

## CZYNNIKI DETERMINUJĄCE SUBIEKTYWNĄ OCENĘ JAKOŚCI ŻYCIA WEDŁUG MODELI LOGITOWYCH

**Beata Kasprzyk**

Katedra Metod Ilościowych i Informatyki Gospodarczej, Uniwersytet Rzeszowski  
e-mail: bkasprzy@ur.edu.pl

**Streszczenie:** Praca przedstawia zastosowanie regresji logitowej w modelowaniu subiektywnych ocen w pomiarze jakości życia. Bazując na danych uzyskanych od gospodarstw domowych woj. podkarpackiego przeprowadzono analizę regresji logitowej. Dokonano estymacji ocen parametrów modeli dla cech związanych z gospodarstwem domowym, które decydują o możliwości wystąpienia pozytywnej lub negatywnej oceny jakości życia w dochodowych grupach kwintylowych. Umożliwiło to porównawczą analizę w grupach kwintylowych w zakresie wpływu określonych determinant decydujących o ocenie jakości życia w gospodarstwach domowych.

**Słowa kluczowe:** jakość życia, regresja logitowa, gospodarstwo domowe, zmienne jakościowe

### WSTĘP

Współcześnie jakość życia rozumiana jest jako kategoria wielowymiarowa i wieloaspektowa – ważna dla jednostki, warstw społecznych i całego społeczeństwa. Poprawa jakości życia oraz ograniczenie nadmiernych różnic w sytuacji materialnej i społecznej różnych grup ludności stanowi podstawowy wyznacznik współczesnych koncepcji rozwoju społeczno-ekonomicznego. Stanowiła ona istotny cel Traktatu z Maastricht (1992 r.) i Traktatu z Lizbony (2007 r.). Wzrost jakości życia jest również jednym z nadrzędnych celów strategii „Europa 2020”. Poprawa jakości życia Polaków jest także głównym celem polskiej Długookresowej Strategii Rozwoju Kraju do 2030 r. oraz Średniookresowej Strategii Rozwoju Kraju 2020 [Panek 2015]. Poprawa jakości życia powinna być zatem ostatecznym celem polityki publicznej, lecz polityka publiczna może dostarczyć najlepszych efektów, jeśli są one oparte na wiarygodnych narzędziach pomiaru.

W nurcie ekonomicznym ważne zagadnienie stanowi pomiar jakości życia. Współcześnie zbieżność poglądów dotyczy tego, iż ów pomiar zdecydowanie powinien obejmować dwa wymiary: obiektywny oraz subiektywny. W słynnym raporcie J.E. Stiglitz, A. Sen, J.P. Fitoussi zalecili konieczność uwzględnienia oprócz obiektywnych, także aspekty subiektywne (tj. czynniki niematerialne) w kwestiach „opisu” dobrobytu jednostki i społeczeństw. Według nich warunki obiektywne, które powinny być brane pod uwagę to m.in. materialne warunki życia, zdrowie, edukacja, aktywność ekonomiczna, czas wolny, relacje społeczne, bezpieczeństwo, prawa jednostki, jakość infrastruktury i środowiska naturalnego. Równocześnie pomiar dobrobytu subiektywnego (z ang. subjective well-being) rozumiany jako dobrostan, powinien obejmować postrzeganą jakość życia, tj. satysfakcję z różnych jego aspektów [Stiglitz i in. 2013].

Podjęcie od strony subiektywnego wymiaru ocen jakości życia ma swoje uzasadnienie. Po pierwsze, celem rozwoju społeczno-ekonomicznego jest satysfakcja jednostki, którą osiąga w wyniku zmian rozwojowych. Najbardziej adekwatnymi miernikami stopnia zadowolenia są oceny dokonywane bezpośrednio przez samych zainteresowanych. Po drugie, często trudne lub niemożliwe jest dokonanie tzw. obiektywnego pomiaru wielu elementów składających się na jakość życia, np. ocena stopnia zaspokojenia potrzeb wyższego rzędu, związanych np. ze stylem życia. Często odczuwany, a nie obiektywny poziom życia, decyduje o postawach i zachowaniach jednostek w sferze życia osobistego i publicznego [cyt. za GUS 2013].

W niniejszych, własnych badaniach, skupiono się na ocenie subiektywnej (postrzeganej przez respondentów) jakości życia, rozumianej jako poziom satysfakcji i zadowolenia, jaki czerpie ze swojego życia widzianego jako całość. Badania empiryczne przeprowadzono w gospodarstwach domowych. Miały one na celu identyfikację czynników skłaniających do oceny pozytywnej lub negatywnej w odniesieniu do własnej jakości życia, dla ściśle określonych skategoryzowanych grup gospodarstw domowych.

