

Udział rodzin w zarządach i radach nadzorczych przedsiębiorstw rodzinnych – na podstawie badań spółek akcyjnych zarejestrowanych w Polsce

Spółka akcyjna jest abstrakcyjnym tworem formalnoprawnym i powstaje w momencie wpisania jej do rejestru sądowego. Prawo przewiduje, że ma ona obligatoryjnie trzy organy: walne zgromadzenie akcjonariuszy, radę nadzorczą (RN) i zarząd. W dużym uproszczeniu można powiedzieć, że zarząd ma obowiązek zarządzać na własną odpowiedzialność przedsiębiorstwem prowadzonym przez spółkę, a rada nadzorcza ma przede wszystkim nadzorować w interesie akcjonariuszy (lub spółki) sposób tego zarządzania.

Jednym z rodzajów spółek są spółki rodzinne. Istnieje wiele definicji tego pojęcia, ale ich szczegółowa dyskusja wykracza poza ramy tego opracowania. Oczywiście spółki rodzinne podlegają tym samym przepisom, co inne spółki, ponieważ prawodawca nie stworzył tu specyficznych uwarunkowań. Jak jednak wykazuje praktyka, spółki rodzinne rządzą się nieco innymi prawami niż pozostałe. Wynika to z faktu, że obok interesów spółki bierze się tu także pod uwagę interes rodziny ze wszystkimi tego konsekwencjami.

Celem opisywanych tu badań była eksploracja składu zarządów, ale w szczególności RN akcyjnych spółek rodzinnych zarejestrowanych w Polsce. Chodziło w szczególności o identyfikację członków rodzin, zakresu ich obecności ze szczególnym uwzględnieniem różnych grup wiekowych: ludzi młodych, starszych - w sile wieku i będących na emeryturze. Zatem badania miały z założenia charakter poznawczy – eksploracyjny.

1. Przegląd literatury

Istnieje dość pokaźna literatura na temat zarządzania spółkami rodzinnymi. Podzielany jest tu powszechnie pogląd, że zaangażowanie rodziny wpływa w istotny sposób na proces zarządzania i politykę przedsiębiorstwa, to z kolei powoduje, że przedsiębiorstwa rodzinne różnią się od pozostałych¹.

¹ Chrisman James, J., Chua Jess, H., Litz Reginald, A., (2004), Costs of Family and Non-Family Firms: Conceptual Issues and Exploratory Evidence, Entrepreneurship Theory and Practice, Vol. pp. 335-354

Bammeas i inni² wskazują na cztery przyczyny różnic pomiędzy przedsiębiorstwami rodzinnymi i pozostałymi: (1) rodzina dąży do zaspokojenia swoich własnych interesów ekonomicznych, (2) rodzina dąży do zaspokojenia swoich interesów pozaekonomicznych, (3) rodzice są skłonni działać w oparciu o motywy altruistyczne, (4) w przypadku większych rodzin poszczególne grupy interesów dążą do zaspokojenia swoich własnych dążeń.

W ramach grupy przedsiębiorstw rodzinnych wyróżnia się publiczne (notowane na giełdzie) i niepubliczne. Większość badań dotyczy tej pierwszej grupy, ponieważ łatwiej jest tu pozyskać dane i prowadzić analizy. W spółkach publicznych właściciele dużych pakietów akcji starają się nadzorować sposób zarządzania spółką zgodnie z zasadami rynkowymi i tym samym łagodzić różnicę interesów pomiędzy rodziną i resztą akcjonariuszy. W spółkach prywatnych (niepublicznych) rodziny dążą do zaspokojenia interesów rodzinnych, które mogą być inne niż dobre wyniki spółki³. Spółki te są często używane jako środek do zaspokojenia ekonomicznych i pozaekonomicznych interesów rodzinnych rozciągających się na wiele pokoleń⁴. Można podać następujące przykłady celów pozaekonomicznych lub tak zwanych społeczno-emocjonalnych w firmach rodzinnych: (1) zachowanie rodzinnego charakteru przedsiębiorstwa, (2) zatrudnianie członków rodziny, (3) podtrzymywanie tradycji i harmonii rodzinnej⁵.

Relacje między rodzicami i dziećmi występujące w rodzinie przenoszą się na poziom przedsiębiorstwa, co może powodować, że rodzice przestają się kontrolować i zaczynają faworyzować swoje dzieci jako pracowników spółki⁶.

W przedsiębiorstwach rodzinnych menadżerowie-właściciele będących członkami rodziny mogą podejmować nieefektywne w sensie ekonomicznym decyzje, jak na przykład zatrudnianie niekompetentnych bratanków, siostrzeńców⁷. Decyzje strategiczne w niepublicznych firmach

² Bammens Yannick, Voordeckers Wim, Van Gils Anita, (2011), Boards of Directors in Family Businesses: A Literature Review and Research Agenda, *International Journal of Management Reviews*, Vol. 13, pp. 134-152

³ Fiegenger Mark K., Brown Bonnie M., Dreux Dirk R., (2000), CEO Stakes and Board Composition in Small Private Firms, *Entrepreneurship Theory and Practice*, pp. 5-24

⁴ Bammens Yannick, Voordeckers Wim, Van Gils Anita, (2011), Boards of Directors in Family Businesses: A Literature Review and Research Agenda, *International Journal of Management Reviews*, Vol. 13, pp. 134-152

⁵ Gomez-Mejia Luis R., Haynes Katalin Takacs, Nunez-Nickel Manuel, Jacobson Kathryn J. L., Moyano-Fuentes Jose, (2007), Socioemotional Wealth and Business Risks in Family-controlled Firms: Evidence from Spanish Olive Oil Mills, *Administrative Science Quarterly*, Vol. 52, pp. 106-137; Voordeckers Wim, Van Gils Anita, Van den Huevel Jeroen, (2007), Board Composition in Small and Medium Sized Family Firms, *Journal of Small Business Management*, 45(1), pp. 137-156

⁶ Schultze William S., Lubatkin Michael H., Dino Richard N., (2003), Toward a theory of agency and altruism in family firms, *Journal of Business Venturing*, Vol. 18, pp. 473-490

⁷ Combs James G., (2008), Commentary: The Servant, the Parasite, and the Enigma: A Tale of Three Ownership Structures and Their Affiliate Directors, *Entrepreneurship Theory and Practice*, November, pp. 1027-1033

rodziny mogą być postrzegane jako sposób realizacji interesów zarządzającej koalicji, co obejmuje między innymi generowanie gotówki w celu finansowania bieżącej konsumpcji, budowanie majątku dla przyszłych pokoleń, przygotowanie możliwości zatrudnienia dla członków rodziny.

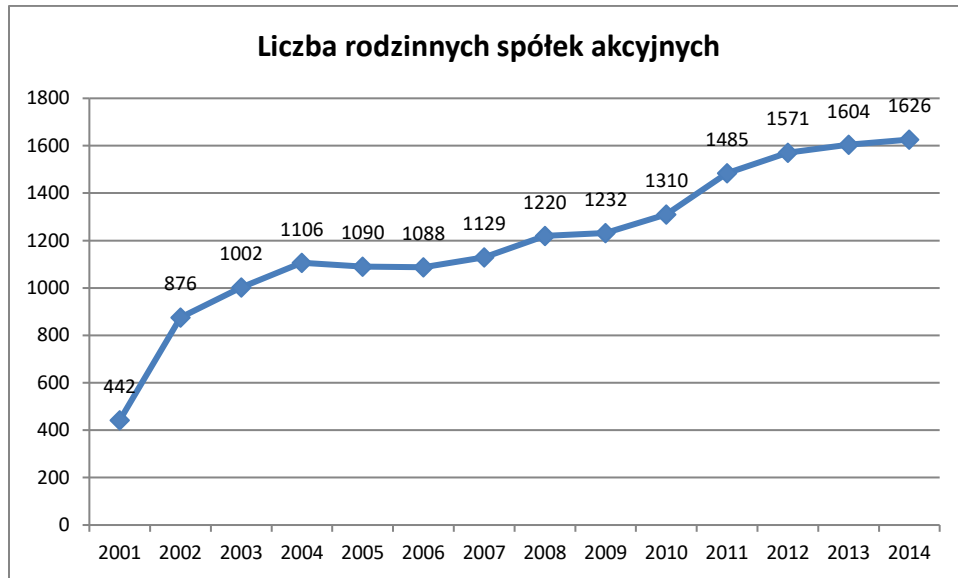
Prywatne firmy rodzinne zazwyczaj nie mają rad nadzorczych. Ale jeśli mają (w spółkach akcyjnych muszą mieć), to, jak pisze Combs, ich członkowie wypełniają dwie role: pozyskiwanie zasobów i doradzanie zarządowi. Członkowie RN zazwyczaj nie są niezależnymi osobami nadzorującymi zarząd, ale są to cenieni pracownicy, przyjaciele, koledzy i płatni doradcy⁸.

