

## OCENA TRUDNOŚCI FINANSOWYCH W ZAKRESIE NABYWANIA ŻYWNOSCI – ZASTOSOWANIE MODELU PROBITOWEGO ZE ZMIENNYMI EFEKTAMI

**Hanna Dudek**

Katedra Ekonometrii i Statystyki

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

e-mail: hanna\_dudek@sggw.pl

**Streszczenie:** W pracy podjęto temat postrzegania przez gospodarstwa domowe występowania trudności finansowych w zakresie zakupu wystarczającej ilości żywności. W celu identyfikacji determinant tego zjawiska wykorzystano modele probitowe z efektami losowymi. W analizie statystycznej wykorzystano dane z badania „Diagnoza społeczna – warunki i jakość życia Polaków” z lat 2000-2015. Stwierdzono, że oprócz dochodów ekwiwalentnych i miejsca zamieszkania ważną rolę odgrywa typ biologiczny gospodarstwa domowego.

**Słowa kluczowe:** trudności finansowe, żywność, gospodarstwa domowe, model probitowy z efektami losowymi

### WPROWADZENIE

Koncepcja ubóstwa ulega zmianom w czasie – od wąsko rozumianego skrajnego ubóstwa materialnego do podejścia uwzględniającego wiele aspektów deprivacji. Zmiany te znajdują odzwierciedlenie w metodyce opracowania wskaźników ubóstwa [Szukiełojć-Bieńkuńska 2008]. Niezależnie od różnych podejść w pojmowaniu ubóstwa wszystkie jego definicje, formułowane w pracach naukowych oraz dokumentach statystyki publicznej, odnoszą się do niezaspokojenia potrzeb na pożądanym poziomie. W szczególności, uznany ekspert w tej dziedzinie – prof. T. Panek – proponuje przyjęcie definicji, wg której przez ubóstwo rozumie się sytuację, w której jednostka (osoba, rodzina, gospodarstwo domowe) nie dysponuje wystarczającymi środkami finansowymi pozwalającymi na zaspokojenie podstawowych potrzeb [Panek 2014]. Ponieważ potrzeba zapewnienia sobie wyżywienia stanowi jedną z podstawowych potrzeb, to należy

badać stan jej zaspokojenia. W opracowaniu tym podjęto się analizy opinii gospodarstw domowych na temat ich możliwości finansowych zakupu wystarczającej ilości żywności. W analizie statystycznej wykorzystano dane z badania „Diagnoza społeczna – warunki i jakość życia Polaków”.

Cel pracy stanowi identyfikacja cech gospodarstw domowych sygnalizujących trudności finansowe w zakresie nabywania wystarczającej ilości żywności. Do realizacji tego celu wykorzystano modele probitowe dla danych panelowych. W literaturze przedmiotu brakuje tego typu analiz mikroekonometrycznych, dlatego też niniejsza praca stara się wypełnić lukę w tym względzie.

#### BADANIE „DIAGNOZA SPOŁECZNA” JAKO ŹRÓDŁO DANYCH O TRUDNOŚCIACH FINANSOWYCH W ZASPOKOJENIU POTRZEB NA ARTYKUŁY ŻYWNOŚCIOWE

Analizę wykonano na podstawie informacji z badań „Diagnoza społeczna – warunki i jakość życia Polaków” przeprowadzonych w latach 2000-2015. Wykorzystano dane z kwestionariuszy dla gospodarstw domowych. W ramach badań „Diagnozy społecznej” w 2000 r. przebadano 3005 gospodarstw domowych, w 2003 r. – 3961, w 2005 r. – 3851, w 2007 r. – 5532, w 2009 r. – 12380, w 2011 r. – 12381, w 2013 r. – 12352 oraz w 2015 r. – 11740 gospodarstw domowych. Szczegółowe informacje na temat schematu doboru próby, procedury i przebiegu badania można znaleźć w raporcie [Czapiński, Panek 2000-2015].

