

Anna Turczak

Zachodniopomorska Szkoła Biznesu w Szczecinie

Patrycja Zwiech

Uniwersytet Szczeciński

# Główne źródła utrzymania kobiet i mężczyzn w Polsce

## Wprowadzenie

Kobiety w Polsce są lepiej wykształcone od mężczyzn: w 2011 r. 22,8% kobiet i 18,2% mężczyzn w wieku przekraczającym 25 lat miało wyższe wykształcenie. Na 100 mężczyzn z wyższym wykształceniem przypada 139 takich kobiet. Warto też dodać, że 56,1% kobiet w wieku ponad 18 lat posiada wykształcenie średnie, policealne lub wyższe, a dla mężczyzn odsetek ten wynosi 47,1%<sup>1</sup>.

Pomimo wspomnianych wyżej różnic w poziomie wykształcenia, poziom aktywności zawodowej<sup>2</sup> kobiet jest w Polsce niższy niż mężczyzn. W 2014 r. tylko 48,5% kobiet w wieku 15 lat i więcej było aktywnych zawodowo, podczas gdy dla analogicznej populacji mężczyzn odsetek ten wyniósł 64,7%. Ludność bierna zawodowo jest zatem w znacznym stopniu sfeminizowana – ponad 61% tej populacji stanowią kobiety<sup>3</sup>. W 2014 r. na 1000 aktywnych zawodowo mężczyzn przypadało 546 mężczyzn biernych zawodowo, podczas gdy na 1000 aktywnych zawodowo kobiet – aż 1062 kobiet biernych zawodowo.

Wskaźnik zatrudnienia<sup>4</sup> kobiet jest również wyraźnie niższy niż wskaźnik zatrudnienia mężczyzn. W 2014 r. dla kobiet wyniósł on 43,8%, a dla mężczyzn – o ponad 15 p.p. więcej. Wskaźnik zatrudnienia kobiet w Polsce należy do najniższych w Europie [Sikorska 2012:65].

Różnica w upowszechnieniu edukacji wyższej wśród kobiet i mężczyzn nie przekłada się też na poziom zatrudnienia takich osób. Kobiety z wyższym wykształceniem rzadziej pracują zawodowo w porównaniu z mężczyznami o takim samym wykształceniu. Na przykład, w IV kwartale 2014 r. pracowało 80,1% mężczyzn z wyższym wykształceniem, a kobiet – tylko 74,2% [GUS 2015:240].

Trzeba także wspomnieć o tym, że stopa bezrobocia<sup>5</sup> kobiet jest wyższa niż stopa bezrobocia mężczyzn. W 2014 r. wynosiła ona 9,6% w przypadku kobiet i 8,5% w przypadku mężczyzn. Trudniej jest znaleźć pracę zwłaszcza kobietom powracającym na rynek pracy po dłuższej przerwie (w szczególności związanej z macierzyństwem) oraz poszukującym pierwszej pracy [Kobiety i mężczyźni... 2014:12]. Co istotne, stopa bezrobocia kobiet jest wyższa niż stopa bezrobocia mężczyzn dla wszystkich poziomów wykształcenia [GUS 2015:257].

W szczególnie niekorzystnej sytuacji są osoby poszukujące zatrudnienia dłużej niż 2 lata. W Polsce w 2014 r. co czwarta (26,4%) bezrobotna kobieta lokowała się w grupie długotrwale bezrobotnych<sup>6</sup>. Dla mężczyzn odsetek pozostających bez pracy powyżej 24 miesięcy wyniósł wówczas 20,9%. Oznacza to, że kobiety są zdecydowanie częściej zagrożone bezrobociem długotrwałym niż mężczyźni.

Przewaga edukacyjna kobiet nie przekłada się na wysokość ich zarobków – za tę samą pracę kobiety w Polsce otrzymują pensję niższą niż mężczyźni. Przeciętne wynagrodzenie brutto kobiet było w październiku 2014 r. o 764,18 zł niższe niż wynagrodzenie mężczyzn. Oznacza to, że przeciętne wynagrodzenie kobiet stanowiło jedynie 82,9% przeciętnego wynagrodzenia mężczyzn [GUS 2015:275].

Kobiety znacznie częściej pracują w niepełnym wymiarze czasu pracy. Szczególnie interesujące są jednak powody podejmowania takiego zatrudnienia przez kobiety. Jedną z głównych przyczyn podawanych przez Polki jest brak możliwości znalezienia pracy w pełnym wymiarze czasu pracy [Polkowska, Łucjan 2013:143]. Widać więc, że zatrudnienie w niepełnym wymiarze jest najczęściej dla kobiet koniecznością – alternatywą wobec bezrobocia

– a nie udogodnieniem. W IV kwartale 2014 r. tylko 4,9% mężczyzn pracowało w niepełnym wymiarze czasu, a dla kobiet odsetek ten wyniósł 10,8%, czyli był ponad dwukrotnie wyższy<sup>7</sup>.

