

Modelowanie subiektywnych ocen materialnego poziomu życia

Jedną z istotnych kwestii oceny dobrobytu ekonomicznego społeczeństwa jest obiektywny i niezależny pomiar materialnego poziomu życia. Alternatywną płaszczyznę pomiaru stanowi subiektywna ocena ekonomicznej sfery życia. Mimo że wskaźniki subiektywne nie mogą być bezpośrednią podstawą działań polityki społecznej, to trudno nie dostrzec ich znaczenia. Postrzeganie własnego poziomu dobrobytu daje bowiem obraz odczuwania pozycji materialnej, informuje, na ile oceny dotyczące wymiaru obiektywnego są zgodne z odczuciami. Odzwierciedla również nastroje społeczne. Znaczenie prowadzenia równoczesnych badań pomiaru obiektywnej i subiektywnej oceny jakości życia związane jest jednak ze złożonymi relacjami między tymi kategoriami. Nie udowodniono bowiem istnienia jednoznacznego związku między obiektywnym i subiektywnym wymiarem dobrobytu ekonomicznego. Według A. Campbella nie można założyć wprost, iż obiektywnej poprawie poziomu życia nieodmiennie towarzyszą odczucia powodzenia czy zadowolenia (Campbell, 1976).

CEL, PRZEDMIOT I METODYKA BADAŃ

Celem artykułu jest zaprezentowanie możliwości wykorzystania analizy dyskryminacji do samooceny dobrobytu ekonomicznego gospodarstw domowych. Istotą celu badawczego była próba modelowania zmiennej zależnej o charakterze jakościowym na podstawie subiektywnej oceny zarówno aktualnej, jak i przyszłej sytuacji ekonomicznej gospodarstw domowych. Podstawę modelowania ekonometrycznego stanowiły wyniki na własnej próbie empirycznej gospodarstw domowych, na której przeprowadzono wywiady według pytań zawartych w ankiecie (*mall intercepts* — metoda nielosowego doboru „przechwytywania” według Kowala (1998). Badania wykonano w kwietniu 2010 r. na wybranej próbie gospodarstw domowych w woj. podkarpackim. W badaniach empirycznych zastosowano 5-stopniową skalę (według metodyki GUS), prosząc o odpowiedź na pytanie: *jak Pan/i ocenia obecną sytuację materialną własnego gospodarstwa domowego*¹, a także: *jak Pan/i ocenia przyszłą sytuację materialną wobec aktualnej sytuacji gospodarczej kraju i pozycji dochodowej gospodarstwa domowego (w perspektywie kilku lat)?* Respondenci (głowa gospodarstwa domowego) byli proszeni o wskazanie, według własnego uznania, na jeden z pię-

¹ Pytanie dotyczy porównania oceny do poziomu z 2009 r. Długość badanego okresu wynosi rok.

ciu wariantów odpowiedzi: złą; raczej złą; ani dobra, ani zła (przeciętna); raczej dobra (dobra); bardzo dobra. Ponadto zebrano informacje na temat cech ekonomiczno-społecznych respondentów, jak: liczba dzieci, przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej, wykształcenie głowy gospodarstwa domowego i inne. Do analizy przyjęto próbę 1200 gospodarstw domowych.

Postawiono także pytanie: *czy istnieją cechy związane z danym gospodarstwem domowym, które, po pierwsze, rozdzielają (dyskryminują) gospodarstwa domowe na niejednorodne grupy w sensie oceny własnego dobrobytu ekonomicznego; po drugie, czy istnieją (istotne statystycznie) funkcje, na podstawie których można przewidzieć subiektywną ocenę danego gospodarstwa domowego o określonych cechach ekonomiczno-społecznych.*

Ważnym aspektem analizy jest zatem rozstrzygnięcie, które czynniki charakteryzujące określone gospodarstwo domowe najlepiej wyróżniają (dyskryminują) naturalnie wyłaniające się grupy gospodarstw domowych (oceniających swoją pozycję jako złą, raczej złą, przeciętną, dobrą i bardzo dobrą) aktualnie, jak i w przyszłości. Ostatecznie na podstawie wartości określonych parametrów estymowanych modeli można statystycznie poprawnie podzielić zbiór gospodarstw domowych na 5 rozłącznych grup.

Jako metodę badawczą zastosowano modelowanie dyskryminacyjne z grupy ekonometrycznych analiz wielowymiarowych (Gatnar, 1998; Morrison, 1990; Hand, 1981; Aczel, 2000). Metody te są niezwykle ważne w wielu dziedzinach nauki, głównie w medycynie, biologii, genetyce, a ich skuteczność i przydatność znalazły już powszechne uznanie. Analiza dyskryminacji stosowana jest także w ekonomii, np. w celu oceny i prognozowania kondycji finansowej przedsiębiorstw (Altman, 1968; Hadasik, 1998; Siemińska, 2002).

Generalnie, analiza dyskryminacyjna jest stosowana do rozstrzygania, które zmienne rozdzielają naturalnie dwie lub więcej z wyłaniających się grup. Analizę tego typu po raz pierwszy zdefiniował R. A. Fisher (1936). Jej istota polega na konstrukcji formuły matematycznej (zwanej funkcją dyskryminacji), identyfikującej przynależność obiektu do jednej z kilku wyróżnionych grup, przy możliwie minimalnych błędach klasyfikacji. Klasyczna funkcja dyskryminacyjna $FD(X)$, która stanowi liniową kombinację zmiennych niezależnych najlepiej dyskryminujących obiekty, zaproponowana przez R. A. Fishera, ma ogólną postać równania:

$$FD(X) = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_i X_i$$

gdzie:

$i = 1, \dots, k$,

X — wektor zmiennych niezależnych $[X_i]$,

α_0 — stała funkcji dyskryminacyjnej,

α_i — współczynniki (wagi) funkcji dyskryminacyjnej.