W kwestionariuszu badania uwzględniono pytanie: *Czy Pana(i) gospodarstwo domowe stać na zakupy wystarczających ilości następujących artykułów żywnościowych? Należy udzielić odpowiedzi niezależnie dla każdego z poniższych artykułów:*

- 1) *warzywa i przetwory warzywne,*
- 2) *owoce i przetwory owocowe,*
- 3) *mięso (w tym drób),*
- 4) *przetwory mięsne i drobiowe,*
- 5) *ryby i przetwory rybne,*
- 6) *masło i inne tłuszcze jadalne,*
- 7) *mleko,*
- 8) *przetwory mleczne,*
- 9) *cukier,*
- 10) *wyroby cukiernicze (słodycze, czekolada itd.).*

Respondenci mieli do wyboru dwie odpowiedzi: tak lub nie [Rada Monitoringu Społecznego 2015]. W niniejszej pracy analizie poddano dane na temat trudności finansowych w zakresie nabywania wystarczającej ilości co najmniej jednego z dziesięciu wyszczególnionych artykułów żywnościowych. W modelowaniu

ekonometrycznym dane takie odpowiadają zmiennej binarnej przyjmującej wartość 1 w sytuacji, gdy takie trudności wystąpiły oraz wartość 0 w sytuacji, gdy gospodarstwo domowe nie sygnalizowało trudności finansowych w nabywaniu któregośkolwiek z artykułów żywnościowych [Dudek i in. 2011]. W celu objaśnienia prawdopodobieństwa wystąpienia analizowanych trudności rozpatrzono różne cechy gospodarstw domowych. Uwzględniono wiele czynników, które w literaturze przedmiotu uznaje się za determinanty ubóstwa ekonomicznego i nierównomierności dochodowych [Phipps 1991, Panek 2006, Rusnak 2012, Sączewska-Piotrowska 2015].

Z uwagi na fakt, że w 2007 r. ponad połowa gospodarstw domowych nie udzieliła odpowiedzi na rozpatrywane pytanie, informacje dotyczące tego roku pominięto w przeprowadzonej w pracy analizie ekonometrycznej. Łącznie dysponowano zatem danymi w postaci niezbilansowanego panelu z 7 lat.

## ZASTOSOWANE METODY

W pracy zastosowano model probitowy z efektami losowymi (ang. random effects probit model), który może być zapisany w następujący sposób [Greene 2012]:

$$y_{it}^* = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_i + \varepsilon_{it}, \quad i=1, \dots, n, \quad t=1, \dots, T_i, \quad (1)$$

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{gdy } y_{it}^* \geq 0 \\ 0 & \text{gdy } y_{it}^* < 0 \end{cases}$$

gdzie:  $\mathbf{x}_{it}$  oznacza wektor wierszowy zmiennych objaśniających odnoszących się do obserwowanych charakterystyk gospodarstw domowych,

$n$  – liczba gospodarstw domowych,

$T_i$  – liczba analizowanych lat dla  $i$ -tego gospodarstwa domowego,  $i=1, \dots, n$ ,

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

$u_i$  – tzw. efekt indywidualny opisujący nieobserwowalne charakterystyki  $i$ -tego gospodarstwa domowego,

$\varepsilon_{it}$  – błąd losowy o standardowym rozkładzie normalnym.

O składnikach  $u_i$  oraz  $\varepsilon_{it}$  zakłada się, że są zmiennymi losowymi spełniającymi warunki:

- $u_i \sim N(0, \sigma_u)$ ;  $\text{cov}(u_i, u_j) = \sigma_u^2$ , jeśli  $i=j$  oraz 0 w przeciwnym przypadku,
- $\varepsilon_{it} \sim N(0, 1)$ ;  $\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 1$  jeśli  $i=j, t=s$  oraz 0 w przeciwnym przypadku,
- $\text{cov}(u_i, \varepsilon_{it}) = 0$ ,
- $u_i$  oraz  $\varepsilon_{it}$  są nieskorelowane z obserwowanymi zmiennymi objaśniającymi.

