

BEATA KASPRZYK*

Subiektywne oceny dobrobytu ekonomicznego w gospodarstwach domowych w świetle modelowania dyskryminacyjnego

1. Sądy wartościujące w ekonomii dobrobytu

To, czy ekonomia dobrobytu (*welfare economics*) jest nauką normatywną, czy pozytywną, stanowi przedmiot dyskusji dla wielu ekonomistów. Poglądy w tym zakresie nie były i nadal nie są zbieżne. Niektórzy uważają, iż ekonomia dobrobytu jest ekonomią pozytywną, czyli opisującą rzeczywistość i wyjaśniającą zjawiska gospodarcze. Stąd ekonomia jako nauka „pozytywna” powinna koncentrować swoją uwagę na faktach i zdecydowanie unikać sądów wartościujących. Stanowisko to zdecydowanie podzielają m.in. P. Hennipman, Yew-Kwang Ng, E.J. Mishan czy B. Czarny (Hennipman 1984, s. 86–99; Ng 1992, s. 6–7; Mishan 1984, s. 234–238; Czarny 2004, s. 63–69).

Przeciwny punkt widzenia co do kwalifikacji ekonomii dobrobytu został wypracowany na kanwie tzw. nowej ekonomii dobrobytu, opracowanej przez Vilfredo Pareto. Teoria Pareta (*social welfare*) stworzyła nowe kryterium oceny poziomu dobrobytu społeczeństwa, gdzie decydująca była analiza środków osiągnięcia celu, jakim jest maksymalizacja społecznego dobrobytu (Pareto 1927). Ekonomia dobrobytu według poglądów Pareta opiera się zasadniczo na założeniach, które są sędami wartościującymi. Jako kryterium oceny różnych stanów społecznych przy definiowaniu „optimum Pareto” wykorzystywane i zdecydowanie niezbędne są owe sądy. W szczególności chodzi o następujące założenia teorii *social welfare*: każda jednostka jest najbardziej kompetentna, aby wypowiadać się na temat własnego dobrobytu; dobrobyt społeczny zależy wyłącznie od dobrobytu jednostek; spadek użyteczności jednej osoby w żaden sposób nie może zostać zrekompensovany wzrostem użyteczności kogoś innego.

J.M. Keynes i jego zwolennicy uważali, że ekonomia dobrobytu stanowi „normatywną” sztukę, a nie naukę „pozytywną” (Keynes 1891, s. 31–36). Doktryna optymalności w sensie Pareta opiera się na podstawowym założeniu suwerenności konsumenta. Oznacza to, że wyłącznie autentyczne preferencje jednostek mogą zostać uznane za główne kryterium oceny poziomu ich dobrobytu, a jednostka jest „najlepszym sędzią” w kwestiach dotyczących jej dobrobytu. Twierdzi się, że założenie o suwerenności konsumenta

* Dr Beata Kasprzyk – Wydział Ekonomii, Uniwersytet Rzeszowski; e-mail: kasprzykbeata15@gmail.com

stanowi sąd wartościujący, co pociąga za sobą wniosek, iż ekonomia dobrobytu ma normatywny charakter. Niektórzy argumentują, że usunięcie z ekonomii dobrobytu owych sądów wartościujących oznaczałoby jej zupełne zniszczenie i w efekcie zubożenie nauk ekonomicznych (np. destrukcja ekonomii dobrobytu byłaby nieuniknionym skutkiem rezygnacji ekonomistów z posługiwania się tak ważnym kryterium oceny poziomu dobrobytu jak optimum Pareta, które jest przecież sądem wartościującym) (cyt. za Czarny 2011, s. 10). Stąd zdaniem niektórych współczesnych ekonomistów ekonomia dobrobytu jest wyłącznie normatywna: „Ekonomia dobrobytu (...) stanowi tę część ekonomii, która zajmuje się kryteriami etycznymi, pozwalającymi nam zdecydować, że jakiś stan gospodarczy świata jest bardziej pożądany niż inny” (Blaug 1992, s. 196; Blaug 1995, s. 373).

Niezależnie od tego, jak wieloznaczne są teoretyczne definicje dotyczące ekonomii jako nauki, wyjaśnienia znaczeń sądów wartościujących, poglądy czy rozbieżności terminologiczne odnośnie do ekonomii dobrobytu, istotne jest prowadzenie empirycznych badań tej dziedziny ekonomii.

2. Badania empiryczne – subiektywny pomiar dobrobytu ekonomicznego

Badania ekonomiczne dotyczące sądów w zakresie zadowolenia i postrzegania własnej sytuacji dochodowej są rzadkie, ale w ostatnich latach coraz częstsze. Wiele badań dotyczących gospodarstw domowych nie ogranicza się do analiz konsumpcji i obiektywnego stanu dochodów, ale także bierze pod uwagę kwestie subiektywnych ocen i sądów.

Wyniki współcześnie prowadzonych badań empirycznych wskazują, że wpływ na subiektywnie odczuwany dobrobyt ekonomiczny należy przypisać głównie rozporządzalnym dochodom i wielkości gospodarstwa domowego. Wskazuje się, że determinanty zadowolenia i satysfakcji z materialnego poziomu życia to także m.in.: płeć, liczba dzieci w gospodarstwie domowym, źródła dochodów, miejsce zamieszkania i przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej. Istotny wpływ na osobistą satysfakcję i zadowolenie z życia wykazują takie czynniki, jak: wiek, wykształcenie i inne atrybuty gospodarstwa domowego (Liberda i inn. 2011, s. 1–19; Kot 2000; Dudek 2009, s. 9–24; Podolec 2008, s. 112; Kasprzyk 2010, s. 77–94). Wiele badań wykazało różne zależności między tymi czynnikami, np. ujemną korelację między wiekiem i subiektywnym odczuciem dobrobytu. Związek ten ma kształt litery U i punkt zwrotny w określonym wieku. W cytowanych pracach próbowano wyjaśnić poziom zadowolenia z sytuacji materialnej także w zależności od innych cech społeczno-demograficznych (Ferrer-i-Carbonell, Van Praag 2003, s. 107–127; D’Ambrosio, Frick 2007, s. 497–519; Stanovnik 2006, s. 60–70).

Czynniki subiektywne włączone są także do oficjalnych badań dobrobytu społeczeństwa prowadzonych przez większość urzędów statystycznych krajów Unii Europejskiej. Dane pochodzące z badania budżetów gospodarstw domowych publikowane są także przez Eurostat, jednakże ukazują się one rzadziej i przedstawiają wyniki badań w krajach europejskich w dłuższych horyzontach czasowych <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>. W literaturze anglojęzycznej podejście dotyczące opinii na temat własnego dochodu nazwane jest ISA (*Income Satisfaction Approach*).

W Polsce badania z tego zakresu zobowiązany jest prowadzić GUS w ramach analiz z zakresu „Subiektywna ocena sytuacji materialnej gospodarstw domowych” (GUS 2013, s. 46, 227). Dane są pozyskiwane corocznie tą samą lub zbliżoną metodą, ponadto są dostosowywane do wymogów Unii Europejskiej i od 1993 r. do zaleceń Eurostatu (Kordos 2007). W kwestionariuszach aktualnie stosowanych w badaniach GUS uwzględnia się pytania dotyczące subiektywnego postrzegania swojej sytuacji dochodowej następującej tre-

ści: „Jak oceniliby Pan/i ogólną sytuację materialną gospodarstwa domowego?": 1) bardzo dobra, 2) raczej dobra, 3) przeciętna, 4) raczej zła, 5) zła. Respondenci biorąc pod uwagę potrzeby gospodarstwa domowego proszeni są także o podanie miesięcznych dochodów netto gospodarstwa, które uznałyby jako dochód: 1) bardzo zły, 2) niewystarczający, 3) ledwo wystarczający, 4) dobry, 5) bardzo dobry. Trzecie pytanie brzmi: „Czy z aktualnym dochodem Pana/i gospodarstwo domowe wiąże koniec z końcem?": 1) z wielką trudnością, 2) z trudnością, 3) z pewną trudnością, 4) raczej łatwo, 5) łatwo, 6) bardzo łatwo (GUS 2011, s. 147)¹.