Analiza dyskryminacji jest przedmiotem wielu innych opracowań (Hand, 1981; Kleck, 1980; Jajuga, 1990; Krzyśko, 1990; Zeliaś, 2002; Rószkiewicz, 2002; Maddala, 2006). Generalnie, funkcje dyskryminacyjne są wyznaczane w taki sposób, aby maksymalizować stosunek zróżnicowania międzygrupowego zmiennych wejściowych do ich zróżnicowania wewnątrzgrupowego, co oznacza dążenie do optymalnego podziału obiektów na grupy. Poszukuje się zatem takiego rozwiązania, by wewnątrz istniejących grup jednostek uzyskać jak największą jednorodność wartości funkcji przynależności, zaś między grupami jak największą heterogeniczność. Z praktycznego punktu widzenia budowa i wykorzystanie kanonicznych funkcji dyskryminacyjnych ma sens jedynie wtedy, gdy trafność klasyfikacji uzyskiwanych na jej podstawie jest (w sensie statystycznym) wyższa niż w przypadku losowego przydziału jednostek statystycznych do danej grupy. Założenia klasycznej analizy dyskryminacji dotyczą normalności rozkładów zmiennych niezależnych i równości macierzy wariancji/kowariancji w poszczególnych grupach (klasach)². Zakłada się ponadto, że liczba przypadków powinna być pięć razy większa od liczby zmiennych niezależnych.

WYNIKI UZYSKANE Z BADANIA EMPIRYCZNEGO

Zastosowanie analizy dyskryminacyjnej na podstawie przeprowadzonych badań empirycznych polegało na włączeniu do modelu wielu predyktorów (z założenia powinny mieć one rozkład normalny, a także łączny wielowymiarowy rozkład normalny) w celu wyodrębnienia tych, które zasadniczo dyskryminują grupy i nadają się dalej jako zmienne prognostyczne. Predyktorami (zmiennymi niezależnymi) przyjętymi wstępnie do modeli były m.in.: miesięczne rozporządzalne dochody na gospodarstwo, sposób gospodarowania, przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej, wykształcenie, liczba osób w rodzinie czy ocena jakości życia.

Przyjmując uproszczony warunek i uzależniając poziom satysfakcji życiowej od ekonomicznych aspektów jakości życia, na plan pierwszy należy wysunąć dochody. Jest to bowiem główny czynnik wpływający na zadowolenie. Można

² W tym wypadku chodzi o wielowymiarowy rozkład normalny, a nie zawsze normalność rozkładów pojedynczych zmiennych jest równoznaczna z wielowymiarowym (łącznym) rozkładem normalnym, zatem w praktyce wystarczy zbadać, czy pojedyncze rozkłady każdej zmiennej niezależnej z osobna są normalne. W badaniach praktycznych często przyjmuje się, że wystarczy jedynie sprawdzenie założenia dotyczącego jednorodności wariancji, bowiem jeśli nawet pojedyncze rozkłady zmiennych są normalne, nie ma wystarczających gwarancji, że wielowymiarowy rozkład jest też normalny. Spełnienie założenia o normalności rozkładów zmiennych niezależnych też nie gwarantuje, że model będzie skutecznie dyskryminował klasy. Odporność analizy dyskryminacyjnej na niespełnienie głównego założenia zależy bowiem od wielu czynników, m.in.: liczebności próby, stopnia skośności rozkładów czy struktury kowariancji w grupach (Huberty, 1994).

przyjąć, że z zasady wzrost poziomu satysfakcji z materialnego aspektu życia wzrasta wraz z poziomem dochodów. Ocena własnego ekonomicznego poziomu życia zależy także od tego, jak postrzega się swoją pozycję ekonomiczną na tle innych rodzin (porównywanie się z najbliższą „grupą odniesienia”). Z pewnością można stwierdzić także korelację pomiędzy sytuacją materialną a wykształceniem, statusem społeczno-zawodowym, rodzajem aktywności zawodowej czy nawet stopniem rozwoju gospodarczego regionu zamieszkiwania. Subiektywna opinia zależy więc zarówno od czynników dochodowych, ale też demograficznych, takich jak np. wiek, wielkość rodziny oraz wielu innych. Warto podkreślić, że czynniki te nie występują autonomicznie, lecz w pewnym ze-spole cech, który to zespół — zależnie od czasu i przestrzeni geograficznej (regionalnej) — jest zmienny co do siły i kierunku oddziaływania.

Subiektywna ocena poziomu życia jest z pewnością pochodną sytuacji ekonomicznej, która wpływa znacząco na poziom zadowolenia z życia, ale nie tylko — stanowi kategorię wielowymiarową i złożoną, a problem pomiaru ilościowego pozostaje otwarty (Podolec, 2008). Przedstawione w artykule badanie stanowi zatem innowacyjną próbę ilościowo-prognostycznego podejścia do ocen dobrobytu ekonomicznego w wymiarze wyłącznie subiektywnym.

Poczucie sytuacji ekonomicznej znajduje odzwierciedlenie w zróżnicowaniu subiektywnych ocen respondentów dotyczących sposobu gospodarowania swoimi dochodami. Dla badanej próby losowej 1200 respondentów, empiryczny rozkład odpowiedzi na pytania dotyczące aktualnej i przyszłej sytuacji materialnej, a także sposobu gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwie domowym przedstawiają wykry. 1 i 2.

Analiza wyników odpowiedzi badanej próby umożliwia stwierdzenie, że w 2010 r. zdecydowanie najliczniejsza grupa gospodarstw domowych (ponad 47%) traktowała swoją pozycję materialną jako ani dobrą, ani złą, czyli przeciętną. Na sytuację ocenianą jako złą i raczej złą w porównaniu do poprzedniego roku wskazało 18% ankietowanych gospodarstw domowych, ponad 1/4 gospodarstw oceniła swoją sytuację materialną jako dobrą. Tylko 5% ankietowanych oceniło swój poziom bytowy jako bardzo dobry. Okazuje się, iż rozkład odpowiedzi nie uległ zasadniczo zmianie wraz z drugą wersją pytań dotyczącą oceny sytuacji przyszłej (w perspektywie kilku lat). Świadczy to raczej o biernej postawie wobec przyszłości, dominacji pesymistycznych nastrojów, niezadowoleniu czy braku perspektyw na polepszenie własnego poziomu życia.

Biorąc pod uwagę odpowiedzi z drugiej kategorii pytań (wykr. 2) dominujący był sposób gospodarowania określany jako średni (wystarcza, ale oszczędzamy na zakupach), nieco ponad 20% gospodarstw wskazało na dobry poziom (wystarczający na wiele potrzeb) i bardzo dobry sposób gospodarowania. Wyniki tych badań (zdecydowanie mało optymistyczne) są zbliżone do ogólnopolskich badań budżetów gospodarstw domowych przeprowadzanych przez GUS (*Budżety..., 2011*).