W konsekwencji przyjętych założeń zmienna losowa  $w_{it}$ , będąca sumą obu składników,  $w_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$ , ma rozkład normalny, przy czym:  $E(w_{it}) = 0$  oraz  $\text{Var}(w_{it}) = 1 + \sigma_u^2$ . Prawdopodobieństwo wystąpienia trudności w zakresie zakupu wystarczającej ilości żywności dla  $i$ -tego gospodarstwa domowego w roku  $t$

o wartościach cech określonych przez wektor  $\mathbf{x}_{it}$  można zatem wyznaczyć ze wzoru [Greene 2012]:

$$P(y_{it} = 1 | \mathbf{x}_{it}) = P(u_i + \varepsilon_{it} > -\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}) = \Phi\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}}{\sqrt{1 + \sigma_u^2}}\right), \quad (2)$$

gdzie  $\Phi$  oznacza dystrybuantę standardowego rozkładu normalnego. Współczynnik autokorelacji dla składnika  $w_{it}$  wyraża się wzorem:

$$\rho = \text{corr}(w_{it}, w_{is}) = \frac{\sigma_u^2}{1 + \sigma_u^2} \quad (3)$$

Testowanie występowania efektów indywidualnych  $u_i$  w modelu (1) polega na weryfikacji hipotezy zerowej  $\rho=0$ , wobec hipotezy alternatywnej  $\rho \neq 0$ . W tym celu może być wykorzystany test ilorazu wiarygodności LR<sup>1</sup> (ang. Likelihood Ratio) [Greene 2015]. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej oznacza zredukowanie modelu probitowego z efektami losowymi do zwykłego modelu probitowego nie uwzględniającego panelowej struktury danych empirycznych. Należy w tym miejscu wspomnieć, że standardowo w ekonometrii do wyjaśniania binarnej zmiennej objaśnianej oprócz modeli probitowych wykorzystuje się modele logitowe. Zastosowanie modeli logitowych z efektami losowymi napotyka jednak na pewne ograniczenia – założenie o rozkładzie logistycznym składnika  $\varepsilon_{it}$  nie implikuje bowiem tego typu rozkładu dla zmiennej losowej  $w_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$ . Ponadto, w analizie danych panelowych oprócz modeli z losowymi efektami można rozpatrywać modele ze stałymi efektami, gdzie dopuszcza się skorelowanie nieobserwowalnych efektów indywidualnych z obserwowanymi zmiennymi objaśniającymi. Jednakże te modele rzadko znajdują zastosowanie w analizie mikrodanych, gdyż nie umożliwiają oszacowania wpływu stałych w czasie obserwowalnych zmiennych objaśniających (np. płci lub rasy) [Verbeek 2008]. Na domiar tego, w procesie estymacji modeli ze stałymi efektami pomijane są te obserwacje, dla których zmienna objaśniana nie zmienia się w czasie<sup>2</sup>. Z wymienionych powodów modele probitowe ze zmiennymi efektami są najczęściej wykorzystywanymi modelami w mikroekonometrycznej analizie danych panelowych.

<sup>1</sup> W teście LR porównywane są logarytmy wiarygodności dla modelu probitowego z efektami losowymi oraz zwykłego modelu probitowego, tzn. takiego, w którym nie występują efekty indywidualne reprezentowane przez składnik  $u_i$ . Podwojona różnica tych logarytmów wiarygodności ma asymptotyczny rozkład  $\chi^2$  z 1 stopniem swobody.

<sup>2</sup> W szczególności, w przeprowadzonej w pracy analizie, w procesie estymacji zostałyby pominięta znaczna część próby odnosząca się do gospodarstw domowych, które nie wykazywały w całym analizowanym okresie żadnych trudności w zakresie nabywania wystarczającej ilości żywności.

## WYNIKI

Na podstawie wstępnej analizy danych stwierdzono, że w latach 2000-2015 znacząco zmniejszył się odsetek gospodarstw domowych, których nie było stać ze względów finansowych na zakup wystarczającej ilości żywności. W 2000 r. gospodarstwa, które wskazały, że nie mogły pozwolić sobie na nabycie artykułów z co najmniej jednej z dziesięciu wyszczególnionych grup, stanowiły 54% ogółu badanych, w 2015 r. zaś – jedynie 18%.