Na podstawie powyższych rozważań nasuwa się kilka wniosków. Można bezsprzecznie stwierdzić, że wraz z postępującymi zmianami w społeczeństwie kobietom już bardzo wiele udało się osiągnąć, jednak równość płci wciąż nie jest kompletna. Przywołane dane dowodzą, że nadal pozostają nierówności na rynku pracy i istnieje wiele różnorodnych przeszkód blokujących dostęp kobiet do bardziej nagradzających dziedzin w sferze zawodowej [Mazur-Łuczak 2010:17–18]. Niewątpliwie niebagatelny wpływ na nierówne wobec mężczyzn szanse kobiet na zawodową samorealizację mają funkcjonujące stereotypy w postrzeganiu ról społecznych płci, w tym realizowanie wciąż dominującego w Polsce – zwłaszcza w małych miasteczkach i na wsiach – tradycyjnego modelu rodziny. Stereotypy na temat tego, co jest „typowo męskie” i „typowo kobiece” są w Polsce na tyle silnie zakorzenione, że kobietom wciąż nie jest łatwo odnieść sukces zawodowy. Bariery te nie wynikają jedynie z biologicznych uwarunkowań, lecz z kulturowo nałożonego obowiązku, zgodnie z którym kobiety mają przede wszystkim dbać o rodzinę, opiekować się dziećmi i wykonywać obowiązki domowe.

Kobiety w Polsce mają rzadziej od mężczyzn własne źródło utrzymania (odpowiednio 64,2 i 66,5%). Szczególnie interesujące mogą okazać się jednak wyniki analizy struktury populacji kobiet i struktury populacji mężczyzn według rodzaju posiadanego źródła utrzymania. Ciekawe jest bowiem to, jak duża jest skala istniejących w tym zakresie różnic między płciami oraz czy różnice te z roku na rok się zacierają, czy pogłębiają. Znalezienie odpowiedzi na tak postawione pytanie stało się celem badań prezentowanych w dalszej części niniejszego artykułu.

## Idea przeprowadzonego badania

Badaniem objęci zostali mieszkańcy Polski mający własne źródło utrzymania bez względu na to, czy jest to źródło zarobkowe czy niezarobkowe. W analizie pominięto zatem jedynie te osoby, które utrzymywane są przez innych członków gospodarstwa domowego.

Na potrzeby niniejszego artykułu główne źródła utrzymania podzielono na osiemnaście rozłącznych i wyczerpujących kategorii. Są to następujące grupy:

- A. praca najemna<sup>8</sup> na stanowisku robotniczym<sup>9</sup> (w kraju i za granicą),
- B. praca najemna na stanowisku nierobotniczym<sup>10</sup> (w kraju i za granicą),
- C. praca najemna dorywcza (w kraju i za granicą),
- D. użytkowanie gospodarstwa rolnego<sup>11</sup>,
- E. pomaganie w użytkowaniu gospodarstwa rolnego<sup>12</sup>,
- F. praca stała na własny rachunek<sup>13</sup> (w kraju i za granicą),
- G. praca dorywcza na własny rachunek (w kraju i za granicą),
- H. pomaganie w pracy na własny rachunek,
- I. emerytura z pozarolniczego systemu ubezpieczeń,
- J. emerytura rolników indywidualnych,
- K. renta z pozarolniczego systemu ubezpieczeń,
- L. renta rodzinna,
- M. renta rolników indywidualnych,
- N. zasiłek dla bezrobotnych oraz pozostałe świadczenia dla bezrobotnych,
- O. wszelkie inne świadczenia społeczne (np. emerytury zagraniczne, renty zagraniczne, pozostałe świadczenia społeczne krajowe i zagraniczne),
- P. dochody z własności (np. odsetki, dywidendy), dochody z wynajmu nieruchomości (w kraju i za granicą),
- Q. dary oraz alimenty od osób prywatnych (z kraju i z zagranicy),
- R. inne przychody wyżej niewymienione (np. sprzedaż majątku, oszczędności).

Większość dorosłych mieszkańców Polski ma tylko jedno źródło utrzymania<sup>14</sup>. Wówczas to jedyne źródło nazywa się głównym (inaczej – podstawowym) źródłem utrzymania. Z kolei w przypadku większej liczby źródeł za główne należy uznać to, które jest przeważające.

Bez wątplenia na to, jak kształtuje się struktura społeczeństwa według głównego źródła utrzymania, wpływa wiele różnorodnych czynników, jak chociażby wiek, wykształcenie czy miejsce zamieszkania<sup>15</sup>. Warto jednak sprawdzić, czy czynnikiem takim, który różnicuje mieszkańców Polski pod względem rodzaju głównego źródła utrzymania, jest także płeć. W jakim stopniu fakt, czy dorosły mieszkaniec Polski jest kobietą czy mężczyzną, rzutuje na to, z jakiego źródła czerpie swój podstawowy dochód? Odpowiedź na to pytanie jest celem niniejszego opracowania.

W związku z tak zdefiniowanym celem postawiono hipotezę, że rozkłady głównych źródeł utrzyma-

nia w populacji kobiet i w populacji mężczyzn nie są identyczne, bowiem płeć w dużym stopniu determinuje te rozkłady.

W ramach analizy:

- 1) sprawdzono, czy rozkład głównych źródeł utrzymania w zbiorowości kobiet i w zbiorowości mężczyzn jest taki sam;
- 2) określono siłę związku między płcią a głównym źródłem utrzymania mieszkańca Polski niebędącego na utrzymaniu innych osób;
- 3) sprawdzono, w przypadku których źródeł utrzymania frakcja kobiet osiągających swoje dochody z danego źródła jest większa (mniejsza) od frakcji mężczyzn.

Zadanie określone w punkcie pierwszym wykonano przy wykorzystaniu testu Kołmogorowa-Smirnowa. Do sprawdzenia, czy występuje związek między rozpatrywanymi cechami (czyli płcią i podstawowym źródłem utrzymania) posłużył test niezależności chi-kwadrat. Z kolei do określenia siły występujących zależności użyty został współczynnik  $V$  Cramera. Weryfikacja hipotez o istnieniu statystycznie istotnych różnic we frakcjach kobiet i mężczyzn mających poszczególne źródła utrzymania przeprowadzona była na podstawie parametrycznego testu istotności.