Subiektywne uzyskane odpowiedzi dla każdego gospodarstwa stanowiły w podstawowej analizie skategoryzowane zmienne zależne o charakterze jakościowym. Na podstawie przyjętych danych empirycznych próbowano znaleźć taką regułę dyskryminacyjną, która pozwoli na poprawne sklasyfikowanie zbioru gospodarstw domowych na rozłączne grupy — od niezadowolonych do bardzo zadowolonych z osiągniętego aktualnego i przyszłego poziomu materialnego. Zmienną zależną stanowiły zatem odpowiedzi dotyczące samooceny sytuacji ekonomicznej gospodarstwa domowego (na skali porządkowej). Z kolei wejściowy zbiór potencjalnych zmiennych niezależnych tworzyło kilkanaście zmiennych charakteryzujących uwarunkowania (głównie demograficzno-społeczne) danego gospodarstwa domowego. Istotnym celem była próba dopasowania takich zmiennych objaśniających, które maksymalizowałyby różnicę między grupami obiektów (gospodarstwami domowymi) ze względu na samoocenę własnego dobrobytu ekonomicznego.

Potencjalne zmienne miały charakter zarówno ilościowy (rozporządzalny miesięczny dochód na gospodarstwo domowe, liczba osób w gospodarstwie oraz osiągających jakiekolwiek oszczędności, liczba dzieci w rodzinie), jak i jakościowy, np.: wykształcenie głowy gospodarstwa, typ biologiczny rodziny³, miejsce zamieszkania, przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej. Jako zmienne wejściowe uwzględniono także subiektywne oceny dotyczące innych wymiarów dobrobytu ekonomicznego, jak: sposób gospodarowania, ocena jakości życia, posiadanie oszczędności, zadowolenie z płacy (w wymiarze zmiennej dychotomicznej)⁴. Rejestrując różne zmienne diagnostyczne o charakterze ilościowo-jakościowym związane z indywidualnym gospodarstwem, można statystycznie istotnie określić, które zmienne pozwalają najlepiej sklasyfikować gospodarstwa domowe, a następnie przyporządkować dane gospodarstwo domowe do jednej z pięciu przyjętych klas kategorii subiektywnych ocen dobrobytu ekonomicznego.

Szczegółowym celem analizy jest zatem zbudowanie funkcji dyskryminacyjnych (w dwóch aspektach — oceny aktualnej i przyszłej), których zmienne niezależne są określonymi cechami gospodarstwa, natomiast uzyskane wartości funkcji pozwolą zaklasyfikować dane gospodarstwo domowe do jednej z $r=5$ grup ($r=1$ — grupa gospodarstw domowych oceniających pozycję materialną jako złą; $r=2$ — grupa oceniających pozycję materialną jako raczej złą; $r=3$ — grupa oceniających pozycję materialną jako przeciętną; $r=4$ — grupa oceniających pozycję materialną jako dobrą; $r=5$ — grupa oceniających pozycję materialną jako bardzo dobrą).

³ Typ biologiczny gospodarstwa domowego jest określony na podstawie stopnia pokrewieństwa członków gospodarstwa domowego do osoby odniesienia. Osobę odniesienia stanowi osoba, która osiąga najwyższy dochód spośród wszystkich członków gospodarstwa domowego. Przyjęto następujące kategorie typu biologicznego gospodarstwa domowego: małżeństwo, rodzina niepełna, gospodarstwo jednoosobowe.

⁴ Pytania sformułowano (z kategoriami odpowiedzi tak/nie): *Czy gospodarstwo posiada oszczędności? Czy wynagrodzenie uzyskiwane z tytułu pracy jest satysfakcjonujące? Czy gospodarstwo jest zadowolone z osiągniętej jakości życia?*

Uwzględniając materiał badawczy dokonano konstrukcji liniowych funkcji dyskryminacyjnych dla wielu wariantów kombinacji zmiennych objaśniających (różniących się zestawem określonych zmiennych niezależnych). Przyjęto metodę analizy według „postępującej krokowej” funkcji dyskryminacyjnej⁵, co pozwoliło na wyodrębnienie i ustalenie rang czynników o najistotniejszym wpływie na klasyfikację. Kolejno przeprowadzono analizy symulacyjne, które umożliwiły oszacowanie parametrów kilku modeli dyskryminacyjnych, klasyfikujących gospodarstwa domowe na klasy (grupy) oceniających sytuację ekonomiczną (dochodową) gospodarstwa od złej do bardzo dobrej. Ostatecznie przyjęto dwa poprawne statystycznie modele dyskryminacyjne dotyczące oceny aktualnej i przyszłej (m.in. ze zmienną objaśniającą — realne miesięczne dochody rozporządzalne na gospodarstwo domowe — model I i III) i kolejne dwa modele z celowym pominięciem dochodów rozporządzalnych (model II i IV), co dodatkowo umożliwiło porównanie jakości merytorycznej i statystycznej badanych zjawisk.

Modele I i II dotyczyły subiektywnej aktualnej oceny sytuacji materialnej gospodarstw domowych ($n=1163$). W wyniku obliczeń ostatecznie przyjęto istotne statystycznie zestawy określonych zmiennych niezależnych ($k=9$ zmiennych niezależnych dla modelu I i $k=10$ zmiennych niezależnych dla modelu II — tabl. 1 i 2). Ogólna charakterystyka oceny statystycznej istotności oraz parametry oszacowanych funkcji dyskryminacyjnych (według statystyki λ Wilksa⁶) porównywanych modeli zostały przedstawione w tabl. 1.

TABL. 1. STATYSTYCZNA ISTOTNOŚĆ EMPIRYCZNYCH MODELI DISKRYMINACYJNYCH AKTUALNEJ OCENY SYTUACJI MATERIALNEJ GOSPODARSTW DOMOWYCH

Wyszczególnienie	Model I (z dochodem)	Model II (bez dochodu)
Ogólny λ Wilksa	0,2312	0,2339
Liczba zmiennych w modelu	9	10
Wartość statystyki F -Fishera	57,2566	50,8810
Poziom istotności p	0,0000	0,0000
Liczba badanych obiektów n	1163	1163

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie badań empirycznych.

⁵ Wybór opcji „krokowa postępująca” prowadzi do wprowadzania do modelu kolejnych zmiennych o najwyższej mocy dyskryminacyjnej. W analizie krokowej funkcji dyskryminacyjnej model dyskryminacji jest budowany krok po kroku. Procedura krokowa jest sterowana przez odpowiednie wartości F do wprowadzenia i F do usunięcia. Wartość F dla zmiennej wskazuje jej statystyczną istotność w dyskryminacji grup, tzn. mówi, jaki jest indywidualny wkład zmiennej w przewidywanie przynależności do grupy.

