



**Dorota Rozmus**

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach  
Wydział Finansów i Ubezpieczeń  
Katedra Analiz Gospodarczych i Finansowych  
dorota.rozmus@ue.katowice.pl

**Joanna Trzęsiok**

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach  
Wydział Finansów i Ubezpieczeń  
Katedra Analiz Gospodarczych i Finansowych  
joanna.trzesiok@ue.katowice.pl

## ANALIZA CZYNNIKÓW KSZTAŁTUJĄCYCH OSZCZĘDNOŚCI POLSKICH GOSPODARSTW DOMOWYCH

**Streszczenie:** Artykuł ma charakter aplikacyjny. Jego celem jest analiza zależności pomiędzy poziomem oszczędności, deklarowanym przez polskie gospodarstwa domowe, a zmiennymi charakteryzującymi te gospodarstwa, takimi jak: źródło utrzymania, klasa zamieszkiwanej miejscowości, typ biologiczny rodziny czy subiektywna ocena własnej sytuacji finansowej. Badanie przeprowadzone będzie na danych pochodzących z *Diagnozy społecznej*. Ponieważ wszystkie wykorzystywane zmienne mierzone są na słabych skalach pomiaru, do wykrycia i zbadania wspomnianych zależności zostaną wykorzystane narzędzia dedykowane takim problemom, m.in.: test niezależności chi-kwadrat, test Kruskala–Wallisa (nieparametryczny odpowiednik analizy wariancji) oraz analiza korespondencji.

**Słowa kluczowe:** oszczędności, test Kruskala–Wallisa, analiza korespondencji.

**JEL Classification:** D14.

### Wprowadzenie

W gospodarkach wysoko rozwiniętych standardem jest obecność gospodarstw domowych na rynkach finansowych poprzez gromadzenie oszczędności i zaciąganie zobowiązań. Dowodem na to są zarówno wysokie wartości oszczędności i zadłużenia gospodarstw domowych, jak i wysoki odsetek gospodarstw domowych, które deklarują posiadanie kredytów i oszczędności.

W Polsce rynek finansowy wciąż się rozwija. Analiza wyników badań pochodzących z *Diagnozy społecznej* [Białowolski i Kotowska, 2014] pozwala za-

obserwować systematyczny wzrost udziału gospodarstw domowych deklarujących posiadanie oszczędności. Wzrósł on od 28% w 2007 r., poprzez 32% w 2009 r., 37% w 2011 r. do około 41% w roku 2013. Ponadto w okresie 2005-2011 dwukrotnie wzrósł odsetek gospodarstw domowych, które deklarują jednocześnie posiadanie i zobowiązań, i oszczędności. Na podstawie raportów NBP, GUS oraz sprawozdań pochodzących z instytucji finansowych [np. Departament Stabilności Finansowej, 2015; Departament Stabilności Finansowej, 2017] widoczny jest również wzrost wielkości zadłużenia, jak i posiadanych oszczędności w ostatnich latach.

Celem tego artykułu jest zbadanie istotnych czynników kształtujących oszczędności w Polsce, lecz tym razem od strony popytowej, a nie podażowej, jak we wspomnianych sprawozdaniach. W taki właśnie sposób przeprowadzone zostało, przez Radę Monitoringu Społecznego (pod kierownictwem profesorów: Czapińskiego oraz Panka), badanie *Diagnoza społeczna* [Rada Monitoringu Społecznego, 2015]. Wykorzystując wyniki uzyskane w trakcie tego badania, zbudowany został zbiór danych, będący przedmiotem analizy w tej pracy.

Tematyka dotycząca zagadnienia oszczędności w Polsce poruszana jest m.in. w pracach: [Rytelewska, 2009; Rytelewska i Kłopotcka, 2009, 2010; Kłopotcka, Kopczyński i Lenicka-Bajer, 2014]. W opracowaniach tych analizowany jest również wpływ czynników demograficznych na poziom i strukturę oszczędności gospodarstw domowych w Polsce (w szczególności [Rytelewska i Kłopotcka, 2009, 2010]). Jednak prace te skupiają się głównie na analizach porównawczych, wykorzystując w badaniach narzędzia statystyki opisowej. Autorki niniejszego artykułu wykorzystują bardziej zaawansowane wielowymiarowe metody statystyczne.

Z kolei w opracowaniu [Białowolski i Kotowska, 2014], które powstało także na podstawie danych zawartych w bazach *Diagnozy społecznej*, analizie poddano wpływ na zachowania gospodarstw domowych w obszarze oszczędzania takich czynników, jak: zdolność do generowania oszczędności (określaną głównie przez dochody), fazę przebiegu życia rodziny (reprezentowane przez wiek głowy gospodarstwa domowego), wykształcenie głowy gospodarstwa domowego, wielkość miejscowości, w której zamieszkuje gospodarstwo domowe oraz fakt czy gospodarstwo korzysta z usług bankowych oraz Internetu. Autorki tego artykułu uznały natomiast, iż ciekawym aspektem będzie zbadanie związku między poziomem oszczędności a takimi obiektywnymi charakterystykami gospodarstw domowych, jak: źródło utrzymania tych gospodarstw, klasa miejscowości zamieszkania czy typ biologiczny rodziny. Analizie zostaną poddane także związki między poziomem oszczędności a subiektywną oceną poziomu

dochodów gospodarstwa domowego. W porównaniu z pracą [Białowolski i Kottowska, 2014] posłużono się też inną metodologią badawczą. Autorzy wspomnianego opracowania wykorzystali regresję logistyczną oraz analizę klas ukrytych, podczas gdy w niniejszym badaniu zastosowane będą miary zależności, nieparametryczny odpowiednik analizy wariancji oraz analiza korespondencji. Zasadnicze badanie poprzedzone jest także graficzną prezentacją form i celów oszczędzania.

## 1. Charakterystyka przedmiotu badań

Jak już wspomniano, przedmiotem badań są oszczędności gospodarstw domowych w Polsce. Podmiotem badań są gospodarstwa domowe, które w 2015 r. w ramach badań pt. *Diagnoza społeczna* udzieliły odpowiedzi na pytania dotyczące oszczędzania. W kontekście stosowanych w dalszej części metod badawczych (szczególnie wykorzystanych testów statystycznych), warto zaznaczyć, że gospodarstwa domowe były wybierane do *Diagnozy społecznej* z użyciem losowania warstwowego dwustopniowego<sup>1</sup>.

Zmienna  $Y$  charakteryzująca poziom oszczędności, która została wykorzystana w dalszej analizie, związana jest z pytaniem: Jaka jest w przybliżeniu łączna wartość posiadanych przez gospodarstwo domowe oszczędności?

Respondenci odpowiadając szacowali przedział dla oszczędności w zależności od własnego dochodu. Powyższa zmienna jest więc mierzona na słabej skali i posiada 7 kategorii: oszczędności do wysokości miesięcznych dochodów (< 1 m.)<sup>2</sup>, powyżej miesięcznych do 3-miesięcznych dochodów (1-3 m.), powyżej 3-miesięcznych do półrocznych (3-6 m.), powyżej półrocznych do rocznych dochodów (6-12 m.), powyżej rocznych do 3-letnich dochodów (1-3 lat) oraz wyższe niż 3-letnie dochody (> 3 lat). Respondenci mogli również wybrać opcję „trudno powiedzieć” (tp).

Celem artykułu jest zbadanie nie tylko samych oszczędności, ale również znalezienie istotnych czynników, które je kształtują. Dlatego przedmiotem za-

<sup>1</sup> Jednostkami losowania pierwszego stopnia były obwody spisowe, które losowano z prawdopodobieństwami proporcjonalnymi do liczby znajdujących się w nich mieszkań. W ramach warstw miejskich wyróżniono miasta: duże (powyżej 100 tys. mieszkańców), średniej wielkości (20-100 tys.) oraz małe (poniżej 20 tys.). Na drugim stopniu losowano po 3 mieszkania z obwodów spisowych w dużych miastach, po 4 mieszkania w średnich miastach oraz po 5 mieszkań w najmniejszych miastach. W obwodach wiejskich losowano po 6 mieszkań [Rada Monitoringu Społecznego, 2015].