Analizę przeprowadzono oddzielnie dla ośmiu kolejnych lat – od 2005 do 2012. Wszystkie zawarte w artykule obliczenia wykonano na podstawie nieidentyfikowalnych danych jednostkowych z badania budżetów gospodarstw domowych<sup>16</sup>. Badaniem objęto 69 468 osób (35 874 kobiet i 33 594 mężczyzn) mających własne źródło utrzymania w 2005 r., 76 316 takich osób w 2006 r. (39 282 kobiety i 37 034 mężczyzn), 76 558 w 2007 r. (39 462 kobiety i 37 096 mężczyzn), 76 541 w 2008 r. (39 344 kobiety i 37 197 mężczyzn), 75 648 w 2009 r. (38 967

kobiet i 36 681 mężczyzn), 75 502 w 2010 r. (38 799 kobiet i 36 703 mężczyzn), 75 141 w 2011 r. (38 520 kobiet i 36 621 mężczyzn) i 74 235 w 2012 r. (38 249 kobiet i 35 986 mężczyzn). Co warto podkreślić, badanie budżetów gospodarstw domowych przez GUS prowadzone jest metodą reprezentacyjną, która daje możliwość uogólnienia uzyskanych wyników na wszystkie gospodarstwa domowe w Polsce [Budżety... 2015:14].

## Sprawdzenie zgodności rozkładów głównych źródeł utrzymania kobiet i mężczyzn w Polsce

Z populacji objętej badaniem przez GUS wyodrębniono dwie zbiorowości statystyczne – zbiorowość kobiet i zbiorowość mężczyzn. Następnie postawiono hipotezę zerową głoszącą, że dystrybuanty rozkładów tej samej cechy w obydwu populacjach są takie same, wobec hipotezy alternatywnej, że są różne [Razali, Wah 2011:23]. Weryfikację hipotezy zerowej przeprowadzono oddzielnie dla każdego badanego roku. Uzyskane wartości statystyk  $D^{17}$  i  $\lambda^{18}$  podano w tabeli 1.

Przyjęto współczynnik istotności na poziomie  $\alpha = 0,001$ . Odczytana z tablicy granicznego rozkładu  $\lambda$  Kołmogorowa wartość krytyczna dla założonego współczynnika  $\alpha = 0,001$  wynosi  $\lambda_{\alpha} = 1,95$ . Ponieważ dla każdego roku otrzymano  $\lambda \geq \lambda_{\alpha}$ , toteż wartość statystyki  $\lambda$  znalazła się w obszarze krytycznym i hipotezę  $H_0$  trzeba odrzucić. **Nie można więc twierdzić, że w rozpatrywanych populacjach kobiet i mężczyzn jest taki sam rozkład badanej cechy.** Oznacza to, że różnice między wartościami

**Tabela 1.** Wartości statystyk empirycznych  $D$  i  $\lambda$  oraz wyniki weryfikacji hipotez

Rok	Wartość statystyki		Weryfikacja postawionej hipotezy	
	$D$	$\lambda$	relacja między $\lambda$ i $\lambda_{\alpha}$	decyzja dotycząca hipotezy zerowej
2005	0,160	21,01	$21,01 = \lambda > \lambda_{\alpha} = 1,95$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2006	0,170	23,40	$23,40 = \lambda > \lambda_{\alpha} = 1,95$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2007	0,176	24,35	$24,35 = \lambda > \lambda_{\alpha} = 1,95$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2008	0,177	24,48	$24,48 = \lambda > \lambda_{\alpha} = 1,95$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2009	0,176	24,22	$24,22 = \lambda > \lambda_{\alpha} = 1,95$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2010	0,176	24,12	$24,12 = \lambda > \lambda_{\alpha} = 1,95$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2011	0,189	25,88	$25,88 = \lambda > \lambda_{\alpha} = 1,95$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2012	0,190	25,85	$25,85 = \lambda > \lambda_{\alpha} = 1,95$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić

Źródło: obliczenia własne na podstawie nieidentyfikowalnych danych jednostkowych z badania budżetów gospodarstw domowych.

dystrybuant empirycznych w próbach były na tyle duże, iż przypuszczenie o identyczności rozkładów w populacjach zostało odrzucone<sup>19</sup>.

## Analiza wpływu płci na rozkład głównych źródeł utrzymania

Drugim postawionym zadaniem jest odpowiedź na pytanie, czy istnieje zależność między tym, czy osoba jest kobietą czy mężczyzną, a tym, jakie jest jej główne źródło utrzymania. Weryfikacji podlega zatem hipoteza  $H_0$  stanowiąca, że badane dwie cechy są stochastycznie niezależne, wobec hipotezy alternatywnej  $H_1$  orzekającej, że występuje stochastyczna zależność między tymi cechami [Aczel 2000:758]. Procedurę weryfikacyjną zrealizowano za pomocą testu niezależności chi-kwadrat. Powtórzono ją osiem razy, tj. dla każdego roku z okresu 2005–2012. Uzyskane wartości statystyki<sup>20</sup>  $\chi^2$  i opartej na niej statystyki  $V$ <sup>21</sup> umieszczono w tabeli 2.

