

UNIVERZA V LJUBLJANI  
EKONOMSKA FAKULTETA

SONJA RATEJ PIRKOVIČ

**METODA ZA ANALIZIRANJE URAVNAVANJA DOBIČKA TER  
EMPIRIČNA ANALIZA POVEZANOSTI URAVNAVANJA DOBIČKA  
IN ČASOVNE VZDRŽNOSTI DOBIČKA**

DOKTORSKA DISERTACIJA

Ljubljana, 2016

## IZJAVA O AVTORSTVU

Podpisana Sonja Ratej Pirkovič, študentka Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, izjavljam, da sem avtorica doktorske disertacije z naslovom Metoda za analiziranje uravnavanja dobička ter empirična analiza povezanosti uravnavanja dobička in časovne vzdržnosti dobička, pripravljene v sodelovanju s svetovalcem prof. dr. Matjažem Omladičem in sosvetovalcem prof. dr. Aljošo Valentinčičem.

Izrecno izjavljam, da v skladu z določili Zakona o avtorski in sorodnih pravicah (Ur. l. RS, št. 21/1995 s spremembami) dovolim objavo doktorske disertacije na fakultetnih spletnih straneh.

S svojim podpisom zagotavljam, da:

- je predloženo besedilo rezultat izključno mojega lastnega raziskovalnega dela;
- je predloženo besedilo jezikovno korektno in tehnično pripravljeno v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, kar pomeni, da sem:
  - poskrbela, da so dela in mnenja drugih avtorjev oziroma avtoric, ki jih uporabljam v doktorski disertaciji, citirana oziroma navedena v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, in
  - pridobila vsa dovoljenja za uporabo avtorskih del, ki so v celoti (v pisni ali grafični obliki) uporabljena v tekstu, in sem to v besedilu tudi jasno zapisala;
- se zavedam, da je plagiatorstvo – predstavljanje tujih del (v pisni ali grafični obliki) kot mojih lastnih – kaznivo po Kazenskem zakoniku (Ur. l. RS, št. 55/2008 s spremembami);
- se zavedam posledic, ki bi jih na osnovi predložene doktorske disertacije dokazano plagiatorstvo lahko predstavljalo za moj status na Ekonomski fakulteti Univerze v Ljubljani v skladu z relevantnim pravilnikom.

Datum javnega zagovora: 2. 9. 2016

Predsednica: prof.dr. Sergeja Slapničar

Svetovalec: prof. dr. Matjaž Omladič

So-svetovalec: prof. dr. Aljoša Valentinčič

Članica: prof. dr. Neža Mramor Kosta

Ljubljana, 22.8.2016

Podpis avtorice: \_\_\_\_\_

# **METODA ZA ANALIZIRANJE URAVNAVANJA DOBIČKA TER EMPIRIČNA ANALIZA POVEZANOSTI URAVNAVANJA DOBIČKA IN ČASOVNE VZDRŽNOSTI DOBIČKA**

## **POVZETEK**

V doktorski disertaciji proučujemo metodo za ugotavljanje uravnavanja dobička z uporabo analize nezveznosti v frekvenčni porazdelitvi. V ta namen tudi razvijemo in analiziramo preprost in robusten statističen test, ki ne zahteva nobenih predpostavk o vrsti porazdelitve, ampak le obstoj končnega matematičnega upanja in končne variance, kar pa je pri končnih množicah podatkov vedno zagotovljeno. Z uporabo neenačbe Čebiševa ocenimo zgornjo mejo verjetnosti, da testna statistika zavzame določeno vrednost.

Z Monte Carlo simulacijami analiziramo robustnost testa. Pri tem preizkusimo obnašanje testnih vrednosti pri ničelni hipotezi zveznosti porazdelitve z uporabo testa pri različnih velikostih skoka v porazdelitvi, različnih vrstah porazdelitve in različnih velikostih obravnavanih vzorcev. Test ustrezno ne zavrne ničelne hipoteze v primeru, ko je generirana porazdelitev dejansko zvezna. Občutljivost testa za zavrnitev ničelne hipoteze o zveznosti narašča z velikostjo skoka v porazdelitvi in z velikostjo obravnavanega vzorca. Za vzorce z več kot 5000 opazovanj test zavrne ničelno hipotezo o zveznosti že za skoke v višini 1 % opazovanj. Ker je test uporaben za analizo različnih hipotez, pri katerih znamo določiti verjetnost, da naključno izbrano opazovanje pade v določen frekvenčni razred, smo analizirali tudi učinkovitost testa za ugotavljanje vrste porazdelitve. Za vzorce z več kot 5000 opazovanj test ustrezno zavrne oziroma ne zavrne ničelne hipoteze.

Analiziramo porazdelitev količnika dveh zveznih slučajnih spremenljivk, saj nekateri avtorji zagovarjajo stališče, da že deljenje dveh količin pri majhnih vrednostih zaradi numeričnih težav povzroči nezveznosti v frekvenčni porazdelitvi kazalnika. Iz postopka izračuna gostote porazdelitve slučajne spremenljivke, ki je količnik dveh zveznih slučajnih spremenljivk, sklepamo, da ni matematičnega razloga za nastanek nezveznosti. Deljenje s porazdelitvijo s precejšnjimi verjetnostmi, da zavzame vrednosti v bližini 0, pa lahko povzroči, da ima dobljena slučajna spremenljivka debele repe.

Z uporabo razvitega testa analiziramo, ali se pri vseh kazalnikih uspešnosti poslovanja podjetja pojavljajo nezveznosti v porazdelitvah. Pri tem uporabimo podatke domačih in tujih podjetij. Ugotavljamo, da je pojav nezveznosti v porazdelitvah odvisen od institucionalnega okolja, velikosti vzorca in lastnosti podjetij v vzorcu. Pri slovenskih podjetjih je nezveznost v porazdelitvah umerjenih poslovnih izidov statistično značilna pri vseh kategorijah poslovnega izida in na podlagi vrednosti testne statistike lahko potrdimo domnevo o uravnavanju dobička. Pri avstrijskih podjetjih nezveznost ni statistično značilna in ne

moremo potrditi domneve o uravnavanju dobička. Pri britanskih podjetjih je nezveznost v porazdelitvah umerjenih poslovnih izidov statistično značilna pri vseh kategorijah poslovnega izida, vendar pa na podlagi vrednosti testne statistike ne moremo potrditi domneve o uravnavanju dobička.

Z linearno regresijo analiziramo, ali imajo kazalniki, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, večjo časovno vzdržnost kot kazalniki, na katere ima podjetje manjši vpliv. Pri tem uporabimo podatke domačih in tujih podjetij. Ugotavljamo, da je regresijski koeficient pri avtoregresijskem členu statistično značilno različen od 0 v vseh analiziranih primerih. Domneve o povezavi med uravnavanjem dobička in časovno vzdržnostjo dobička ne moremo potrditi v nobenem od analiziranih primerov.

Ključne besede: uravnavanje dobička, porazdelitvene funkcije, nezveznost, statistični testi, Monte Carlo simulacija, linearna regresija, časovna vzdržnost dobička.

# **METHOD FOR DETECTING EARNINGS MANAGEMENT AND EMPIRICAL ANALYSIS OF CONNECTIONS BETWEEN EARNINGS MANAGEMENT AND EARNINGS PERSISTENCE**

## **SUMMARY**

We study a method for detecting earnings management using analysis of discontinuities in the frequency distribution of financial data. For this purpose we also develop and analyze a simple and robust statistical test which makes minimal assumptions on the type of distribution - just finite expected value and variance, a criterion trivially fulfilled by a finite data set. Using the Chebyshev inequality, we bound the probability that the test statistic exceeds a given value.

Monte Carlo simulations are used to analyze the robustness of the test. We analyze the behavior of the test values for the null hypothesis that the distribution is continuous using different types of distributions, different jump sizes, and different sample sizes. The test correctly fails to reject the null hypothesis whenever the generated distribution is actually continuous. The sensitivity of the test for the rejection of the null hypothesis of continuity increases with the size of the jump in the distribution, and the size of the sample. For samples with more than 5000 observations, the test rejects the null hypothesis of continuity for jumps as small as 1 % of the observations. The test is useful in analyzing the various hypotheses for which we can determine the probability that a randomly chosen observation will fall into a fixed frequency interval. This allowed us to analyze the test's effectiveness at determining the type of underlying distribution. For samples with more than 5000 observations, the test properly rejects or fails to reject the null hypothesis.

It has been argued that division of two quantities at with small values can cause discontinuities in the frequency distribution of the indicator, due to numerical issues. To address this issue, we analyze the distribution of the ratio of two continuous random variables. From the process of calculating the density distribution of a random variable which is the quotient of two continuous random variables, we conclude that there is no mathematical reason for the formation of discontinuities. When the denominator is a random variable from a distribution with significant probability for values close to zero, the distribution of the quotient will have thick tails.

We use the developed test to analyze whether there were discontinuities in the distributions in any indicators of performance of any company in our dataset. We used the dataset of Slovenian and foreign companies. We note that the occurrence of discontinuities in the distributions appears to depend on the institutional environment, sample size, and characteristics of the companies in the sample.

We also analyze whether indicators which the company can influence more strongly with its decision-making have greater time-persistence than indicators upon which the company has only a minor impact. We use the data of domestic and foreign companies. The regression coefficient of the autocorrelation factor is statistically significantly different from zero in all cases analyzed.

Key words: earnings management, distribution functions, discontinuity, statistical tests, Monte Carlo simulation, linear regression, earnings persistence.

# KAZALO

<b>Uvod</b> .....	<b>1</b>
<b>1. Metodologija</b> .....	<b>6</b>
1.1 Test $\tau$ .....	6
1.1.1 Test in njegove lastnosti .....	6
1.1.2 Opis metode .....	10
1.1.3 Testiranje zveznosti .....	11
1.1.4 Testiranje vrste porazdelitve .....	15
1.1.4 Povzetek analize testa .....	18
1.2 Porazdelitev $X/Y$ .....	19
1.3 Regresijski model z avtoregresijskim členom .....	23
<b>2. Nezveznost v računovodskih podatkih in uravnavanje dobička</b> .....	<b>26</b>
<b>3. Primerjava porazdelitev računovodskih kazalnikov</b> .....	<b>28</b>
3.1 Nezveznost v podatkih slovenskih podjetij .....	29
3.2 Nezveznost v podatkih avstrijskih podjetij .....	50
3.3 Nezveznost v podatkih britanskih podjetij .....	60
3.4 Primerjava porazdelitev podatkov slovenskih podjetij .....	69
<b>4. Časovna vzdržnost dobička</b> .....	<b>77</b>
4.1 Časovna vzdržnost dobička v podatkih slovenskih podjetij .....	77
4.2 Časovna vzdržnost dobička v podatkih avstrijskih podjetij .....	91
4.3. Časovna vzdržnost dobička v podatkih britanskih podjetij .....	96
<b>Zaključki</b> .....	<b>103</b>
<b>Literatura</b> .....	<b>113</b>
<b>VIRI</b> .....	<b>120</b>
<b>PRILOGE</b> .....	<b>121</b>

## KAZALO SLIK

Slika 1:	Porazdelitvena funkcija $F(x)$ s skokom v višini 0,2 pri vrednosti 0 .....	12
Slika 2:	Povprečja maksimumov testne vrednosti $\tau$ za skok višine $\delta = 0,05$ pri 200 ponovitvah generacije normalne porazdelitve pri različnih velikostih vzorca $n$ 15	
Slika 3:	Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja v letu 2014.....	32
Slika 4:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014 .....	33
Slika 5:	Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja v letu 2014.....	34
Slika 6:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014.	34
Slika 7:	Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja v letu 2014.....	35
Slika 8:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014 ...	36
Slika 9:	Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, za slovenska podjetja v letu 2014.....	37
Slika 10:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014 .....	37
Slika 11:	Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za slovenska podjetja v letu 2014.....	38
Slika 12:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014 .....	39
Slika 13:	Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za slovenska podjetja v letu 2014.....	39
Slika 14:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014	40
Slika 15:	Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, za slovenska podjetja v letu 2014.....	41
Slika 16:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014 .....	41
Slika 17:	Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, za slovenska podjetja v letu 2014.....	42
Slika 18:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014 .....	42
Slika 19:	Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjena s čistimi prihodki od prodaje, za slovenska podjetja v letu 2014 .....	43
Slika 20:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjena s čistimi prihodki od prodaje pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014 .....	44
Slika 21:	Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014.....	46
Slika 22:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja,	



	umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014.....	47
Slika 23:	Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 .....	48
Slika 24:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 .....	48
Slika 25:	Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 .....	49
Slika 26:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 .....	50
Slika 27:	Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, za avstrijska podjetja v letu 2014 .....	52
Slika 28:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za avstrijska podjetja v letu 2014.....	53
Slika 29:	Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za avstrijska podjetja v letu 2014 .....	54
Slika 30:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za avstrijska podjetja v letu 2014 ..	54
Slika 31:	Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za avstrijska podjetja v letu 2014 .....	55
Slika 32:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za avstrijska podjetja v letu 2014....	55
Slika 33:	Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, za avstrijska podjetja v letu 2014 .....	56
Slika 34:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za avstrijska podjetja v letu 2014.....	57
Slika 35:	Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za avstrijska podjetja v letu 2014 .....	57
Slika 36:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za avstrijska podjetja v letu 2014 .....	58
Slika 37:	Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za avstrijska podjetja v letu 2014 .....	58
Slika 38:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za avstrijska podjetja v letu 2014 ..	59
Slika 39:	Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, za britanska podjetja v letu 2014 .....	62
Slika 40:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za britanska podjetja v letu 2014.....	62
Slika 41:	Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za britanska podjetja v letu 2014 .....	63
Slika 42:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za britanska podjetja v letu 2014..	63
Slika 43:	Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za britanska podjetja v letu 2014 .....	64

Slika 44:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za britanska podjetja v letu 2014 ....	64
Slika 45:	Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, za britanska podjetja v letu 2014.....	65
Slika 46:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za britanska podjetja v letu 2014 .....	66
Slika 47:	Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za britanska podjetja v letu 2014.....	66
Slika 48:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za britanska podjetja v letu 2014 .....	67
Slika 49:	Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za britanska podjetja v letu 2014.....	68
Slika 50:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za britanska podjetja v letu 2014	68
Slika 51:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja s poslovnim izidom iz poslovanja, umerjenim s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja v letu 2014.....	70
Slika 52:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve čistega poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja s poslovnim izidom iz poslovanja, umerjenim s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja v letu 2014	71
Slika 53:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve standardiziranega celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja s standardiziranim poslovnim izidom iz poslovanja, umerjenim s poslovnimi prihodki, za slovenska podjetja v letu 2014 .....	72
Slika 54:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve standardiziranega čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja s standardiziranim poslovnim izidom iz poslovanja, umerjenim s poslovnimi prihodki, za slovenska podjetja v letu 2014 .....	72
Slika 55:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja z letom 2013, za slovenska podjetja v letu 2014 .....	74
Slika 56:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja z letom 2013, za slovenska podjetja v letu 2014 .....	74
Slika 57:	Vrednosti testne statistike $\tau$ porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja z letom 2013, za slovenska podjetja v letu 2014 .....	75
Slika 58:	Dejanski in z regresijo napovedan poslovni izid iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja v letu 2014 (T EUR).....	78
Slika 59:	Dejanski in z regresijo napovedan celotni poslovni izid v odvisnosti od celotnega poslovnega izida v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja v letu 2014 (T EUR) .....	80
Slika 60:	Dejanski in z regresijo napovedan čisti poslovni izid v odvisnosti od čistega poslovnega izida v preteklem letu za slovenska podjetja v letu 2014 (T EUR) .	81
Slika 61:	Dejanski in z regresijo napovedan poslovni izid iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in dobičkom iz	

	poslovanja v letu 2014 (T EUR) .....	84
Slika 62:	Dejanski in z regresijo napovedan poslovni izid iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in izgubo iz poslovanja v letu 2014 (T EUR) .....	85
Slika 63:	Dejanski in z regresijo napovedan denarni tok iz poslovanja v odvisnosti od denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 (T EUR) .....	87
Slika 64:	Dejanski in z regresijo napovedan denarni tok iz poslovanja v odvisnosti od denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in pozitivnim denarnim tokom iz poslovanja v letu 2014 (T EUR) .....	88
Slika 65:	Dejanski in z regresijo napovedan denarni tok iz poslovanja v odvisnosti od denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in negativnim denarnim tokom iz poslovanja v letu 2014 (T EUR) .....	90
Slika 66:	Dejanski in z regresijo napovedan poslovni izid iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za avstrijska podjetja v letu 2014 (T EUR).....	92
Slika 67:	Dejanski in z regresijo napovedan celotni poslovni izid v odvisnosti od celotnega poslovnega izida v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za avstrijska podjetja v letu 2014 (T EUR).....	94
Slika 68:	Dejanski in z regresijo napovedan čisti poslovni izid v odvisnosti od čistega poslovnega izida v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za avstrijska podjetja v letu 2014 (T EUR).....	95
Slika 69:	Dejanski in z regresijo napovedan poslovni izid iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za britanska podjetja v letu 2014 (T EUR) .....	97
Slika 70:	Dejanski in z regresijo napovedan celotni poslovni izid v odvisnosti od celotnega poslovnega izida v preteklem letu in od celotnih sredstev za britanska podjetja v letu 2014 (T EUR) .....	99
Slika 71:	Dejanski in z regresijo napovedan čisti poslovni izid v odvisnosti od čistega poslovnega izida v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za britanska podjetja v letu 2014 (T EUR).....	100

## KAZALO TABEL

Tabela 1:	Tabela zgornje meje verjetnosti, da testna statistika preseže določeno vrednost	8
Tabela 2:	Širine razredov v odvisnosti od števila podatkov v množici generiranih tvorjenih števil.....	13
Tabela 3:	Povprečja maksimumov testne vrednosti $\tau$ pri 200 ponovitvah generacije enakomerne porazdelitve pri različnih številih podatkov in različnih višinah skoka.....	13
Tabela 4:	Povprečja maksimumov testne vrednosti $\tau$ pri 200 ponovitvah generacije eksponentne porazdelitve pri različnih številih podatkov in različnih višinah skoka.....	14
Tabela 5:	Povprečja maksimumov testne vrednosti $\tau$ pri 200 ponovitvah generacije normalne porazdelitve pri različnih številih podatkov in različnih višinah skoka	

	.....	14
Tabela 6:	Povprečja maksimumov testne vrednosti $\tau$ testa enakomerne porazdelitve pri 200 ponovitvah generacije različnih porazdelitev pri različnih številih podatkov	16
Tabela 7:	Povprečja maksimumov testne vrednosti $\tau$ testa eksponentne porazdelitve pri 200 ponovitvah generacije različnih porazdelitev pri različnih številih podatkov	17
Tabela 8:	Povprečja maksimumov testne vrednosti $\tau$ testa normalne porazdelitve pri 200 ponovitvah generacije različnih porazdelitev pri različnih številih podatkov..	18
Tabela 9:	Lastnosti finančnih kazalnikov za slovenska, avstrijska in britanska podjetja za leto 2014.....	22
Tabela 10:	Opisne statistike poslovnega izida iz poslovanja, celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida za slovenska podjetja v letu 2014 (T EUR).....	31
Tabela 11:	Opisne statistike celotnih sredstev, poslovnih prihodkov in čistih prihodkov iz prodaje za slovenska podjetja v letu 2014 (T EUR).....	31
Tabela 12:	Opisne statistike poslovnega izida iz poslovanja, celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 (T EUR).....	45
Tabela 13:	Opisne statistike celotnih sredstev, poslovnih prihodkov in čistih prihodkov iz prodaje za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 (T EUR)	46
Tabela 14:	Opisne statistike poslovnega izida iz poslovanja, celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida za avstrijska podjetja v letu 2014 (T EUR).....	51
Tabela 15:	Opisne statistike celotnih sredstev, poslovnih prihodkov za avstrijska podjetja v letu 2014 (T EUR).....	52
Tabela 16:	Opisne statistike poslovnega izida iz poslovanja, celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida za britanska podjetja v letu 2014 (T EUR).....	60
Tabela 17:	Opisne statistike celotnih sredstev in poslovnih prihodkov za britanska podjetja v letu 2014 (T EUR).....	61
Tabela 18:	Regresijska statistika za regresijo poslovnega izida iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja v letu 2014.....	78
Tabela 19:	Regresijska statistika za regresijo celotnega poslovnega izida v odvisnosti od celotnega poslovnega izida v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja v letu 2014.....	79
Tabela 20:	Regresijska statistika za regresijo čistega poslovnega izida v odvisnosti od čistega poslovnega izida v preteklem letu za slovenska podjetja v letu 2014..	81
Tabela 21:	Regresijska statistika za regresijo poslovnega izida iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in dobičkom iz poslovanja v letu 2014.....	83
Tabela 22:	Regresijska statistika za regresijo poslovnega izida iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in izgubo iz poslovanja v letu 2014.....	85
Tabela 23:	Regresijska statistika za regresijo denarnega toka iz poslovanja v odvisnosti od denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014.....	86
Tabela 24:	Regresijska statistika za regresijo denarnega toka iz poslovanja v odvisnosti od denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in pozitivnim denarnim tokom iz poslovanja v letu 2014.....	88
Tabela 25:	Regresijska statistika za regresijo denarnega toka iz poslovanja v odvisnosti od	

	denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in negativnim denarnim tokom iz poslovanja v letu 2014 .....	89
Tabela 26:	Regresijska statistika za regresijo poslovnega izida iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za avstrijska podjetja v letu 2014 .....	92
Tabela 27:	Regresijska statistika za regresijo celotnega poslovnega izida v odvisnosti od celotnega poslovnega izida v preteklem letu in celotnih sredstev za avstrijska podjetja v letu 2014 .....	93
Tabela 28:	Regresijska statistika za regresijo čistega poslovnega izida v odvisnosti od čistega poslovnega izida in celotnih sredstev v preteklem letu za avstrijska podjetja v letu 2014 .....	95
Tabela 29:	Regresijska statistika za regresijo poslovnega izida iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za britanska podjetja v letu 2014 .....	97
Tabela 30:	Regresijska statistika za regresijo celotnega poslovnega izida v odvisnosti od celotnega poslovnega izida v preteklem letu in celotnih sredstev za britanska podjetja v letu 2014 .....	98
Tabela 31:	Regresijska statistika za regresijo čistega poslovnega izida v odvisnosti od čistega poslovnega izida in celotnih sredstev v preteklem letu za britanska podjetja v letu 2014 .....	100



## UVOD

Priznavanje vpliva človeškega dejavnika pri pripravi in uporabi računovodskih informacij ter pojav empiričnega preverjanja teorij je pomenilo odklik od normativne računovodske teorije. Watts in Zimmerman (1986) sta to poimenovala pozitivna računovodska teorija. Definicija diskrecijske izbire računovodskih metod je opredeljena precej široko (Fields, Lys, Vincent, 2001), in sicer predstavlja vsako odločitev, katere primarni namen je na določen način vplivati na računovodske informacije, pri čemer ne gre le za informacije v računovodskih izkazih, temveč tudi za davčno poročanje in poročanje regulatorjem. Definicija vključuje tako izbiro med dopustnimi računovodskimi metodami kot tudi realne odločitve posloводства, katerih namen je vplivati na računovodske informacije. Watts in Zimmerman (1990) uravnavanje dobička opredelita kot izkoriščanje diskrecijske pravice posloводства pri pripravi računovodskih informacij, ki lahko odraža namen maksimiranja vrednosti podjetja ali oportunistično vedenje. Racionalno posloводство od uravnavanja dobička pričakuje določene koristi.