⁶ Wartości standardowej statystyki λ Wilksa stanowią o ocenie istotności statystycznej mocy dyskryminacyjnej modelu (wszystkich zmiennych wprowadzonych do modelu łącznie). Statystyka ta przyjmuje wartości w zakresie od 0 (doskonała moc dyskryminacyjna) do 1 (brak mocy dyskryminacyjnej), co oznacza, że czym mniejsza wartość, tym większa moc dyskryminacyjna modelu. Współczynnik ogólny λ Wilksa informuje o tym, jaka część zmienności funkcji dyskryminacyjnej nie jest wyjaśniana różnicami między grupami (im mniejsza wartość, tym jakość oszacowania lepsza), służy także pośrednio do wyznaczania statystyki chi-kwadrat i poziomu p .

**TABL. 2. PARAMETRY MODELI DYSKRYMINACYJNYCH WEDŁUG OCENY AKTUALNEJ
SYTUACJI MATERIALNEJ GOSPODARSTW DOMOWYCH**

Cechy diagnostyczne	λ Wilksa	Cząstkowe Wilksa	Współczynnik tolerancji	Cechy diagnostyczne	λ Wilksa	Cząstkowe Wilksa	Współczynnik tolerancji
Model I				Model II			
X_1 — dochód	0,2388	0,9709	0,88	X_2 — sposób gospodarowania	0,3782	0,6181	0,86
X_2 — sposób gospodarowania	0,3551	0,6512	0,84	X_3 — jakość życia	0,2558	0,9141	0,80
X_3 — jakość życia	0,2533	0,9129	0,80	X_4 — oszczędności	0,2525	0,9261	0,76
X_4 — oszczędności	0,2485	0,9305	0,75	X_5 — płaca	0,2429	0,9625	0,75
X_5 — płaca	0,2398	0,9642	0,76	X_6 — dzieci	0,2368	0,9869	0,94
X_6 — dzieci	0,2342	0,9872	0,93	X_7 — grupa społeczno-ekonomiczna	0,2362	0,9900	0,67
X_7 — grupa społeczno-ekonomiczna	0,2344	0,9866	0,68	X_8 — wykształcenie	0,2358	0,9919	0,75
X_8 — wykształcenie ^a	0,2324	0,9950	0,76	X_9 — wiek	0,2373	0,9855	0,67
X_9 — wiek	0,2344	0,9866	0,71	X_{10} — osoby z dochodami	0,2360	0,9912	0,89
				X_{11} — miejsce zamieszkania	0,2357	0,9927	0,91

^a Zmienna nieistotna statystycznie $p=0,2199$.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Odnosząc się do wyników modelowania należy zauważyć poprawność statystyczną. Dyskryminacja typów/grup gospodarstw domowych jest w przyjętych modelach statystycznie istotna ($F=57,2566$, $p<0,0000$ i odpowiednio $F=50,881$, $p<0,0000$). Warta podkreślenia jest „wysoka” moc dyskryminacyjna modeli na podstawie wprowadzonych zmiennych wejściowych (wartość λ Wilksa wyniosła odpowiednio 0,2312 — model I i 0,2339 — model II). Zatem osiągnięto wysoką statystycznie jakość modeli. Wartości te po wprowadzeniu do modeli ostatnich zmiennych niezależnych bardzo wyraźnie spadły (z 1 do 0,23) w obu przypadkach, co wskazuje na istotnie znaczący wzrost mocy dyskryminacyjnej omawianych zjawisk. Wartość ogólna λ Wilksa, a także wartość cząstkowa λ Wilksa po wprowadzeniu do modeli określonych zmiennych zmieniała się, przy czym wartość cząstkowa stanowiła ocenę „wkładu” poszczególnych zmiennych do dyskryminacji grup (czym mniejsza wartość tej statystyki, tym większa była moc dyskryminacyjna danej zmiennej (tabl. 2). Równocześnie wartość F usunięcia dla każdej zmiennej była wyższa od wartości krytycznej $F=4,11$ ($p<0,0005$), co wskazywało na istotny wkład zmiennych wprowadzanych w proces dyskryminacyjny⁷.

Na podstawie wartości parametrów estymowanych modeli można sklasyfikować gospodarstwa domowe na rozłączne grupy odpowiednio oceniające w sposób skategoryzowany poziom dobrobytu ekonomicznego. Przyjmując zaś zmienne niezależne o różnym charakterze związane z indywidualnym gospodarstwem można określić, jakie czynniki najlepiej wyróżniają gospodarstwa domowe oraz finalnie przewidzieć efekt samooceny dla danego gospodarstwa domowego. Z porównań parametrów modeli wynika bardzo nieznaczna wyższość modelu z pierwszym zbiorem zmiennych niezależnych (model I), niemniej drugi zbiór zawiera istotny statystycznie interesujący zestaw zmiennych jakościowych. Wartość współczynników tolerancji modeli informuje o stopniu współliniowości zmiennych⁸.

Ocena parametrów — ogólnego λ i cząstkowych λ Wilksa — pozwala na wyciągnięcie istotnych wniosków co do czynników wpływających na subiektywną ocenę aktualnego poziomu życia gospodarstw domowych. Z analizy wynika, że największy statystycznie istotny wkład w dyskryminację na typy gospodarstw (na który wskazują najniższa wartość cząstkowa λ Wilksa i najwyższa λ Wilksa) miały zmienne: sposób gospodarowania, ocena jakości życia, posiadanie oszczędności; kolejne czynniki to zadowolenie z płacy i poziom rozporządzalnego miesięcznego dochodu gospodarstwa domowego.

⁷ Wartości statystyki F były zgodne z hierarchią ich mocy dyskryminacyjnej i jednocześnie identyczne z ich uporządkowaniem ze względu na wartości cząstkowej λ Wilksa. Krytyczny poziom p weryfikujemy jako hipotezę, że dana zmienna wnosi istotny wkład do modelu (zmiennej dyskryminacyjnej) wyjaśniającego zróżnicowanie ocen.

⁸ Współczynniki tolerancji opisują efekt nadmiarowości danej zmiennej (np. dla zmiennej X_1 wartość 0,88 oznacza, że istotny udział informacji (88%) wnoszonych przez dochód nie jest powielany przez pozostałe zmienne znajdujące się w modelu). Jeśli współczynnik tolerancji jest równy lub bliski 0 oznacza to, że wkład danej zmiennej do dyskryminacji jest minimalny w porównaniu do wkładu pozostałych.

