenie co najwyżej gimnazjalne GGD*	-	-	-	-
Płeć GGD**	-0,3642	0,1077	-0,2025	0,0621
Wiek GGD	-0,0775	0,0227	-0,0470	0,0127
Kwadrat wieku GGD	0,0007	0,0002	0,0004	0,0001
Powierzchnia gospodarstwa rolnego w ha	0,0326	0,0034	0,0183	0,0018

* rozważono trzy poziomy wykształcenia: co najmniej średnie, zawodowe i co najwyżej gimnazjalne. Do skwantyfikowania tej cechy wykorzystano zmienne zerowejedynkowe. W celu uniknięcia współliniowości podczas estymacji pominięto zmienną odnoszącą się do wykształcenia co najwyżej gimnazjalnego, ** zmienna „Płeć GGD” przyjmuje wartość 1, jeśli głową gospodarstwa domowego (GGD) była kobieta oraz wartość 0, gdy głową był mężczyzna, symbol n – liczba osób w gospodarstwie domowym, y – miesięczne wydatki na towary i usługi konsumpcyjne.

Źródło: obliczenia własne wykonane w programie STATA.

Dla modelu logitowego $LR_{om} = 31,2899$ (wartość p wynosi 0,1455), zaś dla modelu probitowego $LR_{om} = 19,8801$ (wartość p jest równa 0,7035), co świadczy o tym, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że wielomianowe modele kategorii uporządkowanych mogą być zastosowane do analizy zagadnienia satysfakcji z dochodów rozważanej próby gospodarstw domowych rolników. Wartości kryteriów informacyjnych dla prezentowanych w tabeli 2 wyników wynoszą: dla modelu logitowego – AIC = 2,4806, BIC = 2,5108, zaś dla probitowego – AIC = 2,4758, BIC = 2,5060.

Na podstawie znaków ocen parametrów modeli można wnioskować o kierunku zmian prawdopodobieństwa, że gospodarstwo domowe z aktualnym dochodem z trudem wiązało koniec z końcem. Przy założeniu *ceteris paribus*, prawdopodobieństwo to:

- zwiększało się wraz ze wzrostem liczby osób w gospodarstwie domowym,
- zmniejszało się, jeśli zwiększały się wydatki na towary i usługi konsumpcyjne,
- było mniejsze, gdy głową gospodarstwa domowego legitymowała się wykształceniem co najmniej średnim lub zasadniczym niż w sytuacji, gdy głową gospodarstwa posiadała co najwyżej wykształcenie gimnazjalne,
- było większe dla gospodarstw domowych kierowanych przez kobiety w stosunku do tych, w których głową gospodarstw byli mężczyźni,
- początkowo zwiększało się wraz ze wzrostem wieku głowy gospodarstwa domowego, po czym po przekroczeniu pewnego progu (ok. 55-59 lat) zmniejszało się,

- ulegało zmniejszeniu wraz ze zwiększaniem się powierzchni użytkowanego gospodarstwa rolnego.

Elastyczność ekwiwalentności dla modelu logitowego wynosi 0,5855, przy błędzie standardowym równym 0,1003, zaś dla modelu probitowego: 0,5894 z błędem 0,0994. Na podstawie wzoru (2) określono skale dla kilku przykładowych typów demograficznych gospodarstw domowych. W tabeli 3 zaprezentowano wyniki dla oszacowanej skali, przyjmując zaokrągloną wartość $e = 0,59$. Otrzymane wyniki porównano ze skalami OECD i LIS.

Wydaje się, że oszacowane skale przyjmują rozsądne wartości. Generalnie, wartości te kształtują się pomiędzy skalami OECD.

Na przykład, dla gospodarstwa składającego się z dwóch osób dorosłych i dwojga dzieci szacowana wartość skali wynosi 2,27, podczas gdy wg oryginalnej skali OECD jest równa 2,70, zaś wg zmodyfikowanej skali OECD – 2,10. Natomiast porównując oszacowane skale ze skalami LIS, można stwierdzić, że skale LIS są zawsze niższe.

Tabela 3. Porównanie otrzymanych skal ze skalami OECD i LIS

Liczba dorosłych w gospodarstwie	Liczba dzieci w gospodarstwie	Oszacowana skala	Skala LIS	Oryginalna skala OECD	Zmodyfikowana skala OECD
1	0	1,00	1,00	1,00	1,00
2	0	1,51	1,41	1,70	1,50
3	0	1,91	1,73	2,40	2,00
1	1	1,51	1,41	1,50	1,30
2	1	1,91	1,73	2,20	1,80
3	1	2,27	2,00	2,90	2,30
1	2	1,91	1,73	2,00	1,60
2	2	2,27	2,00	2,70	2,10
3	2	2,58	2,24	3,40	2,60
1	3	2,27	2,00	2,50	1,90
2	3	2,58	2,24	3,20	2,40
3	3	2,88	2,45	3,90	2,90

Źródło: obliczenia własne.