Celem pracy jest wskazanie determinant w szacowaniu pomiaru ocen dobrostanu życia, z wykorzystaniem regresji logitowej. Modelowanie logitowe pozwoli rozstrzygnąć, jakie czynniki wpływają na dychotomiczną ocenę jakości życia: zadowolonych i niezadowolonych. Oryginalność zastosowanego podejścia polega na podziale rozpatrywanej zbiorowości gospodarstw domowych na kwintylowe grupy dochodowe. Umożliwi to porównawczą analizę w pięciu różnych grupach dochodowych, w zakresie wpływu głównych determinant decydujących o ocenie jakości życia. Analiza logistyczna pozwoli na oszacowanie ocen parametrów modeli, indywidualną klasyfikację oraz predykcję wystąpienia określonej oceny w zakresie subiektywnej oceny jakości życia.

## MODEL LOGITOWY – DOBÓR ZMIENNYCH

Model dwumianowy, jakim jest model logitowy stosuje się w przypadku wyjaśnienia zmiennej jakościowej  $\mathbf{Y}$  w zależności od poziomu zmiennych egzogenicznych  $\mathbf{X}_k$  (jakościowych bądź ilościowych). Ideą modelu jest poszukiwanie prawdopodobieństwa przyjmowania przez określoną zmienną  $y_i$  jednej z dwóch wartości: 0 lub 1. Zatem dla  $i$  oznaczającego badany przypadek prawdopodobieństwa wynoszą:

$$P(y_i = 1) = p_i, P(y_i = 0) = 1 - p_i \quad (1)$$

Zakłada się, że prawdopodobieństwo jest funkcją wektora zmiennych objaśniających  $\mathbf{x}_i$  oraz wektora parametrów  $\boldsymbol{\beta}$  według wzoru:

$$p_i = P(y_i = 1) = F(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) \quad (2)$$

W modelu logitowym prawdopodobieństwo  $p_i$  odpowiada dystrybucie rozkładu logistycznego [Cramer 2004]:

$$p_i = F(\mathbf{x}_i^T) = \frac{1}{1 + \exp(-\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} = \frac{\exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \quad (3)$$

Wartości funkcji odwrotnej do  $F$  nazywa się logitami. Logit jest logarytmem ilorazu szans zajścia i nie-zajścia zdarzenia, według zależności [Guzik i in. 2004]:

$$F^{-1}(p_i) = \ln \frac{p_i}{1-p_i} \quad (4)$$

W celu identyfikacji czynników wpływających na subiektywne postrzeganie jakości życia, wykorzystano materiał empiryczny uzyskany poprzez badania ankietowe wśród gospodarstw domowych Polski pld.-wschodniej, głównie woj. podkarpackiego w 2012 r.<sup>1</sup>. Ostateczną poprawną próbę badawczą ustalono na poziomie  $n=835$  gospodarstw domowych, co dało liczebność ogółem 3044 osób. W wywiadzie ankietowym pytanie zasadnicze brzmiało: „Czy zadowolony jest Pan/Pani z aktualnej jakości życia gospodarstwa domowego biorąc pod uwagę sytuację materialną, pracę, zdrowie, mieszkanie, styl życia itd.?” Osoba ankietowana mogła odpowiedzieć jednoznacznie: tak albo nie. Ponadto zebrano informacje dotyczące określonych charakterystyk ekonomiczno-społecznych dla każdego gospodarstwa domowego.

W zastosowanych modelach zmienna zależna  $Y$  określała kategorię gospodarstwa domowego jako zadowolone/niezadowolone z osiągniętej jakości życia następująco:  $y_i=0$ , jeżeli  $i$ -te gospodarstwo domowe było niezadowolone oraz  $y_i=1$  jeżeli  $i$ -te gospodarstwo domowe było zadowolone. Na podstawie wyników badań, uzyskano empiryczny subiektywny rozkład ocen jakości życia, gdzie

<sup>1</sup> Badania ankietowe o charakterze anonimowym realizowano techniką wywiadu bezpośredniego – przeprowadzenie przez ankietera wywiadu z respondentem (głową gospodarstwa domowego), przy użyciu standardowego kwestionariusza.

pozytywne odpowiedzi deklarowało nieco ponad połowa gospodarstw domowych  $n_{y=1}=432$  (51,74%), a negatywne  $n_{y=0}=403$  (48,26%) ankietowanych.