W modelu II (modelowanie z celowym pominięciem dochodu) uzyskano podobne zestawienie czynników dyskryminacyjnych, jednak dodatkowo model uzupełniają zmienne: osoby uzyskujące jakiegokolwiek dochody w gospodarstwie domowym i miejsce zamieszkania.

Poprawna statystycznie klasyfikacja dyskryminacyjna aktualnych subiektywnych ocen poziomu dobrobytu ekonomicznego zależy zatem od wielu zmiennych objaśniających: uzyskanego dochodu, sposobu gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwie domowym, oceny jakości życia, posiadanych (lub nie) oszczędności, satysfakcjonującego (lub nie) wynagrodzenia osiągniętego z pracy, liczby dzieci oraz liczby osób osiągających jakiegokolwiek dochody w gospodarstwie, przynależności do grupy społeczno-ekonomicznej czy wieku głowy gospodarstwa domowego. Wymienione zmienne mają statystycznie udowodnione pewne własności dyskryminujące przy aktualnej ocenie ekonomicznego standardu życia.

Drugi wymiar analizy ekonometrycznej stanowi subiektywna ocena przyszłej sytuacji materialnej, której wyniki po analizach symulacyjnych ostatecznie przedstawiały się następująco (tabl. 3):

TABL. 3. STATYSTYCZNA ISTOTNOŚĆ EMPIRYCZNYCH MODELI DYSKRYMINACYJNYCH OCENY PRZYSZŁEJ SYTUACJI MATERIALNEJ GOSPODARSTW DOMOWYCH

Wyszczególnienie	Model III (z dochodem)	Model IV (bez dochodu)
Ogólny λ Wilksa	0,2319	0,3110
Liczba zmiennych w modelu	11	9
Wartość statystyki F -Fishera	47,957	45,072
Poziom istotności p	0,0000	0,0000
Liczba badanych obiektów n	1200	1199

Źródło: jak przy tabl. 1.

Modele określające przyszłą subiektywną ocenę okazały się statystycznie istotne, na co wskazują wartości statystyk F ($p < 0,0000$). Satysfakcjonująca jest bowiem wysoka moc dyskryminacyjna modeli (0,2319 — model III i odpowiednio 0,3110 — model IV), dla których szczegółowe wartości oszacowanych parametrów zmiennych niezależnych włączonych do modeli zestawiono w tabl. 4.

Wnioski co do czynników wpływających na ocenę przyszłego poziomu życia gospodarstw domowych różnią się od poprzednich. Największy wkład do podziału na 5 typów gospodarstw miały w tym wypadku zmienne (w modelu III): aktualna ocena, aktualny sposób gospodarowania, posiadanie oszczędności; kolejne czynniki to ocena jakości życia i rozporządzalny dochód gospodarstwa domowego. W modelu IV najważniejszymi czynnikami dyskryminacyjnymi były: sposób gospodarowania, jakość życia, oszczędności; dodatkowo model uzupełnia zmienna bezrobotni⁹.

⁹ Zmienna typu dychotomicznego — kategoria odpowiedzi (tak/nie) na pytanie: *Czy w gospodarstwie domowym występują osoby bezrobotne?*

TABL. 4. PARAMETRY MODELI DYSKRYMINACYJNYCH OCENY PRZYSZŁEJ SYTUACJI MATERIALNEJ GOSPODARSTW DOMOWYCH

Cechy diagnostyczne	λ Wilksa	Cząstkowe Wilksa	Współczynnik tolerancji	Cechy diagnostyczne	λ Wilksa	Cząstkowe Wilksa	Współczynnik tolerancji
Model III							
X_1 — dochód	0,2384	0,9727	0,72	X_2 — sposób gospodarowania	0,4352	0,7162	0,82
X_2 — sposób gospodarowania	0,2461	0,9423	0,64	X_3 — jakość życia	0,3318	0,9329	0,76
X_3 — jakość życia	0,2430	0,9542	0,75	X_4 — oszczędności	0,3295	0,9359	0,74
X_4 — oszczędności	0,2437	0,9514	0,74	X_5 — płaca	0,3225	0,9650	0,76
X_5 — płaca	0,2382	0,9732	0,74	X_9 — wiek	0,3147	0,9901	0,93
X_8 — wykształcenie ^a	0,2326	0,9971	0,78	X_{10} — osoby z dochodami	0,3151	0,9891	0,55
X_9 — wiek	0,2337	0,9919	0,78	X_{13} — osoby ogółem	0,3192	0,9763	0,44
X_{10} — osoby z dochodami	0,2354	0,9852	0,54	X_{14} — typ rodziny	0,3168	0,9836	0,72
X_{12} — aktualna ocena	0,3040	0,7627	0,68	X_{15} — bezrobotni	0,3142	0,9921	0,85
X_{13} — osoby ogółem	0,2377	0,9753	0,49				
X_{14} — typ rodziny	0,2357	0,9838	0,70				

^a Zmienna nieistotna statystycznie $p < 0,05$.
Źródło: jak przy tabl. 1.

Subiektywna ocena przyszłej sytuacji materialnej jest zdecydowanie wielowymiarowa i złożona. Ową wielowymiarowość określały głównie: uzyskany miesięczny rozporządzalny dochód gospodarstwa domowego, sposób gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwie domowym, aktualna ocena jakości życia, stan posiadanych (lub nie) oszczędności, satysfakcjonujące (lub nie) wynagrodzenie osiągnięte z pracy, liczba osób osiągających jakiekolwiek dochody. Rozkład ocen co do przyszłości zależny był także od liczby osób ogółem, typu biologicznego rodziny i liczby osób bezrobotnych w rodzinie.

Ważnym atutem tej analizy jest to, że w sytuacji gdy dyskryminacji podlega wiele grup, nie ma potrzeby określania sposobu łączenia grup, aby wyznaczyć funkcje dyskryminacyjne. Przy pewnej, optymalnej, kombinacji zmiennych wejściowych tworzy się takie rozwiązanie, aby pierwsza funkcja zapewniła najbardziej ogólne rozróżnienie między r grupami¹⁰. Ze względu na przyjęte $r=5$ skategoryzowanych grup gospodarstw domowych uzyskano $r-1=4$ funkcje kanoniczne (statystycznie istotne)¹¹.