Liczba stopni swobody jest równa siedemnaście<sup>22</sup>. Jeśli przyjmie się poziom istotności  $\alpha$  równy 0,001, to dla 17 stopni swobody odczytana z tablic rozkładu chi-kwadrat wartość krytyczna  $\chi_\alpha^2$  wynosi 40,8. Ponieważ dla każdego roku objętego analizą spełniona została nierówność  $\chi^2 > \chi_\alpha^2$ , toteż z prawdopodobieństwem mylnej decyzji wynoszącym 0,001 hipotezę  $H_0$  o niezależności tego, jakie jest główne źródło utrzymania mieszkańca Polski, od tego, jaka jest jego płeć, należy odrzucić na rzecz hipotezy alternatywnej, orzekając jednocześnie, że rozpatrywane cechy są zależne<sup>23</sup> [Sulewski 2013:2–3]. Można zatem twierdzić, że **istnieje statystycznie istotny związek między częstotliwością występowania wymienionych osiemnastu źródeł**

**dochodu a tym, czy osoba jest kobietą czy mężczyzną.** Okazało się bowiem, że uzyskane odchylenia między liczebnościami empirycznymi i teoretycznymi były wystarczająco duże, aby odrzucić przypuszczenie o niezależności. Otrzymane dla poszczególnych lat wartości statystyki  $V$  pozwalają też stwierdzić, że **na przestrzeni lat 2005–2012 siła zależności między rozpatrywanymi cechami znacznie wzrosła.**

## Przeprowadzenie testów dla różnic między frakcjami kobiet i mężczyzn

Kolejne zadanie to weryfikacja hipotez dotyczących równości frakcji kobiet  $p_K$  i frakcji mężczyzn  $p_M$  mających poszczególne źródła utrzymania w dwóch populacjach generalnych, tj. populacji kobiet i populacji mężczyzn<sup>24</sup>. Stąd weryfikowana jest hipoteza zerowa, zgodnie z którą w Polsce udział kobiet czerpiących swój podstawowy dochód z danego źródła jest taki sam jak udział mężczyzn, wobec hipotezy alternatywnej stanowiącej, iż udział kobiet czerpiących swój podstawowy dochód z danego źródła jest większy (mniejszy) niż udział mężczyzn. W celu przeprowadzenia weryfikacji hipotezy zerowej należy wyznaczyć wartość statystyki  $u$ <sup>25</sup>. W tabeli 3 znajdują się wartości tej statystyki obliczone dla każdego roku z ośmiu lat i każdej z osiemnastu grup głównych źródeł utrzymania.

Porównanie wartości frakcji  $p_K^*$  wyznaczonej z próby kobiet z wartością frakcji  $p_M^*$  wyznaczonej z próby mężczyzn pozwala na postawienie odpowiedniej hipotezy alternatywnej i w przypadku, gdy dla danego wariantu cechy i dla danego roku zachodzi relacja

**Tabela 2.** Wartości statystyk testowych  $\chi^2$  i  $V$  oraz wyniki weryfikacji hipotez

Rok	Wartość statystyki		Weryfikacja postawionej hipotezy	
	$\chi^2$	$V$	relacja między $\chi^2$ a $\chi_\alpha^2$	decyzja dotycząca hipotezy zerowej
2005	6631,7	0,309	$6\ 631,7 = \chi^2 > \chi_\alpha^2 = 40,8$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2006	7296,4	0,309	$7\ 296,4 = \chi^2 > \chi_\alpha^2 = 40,8$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2007	7187,7	0,306	$7\ 187,7 = \chi^2 > \chi_\alpha^2 = 40,8$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2008	7196,6	0,307	$7\ 196,6 = \chi^2 > \chi_\alpha^2 = 40,8$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2009	7257,0	0,310	$7\ 257,0 = \chi^2 > \chi_\alpha^2 = 40,8$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2010	7208,3	0,309	$7\ 208,3 = \chi^2 > \chi_\alpha^2 = 40,8$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2011	7906,4	0,324	$7\ 906,4 = \chi^2 > \chi_\alpha^2 = 40,8$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić
2012	7996,8	0,328	$7\ 996,8 = \chi^2 > \chi_\alpha^2 = 40,8$	hipotezę $H_0$ należy odrzucić

**Tabela 3.** Wartość statystyki testowej  $u$ 

Grupa \ Rok	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
A	-52,18	-57,05	-57,97	-58,09	-58,41	-58,45	-63,43	-63,63
B	30,83	30,49	30,87	29,87	31,40	30,94	34,25	34,69
C	-15,38	-15,10	-14,23	-13,28	-11,36	-11,00	-7,81	-8,34
D	-21,51	-21,71	-20,52	-20,80	-20,65	-20,99	-21,99	-22,18
E	21,39	22,43	21,96	22,93	21,77	21,38	18,80	17,70
F	-24,06	-22,55	-22,57	-25,43	-26,49	-25,56	-25,98	-26,44
G	-8,23	-4,63	-4,76	-4,81	-3,23	-3,99	-2,45	-2,70
H	3,39	3,55	1,70	3,40	2,59	4,04	3,91	3,39
I	15,22	18,72	21,22	21,79	20,13	20,54	20,01	20,20
J	18,12	20,19	18,70	19,68	19,72	18,82	19,13	19,26
K	-12,30	-15,33	-13,97	-12,17	-12,57	-14,76	-14,96	-14,32
L	28,75	32,35	32,63	31,34	32,93	32,35	34,57	35,51
M	7,62	5,52	5,48	3,71	2,23	0,84	0,44	-0,62
N	-3,33	-4,04	-3,25	-1,92	-1,13	1,03	2,74	3,05
O	19,79	16,76	15,66	15,27	13,51	14,09	14,77	13,86
P	2,56	0,73	1,52	1,57	2,25	3,15	2,24	2,85
Q	6,68	9,12	7,13	7,57	7,12	6,72	5,39	4,67
R	-2,54	-1,12	-2,99	0,22	-2,40	-2,32	-2,54	-3,85

Źródło: jak do tabeli 1.