<sup>2</sup> W nawiasach zamieszczono oznaczenia kategorii, które wykorzystano na rys. 4-7.

interesowania autorek są także zmienne, charakteryzujące badane gospodarstwa, które podzielono na dwie grupy:

1) czynniki obiektywne, do których zaliczamy:

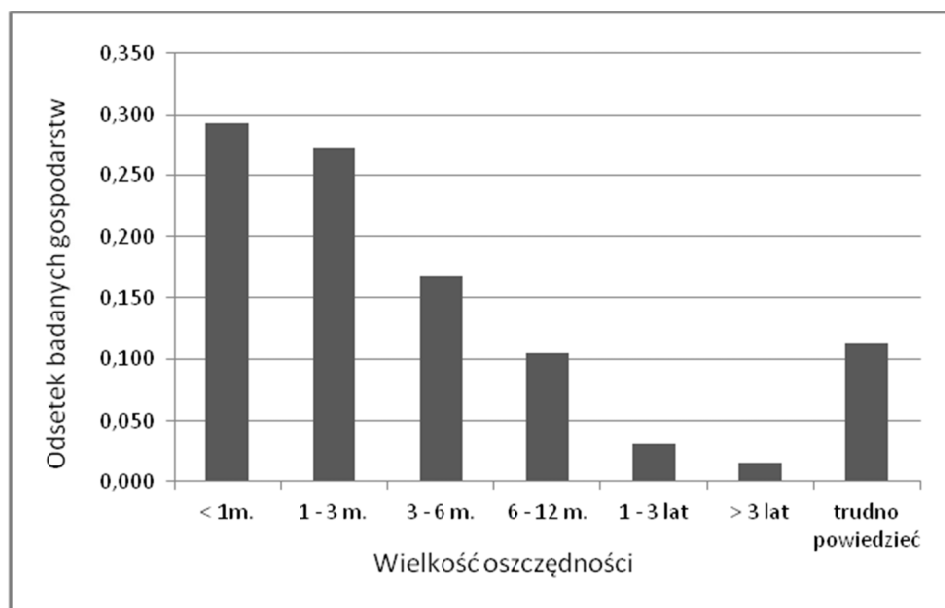
- *źródło utrzymania* gospodarstwa domowego (zmienna  $X_1$ ) z siedmioma możliwymi wariantami: gospodarstwa pracowników (prac), rolników (rol), pracujących na własny rachunek (wr), emerytów (eme), rencistów (ren), gospodarstwa utrzymujące się z niezarobkowych źródeł (nieza) oraz te mające kilka ważnych źródeł utrzymania (kilka);
- *klasę zamieszkiwanej miejscowości* (zmienna  $X_2$ ) o kategoriach: miasto powyżej 500 tys. mieszkańców (500+), miasto 200-500 tys. mieszkańców (200-500), miasto 100-200 tys. mieszkańców (100-200), miasto 20-100 tys. mieszkańców (20-100), miasto poniżej 20 tys. mieszkańców (20-) oraz wieś;
- *typ biologiczny rodziny* (zmienna  $X_3$ ), gdzie wyróżniono 8 grup: małżeństwa bez dzieci (m0), małżeństwa z 1 dzieckiem (m1), małżeństwa z 2 dzieci (m2), małżeństwa z 3 i większą liczbą dzieci (m3+), rodziny niepełne (np), gospodarstwa wielorodzinne (wielo), gospodarstwa nierodzinne jednoosobowe (n1), gospodarstwa nierodzinne wieloosobowe (nw);

2) czynnik subiektywny, który przedstawia własną ocenę sytuacji finansowej gospodarstwa domowego, związany jest z pytaniem

- *Czy przy aktualnym dochodzie netto Pana(i) gospodarstwo domowe wiąże koniec z końcem?* W tym przypadku respondenci mieli do wyboru 5 możliwych odpowiedzi, które traktujemy jako kategorie badanej zmiennej  $X_4$ : „z wielką trudnością” (WT), „z trudnością” (T), „z pewną trudnością” (PT), „raczej łatwo” (RŁ) oraz „łatwo” (Ł).

Po usunięciu obserwacji z brakami wartości zmiennych, ostatecznie do analizy wykorzystane zostaną odpowiedzi 6670 gospodarstw domowych.

Analizując strukturę badanych gospodarstw domowych pod względem poziomu oszczędności (zmienna  $Y$ ) można powiedzieć, że największy odsetek gospodarstw (0,293) deklarował posiadanie oszczędności nie wyższych niż miesięczne dochody. Niewiele mniejszą grupę (0,273) stanowiły gospodarstwa, które zaoszczędziły kwotę pomiędzy miesięcznymi a 3-miesięcznymi dochodami. Natomiast najmniej jest tych gospodarstw, których oszczędności przekraczają 3-letnie dochody (0,016). Strukturę tę zilustrowano na rys. 1.

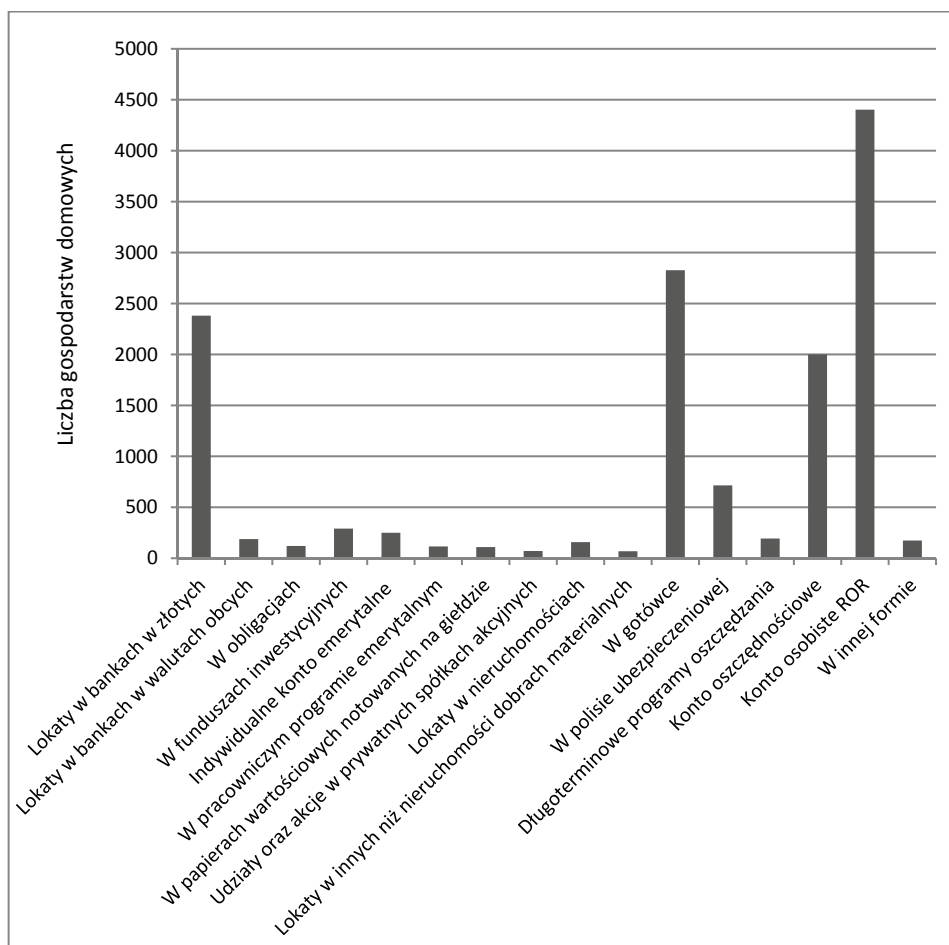


**Rys. 1.** Struktura badanych gospodarstw domowych pod względem wielkości oszczędności

Gospodarstwa domowe uczestniczące w badaniu *Diagnoza społeczna* poproszono również o podanie formy oszczędzania, jak i głównych celów odkładania pieniędzy. Zmienne te nie będą uczestniczyć w dalszej analizie, jednak ze względu na ciekawe wnioski wynikające z badania, na rys. 2 i 3 przedstawiono strukturę uzyskanych odpowiedzi<sup>3</sup>.