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

W opracowaniu przedstawiono wyniki oszacowań skal ekwiwalentności dla gospodarstw domowych rolników. Ponadto, określono determinanty subiektywnej oceny dochodów – liczbę osób w gospodarstwie domowym, wydatki na towary i usługi konsumpcyjne, wykształcenie, płeć i wiek głowy gospodarstwa domowego oraz powierzchnię użytkowanego gospodarstwa rolnego.

Aktualnie wykorzystywane przez GUS skale OECD nie uwzględniają w wystarczającym stopniu efektu skali. Ich zastosowanie dla zwykle wieloosobowych gospodarstw domowych rolników może budzić wątpliwości. Proponowanym w tym opracowaniu rozwiązaniem jest rozważenie skal potęgowych. Na podstawie wyestymowanych parametrów uporządkowanych modeli logitowych i probitowych określono elastyczność ekwiwalentności. Stwierdzono, że dla danych z 2006 roku skalę ekwiwalentności można wyznaczyć podnosząc wartość odpowiadającą liczbie osób w gospodarstwie domowym do potęgi 0,59. To oznacza, że w celu osiągnięcia takiego samego poziomu satysfakcji z dochodów jak gospodarstwo jednoosobowe, gospodarstwo domowe rolników składające z dwóch osób powinno być w 2006 r. dochody większe o ok. 51%, z trzech osób – o ok. 91%, czterech – o ok. 127%, itd.

Z pewnością w celu uzyskania dokładniejszych informacji na temat kształtowania się skal ekwiwalentności należałoby uwzględnić m. in. dodatkowo liczbę i wiek dzieci pozostających w gospodarstwie domowych. Takie analizy powinny stać się przedmiotem badań w przyszłości.

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, Thousand Oaks.
- Budżety gospodarstw domowych w 2006. 2007: GUS, Warszawa.
- Buhmann B., Rainwater L., Schmaus G., Smeeding T.M. 1988: Equivalence scales well-Being, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) Database. *Review of Income and Wealth*, nr 34, str. 115-142.
- Dudek H. 2007: An identification of farmers' households in danger of poverty on the ground of ordered logit model. [W:] K. Jajuga i M. Walesiak (red.). Taksonomia 14. Wyd. Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław, str. 367-175.
- Gruszczyński M. 2002: Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości. Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Johnson D. S., Smeeding T. M., and Torres B. B. 2005: Economic inequality through the prisms of income and consumption. *Monthly Labor Review*, vol. 128, nr. 4, s. 11-24.
- Kot S.M. 2000: Ekonometryczne modele dobrobytu. PWN, Warszawa-Kraków.
- Kot S. M. 2002: Metodologiczne dylematy pomiaru nierówności dobrobytu. [W:] Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy. Rzeszów.
- Long J. S., Freese J. 2001: Regression models for categorical dependent variables using Stata. Stata Press Publication, College Station, Texas.
- Metodyka badania budżetów gospodarstw domowych. 1999: GUS, 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.
- Schwarze J. 2003: Using panel data on income satisfaction to estimate equivalence scale elasticity. *Review of Income and Wealth*, nr 49, str. 359-372.
- Szulc A. 2007: Dochód i konsumpcja. [W:] Statystyka społeczna, red. T. Panek. PWE, Warszawa.

Hanna Dudek

THE STATISTICAL ANALYSIS OF SUBJECTIVE ASSESSMENT OF INCOME
OBTAINED BY FARMERS' HOUSEHOLDS

Summary

This paper analyses subjective economic welfare in farmers' households. The study is based on the Household Budget Survey carried out by the Central Statistical Office. Subjective measures are estimated using households' answers to questions about the own satisfaction with their financial situation. In the paper we apply methods of estimation of the subjective equivalence scale elasticity by using ordered logit and probit models. Moreover we analyse socio-demographic determinants of subjective poverty.

Adres do korespondencji:
dr Hanna Dudek
Katedra Ekonometrii i Statystyki
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego
ul. Nowoursynowska 159, 02-776 Warszawa
tel. (0 22) 593 41 31
e-mail: hanna_dudek@sggw.pl