**Tabela 4.** Postać hipotezy  $H_1$ 

Grupa \ Rok	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
A	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$
B	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$
C	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$
D	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$
E	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$
F	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$
G	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$
H	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$
I	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$
J	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$
K	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$
L	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$
M	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K < p_M$
N	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$
O	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$
P	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$
Q	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$	$p_K > p_M$
R	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K > p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$	$p_K < p_M$

Źródło: opracowanie własne.

$p_K^* > p_M^*$ , hipoteza  $H_1$  powinna mieć postać  $p_K > p_M$ . Z kolei jeśli spełniona jest nierówność  $p_K^* < p_M^*$ , hipoteza  $H_1$  przybiera postać  $p_K < p_M$ . W tabeli 4 przedstawiono wersje hipotez alternatywnych wybranych dla stu czterdziestu czterech przeprowadzanych testów.

W następnym etapie procedury weryfikacyjnej należy wyznaczyć wartość krytyczną  $u_\alpha$ , z którą zostanie porównana wartość obliczonej statystyki  $u$ . Przyjęty z góry współczynnik istotności jest na poziomie  $\alpha = 0,001$ . Dla prawostronnego obszaru krytycznego wartość krytyczna  $u_\alpha$  wynosi 3,09, natomiast dla lewostronnego obszaru krytycznego  $u_\alpha = -3,09$ . W tabeli 5 znajduje się informacja na temat decyzji podjętej na podstawie przeprowadzonego testu, przy czym „tak” oznacza, że hipotezę zerową odrzucono na rzecz hipotezy alternatywnej, natomiast „nie” oznacza, że nie było podstaw do odrzucenia  $H_0$ .

W tabeli 5 czcionką pogrubioną zaznaczono te wiersze, w przypadku których wartość statystyki  $u$  znalazła się w jednostronnym obszarze krytycznym w każdym roku z ośmiu lat objętych badaniem. Natomiast jeśli przynajmniej dla jednego roku wartość statystyki  $u$  nie znalazła się w wyznaczonym obszarze krytycznym, to uznano, że różnica między  $p_K^*$  i  $p_M^*$  jest statystycznie nieistotna i różnicę tę da się usprawiedliwić przypadkiem. Stąd dla następujących kategorii głównych źródeł utrzymania:

- G. praca dorywcza na własny rachunek,
- H. pomaganie w pracy na własny rachunek,
- M. renta rolników indywidualnych,
- N. zasiłek dla bezrobotnych oraz pozostałe świadczenia dla bezrobotnych,
- P. dochody z własności, dochody z wynajmu nieruchomości,
- R. inne (np. sprzedaż majątku, oszczędności), nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej stanowiącej, że w populacji generalnej parametry  $p_K$  i  $p_M$  są sobie równe.

Natomiast w przypadku następujących źródeł:

- B. praca najemna na stanowisku nierobotniczym,
  - E. pomaganie w użytkowaniu gospodarstwa rolnego,
  - I. emerytura z pozarolniczego systemu ubezpieczeń,
  - J. emerytura rolników indywidualnych,
  - L. renta rodzinna,
  - O. inne świadczenia społeczne,
  - Q. dary, alimenty od osób prywatnych,
- hipotezę zerową należy odrzucić na rzecz hipotezy alternatywnej postaci  $p_K > p_M$ .

Z kolei dla kategorii:

- A. praca najemna na stanowisku robotniczym,
- C. praca najemna dorywcza,
- D. użytkowanie gospodarstwa rolnego,
- F. praca stała na własny rachunek,

**Tabela 5.** Wynik weryfikacji hipotezy  $H_0$

Grupa \ Rok	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
A	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>
B	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>
C	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>
D	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>
E	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>
F	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>
G	tak	tak	tak	tak	tak	tak	nie	nie
H	tak	tak	nie	tak	nie	tak	tak	tak
I	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>
J	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>
K	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>
L	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>
M	tak	tak	tak	tak	nie	nie	nie	nie
N	tak	tak	tak	nie	nie	nie	nie	nie
O	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>
P	nie	nie	nie	nie	nie	tak	nie	nie
Q	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>	<b>tak</b>
R	nie	nie	nie	nie	nie	nie	nie	tak

K. renta z pozarolniczego systemu ubezpieczeń, hipotezę  $H_0$  trzeba odrzucić na korzyść hipotezy  $H_1$ , orzekając jednocześnie, że  $p_K < p_M$ .

## Podsumowanie

Transformacja współczesnego świata wpłynęła na znaczny wzrost aktywności zawodowej kobiet. Przemiany społeczno-gospodarcze spowodowały, że tradycyjne oparcie rodziny wyłącznie na pracy i zarobkach mężczyzny – jako jedyne go żywiciela – okazało się niepewne i niewystarczające dla zaspokojenia niezbędnych potrzeb wszystkich członków rodziny. Dla większości kobiet praca zawodowa przestała być kwestią wyboru, a stała się koniecznością [Polkowska, Łucjan 2013:140].