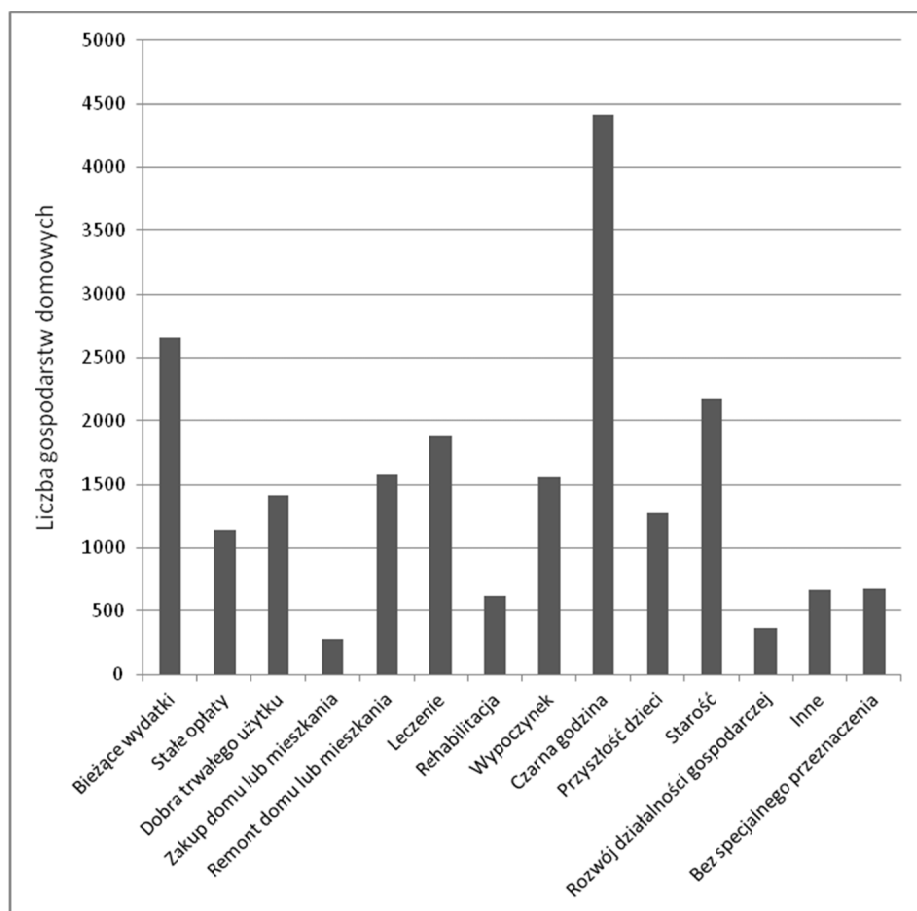
Jak łatwo zauważyć analizując rys. 2, najwięcej gospodarstw domowych swoje oszczędności przechowuje na koncie osobistym ROR, w gotówce oraz na lokatach bankowych w złotówkach. Wysoką popularność tych dwóch pierwszych form oszczędzania można tłumaczyć faktem, iż badani najczęściej nie posiadają zbyt wysokich oszczędności (do 3-miesięcznych dochodów) i z tego też względu nie wykorzystują bardziej zaawansowanych form przechowywania pieniędzy.

<sup>3</sup> W tym przypadku na rys. 2 i 3 podane zostały liczebności a nie odsetek gospodarstw, gdyż każde gospodarstwo mogło wskazać kilka form, jak i celów oszczędzania.



**Rys. 2.** Struktura odpowiedzi badanych gospodarstw domowych pod względem form oszczędzania

Rysunek 3 pokazuje, że polskie gospodarstwa domowe zdecydowanie najczęściej odkładają pieniądze na tzw. czarną godzinę.



Rys. 3. Struktura odpowiedzi badanych gospodarstw domowych pod względem celów oszczędzania

## 2. Analiza oszczędności

Jak już wspomniano, celem pracy jest analiza nie tylko poziomu oszczędności gospodarstw domowych w Polsce, ale również czynników, które je kształtują.

Intencją badania jest zarówno wykrycie zależności (charakteru i siły) między zmiennymi, jak i określenie powiązań pomiędzy kategoriami poszczególnych cech. Właściwa analiza w każdym przypadku, czyli dla każdej pary zmiennych  $Y$  i  $X_i$  (gdzie  $i = 1, \dots, 4$ ), przebiegała w trzech etapach:

1. Weryfikacja hipotezy o niezależności badanych zmiennych za pomocą testu  $\chi^2$ , który został obliczony metodą sprawdzania krzyżowego z podziałem zbioru danych na trzy części, z odpowiednio obniżonym poziomem istotności

(zastosowano korektę i  $\alpha = 0,05$  również podzielono przez 3)<sup>4</sup>. Ponadto, w przypadku występowania zależności, określenie siły związku między badanymi zmiennymi za pomocą miar *Phi* oraz *V* Cramera.

2. Zbadanie za pomocą testu Kruskala–Wallisa<sup>5</sup>, czy przeciętne oszczędności gospodarstw domowych różnią się istotnie w grupach wyznaczonych przez kategorie zmiennej  $X_i$  ( $i = 1, \dots, 4$ ). Ponadto uzupełnienie wyników poprzez zastosowanie testów post hoc, które pozwalają wskazać te grupy gospodarstw domowych, dla których zaobserwowano istotne różnice w wysokości zaoszczędzonych pieniędzy.
3. Wykorzystanie analizy korespondencji dla tych par zmiennych, które okazały się zależne, by wskazać powiązane ze sobą kategorie cech.

Niniejszy artykuł ma charakter aplikacyjny, dlatego też autorki nie opisują szczegółowo metodologii zastosowanych testów statystycznych, ani kolejnych kroków analizy korespondencji. Metody te są powszechnie znane i można w wielu pozycjach literatury znaleźć ich dokładny opis. Test chi-kwadrat i miary zależności dla zmiennych nominalnych zostały opisane m.in. w pracach: [Brzezińska, 2011; Domański, 1979; Domański i in., 2014], test Kruskala–Wallisa przedstawiono np. w artykułach: [Kruskal, 1952; Kruskal i Wallis, 1952; Trzęsiok, 2016], zaś analizę korespondencji – w opracowaniach: [Rozmus, 2004; Stanimir, 2005; Greenacre, 2007; Kasprzyk, 2009].

## 2.1. Badanie zależności pomiędzy źródłem utrzymania a poziomem oszczędności

Najpierw została zbadana zależność między źródłem utrzymania gospodarstwa domowego ( $X_1$ ) a skategoryzowaną wartością posiadanych oszczędności ( $Y$ ).

---

<sup>4</sup> Zastosowano metodę sprawdzania krzyżowego ponieważ statystyka chi-kwadrat daje najlepsze wyniki dla prób liczących pomiędzy 100 a 2500 obiektów. Dla większych prób w miarę wzrostu ich liczebności maleją absolutne różnice pomiędzy wartościami rzeczywistymi a teoretycznymi, obliczonymi na podstawie tablicy kontyngencji. Oznacza to, że dla prób tak licznych jak w przedstawionej analizie, bardzo słabą zależność test może wskazywać jako istotną, choć w rzeczywistości nie musi tak być. Ponieważ w większości badanych w tej pracy przypadków zależność między rozpatrywanymi zmiennymi była słaba, zastosowano procedurę, w której zbiór danych został losowo podzielony na trzy mniej więcej równoliczne części (o liczebności około 2223). Na każdej z tych części obliczono wartość statystyki testowej  $\chi^2$ , stosując korektę na poziom istotności i obniżając go trzykrotnie do 0,017. Następnie wyznaczone wartości  $\chi^2$  uśredniono i przedstawiono w tabelach wraz z największym, otrzymanym dla tych trzech prób, prawdopodobieństwem testowym.