Ob možnosti posloводства, da uporabi diskrecijsko pravico pri pripravi računovodskih informacij, se pojavi vprašanje o kakovosti dobičkov (ang. earnings quality). V pregledu literature s tega področja (Dechow, Ge, Schrand, 2009) je kakovost dobičkov definirana kot uporabnost podatkov o dobičkih pri prikazovanju resničnega stanja v posameznem podjetju in sprejemanju odločitev, povezanih s tem podjetjem. Torej večja kakovost dobičkov pomeni, da podatki bolje predstavljajo dejstva o podjetju in so pomembna osnova za sprejemanje odločitev. Kot spremenljivke, ki predstavljajo kakovost dobička, članek obravnava časovno vzdržnost dobička, izredne dogodke, gladkost, časovno asimetričnost, izogibanje izgubam in prikazovanje malih pozitivnih povečanj dobička.

Za ugotavljanje uravnavanja dobička se uporablja več metod merjenja, in sicer:

- metoda ugotavljanja celotnega obsega preračunljivega računovodskega razmejevanja poslovne uspešnosti (Jones, 1991),
- metoda proučevanja uporabe najpomembnejših računovodskih kategorij pri preračunljivem razmejevanju poslovne uspešnosti (Petroni, 1992),
- metoda proučevanja frekvenčne porazdelitve poslovnega izida, potem ko je bil računovodsko prirejen (Burgstahler, Dichev, 1997).

V doktorski disertaciji proučujemo tretjo od zgoraj navedenih metod. Do te metode so nekateri avtorji kritični, saj zagovarjajo stališče, da že deljenje dveh količin pri majhnih vrednostih zaradi numeričnih težav povzroči nezveznosti v frekvenčni porazdelitvi kazalnika, kot trdita Durtschi in Easton (2005).

Prvi članek, v katerem se uravnavanje dobička ugotavlja s pomočjo proučevanja skokov v porazdelitvi, sta Burgstahler in Dichev objavila leta 1997. V njem sta proučevala, ali se

pojavi skok v porazdelitvi dobičkonosnosti celotnih sredstev in v porazdelitvi sprememb dobičkonosnosti celotnih sredstev pri ameriških podjetjih v javni lasti. Pokazala sta, da poslovodstva uravnavajo dobiček z namenom, da se izognejo izgubam in zmanjšanjem dobička, ter s tem obdržijo zaupanje. Pri tem sta uporabila statistični test, ki predpostavlja normalno porazdelitev odstopanj od postavljenih pričakovanih vrednosti.

DeGeorge, Patel in Zeckhauser (1999) proučujejo skok v porazdelitvi razlike med napovedanim dobičkom in realiziranim dobičkom na celotna sredstva. Poslovodstva podjetij uporabljajo uravnavanje dobička, da prikažejo doseganje zastavljenih ciljev, in se tako izognejo morebitnim negativnim posledicam nedoseganja zastavljenih ciljev.

Gontcharov in Zimmerman (2006) proučujeta uravnavanje dobička z dokazovanjem skoka v porazdelitvi pri ruskih podjetjih. Kot ključni razlog za prikazovanje višjega dobička navajata odnose z upniki (bankami), saj si tako podjetja zagotovijo zadolževanje pod ugodnejšimi pogoji.

Burgstahler, Hail in Leutz (2006) proučujejo uravnavanje dobička v evropskih podjetjih v javni in zasebni lasti. Pri tem ugotavljajo, da je zaznati več uravnavanja dobička pri podjetjih v zasebni lasti. Na manjše uravnavanje dobička vpliva tudi močna pravna država.

Garrod, Ratej Pirkovič in Valentinčič (2007) proučujemo uravnavanje dobička pri malih podjetjih v zasebni lasti v Sloveniji. Pri tovrstnih podjetjih sta lastništvo in upravljanje tesno povezani, zato je vpliv asimetrije informacij in agentskih odnosov nizek. V članku ugotavljamo, da ta podjetja uravnavajo dobiček z namenom minimizacije sedanje vrednosti plačila davkov. Ker pa podjetja z večjim uravnavanjem dobička povečujejo tveganje davčnega nadzora, se pri uravnavanju dobička srečamo z omejitvijo, da podjetja sicer zmanjšujejo prikazani dobiček (in s tem davčne obveznosti), vendar le do majhnih pozitivnih vrednosti.

Garrod, Kosi in Valentinčič (2008) na vzorcu malih slovenskih podjetij ugotavljajo uporabo odpisov sredstev kot orodja za uravnavanje dobička. Pri tem ugotovijo, da je obseg prirejanja poslovnega izida odvisen od velikosti podjetja, in sicer čim večje je podjetje, tem manjši je obseg prirejanja poslovnega izida navzdol, da bi podjetje zmanjšalo plačilo davka.

Burgstahler in Dichev (1997), DeGeorge et al. (1999) ter Gontcharov in Zimmerman (2006) pri ugotavljanju skoka v porazdelitvi uporabljajo predpostavko normalne porazdelitve, za katero pa ni nujno, da je izpolnjena.

Mnogi statistični testi vsebujejo med predpostavkami normalnost porazdelitve podatkov, transformiranih podatkov ali pa vsaj normalno porazdelitev napak. Na dejanskih podatkih pa večkrat ugotovimo, da nič od tega ni v resnici normalno porazdeljeno. McLeay in Stevenson (2007) ugotavljata, da so porazdelitve, ki se najbolje prilegajo posameznim računovodskim kazalnikom, različne in da so lahko celo za isti kazalnik v različnih letih različne. Celó samo s tem, da pri podatkih za neki kazalnik v danem letu na različne načine



izločimo skrajne vrednosti, lahko dobimo različne porazdelitve, ki se najboljše prilagodijo danim podatkom o tem kazalniku.

Zato smo Garrod, Ratej Pirkovič in Valentinčič (2006) razvili statistični test, ki ne vsebuje nobene predpostavke o porazdelitvi, razen obstoja končnega matematičnega upanja in standardnega odklona. Test lahko uporabimo za preprosto in robustno testiranje različnih hipotez, ki pa jih moramo znati opisati na način, da definiramo pričakovano število enot v posameznem frekvenčnem razredu.

V disertaciji se ukvarjamo z razvojem in analizo zgoraj omenjenega statističnega testa, ga uporabimo na empiričnih podatkih ter poskušamo rezultate povezati s časovno vzdržnostjo dobička. Pri tem je poudarek na statistični analizi uravnavanja dobička, in ne na iskanju vzrokov za uravnavanje dobička.

Prvo vprašanje, ki si ga zastavljamo, je, kako zaznati nezveznosti v frekvenčnih porazdelitvah dobička. Pri tem proučimo lastnosti predlaganega statističnega testa in poskušamo razširiti njegovo uporabnost. Analiziramo, ali so različni kazalniki uspešnosti podjetja statistično značilno različno porazdeljeni. Analiziramo, ali se pri vseh kazalnikih uspešnosti poslovanja podjetja pojavljajo nezveznosti v porazdelitvah. V drugem delu disertacije analiziramo, ali imajo kazalniki, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, večjo časovno vzdržnost kot kazalniki, na katere ima podjetje manjši vpliv. Analiziramo tudi, ali prihaja do razlik v časovni vzdržnosti kazalnikov uspešnosti poslovanja podjetja med podjetji, katerih kazalniki so še na območju, za katerega ocenjujem, da je zaželeno, in podjetji, katerih kazalniki se bistveno razlikujejo od zaželenih vrednosti. Pri tem uporabimo podatke domačih in tujih podjetij.

Prvi del doktorata se nanaša na razvoj testa  $\tau$  in njegovo primerjavo z drugimi metodami. Cilj tega dela doktorske disertacije je razviti preprost in robusten statističen test z malo predpostavkami, ki ga lahko uporabljamo za testiranje različnih hipotez.

Za uporabo testa najprej uredimo podatke v frekvenčne razrede. Verjetnost, da spada opazovanje v interval  $i$ , označimo s  $p_i$ . Slučajna spremenljivka  $X_i$  je število opazovanj v intervalu  $i$ , z  $\tilde{X}_i$  pa označimo resnično število opazovanj v intervalu  $i$ .  $N$  je število vseh opazovanj v vzorcu. Testno statistiko definiramo s formulo:

$$\tau_i = \frac{\tilde{X}_i - E(X_i)}{\sqrt{\text{var}(X_i)}}.$$

Ob predpostavki, da so dogodki neodvisni, je slučajna spremenljivka  $X_i$  porazdeljena binomsko s parametroma  $(N, p_i)$ . Verjetnost  $p_i$  določimo na osnovi naše ničelne hipoteze.

Za določitev kritičnih vrednosti testa uporabimo neenačbo Čebiševa (Grimmet, Stirzaker, 1995), pri kateri sta edina potrebna pogoja za njeno veljavnost obstoj končnega matematičnega upanja in končne variance.

Tako ugotovimo, da je zgornja meja verjetnosti, da absolutna vrednost testa preseže določeno vrednost, obratno sorazmerna s kvadratom te vrednosti.

Analiziramo matematične lastnosti testa. S pomočjo Monte Carlo simulacij preverimo občutljivost in robustnost testa pri zaznavanju nezveznosti v frekvenčnih porazdelitvah podatkov. Pri tem analiziramo vpliv izbire velikosti razreda pri frekvenčni porazdelitvi v okviru smiselnih meja (Scott, 1992) na rezultate. Z Monte Carlo metodo analiziramo občutljivost testa za primerjavo dveh znanih statističnih porazdelitev.

Podobno primerjavo kot med dvema znanima teoretičnima porazdelitvama lahko uporabimo tudi pri primerjavi frekvenčnih porazdelitev dveh množic podatkov. Uporabimo podatke, ki predstavljajo različne kazalnike učinkovitosti poslovanja za isto obdobje. Pri tem se posamezni kazalniki razlikujejo med seboj po tem, ali ima poslovodstvo motiv prirejati dani kazalnik ali ima poslovodstvo možnost prirejati izbrani kazalnik. Analiziramo tudi isti kazalnik uspešnosti za isto množico podjetij v različnih letih. Do razlik v takšnem primeru lahko pride zaradi sprememb gospodarskih razmer in/ali sprememb zakonodaje.

Da ne bi razlik v frekvenčni porazdelitvi kazalnikov uspešnosti poslovanja pripisovali uravnavanju dobička, pa bi bila zanje razlog le različna pričakovana vrednost in razpršenost, v primeru statistično značilnih razlik primerjamo tudi frekvenčne porazdelitve standardiziranih podatkov različnih kazalnikov uspešnosti. Analiziramo, kateri momenti bistveno vplivajo na določanje lastnosti porazdelitev (Durrett, 1996).

Nekateri avtorji zagovarjajo stališče, da je uporaba analize frekvenčne porazdelitve kazalnikov neprimerna, saj že deljenje dveh količin pri majhnih vrednostih zaradi numeričnih težav povzroči nezveznosti v frekvenčni porazdelitvi kazalnika (Durtschi et al., 2006). Zato analiziramo lastnosti porazdelitve slučajne spremenljivke, ki je količnik dveh zveznih slučajnih spremenljivk, in ugotavljamo, ali lahko deljenje povzroči nezveznost v frekvenčni porazdelitvi.

V drugem delu doktorske disertacije na podatkih domačih podjetij (baza Ajpes) in podatkih avstrijskih in britanskih podjetij (baza Amadeus) ugotavljamo povezavo med uravnavanjem dobička in časovno vzdržnostjo dobička. Osnovna hipoteza je, da na uravnavanje kazalnikov uspešnosti vplivata dve stvari, in sicer kolikšen vpliv imajo odločitve podjetja glede izbire računovodske metode na izračun kazalnika in ali ima podjetje motiv in znanje za uravnavanje dobička. Pri tem analiziramo dve hipotezi.

H1: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo verjetnost prirejanja.

H2: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo časovno vzdržnost.

Pri prvi hipotezi torej želimo pokazati, da je verjetnost, da se pojavi nezveznost v frekvenčni

porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, manjša kot verjetnost, da se pojavi nezveznost v frekvenčni porazdelitvi čistega poslovnega izida. Pri drugi hipotezi želimo pokazati, da ima na primer poslovni izid iz poslovanja manjšo časovno vzdržnost kot čisti poslovni izid.

H3: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, katerih vrednosti so na ciljnem območju, imajo večjo časovno vzdržnost kot kazalniki drugih podjetij.

Če iz analize frekvenčne porazdelitve kazalnika uspešnosti sklepamo, da je ciljna vrednost kazalnika malce pozitivna, to pomeni, da želimo pokazati, da je pri razdelitvi podjetij v skupine na podlagi vrednosti kazalnika časovna vzdržnost tega največja pri skupini podjetij z malce pozitivnimi vrednostmi kazalnika.

V prvem delu doktorske disertacije prevladuje uporaba matematičnih in statističnih zakonitosti pri razvoju in ugotavljanju lastnosti testa za ugotavljanje statistične značilnosti odstopanja od hipotetično določene vrednosti. Hipotetične vrednosti so lahko določene na podlagi različnih hipotez, na primer zveznosti porazdelitve, predpostavljene znane porazdelitve, enakosti porazdelitve dveh spremenljivk, enakosti porazdelitve dveh standardiziranih spremenljivk. Poleg tega pri analizi lastnosti testa uporabimo tudi Monte Carlo metode.

V drugem delu doktorske disertacije uporabimo empirični pristop. Analiziramo frekvenčne porazdelitve kazalnikov uspešnosti poslovanja na podatkih domačih in tujih podjetij. Pri tem ugotavljamo nezveznosti v frekvenčni porazdelitvi podatkov, primerjamo frekvenčne porazdelitve dveh kazalnikov uspešnosti poslovanja, primerjamo frekvenčne porazdelitve dveh standardiziranih frekvenčnih porazdelitev kazalnikov uspešnosti in poskušamo ugotoviti, kateri momenti povzročajo razlike v porazdelitvah. Za ugotavljanje časovne vzdržnosti kazalnikov uspešnosti poslovanja podjetja uporabimo regresijo z avtoregresijskim členom

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \beta X_t + \epsilon.$$

Avtoregresija lahko zajame eno ali več preteklih obdobij (Greene, 2003). Za odvisno spremenljivko smo uporabili različne kazalnike uspešnosti podjetij, za pojasnjevalno pa različne kazalnike velikosti podjetij. Izbiro spremenljivk za model opravimo na podlagi rezultatov analize zveznosti porazdelitev različnih umerjenih kazalnikov poslovnega izida.

# 1. METODOLOGIJA

## 1.1 Test $\tau$

Ena od metod proučevanja uravnavanja dobička je testiranje nezveznosti v porazdelitvi kazalnikov dobička ali kazalnikov sprememb dobička. Burgstahler in Dichev (1997) dokazujeta uravnavanje dobička z namenom izogibanja zmanjšanjem dobička ali prikazovanjem izgube. Degeorge et al. (1999) dodatno dokazujejo uravnavanje dobička z namenom doseganja ali preseganja načrtov.

Burgstahler in Dichev (1997) pri tem uporabljata test zveznosti porazdelitvene funkcije dobičkov, ki predpostavlja normalnost podatkov v testni statistiki. Takeuchi (2004) v svojem članku izboljša izračun variance v testu, ki ga uporabljata Burgstahler in Dichev (1997), vendar ohrani predpostavko normalne porazdelitve testne statistike in podatkov. Degeorge et al. (1997) oblikujejo drugačen test, ki temelji na razlikah v razmerjih osnovnih podatkov, vendar še vedno predpostavljajo normalno porazdelitev podatkov. V nekaterih primerih je predpostavka o normalnosti podatkov neprimerna ali premočna.

Za razliko od zgoraj navedenih člankov smo v disertaciji razvili test, ki ne vključuje predpostavk o točno določeni porazdelitvi osnovnih podatkov in kljub temu dopušča definiranje zgornje meje verjetnosti z uporabo neenačbe Čebiševa. Potrebna pogoja za uporabo neenačbe Čebiševa sta obstoj končnega matematičnega upanja in obstoj končne variance. Obe predpostavki sta vedno izpolnjeni, če proučevan vzorec vsebuje končno elementov.

Za testiranje točno določenih tipov porazdelitev je dobro poznanih več postopkov, ki jih povzame Rice (1995), poleg tega pa se tovrstni testi pojavljajo tudi v novejših člankih. Bontemps in Meddahi (2005), El-Bassiouny, Sarhan in Al-Garian (2004) ter Zhang in Wu (2005) predpostavljajo normalno ali eksponentno porazdelitev. Pri testih za določitev porazdelitve nekateri celo definirajo različne kritične vrednosti v odvisnosti od velikosti vzorca. Za razliko od tega je predlagani test preprost, uporaben za vse vrste porazdelitev. Uporablja eno zgornjo mejo verjetnosti za poljubno velikost vzorca in je aritmetično nezahteven.

V nadaljevanju bomo predstavili test, njegove lastnosti in načine uporabe. Učinkovitost testa preverjamo z uporabo Monte Carlo simulacij. Proučimo učinkovitost testa za preverjanje zveznosti porazdelitev in za ugotavljanje vrste porazdelitev. Podamo ugotovitve in glavne sklepe o testu.

### 1.1.1 Test in njegove lastnosti

Predlagani test je uporaben za proučevanje različnih hipotez, ki jih je mogoče definirati na

način, da se določi pričakovano število opazovanj v posameznem frekvenčnem razredu. Tako lahko s testom preverjamo, ali porazdelitev neke množice podatkov sledi porazdelitveni funkciji brez skokov oziroma ali lahko neko množico podatkov predstavimo z določeno porazdelitveno funkcijo.

V obeh primerih podatke razvrstimo v končno mnogo disjunktnih intervalov. Verjetnost, da pade eno opazovanje v interval  $i$ , označimo s  $p_i$ . Slučajna spremenljivka  $X_i$  je število opazovanj v intervalu  $i$ , z  $\tilde{X}_i$  pa označimo resnično število opazovanj v intervalu  $i$ .  $N$  je število vseh opazovanj v vzorcu. Testno statistiko definiramo s formulo

$$\tau_i = \frac{\tilde{X}_i - E(X_i)}{\sqrt{\text{var}(X_i)}}.$$

Ob predpostavki, da so dogodki neodvisni, je slučajna spremenljivka  $X_i$  porazdeljena binomsko s parametroma  $(N, p_i)$ , torej je

$$E(X_i) = N \cdot p_i$$

in

$$\text{var}(X_i) = N \cdot p_i \cdot (1 - p_i).$$

Verjetnost  $p_i$  določimo na osnovi naše ničelne hipoteze. V primeru testiranja zveznosti porazdelitve  $X_i$  definiramo  $p_i$  kot neke vrste povprečje sosednjih intervalov. V primeru testiranja, kako dobro se množica podatkov prilega določeni verjetnostni porazdelitvi, pa verjetnost  $p_i$  izpeljemo iz predpostavljene porazdelitve, in sicer v višini verjetnosti, da pri tej porazdelitvi opazovanje pade v izbrani interval.

Za določitev kritičnih vrednosti testa uporabimo neenačbo Čebiševa (Grimmet, Stirzaker, 1995):

Za vsako slučajno spremenljivko  $X$  s končnim matematičnim upanjem  $\mu$  in končno neničelno variance  $\sigma^2$  in poljubno realno število  $\varepsilon > 0$  velja

$$P(|X - \mu| \geq \varepsilon) \leq \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}.$$

Torej sta edina potrebna pogoja za uporabo neenačbe Čebiševa, da je

$$|E(X)| < \infty$$

in

$$\text{var}(X) < \infty,$$

kar pa je izpolnjeno pri vsaki porazdelitvi, ki izhaja iz končne množice podatkov.

Torej lahko v primerih, ko uporabljamo finančne in računovodske podatke, ki jih je vedno končno mnogo, brez dodatnega preverjanja ustreznosti predpostavk uporabljamo neenačbo Čebiševa.