Gospodarstwa domowe oceniały, że najczęściej nie było ich stać na zaspokojenie potrzeb żywnościowych w zakresie ryb i przetworów rybnych (15% gospodarstw w 2015 r. oraz 37% w 2000 r.) i wyrobów cukierniczych (11% gospodarstw w 2015 r. oraz 46% w 2000 r.), najrzadziej zaś – w zakresie mleka (3% gospodarstw w 2015 r. oraz 5% w 2000 r.).

W celu identyfikacji gospodarstw domowych, które wykazywały trudności finansowe w zakupie wybranych artykułów żywnościowych, w modelowaniu ekonometrycznym uwzględniono informacje dotyczące ich miejsca zamieszkania, typu biologicznego gospodarstw domowych oraz miesięcznych dochodów<sup>3</sup>. Ze względu na zmiany w zakresie różnej klasyfikacji dotyczącej przynależności do grupy społeczno-ekonomicznej, cecha ta nie została rozpatrzona w modelowaniu ekonometrycznym. Poza dochodami, pozostałe cechy uwzględnione w charakterze zmiennych objaśniających mają charakter jakościowy. Do ich kwantyfikacji zastosowano zmienne zero-jedynkowe przyjmujące wartość 1, jeśli dany wariant cechy występuje oraz wartość 0, jeśli dany wariant cechy nie występuje. W celu uniknięcia współliniowości w modelu pominięto po jednej zmiennej zero-jedynkowej dla każdej ze zmiennych jakościowych. Wyniki estymacji parametrów modelu probitowego ze zmiennymi efektami przedstawiono w Tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki oszacowań modelu probitowego ze zmiennymi efektami

Zmienna	Oszacowanie parametru	Błąd standardowy
Typ biologiczny gospodarstwa domowego:		
małżeństwa z 1 dzieckiem	-0,13	0,03***
małżeństwa z 2 dzieci	-0,26	0,03***
małżeństwa z 3 i więcej dzieci	-0,16	0,04***
rodziny niepełne	0,24	0,03***
gospodarstwa wielorodzinne	-0,13	0,04***
gospodarstwa jednoosobowe	0,41	0,03***
gospodarstwa nierodzinne wieloosobowe	0,04	0,07
małżeństwa bez dzieci	Ref.	Ref.

<sup>3</sup> Dochody ekwiwalentne oznaczają dochody gospodarstwa domowego w przeliczeniu na 1 jednostkę ekwiwalentną. Takie przeliczenie uwzględnia różnice w kosztach utrzymania wynikające ze różnego składu demograficznego gospodarstw domowych. W badaniu „Diagnoza Społeczna” dochody ekwiwalentne obliczono przy użyciu metody Szulca [2003]. W celu uzyskania porównywalności danych z lat 2000-2015 dochody urealniono do poziomu z 2015 r.

Zmienna	Oszacowanie parametru	Błąd standardowy
Województwo:		
dolnośląskie	-0,04	0,05
kujawsko-pomorskie	-0,07	0,06
lubelskie	0,06	0,05
lubuskie	0,11	0,06*
łódzkie	0,08	0,05
małopolskie	0,06	0,05
mazowieckie	Ref.	Ref.
opolskie	-0,04	0,05***
podkarpackie	0,14	0,06***
podlaskie	-0,20	0,06***
pomorskie	0,08	0,06
śląskie	-0,17	0,05***
świętokrzyskie	0,10	0,06*
warmińsko-mazurskie	0,21	0,06***
wielkopolskie	-0,23	0,05***
zachodnio-pomorskie	0,03	0,06
Klasa miejscowości		
miasto z co najmniej 500 tys. mieszkańców	0,03	0,04
miasto z 200-500 tys. mieszkańców	-0,07	0,04*
miasto z 100-200 tys. mieszkańców	-0,21	0,05***
miasto z 20-100 tys. mieszkańców	-0,02	0,03
miasto z co najwyżej 20 tys. mieszkańców	-0,01	0,03
wieś	Ref.	Ref.
Logarytm naturalny dochodów ekwiwalentnych	-1,40	0,02***
Rok:		
2000	Ref.	Ref.
2003	-0,48	0,02***
2005	-0,56	0,04***
2009	-0,74	0,04***
2011	-0,85	0,04***
2013	-0,87	0,04***
2015	-1,01	0,04***
Stała	0,21	0,06***
$\sigma_u$	0,96	0,02***
$\rho$	0,48	0,01***