<sup>5</sup> W analizie zastosowano test Kruskala–Wallisa, czyli nieparametryczny odpowiednik klasycznej analizy wariancji, ponieważ testowana zmienna  $Y$ , po usunięciu kategorii „trudno powiedzieć”, mierzona jest na skali porządkowej.



Analiza wyników przedstawionych w tabeli 1 pozwala stwierdzić, że istnieje zależność między badanymi zmiennymi. Świadczy o tym wartość prawdopodobieństwa testowego (mniejszego od 0,05) w teście chi-kwadrat. Jednakże siła tej zależności jest słaba, gdyż niskie są wartości współczynników *Phi* oraz *V* Cramera.

**Tabela 1.** Test niezależności chi-kwadrat oraz wartości miar zależności pomiędzy skategoryzowaną wartością oszczędności a źródłem utrzymania gospodarstwa domowego

Test niezależności chi-kwadrat		
	uśredniona wartość	prawdopodobieństwo testowe
Chi-kwadrat Pearsona	60,19	mniejsze od 0,01
Miary siły związku		
	wartość	prawdopodobieństwo testowe
<i>Phi</i>	0,130	mniejsze od 0,001
<i>V</i> Cramera	0,053	mniejsze od 0,001

Źródło: Obliczenia własne.

Test Kruskala–Wallisa, który jest nieparametrycznym odpowiednikiem analizy wariancji (ANOVA), pozwala orzec, czy rodzaj źródła utrzymania ma wpływ na wartość posiadanych oszczędności<sup>6</sup>. Na podstawie informacji zawartych w tabeli 2 można twierdzić, że faktycznie rodzaj źródła utrzymania ma wpływ na wartość oszczędności (prawdopodobieństwo testowe mniejsze od 0,05). Wykonane testy post hoc pokazują jednak, że nie wszystkie różnice w poziomach oszczędności, pomiędzy poszczególnymi kategoriami źródła utrzymania, są istotne. Na podstawie wyników w tabeli 3 można wnioskować na przykład, że gospodarstwa rencistów istotnie różnią się pod względem wielkości oszczędności od praktycznie wszystkich pozostałych rodzajów źródeł utrzymania (za wyjątkiem gospodarstw utrzymujących się z niezarobkowych źródeł, dla których prawdopodobieństwo testowe równe jest 1). Jako istotne okazały się być również różnice w oszczędnościach pomiędzy gospodarstwami pracowniczymi a gospodarstwami pracujących na własny rachunek, pomiędzy gospodarstwami utrzymującymi się z niezarobkowych źródeł a tymi pracującymi na własny rachunek oraz gospodarstwami utrzymującymi się z kilku źródeł, a tymi utrzymującymi się z niezarobkowych źródeł. Dla nich wszystkich prawdopodobieństwo jest mniejsze od 0,001. Nieco wyższy poziom tego prawdopodobieństwa, ale wciąż wskazujący na istnienie istotnych różnic pomiędzy poziomami oszczęd-

<sup>6</sup> Ponieważ test Kruskala–Wallisa wymaga, by zmienna testowana (w naszym przypadku jest to skategoryzowana wartość oszczędności) była mierzona co najmniej na skali porządkowej, dlatego z analizy pominięto gospodarstwa domowe, które swoje oszczędności określiły jako „trudno powiedzieć”.

ności, można odnotować dla par kategorii: rolnicy – własny rachunek, emeryci – własny rachunek oraz niezarobkowe źródła – emeryci.

**Tabela 2.** Test Kruskala–Wallisa dla skategoryzowanej wartości oszczędności i źródła utrzymania gospodarstwa

	Wartość	Prawdopodobieństwo testowe
Chi-kwadrat Pearsona	75,033	mniejsze od 0,001

Źródło: Obliczenia własne.

**Tabela 3.** Testy post hoc dla kategorii zmiennej źródło utrzymania gospodarstwa domowego

Badane kategorie	Wartość statystyki testowej	Prawdopodobieństwo testowe
pracownicy – własny rachunek	-521,44	mniejsze od 0,001
renciści – pracownicy	742,27	mniejsze od 0,001
renciści – rolnicy	700,19	mniejsze od 0,001
renciści – własny rachunek	1263,71	mniejsze od 0,001
renciści – emeryci	855,68	mniejsze od 0,001
niezarobkowe źródła – własny rachunek	984,24	mniejsze od 0,001
kilka źródeł – własny rachunek	608,99	mniejsze od 0,001
renciści – kilka źródeł	-654,72	mniejsze od 0,001
rolnicy – własny rachunek	-563,52	0,002
emeryci – własny rachunek	408,03	0,006
niezarobkowe źródła – emeryci	576,21	0,042
kilka źródeł – emeryci	200,96	0,206
niezarobkowe źródła – pracownicy	462,80	0,261
pracownicy – emeryci	-113,41	0,604
niezarobkowe źródła – rolnicy	420,72	0,907
rolnicy – pracownicy	42,08	1,000
rolnicy – emeryci	-155,49	1,000
kilka źródeł – pracownicy	87,55	1,000
kilka źródeł – rolnicy	45,47	1,000
renciści – niezarobkowe źródła	-279,47	1,000
niezarobkowe źródła – kilka źródeł	-375,25	1,000

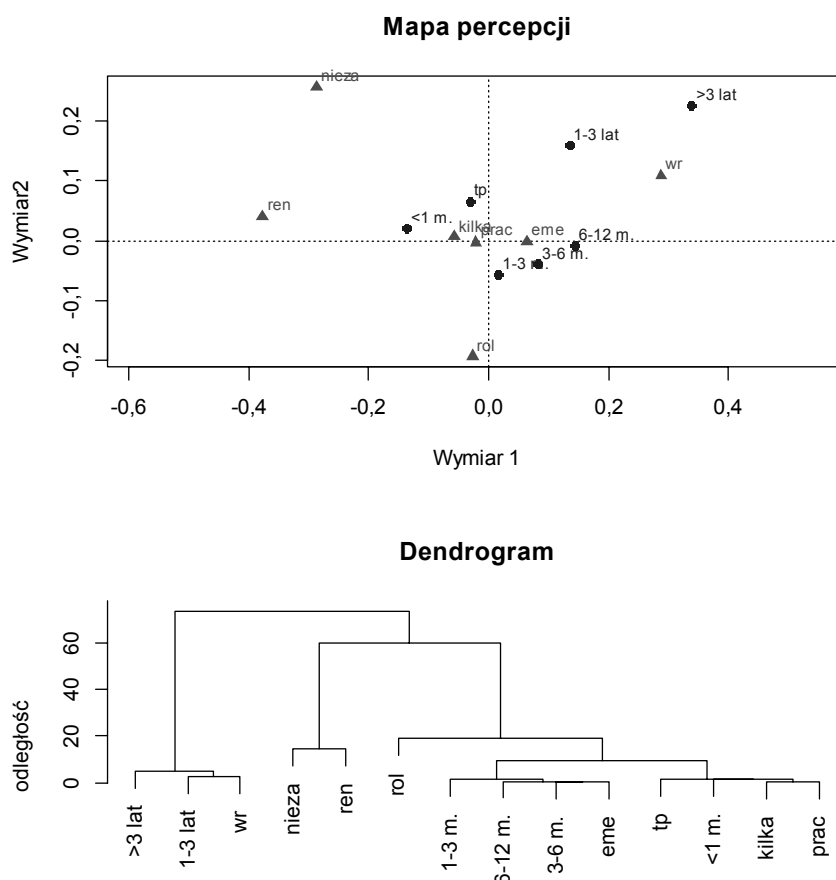
Źródło: Obliczenia własne.

W związku z tym, że ustalono, iż źródło utrzymania gospodarstwa domowego oraz wysokość zaoszczędzonych pieniędzy są zmiennymi zależnymi, to zasadne jest zbadanie powiązań pomiędzy kategoriami tych cech.