Posiadając wiedzę skutkową (znana subiektywna ocena jakości w wymiarze dychotomicznym), można podejmować próby poszukiwania przyczyn owego rozkładu odpowiedzi, np. uwzględniając uwarunkowania społeczno-demograficzne i ekonomiczne. Analizy z tego zakresu były już prowadzone na różnych próbach badawczych w Polsce z uwzględnieniem różnego stopnia szczegółowości [m.in. Czapiński, Panek 2013, GUS 2013: Machowska-Szewczyk, Sompolska-Rzechuła 2010, Sokołowska 2011, Ostasiewicz 2002, Berbeka 2005, Zagórski 2007]. Badania dotyczące subiektywnego dobrobytu prowadzi się także na świecie, włączając w nie elementy psychologii dobrobytu [m.in. Hoorn 2007, Knight i in. 2009, Ferrer-i-Carbonell 2005, Conceição, Bandura 2008].

W przyjętej metodyce badawczej uwzględniono dane jednostkowe, charakteryzujące uwarunkowania danego gospodarstwa domowego. Posiadały one charakter zarówno ilościowy (poziom dochodów, liczba osób ogółem w gospodarstwie domowym, liczba osób uzyskujących dochody, liczba dzieci na utrzymaniu), jak i jakościowy (sposób gospodarowania w gospodarstwie domowym, ocena poziomu życia, satysfakcja z osiągniętej płacy, fakt posiadania/nieposiadania oszczędności oraz płeć, wiek, wykształcenie głowy gospodarstwa, miejsca zamieszkania, przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej, typ biologiczny gospodarstwa domowego). Pomiar tych zmiennych związany był ze skalą nominalną lub porządkową. Przy doborze zmiennych niezależnych sugerowano się literaturą przedmiotu [GUS 2013], a także wprowadzono nowe potencjalne zmienne objaśniające przedstawione w Tabeli 1<sup>2</sup>.

Tabela 1. Zmienne jakościowe - kategorie odpowiedzi

Zmienna	Warianty
Oszczędności	posiada
	nie posiada
Sposób gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwie domowym	bardzo skromny
	skromny
	średni – w miarę wystarczający
	dobry - wystarcza na wiele potrzeb
Satysfakcja z wynagrodzenia uzyskanego w pracy	bardzo dobry – pozwala na pewien luksus
	tak
Aktualny poziom życia	nie
	zły
	raczej zły
	przeciętny
	dobry
	bardzo dobry

Źródło: opracowanie własne

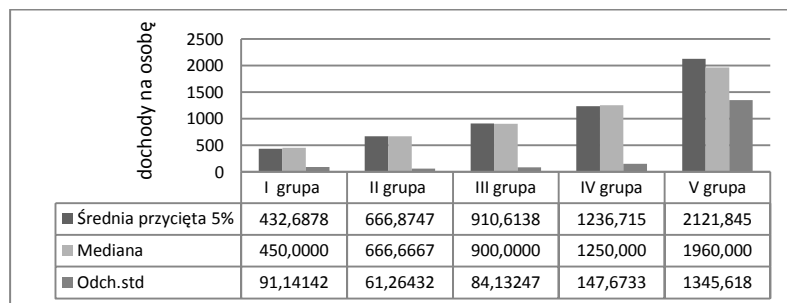
<sup>2</sup> Respondent wskazywał tylko jeden wariant odpowiedzi, na każde z pytań.

Istotnym czynnikiem i predykatorem oceny subiektywnego dobrostanu jest ocena warunków materialnych, która jest następstwem uzyskiwanych dochodów. Niewątpliwie poziom dochodów stanowi główny czynnik stricte ekonomiczny, a wzrost poziomu satysfakcji z różnych aspektów życia wzrasta wraz z poziomem dochodów. Pozytywna ocena materialnych warunków życia oznacza większy poziom dobrostanu, dodatkowo ocena ta jest często zrelatywizowana do poziomu życia najbliższego otoczenia (im częściej porównanie jest pozytywne, tym większe zadowolenie). Zła ocena ‘stanu posiadania’ dóbr, dochodów, konsumpcji, a nawet kontaktów społecznych powoduje mniejsze zadowolenie z jakości życia. W procesie modelowania zatem celowo przyjęto podział na 5 decylowych grup dochodowych, aby wykluczyć zmienną objaśniającą stricte „dochodową”.