Drugie pytanie nawiązuje do klasycznych pytań IEQ (*Income Evaluation Questions*) tzw. metody lejdejskiej zaproponowanej przez van Praaga i stanowiącej podstawę określenia indywidualnej dochodowej funkcji dobrobytu (van Praag 1971, s. 337–369; van Praag 1977, s. 189–207). Van Praag starał się przedstawić IEQ w kategoriach behawioralnych. Pobudzeniem jest w tym przypadku poziom dobrobytu określony werbalnie, a reakcją respondenta na to pobudzenie jest odpowiedź w postaci subiektywnej oceny tego poziomu w jednostkach pieniężnych. Van Praag uważa, że IEQ można traktować jako przykład obserwacji „zachowań słownych”, tak jak to rozumie Sen (Sen 1982). Pytania IEQ zostały także włączone do programu prac Eurostatu (por. Flik, van Praag 1992, s. 311–330). W pracach polskich autorów odwoływano się również do tej teorii (zob. szerzej Kot 2000; Rusnak 2007; Panek 2007).

Wyniki empirycznych analiz GUS wskazują, że w 2012 r. ponad połowa badanych gospodarstw domowych oceniała swoją sytuację materialną jako „przeciętną”, co czwarte gospodarstwo postrzegało ją jako „raczej dobrą” albo „bardzo dobrą”, a co piąte jako „raczej złą” albo „złą”. Najlepiej oceniały swoją sytuację materialną („bardzo dobrze” lub „raczej dobrze”) gospodarstwa domowe pracujących na własny rachunek (41,9%) oraz gospodarstwa domowe pracowników (25,3%); zdecydowanie najgorzej („raczej źle” lub „źle”) gospodarstwa rencistów (41,2%). Zróżnicowanie ocen zależne było również od miejsca zamieszkania: gorzej oceniali swój dobrobyt materialny mieszkańcy wsi niż miast (GUS 2012, s. 21–22). Odpowiedzi na pytania o sposób gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwach domowych stanowi także element oceny subiektywnej poziomu dobrobytu. Największy wpływ na sposób gospodarowania finansami gospodarstw domowych miał poziom wykształcenia; najmniej problemów z zaspokojeniem bieżących potrzeb mieli respondenci z wyższym wykształceniem (GUS 2013, s. 40–43).

Z kolei wyniki badań CBOS pokazują, że w Polsce od 1993 r. znacząco wzrosła możliwość swobodnego gospodarowania budżetem w rodzinach. Sukcesywnie zwiększał się odsetek gospodarstw domowych żyjących „dobrze” lub „bardzo dobrze”. W porównaniu z pomiarem przeprowadzonym 20 lat wcześniej odsetek deklarujących, że żyją „bardzo biednie” lub „skromnie” zmalał prawie o połowę, a odsetek twierdzących, że żyje im się „dobrze” lub „bardzo dobrze” wzrósł pięciokrotnie. Od 2005 r. ponad połowa Polaków deklaruje, że żyje im się „średnio” – starcza im na co dzień, ale muszą oszczędzać na poważniejsze zakupy. Jednocześnie w latach 2005–2008 wzrastał odsetek badanych określających, że żyje im się „dobrze” lub „bardzo dobrze”, a spadał tych, którzy uważali, że „żyje im się skromnie” (Badora 2013).

Jednym z istotnych czynników oceny ekonomicznego standardu życia, zwłaszcza od strony subiektywnej, jest „grupa odniesienia”. Jednostka bowiem świadomie lub nieświadomie postrzega swoją pozycję ekonomiczną i dokonuje porównań na tle innych jed-

¹ Szersze znaczenie odpowiedzi: 1) nie starcza nam nawet na podstawowe potrzeby, 2) musimy na co dzień bardzo oszczędnie gospodarować, 3) starcza nam na co dzień, ale musimy oszczędzać na poważniejsze zakupy, 4) starcza nam na wiele bez specjalnego oszczędzania, 5) możemy pozwolić sobie na pewien luksus.

nostek, czy rodzin z jej najbliższego otoczenia, o czym mówi m.in. teoria formowania preferencji w ekonomii dobrobytu (van Praag 1968; Kapteyn 1977; van Praag, Kapteyn 1973). Sugeruje się, iż istnieje naturalny związek między subiektywną oceną dobrobytu i względną deprywacją² (Easterlin 1995, s. 35–47).

Subiektywna ocena dobrobytu ekonomicznego obejmująca czynniki ekonomiczne, społeczne i psychologiczne stanowi zdecydowanie kategorię wielowymiarową i złożoną, stąd problem pomiaru ilościowego ocen stanowi tym bardziej proces poszukiwawczy i nie do końca mierzalny. Ponadto czynniki te, wyraźnie zawierające aspekty psychologiczne, nie występują autonomicznie, lecz w pewnym zespole cech, który – zależnie od czasu i przestrzeni regionalnej – jest zmienny co do siły i kierunku oddziaływania (Kasprzyk 2013, s. 104).

3. Cel i metoda analizy

Istota każdego prawidłowego procesu badawczego odnosi się do weryfikacji określonych hipotez badawczych. W niniejszej pracy przyjęto następujące hipotezy badawcze: hipoteza pierwsza – istnieją określone cechy związane z danym gospodarstwem domowym, które istotnie różnicują gospodarstwa domowe na niejednorodne grupy w kwestii sądów co do sposobów zarządzania domowym budżetem i gospodarowania pieniędzmi; hipoteza druga – można wyznaczyć funkcje statystycznie istotne, na podstawie których można przewidzieć ocenę sposobu gospodarowania dla danego gospodarstwa domowego.

Zasadniczym celem badawczym jest wyznaczenie ekonometrycznego modelu dyskryminacyjnego dla deklarowanych ocen sposobów gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwach domowych (na przykładzie gospodarstw woj. podkarpackiego). Istotnym celem tej pracy jest zbadanie wpływu różnych czynników społeczno-demograficznych oraz innych subiektywnych sądów na kształtowanie się ocen stanowiących pośrednio pomiar dobrobytu ekonomicznego.

Realizacji tego celu i weryfikacji hipotez dokonano na bazie pierwotnych źródeł informacji, tj. wyników własnych badań kwestionariuszowych. Badania ankietowe przeprowadzono w kwietniu 2012 r. techniką wywiadów bezpośrednich (metoda *mall intercepts* – metoda doboru nielosowego „przechwytywania”) (Kowal 1998, s. 30–31); ostatecznie, po uwzględnieniu odmów, otrzymano próbę badawczą $n = 835$ respondentów (gospodarstw domowych). Uzyskano w ten sposób próbę empiryczną spełniającą wymagane założenia dalszej analizy. Zakres przestrzenny badań dotyczył regionu Polski południowo-wschodniej, głównie województwa podkarpackiego. Odpowiedzi respondentów dotyczyły subiektywnych ocen na temat postrzegania własnej sytuacji materialnej, a sądy te miały charakter zdecydowanie deklaratywny.

Podstawę modelowania stanowiły wyniki uzyskane na własnej próbie empirycznej. Podmiotem analizy było gospodarstwo domowe. Respondenci (głowa gospodarstwa domowego) byli proszeni o wskazanie według własnego uznania na jeden z pięciu wariantów odpowiedzi dotyczący własnej oceny sytuacji finansowej gospodarstwa domowego. Możliwe były następujące kategorie odpowiedzi: budżet bardzo skromny – nie wystarcza na podstawowe potrzeby; skromny – gospodarujemy bardzo oszczędnie; przeciętny – wystarcza, ale oszczędzamy na poważniejsze zakupy; dobry – wystarcza na wiele potrzeb; bardzo

² Deprywacja względna to koncepcja zakładająca, że ludzie porównują się z innymi osobami lub grupami przy ocenie własnej sytuacji. Deprywacja relatywna – w psychologii społecznej – to samorzutnie identyfikowany przez daną jednostkę wzrost (stopniowy lub skokowy) dysharmonii pomiędzy faktycznym (w miarę obiektywnym) i pożądanym (z natury subiektywnym) stanem lub poziomem życia.

dobry – pozwalamy sobie na pewien luksus³. Zebrano także dane dotyczące poszczególnych cech ekonomiczno-społecznych respondentów, takich jak: liczba osób w rodzinie, liczba dzieci, przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej, wykształcenie głowy gospodarstwa domowego, miejsce zamieszkania, wiek oraz odpowiedzi na pytania dotyczące sądów związanych pośrednio z sytuacją ekonomiczną.

Jako metodę badawczą przyjęto analizę dyskryminacyjną. Jest ona wielowymiarową metodą statystyczną, która bada występowanie różnic pomiędzy grupami obiektów na podstawie zbioru zmiennych niezależnych. Można ją efektywnie stosować w wielu dziedzinach nauki i praktyki społecznej, w tym ekonomii, a ze względu na leżący u jej podstaw stosunkowo prosty model matematyczny znajduje ona zastosowanie do wielu problemów badawczych i predykcyjnych (Norusis 1994).