2. Badania składu zarządów i rad nadzorczych rodzinnych spółek akcyjnych zarejestrowanych w Polsce

2.1. Liczba przedsiębiorstw rodzinnych

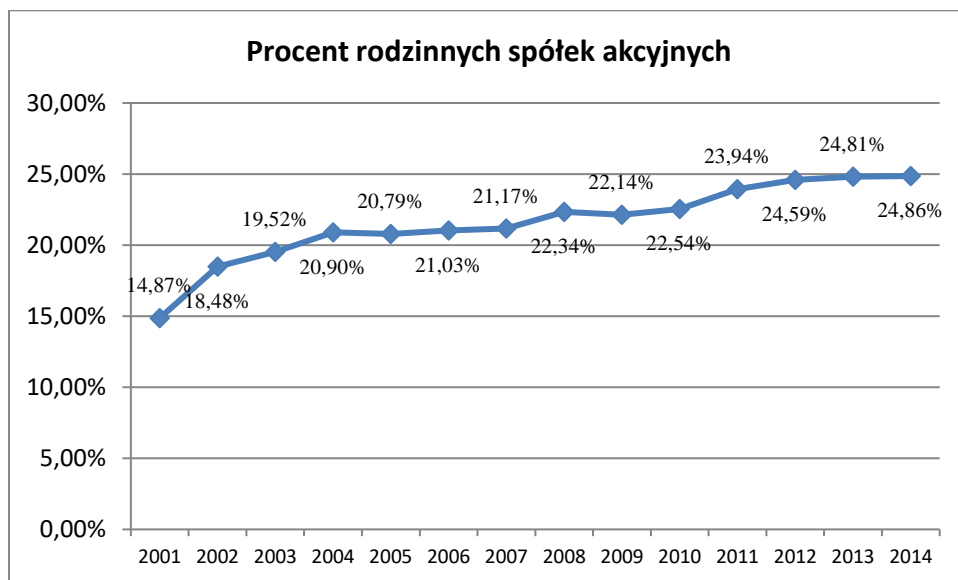
Zjawisko funkcjonowania przedsiębiorstw rodzinnych w Polsce zaczęło się rozwijać po roku 1989. O ile wcześniej były one programowo likwidowane, to po wprowadzeniu gospodarki rynkowej stworzono warunki do ich nieskrepowanego rozwoju. W latach 2001-2014, które są tu przedmiotem szczególnego zainteresowania, można zaobserwować ich stały rozwój. Zilustrowano to na rys. 1, przy czym za firmę rodzinną przyjęto taką spółkę, w której organach (zarządzie i radzie nadzorczej) znajdują się co najmniej dwie osoby posiadające to samo nazwisko.

⁸ Combs James G., (2008), Commentary: The Servant, the Parasite, and the Enigma: A Tale of Three Ownership Structures and Their Affiliate Directors, *Entrepreneurship Theory and Practice*, November, pp. 1027-1033



Rys. 1. Liczba spółek rodzinnych w Polsce w kolejnych latach

Na rysunku 2 przedstawiono to w układzie procentowym – liczba spółek rodzinnych jako procent wszystkich spółek. Można przyjąć, że obecnie około 25% spółek akcyjnych zarejestrowanych w Polsce, to przedsiębiorstwa rodzinne.



Rys. 2. Procent spółek rodzinnych w kolejnych latach

2.2. Badania wieku członków rodzin w radach nadzorczych i zarządach

W ciągu bieżących, prowadzonych od wielu lat badań dotyczących kompozycji zarządów i rad nadzorczych spółek akcyjnych zarejestrowanych w Polsce zauważono, że czasem do tych organów powoływane są osoby bardzo młode – na przykład posiadające 18 lub 19 lat a także w podeszłym wieku – mające 90 lat i więcej. Właśnie to było między innymi impulsem do podjęcia bardziej szczegółowych i systematycznych badań wieku członków rodzin w spółkach rodzinnych. Przykład takich analiz przedstawiono na rys. 3 i 4. Jest tu pokazany rozkład częstości wieku członków rodzin w zarządach i radach nadzorczych spółek rodzinnych w roku 2014. Zaznaczono także na rysunkach średnią ruchomą policzoną według formuły:

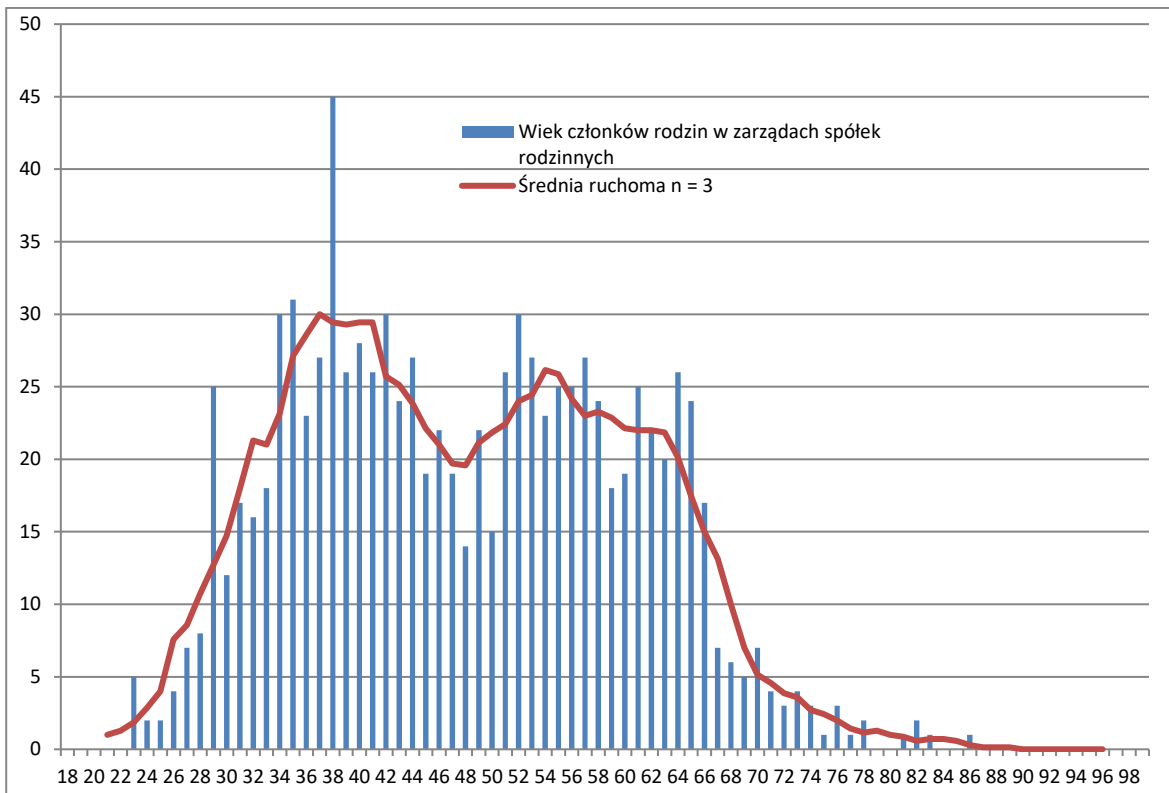
$$F_t = \frac{A_{t-n} + A_{t-n+1} + \dots + A_t + \dots + A_{t+n-1} + A_{t+n}}{n \cdot 2 + 1},$$

dla $n = 3$.