Choć rosnący poziom edukacji i aktywności zawodowej kobiet w Polsce poprawia ich życiowe szanse, to na rynku pracy wciąż utrzymują się nierówności – sytuacja kobiet jest nadal mniej korzystna niż sytuacja mężczyzn [Szalewa 2014:5–6]. Oczywiście można zaobserwować, iż z roku na rok coraz więcej kobiet pełni odpowiedzialne funkcje w przedsiębiorstwach i w instytucjach publicznych oraz zabiera głos w ważnych debatach publicznych. Wydaje się jednak, że to nie wystarcza w skutecznym wychodzeniu poza funkcjonujące stereotypy i utarte schematy.

Celem niniejszego artykułu była odpowiedź na pytanie, czy populacja dorosłych kobiet i populacja dorosłych mężczyzn mają taki sam rozkład według głównych źródeł utrzymania, a jeśli nie, to jaki jest wpływ płci na fakt, z jakiego źródła mieszkańiec Polski czerpie swój podstawowy dochód. Aby osiągnąć postawiony cel, zrealizowano trzy zadania badawcze.

Realizacja pierwszego zadania badawczego polegała na weryfikacji hipotezy statystycznej głoszącej, że rozkłady badanej cechy w dwóch populacjach są takie same, a więc istniejące różnice w wartościach dystrybuant obliczonych na podstawie wyników z prób są statystycznie nieistotne. Sprawdzenia prawdziwości tak sformułowanej hipotezy dokonano za pomocą testu Kołmogorowa-Smirnowa. W przypadku wszystkich analizowanych lat wartość statystyki empirycznej  $\lambda$  znalazła się w obszarze krytycznym. **Wobec tego dla każdego roku z ośmiu lat przypuszczenie o identyczności rozkładów podstawowych źródeł utrzymania w populacjach kobiet i mężczyzn trzeba było odrzucić.**

W ramach drugiego zadania badawczego odrzucono hipotezę o niezależności od płci rozkładu głównych źródeł utrzymania mieszkańców Polski.

Stwierdzono zatem, że płeć ma statystycznie istotny wpływ na różnicowanie Polaków pod względem występowania poszczególnych źródeł utrzymania, jak również udowodniono, że **fakt, iż ktoś jest kobietą czy mężczyzną, w znacznym i – co ważne i zaskakujące – w coraz większym stopniu rzutuje na to, jakie jest główne źródło utrzymania tej osoby.**

Realizacja trzeciego zadania badawczego pozwoliła zaś na wyciągnięcie kilku wniosków szczegółowych:

- czerpanie dochodów z pracy na własny rachunek jest typowe dla mężczyzn;
- również dla mężczyzn użytkowanie gospodarstwa rolnego jest stosunkowo częściej głównym źródłem utrzymania niż dla kobiet; z kolei dla kobiet – w porównaniu z mężczyznami – pomaganie w użytkowaniu gospodarstwa rolnego jest stosunkowo częściej głównym źródłem utrzymania;
- wśród zarobkowych źródeł utrzymania Polek zdecydowanie dominują dochody z pracy najemnej;
- kobiety w Polsce względnie częściej czerpią dochody z pracy najemnej na stanowisku nierobotniczym, a mężczyźni – relatywnie rzadziej; z kolei mężczyźni relatywnie częściej osiągają dochody z pracy najemnej na stanowisku robotniczym oraz z pracy najemnej dorywczej;
- pobieranie emerytur, rent rodzinnych oraz innych świadczeń społecznych, jak również otrzymywanie darów i alimentów od osób prywatnych, są charakterystyczne dla kobiet<sup>26</sup>.

W przypadku pozostałych kategorii źródeł utrzymania można twierdzić, iż jest jednakowa częstotliwość występowania ich wśród kobiet i mężczyzn.

<sup>1</sup> Obliczenia własne na podstawie [GUS 2012:190; GUS 2015:210].

<sup>2</sup> Do aktywnych zawodowo zaliczono osoby pracujące i bezrobotne.

<sup>3</sup> Obliczenia własne na podstawie [GUS 2015:238].

<sup>4</sup> Wskaźnik zatrudnienia to udział pracujących w liczbie ludności w wieku 15 lat i więcej.

<sup>5</sup> Stopa bezrobocia wyraża udział bezrobotnych w liczbie ludności aktywnej zawodowo.

<sup>6</sup> Obliczenia własne na podstawie [GUS 2015:256].

<sup>7</sup> Obliczenia własne na podstawie [GUS 2015:240].

<sup>8</sup> Pracownik najemny jest to osoba zatrudniona przez pracodawcę, niezależnie od rodzaju zawartej między nimi umowy [Budżety... 2015:22].