Statystyczny model dyskryminacyjny rozstrzyga, które zmienne wyróżniają (dyskryminują) dwie lub więcej grup obiektów. Analiza dyskryminacyjna ma dwa główne cele: po pierwsze, poszukiwanie właściwości obiektów („dyskryminatorów”); po drugie, porządkowanie obiektów do dwóch lub więcej zbiorów, co można nazwać odpowiednio procesami dyskryminacji i klasyfikacji (Johnson, Wichern 1992). W procesie dyskryminacji poszukuje się formuły matematycznej (zwanej funkcją dyskryminacji) identyfikującej przynależność obiektu do jednej z kilku wyróżnionych grup, przy możliwie minimalnych błędach klasyfikacji (Fisher 1936, s. 179–188)⁴. Funkcje dyskryminacyjne optymalnie dzielą obiekty na grupy w taki sposób, aby maksymalizować stosunek zróżnicowania międzygrupowego zmiennych wejściowych do ich zróżnicowania wewnątrzgrupowego, co oznacza, że w modelu dąży się do uzyskania jak największej jednorodności jednostek wewnątrz istniejących grup, natomiast jak największej heterogeniczności między grupami. W drugim procesie – klasyfikacji – analiza ta powinna dostarczyć takich reguł klasyfikacji, które minimalizują prawdopodobieństwo błędnego przyporządkowania obiektów. Założenia klasycznej analizy dyskryminacji dotyczą normalności rozkładów zmiennych niezależnych, równości macierzy wariancji/kowariancji w poszczególnych grupach (klasach)⁵. Ponadto zmienna zależna jest mierzona na poziomie nominalnym, a żadna ze zmiennych dyskryminujących nie może być liniową kombinacją innej zmiennej. Zakłada się także, że liczba przypadków powinna być pięć razy większa od liczby zmiennych niezależnych.

4. Wyniki analizy – model dyskryminacyjny

Celem analizy dyskryminacyjnej przeprowadzonej w tym badaniu jest wyjaśnienie statystycznie istotnych przyczyn w różnicach co do sposobów gospodarowania budżetem pomiędzy grupami obiektów (gospodarstw domowych), przy uwzględnieniu ich charakterystyk dostępnych w postaci tzw. zmiennych „dyskryminujących”. Analiza tego typu ma charakter eksploracyjny i jest wykorzystywana w przypadku, gdy związki przyczynowe

³ Przyjęto tutaj kategorie odpowiedzi, jakie stosuje GUS (GUS 2011, s. 147).

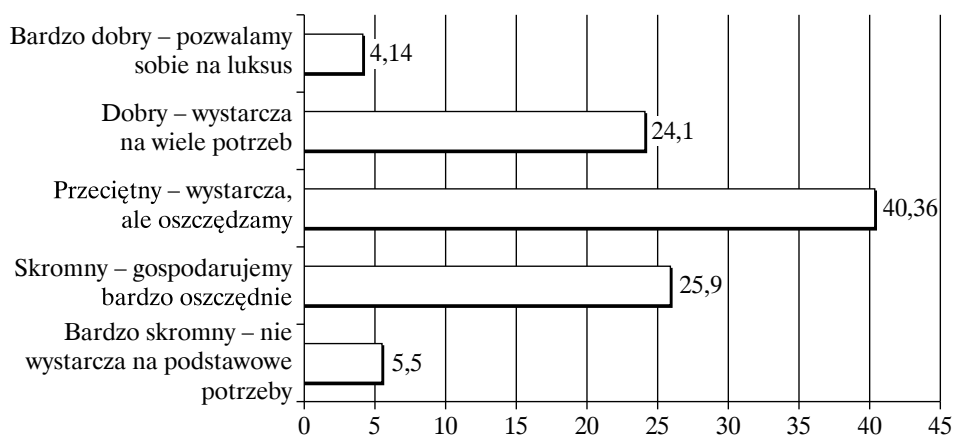
⁴ Klasyczna funkcja dyskryminacyjna $FD(X)$ stanowi liniową kombinację zmiennych niezależnych. Twórca metody R.A. Fisher opracował ogólną postać równania: $FD(X) = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_k X_k$; gdzie: $i = 1, \dots, k$, X – wektor zmiennych niezależnych $[X_i]$, α_0 – stała funkcji dyskryminacyjnej, α_i – współczynniki (wagi) funkcji dyskryminacyjnej. Opracowania na temat funkcji dyskryminacyjnych – zob. także Gatnar 1998, s. 50–54; Morrison 1990; Hand 1981; Ostasiewicz 1998, s. 352–363; M. Rószkiewicz 2002, s. 87.

⁵ W badaniach praktycznych przyjmuje się często, że wystarczy jedynie sprawdzenie założenia dotyczącego jednorodności wariancji; jeśli nawet pojedyncze rozkłady zmiennych są normalne, nie ma gwarancji, że wielowymiarowy rozkład jest też normalny. Odporność analizy dyskryminacyjnej na niespełnienie głównego założenia zależy od wielu czynników: m.in. liczebności próby, stopnia skośności rozkładów, struktury kowariancji w grupach (Huberty 1994, s. 96).

między zmiennymi nie są dobrze rozpoznane. Również według zaleceń GUS „wyniki badania budżetów gospodarstw domowych powinny być wykorzystywane przede wszystkim do analiz zróżnicowania względnego oraz struktury wydatków, dochodów i spożycia przez gospodarstwa domowe, w zależności od cech społeczno-demograficznych i innych stosowanych przekrojów” (GUS 2013, s. 26).

Odczucia co do dobrobytu ekonomicznego znajdują swoje odzwierciedlenie m.in. w subiektywnych ocenach dotyczących sposobu gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwie domowym. Stopień zadowolenia w tym zakresie mierzono za pomocą zmiennej skategoryzowanej. Dla badanej próby ($n = 835$) empiryczny rozkład kategorii odpowiedzi na pytania dotyczące sposobu gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwie domowym przedstawia rysunek 1.

Rysunek 1
Sposób gospodarowania według odpowiedzi respondentów (w %)



Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań empirycznych.

Deklarowane odpowiedzi były zdecydowanie zróżnicowane. Największa grupa gospodarstw (ponad 40%) deklarowała „przeciętny” sposób gospodarowania pieniędzmi, uwzględniając oszczędzanie przed dokonaniem poważniejszych zakupów. Co czwarty ankieter (26%) twierdził, że gospodarował skromnie i bardzo oszczędnie. Podobną frakcją odpowiedzi (24,1%) stanowiły osoby, którym wystarczało na wiele potrzeb. Poziomy deklarujących bardzo skromny i bardzo dobry budżet dotyczył odpowiednio 5,5% i 4% badanych. Wyniki własnych badań empirycznych w tym zakresie okazały się zbliżone do ogólnopolskich badań budżetów gospodarstw domowych przeprowadzanych przez GUS (por. GUS 2013, s. 60).

W założonym modelu dyskryminacyjnym zmienną zależną – jako zmienną nominalną (dla $r = 1, \dots, 5$) – stanowiły skategoryzowane subiektywne odpowiedzi dotyczące samooceny gospodarowania budżetem domowym, gdzie: $r = 1$ grupa gospodarstw domowych gospodarujących bardzo skromnie; $r = 2$ grupa gospodarujących skromnie; $r = 3$ grupa gospodarujących przeciętnie; $r = 4$ grupa gospodarstw gospodarujących dobrze; $r = 5$ grupa gospodarujących bardzo dobrze. Wejściowy zbiór potencjalnych predyktorów obejmował kilkanaście zmiennych charakteryzujących uwarunkowania demograficzno-społeczne danego gospodarstwa domowego. Zmienne miały charakter zarówno ilościowy (np. rozporządzalny miesięczny dochód na gospodarstwo domowe, liczba osób w gospodarstwie, liczba osób osiągających jakiegokolwiek dochody, liczba dzieci w rodzinie), jak i jakościowy (np. wykształcenie głowy gospodarstwa, typ biologiczny rodziny, miejsce zamieszkania, przy-

należność do grupy społeczno-ekonomicznej, wiek głowy gospodarstwa)⁶. Wprowadzono do modelu także „inne” cechy jako zmienne dychotomiczne, takie jak: ocena poziomu życia, ocena jakości życia, zadowolenie z płacy, posiadanie oszczędności, występowanie osób bezrobotnych w rodzinie⁷. Informacje, których nośnikami były zmienne niezależne pozwolą „zdystryminować”, czyli wyjaśnić różnice dla zmiennej grupującej, tj. między pięcioma grupami badanych obiektów, w zakresie oceny gospodarowania pieniędzmi, tj. pomiędzy gospodarstwami domowymi oceniającymi sposób gospodarowania pieniędzmi, jako „skromny”, „raczej skromny”, „przeciętny”, „dobry” i „bardzo dobry”, a następnie dokonać klasyfikacji, tj. określenia przynależności grupowej obiektów/gospodarstw domowych. W wyniku analiz symulacyjnych, w których badano różne zestawy zmiennych, przyjęto optymalną konfigurację predyktorów, najlepiej różnicującą grupy gospodarstw domowych. W obliczeniach zastosowano metodę „postępującą krokową”, co pozwoliło na wprowadzanie do modelu kolejnych zmiennych o najwyższej mocy dyskryminacyjnej, a tym samym na wyodrębnienie i ustalenie czynników o najistotniejszym wpływie na klasyfikację⁸.