Z njeno uporabo se lahko omejimo zgornjo mejo verjetnosti, da test  $\tau_i$  zavzame vrednost  $k$ .

$$P(|\tau_i| = k) \leq P(|\tau_i| \geq k) = P(|X_i - E(X_i)| \geq k \cdot \sqrt{\text{var}(X_i)}) \leq \frac{\text{var}(X_i)}{k^2 \cdot \text{var}(X_i)}$$

Tako je zgornja meja verjetnosti, da absolutna vrednost testa preseže določeno vrednost, obratno sorazmerna s kvadratom te vrednosti:

$$P(|\tau_i| = k) \leq \frac{1}{k^2}.$$

Absolutne vrednosti testne statistike  $k$  in zgornje meje verjetnosti za te vrednosti so prikazane v tabeli 1.

*Tabela 1: Tabela zgornje meje verjetnosti, da testna statistika preseže določeno vrednost*

<b>Absolutna vrednost testne statistike</b>	<b>Zgornja meja verjetnosti</b>
1	1,0000
2	0,2500
3	0,1111
4	0,0625
5	0,0400
6	0,0278
7	0,0204
8	0,0156
9	0,0123
10	0,0100
11	0,0083
12	0,0069
13	0,0059
14	0,0051
15	0,0044
16	0,0039
17	0,0035
18	0,0031
19	0,0028
20	0,0025

*Vir: lasten izračun.*

Iz zgornje tabele vidimo, da so vrednosti testa za pogosto uporabljene stopnje značilnosti naslednje: za stopnjo značilnosti 10 % je  $|\tau| = 3,1623$ , za stopnjo značilnosti 5 % znaša  $|\tau| = 4,4721$  in za stopnjo značilnosti 1 % je  $|\tau| = 10$ .

Omenjeni test ima nekatere specifične lastnosti, zaradi katerih je še posebej primeren za proučevanje uravnavanja dobička z metodo proučevanja nezveznosti v porazdelitvi.

**Lastnost 1:** Naj bo  $X$  slučajna spremenljivka z  $|E(X)| < \infty$  in  $var(X) < \infty$  in neničelno realno število  $a$ . Za slučajno spremenljivko  $Z = aX$  velja

$$|\tau_Z| = |\tau_X|.$$

Dokaz:

Uporabimo lastnosti matematičnega upanja in variance (Durrett, 1996) in dobimo

$$\begin{aligned} |\tau_Z| &= \left| \frac{aX - E(aX)}{\sqrt{var(aX)}} \right| = \\ &= \frac{|a| \cdot |X - E(X)|}{|a| \cdot \sqrt{var(X)}} = \\ &= \left| \frac{X - E(X)}{\sqrt{var(X)}} \right| = \\ &= |\tau_X|. \end{aligned}$$

□

Torej se absolutna vrednost testa ne spremeni, če je proučevana slučajna spremenljivka pomnožena z neničelnim številom. V primeru uporabe testa za proučevanje uravnavanja dobička to pomeni, da ima večkratnik poljubnega kazalnika uspešnosti enako testno vrednost  $|\tau|$  kot osnovni kazalnik uspešnosti. Torej bi na podlagi zgornje lastnosti sledilo, da testna vrednost za testiranje zveznosti čistega dobička ne bi odstopala od vrednosti za testiranje zveznosti dobička pred davki, saj se čisti dobiček izračuna kot produkt dobička pred davki in neničelnega števila z vrednostjo 1 minus davčna stopnja. Torej je pričakovano, da v primeru, ko je dobiček pred davki zvezna spremenljivka, je tudi čisti dobiček zvezna spremenljivka.

**Lastnost 2:** Naj bosta  $X$  in  $Y$  neodvisni slučajni spremenljivki s končnim matematičnim upanjem in končno varianco,  $a$  in  $b$  pa neničelni realni števili. Potem za slučajno spremenljivko  $Z = aX + bY$  in realno število  $c = \min\left\{\frac{var(X)}{var(Y)}, \frac{var(Y)}{var(X)}\right\}$  velja naslednja neenakost

$$|\tau_Z| \leq \frac{|a|}{\sqrt{a^2 + cb^2}} |\tau_X| + \frac{|b|}{\sqrt{ca^2 + b^2}} |\tau_Y|.$$

Dokaz:

Neenakost izpeljemo upoštevajoč lastnosti matematičnega upanja in variance:

$$|\tau_Z| = \left| \frac{aX + bY - E(aX + bY)}{\sqrt{var(aX + bY)}} \right| =$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{|aX - aE(X)|}{\sqrt{\text{var}(aX + bY)}} + \frac{|bY - bE(Y)|}{\sqrt{\text{var}(aX + bY)}} = \\
&= \frac{|a| \cdot |X - E(X)|}{\sqrt{\text{var}(X)} \cdot \sqrt{a^2 + b^2 \frac{\text{var}(Y)}{\text{var}(X)}}} + \frac{|b| \cdot |Y - E(Y)|}{\sqrt{\text{var}(Y)} \cdot \sqrt{a^2 \frac{\text{var}(X)}{\text{var}(Y)} + b^2}} \leq \\
&\leq \frac{|a| \cdot |X - E(X)|}{\sqrt{\text{var}(X)} \cdot \sqrt{a^2 + cb^2}} + \frac{|b| \cdot |Y - E(Y)|}{\sqrt{\text{var}(Y)} \cdot \sqrt{ca^2 + b^2}} = \\
&= \frac{|a|}{\sqrt{a^2 + cb^2}} |\tau_X| + \frac{|b|}{\sqrt{ca^2 + b^2}} |\tau_Y|.
\end{aligned}$$

□

Torej je absolutna vrednost testne statistike  $|\tau|$  za neničelno linearno kombinacijo dveh neodvisnih slučajnih spremenljivk s končnim matematičnim upanjem in končno varianco manjša ali enaka vsoti absolutnih vrednosti testnih statistik posameznih slučajnih spremenljivk, ki nastopajo v linearni kombinaciji. Dobiček pred davki je razlika dobička iz rednega delovanja in rezultata iz financiranja. Če sta dobiček iz rednega delovanja in rezultat iz financiranja zvezno porazdeljeni spremenljivki, je pričakovano, da bo tudi dobiček pred davki zvezno porazdeljena slučajna spremenljivka.

### 1.1.2 Opis metode

Za proučitev učinkovitosti opisanega testa za testiranje nezveznosti porazdelitev množice podatkov ali ujemanje porazdelitve množice podatkov z določeno slučajno porazdelitvijo je uporabljena metoda Monte Carlo simulacij. Generirajo se množice psevdonaključnih števil, ki so porazdeljene enakomerno, eksponentno ali normalno.

Za uporabo testa se vrednosti razporedijo v končno mnogo disjunktnih intervalov. Za izbiro optimalne širine frekvenčnega intervala je možnih več pristopov, ki so natančneje opisani v Scott (1992). Največja širina intervala sledi iz uporabe Sturgesovega pravila, ki širino določa v skladu z naslednjo formulo

$$h_S = \frac{x_{max} - x_{min}}{1 + \log_2 n},$$

kjer so  $x_{max}$  in  $x_{min}$  največja in najmanjša vrednost množice podatkov in  $n$  število podatkov v dani množici. Najmanjšo širino intervala da uporaba Freedman-Diaconisove formule, ki je definirana kot

$$h_{FD} = \frac{2 \cdot IRQ}{\sqrt[3]{n}},$$

kjer sta  $IRQ$  razdalja med tretjim in prvim kvartilom in  $n$  število podatkov v dani množici.

Pri simulacijah uporabimo oba pristopa k določanju širine intervala. Rezultati testov pri uporabi Sturgesovega pravila ali Freedman-Diaconisove formule za določitev širine



intervala so kvantitativno podobni in kvalitativno enaki, tako da so v nadaljevanju navedeni samo rezultati, dobljeni z uporabo Freedman-Diaconisove formule, ki pa so zaokroženi. Wand (1997) obravnava vpliv izbire širine frekvenčnega razreda na kakovost informacij, prikazanih v histogramu, in poudarja, da je treba izbrati primerno širino razreda, da podatki niso preveč podrobni (v izredni situaciji diskretni) ali premalo podrobni (v izredni situaciji en sam razred).

Verjetnost  $p_i$ , da opazovanje pade v interval  $i$ , določimo na podlagi ničelne hipoteze, ki izhaja iz vrste testa. Za vsak interval izračunamo testno statistiko  $\tau_i$ , nato pa za posamezno simulacijo določimo maksimalno absolutno vrednost testne statistike po vseh intervalih

$$|\tau| = \min_i |\tau_i|.$$

Vsak preizkus izvedemo z 200 ponovitvami in petimi različnimi velikostmi množic generiranih psevdonaključnih števil, in sicer 500, 1000, 5000, 10.000 in 50.000. Za vsako velikost množice generiranih števil v posamezni ponovitvi izračunamo maksimum vrednosti testa po frekvenčnih intervalih, nato pa izračunamo povprečje 200 ponovitev. Povprečje maksimuma konvergira s povečevanjem števila ponovitev in to število je navedeno za vse Monte Carlo simulacije. Simulacije izvedemo z algoritmom, implementiranim v Java, ki ga najdemo med prilogami.

### 1.1.3 Testiranje zveznosti

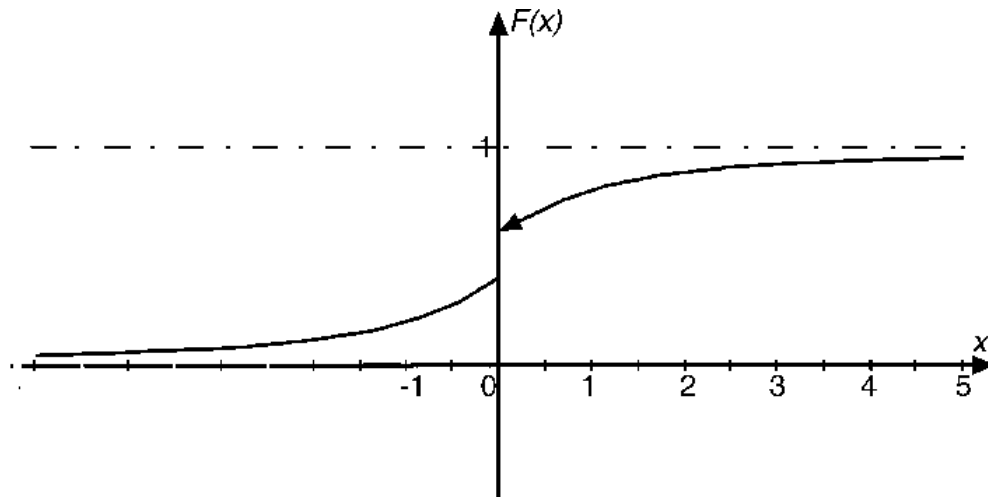
Za testiranje zveznosti definiramo nezveznost v obliki skoka v višini  $\delta$  pri vrednosti  $a$  v porazdelitveni funkciji. Tako ima porazdelitvena funkcija obliko

$$\hat{F}(x) = \begin{cases} (1 - \delta) \int_{-\infty}^x p(t) dt & ; x \leq a \\ \delta + (1 - \delta) \int_{-\infty}^x p(t) dt & ; x > a \end{cases},$$

kjer je  $p(x)$  gostota porazdelitve, ki ji sledijo generirana psevdonaključna števila.

Porazdelitvena funkcija za normalno porazdelitev s skokom v višini  $\delta = 0,2$  pri vrednosti  $a = 0$  je prikazana na sliki 1.

Slika 1: Porazdelitvena funkcija  $F(x)$  s skokom v višini 0,2 pri vrednosti 0



Vir: lasten izračun.

Za testiranje zveznosti porazdelitve je verjetnost, da opazovanje pade v izbrani interval, definirana kot aritmetično povprečje števila opazovanj v dveh sosednjih intervalih

$$p_i = \frac{\tilde{X}_{i-1} + \tilde{X}_{i+1}}{2N},$$

kjer so  $\tilde{X}_{i-1}$  število opazovanj v intervalu levo od izbranega,  $\tilde{X}_{i+1}$  število opazovanj v intervalu desno od izbranega in  $N$  število vseh opazovanj.

Tri različne porazdelitvene funkcije ločeno uporabljimo za generiranje vrednosti  $p(x)$  za simulacije. Skoke generiramo pri  $a = E(X)$ , saj bi pri katerikoli drugi vrednosti enako visok skok pomenil relativno še večje odstopanje in bi ga bilo kvečjemu lažje zaznati. Torej je testiranje skoka pri  $a = E(X)$  najstrožji preizkus testa, ali ta primerno zaznava nezveznosti v porazdelitvi množice podatkov. V preizkusu testa uporabimo skoke v višini 0,00 (to je porazdelitev brez nezveznosti), 0,01, 0,05, 0,10 in 0,20. Torej jih pri generaciji množice  $N$  psevdonaključnih števil  $\delta N$  zavzame vrednost  $a$ , preostalih  $(1 - \delta)N$  števil pa je naključno generiranih v skladu z izbrano porazdelitvijo.

Ničelna hipoteza, ki jo preizkušamo, je v vseh primerih enaka, in sicer

$H_0$ : Porazdelitvena funkcija je zvezna.

Uporabljena je stopnja značilnosti testa pri kritični vrednosti 1 %, kar je enakovredno uporabi testne vrednosti  $|\tau| = 10$ .

Pri uporabi enakomerne porazdelitve  $U(0,1)$  generiramo  $(1 - \delta)N$  psevdonaključnih števil, ki so enakomerno porazdeljena na intervalu med 0 in 1, nadaljnjih  $\delta N$  števil pa zavzame vrednost  $a = 0,5$ . Pri uporabi eksponentne porazdelitve  $EXP(1)$  generiramo  $(1 - \delta)N$  psevdonaključnih števil, ki so eksponentno porazdeljena z  $\lambda = 1$ , nadaljnjih  $\delta N$  števil pa zavzame vrednost  $a = 1$ . Pri uporabi normalne porazdelitve  $N(0,1)$  generiramo  $(1 - \delta)N$  psevdonaključnih števil, ki so normalno porazdeljena z matematičnim upanjem 0 in standardnim odklonom 1, nadaljnjih  $\delta N$  števil pa zavzame vrednost  $a = 0$ . Števila razvrstimo v intervale s širino  $h$ , ki jo določimo tako, da za vsako od porazdelitev izračunamo širino intervala po Freedman-Diaconisovi formuli, nato za vse tri porazdelitve izbreemo enaka širina razreda pri danem številu podatkov, in sicer v zaokroženi vrednosti povprečja vseh treh izračunov.

Tabela 2: Širine razredov v odvisnosti od števila podatkov v množici generiranih tvorjenih števil

Število podatkov	500	1000	5000	10.000	50.000
Širina razreda	0,125	0,100	0,060	0,045	0,025

Vir: lasten izračun.

Za vsak interval v skladu z definirano ničelno hipotezo in iz nje izhajajočo verjetnostjo  $p_i$  izračunamo testno statistika  $\tau_i$ . Za posamezno generacijo psevdonaključnih števil izračunamo največjo vrednost absolutne vrednosti testnih statistik za posamezne intervale. Pod enakimi predpostavkami za vsako generacijo psevdonaključnih števil in izračune izvedemo 200 ponovitev. Kot rezultat prikažemo povprečje dvesto maksimalnih vrednosti absolutne vrednosti testne statistike  $\tau_i$ . Rezultati so za posamezne porazdelitve predstavljeni v tabelah, ki sledijo.

Tabela 3: Povprečja maksimumov testne vrednosti  $|\tau|$  pri 200 ponovitvah generacije enakomerne porazdelitve pri različnih številih podatkov in različnih višinah skoka

Višina skoka	Število podatkov				
	500	1000	5000	10.000	50.000
<b>0,00</b>	1,9484	2,1585	2,4184	2,5537	2,8815
<b>0,01</b>	2,0786	2,2821	3,3593	4,9189	14,2962
<b>0,05</b>	3,3931	5,1277	14,5292	23,4044	69,7011
<b>0,10</b>	6,5320	10,0302	27,9869	45,7671	135,4148
<b>0,20</b>	11,9737	18,8393	53,1264	86,2768	255,6721

Vir: lasten izračun.

Pri nobeni velikosti vzorca za enakomerno porazdelitev ničelne hipoteze pri stopnji značilnosti 1 % ne zavrnamo v primeru, ko porazdelitev nima skoka, torej ko je  $\delta = 0$ . Zavrnitev ničelne hipoteze za porazdelitve s skokom je odvisna od velikosti vzorca in velikosti skoka. Za majhen vzorec s 500 podatki ničelno hipotezo zavrnamo šele pri velikem skoku z  $\delta = 0,20$ , in ne za manjše skoke. Pri večjem vzorcu, ki vsebuje 1000 podatkov, ničelno hipotezo zavrnamo že pri skoku v velikosti  $\delta = 0,10$ . Učinkovitost testa za zaznavanje skokov narašča z velikostjo vzorca, tako ničelno hipotezo pri vzorcu s 5000

podatki zavrnejo že pri skoku  $\delta = 0,05$ . Za vzorce s 50.000 opazovanji ali več pa ničelno hipotezo zavrnejo že pri skoku  $\delta = 0,01$ .

*Tabela 4: Povprečja maksimumov testne vrednosti  $|\tau|$  pri 200 ponovitvah generacije eksponentne porazdelitve pri različnih številih podatkov in različnih višinah skoka*

Višina skoka	Število podatkov				
	500	1000	5000	10.000	50.000
<b>0,00</b>	2,9062	2,9471	3,1968	3,1657	3,4543
<b>0,01</b>	2,9027	3,0203	4,7656	7,9760	23,3599
<b>0,05</b>	5,2843	8,4651	23,3840	38,3450	114,5628
<b>0,10</b>	10,4685	16,3054	45,7809	75,1097	223,1757
<b>0,20</b>	19,7660	30,9563	85,6207	141,1279	421,6777

*Vir: lasten izračun.*

Pri nobeni velikosti vzorca za eksponentno porazdelitev ničelne hipoteze pri stopnji značilnosti 1 % ne zavrnejo v primeru, ko porazdelitev nima skoka, torej ko je  $\delta = 0$ . Zavrnitev ničelne hipoteze za porazdelitve s skokom je odvisna od velikosti vzorca in velikosti skoka. Za majhen vzorec s 500 podatki ničelno hipotezo zavrnejo pri večjem skoku  $\delta = 0,10$ , in ne za manjše skoke. Učinkovitost testa za zaznavanje skokov narašča z velikostjo vzorca, tako ničelno hipotezo pri vzorcu s 5000 podatki zavrnejo že pri skoku  $\delta = 0,05$ . Za vzorce s 50.000 opazovanji ali več pa ničelno hipotezo zavrnejo že pri skoku  $\delta = 0,01$ .

*Tabela 5: Povprečja maksimumov testne vrednosti  $|\tau|$  pri 200 ponovitvah generacije normalne porazdelitve pri različnih številih podatkov in različnih višinah skoka*

Višina skoka	Število podatkov				
	500	1000	5000	10.000	50.000
<b>0,00</b>	3,3044	3,2525	3,4338	3,6711	3,7812
<b>0,01</b>	3,1539	3,3717	4,9778	7,5896	22,3958
<b>0,05</b>	5,0024	7,9856	22,5269	36,8042	110,1699
<b>0,10</b>	9,8298	15,3370	44,0655	71,7318	213,1910
<b>0,20</b>	18,8540	28,9714	83,1591	134,2012	402,5873

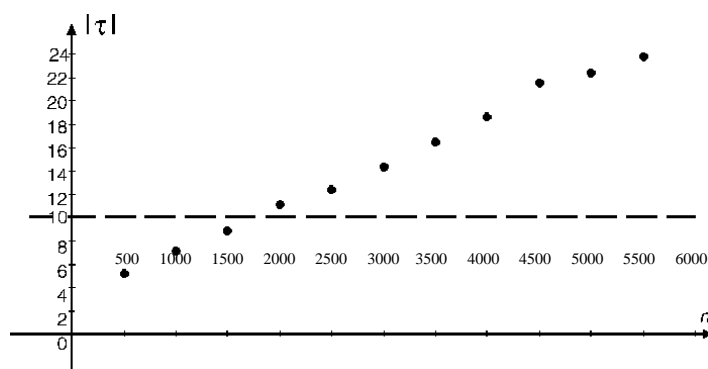
*Vir: lasten izračun.*

Pri nobeni velikosti vzorca za normalno porazdelitev ničelne hipoteze pri stopnji značilnosti 1 % ne zavrnejo v primeru, ko porazdelitev nima skoka, torej ko je  $\delta = 0$ . Za majhen vzorec s 500 podatki ničelno hipotezo zavrnejo šele pri velikem skoku  $\delta = 0,20$ , in ne za manjše skoke. Pri večjem vzorcu, ki vsebuje 1000 podatkov, ničelno hipotezo zavrnejo pri skoku v velikosti  $\delta = 0,10$ . Učinkovitost testa za zaznavanje skokov narašča z velikostjo vzorca, tako ničelno hipotezo pri vzorcu s 5000 podatki zavrnejo že pri skoku  $\delta = 0,05$ . Za vzorce s 50.000 opazovanji ali več pa ničelno hipotezo zavrnejo že pri skoku  $\delta = 0,01$ .

S slike 2 je razvidno, da učinkovitost testa za ustrezno zaznavo skoka v višini 5 % vzorca narašča s povečevanjem vzorca. V primeru normalne porazdelitve test zavrne skok v višini

5 % opazovanj pri velikosti vzorca 2000 ali skok v višini 2,5 % opazovanj pri velikosti vzorca 5000 pri stopnji značilnosti 1 %.

Slika 2: Povprečja maksimumov testne vrednosti  $|\tau|$  za skok višine  $\delta = 0,05$  pri 200 ponovitvah generacije normalne porazdelitve pri različnih velikostih vzorca  $n$



Vir: lasten izračun.