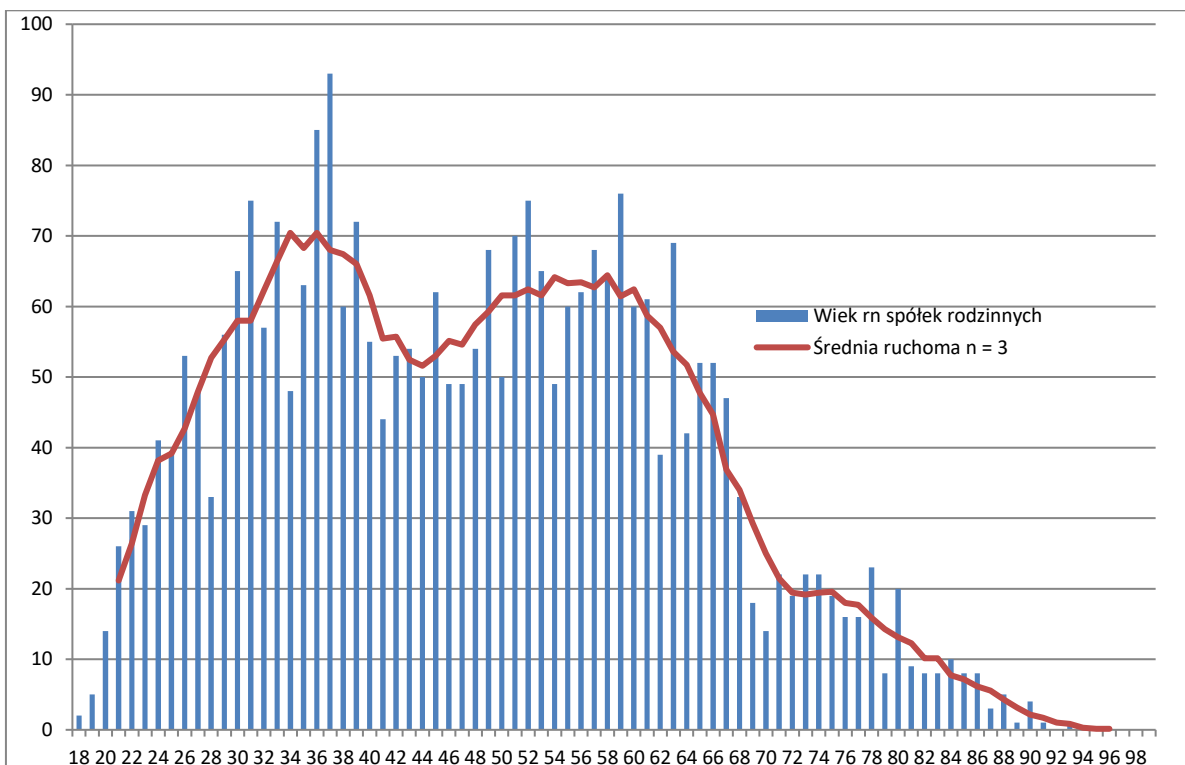
Zastosowanie średniej ruchomej do graficznej identyfikacji punktów modalnych jest analogiczne do podejścia zastosowanego przez Folka i Warda⁹.

Pobieżna, czysto wzrokowa, analiza tych dwóch rozkładów częstości pozwala na zauważenie dwóch zjawisk. Po pierwsze w przypadku rad nadzorczych można rozpoznać stosunkowo dużą grupę ludzi młodych około 18-24 lat i ludzi starszych 72-88 lat. W przypadku zarządów takie grupy nie występują. Potwierdzeniem tej hipotezy powinna być znacznie większa wariancja wieku członków rad nadzorczych niż zarządów, czyli znacznie większy rozrzut wieku w przypadku rad nadzorczych. Szczegółowe analizy potwierdzają to spostrzeżenie, co przedstawiono w tabeli 1.

⁹ Folk Robert L., Ward William C., (1957), Brazos River Bar: A Study in the Significance of Grain Size Parameters, Journal of Sedimentary Petrology, Vol. 27, No. 1, pp. 3-26



Rys. 3. Rozkład częstości wieku członków rodzin w zarządach spółek rodzinnych w roku 2014



Rys. 4. Rozkład częstości wieku członków rodzin w radach nadzorczych spółek rodzinnych w roku 2014

Tabela 1. Statystyki opisowe wieku zarządów i rad nadzorczych

	Statystyki opisowe											
	N	Rozs tęp	Mini mum	Maksi mum	Średnia		Odchylenie standardowe	Wariancja	Skośność		Kurtoza	
	Statys tyka		Statys tyka	Statys tyka	Statys tyka	Błąd standardo wy	Statystyka	Statystyka	Statysty ka	Błąd standardowy	Statysty ka	Błąd standardowy
Zarządy	890	63	23	86	48,02	,406	12,116	146,795	,211	,082	-,732	,164
Rady nadzorcze	3053	75	18	93	47,91	,283	15,616	243,849	,277	,044	-,682	,089

Wariancja wieku rad nadzorczych jest znacznie większa od wariancji wieku zarządów, w więc spostrzeżenie oparte na rysunku potwierdziło się. W przypadku RN rozstęp jest znacznie większy. Mniejszy jest także wiek minimalny i większy wiek maksymalny. Istotnym spostrzeżeniem jest też fakt, że wiek średni członków rodzin w radach nadzorczych jest niższy od wieku średniego członków rodzin w zarządach (różnica ta nie jest jednak istotna statystycznie), co w zasadzie jest sprzeczne z wszelkimi założeniami dotyczącymi tego parametru. Średni wiek członków rad nadzorczych powinien być z teoretycznego punktu widzenia wyższy od średniego wieku członków zarządów. Wszystkie badania empiryczne potwierdzają tę prawidłowość, tu natomiast uzyskano inny wynik.

Wartość skośności równa zero świadczy, że rozkład normalny jest symetryczny. Rozkład o dużej skośności dodatniej posiada długi kraniec z prawej strony. Jeżeli wartość skośności przekracza dwukrotnie swój błąd standardowy, oznacza to odstępstwo od symetrii rozkładu. W naszym przypadku ta zależność występuje, zatem oba rozkłady można traktować jako niesymetryczne. Nie powinno to dziwić, ponieważ jest dolna granica wieku równa 18 lat, natomiast górnej granicy wieku nie ma. Skośność jest znacznie większa w przypadku RN.

W przypadku rozkładu normalnego wartość kurtozy wynosi zero. Kurtoza dodatnia wskazuje, że w porównaniu do rozkładu normalnego, obserwacje są skoncentrowane bardziej wokół środka rozkładu i mają cieńsze krańce aż do skrajnych wartości rozkładu. W naszym przypadku mamy do czynienia z kurtozą ujemną, więc rozkłady są platykurtyczne. Wartość kurtozy dla zarządów jest mniejsza, zatem jest to rozkład bardziej odbiegający od normalnego, bardziej platykurtyczny. Drugim zjawiskiem, jakie można zaobserwować na rys. 3 i 4, jest posiadanie dwóch wartości maksymalnych, czyli dwumodalność rozkładów.