Tabela 1
Parametry modelu dyskryminacyjnego

Zmienne niezależne – predyktory	Oceny				
	λ Wilksa	Cząstkowe λ Wilksa	Statystyka F	Poziom p	Współ- czynnik tolerancji
X_1 (ocena poziomu życia)	0,337	0,633	118,85	0,000	0,88
X_2 (zadowolenie z płacy)	0,243	0,880	28,03	0,000	0,85
X_3 (rozporządzalny dochód)	0,235	0,910	20,24	0,000	0,84
X_4 (zadowolenie z jakości życia)	0,222	0,961	8,26	0,000	0,75
X_5 (liczba osób z dochodami)	0,219	0,976	5,09	0,000	0,62
X_6 (posiadanie oszczędności)	0,219	0,977	4,80	0,001	0,85
X_7 (poziom wykształcenia)	0,218	0,982	3,84	0,004	0,84
X_8 (grupa społeczno-ekonomiczna)	0,217	0,983	3,53	0,007	0,88
X_9 (liczba osób w rodzinie)	0,215	0,993	1,47	0,211	0,60
X_{10} (wiek głowy gospodarstwa)	0,214	0,995	0,93	0,444	0,75
X_{11} (zamieszkanie)	0,214	0,998	0,50	0,739	0,95

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań empirycznych.

⁶ Zastosowano następującą kategoryzację odpowiedzi: ocena ekonomicznego poziomu życia (zła, raczej zła, przeciętna, dobra, bardzo dobra); wykształcenie głowy gospodarstwa (podstawowe/gimnazjalne, zasadnicze, średnie, wyższe); typ biologiczny rodziny (małżeństwo, rodzina niepełna, gospodarstwo 1-osobowe); miejsce zamieszkania (miasto do 10 tys., miasto 10–50 tys., miasto od 50 tys., wieś); przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej (praca – zatrudnienie u pracodawcy, praca na własny rachunek, praca w gospodarstwie rolnym, emerytura/renta, źródła niezarobkowe); wiek (do 30 lat, 30–40 lat, 40–50 lat, 50–60 lat, 60 i więcej) – z kolejnymi kodami od 1 do n .

⁷ Pytania sformułowano następująco: *Czy gospodarstwo domowe jest zadowolone z osiągniętej jakości życia (dochody, sytuacja materialna, praca, zdrowie, mieszkanie, styl życia itd.)?; Czy gospodarstwo domowe posiada oszczędności?; Czy wynagrodzenie uzyskiwane z tytułu pracy jest satysfakcjonujące?; Czy występują osoby bezrobotne w rodzinie?* (z kategoriami odpowiedzi: tak/nie).

⁸ Istotne w tej procedurze jest sterowanie wartościami F . Wartość F dla danej zmiennej wskazuje jej statystyczną istotność w wyodrębnieniu grup.

Ostatecznie przyjęto zestaw $k = 11$ zmiennych niezależnych (X_1 do X_{11} – tab. 1), względem których model osiągnął najlepszą, wysoką moc dyskryminacyjną, a wartość statystyki ogólnej λ Wilksa wyniosła 0,2135⁹. Dyskryminacja grup gospodarstw domowych w przyjętym modelu była statystycznie istotna (wartość ogólna statystyki $F(4,820) = 35,471$, $p < 0,0000$), dla zbioru tych zmiennych osiągnięto poprawność statystyczną modelu. Dla odpowiedzi dotyczących sposobów gospodarowania istotne różnice wykazywały średnie grupowe dla większości zmiennych włączonych do modelu (z wyjątkiem miejsca zamieszkania, wieku głowy gospodarstwa domowego i liczby osób w rodzinie). Efekty (statystycznie istotne) poszczególnych zmiennych dyskryminujących od największego do najmniejszego były następujące (na poziomie $p \leq 0,001$): ocena poziomu życia ($F_{4;820} = 118,85$), zadowolenie z płacy ($F_{4;820} = 28,03$), rozporządzalny dochód ($F_{4;820} = 20,24$), zadowolenie z jakości życia ($F_{4;820} = 8,26$), liczba osób z dochodami ($F_{4;820} = 5,09$), posiadanie oszczędności ($F_{4;820} = 4,80$) oraz poziom wykształcenia i przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej (statystyka F na poziomie $p \leq 0,01$). Wartości cząstkowe λ Wilksa po wprowadzaniu do modeli kolejnych zmiennych zmieniały się, stanowiąc ocenę „wkładu” tych zmiennych w podział grup (mniejsza wartość tej statystyki oznacza większą moc dyskryminacyjną danej zmiennej). Wartości współczynników tolerancji określają stopień współliniowości zmiennych, wskazując efekt nadmiarowości danej zmiennej (np. dla zmiennej X_5 wartość współczynnika 0,62 oznacza, że 62% informacji, które wnosi zmienna „liczba osób z dochodami”, nie było powielanych przez inne zmienne).

Obok badania statystycznej istotności i określenia siły oddziaływania predyktorów na zmienną grupującą ważniejsza jest analiza łącznego wpływu zmiennych niezależnych, nie zaś pojedynczych efektów. Kluczowych informacji dostarcza tu analiza wielowymiarowa, ukazująca efekt zmiennej dyskryminującej po poddaniu jej statystycznej kontroli współzmienności (skorelowania) z innymi predyktorami w modelu. Analizie dyskryminacji podlegało $r = 5$ skategoryzowanych grup gospodarstw domowych, stąd uzyskano $r - 1 = 4$ kanoniczne funkcje dyskryminacyjne¹⁰. Oznacza to, że położenie każdego jednego obiektu (gospodarstwa domowego) można określić na podstawie aż czterech wyników dyskryminacyjnych. W kolejnym etapie wyznaczono funkcje dyskryminacyjne, dla których zmienne niezależne stanowiły określone cechy gospodarstwa, a uzyskane wartości funkcji pozwoliły zaklasyfikować dane gospodarstwo domowe do jednej z $r = 5$ grup. Parametry liniowych funkcji dyskryminacyjnych estymowano w taki sposób, aby w maksymalnym stopniu separowały istniejące grupy obserwacji. Przy optymalnej kombinacji zmiennych wejściowych tworzy się takie rozwiązanie, aby pierwsza funkcja zapewniła najbardziej ogólne rozróżnienie między r grupami. Ogólne charakterystyki uzyskanych funkcji dyskryminacyjnych zawarto w tabeli 2.

Kryterium oceny mocy dyskryminacyjnej kilku funkcji jest porównanie ich wartości własnych (tj. stosunku wariancji międzygrupowych do wewnątrzgrupowych) oraz ich procentowego udziału w ogólnej wariancji międzygrupowej przypadającej na daną funkcję. Zdecydowanie największą moc dyskryminacyjną ma funkcja I (2,5374), a udział w dyskry-

⁹ Wartości statystyki λ Wilksa (por. tab. 1) decydują o ocenie istotności statystycznej mocy dyskryminacyjnej modelu dla wszystkich zmiennych wprowadzonych do modelu. Statystyka ta weryfikuje zbiór hipotez postulujących różnice pomiędzy średnimi w grupach dla przyjętych w modelu zmiennych dyskryminujących. Jest miarą równości średnich grupowych i wyraża stosunek wewnątrzgrupowej sumy kwadratów do całkowitej sumy kwadratów. Wartość statystyki λ Wilksa o maksymalnej wartości 1 oznacza, że średnie grupowe są równe. Wartość bliska 0 oznacza, że wartość wewnątrzgrupowa jest relatywnie mała, a większość całkowitej zmienności można przypisać różnicom międzygrupowym – wartość taka jest zatem pożądana.