W tym celu wykonano analizę korespondencji pozwalającą na graficzną prezentację zależności pomiędzy kategoriami badanych cech, która prowadzi do wnioskowania o związkach zachodzących między tymi kategoriami. Etap wnioskowania odbywa się na podstawie układu punktów, reprezentujących te kategorie na mapie percepcji. Niestety nie zawsze uzyskane mapy pozwalają wyciągnąć jednoznacznie wnioski. W takich przypadkach na ogół stosuje się pomocniczo metody analizy skupień. W tej pracy wykorzystano hierarchiczną metodę Warda

[1963; Walesiak, 2009], która pozwoliła na zbudowanie dendrogramu, wykorzystując uzyskane w analizie korespondencji wartości punktów (reprezentujących kategorie) w dwóch nowych wymiarach.

Na podstawie otrzymanej mapy percepcji<sup>7</sup> oraz dendrogramu z metody Warda (rys. 4) można zaobserwować przede wszystkim, że gospodarstwa pracowników, emerytów oraz te utrzymujące się z kilku źródeł mają na ogół oszczędności na poziomie nieprzekraczającym rocznych dochodów. Powyżej rocznych dochodów są w stanie zaoszczędzić głównie gospodarstwa pracujące na własny rachunek. Trudno natomiast określić wysokość oszczędności w gospodarstwach rencistów, rolników oraz w tych, które utrzymują się z niezarobkowych źródeł.



**Rys. 4.** Mapa percepcji oraz dendrogram w analizie zależności pomiędzy poziomem oszczędności a źródłem utrzymania gospodarstwa

Źródło: Obliczenia własne.

<sup>7</sup> Oznaczenia wykorzystane na wszystkich mapach percepcji zostały wyjaśnione w punkcie 1.

Inercja całkowita wskazuje na słabą zależność pomiędzy poziomem oszczędności a źródłem utrzymania, co jest potwierdzeniem uzyskanych wcześniej wyników (wartości dla *Phi* oraz *V* Cramera).

## 2.2. Badanie zależności pomiędzy klasą miejscowości zamieszkania a poziomem oszczędności

Badanie zależności między klasą miejscowości ( $X_2$ ) a skategoryzowaną wartością posiadanych oszczędności ( $Y$ ) pozwala stwierdzić, że faktycznie zależność taka istnieje. Świadczy o tym wartość prawdopodobieństwa testowego mniejsza od 0,05 w teście chi-kwadrat (tabela 4). Siła tej zależności jest jednak słaba, gdyż współczynniki *Phi* oraz *V* Cramera przyjmują niskie wartości.

**Tabela 4.** Test niezależności chi-kwadrat oraz wartości miar zależności pomiędzy skategoryzowaną wartością oszczędności a klasą miejscowości

Test niezależności chi-kwadrat		
	uśredniona wartość	prawdopodobieństwo testowe
Chi-kwadrat Pearsona	89	mniejsze od 0,001
Miary siły związku		
	wartość	prawdopodobieństwo testowe
<i>Phi</i>	0,171	mniejsze od 0,001
<i>V</i> Cramera	0,076	mniejsze od 0,001

Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki testu Kruskala–Wallisa zawarte w tabeli 5 wskazują na to, że poziom oszczędności gospodarstw domowych istotnie różni się w grupach wyznaczonych przez kategorie klasy miejscowości zamieszkania (prawdopodobieństwo testowe kształtuje się poniżej 0,05). Szczegółowe testy post hoc pokazują jednakże, że nie wszystkie kategorie tej zmiennej istotnie różnią się między sobą pod względem oszczędności. Na podstawie wyników zawartych w tabeli 6, istotne różnice w poziomie oszczędności zanotowano tylko dla następujących par kategorii: miasto 100-200 tys. – miasto powyżej 500 tys., miasto 20-100 tys. – miasto powyżej 500 tys., miasto poniżej 20 tys. – miasto powyżej 500 tys., wieś – miasto powyżej 500 tys., miasto 20-100 tys. – miasto 200-500 tys., wieś – miasto 200-500 tys., wieś – miasto 20-100 tys. oraz wieś – miasto 100-200 tys.

**Tabela 5.** Test Kruskala–Wallisa dla skategoryzowanej wartości oszczędności i klasy miejscowości

	Wartość	Prawdopodobieństwo testowe
Chi-kwadrat Pearsona	120,912	mniejsze od 0,001

Źródło: Obliczenia własne.

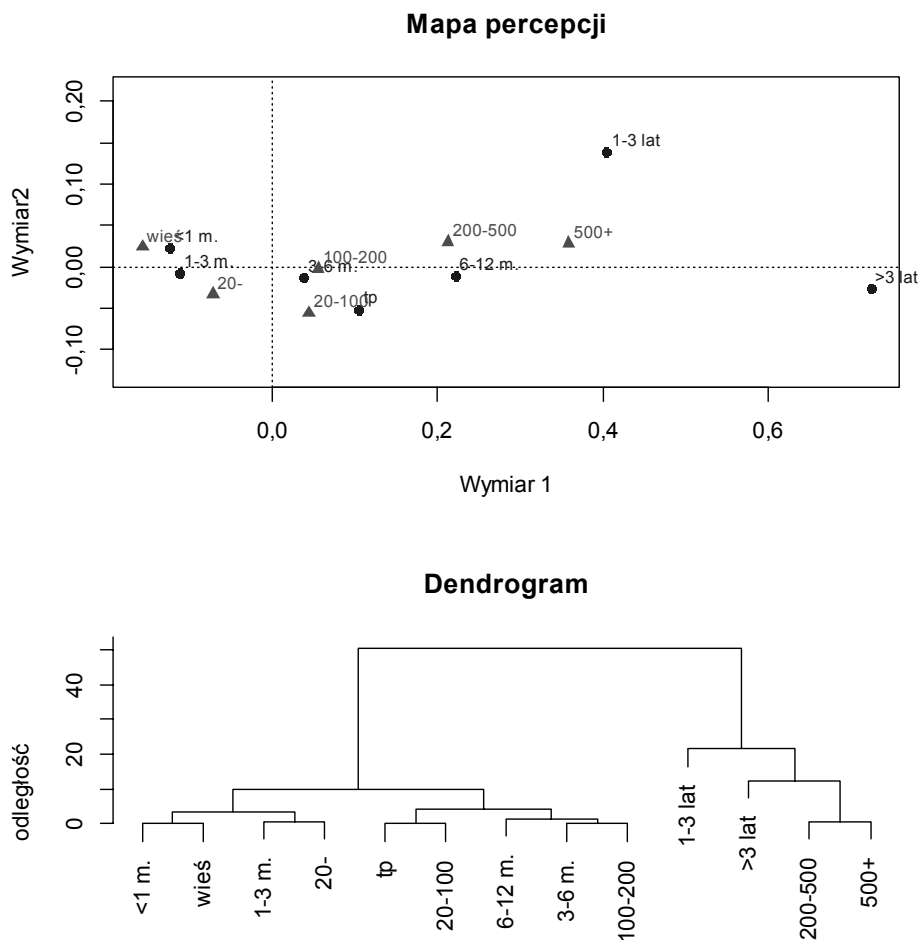
**Tabela 6.** Testy post hoc dla kategorii zmiennej klasa miejscowości

Badane kategorie	Wartość statystyki testowej	Prawdopodobieństwo testowe
miasto 100-200 tys. – miasto powyżej 500 tys.	447,49	mniejsze od 0,001
miasto 20-100 tys. – miasto powyżej 500 tys.	404,67	mniejsze od 0,001
miasto poniżej 20 tys. – miasto powyżej 500 tys.	600,49	mniejsze od 0,001
wieś – miasto powyżej 500 tys.	721,51	mniejsze od 0,001
miasto 20-100 tys. – miasto 200-500 tys.	440,62	mniejsze od 0,001
wieś – miasto 200-500 tys.	561,64	mniejsze od 0,001
wieś – miasto 20-100 tys.	316,84	mniejsze od 0,001
wieś – miasto 100-200 tys.	274,02	0,025
miasto 20-100 tys. – miasto 200-500 tys.	244,80	0,063
miasto 100-200 tys. – miasto 200-500 tys.	287,62	0,098
miasto poniżej 20 tys. – miasto 20-100 tys.	195,82	0,223
miasto 200-500 tys. – miasto 500 tys.	159,87	1,000
miasto 100-200 tys. – miasto 20-100 tys.	-42,82	1,000
miasto poniżej 20 tys. – miasto 100-200 tys.	153,00	1,000
wieś – miasto poniżej 20 tys.	121,02	1,000

Źródło: Obliczenia własne.