2.3. Badanie rozkładów dwumodalnych

Aby zweryfikować hipotezę, że mamy tu do czynienia z rozkładami dwumodalnymi, zastosowano test Larkina¹⁰. Jest on oparty na następujących założeniach: zakłada się, że obie wartości modalne występują gdzieś niedaleko maksimum rozkładów normalnych lub quasi normalnych. Żadna z wartości modalnych nie powinna być umiejscowiona niedaleko wartości skrajnych. Zatem rozkład powinien być ukształtowany raczej jak odwrócone „W”, a nie jak „M” lub „V”. Dane wejściowe do zastosowania algorytmu mogą mieć formę histogramu. Przedstawione na rys. 3 i 4 rozkłady spełniają te założenia. Jak to opisuje Larkin, należy dokonać podziału rozkładu na dwie równe części, następnie policzyć średnie i wariancje obu rozkładów cząstkowych. W kolejnym kroku oblicza się współczynnik F dzieląc wariancję całego rozkładu przez mniejszą z wariancji dwóch połówek. Jak pisze Larkin, wartość F jest mała, jeśli populacja jest jednomodalna i duża, gdy populacja jest dwumodalna. Wyniki testu przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki testu Larkina

	Średnia	Wariancja	Wartość F
Pierwsza połowa populacji zarządów	37,69	31,085	4,722
Druga połowa populacji zarządów	58,36	48,690	
Całość populacji zarządów	48,02	146,795	
Pierwsza połowa populacji RN	34,74	51,680	4,718
Druga połowa populacji RN	61,06	89,470	
Całość populacji RN	47,91	243,849	

Opierając się na przykładowych wartościach F podanych w artykule Larkina, możemy przyjąć, że oba rozkłady są dwumodalne.

Badanie parametrów rozkładów dwumodalnych

W przypadku badania rozkładów dwumodalnych, skośnych, różniących się wartością kurtozy od rozkładu normalnego trzeba zastosować inne sposoby, niż przy rozkładach jednomodalnych. Poniżej zostanie wykorzystane podejście proponowane przez Folka i Warda¹¹, którzy badali

¹⁰ Larkin Ronald P., An algorithm for assessing bimodality vs. unimodality in a univariate distribution, (1979), Behavior Research Methods & Instrumentation, 1979, Vol. 11 (4), p. 467-468

¹¹ Folk Robert L., Ward William C., (1957), Brazos River Bar: A Study in the Significance of Grain Size Parameters, Journal of Sedimentary Petrology, Vol. 27, No. 1, pp. 3-26

rozkłady charakterystyk rozmiarów ziaren piasku w rzece. Proponują oni, aby dla dwumodalnego rozkładu zastosować następującą formułę obliczania wartości średniej:

$$M_z = \frac{\varnothing 16 + \varnothing 50 + \varnothing 84}{3}.$$

W rozpatrywanym przypadku dla zarządów:

$$M_{zz} = \frac{35 + 47 + 61}{3} = 47,66.$$

Dla RN:

$$M_{zRN} = \frac{31 + 47 + 64}{3} = 47,33.$$

Tutaj także średnia wieku RN jest mniejsza od średniej wieku zarządów.

Dla obliczania wariancji i odchylenia standardowego Folk i Ward proponują następującą formułę, określając ją mianem inkluzyjnym graficznym odchyleniem standardowym:

$$\sigma_I = \frac{\varphi 84 - \varphi 16}{4} + \frac{\varphi 95 - \varphi 5}{6,6}.$$

Dla rozpatrywanych tu populacji wartości są następujące:

$$\sigma_{IZ} = \frac{61 - 35}{4} + \frac{67,333 - 29}{6,6} = 12,308.$$

$$\sigma_{IRN} = \frac{64 - 31}{4} + \frac{74,5 - 24,222}{6,6} = 15,868$$

Wartości odchylenia standardowego są tu większe niż obliczone w tabeli 1.

Obliczenie skośności

W celu obliczenia skośności rozkładu dwumodalnego Folk i Ward proponują następującą formułę, określając ją mianem „inkluzyjna graficzna skośność”:

$$Sk_I = \frac{\varphi 16 + \varphi 84 - 2\varphi 50}{2(\varphi 84 - \varphi 16)} + \frac{\varphi 5 + \varphi 95 - 2\varphi 50}{2(\varphi 95 - \varphi 5)}.$$

Dla rozpatrywanych tu populacji obliczenia są następujące:

$$Sk_{IZ} = \frac{35 + 61 - 2 \cdot 47}{2(61 - 35)} + \frac{29 + 67,333 - 2 \cdot 47}{2(67,333 - 29)} = \frac{2}{52} + \frac{2,333}{76,666} = 0,069.$$

$$Sk_{IRN} = \frac{31 + 64 - 2 \cdot 47}{2(64 - 31)} + \frac{24,222 + 74,5 - 2 \cdot 47}{2(74,5 - 24,222)} = \frac{1}{66} + \frac{4,722}{100,556} = 0,062.$$

Wyliczone wartości są bardzo małe, co świadczy o braku skośności rozkładu. Jak piszą Folk i Ward, wartości Sk_I od - 0,10 do + 0,10 wskazują, że rozkład jest prawie symetryczny. Większa skośność występuje w przypadku zarządu.

Kurtoza

Dla rozkładów dwumodalnych proponowana jest przez Folka i Warda następująca formuła dla obliczania kurtozy graficznej:

$$K_G = \frac{\varphi_{95} - \varphi_5}{2,44(\varphi_{75} - \varphi_{25})}$$

Krzywe o rozkładzie normalnym mają $K_G = 1,00$. Dla $K_G = 2$ rozkład jest leptokurtyczny. Jeśli $K_G = 0,7$, rozkład jest platykurtyczny. W naszym przypadku:

$$K_{GZ} = \frac{68,333 - 29}{2,44(57 - 38)} = \frac{39,333}{46,36} = 0,84.$$

$$K_{GRN} = \frac{74,5 - 24,222}{2,44(59 - 35)} = \frac{50,278}{58,56} = 0,86.$$

Mniejsza wartość kurtozy graficznej dla RN świadczy, że jest tu większe zróżnicowanie wiekowe członków organu – rozkład jest bardziej platykurtyczny. Potwierdza to wynik podany w tabeli 1.

2.4. Identyfikacja wartości modalnych

Bajgier i Aggrawal¹² proponują metodę identyfikacji rozkładów zmieszanych (mixed), ale ma ona zastosowanie jedynie do rozkładów wyrównanych (balanced), a naszym przypadku nie są to rozkłady wyrównane. Clark¹³ opisuje trzy grupy metod do statystycznej analizy rozkładów wielomodalnych: analityczne, graficzne i numeryczne. Zaletą metod graficznych jest ich zwiezłość i łatwość w zrozumieniu, dlatego zostaną tu ona wykorzystane.

Jedną z metod graficznych jest zaproponowana przez Bhattacharya¹⁴ i stosowana przez niego do badania populacji ryb. Jak pisze ten autor, rozkład częstości długości ryb uzyskany z populacji jest zwykle pochylony (skew) i wielomodalny. W wielu przypadkach wartości modalne odpowiadają różnym grupom wiekowym i są bardzo pomocne w celu ich identyfikacji. Autor ten przestrzega także przed identyfikowaniem wartości modalnych na podstawie histogramów poprzez „wygładzanie” ich.

Podejście zaproponowane przez Bhattacharya zostanie tu wykorzystane do badania populacji członków rodzin w radach nadzorczych i zarządach. Aby to uczynić, trzeba zidentyfikować

¹² Bajgier Steve M., Aggrawal Lalit K., (1991), Powers of Goodness-Of-Fit in Detecting Balanced Mixed Normal Distributions, Educational and Psychological Measurement, Vol. 51, pp. 253-269

¹³ Clark Malcolm W., (1976), Some Methods for Statistical Analysis of Multimodal Distributions and Their Application to Grain-Size Data, Mathematical Geology, Vol. 8, No. 3, pp. 267-282

¹⁴ Bhattacharya C. G., (1967), A simple method of resolution of a distribution into Gaussian components, Biometrics, Vol. 23, No. 1, pp. 115-135

przedziały wartości, określić częstość występowania w przedziałach (y), policzyć wartości $\log_{10}y$ i $\Delta\log_{10}y$. Wartości te podano w tabeli 3 dla zarządów i 4 dla RN.