V primerjavi s testom, uporabljenim v Takeuchi (2004), zgoraj obravnavani test ne predpostavlja normalne ali kakšne druge specifične porazdelitve obravnavanih podatkov. Glede na to, da je ena od metod proučevanja uravnavanja dobička analiziranje nezveznosti v porazdelitvah različnih kazalnikov dobičkonosnosti, kjer je predpostavka o normalnosti porazdelitve pogosto premočna, predlagani test zagotavlja robustnejši pristop za tovrstne študije. Tako bo nezveznost z zgoraj obravnavanim testom vedno zaznana tudi s testom, uporabljenim v Burgstahler in Dichev (1997) oziroma v Takeuchi (2004), medtem ko nasprotno ne velja nujno, saj predlagani test ne vsebuje predpostavke o normalnosti porazdelitve obravnavanih podatkov.

#### 1.1.4 Testiranje vrste porazdelitve

Predlagani test  $\tau$  lahko uporabljamo za preizkušanje kakršnihkoli hipotez, ki jih lahko definiramo prek določitve verjetnosti, da posamezno opazovanje pade v določen frekvenčni interval. V nadaljevanju proučimo učinkovitost preizkus testa za določanje vrste porazdelitve v odvisnosti od različnih vrst porazdelitve in velikosti vzorca.

Za preizkus hipoteze o vrsti porazdelitve je uporabljen test na podoben način kot pri analizi učinkovitosti testa za določanje nezveznosti v porazdelitvi. Bistvena razlika je v načinu, kako določimo  $p_i$ . Pri preizkusu nezveznosti je verjetnost, da neko opazovanje pade v določen frekvenčni interval, določena kot aritmetična sredina števila opazovanj v dveh sosednjih intervalih. Pri preizkusu vrste porazdelitve pa verjetnost  $p_i$  definiramo kot verjetnost, da posamezno opazovanje pade v določen frekvenčni razred pri porazdelitvi, ki je določena v ničelni hipotezi

$$p_i = \int_{a_i}^{a_{i+1}} p(x) dx ,$$

kjer so  $a_i$  in  $a_{i+1}$  spodnja in zgornja meja  $i$ -tega intervala in je  $p(x)$  gostota porazdelitve v ničelni hipotezi predpostavljene porazdelitve. Za proučitev učinkovitosti opisanega testa za testiranje ujemanja porazdelitve množice podatkov z določeno slučajno porazdelitvijo uporabimo metodo Monte Carlo simulacij. Generiramo množice psevdonaključnih števil, ki so porazdeljene enakomerno, eksponentno ali normalno. Z Monte Carlo metodo generiramo 200 vzorcev psevdonaključnih števil, ki so porazdeljeni enakomerno, eksponentno ali normalno. Vsak preizkus izvedemo s petimi različnimi velikostmi množic generiranih psevdonaključnih števil, in sicer 500, 1000, 5000, 10.000 in 50.000. Za vsako velikost množice generiranih števil v posamezni ponovitvi izračunamo maksimum vrednosti testa po frekvenčnih intervalih, nato pa izračunamo povprečje 200 ponovitev. Povprečje maksimuma konvergira s povečevanjem števila ponovitev in to število je navedeno za vse Monte Carlo simulacije. Preizkušamo tri različne ničelne hipoteze glede vrste porazdelitve. Uporabljena je stopnja značilnosti testa pri kritični vrednosti 1 %, kar je enakovredno uporabi testne vrednosti  $|\tau| = 10$ .

Za preizkus ničelne hipoteze

$H_0$ : Porazdelitev je enakomerna,

za definiranje  $p_i$  uporabimo naslednjo gostoto porazdelitve:

$$p(x) = \begin{cases} 1 & ; \quad 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & ; \quad \text{sicer} \end{cases} .$$

Rezultati preizkusa ničelne domneve o enakomerni porazdelitve podatkov so prikazani v spodnji tabeli.

*Tabela 6: Povprečja maksimumov testne vrednosti  $|\tau|$  testa enakomerne porazdelitve pri 200 ponovitvah generacije različnih porazdelitev pri različnih številih podatkov*

Vrsta porazdelitve	Število podatkov				
	500	1000	5000	10.000	50.000
<b>UNI (0,1)</b>	1,6295	1,7118	2,0181	2,2047	2,4208
<b>EXP (1)</b>	8,1906	10,1813	17,1483	20,7699	34,2164
<b>N (0,1)</b>	8,4468	10,5335	17,8379	21,6573	35,7025

*Vir: lasten izračun.*

Pri nobeni velikosti vzorca ne zavrnamo ničelne hipoteze o enakomernosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 % v primeru, ko je generirana porazdelitev v resnici enakomerna. Za majhen vzorec s 500 podatki ne zavrnamo ničelne hipoteze o enakomernosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 % v primeru, ko je generirana porazdelitev eksponentna ali normalna. V primeru uporabe stopnje značilnosti 5 %, ki ji ustreza kritična vrednost  $|\tau| =$

4,4721, pa bi ničelno hipotezo zavrnil v primeru, ko je v resnici generirana porazdelitev eksponentna ali normalna. Pri vzorcih, ki vsebujejo 1000 podatkov ali več, ničelno hipotezo pri stopnji značilnosti 1 % ustrezno zavrnmemo v primeru, ko je v resnici generirana porazdelitev eksponentna ali normalna. Učinkovitost testa za določanje vrste porazdelitve narašča z velikostjo vzorca.

Za preizkus ničelne hipoteze

$H_0$ : Porazdelitev je eksponentna,

za definiranje  $p_i$  uporabimo naslednjo gostoto porazdelitve:

$$p(x) = \begin{cases} e^{-x} & ; x \geq 0 \\ 0 & ; x < 0 \end{cases}$$

Rezultati preizkusa ničelne domneve o eksponentni porazdelitvi podatkov so prikazani v spodnji tabeli.

*Tabela 7: Povprečja maksimumov testne vrednosti  $|\tau|$  testa eksponentne porazdelitve pri 200 ponovitvah generacije različnih porazdelitev pri različnih številih podatkov*

Vrsta porazdelitve	Število podatkov				
	500	1000	5000	10.000	50.000
<b>UNI (0,1)</b>	8,4686	10,7079	17,3615	22,0770	37,2169
<b>EXP (1)</b>	2,1868	2,3489	2,4543	2,6083	2,7844
<b>N (0,1)</b>	22,7925	26,3648	40,7089	48,0359	76,5372

*Vir: lasten izračun.*

Pri nobeni velikosti vzorca ne zavrnmemo ničelne hipoteze o eksponentni porazdelitvi pri stopnji značilnosti 1 % v primeru, ko je generirana porazdelitev v resnici eksponentna. Za majhen vzorec s 500 podatki ničelne hipoteze o eksponentni porazdelitvi pri stopnji značilnosti 1 % ne zavrnmemo v primeru, ko je generirana porazdelitev enakomerna. V primeru uporabe stopnje značilnosti 5 %, ki ji ustreza kritična vrednost  $|\tau| = 4,4721$ , pa bi ničelno hipotezo zavrnil v primeru, ko je v resnici generirana porazdelitev enakomerna. Pri vzorcih, ki vsebujejo 1000 podatkov ali več, ničelno hipotezo pri stopnji značilnosti 1 % ustrezno zavrnmemo v primeru, ko je v resnici generirana porazdelitev enakomerna. Za vse velikosti vzorca zavrnmemo ničelno hipotezo o eksponentni porazdelitvi pri stopnji značilnosti 1 % v primeru, ko je generirana porazdelitev v resnici normalna. Učinkovitost testa za določanje vrste porazdelitve narašča z velikostjo vzorca.

Za preizkus ničelne hipoteze

$H_0$ : Porazdelitev je normalna,

za definiranje  $p_i$  uporabimo naslednjo gostoto porazdelitve

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}.$$

Rezultati preizkusa ničelne domneve o normalni porazdelitvi podatkov so prikazani v spodnji tabeli.

*Tabela 8: Povprečja maksimumov testne vrednosti  $|\tau|$  testa normalne porazdelitve pri 200 ponovitvah generacije različnih porazdelitev pri različnih številih podatkov*

Vrsta porazdelitve	Število podatkov				
	500	1000	5000	10.000	50.000
UNI (0,1)	12,6418	16,1354	26,3830	32,8688	55,1542
EXP (1)	8,7329	10,6224	16,8131	20,2839	33,6126
N (0,1)	2,3925	2,5851	2,7125	2,7765	2,9550

*Vir: lasten izračun.*

Pri nobeni velikosti vzorca ne zavrnemo ničelne hipoteze o normalni porazdelitvi pri stopnji značilnosti 1 % v primeru, ko je generirana porazdelitev v resnici normalna. Za majhen vzorec s 500 podatki ničelne hipoteze o normalni porazdelitvi pri stopnji značilnosti 1 % ne zavrnemo v primeru, ko je generirana porazdelitev normalna. V primeru uporabe stopnje značilnosti 5 %, ki ji ustreza kritična vrednost  $|\tau| = 4,4721$ , pa bi ničelno hipotezo zavrnili v primeru, ko je v resnici generirana porazdelitev eksponentna. Pri vzorcih, ki vsebujejo 1000 podatkov ali več, ničelno hipotezo pri stopnji značilnosti 1 % ustrezno zavrnemo v primeru, ko je v resnici generirana porazdelitev eksponentna. Za vse velikosti vzorca ničelno hipotezo o normalni porazdelitvi pri stopnji značilnosti 1 % zavrnemo v primeru, ko je generirana porazdelitev v resnici enakomerna. Učinkovitost testa za določanje vrste porazdelitve narašča z velikostjo vzorca.

Test se lahko uporabi za preverjanje poljubnega tipa porazdelitve, ne samo za tri porazdelitve, uporabljene zgoraj. Niti ni nobene zahteve, da bi morale biti porazdelitve zvezne. Test se lahko uporablja za diskretne in mešane porazdelitve (zvezne z masnimi točkami), s tem da se določi verjetnost, da posamezno opazovanje pade v interval  $i$ .

#### 1.1.4 Povzetek analize testa

Predlagani test je preprosta in robustna metoda za testiranje nezveznosti v porazdelitvi podatkov, ob tem da ne zahteva nobenih predpostavk o porazdelitvi podatkov. Test je ob primerno definiranih verjetnostih za posamezen interval učinkovit tudi pri ugotavljanju porazdelitve pri končnih vzorcih podatkov. Simulacije kažejo na robustnost testa v obeh primerih.

Pri vzorcih s 1000 ali več opazovanji s testom ustrezno klasificiramo vrsto porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 %. Učinkovitost testiranja nezveznosti je odvisna od velikosti vzorca, vrste porazdelitve in velikosti skoka. Za vzorce s 5000 ali več opazovanji s testom ustrezno



zavrne ničelno hipotezo o zveznosti za skoke s 5 % ali več opazovanj pri stopnji značilnosti 1 % pri vseh treh porazdelitvah. Ko velikost vzorca naraste na 10.000 ali več opazovanj, test zavrne ničelno hipotezo o zveznosti pri skoku velikosti 1 % opazovanj pri stopnji značilnosti 1 %.

V nasprotju s testi, uporabljenimi pri proučevanju nezveznosti v porazdelitvi dobička, v preteklosti predlagani test ne vključuje nobenih predpostavk o porazdelitvi podatkov v vzorcu in kljub temu omogoča definiranje zgornje meje verjetnosti, da testna statistika preseže določeno vrednost.

Predlagani test je uporabljen v nekaterih novejših raziskavah uravnavanja dobička. Prvič smo test predstavili na konferenci European Accounting Association leta 2004 v Pragi pri analizi podatkov slovenskih podjetij, v Garrod at al. (2006) pa je test natančno opisan. Mörec (2006) uporabi predlagani test pri analizi uporabe škodnih rezervacij kot možnega mehanizem računovodskega prirejanja poslovne uspešnosti v slovenskih zavarovalnicah. Cho (2011) proučuje optimizem pri napovedovanju dobička japonskih podjetij, kar izhaja iz izogibanja napovedovanja izgube manjšega dela podjetij v vzorcu. Li (2011) ugotavlja, da je uravnavanje dobička izrazitejše pri kitajskih podjetjih kot pri ameriških. Večja nagnjenost poročanja dobička nič pri kitajskih podjetjih je povezana z državnim lastništvom, obveznostjo poročanja državnim strukturam in nahajanjem v manj tržno usmerjenih regijah Kitajske. Garmaise (2013) analizira večjo nagnjenost ameriških jemalcev hipotekarnih posojil k poročanju vrednosti lastnih sredstev nad izbrano mejo v primerjavi s poročanjem vrednosti pod to mejo. Pri teh posojilojemalcih je izkazana tudi večja verjetnost za nastop težav pri odplačevanju posojil.

## 1.2 Porazdelitev $\frac{X}{Y}$

V literaturi se pojavljajo dvomi v ustreznost proučevanja uravnavanja dobička z uporabo metode nezveznosti v porazdelitvi kazalnikov dobička. Durtschi in Easton (2005) zagovarjata tezo, da nezveznosti v okolici vrednosti nič niso posledica uravnavanja dobička, ampak so posledica numeričnega vpliva izbire in uporabe deflatorja pri izračunu proučevanega kazalnika dobičkonosnosti. Poleg deflatorja naj bi na nastanek nezveznosti v porazdelitvi vplivale tudi značilnosti izbranih podjetij in merila izbora proučevanega vzorca. Zato bodo v tem poglavju analizirane teoretične osnove za določanje porazdelitve količnika dveh slučajnih spremenljivk.

Rice (1995) obravnava porazdelitve funkcij več slučajnih spremenljivk, med drugim tudi kvocient. Naj bosta  $X$  in  $Y$  zvezni slučajni spremenljivki s skupno gostoto porazdelitve  $f$  in naj bo  $Z = \frac{Y}{X}$ . Iz izpeljave gostote porazdelitve  $f_Z$  za slučajno spremenljivko  $Z$  ni razvidnega razloga za nastanek nezveznosti zaradi definicije kvocienta dveh zveznih slučajnih

spremenljivk. Porazdelitvena funkcija  $Z$  je enaka

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z \leq z) \\ &= \int_{-\infty}^0 \int_{xz}^{\infty} f(x, y) dy dx + \int_0^{\infty} \int_{-\infty}^{xz} f(x, y) dy dx. \end{aligned}$$

Z integriranjem skupne gostote slučajnih spremenljivk  $f$ , ki je zvezna funkcija, po različnih območjih ni razloga za nastanek nezveznosti.

Z uvedbo nove spremenljivke  $y = xv$  in zamenjavo vrstnega reda integriranja se izraz preoblikuje v

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= \int_{-\infty}^0 \int_z^{\infty} xf(x, xv) dv dx + \int_0^{\infty} \int_{-\infty}^z xf(x, xv) dv dx \\ &= \int_{-\infty}^z \int_{-\infty}^{\infty} |x| f(x, xv) dv dx. \end{aligned}$$

Uvedba nove spremenljivke, preoblikovanje izraza in sprememba vrstnega reda integriranja ne povzročijo nastanka nezveznosti.

Ko se dobljeni izraz odvaja po spremenljivki  $z$ , ki nastopa kot zgornja meja zunanjega integrala, je rezultat gostota porazdelitve slučajne spremenljivke  $Z$

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} |x| f(x, xz) dx,$$

ki je zvezna funkcija, saj je integral zvezne funkcije.

V primeru, ko sta slučajni spremenljivki  $X$  in  $Y$  neodvisni, je  $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$  in se lahko gostota porazdelitve kvocienta zapiše kot

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} |x| f_X(x) f_Y(xz) dx.$$

Rice (1995) obravnava tudi primer, ko sta  $X$  in  $Y$  neodvisni standardni normalni porazdelitvi. Potem je porazdelitev kvocienta opisana z gostoto porazdelitve

$$f_Z(z) = \frac{1}{\pi(z^2 + 1)}.$$

To je standardna Cauchyjeva porazdelitev, ki ima podobno kot normalna obliko zvonca, se pa od nje razlikuje po debelejših repih, ki se počasneje približujejo vrednosti 0, kot pri normalni porazdelitvi.

Postopek izračuna gostote porazdelitve kvocienta  $Z$  ne da razloga, da bi zaradi samega deljenja dveh zveznih slučajnih spremenljivk prišlo do nastanka nezveznosti pri 0. Razlaga vpliva izračuna kvocienta na vrednosti je povsem drugačna. V primeru ko ima slučajna spremenljivka  $X$ , s katero se deli, precejšnjo verjetnost, da zavzame vrednosti blizu 0, povzroči večjo verjetnost pojavljanja velikih absolutnih vrednosti rezultatov kvocienta. Tako kot je v primeru kvocienta dveh standardnih normalnih porazdelitve lastnost Cauchyjeve porazdelitve, da ima debelejšo repe.

Cedilnik, Košmelj in Blejec (2004) proučujejo lastnosti porazdelitve kvocienta dveh poljubnih normalnih porazdelitev  $X \sim N(\mu_X, \sigma_X)$  in  $Y \sim N(\mu_Y, \sigma_Y)$  s korelacijskim koeficientom  $\text{Cor}(X, Y) = \rho$ . V primeru, ko sta  $\mu_X = \mu_Y = 0$ , je kvocient Cauchyjeva porazdelitev. Za kvocient normalnih porazdelitev z neničelnim matematičnim upanjem, različnim od 0, pa je gostota porazdelitve sestavljena iz dveh dejavnikov, en je Cauchyjeva porazdelitev, drugi pa zelo zapletena funkcija. Porazdelitev ima tako kot Cauchyjeva debele repe in njeno matematično upanje ne obstaja.

Cedilnik, Košmelj in Blejec (2006) obravnavajo pogoje za slučajne porazdelitve  $X$  in  $Y$ , pri katerih obstajajo momenti porazdelitve  $Z = \frac{Y}{X}$ . Za obstoj momentov je ključno obnašanje spremenljivke  $X$  za vrednosti v okolici 0. V primeru, ko je  $X$  normalna porazdelitev, noben od momentov ne obstaja.

Iz analize obnašanja porazdelitve kvocientov dveh zveznih slučajnih spremenljivk ni razvidnega razloga, da bi zaradi deljenja prišlo do nastanka nezveznosti v okolici točke 0. Je pa v nekaterih primerih posledica deljenja z vrednostmi blizu 0 neobstoja momentov kvocientne porazdelitve.

McLeay (1997) obravnava različne možnosti kvocientnih porazdelitev, ki se pojavljajo pri finančnih kazalnikih. Finančne podatke razdeli v dve skupini:

- Sumarne postavke, ki so vedno seštevek pozitivnih vrednosti, označi z  $\Sigma$ . Te so navzdol omejene z 0 in navzgor neomejene. Za njih predpostavlja lognormalno porazdelitev.
- Neto postavke, ki so razlika sumarnih postavk, označi z  $\Delta$ . Te so navzgor in navzdol neomejene. Za njih predpostavlja normalno porazdelitev.

Pri tako razvrščenih finančnih podatkih se pojavljajo tri skupine finančnih kazalnikov:

- V primeru, ko je finančni kazalnik količnik dveh sumarnih postavk, je ob predpostavki, da sta finančna podatka porazdeljena lognormalno, tudi količnik porazdeljen lognormalno.
- V primeru, ko je finančni kazalnik količnik neto postavke in sumarne postavke, je ob predpostavki, da je neto postavka porazdeljena normalno, sumarna postavka pa

lognormalno, količnik porazdeljen po t-porazdelitvi.

- V primeru, ko je finančni kazalnik količnik dveh neto postavk, pa ob predpostavki normalne porazdelitve finančnih podatkov, količnik sledi Cauchyjevi porazdelitvi.

V doktoratu uporabljamo količnike različnih poslovnih izidov ulomljeno s celotnimi sredstvi, poslovnimi prihodki ali čistimi prihodki od prodaje. Glede na razdelitev kazalnikov v McLeay (1997), uporabljamo neto postavko ulomljeno s sumarno postavko. Tovrsten kazalnik naj bi v vseh primerih sledil t-porazdelitvi. McLeay (1986) obravnava različne t-porazdelitve, ki se najboljše prilegajo posameznim finančnim kazalnikom. Skupna lastnost vseh t-porazdelitev je simetričnost, ne glede na to, kakšne stopinje prostosti uporabimo.

*Tabela 9: Lastnosti finančnih kazalnikov za slovenska, avstrijska in britanska podjetja za leto 2014*

	<b>Količnik aritmetičnih sredin</b>	<b>Aritmetična sredina količnika</b>	<b>Asimetričnost</b>
<b>Slovenija</b>			
Poslovni izid iz poslovanja umerjen s celotnimi sredstvi	0,0318	-0,2576	-130,51
Poslovni izid iz poslovanja umerjen s poslovnimi prihodki	0,0355	-6,6155	-223,31
Celotni poslovni izid umerjen s celotnimi sredstvi	0,0179	-0,3112	-145,32
Celotni poslovni izid umerjen s poslovnimi prihodki	0,0200	-210,7951	-223,61
Čisti poslovni izid umerjen s celotnimi sredstvi	0,0133	-0,3257	-149,07
Čisti poslovni izid umerjen s poslovnimi prihodki	0,0149	-211,8442	-223,61
<b>Avstrija</b>			
Poslovni izid iz poslovanja umerjen s celotnimi sredstvi	0,0390	0,0517	-2,89
Poslovni izid iz poslovanja umerjen s poslovnimi prihodki	0,0399	-4,4482	-52,95
Celotni poslovni izid umerjen s celotnimi sredstvi	0,0483	0,0555	-3,30
Celotni poslovni izid umerjen s poslovnimi prihodki	0,0495	-3,5473	-46,54
Čisti poslovni izid umerjen s celotnimi sredstvi	0,0400	0,0493	25,12

	<b>Količnik aritmetičnih sredin</b>	<b>Aritmetična sredina količnika</b>	<b>Asimetričnost</b>
Čisti poslovni izid umerjen s poslovnimi prihodki	0,0410	-3,5745	-46,53
<b>Velika Britanija</b>			
Poslovni izid iz poslovanja umerjen s celotnimi sredstvi	0,0352	49,4855	113,73
Poslovni izid iz poslovanja umerjen s poslovnimi prihodki	0,0678	-5,5784	-170,95
Celotni poslovni izid umerjen s celotnimi sredstvi	0,0317	93,0017	284,20
Celotni poslovni izid umerjen s poslovnimi prihodki	0,0678	20,4218	208,65
Čisti poslovni izid umerjen s celotnimi sredstvi	0,0272	88,4023	283,12
Čisti poslovni izid umerjen s poslovnimi prihodki	0,0583	20,3786	211,48

*Vir: baza Ajpes; baza Amadeus; lasten izračun.*

Na podlagi vrednosti v zgornji tabeli sklepamo, da finančna podatka, ki ju uporabimo za izračun kazalnika, nista neodvisna, saj je v vseh primerih razlika med vrednostjo aritmetične sredine količnika in količnikom aritmetičnih sredin. Porazdelitev vseh kazalnikov je asimetrična, iz česar sklepamo, da se pri nobenem od kazalnikov porazdelitev ne ujema s t-porazdelitvijo.