## WYNIKI WŁASNYCH BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Jako kryterium podziału ogółu ankietowanych gospodarstw domowych przyjęto poziom miesięcznych rozporządzalnych dochodów na 1 osobę. Podział pozycyjny oznaczał I grupę kwintylową jako 20% najbiedniejszych, i kolejno do V grupy kwintylowej, tj. 20% najbogatszych gospodarstw domowych. Ogólnym celem analizy jest wskazanie, czy prawdopodobieństwo ‘zadowolonych’ i ‘niezadowolonych’ z jakości życia jest różne, w miarę równych dochodowo grupach gospodarstw domowych (por. Rysunek 1).

Rysunek 1. Podstawowe miary – dochód na 1 osobę w grupach kwintylowych, w zł



Źródło: opracowanie własne

Na podstawie identycznej liczebności ( $n=167$ ) dla  $m=5$  grup kwintylowych wyznaczono osobno pięć modeli regresji logitowej. Ostatecznego wyboru zestawu zmiennych objaśniających dokonano na podstawie analizy zależności między potencjalnymi zmiennymi niezależnymi a zmienną zależną Y, za pomocą testu niezależności testu chi-kwadrat Pearsona. Wyniki testu wskazały, że prawie wszystkie zmienne objaśniające (z wyjątkiem ‘wieku’ i ‘liczby osób’) wpływają na ocenę jakości życia (poziom  $p<0,05$ ) (por. Tabela 2.).

Tabela 2. Wyniki testu niezależności  $\chi^2$  Pearsona

Zmienne objaśniające	Wartość testu $\chi^2$ Pearsona, <sup>(a)</sup>	Wartość $p$
wykształcenie	70,73 (3)	0,000
zamieszkanie	9,64 (3)	0,022
wiek	5,54 (4)	0,236
grupa społeczno-ekonomiczna	37,07 (4)	0,000
liczba osób ogółem	7,69 (8)	0,465
liczba osób z dochodami	31,93 (4)	0,000
typ biologiczny rodziny	8,77 (2)	0,013
oszczędności	276,90 (1)	0,000
zadowolenie z płacy	295,27 (1)	0,000
sposób gospodarowania pieniędzmi	346,29 (4)	0,000
ocena materialnego poziomu życia	372,27 (4)	0,000

<sup>a)</sup> w nawiasach zamieszczono liczbę stopni swobody

Źródło: opracowanie własne

W procesach modelowania logistycznego użyto algorytmu iteracyjnego quasi-Newtona, kryterium zbieżności dla danych wejściowych zostało osiągnięte w każdym z pięciu modeli, z ostatecznym dla każdego modelu określonym, różnym zestawem, istotnych statystycznie zmiennych objaśniających. Wyniki estymacji modelu dla I-szej grupy kwintylowej (20% gospodarstw domowych z najniższymi dochodami miesięcznymi na 1 osobę, zatem gospodarstw znajdujących się poniżej przyjętej ustawowo granicy ubóstwa)<sup>3</sup> zawiera Tabela 3.

Tabela 3. Model I - wyniki estymacji (I-sza grupa kwintylowa)

Wyszczególnienie	Zmienne niezależne				
	Stała	Aktualny poziom życia	Sposób gospodarowania pieniędzmi	Oszczędności	Satysfakcja z wynagrodzenia
I grupa kwintylowa ( $n = 167$ ) - przeciętny miesięczny dochód na osobę 428,57±91,14 zł					
Ocena	-11,962	1,805	1,376	1,357	2,803
Błąd standardowy	2,413	0,576	0,681	0,611	0,982
Statystyka $t$ (161)	-4,958	3,136	2,019	2,220	2,854
Poziom $p$	0,000	0,002	0,045	0,028	0,005
Chi-kwad. Walda	24,578	9,835	4,077	4,928	8,143
Poziom $p$	0,000	0,002	0,043	0,026	0,000
Iloraz szans (JIS)	0,000	6,081	3,960	3,885	16,500

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badań ankietowych (przy pomocy programu STATISTICA ver. 10)

Na uwagę zasługują oszacowane oceny parametrów modelu dla zmiennych: aktualny poziom życia, sposób gospodarowania pieniędzmi, oszczędności, satysfakcja z wynagrodzenia. Zmienne te, istotne statystycznie (poziom istotności  $p \leq 0,05$ ) mają wpływ na ocenę jakości życia w tej kategorii gospodarstw domowych. Dodatkowo znaki wszystkich ocen parametrów modelu nie mają

<sup>3</sup> Ubóstwo ustawowe dla 2012 roku wynosiło 542 zł [GUS 2013, str.17].