Klasyfikację uzyskano na podstawie wartości wszystkich funkcji dyskryminacyjnych. Dokładnie scharakteryzowano jednak tylko pierwszą funkcję dyskryminacyjną, ma ona bowiem najwyższą moc (dyskryminacja najbardziej wyraźna ze względu na analizowane cechy). W przypadku pierwszej funkcji dyskryminacyjnej kategorii obiektów (gospodarstw domowych) tworzą wyraźnie odrębne grupy, koncentrując się wokół tzw. punktów centroidalnych (średnich zmiennych kanonicznych)¹². Szczegółowemu opisowi podlegać będą zatem pierwsze funkcje dyskryminacyjne dla modeli najlepiej dopasowanych statystycznie i opisujących wymiar subiektywnej oceny aktualnej i przyszłej modelu I (ocena sytuacji aktualnej) i modelu III (ocena sytuacji przyszłej).

Średnia kanoniczna dla zmiennej zależnej (w kategorii oceny bardzo dobrej) jest zdecydowanie różna od pozostałych (3,4826 i 3,7739 (tabl. 5). Funkcja ta odróżnia głównie grupę 5 (gospodarstwa domowe oceniające sytuację jako bardzo dobrą) od pozostałych grup (w ocenie aktualnej i przyszłej sytuacji). Dyskryminacje w przypadku pozostałych trzech funkcji nie okazały się tak wyraźne, mają zdecydowanie niższą wagę, zatem zostały pominięte w opisie.

¹⁰ Druga funkcja dyskryminacyjna ma zerową korelację z pierwszą, jest zatem druga co do skuteczności rozróżniania między r grupami itd.

¹¹ Liczba funkcji dyskryminacyjnych może być co najwyżej równa liczbie klas pomniejszonej o 1 w każdym modelu. Zmienna zależna ma 5 wariantów, zatem liczba funkcji dyskryminacyjnych może wynosić maksymalnie 4. Daną funkcję można wykorzystać pod warunkiem, że jest statystycznie istotna i zdecydowanie różnicuje obiekty.

¹² Dystans między grupami określają oprócz średnich kanonicznych także odległości kwadratowe Mahalanobisa. Gdyby wartości średnich (centroidy) grup były równe (przyjęcie hipotezy zerowej o równości wielowymiarowych wartości średnich) nie można byłoby przeprowadzać analizy dyskryminacji. Zakładamy, że analizowane populacje mają wielowymiarowe rozkłady normalne o równych macierzach wariancji/kowariancji i niekoniecznie równych średnich.

TABL. 5. PARAMETRY DLA FUNKCJI DYSKRYMINACYJNYCH

Wyszczególnienie	Modele oceny sytuacji	
	aktualnej	przyszłej
Średnia kanoniczna		
Ocena:		
bardzo zła	-2,8717	-2,8698
zła	-1,9817	-1,8747
przeciętna	-0,4612	-0,4091
dobra	1,6041	1,5541
bardzo dobra	3,4826	3,7739
Parametry funkcji		
Wartość własna	2,4307	2,3692
R kanoniczne	0,84	0,84
Ogólny λ Wilksa	0,2312	0,2319
Chi-kwadrat	1691,32	1740,68
Poziom p	0,0000	0,0000

Źródło: jak przy tabl. 1.

Dodatkowo można przeprowadzić tzw. analizę korelacji kanonicznej, która wyznacza kolejne funkcje i pierwiastki kanoniczne oraz pozwala na interpretację otrzymanych funkcji dyskryminacyjnych (których zmienne dyskryminacyjne są liniowymi funkcjami wybranych w poprzednich etapach zmiennych wejściowych, istotnie dyskryminujących grupy gospodarstw). Współczynniki standaryzowane i niestandaryzowane pierwszej funkcji dyskryminacyjnej obu modeli z wyróżnieniem zmiennych ją określających zestawiono w tabl. 6.

TABL. 6. FUNKCJA DYSKRYMINACYJNA PIERWSZA — WSPÓŁCZYNNIKI STANDARYZOWANE I NIESTANDARYZOWANE FUNKCJI

Zmienne	Modele		Zmienne	Modele	
	standaryzowane	surowe		standaryzowane	surowe
Ocena parametrów sytuacji aktualnej			Ocena parametrów sytuacji przyszłej		
Stała	—	-4,662	Stała	—	-5,237
X_1 — dochód	0,174	0,001	X_1 — dochód	0,051	0,001
X_2 — sposób gospodarowania	0,695	1,259	X_2 — sposób gospodarowania	0,265	0,427
X_3 — jakość życia	0,284	0,768	X_3 — jakość życia	0,111	0,287
X_4 — oszczędności	0,183	0,530	X_4 — oszczędności	0,146	0,406
X_5 — płaca	0,096	0,269	X_5 — płaca	0,126	0,347
X_6 — dzieci	-0,012	-0,011	X_6 — wiek	0,001	0,001
X_7 — grupa społeczno-ekonomiczna	0,068	0,068	X_{10} — osoby z dochodami	0,053	0,058
X_8 — wykształcenie	0,080	0,102	X_{12} — aktualna ocena	0,665	1,282
X_9 — wiek	-0,085	-0,073	X_{13} — osoby ogółem	-0,094	-0,060
			X_{14} — typ rodziny	-0,091	-0,136

Źródło: jak przy tabl. 1.

W przypadku wymienionych zmiennych niezależnych wszystkie współczynniki dyskryminacyjne funkcji kanonicznych okazały się statystycznie istotne ($p < 0,0005$), co pozwala na zapis formalnych równań kanonicznych funkcji dyskryminacyjnych dla modeli opinii dotyczących aktualnej i przyszłej sytuacji materialnej gospodarstw domowych.

Empiryczne funkcje dyskryminacyjne (niestandardyzowane) mają postać równań dla modeli:

— oceny sytuacji aktualnej:

$$FD(X \text{ — ocena aktualna}) = -4,662 + 0,001 X_1 + 1,259 X_2 + 0,768 X_3 + 0,530 X_4 + 0,269 X_5 - 0,0011 X_6 + 0,068 X_7 + 0,102 X_8 - 0,073 X_9$$

— oceny sytuacji przyszłej:

$$FD(X \text{ — ocena przyszła}) = -5,237 + 0,001 X_1 + 0,427 X_2 + 0,287 X_3 + 0,406 X_4 + 0,347 X_5 + 0,001 X_9 + 0,058 X_{10} + 1,282 X_{12} - 0,06 X_{13} - 0,136 X_{14}$$

gdzie: $X_1, \dots, X_{14}$ istotne statystycznie zmienne niezależne wejściowe.