Tabela 3. Obliczenia dla zarządów

Wiek	Częstość	Zakres klasy	Wartość środkowa	y	$\log_{10}y$	$\Delta\log_{10}y$
18	0					
19	0	18-22	20	0		
20	0					
21	0					
22	0					
23	5	22-26	24	9	0,954243	0,68921
24	2					
25	2					
26	4					
27	7	26-30	28	44	1,643453	0,155888
28	8					
29	25					
30	12					
31	17	30-34	32	63	1,799341	0,245982
32	16					
33	18					
34	30					
35	31	34-38	36	111	2,045323	0,051587
36	23					
37	27					
38	45					
39	26	38-42	40	125	2,09691	-0,09691
40	28					
41	26					
42	30					
43	24	42-46	44	100	2	-0,11351
44	27					
45	19					
46	22					
47	19	46-50	48	77	1,886491	0,104735
48	14					
49	22					
50	15					
51	26	50-54	52	98	1,991226	0,008774
52	30					
53	27					
54	23					
55	25	54-58	56	100	2	-0,0655
56	25					
57	27					
58	24					
59	18	58-62	60	86	1,934498	0,029289
60	19					
61	25					
62	22					
63	20	62-66	64	92	1,963788	-0,41972
64	26					
65	24					

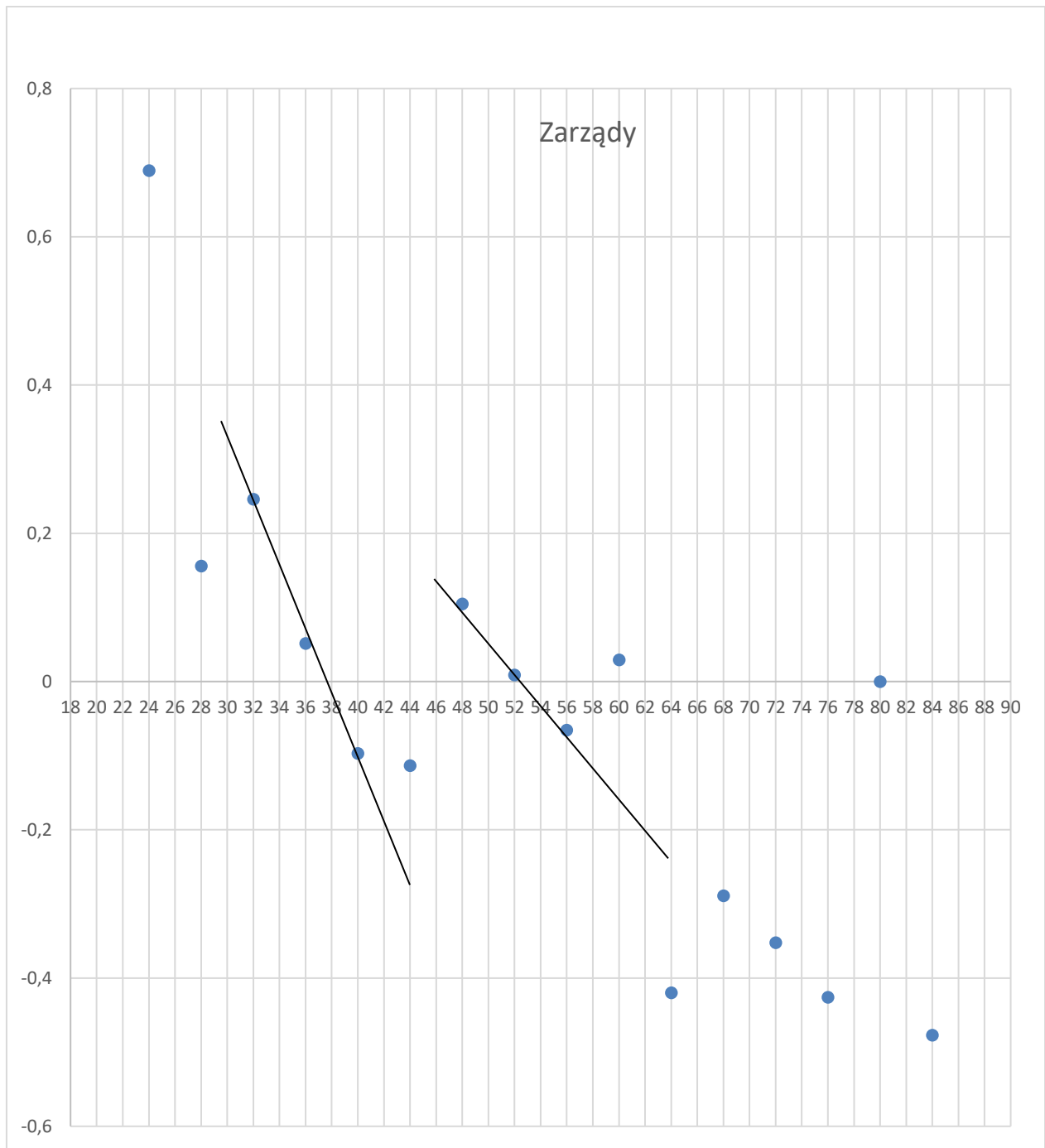
66	17					
67	7	66-70	68	35	1,544068	-0,2888
68	6					
69	5					
70	7					
71	4	70-74	72	18	1,255273	-0,35218
72	3					
73	4					
74	3					
75	1	74-78	76	8	0,90309	-0,42597
76	3					
77	1					
78	2					
79	0	78-82	80	3	0,477121	0
80	0					
81	1					
82	2					
83	1	82-86	84	3	0,477121	-0,47712
84	0					
85	0					
86	1					
87	0	86-90	88	1	0	
88	0					
89	0					
Suma	973					