### **1.3 Regresijski model z avtoregresijskim členom**

Za proučevanje časovne vzdržnosti dobička se uporabljajo različni pristopi, kot so:

- prehodna matrika med razredi podjetij;
- avroregresija;
- korelacijski koeficient.

Mueller (1977) analizira podatke ameriških podjetij s pomočjo prehodne matrike med osmimi razredi podjetij, ki jih definira na podlagi celotnega poslovnega izida umerjenega s celotnimi sredstvi. Preizkuša hipotezo, da se umerjeni poslovni izidi približujejo panožnemu povprečju. Na podlagi rezultatov, da je podjetje iz razreda z najvišjim umerjenim poslovnim izidom po 20 letih še vedno v najvišjem razredu z verjetnostjo 0,38, zavrne hipotezo o

približevanju panožnemu povprečju in potrdi obstoj časovne vzdržnosti dobička.

Badr in Kwan (1996) s pomočjo avtoregresije primerjata napovedovanje poslovnega izida in napovedovanje denarnega toka s pomočjo velikosti, ravni zalog, kapitalске intenzivnosti, konkurenčnosti v panogi in trajnosti proizvodov. Z uporabljenimi spremenljivkami bolje pojasnita denarne tokove kot pa poslovne izide, saj je pri pojasnjevanju denarnih tokov vpliv vseh uporabljenih spremenljivk statistično značilen, pri pojasnjevanju poslovnega izida pa le velikost podjetja in trajnost proizvodov. Na podlagi tega sklepata, da na poslovni izid poleg ekonomskih faktorjev vpliva tudi izbira računovodske metode. Avtokorelacijski koeficient je višji pri poslovnem izidu kot pri denarnem toku.

Green (1999) na podatkih britanskih podjetij z avtoregresijo analizira časovno vzdržnost poslovnega izida, pri čemer ločeno obravnava vpliv denarnih tokov in nedenarnih komponent poslovnega izida, kot so amortizacija in spremembe obratnega kapitala brez denarja. V različnih modelih uporablja kot pojasnjevalno spremenljivko tako vrednosti kot spremembe posameznih faktorjev. V primeru podjetij, pri katerih je nizka korelacija med poslovnim izidom in denarnim tokom, ugotavlja večjo pojasnjevalno moč denarnega toka.

Richardson, Sloan, Soliman in Tuna (2005) dopolnijo nabor nedenarnih komponent z vplivom na poslovni izid s spremembami neto vrednosti dolgoročnih osnovnih sredstev in spremembami neto vrednosti finančnih sredstev. Ugotavljajo, da manj zanesljivi podatki povzročajo dodatne težave pri njihovi pripoznavi v računovodskih izkazih in znižujejo časovno vzdržnost poslovnega izida.

Hui, Nelson in Yeung (2016) na podatkih ameriških podjetij s pomočjo regresije analizirajo katere spremenljivke imajo največjo časovno vzdržnost. Ugotavljajo, da imajo največjo časovno vzdržnost panožni denarni tokovi, najmanjšo pa za podjetja značilne nedenarne komponente poslovnega izida, kjer obravnavajo amortizacijo in spremembo vrednosti obratnega kapitala brez denarja. Panagiotis in Papanastapoulos (2016) na podatkih britanskih podjetij s pomočjo korelacijskih koeficientov in regresije ugotavljata večjo časovno vzdržnost denarnih tokov.

V ekonometrični analizi s časovnimi serijami podatkov se uporablja avtoregresijski model v primeru, ko model za pojasnjevalne spremenljivke uporablja ne samo vrednosti iz istega časovnega obdobja, ampak tudi vrednosti iz preteklih obdobj (Gujarati, 2003). Takšen model lahko zapišemo z enačbo

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \beta X_t + \varepsilon,$$

kjer je  $Y_t$  proučevana odvisna spremenljivka v obdobju  $t$  in  $X_t$  pojasnjevalna spremenljivka za isto obdobje. Z vključitvijo  $Y_{t-1}$  v model pa upoštevamo kot pojasnjevalno spremenljivko tudi  $Y$  za preteklo obdobje.

V doktorski disertaciji bomo v avtoregresijskem modelu kot odvisno spremenljivko

uporabljali poslovni izid iz poslovanja, celotni poslovni izid in čisti poslovni izid. Kot pojasnjevalno spremenljivko pa bomo vključili celotna sredstva.

Pri posameznem modelu bomo s t-testom testirali ničelno hipotezo, da je posamezen regresijski koeficient enak 0. Pri tem bomo uporabili stopnjo značilnosti 1 %, da zavrnamo ali ne zavrnamo ničelne hipoteze.

Pri vsakem od modelov bomo s F-testom testirali ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0. Pri tem bomo uporabili stopnjo značilnosti 1 %, da zavrnamo ali ne zavrnamo ničelne hipoteze.

Za posamezen model bomo navedli tudi korelacijski in determinacijski koeficient. Determinacijski koeficient določi, kolikšen delež variabilnosti odvisne spremenljivke je pojasnjen z modelom.

## **2. NEZVEZNOST V RAČUNOVODSKIH PODATKIH IN URAVNAVANJE DOBIČKA**

V doktorski disertaciji obravnavamo metodo testiranja zveznosti porazdelitve različnih kazalnikov uspešnosti podjetij kot metodo za dokazovanje uravnavanja poslovnega izida. Razlogi, zakaj poslovodstva družb želijo uravnati dobiček, so pri različnih podjetjih in različnih okoljih zelo raznoliki. V tem poglavju bomo povzeli različne teorije uravnavanja dobička in razloge zanj, vendar pa se na obravnavanih vzorcih ne bomo ukvarjali z razlogi za pojav uravnavanja dobička, saj je namen disertacije razvoj metodologije za ugotavljanje uravnavanja poslovnega izida.

Urnvananje dobička je vprašanje, ki je povezano s pozitivno in normativno računovodsko teorijo. V primeru predpostavke, da so računovodska pravila enolično določena in računovodski standardi ne omogočajo izbire pri računovodskem evidentiranju, kot zagovarja normativna računovodska teorija, tudi ni mogoče obravnavati uravnavanja dobička. V primeru pozitivne računovodske teorije (Scott, 2003), ki dopušča vpliv na računovodske izkaze prek možnosti izbire metode za računovodsko evidentiranje in obravnavanje, pa je uravnavanje dobička do določene mere dopuščeno prek izbire različnih računovodskih metod. Pri pozitivni računovodski teoriji se pogosto obravnavajo trije razlogi za uravnavanje dobička: politika nagrajevanja, omejitve v posojilnih pogodbah in politični stroški.

Fields, Lys in Vincent (2001) zagovarjajo tezo, da je izbira računovodske metode prepovedana oblika uravnavanja dobička, pri čemer omejitve utemeljujejo s teorijo političnega stroška. Hipoteza političnega stroška, kot jo obravnavata Watts in Zimmerman (1986), trdi, da v primeru, ko imajo poslovodstva družb možnost vplivati na prenos premoženja, bodo izbrali računovodsko metodo, ki bo zmanjšala pričakovano vrednost prenosa. Cahan (1992) ugotavlja, da lahko poslovodstva vplivajo na pričakovano vrednost prenosa prek velikosti prenosa, verjetnosti prenosa ali prek obojega.

Poslovodstva družb izvajajo tovrstne aktivnosti, da si zagotovijo lastne koristi ali da delujejo kot agenti pri prenosu vrednosti med različnimi deležniki, kot ugotavlja Roychowdhury (2006). Pomemben deležnik je tudi država prek zakonskih zahtev za plačilo davka od dohodkov pravnih oseb. Healy in Wahlen (1999) ugotavljata, da poslovodstva družb uporabljajo uravnavanje dobička samo v primerih, ko predvidevajo, da deležniki, na katere ima uravnavanje dobička vpliv, ne bodo problematizirali uporabljenih metod uravnavanja dobička ali jih s svojimi ukrepi izničili. To ima lahko dva vzroka. Eden je, da deležniki ne zaznavajo uravnavanja dobička, drugi pa, da je lahko stroškovno neupravičeno, da bi izničili ukrepe uravnavanja dobička.

Težnje poslovodstva družb po maksimiranju lastnih koristi so nadzorovane in omejene prek agentskih odnosov. Burgstahler in Dichev (1997) tako na primer ugotavljata, da poslovodstva uravnavaajo dobiček, da se izognejo prikazovanju izgub in zmanjšanj dobičkov, da ohranijo zaupanje lastnikov, ter si s tem izboljšajo položaj in prihodke. Uravnavanje



dobička je uporabljeno za doseganje ali preseganje zastavljenih planov (DeGeorge et al., 1999).

Uravnavanje dobička v javnih in zasebnih družbah se lahko razlikuje. Pomemben vpliv na pojav in način uravnavanja dobička imajo tudi institucionalni dejavniki (Burgstahler, Hail in Leuz, 2006; Coppens in Peek, 2005).

Javna podjetja za uravnavanje dobička uporabljajo v večjem delu strateške odločitve o dejanskih ekonomskih dogodkih, kot da bi se omejevali samo na možnost izbire glede časovnih razmejitev (Roychowdhury, 2006).

Dejansko uravnavanje dobička je torej rezultat številnih pobud na podlagi različnih agentskih odnosov in intencionalnih lastnosti, pri čemer je posamezne vzvode pogosto težko osamiti (Shackleford in Shevlin, 2001).

V zasebnih družbah sta upravljanje in lastništvo praviloma tesneje povezani. Zato je precej bolj verjetno, da je uravnavanje dobička motivirano z maksimiranjem vrednosti, in ne z oportunističnimi lastnimi koristmi posloводства družbe (Fields et al., 2001). V skrajnem primeru, ko je lastnik hkrati tudi poslovodja družbe, je oportunistično ravnanje neracionalno, saj bi sprememba vrednosti družbe pomenila hkrati tudi spremembo osebnega premoženja lastnika. Torej bi oportunistična korist poslovodje hkrati pomenila izgubo lastnika, ki je ista oseba.

Minimiziranje sedanje vrednosti plačila davka od dohodkov pravnih oseb ima pomemben vpliv na vrednost družbe v zasebni lasti. Garrod et al. (2007) trdimo, da bo družba prenašala plačilo davka v prihodnost z izbranimi računovodskimi metodami. Vendar pa lahko preveč agresivno uravnavanje dobička pritegne pozornost regulatornih organov in privede do davčne inšpekcije. V primeru davčne inšpekcije so učinki uravnavanja dobička izničeni, hkrati pa lahko nastanejo nezanemarljivi stroški davčne inšpekcije. Možnost večjih prenosov premoženja kot posledica večjega uravnavanja dobička je omejena z večanjem verjetnosti davčne inšpekcije. Ekonomske pobude za uravnavanje dobička so torej omejene s političnimi stroški.

### **3. PRIMERJAVA PORAZDELITEV RAČUNOVODSKIH KAZALNIKOV**

V tem poglavju razviti statistični test iz poglavja 1.1. uporabimo za empirično analizo računovodskih podatkov domačih in tujih podjetij. Pri tem za slovenska podjetja uporabimo podatke iz baze Ajpes, za tuja podjetja pa podatke iz baze Amadeus. Uporabimo zadnje razpoložljive podatke, torej podatke za leto 2014.

Za analizo smo poleg slovenskih podatkov izbrali še avstrijske in britanske podatke. Pri tem smo upoštevali razpoložljivost podatkov in dejstvo, da smo tako izbrali tri države, ki so članice Evropske unije in imajo velik del regulative usklajen, po drugi strani pa so si med seboj zelo različne tako glede gospodarskih razmer v zadnjih letih kot tudi glede zgodovinskega razvoja. Te razlike, katerih podrobna analiza presega okvir te naloge, bi po naših predvidevanjih lahko vplivale tudi na različno nagnjenost k uravnavanju dobička.

V poglavjih od 3.1. do 3.3. analiziramo naslednjo hipotezo:

H1: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo verjetnost prirejanja.

Pri prvi hipotezi želimo pokazati, da je verjetnost, da se pojavi nezveznost v frekvenčni porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, manjša kot verjetnost, da se pojavi nezveznost v frekvenčni porazdelitvi celotnega poslovnega izida, ta pa je manjša kot verjetnost, da se pojavi nezveznost v porazdelitvi čistega poslovnega izida. Kategoriji, ki predstavlja možnost za uravnavanje dobička pri celotnem poslovnem izidu, sta finančni prihodki in odhodki iz prevrednotenja finančnih naložb. Pri čistem poslovnem izidu pa predstavljajo možnost za uravnavanje dobička uveljavljanje ali neuveljavljanje davčnih olajšav in odločitve o prenosu davčnih izgub iz preteklih let. Ob tem seveda ne izključujemo možnosti za uravnavanje dobička že na ravni poslovnega izida iz poslovanja, saj je lahko uravnavanje dobička izvedeno že s sprejemanjem strateških odločitev o resničnih ekonomskih dogodkih in prek kategorije drugi prihodki in odhodki.

Pri vsakem vzorcu podatkov analiziramo osnovne opisne statistike. Na podlagi teh definiramo širino intervala za analizo histogramov. Pri tem upoštevamo število opazovanj, razpon podatkov in različne načine določanja širine intervala. Izbrano širino intervalov primerjamo tudi s širinami intervalov v poglavju 1.

Za domače in tuje podatke opravimo test zveznosti porazdelitve. Ničelna hipoteza, ki jo preizkušamo, je

$H_0$ : Porazdelitvena funkcija je zvezna.

Za testiranje zveznosti porazdelitve je verjetnost, da opazovanje pade v izbrani interval, definirana kot aritmetično povprečje števila opazovanj v dveh sosednjih intervalih

$$p_i = \frac{\tilde{X}_{i-1} + \tilde{X}_{i+1}}{2N},$$

kjer so  $\tilde{X}_{i-1}$  število opazovanj v intervalu levo od izbranega,  $\tilde{X}_{i+1}$  število opazovanj v intervalu desno od izbranega in  $N$  število vseh opazovanj.

Za vsak interval izračunamo testno statistiko

$$\tau_i = \frac{\tilde{X}_i - E(X_i)}{\sqrt{\text{var}(X_i)}}.$$

Uporabimo stopnjo značilnosti testa 1 %, kar je enakovredno uporabi kritične vrednosti testne statistike 10.

Za slovenske podatke opravimo tudi test ujemanja porazdelitev dveh kazalnikov. V tem primeru je ničelna hipoteza, ki jo preizkušamo, enaka

$H_0$ : Porazdelitvena funkcija kazalnika B je enaka porazdelitveni funkciji kazalnika A.

Za testiranje ujemanja porazdelitve je verjetnost, da posamezna vrednost kazalnika pade v izbrani interval, definirana na podlagi porazdelitvene funkcije kazalnika A, in sicer

$$p_i = \frac{\tilde{X}_i}{N},$$

kjer sta  $\tilde{X}_i$  število opazovanj v izbranem intervalu za podatke o kazalniku A in  $N$  število vseh opazovanj.

Test ujemanja porazdelitev opravimo za nestandardizirane kazalnike in za standardizirane kazalnike, s čimer izločimo vpliv ničelnega in prvega momenta na razlikovanje porazdelitvenih funkcij. V primeru, da se razlikujeta porazdelitvi standardiziranih podatkov, je to posledica vpliva drugega in višjih momentov.

### 3.1 Nezveznost v podatkih slovenskih podjetij

Za analizo uporabimo podatke iz baze Ajpes slovenskih gospodarskih družb za leti 2013 in 2014. V analizo porazdelitev računovodskih podatkov vključimo vsa podjetja, za katera obstajajo v letu 2014 podatki za naslednje kategorije:

- celotna sredstva,
- poslovni prihodki,
- čisti prihodki od prodaje,
- poslovni izid iz poslovanja,

- celotni poslovni izid in
- čisti poslovni izid.

Pri uporabljenem izrazju izhajamo iz kategorij, kot jih definirajo Slovenski računovodski standardi 2006, in sicer SRS 19 – Vrste poslovnega izida in denarnega izida (2006), to je veljaven računovodski standard v letih 2013 in 2014, na podlagi katerega so tudi poimenovane kategorije v bazi Ajpes. SRS 19 določa naslednje kategorije poslovnega izida:

- Poslovni izid (dobiček ali izguba) iz prodaje je razlika med prihodki od prodaje in odhodki za prodajo.
- Poslovni izid (dobiček ali izguba) iz celotnega poslovanja je razlika med poslovnimi prihodki in poslovnimi odhodki; od poslovnega izida iz prodaje se razlikuje za preostale poslovne prihodke in poslovne odhodke, med katerimi so tudi prevrednotovalni poslovni prihodki in prevrednotovalni poslovni odhodki.
- Poslovni izid (dobiček ali izguba) iz rednega delovanja je razlika med seštevkom poslovnih prihodkov in finančnih prihodkov ter seštevkom poslovnih odhodkov in finančnih odhodkov.
- Celotni poslovni izid (celotni dobiček ali celotna izguba) je razlika med seštevkom vseh prihodkov in seštevkom vseh odhodkov.
- Čisti poslovni izid (čisti dobiček ali čista izguba) je razlika med celotnim poslovnim izidom, obračunanim davkom iz dobička kot deležem države v njem in odloženimi davki. To je poslovni izid, s katerim je mogoče razpolagati po odbitku obračunanega davka ter po pribitku oziroma odbitku za obračunane odložene davke.

Pri analizi uporabljamo poslovni izid iz celotnega poslovanja (ki ga skrajšano poimenujemo poslovni izid iz poslovanja), celotni poslovni izid in čisti poslovni izid.

Da zagotovimo, da gre za podjetja, ki v resnici poslujejo, in da izločimo podjetja, za katera je leto 2014 prvo leto poslovanja, poleg obstoja navedenih podatkov zahtevamo še pozitivnost naslednjih kategorij:

- celotna sredstva v letu 2014,
- celotna sredstva v letu 2013,
- poslovni prihodki v letu 2014 in
- čisti prihodki od prodaje v letu 2014.

Tako izbran vzorec vsebuje 50.003 slovenskih gospodarskih družb.

Pri analizi prikažemo porazdelitve in vrednosti testa za poslovni izid iz poslovanja, celotni poslovni izid in čisti poslovni izid, ki jih bomo umerili s celotnimi sredstvi, poslovnimi prihodki ali čistimi prihodki od prodaje. Širina intervala je določena na način, da preverimo njeno vrednost upoštevajoč različne formule za posamezen kazalnik. Potem za porazdelitev,

v kateri proučujemo en kazalnik dobička, umerjen z različnimi računovodskimi kategorijami, določimo enak interval. Za izračune frekvenčnih razredov in vrednosti testa uporabimo vse vrednosti. Za boljšo preglednost porazdelitve okrog vrednosti 0 pa na grafih prikazujemo le vrednosti med  $-0,25$  in  $0,25$ , pri čemer pa pri nobenem prikazu ne izpustimo več kot 10 % najmanjših ali več kot 10 % največjih vrednosti.

V nadaljevanju prikazujemo osnovne opisne statistike uporabljenih računovodskih kategorij.

*Tabela 10: Opisne statistike poslovnega izida iz poslovanja, celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida za slovenska podjetja v letu 2014 (T EUR)*

	<b>Poslovni izid iz poslovanja</b>	<b>Celotni poslovni izid</b>	<b>Čisti poslovni izid</b>
<b>Število</b>	50.003	50.003	50.003
<b>Aritmetična sredina</b>	55	31	23
<b>Mediana</b>	2	2	2
<b>Standardni odklon</b>	1736	2131	2071
<b>Standardna napaka</b>	8	10	9
<b>Koeficient sploščenosti</b>	10.316	8917	9843
<b>Koeficient asimetrije</b>	51,17	-58,37	-67,53
<b>Razpon</b>	409.919	416.400	408.034
<b>Najmanjša vrednost</b>	-169.755	-262.368	-263.648
<b>Največja vrednost</b>	240.164	154.033	144.385

*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Iz opisnih statistik poslovnih izidov je razvidno, da so največje mere variabilnosti pri celotnem poslovnem izidu v primerjavi z drugima dvema kategorijama. Porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja je v desno, porazdelitvi celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida pa v levo, pri čemer je asimetričnost največja pri čistem poslovnem izidu. Vse tri porazdelitve so sploščene, in sicer ima čisti poslovni izid največji koeficient sploščenosti.