¹⁰ W modelu liczba funkcji dyskryminacyjnych może być co najwyżej równa liczbie klas pomniejszonej o 1. Zmienna zależna ma 5 wariantów, liczba funkcji dyskryminacyjnych może wynosić max 4. Daną funkcję można wykorzystać pod warunkiem, że jest statystycznie istotna i zdecydowanie różnicuje obiekty.

Tabela 2
Parametry funkcji dyskryminacyjnych

Parametry funkcji	Funkcja kanoniczna I	Funkcja kanoniczna II	Funkcja kanoniczna III	Funkcja kanoniczna IV
Wartość własna	2,5374	0,1542	0,1139	0,0298
R kanoniczne	0,8469	0,3655	0,3197	0,1701
Ogólny λ Wilksa	0,2135	0,7553	0,8718	0,9711
Statystyka χ^2 – kwadrat Poziom p	1275,366 0,0000	231,798 0,0000	113,335 0,0000	24,2518 0,0021

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań empirycznych.

minacji kolejnych funkcji jest znacząco mniejszy. W analizie dyskryminacyjnej funkcja I wyjaśniała największy odsetek wariancji międzygrupowej (89,5%), kolejne funkcje sukcesywnie mniej (II – 5,4%, III – 4% IV – 1,1%).

Ważna dla modelu jest ocena współczynnika λ Wilksa, który informuje o tym, jaka część zmienności funkcji nie jest wyjaśniana różnicami między grupami (im mniejsza wartość współczynnika, tym jakość oszacowania lepsza). Korespondujący jej test hipotezy zerowej mówi o braku różnic międzygrupowych w populacji, z której pobrano próbę. Statystyka λ jest przekształcana w statystykę χ^2 (wartość 0,2135 odpowiada $\chi^2 = 1275,36$; $p = 0,000$). Tak więc wydaje się nieprawdopodobne, aby średnia tej funkcji była taka sama u osób oceniających swój budżet np. jako „skromny” jak u oceniających inaczej. Wysokie wartości tej statystyki (odpowiednio: 0,75; 0,87 i 0,97 dla kolejnych funkcji) wskazują na stanowczo niską ich moc dyskryminacyjną. Porównać można również wartości korelacji kanonicznej, które są miarami wielkości związku pomiędzy wynikami dyskryminacji i zmienną grupującą. W estymowanym modelu korelacje kanoniczne wynosiły dla kolejnych funkcji: 0,85; 0,37; 0,32 i 0,17. Kwadraty korelacji kanonicznych dowodzą, że różnice międzygrupowe wyjaśniają aż 72% wariancji funkcji I, ale tylko 13%, 10% i 3% kolejnych funkcji dyskryminacyjnych. Parametry te potwierdzają najwyższą moc dyskryminacyjną funkcji I (dyskryminacja najbardziej wyraźna ze względu na analizowane cechy). Klasyfikacja dyskryminacyjna według pozostałych funkcji nie okazała się tak wyraźna, zatem celowo zostały one pominięte w dalszej analizie i interpretacji merytorycznej.

Tabela 3 przedstawia współczynniki kanoniczne czterech liniowych funkcji dyskryminacyjnych estymowanych dla badanej próby. Wartości współczynników niestandardyzowanych pozwalają na dokładny zapis empirycznych kanonicznych funkcji dyskryminacyjnych dotyczących opinii co do sytuacji materialnej gospodarstw domowych¹¹. Dla pierwszej, statystycznie istotnej funkcji, kategorycznie różnicującej obiekty, postać równania jest następująca:

$$FD(X) = -6,225 + 1,396X_1 + 0,688X_2 + 0,001X_3 + 0,262X_4 + 0,037X_5 + \\ + 0,037X_6 + 0,185X_7 - 0,064X_8 - 0,022X_9 + 0,023X_{10} + 0,047X_{11},$$

gdzie X_1, \dots, X_8 to istotne statystycznie zmienne niezależne.

¹¹ Współczynniki niestandardyzowane stanowią mnożniki zmiennych wyrażonych w ich oryginalnych jednostkach, wskazując, o ile wzrośnie (lub zmaleje) wartość funkcji, jeśli wartość predyktora zmieni się o jednostkę.

Tabela 3
Współczynniki dyskryminacyjne funkcji kanonicznych

Zmienna	Współczynniki surowe				Współczynniki standaryzowane (funkcja kanoniczna I)
	Funkcja I	Funkcja II	Funkcja III	Funkcja IV	
Stała	-6,225	-1,99	-0,48	-0,52	-
X_1 (ocena poziomu życia)	1,396	1,02	-0,16	-0,65	0,726
X_2 (zadowolenie z płacy)	0,688	-2,07	-0,85	-1,59	0,252
X_3 (dochód rozporządzalny)	0,001	0,00	0,00	0,00	0,222
X_4 (zadowolenie z jakości życia)	0,262	-0,83	1,35	0,94	0,100
X_5 (liczba osób z dochodami)	0,037	-0,16	0,68	-0,05	0,032
X_6 (posiadanie oszczędności)	0,366	0,06	0,61	0,85	0,152
X_7 (poziom wykształcenia)	0,185	0,06	0,33	0,29	0,139
X_8 (grupa społeczno-ekonomiczna)	-0,064	-0,26	-0,26	0,34	-0,060
X_9 (liczba osób w rodzinie)*	-0,022	0,14	-0,07	-0,22	-0,034
X_{10} (wiek)*	0,023	-0,15	0,09	0,16	0,026
X_{11} (zamieszkanie)*	0,047	0,02	-0,05	0,01	0,053

* Zmienna nieistotna statystycznie na poziomie $p < 0,05$.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań empirycznych.

Ważna jest interpretacja wielkości efektów poszczególnych predyktorów i określenie hierarchii ich wpływu w dyskryminację obiektów (gospodarstw domowych). Rzeczywistą siłę efektów poszczególnych predyktorów w sensie matematycznym określają współczynniki standaryzowane¹². Pierwsza funkcja jest zdominowana przez pozytywny efekt dotyczący: miesięcznych rozporządzalnych dochodów, oceny poziomu życia i oceny zadowolenia z płacy (odpowiednio: 0,726; 0,252; 0,222). Związek tych zmiennych z funkcją jest zdecydowanie najsilniejszy i logiczny. Nieco mniejszy, ale nadal istotny wkład w wyniki funkcji dyskryminacyjnej miały w kolejności zmienne: posiadanie oszczędności, poziom wykształcenia, zadowolenie z jakości życia czy liczba osób z dochodami. Zatem, im wyższe dochody rozporządzalne oraz wyższe kategorie dla kolejnych zmiennych, tym większe szanse na lepszą ocenę gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwie domowym. Ujemne wartości współczynników zmiennych oznaczają, że zwiększenie liczby osób w rodzinie i zmiana kategorii przynależności do kategorii „dolnej” (tj. rolników, emerytów i rencistów czy utrzymujących się z niezarobkowych źródeł) zwiększa szansę, iż dane gospodarstwo uzyska niską ocenę w zakresie zarządzania budżetem domowym. Alternatywnie takie same wnioski może nasunąć analiza struktury czynnikowej.

¹² Określają one wagi poszczególnych zmiennych po poddaniu ich rozkładowi standaryzacji (średnia 0, odchylenie standardowe 1). 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 odgrywa dana zmienna w procesie dyskryminacji – przy założeniu, że efekty wszystkich innych zmiennych pozostają stałe (podlegają statystycznej kontroli współzmienności). Istotny jest także znak danego współczynnika, określając, czy wpływ ten jest pozytywny, czy też negatywny.

Szacując współczynniki korelacji między poszczególnymi zmiennymi diagnostycznymi a wyznaczonymi liniowymi funkcjami dyskryminacyjnymi można wprost określić znaczenie poszczególnych wskaźników w funkcji dyskryminacyjnej (Gatnar 1995)¹³. Rekomendowane są nawet one jako lepsze narzędzie do interpretacji kanonicznych funkcji dyskryminacyjnych niż współczynniki standaryzowane, które określają ilościowy udział danego predyktora w funkcji, biorąc jednocześnie pod uwagę udział wszystkich innych zmiennych (Radkiewicz 2010, s. 150). Jak wynika z oszacowanych ocen współczynników struktury czynnikowej, najsilniej z funkcją dyskryminacyjną I były skorelowane zmienne: ocena poziomu życia, zadowolenie z płacy, satysfakcja z osiągniętej jakości życia, rozporządzalny dochód, posiadanie oszczędności. Słabiej z funkcją były skorelowane: liczba osób z dochodami i poziom wykształcenia, a w najmniejszym stopniu liczba osób ogółem, wiek głowy gospodarstwa i miejsce zamieszkania (por. tab. 4).