W tym przypadku wyniki analizy korespondencji, przedstawione na mapie percepcji (rys. 5), wskazują na to, że najniższym poziomem oszczędności (do 3-miesięcznych dochodów) charakteryzują się gospodarstwa zamieszkujące wieś oraz małe miejscowości (do 20 tys. mieszkańców). Gospodarstwa z miast od 20 do 200 tys. mieszkańców na ogół są w stanie zgromadzić oszczędności w wysokości od 3-miesięcznych do rocznych dochodów. Najwyższe oszczędności posiadają mieszkańcy dużych miast (powyżej 200 tys.).

Również w tym przypadku inercja całkowita wskazuje na słabą zależność pomiędzy badanymi zmiennymi.



**Rys. 5.** Mapa percepcji oraz dendrogram w analizie zależności pomiędzy poziomem oszczędności a klasą miejscowości zamieszkania

Źródło: Obliczenia własne.

### 2.3. Badanie zależności pomiędzy typem rodziny a poziomem oszczędności

Wyniki zawarte w tabeli 7 wskazują, że istnieje zależność między typem biologicznym rodziny ( $X_3$ ) a skategoryzowaną wartością posiadanych oszczędności ( $Y$ ), choć podobnie jak w poprzednich przypadkach, siła tej zależności jest słaba, o czym świadczą niskie wartości miar siły związku.

**Tabela 7.** Test niezależności chi-kwadrat oraz wartości miar zależności pomiędzy skategoryzowaną wartością oszczędności a typem biologicznym rodziny

Test niezależności chi-kwadrat		
	uśredniona wartość	prawdopodobieństwo testowe
Chi-kwadrat Pearsona	66,61	mniejsze od 0,005
Miary siły związku		
	wartość	prawdopodobieństwo testowe
<i>Phi</i>	0,136	mniejsze od 0,001
<i>V</i> Cramera	0,056	mniejsze od 0,001

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 8 zawiera wyniki testu Kruskala–Wallisa, które pokazują, że poziom oszczędności jest różny w zależności od kategorii typu biologicznego rodziny. Jako istotne w testach post hoc (tabela 9) wskazano różnice między rodzinami niepełnymi a gospodarstwami jednoosobowymi, małżeństwami bezdzietnymi, z jednym bądź dwójką dzieci. Małżeństwa z minimum trójką dzieci różnią się pod względem poziomu oszczędności od małżeństw bezdzietnych i tych z jednym dzieckiem. Wyniki w tabeli 9 jako istotne wskazują także różnice w parach kategorii: gospodarstwa wielorodzinne – małżeństwa bezdzietne oraz małżeństwa z 2 dzieci – małżeństwa bezdzietne.

**Tabela 8.** Test Kruskala–Wallisa dla skategoryzowanej wartości oszczędności i typu biologicznego rodziny

	Wartość	Prawdopodobieństwo testowe
Chi-kwadrat Pearsona	91,627	mniejsze od 0,001

Źródło: Obliczenia własne.

**Tabela 9.** Testy post hoc dla kategorii zmiennej typ biologiczny rodziny

Badane kategorie	Wartość statystyki testowej	Prawdopodobieństwo testowe
1	2	3
małżeństwa z minimum 3 dzieci – małżeństwa bezdzietne rodziny niepełne – małżeństwa bezdzietne	516,01	mniejsze od 0,001
rodziny niepełne – małżeństwa z 1 dzieckiem	720,95	mniejsze od 0,001
rodziny niepełne – małżeństwa z 1 dzieckiem	558,78	mniejsze od 0,001
gospodarstwa wielorodzinne – małżeństwa bezdzietne	445,83	mniejsze od 0,001
rodziny niepełne – małżeństwa z 2 dzieci	493,53	mniejsze od 0,001
rodziny niepełne – gospodarstwa 1-osobowe	526,22	mniejsze od 0,001
małżeństwa z minimum 3 dzieci – małżeństwa z 1 dzieckiem	353,84	0,022
małżeństwa z 2 dzieci – małżeństwa bezdzietne	227,43	0,043
małżeństwa z minimum 3 dzieci – gospodarstwa 1-osobowe	-321,28	0,059
gospodarstwa wielorodzinne – małżeństwa z 1 dzieckiem	283,65	0,081
gospodarstwa nierodzinne wieloosobowe – małżeństwa bezdzietne	194,73	0,111

cd. tabeli 9

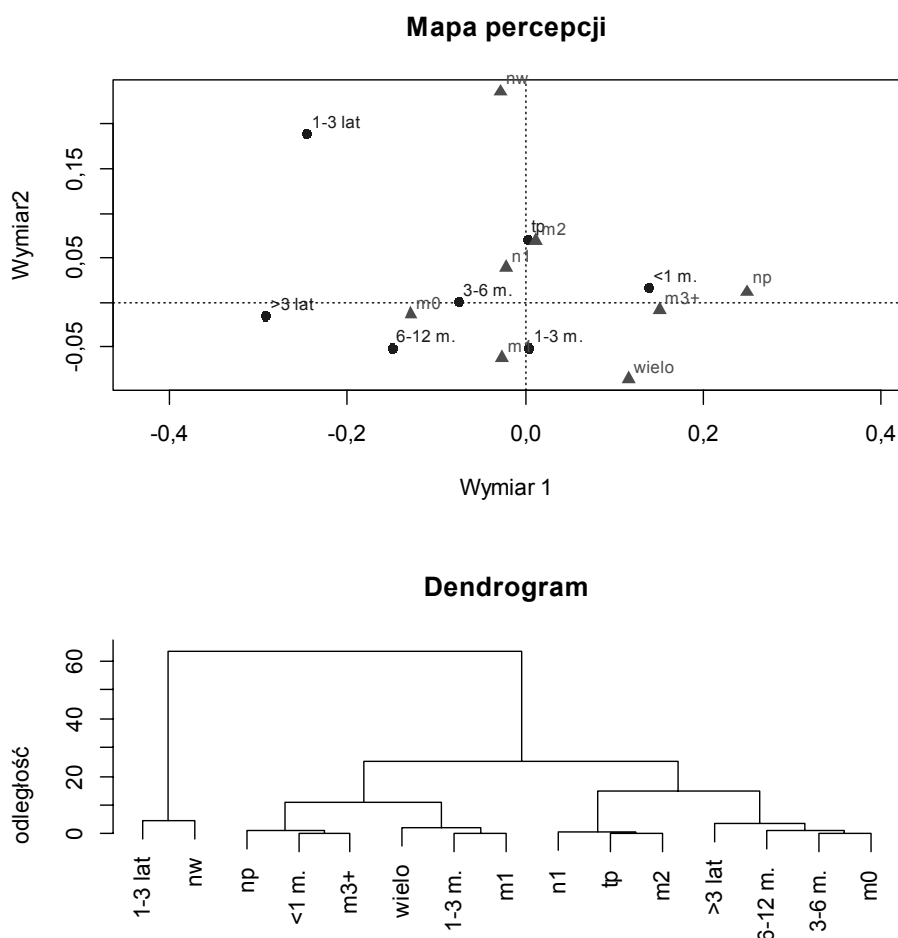
1	2	3
małżeństwa z minimum 3 dzieci – małżeństwa z 2 dzieci	288,56	0,200
gospodarstwa wielorodzinne – gospodarstwa 1-osobowe	-251,10	0,213
rodziny niepełne – gospodarstwa wielorodzinne	-275,12	0,303
małżeństwa z 1 dzieckiem – małżeństwa bezdzietne	162,17	0,535
gospodarstwa wielorodzinne – małżeństwa z 2 dzieci	218,40	0,688
małżeństwa z 2 dzieci – małżeństwa z 1 dzieckiem	65,25	1,000
rodziny niepełne – małżeństwa z minimum 3 dzieci	204,94	1,000
gospodarstwa nierodzinne wieloosobowe – małżeństwa bezdzietne	288,36	1,000
gospodarstwa 1-osobowe – małżeństwa z 1 dzieckiem	32,56	1,000
małżeństwa z minimum 3 dzieci – gospodarstwa wielorodzinne	-70,18	1,000
gospodarstwa nierodzinne wieloosobowe – małżeństwa z 1 dzieckiem	126,18	1,000
małżeństwa z 2 dzieci – gospodarstwa 1-osobowe	-32,69	1,000
gospodarstwa nierodzinne wieloosobowe – małżeństwa z 2 dzieci	60,93	1,000
małżeństwa z minimum 3 dzieci – gospodarstwa nierodzinne wieloosobowe	-227,65	1,000
Rodziny niepełne – gospodarstwa nierodzinne wieloosobowe	-432,57	1,000
gospodarstwa wielorodzinne – gospodarstwa nierodzinne wieloosobowe	-157,47	1,000
gospodarstwa nierodzinne wieloosobowe – gospodarstwa 1-osobowe	93,62	1,000

Źródło: Obliczenia własne.