bezpośredniej interpretacji, lecz wskazują kierunek zależności. Wzrost poziomu tychże zmiennych (tj. kategorii odpowiedzi) zwiększa prawdopodobieństwo sklasyfikowania gospodarstwa domowego do grupy gospodarstw ‘zadowolonych z jakości życia’. Bezpośredniej interpretacji podlegają natomiast oszacowane wyniki jednostkowych ilorazów szans<sup>4</sup>. W prezentowanej analizie jednostkowy iloraz szans (JIS) porównuje ryzyko oceny pozytywnej i negatywnej jakości życia. Dla I-szej kwintylowej grupy, zaznacza się stymulujący wpływ badanych zmiennych niezależnych na uzyskanie wartości  $Y=1$  następująco:

- zmienna wynagrodzenie: JIS [95%] = 16,5 [2,4; 114,8] – zadowoleni z wynagrodzenia ponad 16-krotnie zwiększają szansę na pozytywną odpowiedź,
- zmienna aktualny poziom życia: JIS [95%] = 6,081 [1,95; 18,95] – szansa wystąpienia pozytywnej oceny wzrasta 6-krotnie wraz z każdym kolejnym deklarowanym w górę lepszym poziomem życia,
- zmienna sposób gospodarowania pieniędzmi: JIS [95%] = 3,96 [1,03; 15,20] – szansa wystąpienia pozytywnej oceny wzrasta prawie 4-krotnie wraz z każdym kolejnym deklarowanym w górę lepszym sposobem gospodarowania,
- zmienna oszczędności: JIS [95%] = 3,885 [1,16; 12,99] – szansa wystąpienia oceny pozytywnej jest prawie 4-krotnie wyższa w gospodarstwach domowych posiadających oszczędności<sup>5</sup>.

Wyniki modeli dla kolejnych 4-ech grup kwintylowych zawiera Tabela 4.

Tabela 4. Wyniki estymacji modeli logitowych dla grup kwintylowych II – V

Wyszczególnienie	Zmienne niezależne					
	Stała	Aktualny poziom życia	Sposób gospodarowania pieniędzmi	Oszczędności	Satysfakcja z wynagrodzenia	Liczba osób z dochodami
MODEL II - II grupa kwintylowa ( $n = 167$ ) przeciętny miesięczny dochód na osobę 666,28±61,26						
Ocena	-9,025	<b>1,754</b>	0,607	<b>1,122</b>	1,153	0,292
Błąd standardowy	1,919	0,582	0,454	0,449	0,709	0,266
Statystyka $t$ (161)	-4,702	3,016	1,337	2,501	1,626	1,099
Poziom $p$	0,000	<b>0,003</b>	0,183	<b>0,013</b>	0,106	0,273
Chi-kwad. Walda	22,107	9,093	1,786	6,245	2,645	1,208
Poziom $p$	0,000	<b>0,003</b>	0,181	<b>0,012</b>	0,104	0,272
Iloraz szans	0,000	5,778	1,834	3,072	3,168	1,339
MODEL III - III grupa kwintylowa ( $n = 167$ ) przeciętny miesięczny dochód na osobę 908,18±84,13						
Ocena	-5,710	1,866	-0,620	2,244	2,548	0,248
Błąd standardowy	1,568	0,575	0,507	0,565	0,765	0,281
Statystyka $t$ (161)	-3,641	3,247	-1,223	3,974	3,330	0,883
Poziom $p$	0,000	<b>0,001</b>	0,223	<b>0,000</b>	<b>0,001</b>	0,378
Chi-kwad. Walda	13,257	10,543	1,496	15,793	11,090	0,780
Poziom $p$	0,000	<b>0,001</b>	0,221	<b>0,000</b>	<b>0,001</b>	0,377
Iloraz szans	0,003	6,465	0,538	9,429	12,778	1,282

<sup>4</sup> Szansa na wystąpienie pozytywnej oceny oznacza szacunek prawdopodobieństwa tego, że dane zdarzenie wystąpi do prawdopodobieństwa tego, że zdarzenie nie wystąpi.

<sup>5</sup> Powyższe interpretacje dokonane są przy założeniu „ceteris paribus”.