*Tabela 11: Opisne statistike celotnih sredstev, poslovnih prihodkov in čistih prihodkov iz prodaje za slovenska podjetja v letu 2014 (T EUR)*

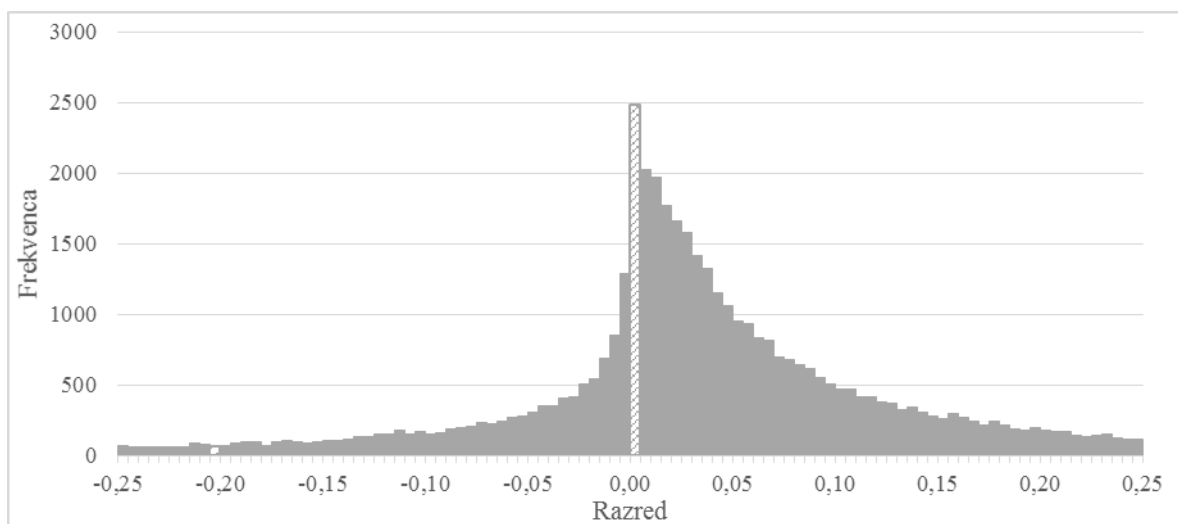
	<b>Celotna sredstva</b>	<b>Poslovni prihodki</b>	<b>Čisti prihodki iz prodaje</b>
<b>Število</b>	50.003	50.003	50.003
<b>Aritmetična sredina</b>	1729	1548	1522
<b>Mediana</b>	106	104	102
<b>Standardni odklon</b>	32.718	22.789	22.624
<b>Standardna napaka</b>	146	102	101
<b>Koeficient sploščenosti</b>	17.229	9723	9907
<b>Koeficient asimetrije</b>	112,08	81,74	82,56

	<b>Celotna sredstva</b>	<b>Poslovni prihodki</b>	<b>Čisti prihodki iz prodaje</b>
<b>Razpon</b>	5.556.644	3.287.035	3.281.032
<b>Najmanjša vrednost</b>	0,002	0,001	0,001
<b>Največja vrednost</b>	5.556.644	3.287.035	3.281.032

*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Vrednosti opisnih statistik za vse tri kategorije, ki jih uporabljamo za umerjanje poslovnega izida, se kvalitativno skoraj ne razlikujejo. Največjo variabilnost imajo celotna sredstva. Vse tri porazdelitve so asimetrične v desno in sploščene. Največje vrednosti koeficienta sploščenosti in koeficienta asimetrije ima porazdelitev celotnih sredstev. Na podlagi opisnih statistik kategorij, ki jih uporabljamo za umerjanje, ne pričakujemo večjih razlik v porazdelitvi umerjenih kategorij poslovnega izida, še posebej ne med primeroma, ko za umerjanje uporabimo poslovne prihodke ali čiste prihodke iz prodaje.

*Slika 3: Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja v letu 2014*

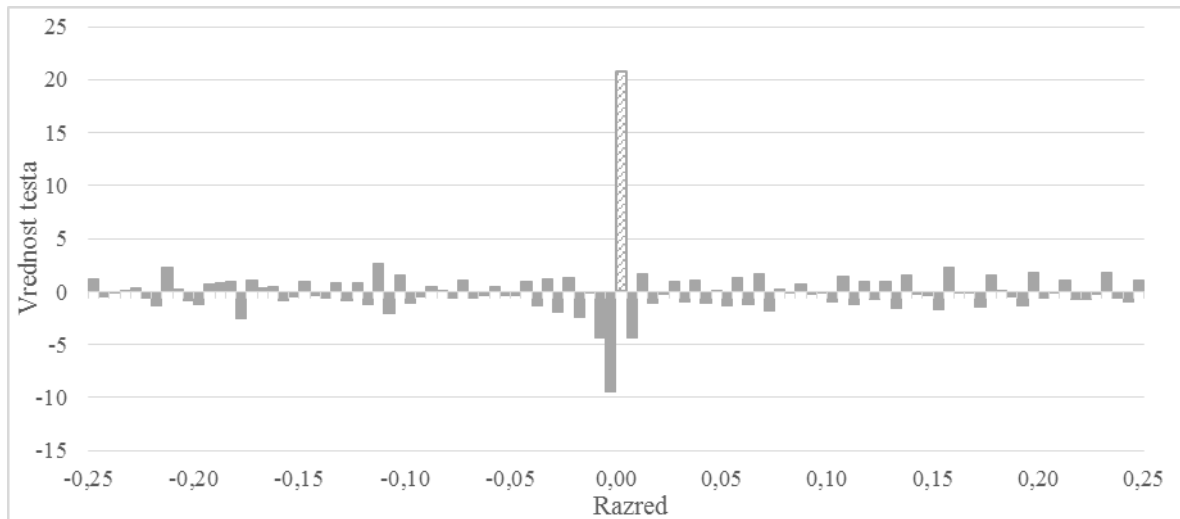


*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Pri frekvenčni porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, je najvišja frekvenca dosežena v razredu tik nad vrednostjo nič, pri čemer je vrednost 0 vključena v ta razred. Frekvenčni razred  $[0,000, 0,005)$ , torej razred z umerjenim poslovnim izidom, enakim nič ali malo pozitivnim, smatramo za ciljno območje podjetij, ki uravnavajo dobiček. V Garrod et al. (2007) pokažemo, da se v to območje od izračuna poslovnega izida iz poslovanja do čistega poslovnega izida premikajo podjetja iz leve in desne smeri. Torej podjetja z majhnim negativnim umerjenim poslovnim izidom iz poslovanja izbirajo odločitve, da je umerjen čisti dobiček enak nič ali pozitiven, podjetja s pozitivnim umerjenim poslovnim izidom iz poslovanja pa tega s svojimi odločitvami znižujejo, vendar ne toliko, da bi imela čisto izgubo. V prikazanem grafu smo ta razred tudi prikazali z drugačnim vzorcem, saj pričakujemo, da bo ravno v tem razredu prišlo do največjega odstopanja od zveznosti porazdelitve.

Za testiranje nezveznosti smo uporabili testno statistiko  $\tau$ . Njene vrednosti za porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, so prikazane na grafu, ki izhaja iz zgornje frekvenčne porazdelitve proučevanega kazalnika.

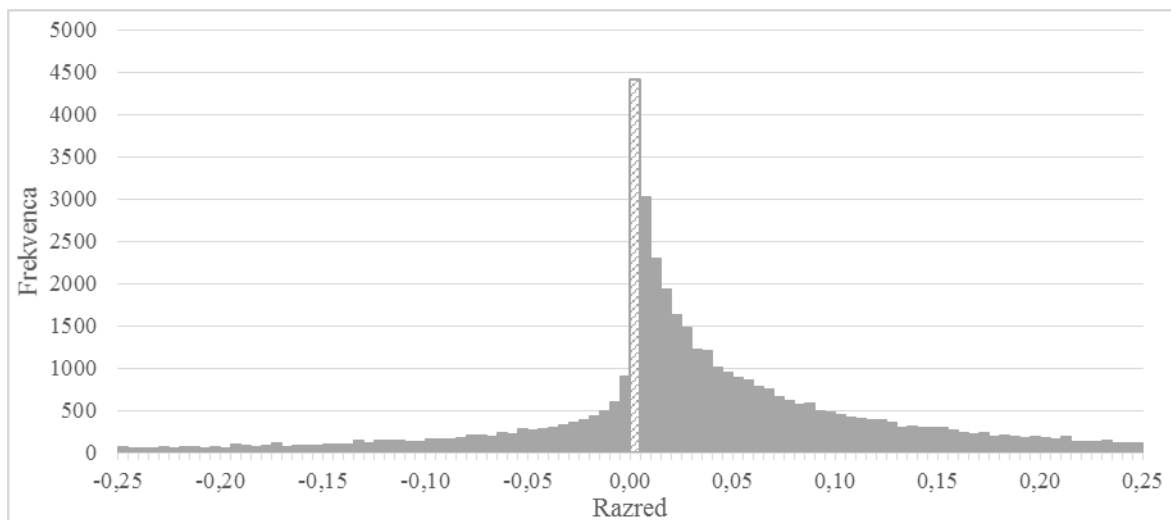
*Slika 4: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 20,77, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, zavrnamo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer -9,52, kar ne presega kritične vrednosti testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %.

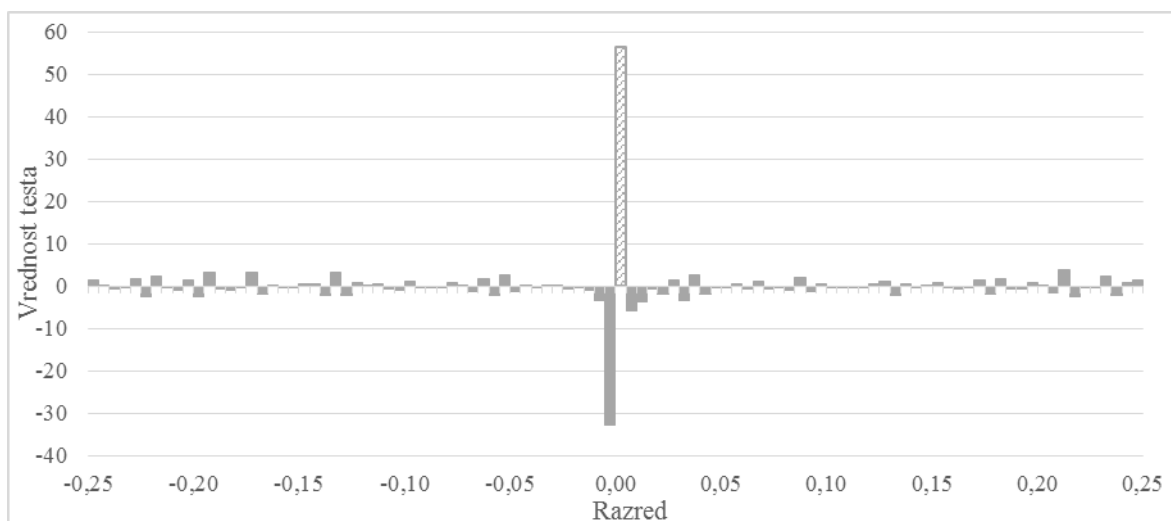
Slika 5: Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja v letu 2014



Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Pri frekvenčni porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, je najvišja frekvenca ponovno dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ . V tem razredu je 4404 opazovanj, kar je več kot pri umerjenem poslovnem izidu iz poslovanja, kjer jih je bilo v istem frekvenčnem razredu 2486. S testom nezveznosti bomo preverili, ali je ta skok tolikšen, da lahko pri izbrani stopnji značilnosti zavrnemo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve.

Slika 6: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014



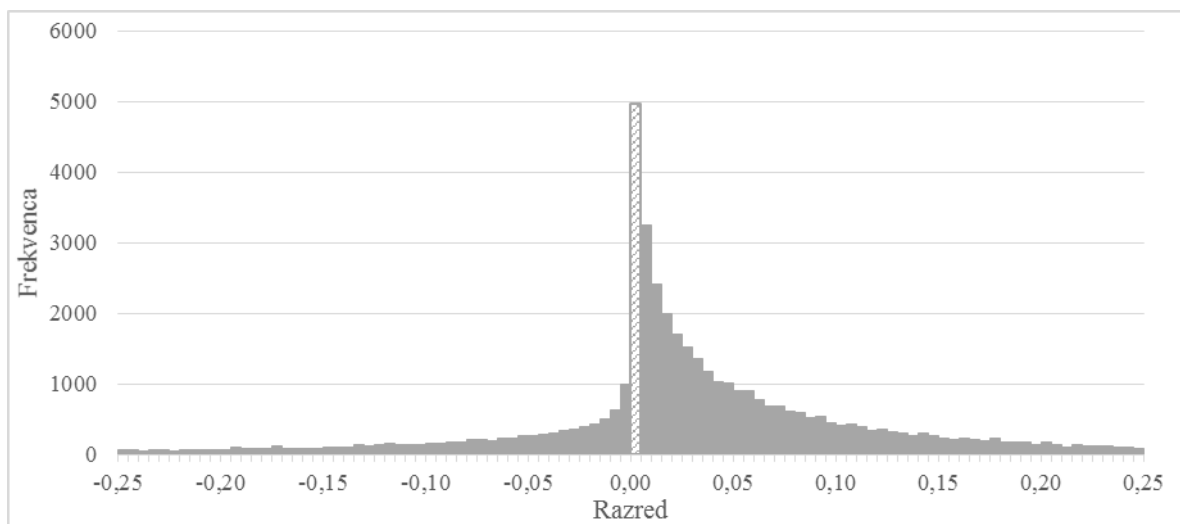
Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Vrednosti testne statistike  $\tau$  za porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, smo prikazali na grafu, ki izhaja iz zgornje frekvenčne porazdelitve



proučevanega kazalnika. Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 56,30, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, zavrnemo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-32,91$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. To pomeni, da ima v tem frekvenčnem razredu porazdelitev statistično značilno manj opazovanj, kot jih je definiranih s pričakovanega števila opazovanj v posameznem intervalu glede na ničelno domnevo o zveznosti porazdelitve.

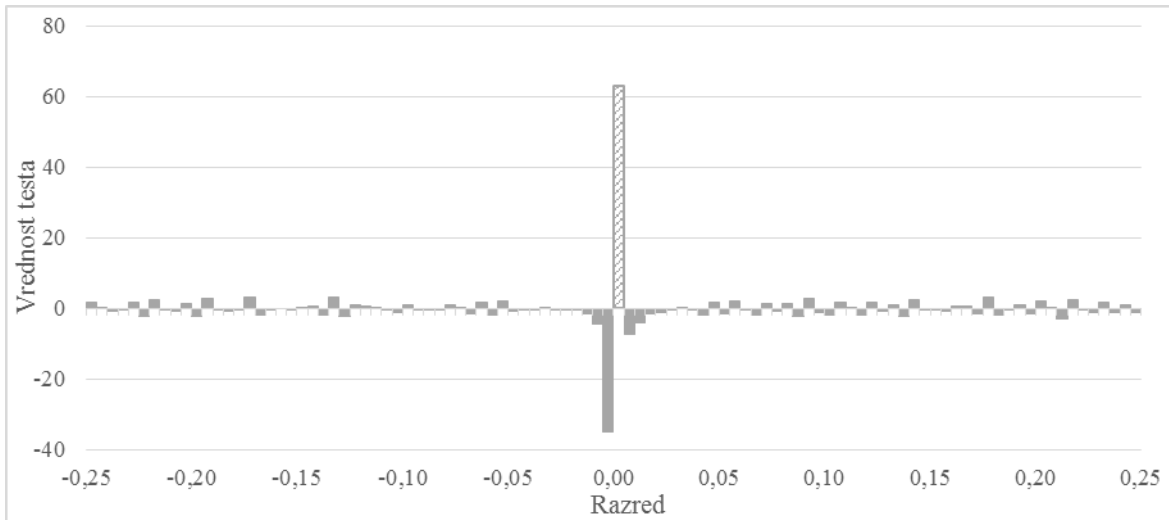
*Slika 7: Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Pri frekvenčni porazdelitvi čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, je najvišja frekvenca ponovno dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , v katerem je frekvenca narasla na 4959 opazovanj.

Slika 8: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014

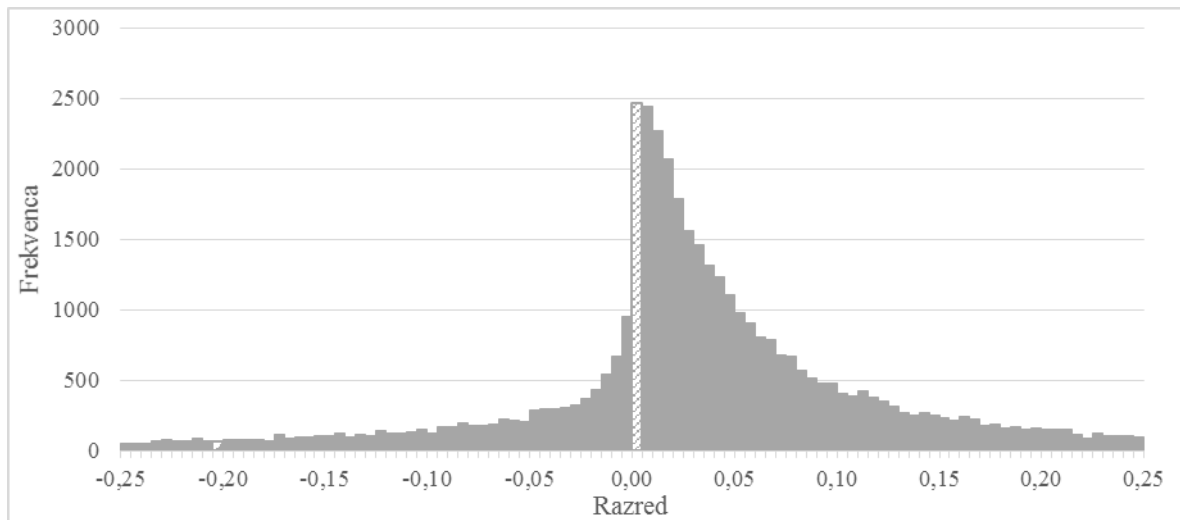


Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Testna statistika pri testu nezveznosti za porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 62,83, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, zavrnemo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-34,90$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. To pomeni, da ima porazdelitev v tem frekvenčnem razredu statistično značilno manj opazovanj, kot izhaja iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve.

Pri analizi nezveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, je v vseh treh primerih pri vrednosti nič skok v porazdelitvi, ki je statistično značilen glede na uporabljeno testno statistiko  $\tau$  pri stopnji značilnosti 1 %. V vseh primerih je v frekvenčnem razredu  $[0,000, 0,005)$  statistično značilno več opazovanj, kot je pričakovano število, ki izhaja iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve. Najnižjo vrednost testne statistike za ta frekvenčni razred ima porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, in sicer 20,77, najvišjo pa porazdelitev čistega dobička, umerjenega s celotnimi sredstvi, za katerega znaša 62,83. Testna statistika v vseh treh primerih doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , pri čemer pa absolutna vrednost testne statistike preseže kritično vrednost 10 pri s celotnimi sredstvi umerjeni porazdelitvi celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida.

Slika 9: Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, za slovenska podjetja v letu 2014

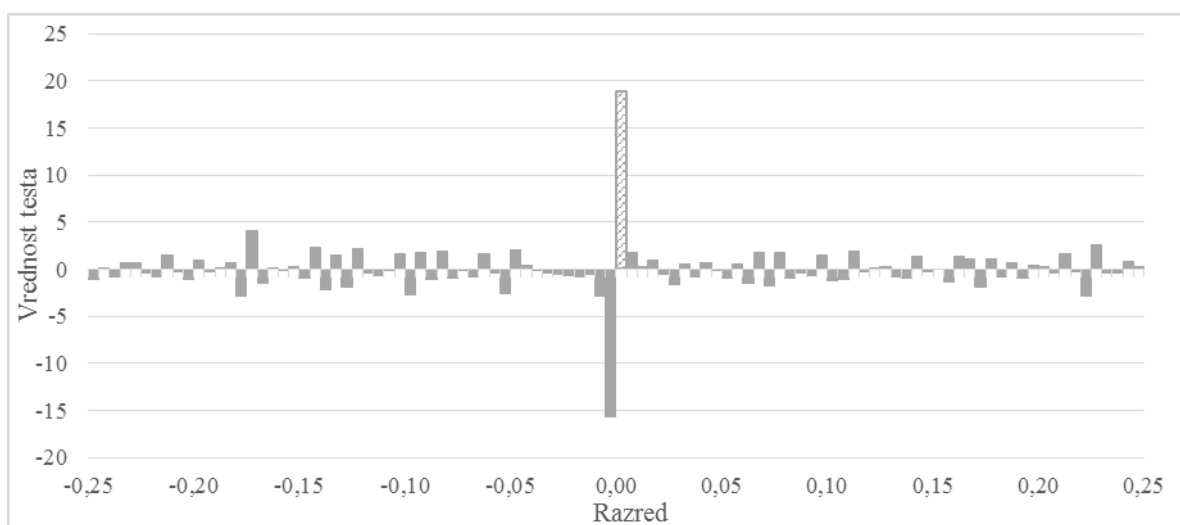


Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Pri frekvenčni porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, je najvišja frekvenca dosežena v razredu tik nad 0 (vključno z 0). V ta frekvenčni razred spada 2464 opazovanj.

Vrednosti testne statistike  $\tau$  za porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, ki smo jo uporabili za testiranje ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve, so prikazane na grafu, ki izhaja iz zgornje frekvenčne porazdelitve proučevanega kazalnika.