Analizując relacje przedstawione na rys. 6, pomiędzy kategoriami zmiennych  $Y$  i  $X_3$ , można powiedzieć, że posiadanie oszczędności nieprzekraczających miesięcznych dochodów, deklarują najczęściej rodziny niepełne oraz małżeństwa z trójką lub większą liczbą dzieci. Gospodarstwa wielorodzinne oraz małżeństwa z jednym dzieckiem mają na ogół oszczędności na poziomie od miesięcznych do 3-miesięcznych dochodów. Najwyższy poziom zaoszczędzonych pieniędzy (od 3- do 12-miesięcznych dochodów) charakteryzuje przede wszystkim małżeństwa bez dzieci. Gospodarstwa jednoosobowe oraz małżeństwa z dwójką dzieci z reguły nie chciały lub nie potrafiły określić poziomu swoich oszczędności. Trudno też określić wysokość oszczędności gospodarstw wieloosobowych.

Zależność między poziomem oszczędności a typem rodziny biologicznej jest słaba – wskazuje na to, oprócz wartości miar  $\Phi$  oraz  $V$  Cramera, wartość inercji całkowitej.





**Rys. 6.** Mapa percepcji oraz dendrogram w analizie zależności pomiędzy poziomem oszczędności a typem biologicznym rodziny

Źródło: Obliczenia własne.

#### 2.4. Badanie zależności pomiędzy subiektywnym postrzeganiem własnej sytuacji finansowej a poziomem oszczędności

Badając zależność między subiektywną oceną własnej sytuacji finansowej ( $X_4$ ) a skategoryzowaną wartością posiadanych oszczędności ( $Y$ ) widać ponownie istotną zależność między tymi zmiennymi, o czym świadczy niska wartość prawdopodobieństwa testowego w teście niezależności chi-kwadrat, jednakże i tym razem wartości miar  $\Phi$  i  $V$  Cramera świadczą o słabej sile związku między tymi zmiennymi (tabela 10).

**Tabela 10.** Test niezależności chi-kwadrat oraz wartości miar zależności pomiędzy skategoryzowaną wartością oszczędności a subiektywnym postrzeganiem własnej sytuacji finansowej

Test niezależności chi-kwadrat		
	uśredniona wartość	prawdopodobieństwo testowe
Chi-kwadrat Pearsona	393,37	mniejsze od 0,001
Miary siły związku		
	wartość	prawdopodobieństwo testowe
<i>Phi</i>	0,413	mniejsze od 0,001
<i>V</i> Cramera	0,207	mniejsze od 0,001

Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki nieparametrycznego testu analizy wariancji, zawarte w tabeli 11, świadczą o tym, że poziom oszczędności w istotny sposób różni się w grupach wyznaczonych przez kategorie subiektywnej oceny możliwości wiązania końca z końcem (prawdopodobieństwo testowe jest mniejsze od 0,001). Przeprowadzone testy post hoc, których wyniki umieszczono w tabeli 12, pozwalają stwierdzić, że wszystkie kategorie subiektywnego postrzegania własnej sytuacji finansowej w istotny sposób różnicują między sobą gospodarstwa pod względem poziomu oszczędności.

**Tabela 11.** Test Kruskala–Wallisa dla skategoryzowanej wartości oszczędności i subiektywnego postrzegania własnej sytuacji finansowej

	Wartość	Prawdopodobieństwo testowe
Chi-kwadrat Pearsona	978,889	mniejsze od 0,001

Źródło: obliczenia własne

**Tabela 12.** Testy post hoc dla kategorii subiektywnego postrzegania własnej sytuacji finansowej

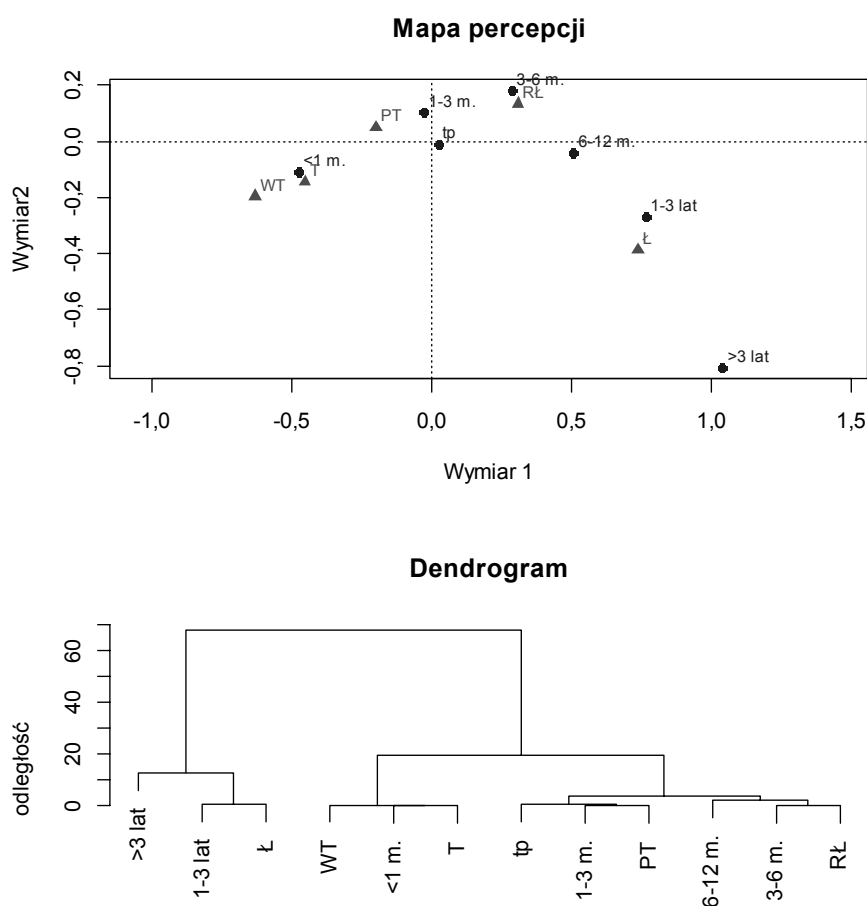
Badane kategorie	Wartość statystyki testowej	Prawdopodobieństwo testowe
z wielką trudnością – z pewną trudnością	-861,17	mniejsze od 0,001
z wielką trudnością – raczej łatwo	-1782,95	mniejsze od 0,001
z trudnością – z pewną trudnością	-500,85	mniejsze od 0,001
z wielką trudnością – łatwo	-2438,77	mniejsze od 0,001
z trudnością – raczej łatwo	-1422,63	mniejsze od 0,001
z trudnością – łatwo	-2078,45	mniejsze od 0,001
z pewną trudnością – raczej łatwo	-921,78	mniejsze od 0,001
z pewną trudnością – łatwo	-1577,60	mniejsze od 0,001
raczej łatwo – łatwo	-655,82	mniejsze od 0,001
z wielką trudnością – z trudnością	-360,32	0,013

Źródło: Obliczenia własne.