Wyszczególnienie	Zmienne niezależne					
	Stała	Aktualny poziom życia	Sposób gospodarowania pieniędzmi	Oszczędności	Satysfakcja z wynagrodzenia	Liczba osób z dochodami
MODEL IV - IV grupa kwintylowa ( $n = 166$ ) przeciętny miesięczny dochód na osobę 1238±147,67						
Ocena	-9,566	1,825	0,325	1,138	2,032	0,782
Błąd standardowy	1,880	0,567	0,440	0,515	0,628	0,303
Statystyka $t$ (160)	-5,089	3,216	0,739	2,211	3,235	2,581
Poziom $p$	0,000	<b>0,002</b>	0,461	<b>0,028</b>	<b>0,001</b>	<b>0,011</b>
Chi-kwad. Walda	25,896	10,344	0,547	4,890	10,467	6,660
Poziom $p$	0,000	<b>0,001</b>	0,460	<b>0,027</b>	<b>0,001</b>	<b>0,010</b>
Iloraz szans	0,000	6,201	1,384	3,121	7,627	2,186
MODEL V - V grupa kwintylowa ( $n = 168$ ) przeciętny miesięczny dochód na osobę 2314,34±1346,45						
Ocena	-8,659	0,912	1,757	1,620	2,306	-0,494
Błąd standardowy	1,991	0,618	0,653	0,577	0,747	0,413
Statystyka $t$ (162)	-4,348	1,476	2,690	2,809	3,097	-1,194
Poziom $p$	0,000	0,142	<b>0,008</b>	<b>0,006</b>	<b>0,002</b>	0,234
Chi-kwad. Walda	18,908	2,179	7,235	7,890	9,589	1,426
Poziom $p$	0,000	0,140	<b>0,007</b>	<b>0,005</b>	<b>0,002</b>	0,232
Iloraz szans	0,000	2,489	5,795	5,051	10,030	0,610

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badań ankietowych (przy pomocy programu STATISTICA ver. 10)

W modelach, od II-go do V-tego zmienia się zestaw ostatecznie przyjętych zmiennych istotnych statystycznie (wartość  $p \leq 0,05$  – por. Tabela 4). W większości uzyskano dodatnie szacunki ocen parametrów, czyli wzrost poziomu danej zmiennej (lub jej wystąpienie), zwiększa prawdopodobieństwo sklasyfikowania do grupy gospodarstw zadowolonych z osiągniętej jakości życia. Wyniki estymacji wskazują na to, iż w prawie wszystkich modelach (poza IV-tym), należy wykluczyć zmienną ‘liczba osób z dochodami’. Z kolei zmienna ‘sposób gospodarowania pieniędzmi’ włączona jest, jako istotna statystycznie, tylko do modelu V-tego. Jednostkowy iloraz szans wskazuje, iż ocena subiektywna jakości życia zależna jest głównie od ‘satysfakcji z wynagrodzenia’ (wartość JIS od 7,63 do 12,78). Taka zależność dominuje w prawie wszystkich grupach dochodowych (poza I-szą grupą). Należy uwzględnić także ‘posiadanie oszczędności’, w każdej z kategoryzowanych grup (wartość JIS od 3,07 do 9,43), a ponadto ‘ocenę aktualnego poziomu życia’ (wartość JIS od 5,78 do 6,47), z wyjątkiem V-tej grupy dochodowej. Kolejność i waga tych zmiennych jest różna, w zależności od grupy kwintylowej (por. Tabela 4.). W ocenie, wymagana jest także weryfikacja statystyczna oszacowanych modeli. Oceny parametrów dopasowania modeli regresji logistycznej do danych rzeczywistych zestawiono w Tabeli 5.



Tabela 5. Wyniki rozkładów empirycznych dla zmiennej Y oraz weryfikacji statystycznej modeli regresji logistycznej dla poszczególnych grup kwintylowych