Źródło: obliczenia własne wykonane w programie Stata,

\* oznacza istotność na poziomie 0,1, \*\* – na poziomie 0,05, \*\*\* – na poziomie 0,01

Rezultaty dotyczące oszacowań odchylenia standardowego efektów indywidualnych  $\sigma_u$  oraz współczynnika autokorelacji  $\rho$  wskazują na istotność wystąpienia składnika  $u_i$  w modelu (1). Potwierdza to także wynik testu logarytmu wiarygodności: wartość statystyki testowej wynosi LR=3082, co oznacza odrzucenie hipotezy zerowej  $\rho=0$ . Zastosowanie modelu probitowego z efektami losowymi okazało się być zatem bardziej zasadne niż zwykłego modelu probitowego nie uwzględniającego panelowej struktury danych.

Można zaobserwować, że w Tabeli 1 niektóre z parametrów przy zmiennych zero-jedynkowych reprezentujących różne warianty zmiennych jakościowych nie są istotnie różne od zera. Dlatego też, dodatkowo przeprowadzono testy ilorazu wiarygodności LR weryfikujące wpływ typu biologicznego gospodarstw domowych, zamieszkiwanego województwa oraz klasy miejscowości na subiektywną ocenę możliwości finansowych zakupu wystarczającej ilości żywności. Rezultaty tych testów wskazują na istotność każdej z rozpatrywanych jakościowych zmiennych objaśniających (por. Tabela 2).

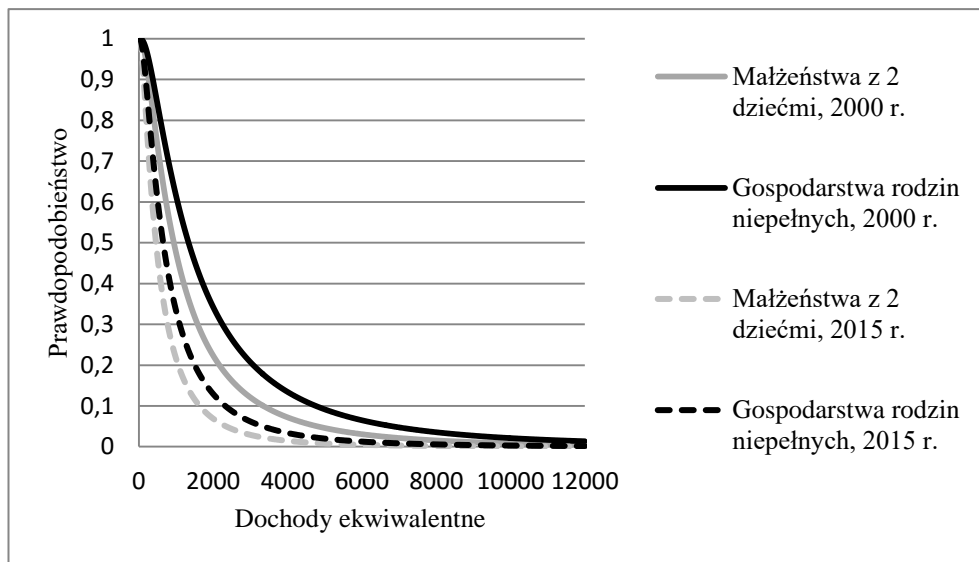
Tabela 2. Wyniki testów LR dla wybranych jakościowych zmiennych objaśniających

Jakościowa zmienna objaśniająca	Wartość statystyki LR	Liczba stopni swobody
Typ biologiczny gospodarstwa domowego	519,17***	7
Województwo	137,18***	15
Klasa miejscowości	25,5 ***	5

Źródło: obliczenia własne wykonane w programie Stata. Oznaczenia – jak w Tabeli 1