Skumulowana proporcja funkcji dyskryminacyjnej wyjaśnia 90,85% wariancji (zmienności międzygrupowej) dla aktualnej oceny oraz 90,09% dla przyszłej oceny, co stanowi podstawę właściwej interpretacji współczynników funkcji. Wartość rozdzielająca w modelu $FD(X \text{ — ocena sytuacji aktualnej})$ wyższa od 3,4826 i w modelu $FD(X \text{ — ocena sytuacji przyszłej})$ wyższa od 3,7739 oznaczały, że dane gospodarstwo domowe było klasyfikowane do grupy oceniających swoją sytuację jako bardzo dobrą; gdy funkcje wykazywały wartości niższe, gospodarstwo domowe klasyfikowano do pozostałych grup (kategorie ocen od bardzo zły do dobrej). Wartości funkcji dyskryminacyjnych pozwoliły zatem na bezpośrednią klasyfikację przynależności do populacji gospodarstw bardzo dobrze oceniających dobrobyt ekonomiczny oraz pozostałej populacji gospodarstw. Należy podkreślić, że przedstawione wyniki dotyczą całej próby wykorzystanej w celach estymacji (można na oddzielnej niezależnej próbie przetestować efektywność tego modelowania do predykcji).

Ważna jest także ocena wkładu poszczególnych zmiennych w dyskryminację obiektów (gospodarstw domowych). Oszacowaniu podlegały współczynniki dyskryminacyjne (standaryzowane) funkcji dyskryminacyjnych, które informują zarówno o sile, jak i kierunku oddziaływania poszczególnych zmiennych na przynależność obiektu do jednej z wyróżnionych grup. Wartości bezwzględne współczynników funkcji dyskryminacyjnej określają siłę dyskryminacyjną zmiennych wejściowych. Czym wyższa wartość danego współczynnika, tym większy jest wpływ danej zmiennej wejściowej na zmienność funkcji dyskryminacyjnej, a w efekcie im większa moc dyskryminacyjna zmiennej objaśniającej, tym ważniejszą rolę pełni dana zmienna w dyskryminacji. Istotny jest także znak danego współczynnika, bowiem określa, czy wpływ ten jest pozytywny czy też negatywny.

Jak wynika z analiz, największy wpływ na empiryczną funkcję kanoniczną dotyczącą aktualnej oceny sytuacji materialnej mają sposób gospodarowania, ocena jakości życia, oszczędności i dochód. Zatem im wyższe dochody rozpo-

rzádzalne gospodarstwa domowego i wyższe kategorie dla kolejnych zmiennych, tym większe szanse na bardzo dobrą ocenę sytuacji materialnej.

Ujemne wartości współczynników zmiennych: liczba dzieci i wiek oznaczają, że im większa liczba dzieci i starszy wiek, tym mniejsze szanse, iż dane gospodarstwo oceni sytuację jako bardzo dobrą. Z kolei ocena przyszłej sytuacji bytowej wydaje się być zdeterminowana głównie aktualną oceną, sposobem gospodarowania, oszczędnościami i zadowoleniem z płacy. Zwiększenie się liczby osób w gospodarstwie oraz powiązanego z nim typu biologicznego rodziny (z jednoosobowego na wieloosobowy) zmniejsza szanse wysokiej subiektywnej oceny. Wymienione cechy najsilniej ważyły na ekonomicznej samoocenie aktualnej i przyszłej sytuacji materialnej oraz na zasadniczej klasyfikacji dobrobytu ekonomicznego gospodarstw domowych.

Innym sposobem rozstrzygnięcia, które zmienne oznaczają lub definiują konkretną funkcję dyskryminacyjną jest przyjrzenie się strukturze czynnikowej. Jej współczynniki mówią o korelacji między zmiennymi w modelu i funkcjami dyskryminacyjnymi (bezwzględne wartości współczynników korelacji określają siłę korelacji z funkcją dyskryminacyjną). Szacując współczynniki korelacji między poszczególnymi zmiennymi diagnostycznymi i wyznaczonymi liniowymi funkcjami dyskryminacyjnymi można określić znaczenie poszczególnych wskaźników w funkcji dyskryminacyjnej (Gatnar, 1995). Jak wynika z oszacowanych ocen współczynników, najsilniej z funkcją dyskryminacyjną skorelowane były zmienne: sposób gospodarowania, jakość życia, oszczędności, natomiast najslabiej skorelowana była liczba dzieci (przy aktualnej ocenie sytuacji). W przypadku oceny przyszłej sytuacji silny dodatni związek odgrywa ocena aktualna, ponadto sposób gospodarowania, a w najmniejszym stopniu liczba osób ogółem czy typ rodziny (tabl. 7).

TABL. 7. MACIERZ STRUKTURY

Zmienne	Współczynniki według modeli oceny sytuacji	
	aktualnej	przyszłej
X_1	0,36	0,33
X_2	0,88	0,74
X_3	0,56	0,52
X_4	0,54	0,50
X_5	0,46	0,45
X_6	-0,02	—
X_7	-0,07	—
X_8	0,20	0,16
X_9	-0,08	-0,07
X_{10}	—	0,11
X_{12}	—	0,90
X_{13}	—	0,01
X_{14}	—	0,05

Źródło: jak przy tabl. 1.

Mając ustalone modele dyskryminacyjne subiektywnych ocen sytuacji bytowej gospodarstw (wyprowadzone funkcje) można dokładnie przewidzieć, do której grupy należy dany przypadek (gospodarstwo domowe). Dokładność danej funkcji dyskryminacyjnej testowana jest przez oszacowanie współczynników poprawności (trafności klasyfikacji) po zastosowaniu tej funkcji do przypadków o znanej przynależności grupowej. Ogólna trafność klasyfikacji *post hoc* badanej próby empirycznej wyniosła 67% w modelu z oceną aktualną oraz 74% w modelu z oceną przyszłą, co oznacza, że znaczną frakcję całej zbiorowości badanych gospodarstw domowych sklasyfikowano poprawnie. Ponad 61% badanej próby w przypadku oceny aktualnej i 75% w przypadku oceny przyszłej stanowiła trafność prognozowania łącznej liczby przypadków w grupie gospodarstw z oceną bardzo dobrą. Trafność klasyfikacji, a zatem i predykcji można przyjąć za zadowalającą.