Tabela 3. Obliczenia dla RN

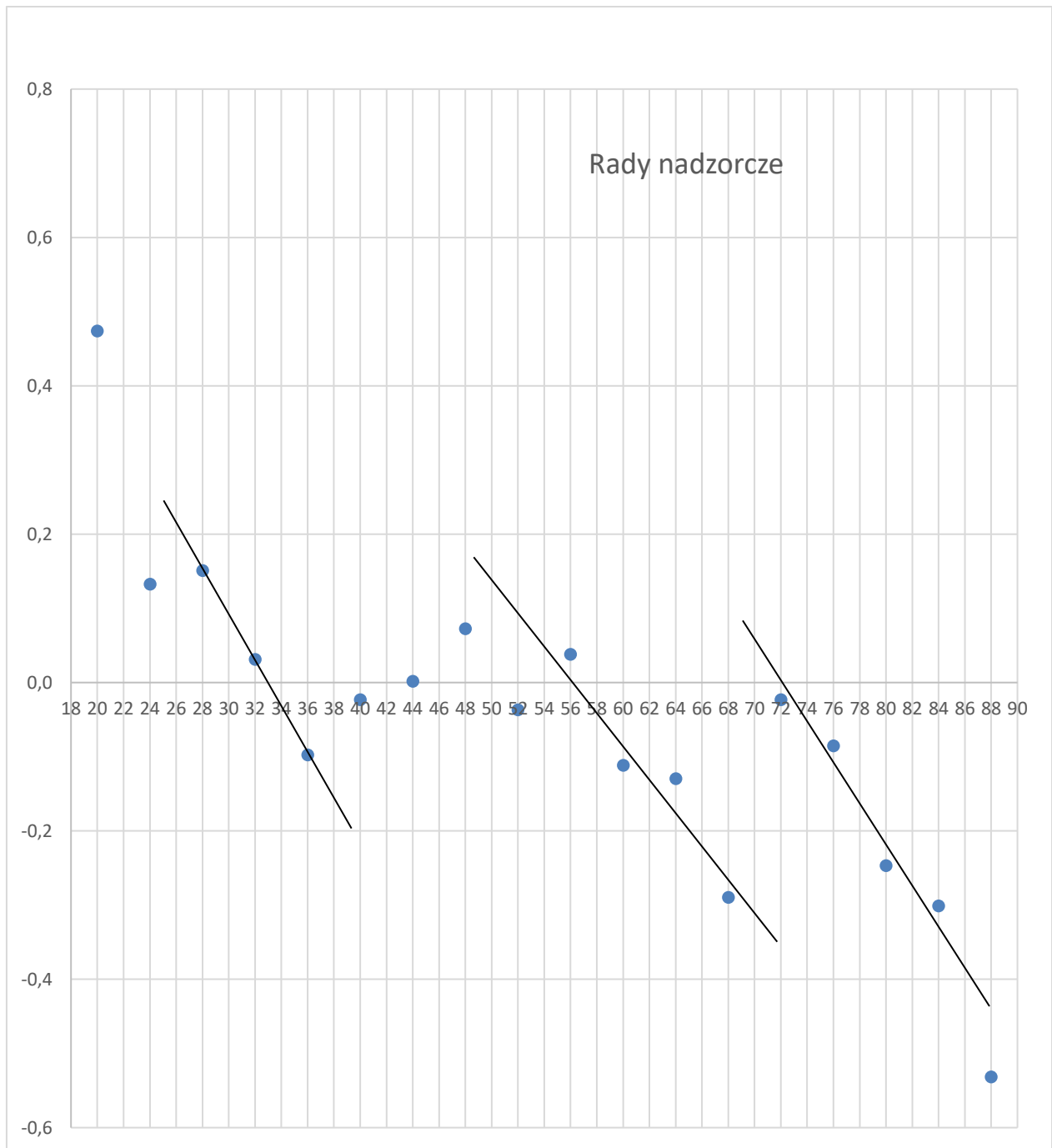
Wiek	Częstość	Zakres klasy	Wartość środkowa	y	$\log_{10}y$	$\Delta\log_{10}y$
18	2					
19	5	18-22	20	47	1,672098	0,4740
20	14					
21	26					
22	31					
23	29	22-26	24	140	2,146128	0,1326
24	41					
25	39					
26	53					
27	48	26-30	28	190	2,278754	0,1510
28	33					
29	56					
30	65					
31	75	30-34	32	269	2,429752	0,0311
32	57					
33	72					
34	48					
35	63	34-38	36	289	2,460898	-0,0973
36	85					
37	93					
38	60					
39	72	38-42	40	231	2,363612	-0,0232

40	55					
41	44					
42	53					
43	54	42-46	44	219	2,340444	0,0020
44	50					
45	62					
46	49					
47	49	46-50	48	220	2,342423	0,0726
48	54					
49	68					
50	50					
51	70	50-54	52	260	2,414973	-0,0366
52	75					
53	65					
54	49					
55	60	54-58	56	239	2,378398	0,0382
56	62					
57	68					
58	64					
59	76	58-62	60	261	2,416641	-0,1113
60	60					
61	61					
62	39					
63	69	62-66	64	202	2,305351	-0,1293
64	42					
65	52					
66	52					
67	47	66-70	68	150	2,176091	-0,2896
68	33					
69	18					
70	14					
71	22	70-74	72	77	1,886491	-0,0232
72	19					
73	22					
74	22					
75	19	74-78	76	73	1,863323	-0,0852
76	16					
77	16					
78	23					
79	8	78-82	80	60	1,778151	-0,2467
80	20					
81	9					
82	8					
83	8	82-86	84	34	1,531479	-0,3010
84	10					
85	8					
86	8					
87	3	86-90	88	17	1,230449	-0,5315
88	5					
89	1					
90	4					
91	0	90-94	92	5	0,69897	
92	0					
93	1					
Suma	2983					

Na rysunkach 5 i 6 przedstawiono wykresy wartości $\Delta \log_{10} y$ w relacji do wartości środkowych klas dla zarządów i RN. Zaznaczono tu tak zwane „proste regiony” identyfikujące elementy składowe rozkładów (rozkłady składowe). Można tu odnotować, że rozkład częstości wieku członków zarządów składa się z dwóch normalnych rozkładów cząstkowych (posiada dwie wartości modalne), natomiast rozkład częstości wieku rad nadzorczych składa się z trzech normalnych rozkładów cząstkowych (posiada trzy wartości modalne).



Rys. 5. Wykres wartości $\Delta \log_{10} y$ w relacji do wartości środkowych klas dla zarządów



Rys. 6. Wykres wartości $\Delta \log_{10} y$ w relacji do wartości środkowych klas dla RN

Jak wskazuje autor metody, przy wyznaczaniu linii r lepiej jest zbliżyć ją do punktów, gdzie częstość jest większa, nawet jeśli spowoduje to widoczne oddalenie linii od punktów, dla których częstość jest mała.

Wartości średnie każdego z komponentów składowych mogą być określone na podstawie formuły:

$$\hat{\mu}_r = \hat{\lambda}_r + \frac{h}{2}$$

gdzie:

$\hat{\mu}_r$ - wartość średnia komponentu r ,

$\hat{\lambda}_r$ - punkt przecięcia osi x przez linię r ,

h – interwał klasy.

Natomiast wartości wariancji i odchylenia standardowego każdego z komponentów według wzoru:

$$\hat{\sigma}_r^2 = (d \cdot \log e \cdot h \cdot \cot \hat{\theta}_r / b) - (h^2 / 12)$$

gdzie:

$\hat{\sigma}_r^2$ - wariancja,

d – relatywna skala y – jaka jest długość jednostki na osi y ,

b – relatywna skala x – jaka jest długość jednostki na osi x ,

$\hat{\theta}_r$ - kąt przecięcia linii r z osią x .

Na podstawie rysunku 5 można zidentyfikować następujące punkty przecięcia osi x i kąty nachylenia prostych dla zarządów:

$$\begin{aligned} \hat{\lambda}_{1Z} &= 37,5; \hat{\lambda}_{2Z} = 52,5; \\ \hat{\theta}_{1ZA} &= 68,5^\circ; \hat{\theta}_{2ZA} = 52,3^\circ. \end{aligned}$$

Pozwala to na obliczenie wartości średnich trzech komponentów rozkładu dla zarządów:

$$\hat{\mu}_{1Z} = 37,5 + \frac{4}{2} = 39,5; \hat{\mu}_{2Z} = 52,5 + \frac{4}{2} = 54,5;$$

Odczytane z rysunku wartości wynoszą odpowiednio: $b = 1,98$; $d = 121,19$. Umożliwia to obliczenie wartości wariancji.

Przykładowo:

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_{1Z}^2 &= (121,19 \cdot 0,434 \cdot 4 \cot 68,5^\circ / 1,98) - \left(\frac{4^2}{12}\right) = 210,38 \cdot 0,393 / 1,98 - 1,33 = 210,38 \cdot \\ &0,198 - 1,33 = 40,32. \end{aligned}$$

Zatem odchylenie standardowe dla pierwszego rozkładu składowego dla zarządów wynosi:

$$\hat{\sigma}_{1Z} = 6,35.$$

Obliczając analogicznie wartość odchylenia standardowego dla drugiego rozkładu składowego otrzymamy:

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_{2Z}^2 &= (121,19 \cdot 0,434 \cdot 4 \cot 52,3^\circ / 1,98) - \left(\frac{4^2}{12}\right) \\ &= 210,38 \cdot 0,773 / 1,98 - 1,33 = 210,38 \cdot 0,390 - 1,33 = 80,80 \\ \hat{\sigma}_{2Z} &= 8,99.\end{aligned}$$

Jak można zauważyć, większej wartości odchylenia standardowego odpowiada większe pochylenie prostej.