- <sup>9</sup> Pracownicy zatrudnieni na stanowiskach robotniczych to osoby zatrudnione na stanowiskach, na których wykonywane są: a) operacje składające się na proces technologiczny wytwarzania produktów lub świadczenia usług (robotnicy bezpośrednio produkcyjni), jak również stanowiska, na których wykonywane są prace pomocnicze i obsługa w zakresie niezbędnym dla sprawnego przebiegu procesów produkcyjnych (robotnicy pośrednio produkcyjni, żołnierze szeregowi); b) czynności mające charakter obsługi, na które składają się procesy w sferze cyrkulacji (w transporcie, łączności, handlu i in.), jak również w sferze usług społecznych (pracownicy na stanowiskach pokrewnych robotniczemu) [*Budżety...* 2015:22].
- <sup>10</sup> Pracownicy zatrudnieni na stanowiskach nierobotniczych to osoby zatrudnione na stanowiskach nieokreślonych jako robotnicze [*Budżety...* 2015:22].
- <sup>11</sup> Użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie jest osoba pracująca w użytkowanym przez siebie gospodarstwie rolnym, która kieruje pracą członków swojego gospodarstwa domowego pomagających jej w użytkowaniu gospodarstwa rolnego, a także decyduje o kierunku produkcji tego gospodarstwa – niezależnie od tego czy jest właścicielem lub dzierżawcą gospodarstwa, czy użytkownikiem z innego tytułu [*Budżety...* 2015:22].
- <sup>12</sup> Za osobę pomagającą w gospodarstwie rolnym uznaje się taką osobę, która jest członkiem danego gospodarstwa domowego oraz stale i bez umownego wynagrodzenia pomaga użytkownikowi gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie w prowadzeniu tego gospodarstwa [*Budżety...* 2015:22].
- <sup>13</sup> Do osób pracujących na własny rachunek zalicza się te osoby, które pracują na własny rachunek poza gospodarstwem indywidualnym w rolnictwie oraz te, które wykonują wolne zawody. Omawiana kategoria obejmuje przedsiębiorców będących pracodawcami oraz przedsiębiorców niezatrudniających pracowników [*Budżety...* 2015:22].
- <sup>14</sup> W 2012 r. w Polsce 90% osób posiadających własne źródło utrzymania miało tylko jedno takie źródło. W 2011 r. było to 90%, w 2010 r. – 89%, w 2009 r. – 88%, w 2008 r. – 88%, w 2007 r. – 87%, w 2006 r. – 87% i w 2005 r. – 86% (obliczenia własne na podstawie bazy danych GUS przywołanej w przypisie 16).
- <sup>15</sup> Zdecydowanie większy jest udział osób utrzymujących się z pracy najemnej w przypadku trzydziesto- czy czterdziestolatków niż – przykładowo – wśród siedemdziesięcio- i osiemdziesięciolatków. Z kolei wśród siedemdziesięcio- i osiemdziesięciolatków większy jest udział takich osób, które utrzymują się ze źródeł niezarobkowych. Czynnikiem, który ma wpływ na strukturę ludności pod względem głównego źródła utrzymania, jest także wykształcenie. Okazuje się bowiem, że osoby ze średnim i wyższym wykształceniem relatywnie częściej pobierają swoje główne dochody z pracy najemnej bądź z pracy na własny rachunek poza rolnictwem niż osoby z wykształceniem zasadniczym zawodowym, gimnazjalnym czy podstawowym. Z kolei dla osób z wykształceniem podstawowym, gimnazjalnym i zasadniczym zawodowym stosunkowo częściej źródła niezarobkowe są głównym źródłem utrzymania. Miejsce zamieszkania ma również wpływ na rodzaj posiadanego źródła utrzymania. Dla osób mieszkających w mieście praca najemna oraz praca na własny rachunek poza rolnictwem jest stosunkowo częściej podstawowym źródłem utrzymania niż dla osób mieszkających na wsi. Z kolei osoby mieszkające na wsi relatywnie częściej czerpią swoje dochody z pracy na własny rachunek w rolnictwie [*Ludność...* 2013:29, 32–34, 36–39].
- <sup>16</sup> Wspomniane badania budżetów gospodarstw domowych realizuje co roku GUS. Bazę nieidentyfikowalnych danych jednostkowych powstałą z tych badań dotyczącą lat 2005–2012 udostępnił GUS na podstawie Umowy nr 20/Z/DI-6-611/632/2013/RM zawartej z Uniwersytetem Szczecińskim.
- <sup>17</sup> W teście Kołmogorowa-Smirnowa dla każdej realizacji cechy oblicza się różnicę między dystrybuantami i szuka się największej wartości bezwzględnej tej różnicy. Znalaziona w ten sposób wartość oznaczona została symbolem  $D$  [Taylor, Emerson 2011:34].
- <sup>18</sup> W rozpatrywanym teście na podstawie statystyki  $D$  wyznacza się statystykę  $\lambda$  wyrażoną wzorem [Rószkiewicz 2012:304]:
- $$\lambda = D \sqrt{\frac{n_K n_M}{n_K + n_M}},$$
- gdzie  $n_K$  jest liczebnością próby pobranej z populacji kobiet, a  $n_M$  jest liczebnością próby pobranej z populacji mężczyzn.
- <sup>19</sup> Obniżenie wartości współczynnika istotności poniżej poziomu 0,001 nie wydaje się zasadne. Z kolei podwyższenie jego wartości ponad 0,001 wpłynie na zmniejszenie wartości krytycznej (przykładowo dla  $\alpha = 0,01$  odszukana z tablic wartość  $\lambda_\alpha$  wynosi już tylko 1,63). Oznacza to, że zwiększenie poziomu istotności spowodowałoby zwiększenie obszaru krytycznego i hipotezę zerową należałoby tym bardziej odrzucić. A więc wzrost  $\alpha$  nie wpłynąłby w żaden sposób na wyniki przeprowadzonych weryfikacji.
- <sup>20</sup> Wartość statystyki testowej  $\chi^2$  oblicza się zgodnie z formułą [Ankarali, Cangur 2013:95]:
- $$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{(n_{ij} - n_{ij}^*)^2}{n_{ij}^*},$$
- gdzie  $n_{ij}$  to liczebności empiryczne obliczone dla każdego  $i$ -tego wariantu cechy pierwszej i  $j$ -tego wariantu cechy drugiej, natomiast  $n_{ij}^*$  to liczebności teoretyczne odpowiadające poszczególnym liczebnościom empirycznym  $n_{ij}$ .
- <sup>21</sup> Współczynnik  $V$  Cramera wykorzystuje się do określenia siły zależności między cechami. Współczynnik ten jest wielkością niemianowaną i unormowaną – przyjmuje wartości wyłącznie z przedziału  $<0, 1>$  [Pułaska-Turyna 2005:254]. Jeżeli jest równy 0, to między cechami nie występuje zależność. Z kolei im bliższy jest liczby 1, tym zależność jest silniejsza. Współczynnik  $V$  Cramera oblicza się według wzoru [Bugaj, Kassyk-Rokicka 2008:121]:
- $$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{n \cdot \min(r-1)(s-1)}},$$
- gdzie:  $r$  – liczba wariantów pierwszej cechy,  $s$  – liczba wariantów drugiej cechy.
- <sup>22</sup> Statystyka  $\chi^2$ , przy założeniu prawdziwości hipotezy  $H_0$ , ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat o  $(r-1)(s-1)$  stopniach swobody. Ponieważ liczba wariantów pierwszej cechy (tj. głównego źródła utrzymania) wynosi  $r = 18$ , a liczba wariantów drugiej cechy (tj. płci) wynosi  $s = 2$ , toteż liczba stopni swobody wynosi  $(18-1)(2-1) = 17 \cdot 1 = 17$ .
- <sup>23</sup> Obniżenie wartości współczynnika istotności poniżej poziomu 0,001 nie wydaje się zasadne. Z kolei podwyższenie jego wartości ponad 0,001 wpłynie na zmniejszenie wartości krytycznej (przykładowo dla  $\alpha = 0,01$  odszukana z tablic wartość  $\chi_\alpha^2$  wynosi już tylko 33,4). Oznacza to, że zwiększenie poziomu istotności spowodowałoby zwiększenie obszaru krytycznego i hipotezę zerową należałoby tym bardziej odrzucić. Wzrost  $\alpha$  nie wpłynąłby więc w żaden sposób na wyniki przeprowadzonych weryfikacji.