Dokonując interpretacji wyników przedstawionych w Tabeli 1, przy założeniu *ceteris paribus*, można stwierdzić, że w odniesieniu do gospodarstw domowych małżeństw bez dzieci gospodarstwa małżeństw z dziećmi oraz gospodarstwa wielorodzinne rzadziej sygnalizowały trudności finansowe w zakresie zakupu wystarczającej ilości żywności, natomiast gospodarstwa jednoosobowe oraz gospodarstwa rodzin niepełnych – częściej. Nie odnotowano statystycznie istotnej różnicy w tym względzie między gospodarstwami domowymi małżeństw bez dzieci a wieloosobowymi gospodarstwami nierodzinnymi. W porównaniu do gospodarstw domowych z województwa mazowieckiego, prawdopodobieństwo negatywnego postrzegania sytuacji finansowej dotyczącej zakupu wystarczającej ilości żywności było istotnie mniejsze w gospodarstwach województw opolskiego, podlaskiego, śląskiego i wielkopolskiego, natomiast istotnie większe prawdopodobieństwo tego zdarzenia dotyczyło gospodarstw z województw podkarpackiego i warmińsko-mazurskiego. W odniesieniu do pozostałych województw nie stwierdzono statystycznie istotnych różnic w tym zakresie. Zaobserwowano, że przy założeniu *ceteris paribus*, z roku na rok zmniejszało się prawdopodobieństwo negatywnej oceny możliwości zakupu wystarczającej ilości żywności. Zgodnie z oczekiwaniami, wzrost dochodów ekwiwalentnych powodował zmniejszenie prawdopodobieństwa subiektywnej percepcji trudności finansowych nabywania żywności. Ilustrację graficzną tych zależności w wybranych grupach gospodarstw domowych przedstawiono na Rysunku 1. Na rysunku tym zaprezentowano dane dotyczące dwóch typów biologicznych gospodarstw domowych zamieszkujących Warszawę.

Rysunek 1. Prawdopodobieństwo wystąpienia subiektywnych trudności finansowych w zakresie zakupu żywności wśród wybranych typów gospodarstw domowych



Źródło: obliczenia własne

Na Rysunku 1 uwzględniono dwa wybrane typy biologiczne gospodarstw domowych: gospodarstwa rodzin niepełnych oraz gospodarstwa małżeństw z dwojgiem dzieci. Można zaobserwować, że np. w sytuacji posiadania dochodów ekwiwalentnych równych 2000 zł<sup>4</sup>, prawdopodobieństwo oszacowane na podstawie wyników estymacji modelu probitowego ze zmiennymi efektami wyniosło:

- dla gospodarstw domowych rodzin niepełnych – 0,34 w 2000 r. i 0,13 w 2015 r.,
- dla gospodarstw domowych małżeństwem z dwojgiem dzieci – 0,22 w 2000 r. i 0,07 w 2015 r.

Przykład ten ilustruje różną percepcję trudności finansowych w zakresie nabywania wystarczających ilości żywności w odmiennych typach biologicznych gospodarstw domowych oraz jej zmianę w 2015 r. w stosunku do 2000 r. Dodatkowo w Tabeli 3 przedstawiono oszacowania prawdopodobieństw wystąpienia trudności finansowych w zakupie żywności w różnych grupach gospodarstw domowych dla dochodów ekwiwalentnych ustalonych na poziomie mediany (1248 zł). Obliczenia zostały wykonane na podstawie wzoru (2), uwzględniając „średni rok” – 2009<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> Dochody urealniono z uwzględnieniem inflacji, tym samym dochody wynoszące 2000 zł w cenach z 2015 r. odpowiadają dochodom równym 1410 zł w cenach z 2000 r.

<sup>5</sup> Kwocie 1248 zł w 2015 r. odpowiada 1125 zł w 2009 r. W obliczeniach zamieszczonych w Tabeli 3 wykorzystano podejście zaprezentowane w pracy [Gibbons i in. 1994].



Tabela 3. Wyniki oszacowań prawdopodobieństw dla wybranych grup gospodarstw domowych o różnym typie biologicznym w 2009 r.