Slika 10: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014

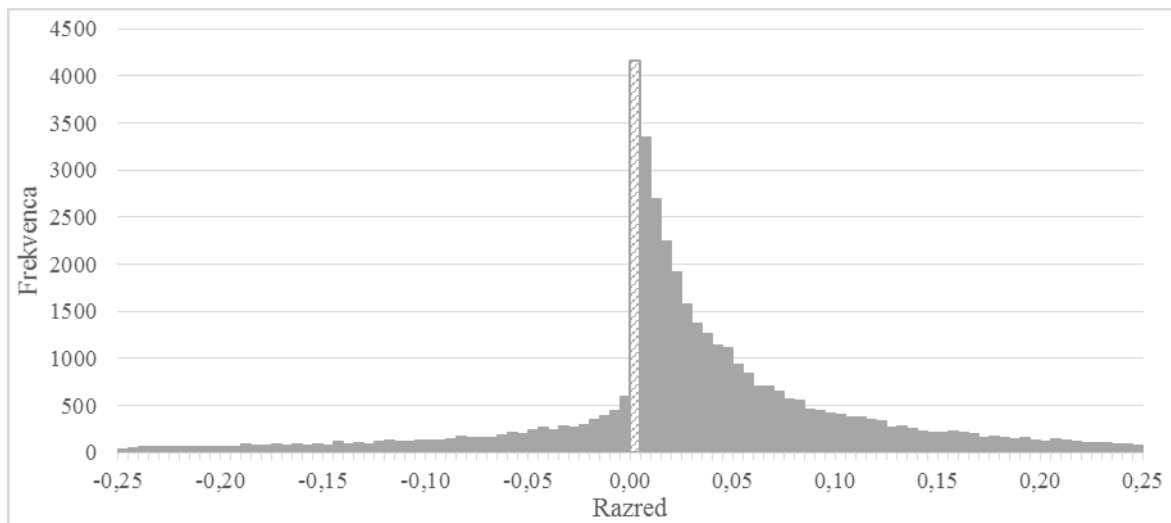


Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 18,87, kar

presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, zavrnilo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-15,70$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. To pomeni, da ima porazdelitev v tem frekvenčnem razredu statistično značilno manj opazovanj, kot izhaja iz ničelne hipoteze.

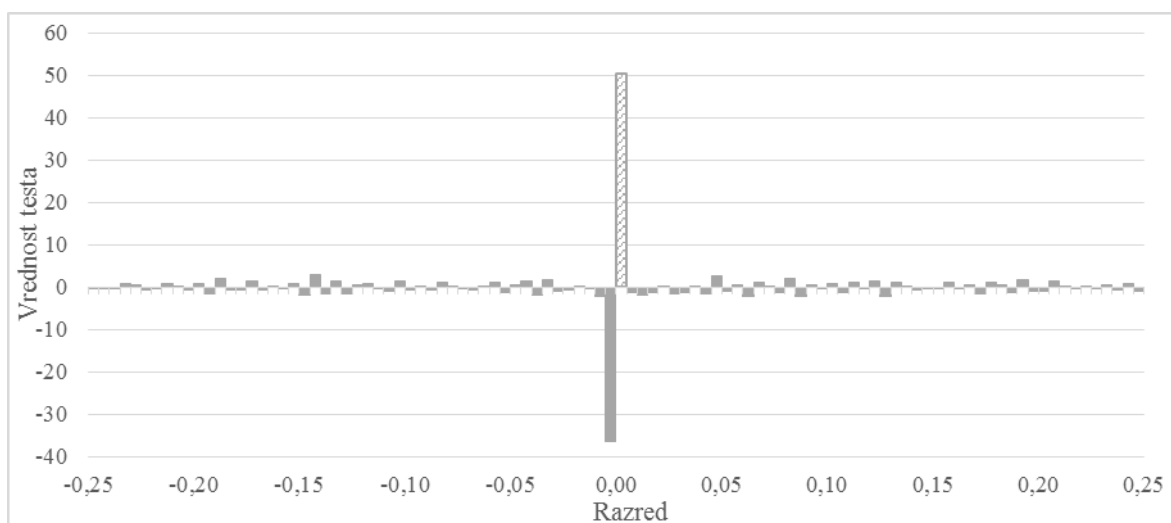
*Slika 11: Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za slovenska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Pri frekvenčni porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, je najvišja frekvenca ponovno dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer v vrednosti 4160. S testom nezveznosti bomo preverili, ali je ta skok tolikšen, da lahko pri izbrani stopnji značilnosti zavrnilo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve.

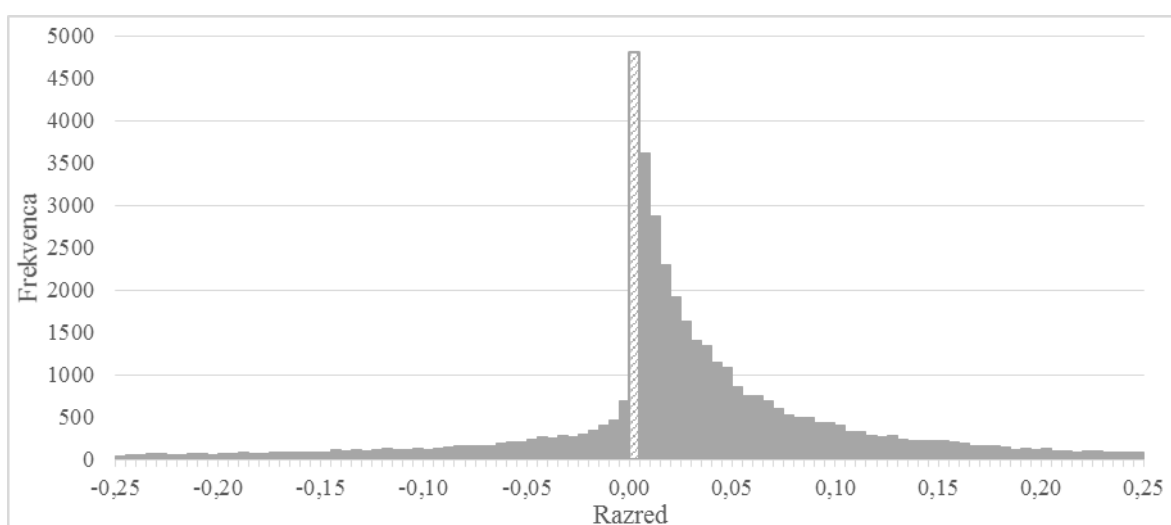
Slika 12: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014



Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 50,18, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, zavrnilo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-36,38$ , kar pomeni, da ima v tem frekvenčnem razredu porazdelitev statistično značilno manj opazovanj, kot jih je definiranih glede na ničelno domnevo o zveznosti porazdelitve.

Slika 13: Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za slovenska podjetja v letu 2014

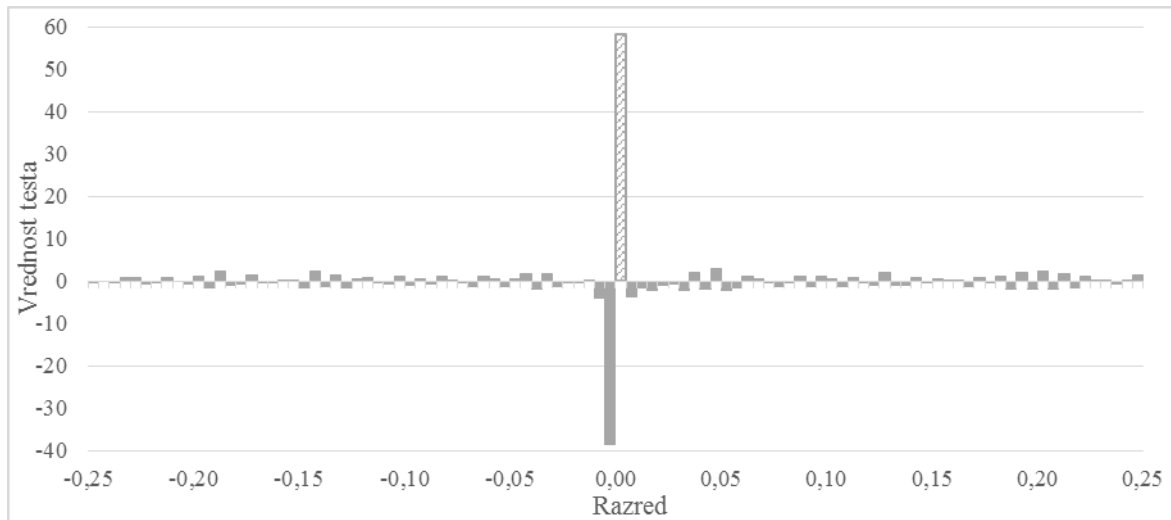


Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Pri frekvenčni porazdelitvi čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, je

najvišja frekvenca ponovno dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , saj je število opazovanj, ki spadajo v ta razred, naraslo na 4805. Že iz povečanja števila opazovanj v tem razredu sklepamo, da je skok še višji kot v porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, kar pa potrdimo še s testom nezveznosti.

*Slika 14: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014*



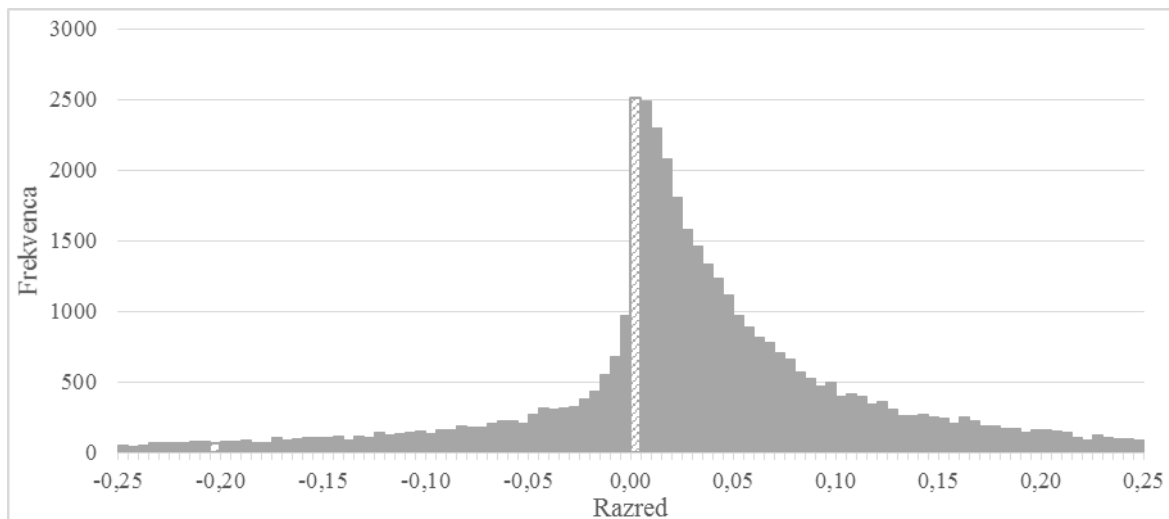
*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Testna statistika pri testu nezveznosti za porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 58,25, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, zavrnilo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-38,73$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. To pomeni, da ima porazdelitev v tem frekvenčnem razredu statistično značilno manj opazovanj, kot izhaja iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve.

Pri analizi nezveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, je v vseh treh primerih pri vrednosti nič skok v porazdelitvi, ki je statistično značilen glede na uporabljeno testno statistiko  $\tau$  pri stopnji značilnosti 1 %. V vseh primerih je v frekvenčnem razredu  $[0,000, 0,005)$  statistično značilno več opazovanj, kot je pričakovano število, ki izhaja iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve. Najnižjo vrednost testne statistike za ta frekvenčni razred ima porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, in sicer 18,87, najvišjo pa porazdelitev čistega dobička, umerjenega s celotnimi sredstvi, za katerega znaša 58,25. Testna statistika v vseh treh primerih doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , pri čemer njena absolutna vrednost tudi preseže kritično vrednost 10, iz česar sledi, da imajo vse tri porazdelitve v tem frekvenčnem razredu statistično značilno manj opazovanj, kot izhaja iz

ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve.

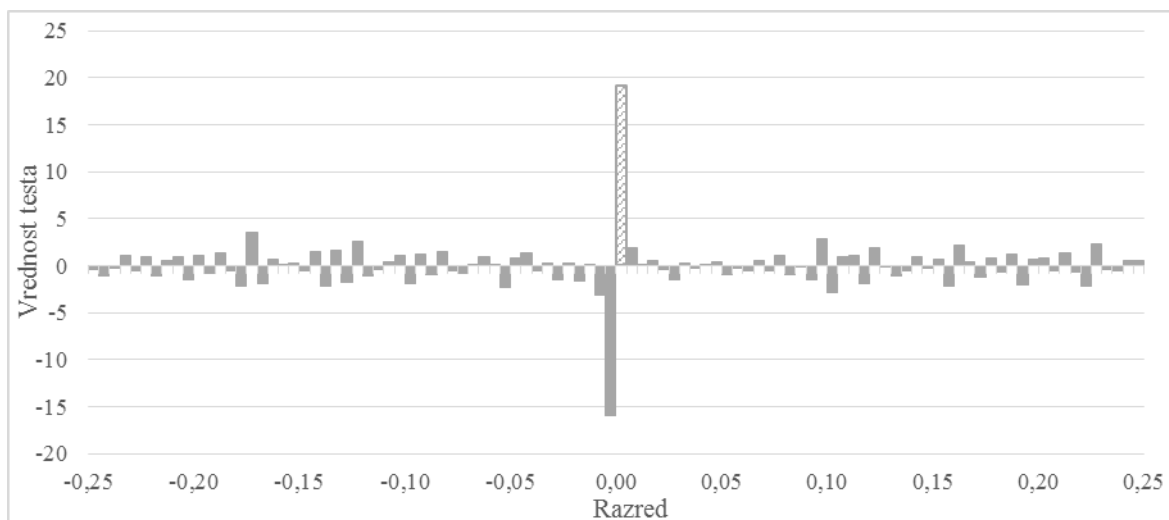
*Slika 15: Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, za slovenska podjetja v letu 2014*



Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, se minimalno razlikuje od porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki. Tudi tokrat je najvišja frekvenca dosežena v razredu tik nad 0, in sicer v ta frekvenčni razred spada 2512 opazovanj.

*Slika 16: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014*

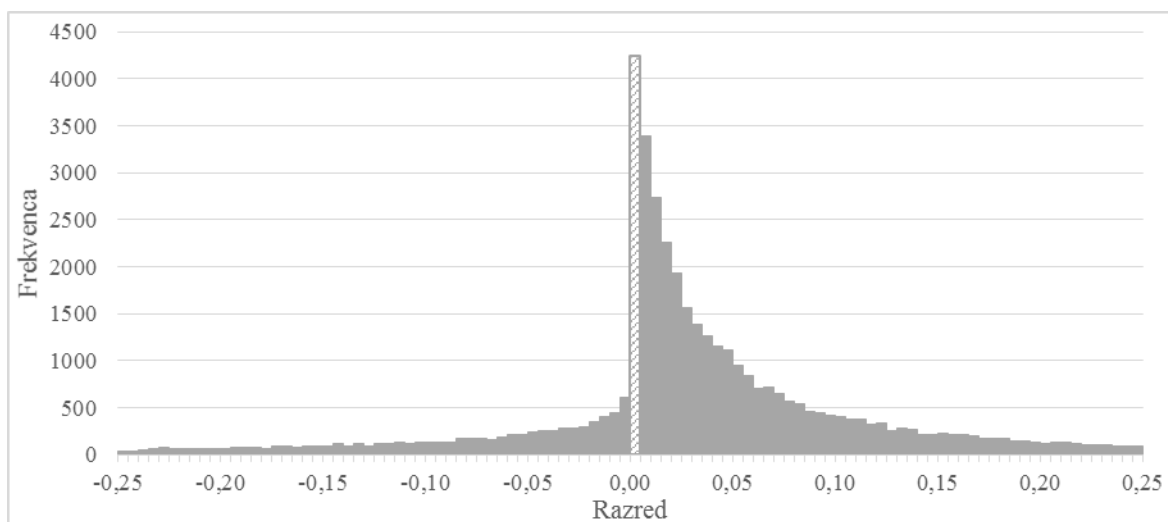


Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 19,19, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru

porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, zavrnemo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-15,99$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %, tako da ima porazdelitev v tem frekvenčnem razredu statistično značilno manj opazovanj, kot izhaja iz ničelne hipoteze.

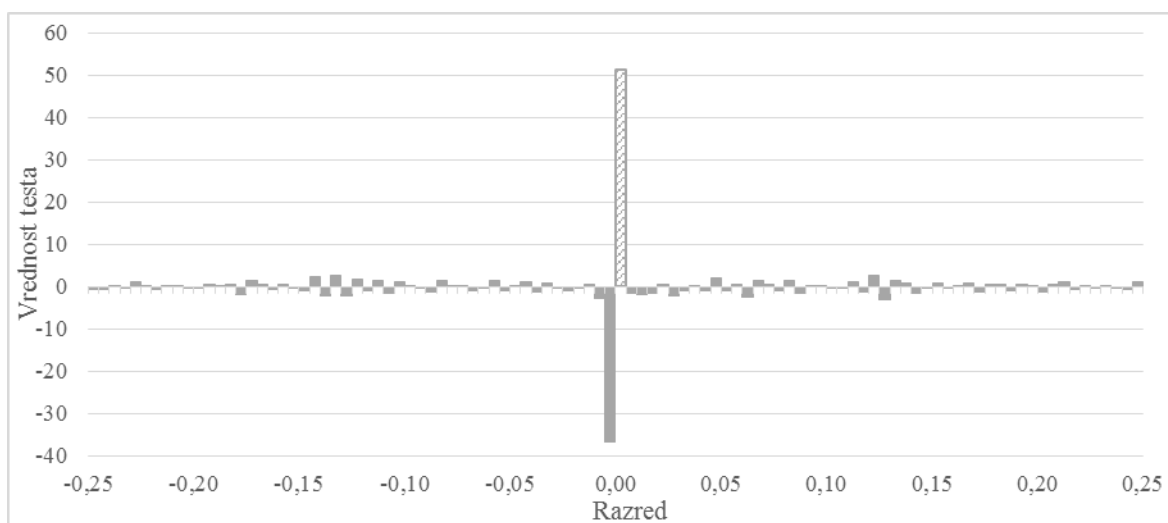
*Slika 17: Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, za slovenska podjetja v letu 2014*



Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Pri frekvenčni porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, je najvišja frekvenca ponovno dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer v vrednosti 4240, kar minimalno odstopa od števila podatkov v tem frekvenčnem razredu pri porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki.

*Slika 18: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014*

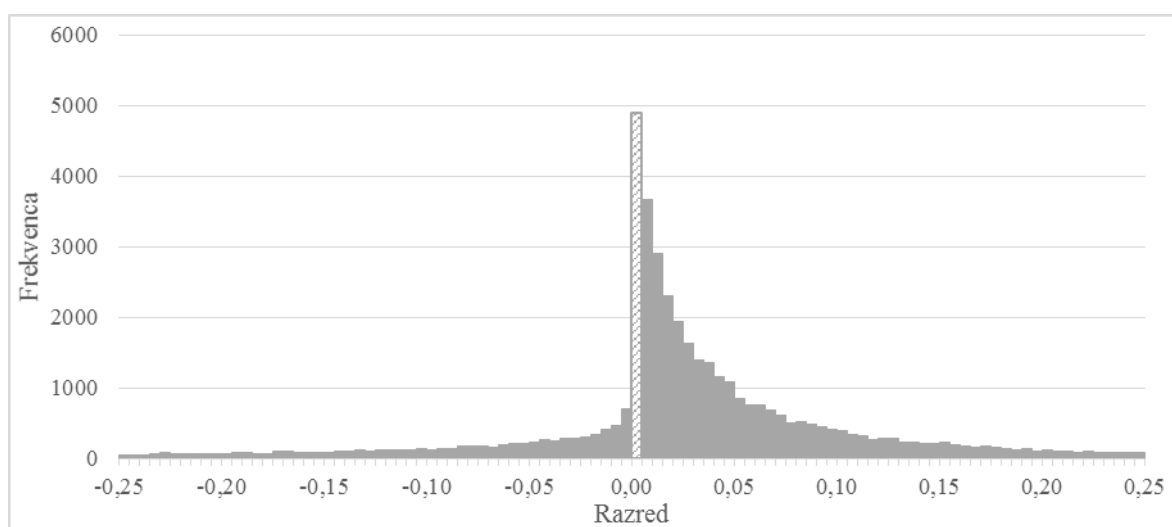


Vir: baza Ajpes; lasten izračun.



Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 51,09, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, zavrnilo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-36,69$ , kar pomeni, da ima v tem frekvenčnem razredu porazdelitev statistično značilno manj opazovanj, kot jih je definiranih glede na ničelno domnevo o zveznosti porazdelitve.