Na podstawie rysunku 6 można zidentyfikować następujące punkty przecięcia i jednocześnie wartości średnie trzech komponentów rozkładu dla RN:

$$\hat{\mu}_{1RN} = 33 + \frac{4}{2} = 35; \quad \hat{\mu}_{2RN} = 56 + \frac{4}{2} = 58; \quad \hat{\mu}_{3RN} = 72 + \frac{4}{2} = 74$$

Odczytane z rysunku kąty nachylenia wynoszą odpowiednio:

$$\hat{\theta}_{1RN} = 60,6^\circ; \quad \hat{\theta}_{2RN} = 51,4^\circ; \quad \hat{\theta}_{3RN} = 56,3.$$

Obliczenia odchylenia standardowego dają następujące wyniki:

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_{1RN}^2 &= (117,98 \cdot 0,434 \cdot 4 \cdot \cot 60,6^\circ / 2,09) - \left(\frac{4^2}{12}\right) \\ &= 204,81 \cdot 0,563 / 2,09 - 1,33 = 204,81 \cdot 0,269 - 1,33 = 53,76 \\ \hat{\sigma}_{1RN} &= 7,33.\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_{2RN}^2 &= (117,98 \cdot 0,434 \cdot 4 \cdot \cot 51,4^\circ / 2,09) - \left(\frac{4^2}{12}\right) \\ &= 204,81 \cdot 0,798 / 2,09 - 1,33 = 204,81 \cdot 0,382 - 1,33 = 76,91 \\ \hat{\sigma}_{2RN} &= 8,77.\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_{3RN}^2 &= (117,98 \cdot 0,434 \cdot 4 \cdot \cot 56,3^\circ / 2,09) - \left(\frac{4^2}{12}\right) \\ &= 204,81 \cdot 0,667 / 2,09 - 1,33 = 204,81 \cdot 0,319 - 1,33 = 64,00\end{aligned}$$

$$\hat{\sigma}_{3RN} = 8,00.$$

2.5. Identyfikacja rozkładów cząstkowych

Podójście zastosowane przez Bhattacharya umożliwia także identyfikację rozkładów cząstkowych (składowych) przy założeniu, że są to rozkłady normalne, oraz określenie liczebności elementów składowych populacji – dwóch różnych grup wiekowych w przypadku zarządów i trzech w przypadku RN. W wykorzystywanym tu podejściu stosowane są następujące formuły obliczania liczby elementów w poszczególnych grupach¹⁵:

$$P_i(x) = P\left(\frac{x + \frac{1}{2}h - \mu_i}{\sigma_i}\right) - P\left(\frac{x - \frac{1}{2}h - \mu_i}{\sigma_i}\right),$$

$$Y = \sum_{i=1}^k N_i P_i$$

Dla uproszczenia oszacowanie sumarycznej liczebności każdego rozkładu cząstkowego jest tu przeprowadzone w oparciu o częstość występowania elementów jedynie w przedziałach leżących najbliżej wartości modalnych.

Dla rozpatrywanych tu przykładów populacji zarządów i RN liczba elementów w poszczególnych grupach może być obliczona w sposób następujący dla zarządów, gdzie wartości x zostały obliczone według równania powyżej, a wartości $P_i(x)$ odczytane z dystrybuanty rozkładu normalnego. Przykładowo:

$$\begin{aligned} \hat{P}_{1Z}(36) &= P\left(\frac{36 + \frac{1}{2} \cdot 4 - 39,5}{6,35}\right) - P\left(\frac{36 - \frac{1}{2} \cdot 4 - 39,5}{6,35}\right) = P(-0,236) - P(-0,866) \\ &= 1 - 0,59483 - (1 - 0,80785) = 0,80785 - 0,59483 = 0,21302 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{P}_{1Z}(40) &= P\left(\frac{40 + \frac{1}{2} \cdot 4 - 39,5}{6,35}\right) - P\left(\frac{40 - \frac{1}{2} \cdot 4 - 39,5}{6,35}\right) = P(0,394) - P(-0,236) \\ &= 0,65173 - (1 - 0,59483) = 0,65173 - 0,40517 = 0,24656 \end{aligned}$$

¹⁵ Bhattacharya C. G., (1967), A simple method of resolution of a distribution into Gaussian components, Biometrics, Vol. 23, No. 1, pp. 115-135

$$N_{1Z} = \frac{y(36)+y(40)}{\hat{P}_{1Z}(36)+\hat{P}_{1Z}(40)} = \frac{111+125}{0,21302+0,24656} = \frac{236}{0,45958} \approx 514$$

$$\begin{aligned} \hat{P}_{2Z}(52) &= P\left(\frac{52 + \frac{1}{2} \cdot 4 - 54,5}{8,99}\right) - P\left(\frac{52 - \frac{1}{2} \cdot 4 - 54,5}{8,99}\right) = P(-0,056) - P(-0,500) \\ &= (1 - 0,52392) - (1 - 0,69146) = 0,16754 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{P}_{2Z}(56) &= P\left(\frac{56 + \frac{1}{2} \cdot 4 - 54,5}{8,99}\right) - P\left(\frac{56 - \frac{1}{2} \cdot 4 - 54,5}{8,99}\right) = P(0,389) - P(-0,056) \\ &= (0,65173) - (1 - 0,52392) = 0,17565 \end{aligned}$$

$$N_{2Z} = \frac{y(52)+y(56)}{\hat{P}_2(52)+\hat{P}_2(56)} = \frac{98+100}{0,16754+0,17556} = \frac{198}{0,3431} \approx 577$$

$$N_Z = N_{1Z} + N_{2Z} = 514 + 577 = 1091$$

Rzeczywista liczba członków zarządów wynosi 973, zatem błąd sumaryczny oszacowania wynosi 118 czyli ponad 12%.

Dla RN wyniki obliczeń są następujące:

$$\begin{aligned} \hat{P}_{1RN}(32) &= P\left(\frac{32 + \frac{1}{2} \cdot 4 - 35}{7,33}\right) - P\left(\frac{32 - \frac{1}{2} \cdot 4 - 35}{7,33}\right) = P(-0,136) - P(-0,682) \\ &= 1 - 0,54776 - (1 - 0,75175) = 0,20399 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{P}_{1RN}(36) &= P\left(\frac{36 + \frac{1}{2} \cdot 4 - 35}{7,33}\right) - P\left(\frac{36 - \frac{1}{2} \cdot 4 - 35}{7,33}\right) = P(0,409) - P(-0,136) \\ &= 0,65910 - (1 - 0,55567) = 0,65910 - 0,44433 = 0,21477 \end{aligned}$$

$$N_{1RN} = \frac{y(32)+y(36)}{\hat{P}_{1RN}(32)+\hat{P}_{1RN}(36)} = \frac{269+289}{0,20399+0,21477} = \frac{558}{0,41876} \approx 1332$$

Gdybyśmy chcieli odjąć osoby poniżej 18 lat, to wartość wyniesie 1323

$$\hat{P}_{1RN}(17) = P\left(\frac{17-35}{7,33}\right) = P(-2,46) = 1 - 0,99305 = 1-0,99305=0,00695$$

$1332 \cdot 0,00695 \approx 9$. Jest to około 9 osób.