Tabela 4

Macierz struktury pierwszej funkcji dyskryminacyjnej – współczynniki korelacji

Zmienne	Oceny
X_1 (ocena poziomu życia)	0,87
X_2 (zadowolenie z płacy)	0,48
X_3 (dochód)	0,39
X_4 (zadowolenie z jakości życia)	0,51
X_5 (liczba osób z dochodami)	0,11
X_6 (posiadanie oszczędności)	0,41
X_7 (poziom wykształcenia)	0,25
X_8 (grupa społeczno-ekonomiczna)	-0,10
X_9 (liczba osób w rodzinie)	0,02
X_{10} (wiek)	-0,03
X_{11} (zamieszkanie)	-0,02

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań empirycznych.

Dla przyjętego modelu kategorie obiektów (gospodarstw domowych) tworzyły w modelu wyraźnie odrębne grupy, koncentrując się wokół tzw. punktów centroidalnych (średnich zmiennych kanonicznych)¹⁴. Można je traktować jako „miejsce w przestrzeni”, w którym wszystkie zmienne dyskryminacyjne osiągały wartości średnie.

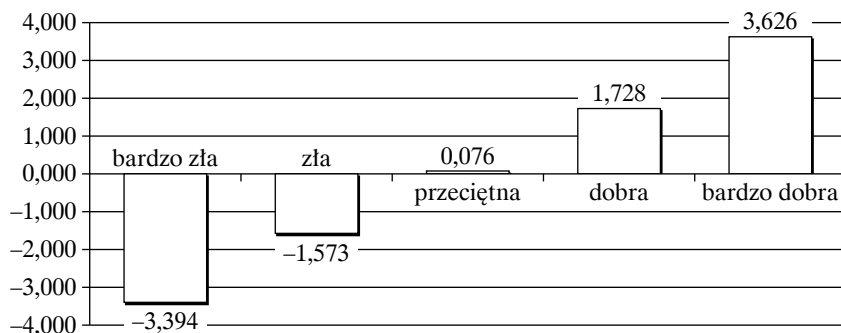
Dla pierwszej, najlepszej funkcji dyskryminacyjnej średnie kanoniczne w poszczególnych kategoriach dla zmiennej grupującej przedstawiono na rysunku 2. Analizując wyniki dla średnich kanonicznych i odległości kwadratowych (tab. 5) dla zmiennej zależnej (w kategorii ocen sposobów gospodarowania od „bardzo złego” do „bardzo dobrego”)

¹³ Bezwzględne wartości współczynników korelacji określają siłę korelacji zmiennej objaśniającej z funkcją – wartości bardzo duże (-1 lub +1) oznaczają, że funkcja zawiera niemal tę samą informację co zmienna; wartości bliskie 0 oznaczają, że obie nie mają ze sobą nic wspólnego.

¹⁴ W analizie dyskryminacji zakładamy, że analizowane populacje mają wielowymiarowe rozkłady normalne o równych macierzach wariancji/kowariancji i niekoniecznie równych średnich. W przypadku równych wartości średnich (centroidów) grup (przyjęcie hipotezy zerowej o równości wielowymiarowych wartości średnich) nie można przeprowadzać analizy dyskryminacji. Dystans między grupami określają także odległości kwadratowe Mahalanobisa.

funkcja I odróżnia wyraźnie grupę $r = 5$ (gospodarstwa domowe oceniające sposób gospodarowania jako „bardzo dobry”) od pozostałych grup, zwłaszcza od grupy $r = 1$, tj. deklarujących sposób gospodarowania jako „bardzo zły”. Ze względu na analizowane cechy najbardziej podobne do siebie są gospodarstwa domowe oceniające sposób gospodarowania jako „przeciętny” i „dobry”.

Rysunek 2
Średnie grupowe (centroidy) dla pierwszej funkcji dyskryminacyjnej



Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań empirycznych.

Tabela 5
Odległości kwadratowe Mahalanobisa w grupach zmiennej zależnej

Wyszczególnienie	Grupa 1	Grupa 2	Grupa 3	Grupa 4	Grupa 5
Grupa 1	0,000	5,352	14,173	27,034	52,540
Grupa 2	5,352	0,000	3,066	11,412	28,383
Grupa 3	14,173	3,066	0,000	3,281	15,055
Grupa 4	27,034	11,412	3,281	0,000	6,288
Grupa 5	52,540	28,383	15,055	6,288	0,000

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań empirycznych.

Wartości funkcji dyskryminacyjnych pozwoliły na bezpośrednią klasyfikację przynależności do grup gospodarstw od „bardzo dobrze” do „bardzo skromnie” oceniających swój dobrobyt ekonomiczny. Przykładowo dla funkcji I wartość „rozdzielająca” w modelu wyższa od 3,626 oznacza, że dane gospodarstwo domowe było klasyfikowane jako te, które oceniało swoją sytuację finansową jako „bardzo dobrą”; dla niższych wartości funkcji gospodarstwo zostało zaklasyfikowane do jednej z pozostałych grup (z kategoriami budżetu od „bardzo skromnego” do „dobrego”)¹⁵. Uwzględniając w analizie proces klasyfikacji, znaleziono równania matematyczne łączące grupowe charakterystyki ilościowe i jakościowe obiektów w sposób pozwalający na efektywne przewidywanie przynależności grupowej obiektów, dla których nie jest ona znana. Wyniki parametrów klasyfikacji dla wszystkich funkcji zestawiono w tabeli 6.

¹⁵ Wyniki dotyczące badanej próby wykorzystano głównie w celach estymacji. Możliwe jest na oddzielnej niezależnej próbie gospodarstw domowych prognozowanie przynależności danego gospodarstwa do odpowiedniej grupy.

Tabela 6
Oceny parametrów funkcji klasyfikacyjnych

Zmienne niezależne – predyktory	Oceny				
	Grupa 1	Grupa 2	Grupa 3	Grupa 4	Grupa 5
X_1 (ocena poziomu życia)	5,65	9,88	11,95	13,77	17,10
X_2 (zadowolenie z płacy)	-0,70	-1,34	-1,18	1,91	2,03
X_3 (rozporządzalny dochód)	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
X_4 (zadowolenie z jakości życia)	-2,60	-3,75	-2,38	-1,88	-3,41
X_5 (liczba osób z dochodami)	0,55	0,41	0,80	0,86	-0,15
X_6 (posiadanie oszczędności)	-0,45	-0,17	1,00	1,23	1,55
X_7 (poziom wykształcenia)	6,80	7,06	7,63	7,76	7,83
X_8 (grupa społeczno-ekonomiczna)	2,60	1,97	1,83	1,85	2,05
X_9 (liczba osób w rodzinie)	1,13	1,39	1,26	1,20	1,26
X_{10} (wiek głowy gospodarstwa)	2,57	2,34	2,46	2,54	2,43
X_{11} (zamieszkanie)	2,35	2,46	2,52	2,59	2,77
Stała	-27,63	-34,61	-43,66	-54,42	-75,09

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań empirycznych.

Na podstawie wyników próby empirycznej równania liniowe funkcji klasyfikacyjnych wyglądają następująco:

$$FK(\text{grupa 1}) = -27,63 + 5,65X_1 - 0,7X_2 + 0,01X_3 - 2,6X_4 + 0,55X_5 - 0,45X_6 + 6,8X_7 + 2,6X_8 + 1,13X_9 + 2,57X_{10} + 2,35X_{11},$$

$$FK(\text{grupa 2}) = -34,61 + 9,88X_1 - 1,34X_2 - 3,75X_4 + 0,41X_5 - 0,17X_6 + 7,06X_7 + 1,97X_8 + 1,39X_9 + 2,34X_{10} + 2,46X_{11},$$

$$FK(\text{grupa 3}) = -43,66 + 11,95X_1 - 1,18X_2 - 2,38X_4 + 0,8X_5 + 1X_6 + 7,63X_7 + 1,83X_8 + 1,26X_9 + 2,46X_{10} + 2,52X_{11},$$