Typ biologiczny gospodarstwa domowego	Woj. wielkopolskie		Woj. warmińsko-mazurskie	
	Miasto 100-200 tys.	Wieś	Miasto 100-200 tys.	Wieś
Małżeństwa bez dzieci	0,17	0,21	0,26	0,31
Małżeństwa z 1 dzieckiem	0,14	0,18	0,23	0,28
Małżeństwa z 2 dziećmi	0,12	0,16	0,20	0,25
Małżeństwa z 3 i więcej dziećmi	0,14	0,18	0,22	0,27
Rodziny niepełne	0,21	0,26	0,31	0,37
Gospodarstwa wielorodzinne	0,14	0,18	0,23	0,28
Gospodarstwa jednoosobowe	0,25	0,30	0,36	0,42
Gospodarstwa nierodzinne wieloosobowe	0,17	0,22	0,27	0,32

Źródło: obliczenia własne

Wyniki zaprezentowane w Tabeli 3 dotyczą „najlepszego” i „najgorszego” województwa ustalonego na podstawie rezultatów estymacji z Tabeli 1. W kwestii wielkości miejscowości zamieszkania, nie można jednoznacznie orzec, że im większa miejscowość, tym mniejsze prawdopodobieństwo wystąpienia trudności finansowych<sup>6</sup>. Na podstawie rezultatów przedstawionych w Tabeli 1 można natomiast stwierdzić, że najbardziej różnią się w tym względzie gospodarstwa domowe z miast o wielkości 100-200 tys. mieszkańców oraz gospodarstwa domowe ze wsi. Dlatego też rozpatrzono te dwie grupy gospodarstw. Z informacji zawartych w Tabeli 3 wynika, że najmniejsze prawdopodobieństwo odnosi się do gospodarstw domowych z dwojgiem dzieci, największe zaś – do gospodarstw jednoosobowych i w następnej kolejności – do gospodarstw rodzin niepełnych.

Uzyskane w tej pracy wyniki porównano z rezultatami prezentowanymi w raportach „Diagnozy Społecznej” sporządzonych dla poszczególnych lat, w których przeprowadzono badanie [Czapiński, Panek 2000-2015]. W raportach tych stwierdzono, że wśród typów biologicznych gospodarstw najczęściej wskazywały na brak środków finansowych na zakup wybranych grup artykułów żywnościowych gospodarstwa domowe rodzin niepełnych oraz gospodarstwa jednoosobowych, co znalazło potwierdzenie w prezentowanych w tej pracy wynikach analizy ekonometrycznej. Biorąc pod uwagę województwo zamieszkania, podobnie jak w tej pracy, w większości raportów „Diagnozy Społecznej” z okresu 2000-2015, wymieniono głównie gospodarstwa z woj. warmińsko-mazurskiego, podkarpackiego oraz także w niektórych latach – z woj. lubelskiego, łódzkiego, świętokrzyskiego i lubelskiego. W kwestii wielkości miejscowości zamieszkania nie odnotowano pełnej zgodności. Autorzy raportów „Diagnozy Społecznej” informują, że gospodarstwa domowe najczęściej zmuszane

<sup>6</sup> Wnioski takie są formułowane zwykle w odniesieniu do prawdopodobieństwa wystąpienia ubóstwa monetarnego [Rusnak 2012].

do rezygnacji ze względów finansowych z zakupu wybranych grup artykułów żywnościowych zamieszkiwały przede wszystkim wsie oraz małe miasta o liczbie 20-100 tys., natomiast wyniki analizy ekonometrycznej wskazują, że w odniesieniu do analizowanego zjawiska, przy założeniu *ceteris paribus*, sytuacja mieszkańców wsi nie była gorsza niż mieszkańców miast z co najmniej 500 tys. mieszkańców<sup>7</sup>.