Wyszczególnienie	Wyniki			
MODEL I - I grupa kwintylowa				
Liczba 0 (brak zadowolenia z jakości życia)	n =129		77,25 %	
Liczba 1 (zadowolenie z jakości życia)	n =38		22,75 %	
Funkcja straty( największej wiarygodności)	37,2558			
-2 log (wiarygodność), stała (wyłącznie), statystyka $\chi^2$ , p	47,5117	179,1218	104,6101	p=0,000
Współczynnik R <sup>2</sup> McFaddena	0,5840			
MODEL II - II grupa kwintylowa				
Liczba 0 (brak zadowolenia z jakości życia)	n =102		61,08 %	
Liczba 1 (zadowolenie z jakości życia)	n =65		38,92 %	
Funkcja straty( największej wiarygodności)	64,7834			
-2 log (wiarygodność), stała (wyłącznie), statystyka $\chi^2$ , p	129,5668	223,2351	93,6783	p=0,000
Współczynnik R <sup>2</sup> McFaddena	0,4196			
MODEL III - III grupa kwintylowa				
Liczba 0 (brak zadowolenia z jakości życia)	n =65		38,92 %	
Liczba 1 (zadowolenie z jakości życia)	n =102		61,08 %	
Funkcja straty( największej wiarygodności)	55,5506			
-2 log (wiarygodność), stała (wyłącznie), statystyka $\chi^2$ , p	111,1012	223,2451	112,1439	p=0,000
Współczynnik R <sup>2</sup> McFaddena	0,5023			
MODEL IV - IV grupa kwintylowa				
Liczba 0 (brak zadowolenia z jakości życia)	n =62		37,34 %	
Liczba 1 (zadowolenie z jakości życia)	n =104		62,65 %	
Funkcja straty( największej wiarygodności)	56,1037			
-2 log (wiarygodność), stała (wyłącznie), statystyka $\chi^2$ , p	112,2075	219,38	107,1745	p=0,000
Współczynnik R <sup>2</sup> McFaddena	0,5655			
MODEL V - V grupa kwintylowa				
Liczba 0 (brak zadowolenia z jakości życia)	n =45		26,79 %	
Liczba 1 (zadowolenie z jakości życia)	n =123		73,21 %	
Funkcja straty( największej wiarygodności)	42,4179			
-2 log (wiarygodność), stała (wyłącznie), statystyka $\chi^2$ , p	84,8359	195,2549	110,4190	p=0,000
Współczynnik R <sup>2</sup> McFaddena	0,4885			

Źródło: obliczenia własne na podstawie wyników badań ankietowych

Wartości poszczególnych statystyk dopasowania potwierdzają statystyczną poprawność oszacowanych modeli logitowych. Zatem ostatecznie przyjęte, istotne statystycznie zmienne objaśniające - różne w każdym modelu - wpływają na poziom prawdopodobieństwa zadowolenia z jakości życia w danej grupie gospodarstw. Wysokie wartości końcowe funkcji straty wskazują na zdecydowanie poprawny wybór modeli z tak określonymi zmiennymi niezależnymi. Wartości R<sup>2</sup>McFaddena w zakresie od 0,48 do 0,58 potwierdzają poprawność modeli logitowych, przyjętych do oszacowań prawdopodobieństw zmiennej zależnej Y.

Tabela 6. Poprawność klasyfikacji w modelach logitowych I-V

Typ modelu	Fracja ogółem poprawnie sklasyfikowanych przypadków w %; Iloraz trafień IT
MODEL I (I grupa kwintylowa)	90,42%* IT = 67,7
MODEL II (II grupa kwintylowa)	79,04%* IT = 13,7
MODEL III (III grupa kwintylowa)	85,03%* IT = 30,0
MODEL IV (IV grupa kwintylowa)	85,54%* IT = 32,5
MODEL V (V grupa kwintylowa)	88,69%* IT = 45,2

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badań ankietowych

W Tabeli 6 przedstawiono prawdopodobieństwo sklasyfikowania wszystkich respondentów do grup: „niezadowolonych” i „zadowolonych” z osiągniętej jakości życia. Frakcja przypadków poprawnej predykcji jest wysoka, wynosi w oszacowanych modelach od 79,04% do 90,42%. Wysokie wartości ilorazu trafień oznaczają, że klasyfikacje dla poszczególnych grup kwintylowych są dużo lepsze, od klasyfikacji całkowicie przypadkowej.

## PODSUMOWANIE

Oszacowane oceny parametrów modeli logitowych pozwalają stwierdzić, iż na subiektywną ogólną ocenę jakości życia w dochodowych grupach kwintylowych gospodarstw domowych wpływają określone, istotne statystycznie zmienne. W zależności od grupy kwintylowej zmienia się ich skład, jednak najczęściej są nimi: satysfakcja z wynagrodzenia uzyskanego w pracy, fakt posiadania oszczędności oraz aktualna ocena poziomu życia. W przypadku V-tej grupy kwintylowej wchodzi zmienna sposób gospodarowania pieniędzmi i IV-tej liczba osób z dochodami. Waga tych czynników i szanse sukcesu (zadawalająca ocena jakości życia) zmieniają się, w zależności od przynależności do określonej grupy kwintylowej. Jak wynika z analizy główne determinanty w ocenie zadowolenia/braku zadowolenia z jakości życia stanowią jednak zmienne powiązane z czynnikami materialnymi.