Podsumowanie

W analizach dotyczących ekskluzji społecznej coraz większe znaczenie przypisuje się wyłączeniu grupy subiektywnym ocenom, w tym ocenom zadowolenia z ekonomicznej sfery życia. Przyjmuje się bowiem założenie, iż osoby niezadowolone w większym stopniu od pozostałych są narażone na trwałe wyłączenie z życia społecznego. Ocena ogólnego zadowolenia ze swego życia przyjmowana jest jako syntetyczny wskaźnik życiowego sukcesu lub porażki.

W przeprowadzonej analizie ekonometrycznej (na podstawie wyników próby gospodarstw domowych woj. podkarpackiego) oszacowano modele dyskryminacji dotyczące subiektywnej opinii gospodarstw domowych (o aktualnej i przyszłej sytuacji). W przypadku dwóch zmiennych dyskryminacyjnych subiektywnej aktualnej i przyszłej oceny poziomu materialnego ustalono zmienne niezależne, statystycznie istotnie różnicujące odpowiedzi na pięć rozłącznych grup. Są to czynniki o charakterze społecznym, demograficznym i inne, głównie o charakterze jakościowym. Poprawna statystycznie klasyfikacja dyskryminacyjna subiektywnej aktualnej oceny poziomu dobrobytu ekonomicznego zależała głównie od: uzyskanego dochodu, sposobu gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwie domowym, oceny jakości życia, posiadanych (lub nie) oszczędności, satysfakcjonującego (lub nie) wynagrodzenia osiągniętego z pracy, liczby dzieci oraz osób osiągających jakiekolwiek dochody w gospodarstwie, przynależności do grupy społeczno-ekonomicznej czy wieku głowy gospodarstwa domowego.

Z kolei na ocenę przyszłego dobrobytu ekonomicznego wpłynęły znacząco: aktualna ocena, aktualny sposób gospodarowania, fakt posiadania oszczędności, ocena jakości życia i rozporządzalny dochód gospodarstwa domowego.

Modelowanie pozwoliło na określenie empirycznych liniowych funkcji kanonicznych, które odróżniały od pozostałych grup głównie grupę gospodarstw domowych oceniających sytuację jako bardzo dobrą.

Zastosowana technika podejścia ilościowego w aspektach dobrobytu ekonomicznego wydaje się być zasadna, ze względu na prostotę obliczeń i łatwość

interpretacji. Jak wynika z przeprowadzonych badań analiza dyskryminacyjna może stać się przydatnym narzędziem analitycznym w diagnozowaniu zjawisk ekonomiczno-społecznych.

dr Beata Kasprzyk — Uniwersytet Rzeszowski

LITERATURA

- Aczel A. D. (2000), *Statystyka w zarządzaniu*, PWN, Warszawa
- Altman E. I. (1968), *Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Predictions of Corporate Bankruptcy*, „Journal of Finance”, No. 23
- Budżety gospodarstw domowych w 2010 r. (2011), GUS
- Campbell A. (1976), *Subjective Measures of Well-being*, „American Psychologist”, No. 2
- Fisher R. A. (1936), *The use of multiple measurements in taxonomic problems*, „Annals of Eugenics”, vol. 7
- Gatnar E. (1995), *Klasyfikacja danych za pomocą pakietu statystycznego SPSS for Windows*, Wydawnictwo PLJ, Warszawa
- Gatnar E. (1998), *Symboliczne metody klasyfikacji danych*, PWN, Warszawa
- Hadasik D. (1998), *Upadłość przedsiębiorstw w Polsce i metody jej prognozowania*, Wyd. AE, Poznań, seria II
- Hand D. J. (1981), *Discrimination and Classification*, John Wiley&Sons Inc., New York
- Huberty C. J. (1994), *Applied Discriminant Analysis*, John Wiley&Sons Inc., New York
- Jajuga K. (1990), *Statystyczna teoria rozpoznawania obrazów*, PWN, Warszawa
- Kleck W. R. (1980), *Discriminant Analysis*, Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, CA: Sage Publications 07-019, Beverly Hills
- Kowal J. (1998), *Metody statystyczne w badaniach sondażowych rynku*, PWN, Warszawa
- Krzyśko M. (1990), *Analiza dyskryminacyjna*, WNT, Warszawa
- Maddala G. S. (2006), *Ekonometria*, PWN, Warszawa
- Morrison D. F. (1990), *Wielowymiarowa analiza statystyczna*, PWN, Warszawa
- Podolec B. (2008), *Społeczno-ekonomiczne uwarunkowania sytuacji materialnej gospodarstw domowych*, [w:] *Statystyka społeczna — dokonania, szanse, perspektywy*, „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, tom 57, GUS
- Rószkiewicz M. (2002), *Metody ilościowe w badaniach marketingowych*, PWN, Warszawa
- Siemińska E. (2002), *Metody pomiaru i oceny kondycji finansowej przedsiębiorstw*, wyd. UMK, Toruń
- Zeliaś A. (2002), *Metody statystyczne*, PWE, Warszawa

SUMMARY

The purpose of the study is to show the possibility of using the discrimination analysis in self-assessment of household economic welfare. The essence of the analysis was the modelling of judgments of both current and future economic situation of households in Podkarpackie voivodship, for example. The analysis

identified the characteristics that significantly distinguish households according to their economic welfare. In addition, their properties discriminatory specifies (weights) were set. It was found that subjective opinion depended on both the income and demographic factors, as well as belonging to a group of socio-economic satisfaction with the achieved living wage, have savings, their own assessment of the quality of life, etc. The Author marked formal canonical discriminant function equations which differentiate subjectivity of current and future assessment of the economic situation in the sample households.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи было представление возможностей использования анализа дискриминации в проблеме самооценки экономического благосостояния домашних хозяйств. Суть анализа заключается в моделировании субъективных оценок как текущего (актуального), так и будущего экономического положения домашних хозяйств на примере домашних хозяйств в подкарпатском воеводстве.

В результате анализа были определены характеристики, которые статистически действительно выделяют домашние хозяйства по экономическому благосостоянию. Дополнительно были определены их дискриминационные собственности (вес). Было установлено, что субъективное мнение зависит как от доходов и демографических факторов, так и от принадлежности к социально-экономической группе, удовлетворения получаемой зарплатой, от сбережений, есть они или их нет, собственной оценки качества жизни и др. Были определены формальные уравнения канонических дискриминационных функций, которые дифференцируют субъективность актуальной и будущей оценки экономической ситуации в обследуемой выборке домашних хозяйств.