## PODSUMOWANIE

Potrzeba zapewnienia wyżywienia należy do podstawowych potrzeb związanych z zabezpieczeniem egzystencji, dlatego też konieczne jest badanie stanu jej zaspokojenia oraz jego determinant. W pracy podjęto się analizy zjawiska występowania kłopotów finansowych z zaspokojeniem potrzeb w zakresie zakupu artykułów żywnościowych. W tym celu wykorzystano dane z badania „Diagnoza Społeczna” przeprowadzonego wielokrotnie w latach 2000-2015. Dzięki temu badaniu uzyskano informacje na temat opinii gospodarstw domowych dotyczących ich możliwości finansowych zakupu wystarczającej ilości żywności. W analizie ekonometrycznej zastosowano model zmiennych dwumianowych dla danych panelowych. Metody analizy danych panelowych pozwalają na uwzględnienie nieobserwowalnych efektów indywidualnych gospodarstw domowych. W celu identyfikacji determinant wystąpienia trudności finansowych w zakresie zakupu wystarczającej ilości żywności zastosowano modele probitowe ze zmiennymi efektami. Wyniki estymacji modelu wskazały, że oprócz dochodów ekwiwalentnych ważną rolę odgrywa typ biologiczny gospodarstw domowych oraz ich miejsce zamieszkania.

## BIBLIOGRAFIA

- Czapiński J., Panek T. (red.) (2000-2015) Diagnoza społeczna 2000-2015. [www.diagnoza.com](http://www.diagnoza.com), dostęp w dniu 1.03.2015.
- Dudek H., Krawiec M., Landmesser J. (2011) Podstawy analizy statystycznej w badaniach rynku, Wydawnictwo SGGW.
- Gibbons R. D, Hedeker D., Charles S. C., Frisch P. (1994) Random-effects probit model for predicting medical malpractice claims, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, s. 760–767.
- Greene W.H. (2012) *Econometric analysis*, Pearson Education, Harlow.
- Greene W.H. (2015) *Panel data models for discrete choice*, [w:] *The Oxford handbook for panel data* red. B. Baltagi, Oxford University Press, Oxford.

---

<sup>7</sup> Okazało się, że kluczową rolę w tym względzie odgrywały dochody ekwiwalentne gospodarstw domowych – pominięcie ich w modelu prowadziło do takich wniosków jakie wysnuli autorzy raportu.

- Panek T. (2014) Ubóstwo i wykluczenie społeczne, [w:] Statystyka Społeczna red. T. Panek, PWE, Warszawa.
- Panek T. (2006) Multidimensional fuzzy relative poverty dynamic measures in Poland, w: Fuzzy set approach to multidimensional poverty measurement, red. A. Lemmi, G. Betti, Springer Science Business+Media, LLC, New York, s. 233-256.
- Phipps S. (1991) Regional differences in the incidence of poverty in Canada, Canadian Journal of Regional Science, Vol. 14 (1), s. 47-71.
- Rada Monitoringu Społecznego (2015) Diagnoza społeczna 2000–2015: zintegrowana baza danych, <http://www.diagnoza.com>, dostęp w dniu 1.03.2015.
- Rusnak Z. (2012) Logistic regression model in poverty analyses, Econometrics, Vol. 35 (1), s. 9-23.
- Sączewska-Piotrowska A. (2015) Nierówności dochodowe a typ gospodarstwa domowego w świetle badań panelowych, Studia Ekonomiczne, Nr 232, s. 204-214.
- Szukielójć-Bieńkuńska A. (2008) Pomiar ubóstwa i wykluczenia społecznego w urzędowej statystyce polskiej, [w:] Pomiar ubóstwa, zmiany koncepcji i ich znaczenie red. I. Topińska, Opracowania PBZ, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa.
- Szulc A. (2003) It is possible to estimate reliable equivalence scales, Statistics in Transition, Vol. 6, s. 589-611.
- Verbeek M. (2008) A guide to modern econometrics, Wiley & Sons, Ltd, Chichester.

#### **ASSESSMENT OF FINANCIAL DIFFICULTIES IN FOOD PURCHASE – APPLICATION OF RANDOM EFFECTS PROBIT MODEL**

**Abstract:** In the article the problem of the financial difficulties of households to purchase enough food was undertaken. In order to identify the determinants of this phenomenon random effects probit model was employed. Data came from the research “Social Diagnosis – the conditions and quality of life Poles” conducted in the years 2000-2015. It was found that apart from of equivalent incomes and places of residence important impact had biological types of households.

**Keywords:** financial difficulties, food, households, random effects probit model