Na podstawie mapy percepcji oraz dendrogramu (rys. 7) można wyciągnąć ogólny wniosek, iż subiektywna ocena własnej sytuacji finansowej pokrywa się

ze stanem rzeczywistych oszczędności respondentów. Oszczędności tych gospodarstw, które deklarują, że wiążą koniec z końcem z trudem lub wielkim trudem, na ogół nie przekraczają miesięcznych dochodów. Gospodarstwa domowe, które wiążą koniec z końcem z pewnym trudem, są w stanie zaoszczędzić środki na poziomie od miesięcznych do 3-miesięcznych dochodów. Respondenci, którzy radzą sobie raczej łatwo z reguły mają oszczędności w wysokości od 3-miesięcznych do rocznych dochodów. Najwyższe oszczędności posiadają oczywiście te gospodarstwa, które na postawione w ankiecie pytanie odpowiadają, że łatwo wiążą koniec z końcem.

Również w tym przypadku otrzymujemy słabą zależność pomiędzy badanymi zmiennymi, mierzoną za pomocą całkowitej inercji.



**Rys. 7.** Mapa percepcji oraz dendrogram w analizie zależności pomiędzy poziomem oszczędności a subiektywną oceną własnej sytuacji finansowej gospodarstwa

Źródło: Obliczenia własne.

## Podsumowanie

Celem pracy było zbadanie zależności pomiędzy poziomem oszczędności gospodarstw domowych w Polsce a czynnikami charakteryzującymi te gospodarstwa, takimi jak: źródło utrzymania, klasa zamieszkiwanej miejscowości, typ biologiczny rodziny oraz subiektywna ocena własnej sytuacji finansowej.

Do analizy wykorzystano metody dedykowane dla danych opisywanych poprzez zmienne mierzone na słabych skalach pomiaru, ponieważ z takimi właśnie cechami mamy do czynienia w badanym zbiorze danych, pozyskanym z *Diagnozy społecznej*.

Wyniki przeprowadzonych badań pokazały, że poziom oszczędności polskich gospodarstw zależy istotnie od wszystkich badanych czynników, choć wyznaczone wartości miar  $\Phi$  oraz  $V$  Cramera oraz inercji całkowitej wskazują, w każdym przypadku, na słabą siłę tej zależności. Ponadto przeprowadzone testy Kruskala–Wallisa pozwoliły stwierdzić, że poziom zaoszczędzonych pieniędzy różni się istotnie w grupach gospodarstw wyznaczonych poprzez kategorie poszczególnych zmiennych, chociaż jak wskazały testy post hoc nie wszystkie różnice były istotne.

Na podstawie wyników analizy korespondencji można wyciągnąć ogólne wnioski mówiące o tym, iż wyższe oszczędności posiadają z reguły gospodarstwa pracujące na własny rachunek, zamieszkujące raczej duże miasta, małżeństwa bez dzieci i te deklarujące, że łatwo im związać koniec z końcem. Najtrudniejsza sytuacja pod tym względem dotyczy na ogół rolników, emerytów, gospodarstw utrzymujących się z niezarobkowych źródeł, wieloosobowych, które zamieszkują wieś i małe miasta. Gospodarstwa te są świadome własnej sytuacji i same deklarują, że trudno im związać koniec z końcem.

## Literatura

- Białowolski P., Kotowska I.E. (2014), *Obecność gospodarstw domowych na rynku finansowym* [w:] I.E. Kotowska (red.), *Rynek pracy i wykluczenie społeczne w kontekście percepcji Polaków. Diagnoza społeczna 2013. Raport tematyczny*, CRZL, Warszawa, [www.diagnoza.com](http://www.diagnoza.com) (dostęp: 12.07.2017).
- Brzezińska J. (2011), *Analiza korespondencji* [w:] E. Gatnar, M. Walesiak (red.), *Analiza danych jakościowych i symbolicznych z wykorzystaniem programu R*, C.H. Beck, Warszawa, s. 52-80.
- Departament Stabilności Finansowej (2015), *Zasobność gospodarstw domowych w Polsce. Raport z badania pilotażowego 2014 r.*, [http://www.nbp.pl/aktualnosci/wiadomosci\\_2015/Raport\\_BZGD\\_2014.pdf](http://www.nbp.pl/aktualnosci/wiadomosci_2015/Raport_BZGD_2014.pdf) (dostęp: 15.08.2017).
- Departament Stabilności Finansowej (2017), *Sytuacja na rynku kredytowym (wyniki ankiety do przewodniczących komitetów kredytowych)*, <http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/systemfinansowy/kredytowy.html> (dostęp: 15.08.2017).

- Domański C. (1979), *Statystyczne testy nieparametryczne*, PWN, Warszawa.
- Domański C., Pekasiewicz D., Baszczyńska A., Witaszczyk A. (2014), *Testy statystyczne w procesie podejmowania decyzji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Greenacre M.J. (2007), *Correspondence Analysis in Practice*, 2<sup>nd</sup> ed., Chapman & Hall – CRC, Boca Raton.
- Kasprzyk I. (2009), *Analiza korespondencji* [w:] M. Walesiak, E. Gatnar (red.), *Statystyczna analiza danych z wykorzystaniem programu R*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 382-406.
- Kłopocka A.M., Kopczyński T., Lenicka-Bajer G. (2014), *Financial Situation and Attitudes towards Saving in Polish Society: Evidence from Micro Data*, "Annals of the Constantin Brâncuși University of Târgu Jiu", Economy Series, Special Issue, s. 476-486.
- Kruskal W. (1952), *A Nonparametric Test for the Several Sample Problem*, "Annals of Mathematical Statistics", Vol. 23, s. 525-540.
- Kruskal W., Wallis W. (1952), *Use of Ranks in One-Criterion Variance Analysis*, "Journal of the American Statistical Association", Vol. 47, s. 583-621.
- Rada Monitoringu Społecznego (2015), *Diagnoza społeczna: zintegrowana baza danych*, www.diagnoza.com (dostęp: 12.07.2017).
- Rozmus D. (2004), *Analiza korespondencji* [w:] E. Gatnar, M. Walesiak (red.), *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław, s. 283-315.
- Rytelewska G. (2009), *Kierunki zmian w finansach gospodarstw domowych*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Ekonomiczne Problemy Usług”, nr 38, s. 493-500.
- Rytelewska G., Kłopocka A. (2009), *Wpływ czynników społeczno-demograficznych na strukturę oszczędności gospodarstw domowych w Polsce*, „Transformacja i Rozwój”, nr 115, s. 49-87.
- Rytelewska G., Kłopocka A. (2010), *Wpływ czynników demograficznych na poziom i strukturę oszczędności gospodarstw domowych w Polsce*, „Bank i Kredyt”, nr 41.1, s. 57-80.
- Stanimir A. (2005), *Analiza korespondencji jako narzędzie badania zjawisk ekonomicznych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- Trzęsiok J. (2016), *Metody nieparametryczne w badaniu zaufania do instytucji finansowych*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Taksonomia 26. Klasyfikacja i Analiza Danych – Teoria i Zastosowania”, nr 426, s. 226-234.
- Walesiak M. (2009), *Analiza skupień* [w:] M. Walesiak, E. Gatnar (red.), *Statystyczna analiza danych z wykorzystaniem programu R*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 407-433.
- Ward J.H. (1963), *Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 58, s. 236-244.

### ANALYSIS OF POLISH HOUSEHOLDS' SAVINGS AND THEIR DETERMINANTS

**Summary:** This article was written in an application manner. Its purpose was to analyze the relationship between the level of savings declared by Polish households and the variables characterizing these households, such as: source of livelihood, class of resident town, biological type of family, or subjective assessment of their financial situation. The study was based on data from the Social Diagnosis. Because all the variables were measured on weak scales, dedicated tools were used to detect and investigate these dependencies, including: Chi-square independence test, Kruskal–Wallis test (nonparametric equivalent of analysis of variance) and correspondence analysis.

**Keywords:** savings, Kruskal–Wallis test, correspondence analysis.