- <sup>24</sup> Badana cecha jakościowa ma w obydwu populacjach rozkład dwupunktowy odpowiednio z parametrem  $p_K$  i  $p_M$ , gdzie parametr  $p_K$  oznacza frakcję osób wyróżnionych w pierwszej populacji generalnej (tj. populacji kobiet), a parametr  $p_M$  – frakcję osób wyróżnionych w drugiej populacji generalnej (tj. populacji mężczyzn).
- <sup>25</sup> Wartość statystyki  $u$  wyrażona jest wzorem [Zeliaś 2000:275]:

$$u = \frac{p_K^* - p_M^*}{\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p}) \frac{n_K + n_M}{n_K n_M}}},$$

gdzie:

$p_K^*$  – frakcja osób wyróżnionych w próbie kobiet,

$p_M^*$  – frakcja osób wyróżnionych w próbie mężczyzn,

$\bar{p}$  – średnia frakcja obliczona z połączonych prób kobiet i mężczyzn.

- <sup>26</sup> Z niezarobkowych źródeł utrzymania jedynie renty z poza-rolniczego systemu ubezpieczeń względnie częściej pobierają mężczyźni niż kobiety.

## Bibliografia

- Aczel A.D. [2000], *Statystyka w zarządzaniu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Ankarali H., Cangur S. [2013], *Comparison of Pearson chi-square and log-likelihood ratio statistics in  $R \times C$  tables with regard to type I error*, „International Journal of Basic and Clinical Studies”, No. 2 (2)
- Budżety gospodarstw domowych w 2014 r.* [2015], GUS, Warszawa.
- Buga J., Kassyk-Rokicka H. [2008], *Podstawy statystyki opisowej*, Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie, Warszawa.
- GUS [2012], *Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2012*, Warszawa.
- GUS [2015], *Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2015*, Warszawa.
- Kobiety i mężczyźni na rynku pracy* [2014], GUS, Warszawa.
- Ludność i gospodarstwa domowe. Stan i struktura społeczno-ekonomiczna 2011* [2013], GUS, Warszawa.
- Mazur-Łuczak J. [2010], *Kobiety na rynku pracy*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Nauk Humanistycznych i Dziennikarstwa, Poznań.
- Polkowska D., Łucjan I. [2013], *Przemiany aktywności zawodowej kobiet w wybranych krajach UE w świetle danych Eurostatu. Analiza porównawcza*, „Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy”, zeszyt 33, Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego, Rzeszów.
- Pańska-Turyna B. [2005], *Statystyka dla ekonomistów*, Centrum Doradztwa i Informacji „Difin”, Warszawa.
- Razali N.M., Wah Y.B. [2011], *Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests*, „Journal of Statistical Modeling and Analytics”, Vol. 2, No. 1.
- Rószkiewicz M. [2012], *Metody ilościowe w badaniach marketingowych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Sikorska M. [2012], *Ciemna strona macierzyństwa – o niepokojach współczesnych matek*, Raport przygotowany w ramach programu AXA „Wspieramy Mamy”, Warszawa.
- Sulewski P. [2013], *Modyfikacja testu niezależności*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10.
- Szalewa D. [2014], *Polityka wobec rodziny i rodzicielstwa w Polsce: w pułapce konserwatyzmu?*, Fundacja im. Friedricha Eberta, Warszawa.
- Taylor B.A., Emerson J.W. [2011], *Nonparametric goodness-of-fit tests for discrete null distributions*, „The R Journal”, Vol. 2, No. 3.
- Zeliaś A. [2000], *Metody statystyczne*, PWE, Warszawa.