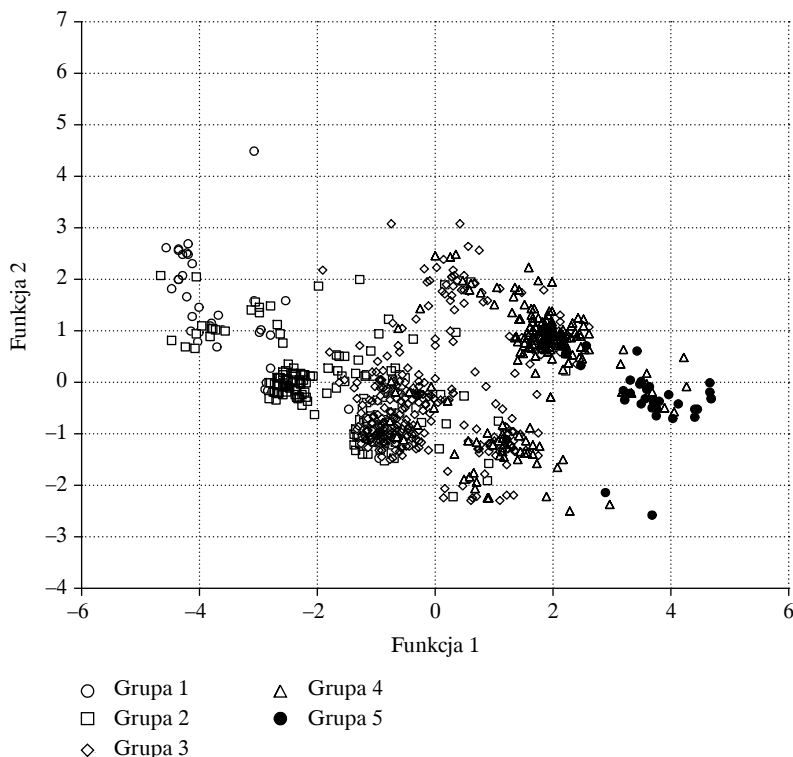
$$FK(\text{grupa 4}) = -54,42 + 13,77 X_1 + 1,91 X_2 - 1,88X_4 + 0,86X_5 + 1,23X_6 + 7,76X_7 + 1,85X_8 + 1,20X_9 + 2,54 X_{10} + 2,59X_{11},$$

$$FK(\text{grupa 5}) = -75,09 + 17,10 X_1 + 2,03 X_2 - 3,41X_4 - 0,15X_5 + 1,55X_6 + 7,83X_7 + 2,05X_8 + 1,26X_9 + 2,43X_{10} + 2,77X_{11}.$$

Narzędziem oceny efektywności modelu dyskryminacyjnego jest analiza *post hoc* wyników klasyfikacji. Jednym ze sposobów oceny jakości modelu jest wizualizacja wyników dyskryminacyjnych dla wszystkich obiektów w poszczególnych grupach. W ujęciu matematycznym model pozwala na uzyskanie wyników klasyfikacyjnych w zakresie od -5 do 5, gdzie gospodarstwa domowe oceniające swój budżet jako „bardzo skromny” czy „skromny” otrzymywały niższe wartości funkcji, natomiast dla gospodarstw oceniających swój dobrobyt jako „zadawalający – dobry” i „bardzo dobry” wyższe wartości funkcji. Jak wynika z rysunku 3, model bardzo dobrze separuje pięć badanych grup – grupy tworzą homogeniczne skupiska na wyraźnie „odrębnych terytoriach”. Wizualnie można wskazać

na grupy gospodarstw, które najbardziej się różnią (grupy $r = 1$ i $r = 5$) i na te, które relatywnie najmniej się różnią – ich kontury nakładają się na siebie, co stanowi równocześnie efekt tzw. błędnych klasyfikacji modelu.

Rysunek 3
Histogram wyników dyskryminacji dla grup gospodarstw domowych



Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań empirycznych.

Dokładność modelu jest testowana również poprzez określenie trafności klasyfikacji poprzez oszacowanie tzw. współczynników poprawności (po zastosowaniu funkcji do przypadków o znanej przynależności grupowej). Dla badanej próby empirycznej ogólna trafność klasyfikacji *post hoc* dla wszystkich grup wyniosła 66,2%, gdzie najlepiej zostały sklasyfikowane grupy 3 i 4 – stan majątkowy „przeciętny” i „dobry” (odpowiednio 71,9% i 65,8%). Trafność klasyfikacji przyjętego modelu dyskryminacyjnego można ocenić jako w miarę zadowalającą i poprawną.

Podsumowanie

W badaniach dotyczących dobrobytu ekonomicznego coraz większe znaczenie przypisuje się subiektywnym odczuciom i ocenom zadowolenia z ekonomicznej sfery życia. Na podstawie wyników subiektywnej opinii gospodarstw domowych w woj. podkarpackim przeprowadzono ekonometryczną analizę, której efektem był oszacowany model dyskryminacji dotyczący rozkładu odpowiedzi na temat sytuacji finansowej gospodarstwa

i sposobu gospodarowania pieniędzmi. Dla zmiennej grupującej, tj. subiektywnych ocen dobrobytu, ustalono ostatecznie zmienne niezależne, które statystycznie istotnie różnicują odpowiedzi w tym obszarze. Cechami diagnostycznymi okazały się czynniki o charakterze ekonomicznym (rozporządzalny dochód, posiadanie oszczędności), społecznym (np. poziom wykształcenia) i demograficznym (liczba osób osiągających jakiekolwiek dochody, liczba osób w rodzinie). Mocnymi predyktorami dyskryminującymi okazały się również sądy dotyczące aktualnej oceny poziomu życia, satysfakcjonującego lub nie wynagrodzenia osiągniętego z tytułu pracy, zadowolenia z osiągniętej jakości życia. Analiza pozwoliła na określenie empirycznych liniowych funkcji kanonicznych, z których największą moc dyskryminacyjną ma funkcja pierwsza, wyraźnie odróżniająca grupę gospodarstw domowych oceniającą swoją sytuację gospodarczą jako „bardzo dobrą” i „bardzo skromną” od pozostałych grup. Przyjęcie funkcji/reguły dyskryminacyjnej umożliwiło poprawne i istotnie statystycznie sklasyfikowanie zbioru gospodarstw domowych na rozłączne grupy: od gospodarujących skromnie do prosperujących bardzo dobrze.

Zastosowana technika ilościowego podejścia do subiektywnych ocen dobrobytu ekonomicznego wydaje się zasadna ze względu na prostotę obliczeń i łatwość interpretacji. Analiza dyskryminacyjna może stać się przydatnym narzędziem analitycznym w procesach diagnozowania zjawisk ekonomiczno-społecznych w polityce ekonomiczno-społecznej.

Wykorzystanie analizy wielowymiarowej w badaniach empirycznych stanowi innowacyjną próbę ilościowo-prognostycznego podejścia do ocen dobrobytu ekonomicznego w wymiarze subiektywnym. Analiza ta pośrednio pozwala zrozumieć mechanizm leżący u podstaw sądów wartościujących, tj. ocen stanowiących wyraz postrzegania własnej pozycji materialnej i dochodowej (dobrobytu ekonomicznego). W literaturze przedmiotu brakuje wyników modelowania wpływu i związków czynników psychologicznych z subiektywną oceną dobrobytu ekonomicznego dla polskich gospodarstw domowych. Wymaga to bowiem uwzględnienia elementów pomiaru ilościowego i jakościowego, co sprawia trudności metodologiczne i zobowiązuje do poszukiwania poprawnych rozwiązań. Niniejszy artykuł ma na celu wypełnienie tej luki.

Tekst wpłynął: 18 marca 2014 r.

Bibliografia

- Badora B., *Oceny i prognozy materialnych warunków życia Polaków*, CBOS, Warszawa 2013; http://www.cbos.pl/SPISKOM.POL/2013/K_046_13.PDF.
- Blaug M., *Methodology of Economics. Or How Economists Explain*, Cambridge University Press, Cambridge 1992.
- Blaug M., *Metodologia ekonomii*, PWN, Warszawa 1995.
- Budżety gospodarstw domowych w 2012 r.*, „Informacje i opracowania statystyczne”, GUS, Warszawa 2013.
- Czarny B., *Pozytywizm i falsyfikacjonizm a sądy wartościujące w ekonomii*, SGH, Warszawa 2004.
- Czarny B., *Spory o naturę ekonomii dobrobytu we współczesnej metodologii ekonomii*, „Ekonomia” 2011, nr 27, Warszawa.
- D'Ambrosio C., Frick J., *Income Satisfaction and Relative Deprivation: An Empirical Link*, „Social Indicators Research” 2007, nr 81(3).
- Dudek H., *Subjective Aspects of Economic Poverty – Ordered Response Model Approach*, w: *Quality of Life Improvement through Social Cohesion*, red. W. Ostasiewicz, „Research Papers of Wrocław University of Economics” 2009, nr 73.
- Easterlin R.A., *Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All?*, „Journal of Economic Behavior & Organization” 1995, nr 27.