$$\begin{aligned} \hat{P}_{2RN}(56) &= P\left(\frac{56 + \frac{1}{2} \cdot 4 - 58}{8,77}\right) - P\left(\frac{56 - \frac{1}{2} \cdot 4 - 58}{8,77}\right) = P(0,00) - P(-0,456) \\ &= 0,5 - (1 - 0,67724) = 0,17724 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{P}_{2RN}(60) &= P\left(\frac{60 + \frac{1}{2} \cdot 4 - 58}{8,77}\right) - P\left(\frac{60 - \frac{1}{2} \cdot 4 - 58}{8,77}\right) = P(0,456) - P(0,00) \\ &= 0,67724 - (0,5000) = 0,17724 \end{aligned}$$

$$N_{2RN} = \frac{y(56)+y(60)}{\hat{P}_{2RN}(56)+\hat{P}_{2RN}(60)} = \frac{239+261}{0,17724+0,17724} = \frac{500}{0,35448} \approx 1410$$

$$\begin{aligned} \hat{P}_{3RN}(72) &= P\left(\frac{72 + \frac{1}{2} \cdot 4 - 74}{8,00}\right) - P\left(\frac{72 - \frac{1}{2} \cdot 4 - 74}{8,00}\right) = P(0,00) - P(-0,500) \\ &= 0,5 - (1 - 0,69146) = 0,19146 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{P}_{3RN}(76) &= P\left(\frac{76 + \frac{1}{2} \cdot 4 - 74}{8,00}\right) - P\left(\frac{76 - \frac{1}{2} \cdot 4 - 74}{8,77}\right) = P(0,500) - P(0,00) \\ &= 0,69146 - (0,5000) = 0,19146 \end{aligned}$$

$$N_{3RN} = \frac{y(72)+y(76)}{\hat{P}_{3RN}(72)+\hat{P}_{3RN}(76)} = \frac{77+73}{0,19146+0,19146} = \frac{150}{0,38292} \approx 391$$

Zatem sumaryczna liczba członków RN na podstawie oszacowania wynosi:

$$N_{RN} = N_{1RN} + N_{2RN} + N_{3RN} = 1323 + 1410 + 391 = 3133$$

Jest to wartość większa od rzeczywistej liczby członków. Błąd oszacowania wynosi tu: $3133 - 2983 = 150$ co stanowi około 5%. Błąd jest tu zatem mniejszy niż w przypadku zarządów.

Jedną z przyczyn odnotowanych tu błędów oszacowania sumarycznej liczby członków zarządów i RN może być fakt, że przy obliczeniach brane są pod uwagę wartości y w przedziale $x \pm 1/2h$, przy założeniu, że są tam elementy tylko jednego z rozkładów cząstkowych. W rzeczywistości są tam także nieliczne elementy z innych rozkładów, chyba stąd się bierze zawyżanie wyniku.

Jak wykazały liczne próby efekt wykorzystanej tu metody zależy w dużym stopniu od przyjętej wielkości zakresu klasy. W tym przypadku przyjęto wartość 4, ale należałoby przeprowadzić dalsze eksperymenty dla wielkości 5, 6, 7 i porównać wyniki.

Podsumowanie w wnioski końcowe

Przedmiotem opisanych tu badań była populacja członków rodzin będących członkami zarządów i RN w rodzinnych spółkach akcyjnych. Najważniejszym wnioskiem wydaje się być identyfikacja grupy bardzo młodych osób w wieku 18-28 lat będących członkami rad nadzorczych. Widać je na rys. 4, aczkolwiek analizy statystyczne nie wyodrębniły tej grupy. Można sformułować hipotezę, że dla tak młodych członków rodzin RN jest miejscem zbierania doświadczeń i uczenia się, jak zarządzać spółką akcyjną. Ludzie ci są jeszcze zbyt młodzi i niedoświadczeni, aby samodzielnie pełnić funkcje w zarządach.

Średnia wieku członków rodzin w RN jest niższa od średniej wieku członków rodzin w zarządach, aczkolwiek różnica ta nie jest istotna statystycznie. Zjawisko to jest sprzeczne z założeniami teoretycznymi i dotychczasowymi wynikami badań podawanymi w literaturze, ponieważ członkowie RN są z zasady starsi i bardziej doświadczeni od członków zarządów. Tylko mając stosowną wiedzę i doświadczenie są w stanie skutecznie nadzorować pracę zarządów. Zjawisko to wskazuje jeszcze raz, że RN w spółkach rodzinnych są inne niż RN w pozostałych spółkach. Ich ukształtowanie nie jest zgodne z założeniami prawodawców i obowiązującymi przepisami prawa.

Zastosowana tu metoda graficznej identyfikacji rozkładów składowych w populacji członków RN i zarządów dała zadowalające wyniki. Wyodrębniono dwa rozkłady cząstkowe dla zarządów i trzy rozkłady cząstkowe dla RN. Błędy oszacowania były na poziomie 12% i 5%. Metoda wymaga dalszych testów i udoskonaleń. Tak jak wskazują liczne, nieopisane tu eksperymenty, istotne jest tu odpowiednie zidentyfikowanie zakresów klas. W badaniach przyjęto wartość 4, ale należałoby poszukać wartości najlepszych, przy czym mogłyby to być inne wartości dla RN i dla zarządów a nawet inne wartości dla identyfikacji poszczególnych rozkładów cząstkowych w ramach dwóch badanych grup. Metoda sama w sobie nie jest trudna i mogłaby być wykorzystana w innych obszarach badań do identyfikacji rozkładów cząstkowych w rozkładach wielomodalnych.

Bibliografia:

1. Bajgier Steve M., Aggrawal Lalit K., (1991), Powers of Goodness-Of-Fit in Detecting Balanced Mixed Normal Distributions, Educational and Psychological Measurement, Vol. 51, pp. 253-269
2. Bammens Yannick, Voordeckers Wim, Van Gils Anita, (2011), Boards of Directors in Family Businesses: A Literature Review and Research Agenda, International Journal of Management Reviews, Vol. 13, pp. 134-152.
3. Bhattacharya C. G., (1967), A simple method of resolution of a distribution into Gaussian components, Biometrics, Vol. 23, No. 1, pp. 115-135.
4. Chrisman James, J., Chua Jess, H., Litz Reginald, A., (2004), Costs of Family and Non-Family Firms: Conceptual Issues and Exploratory Evidence, Entrepreneurship Theory and Practice, Vol. pp. 335-354.
5. Clark Malcolm W., (1976), Some Methods for Statistical Analysis of Multimodal Distributions and Their Application to Grain-Size Data, Mathematical Geology, Vol. 8, No. 3, pp. 267-282
6. Combs James G., (2008), Commentary: The Servant, the Parasite, and the Enigma: A Tale of Three Ownership Structures and Their Affiliate Directors, Entrepreneurship Theory and Practice, November, pp. 1027-1033
7. Fiegner Mark K., Brown Bonnie M., Dreux Dirk R., (2000), CEO Stakes and Board Composition in Small Private Firms, Entrepreneurship Theory and Practice, pp. 5-24

8. Folk Robert L., Ward William C., (1957), Brazos River Bar: A Study in the Significance of Grain Size Parameters, *Journal of Sedimentary Petrology*, Vol. 27, No. 1, pp. 3-26.
9. Gomez-Mejia Luis R., Haynes Katalin Takacs, Nunez-Nickel Manuel, Jacobson Kathryn J. L., Moyano-Fuentes Jose, (2007), Socioemotional Wealth and Business Risks in Family-controlled Firms: Evidence from Spanish Olive Oil Mills, *Administrative Science Quarterly*, Vol. 52, pp. 106-137.
10. Jones Carla D., Makre Marianna, Gomez-Mejia Luis, (2008), Affiliate Directors and Perceived Risk Bearing in Publicly Traded, Family-Controlled Firms: The Case of Diversification, *Entrepreneurship Theory and Practice*, pp. 1007-1026.
11. Larkin Ronald P., An algorithm for assessing bimodality vs. unimodality in a univariate distribution, (1979), *Behavior Research Methods & Instrumentation*, 1979, Vol. 11 (4), p. 467-468.
12. Schultze William S., Lubatkin Michael H., Dino Richard N., (2003), Toward a theory of agency and altruism in family firms, *Journal of Business Venturing*, Vol. 18, pp. 473-490.
13. Voordeckers Wim, Van Gils Anita, Van den Huevel Jeroen, (2007), Board Composition in Small and Medium Sized Family Firms, *Journal of Small Business Management*, 45(1), pp. 137-156