Niniejsza analiza potwierdza, że regresja logitowa może zostać wykorzystana jako narzędzie w celu pomiaru subiektywnego wymiaru jakości życia, który jest zależny od cech społeczno-ekonomicznych. Należy pamiętać, iż prezentowana analiza stanowi próbę znalezienia determinant satysfakcji z jakości życia. Stanowi ona tylko przyczynek do badań z tego zakresu, wpisując się w dynamicznie rozwijający się nurt badań jakości życia, stanowiący podstawy formułowania zaleceń na potrzeby polityki gospodarczej i społecznej.

## BIBLIOGRAFIA

- Berbeka J. (2005) Jakość życia ludności w województwie małopolskim – ocena subiektywna, Zeszyty Naukowe nr 697, Akad. Ekonomiczna w Krakowie, str. 17 –28.
- Conceição P., Bandura R. (2008) Measuring Subjective Wellbeing: A Summary Review of the Literature, United Nations Development Programme, [www.undp.org/developmentstudies/](http://www.undp.org/developmentstudies/)
- Cramer J. S. (2004) The early origins of the logit model, „Studies in History and Philosophy of Biological and Biomedical Sciences”, No. 35.
- Czapiński J., Panek T. (red.) (2014) Diagnoza społeczna 2013. Warunki i jakość życia Polaków, MPiPS, Warszawa, str. 426 – 448.
- Ferrer-i-Carbonell A. (2005) Income and well-being: an empirical analysis of the comparison income effect, „Journal of Public Economic” 89, pp. 997 – 1019.
- Guzik B., Appenzeller D., Jurek D. (2004) Prognozowanie i symulacje, Wydawnictwo AE, Poznań, str. 176.

- Hoorn A. (2007) A short introduction to subjective well-being: its measurement, correlates and policy uses, *Statistics, Knowledge and Policy 2007, Measuring and Fostering the Progress of Societies*, OECD Publishing.
- Jakość życia, kapitał społeczny, ubóstwo i wykluczenie w Polsce (2013) *Studia i Analizy Statystyczne*, GUS, Warszawa, str. 7 – 20.
- Knight J., Song L., Gunatilaka R. (2009) Subjective Well-being and its Determinants in Rural China, „China Economic Review”, Vol. 20, Issue 4, pp. 635 – 649.
- Machowska – Szewczyk M., Sompolska – Rzechuła A. (2010) Wykorzystanie modelu logitowego do oceny jakości życia kobiet, *MIBE, Tom XI/2*, Warszawa, str. 191 – 200.
- Ostasiewicz W. (red.) (2002) *Metodologia pomiaru jakości życia*, Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław.
- Panek T. (2015) Hierarchiczny model pomiaru jakości życia, *Wiadomości Statystyczne*, nr 6, GUS, Warszawa, str. 1 – 2.
- Sokołowska K. (2011) Analiza wpływu dochodu oraz cech społeczno-demograficznych na zadowolenie z życia w społeczeństwie polskim, *Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej we Wrocławiu*, nr 20, str. 425 – 439.
- Stiglitz J. E., Sen A., Fitoussi J. P. (2013) Błąd pomiaru. Dlaczego PKB nie wystarcza, PTE, Warszawa.
- Ubóstwo w Polsce w świetle badań GUS (2013) *Studia i analizy statystyczne*, GUS, Warszawa, str. 17.
- Zagórski K. (2007) *Warunki życia społeczeństwa polskiego – problemy i strategie*, [www.ads.org.pl](http://www.ads.org.pl)
- [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/quality\\_life/publications](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/quality_life/publications), Measurement of the Quality of Life: TF3 Contribution to the summary report of the Sponsorship Group [dostęp 14. 03. 2015].
- <http://www.stiglitz-sen-fitoussi.fr/en/index.htm>, Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress (2009) [dostęp 15. 04. 2015].
- <http://www.diagnoza.com>, Diagnoza społeczna 2006, 2007, 2009, 2011, 2013 [dostęp 10. 04. 2015].

#### FACTORS DETERMINING SUBJECTIVE EVALUATION OF THE QUALITY LIFE BY LOGIT MODELS

**Abstract:** This article was written based on the results of a survey conducted in 2012 in the Podkarpackie Voivodship. The paper discusses the application of tools of multivariate analytical methods i.e., logit regression. Based on empirical data of households statistically significant variables of logit models were determined. As a result of logit modeling, parameters relating to the households were found, which determine the possibility of a positive or negative assessment of the quality of life, in particular in 'income quintile groups' of the sample.

**Keywords:** quality of life, logit regression, household, qualitative variables