- Ferrer-i-Carbonell A., Van Praag B., *Income Satisfaction Inequality and Its Causes*, „The Journal of Economic Inequality” 2003, nr 1(2).
- Fisher R., *The Use of Multiple Measurements in Taxonomic Problems*, „Annals of Eugenics” 1936, nr 7.
- Flik R.J., Van Praag B.M.S., *Subjective Poverty Line Definitions*, „The Economist” 1992, nr 139.
- Gatnar E., *Symboliczne metody klasyfikacji danych*, PWN, Warszawa 1998.
- Hand D.J., *Discrimination and Classification*, John Wiley&Sons Inc, New York, 1981.
- Hennipman P., *Normative or Positive: Mishan’s Half-Way House*, „De Economist” 1984, nr 1.
- Huberty C.J., *Applied Discriminant Analysis*, John Wiley&Sons, New York 1994.
- Johnson R.A., Wichern D.W., *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Prentice-Hall, New Jersey 1992.
- Kapteyn A., *A Theory of Preference Formation* (maszynopis niepublikowany), Leyden University, Leyden 1977.
- Kasprzyk B., *Uproszczone funkcje dobrobytu społecznego – aspekty teoretyczne i empiryczne*, „Ekonomista” 2010, nr 1.
- Kasprzyk B., *Wybrane aspekty oceny dobrobytu ekonomicznego i jakości życia (ujęcie regionalne – Podkarpacie)*, Wyd. Uniwersytet Rzeszowski, Rzeszów 2013.
- Keynes J.N., *The Scope and Method of Political Economy*, Macmillan & Co., London, 1891.
- Kordos J., *Podstawowe badania społeczne statystyki publicznej w Polsce*, w: *Statystyka społeczna*, red. T. Panek, PWE, Warszawa 2007.
- Kot S.M., *Ekonometryczne modele dobrobytu*, PWN, Warszawa–Kraków 2000.
- Kowal J., *Metody statystyczne w badaniach sondażowych rynku*, PWN, Warszawa–Wrocław 1998.
- Liberda B., Pęczkowski M., Gucwa-Leśny E., *How Do We Value Our Income from Which We Save?*, University of Warsaw, Faculty of Economic Sciences, Working Papers, 2011, nr 3(43).
- Metodologia badania budżetów gospodarstw domowych*, GUS, Warszawa 2011.
- Mishan E.J., *Welfare Criteria: Concluding Comments*, „De Economist” 1984, nr 132(2).
- Morrison D.F., *Wielowymiarowa analiza statystyczna*, PWN, Warszawa 1990.
- Ng Y.K., *Welfare Economics: Introduction and Development of Basic Concepts*, Macmillan, London 1992.
- Norusis M.J., *SPSS Professional Statistics 6.1*, SPSS, Chicago 1994.
- Ostasiewicz W., *Statystyczne metody analizy danych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 1998.
- Panek T., *Ubóstwo i nierówność*, w: *Statystyka społeczna*, red. T. Panek, PWE, Warszawa 2007.
- Pareto V., *Manuel d’économie politique*, Marcel Giard, Paris 1927.
- Podolec B., *Społeczno-ekonomiczne uwarunkowania sytuacji materialnej gospodarstw domowych*, w: *Statystyka społeczna – dokonania, szanse, perspektywy*, Biblioteka Wiadomości Statystycznych, t. 57, GUS, Warszawa 2008.
- Radkiewicz P., *Analiza dyskryminacyjna. Podstawowe założenia i zastosowania w badaniach społecznych*, Wyd. Naukowe Scholar, „Psychologia społeczna” 2010, tom 5, nr 4(15).
- Rószkiewicz M., *Narzędzia statystyczne w analizach marketingowych*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2002.
- Rusnak Z., *Statystyczna analiza dobrobytu ekonomicznego gospodarstw domowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 2007.
- Sen A.K., *Choice, Welfare, and Measurement*, MIT Press, Cambridge 1982.
- Stanovnik T., Verbič M., *Analysis of Subjective Economic Well-being in Slovenia*, „Eastern European Economics” 2006, nr 44(3).
- Sytuacja gospodarstw domowych w 2012 w świetle wyników badania budżetów gospodarstw domowych*, GUS, Warszawa 2012; http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/WZ_sytuacja_gosp_dom_2012.pdf.
- Van Praag B.M.S., *Individual Welfare Function and Consumer Behavior: A Theory of Rational Irrationality*, North Holland, Amsterdam 1968.
- Van Praag B.M.S., Kapteyn A., *Further Evidence on the Individual Welfare Function of Income: An Empirical Investigation in The Netherlands*, „European Economic Review” 1973, nr 4.
- Van Praag B.M.S., *The Perception of Welfare Inequality*, „European Economic Review” 1977, nr 10.
- Van Praag B.M.S., *The Welfare Function of Income in Belgium: An Empirical Investigation*, „European Economic Review” 1971, nr 2.

SUBIEKTYWNE OCENY DOBROBYTU EKONOMICZNEGO W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH W ŚWIETLE MODELOWANIA DISKRYMINACYJNEGO

Streszczenie

Głównym celem artykułu było wyznaczenie i testowanie modelu dyskryminacyjnego jako narzędzia pomocnego w analizie empirycznej dobrobytu ekonomicznego w zakresie subiektywnej oceny dotyczącej sytuacji finansowej i sposobów gospodarowania pieniędzmi w gospodarstwach domowych. Na podstawie danych ankietowych (z woj. podkarpackiego w 2012 r.) wyznaczono model dyskryminujący wskazujący, że istnieją istotne różnice pomiędzy gospodarstwami domowymi w zakresie subiektywnych ocen własnej sytuacji finansowej i sposobów gospodarowania budżetem domowym. Ważnymi cechami różnicującymi okazały się czynniki o charakterze ekonomicznym, społecznym i demograficznym. Mocnymi predyktorami były także subiektywne sądy co do poziomu życia, zadowolenia z płac czy satysfakcji z osiągniętej jakości życia. Empiryczny model dyskryminacyjny stanowi innowacyjną próbę w badaniach dobrobytu. Uwzględnia on czynniki ekonomiczne, ale także czynniki psychologiczne, istotne w subiektywnym postrzeganiu dobrobytu ekonomicznego.

Słowa kluczowe: dobrobyt ekonomiczny, subiektywne oceny dobrobytu, gospodarstwo domowe, analiza dyskryminacyjna

SUBJECTIVE ASSESSMENTS OF ECONOMIC WELL-BEING IN HOUSEHOLDS IN THE LIGHT OF DISCRIMINATION MODELLING

Summary

The main aim of the paper was to construct and test a discrimination model as a tool helpful in the empirical analysis of economic well-being, as regards subjective assessments of the financial status and budget management in households. The author has developed and estimated a discrimination model (based on 2012 survey data from a South-Eastern region of Poland), which evidences significant differences between households as regards their subjective assessments of own financial situation and the ways of budget management. Important differentiating factors are economic, social and demographic characteristics. Subjective judgements as to the living standard, remuneration or quality of life are also strong predictors. The empirical discrimination model applied to well-being evaluation is an innovative attempt. The model includes, apart from economic factors, also psychological factors, very important in people's perception of economic well-being.

Key words: economic well-being, subjective welfare assessments, households, discrimination analysis

СУБЪЕКТИВНЫЕ ОЦЕНКИ ЭКОНОМИЧЕСКОГО БЛАГОПОЛУЧИЯ В ДОМАШНИХ ХОЗЯЙСТВАХ

Резюме

Главная цель статьи состоит в том, чтобы обозначить и протестировать дискриминантную модель в качестве инструмента поддержки эмпирического анализа экономического благополучия. Благополучие рассматривается здесь как субъективная оценка имеющегося финансового положе-

ния и способов распоряжения деньгами в домашних хозяйствах. На основании анкетных данных, полученных в Прикарпатском воеводстве за 2012 г., была обозначена дискриминантная модель, согласно которой имеются существенные различия между домашними хозяйствами в плане субъективных оценок собственной финансовой ситуации и способов использования домашнего бюджета. Важными чертами дифференцирования оказались факторы экономического, социального и демографического характера. Сильными предикаторами были также субъективные суждения относительно уровня жизни, удовлетворения зарплатой или достигнутым качеством жизни. Эмпирическую дискриминантную модель можно рассматривать как инновационную попытку в области исследования благополучия. Она учитывает не только экономические, но и психологические факторы, имеющие существенное значение при субъективном восприятии экономического благополучия.

Ключевые слова: экономическое благополучие, субъективные оценки благополучия, домашнее хозяйство, дискриминантный анализ