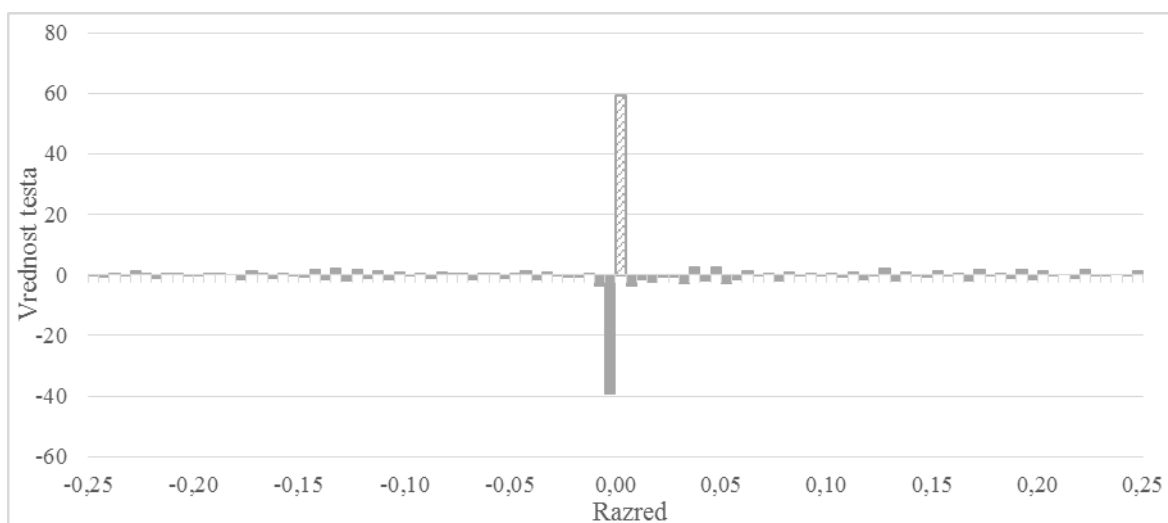
*Slika 19: Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjena s čistimi prihodki od prodaje, za slovenska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Pri frekvenčni porazdelitvi čistega poslovnega izida, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, je najvišja frekvenca ponovno dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer v vrednosti 4895, kar minimalno odstopa od števila podatkov v tem frekvenčnem razredu pri porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki. Število opazovanj v tem razredu se povečuje, tako da sklepamo, da je skok še višji kot v porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, kar pa preverimo s testom nezveznosti.

Slika 20: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjena s čistimi prihodki od prodaje pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja v letu 2014



Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Testna statistika pri testu nezveznosti za porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 59,29, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, zavrnemo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-39,18$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. To pomeni, da ima porazdelitev v tem frekvenčnem razredu statistično značilno manj opazovanj, kot izhaja iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve.

Pri analizi nezveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, je v vseh treh primerih pri vrednosti nič skok v porazdelitvi, ki je statistično značilen glede na uporabljeno testno statistiko  $\tau$  pri stopnji značilnosti 1 %. V vseh primerih je v frekvenčnem razredu  $[0,000, 0,005)$  statistično značilno več opazovanj, kot je pričakovano število, ki izhaja iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve. Najnižjo vrednost testne statistike za ta frekvenčni razred ima porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s čistimi poslovnimi prihodki, in sicer 19,19, najvišjo pa porazdelitev čistega dobička, umerjenega s celotnimi sredstvi, za katerega znaša 59,29. Testna statistika v vseh treh primerih doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , pri čemer njena absolutna vrednost tudi preseže kritično vrednost 10, iz česar sledi, da imajo vse tri porazdelitve v tem frekvenčnem razredu statistično značilno manj opazovanj, kot izhaja iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve.

Na podatkih slovenskih podjetij smo ne glede na to, katero kategorijo smo uporabili za umerjanje poslovnega izida, v vseh primerih ugotovili najnižjo vrednost testne statistike za interval  $[-0,005, 0,000)$  pri poslovnem izidu iz poslovanja in najvišjo pri čistem poslovnem

izidu. Torej lahko za slovenska podjetja sklepamo, da velja H1: kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo verjetnost prirejanja.

Pri primerjavi uporabe celotnih sredstev, poslovnih prihodkov in čistih prihodkov od prodaje za umerjanje poslovnega izida ugotavljamo, da so opisne statistike za vse tri kategorije zelo podobne, pri čemer se za poslovne prihodke in čiste prihodke od prodaje skorajda ne razlikujejo. Ravno tako je v vseh primerih preizkušanja ničelne domneve o zveznosti največja vrednost testne statistike  $\tau$  dosežena na frekvenčnem razredu  $[0,000, 0,005)$  in presega kritično vrednost pri stopnji značilnosti 1 %. V vseh primerih je najmanjša vrednost testne statistike  $\tau$  dosežena na frekvenčnem razredu  $[-0,005, 0,000)$ , ki pri umerjanju s poslovnimi prihodki in čistimi prihodki od prodaje po absolutni vrednosti presega kritično vrednost pri stopnji značilnosti 1 % za vse kategorije poslovnega izida. Pri poslovnem izidu iz poslovanja, umerjenem s celotnimi sredstvi, pa absolutna vrednost najmanjše vrednosti testne statistike  $\tau$  ne presega kritične vrednosti 10. Torej je v enem primeru prišlo do kvalitativne razlike med tem, ali za umerjanje uporabimo celotna sredstva ali poslovne prihodke oziroma čiste prihodke od prodaje. Med uporabo poslovnih prihodkov ali čistih prihodkov od prodaje za umerjanje poslovnega izida pa v nobenem primeru ni prišlo do kvalitativnih razlik v sklepih. Zato bomo pri analizi nezveznosti v podatkih avstrijskih in britanskih podjetij kot kategorije za umerjanje uporabljali celotna sredstva in poslovne prihodke, ne pa tudi čistih prihodkov od prodaje.

Zaradi primerljivosti vzorcev smo analizirali še podvzorec slovenskih podjetij z vsaj petimi zaposlenimi, ki so v letih 2014 in 2013 imeli od 0 različna celotna sredstva, poslovne prihodke in čiste prihodke od prodaje. Tako izbrani podvzorec vsebuje 10.330 podjetij.

*Tabela 12: Opisne statistike poslovnega izida iz poslovanja, celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 (T EUR)*

	<b>Poslovni izid iz poslovanja</b>	<b>Celotni poslovni izid</b>	<b>Čisti poslovni izid</b>
<b>Število</b>	10.330	10.330	10.330
<b>Aritmetična sredina</b>	257	182	147
<b>Mediana</b>	32	25	22
<b>Standardni odklon</b>	3.748	3.785	3.615
<b>Standardna napaka</b>	37	37	36
<b>Koeficient sploščenosti</b>	2.289	2.094	2.381
<b>Koeficient asimetrije</b>	25	-18	-23
<b>Razpon</b>	409.919	398.341	388.694
<b>Najmanjša vrednost</b>	-169.755	-244.308	-244.308
<b>Največja vrednost</b>	240.164	154.033	144.385

*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Iz opisnih statistik poslovnih izidov je razvidno, da imajo poslovni izidi primerljivo variabilnost, razlikujejo pa se po asimetričnosti, saj je poslovni izid iz poslovanja asimetričen v desno, celotni in čisti poslovni izid pa sta asimetrična v levo.

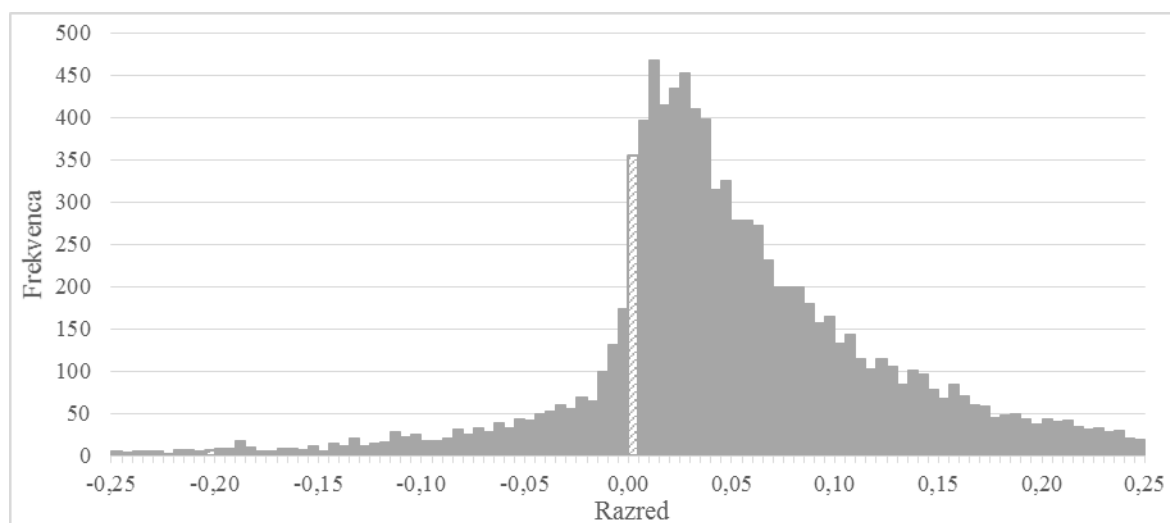
*Tabela 13: Opisne statistike celotnih sredstev, poslovnih prihodkov in čistih prihodkov iz prodaje za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 (T EUR)*

	<b>Celotna sredstva</b>	<b>Poslovni prihodki</b>	<b>Čisti prihodki iz prodaje</b>
<b>Število</b>	10.330	10.330	10.330
<b>Aritmetična sredina</b>	6.985	6.645	6.533
<b>Mediana</b>	859	1.090	1.064
<b>Standardni odklon</b>	71.550	49.710	49.355
<b>Standardna napaka</b>	704	489	486
<b>Koeficient sploščenosti</b>	3.631	2.062	2.100
<b>Koeficient asimetrije</b>	52	38	38
<b>Razpon</b>	5.556.644	3.287.034	3.281.032
<b>Najmanjša vrednost</b>	0,4	0,1	0,1
<b>Največja vrednost</b>	5.556.644	3.287.035	3.281.032

*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Vrednosti opisnih statistik za vse tri kategorije, ki jih uporabljamo za umerjanje poslovnega izida, se kvalitativno skoraj ne razlikujejo. Največjo variabilnost imajo celotna sredstva. Vse tri porazdelitve so asimetrične v desno in sploščene. Največje vrednosti koeficienta sploščenosti in koeficienta asimetrije ima porazdelitev celotnih sredstev. Na podlagi opisnih statistik kategorij, ki jih uporabljamo za umerjanje, ne pričakujemo večjih razlik v porazdelitvi umerjenih kategorij poslovnega izida, zato bomo prikazali samo rezultate umerjanja s celotnimi sredstvi pri podzorcju slovenskih podjetij z vsaj petimi zaposlenimi.

*Slika 21: Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014*

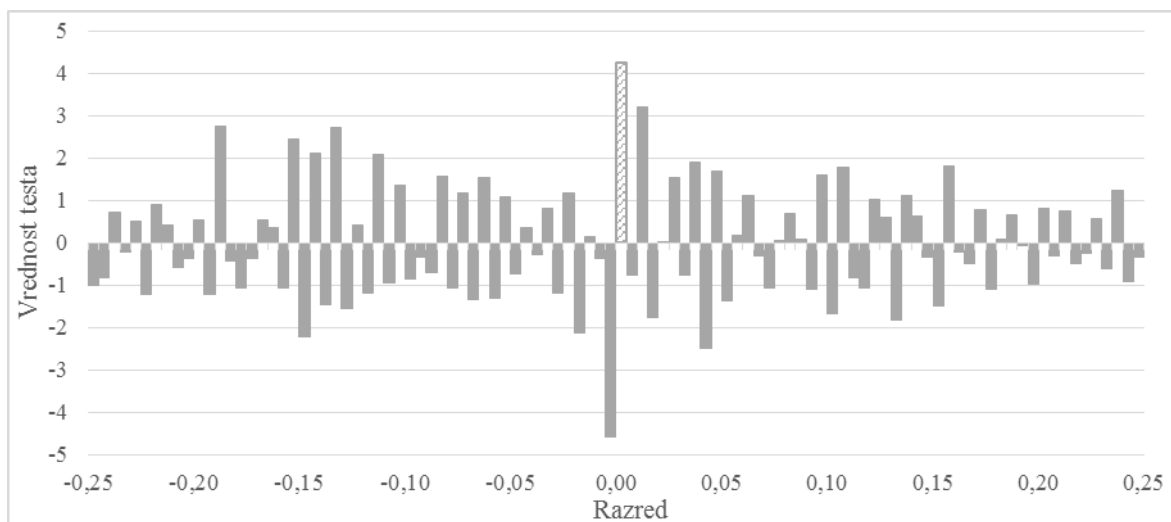


*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Pri frekvenčni porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, je najvišja frekvenca dosežena v frekvenčnem razredu  $[0,010, 0,015)$ , in ne v razredu tik nad vrednostjo nič, ki ga smatramo za ciljno območje podjetij. Razred tik nad vrednostjo nič je prikazan z drugačnim vzorcem.

Za testiranje nezveznosti smo uporabili testno statistiko  $\tau$ . Njene vrednosti za porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, so prikazane na grafu, ki izhaja iz zgornje frekvenčne porazdelitve proučevanega kazalnika.

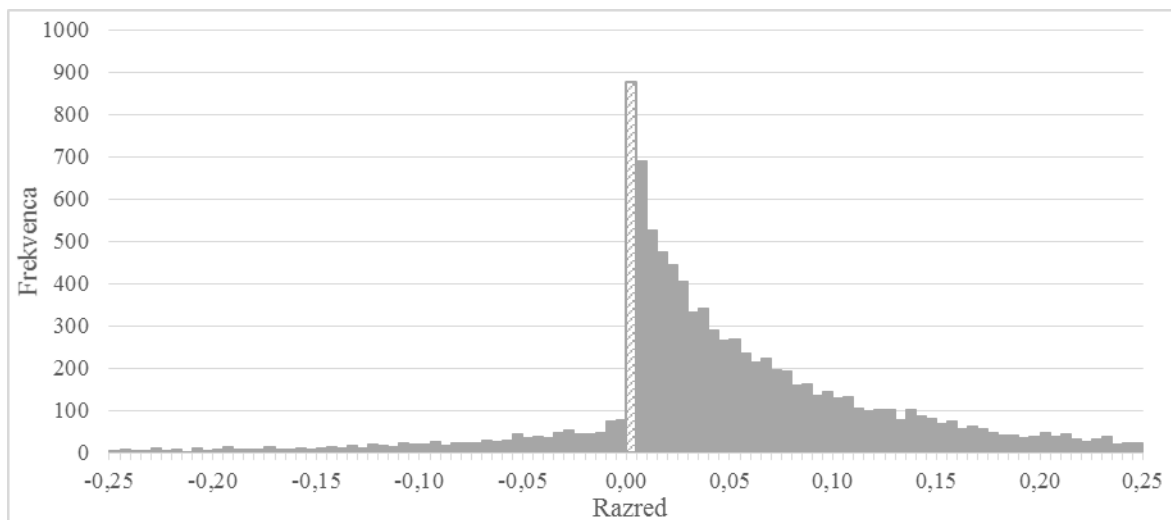
*Slika 22: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014*



*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Testna statistika na nobenem od intervalov ne preseže kritične vrednosti 10 pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, ne moremo zavrnila ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve.

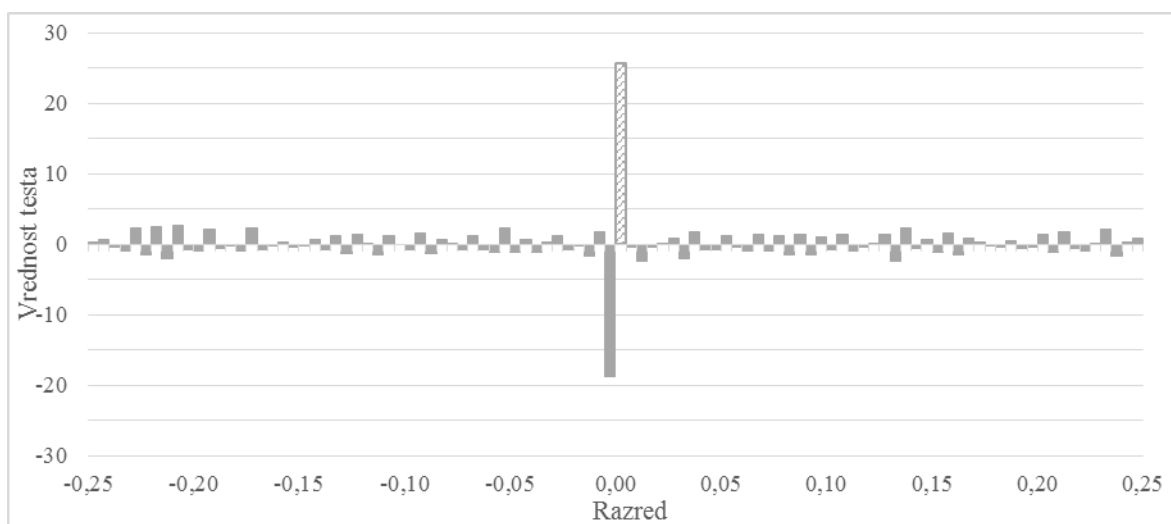
Slika 23: Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014



Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Pri frekvenčni porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi je najvišja frekvenca ponovno dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ . V tem razredu je 875 opazovanj. S testom nezveznosti bomo preverili, ali je ta skok tolikšen, da lahko pri izbrani stopnji značilnosti zavrnemo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve.

Slika 24: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014

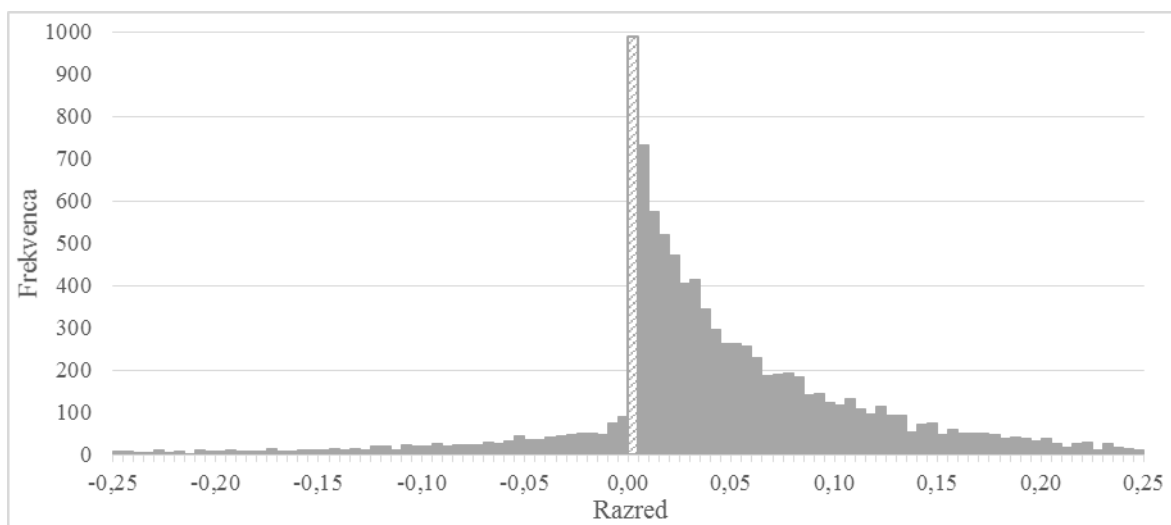


Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Vrednosti testne statistike  $\tau$  za porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, smo prikazali na grafu, ki izhaja iz zgornje frekvenčne porazdelitve proučevanega kazalnika. Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu

[0,000, 0,005), in sicer 25,58, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi zavrnemo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-18,71$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %.

*Slika 25: Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014*

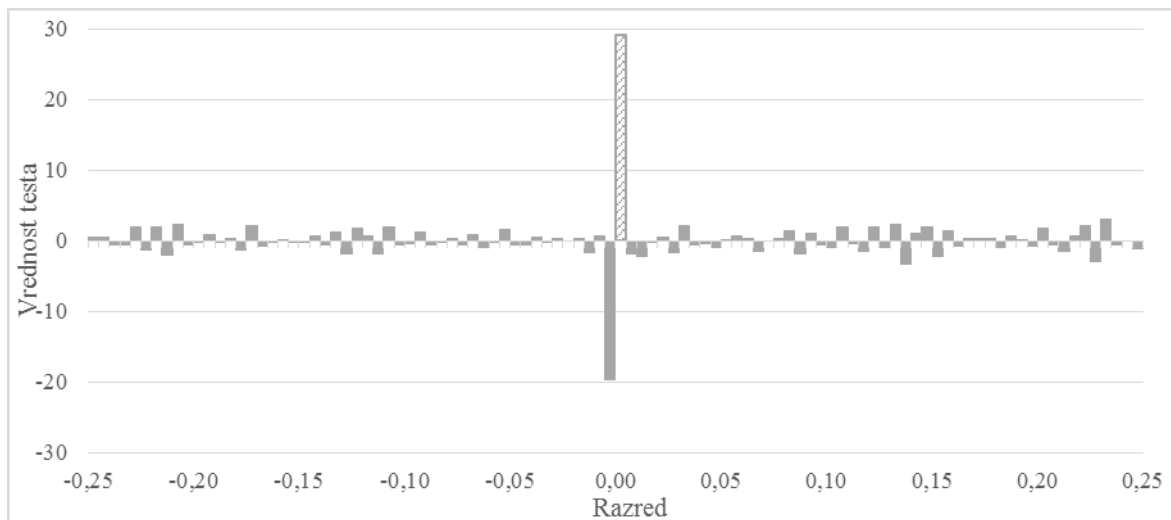


*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Pri frekvenčni porazdelitvi čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, je najvišja frekvenca ponovno dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , v katerem je frekvenca narasla na 989 opazovanj.

Testna statistika pri testu nezveznosti za porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 29,10, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi zavrnemo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-19,66$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. To pomeni, da ima porazdelitev v tem frekvenčnem razredu statistično značilno manj opazovanj, kot izhaja iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve.

Slika 26: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014



Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi pri porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, ne moremo zavrnila ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve. Nezveznost pri razredu tik nad vrednostjo nič se pojavi pri porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, in skok se še poveča pri čistem poslovnem izidu, umerjenem s celotnimi sredstvi.

Rezultati testa nezveznosti so kvalitativno enaki, ko za umerjanje uporabimo poslovne prihodke ali čiste prihodke od prodaje. V obeh primerih pri umerjenem poslovnem izidu iz poslovanja ni nezveznosti, se pa ta pojavi pri umerjenem celotnem poslovnem izidu in stopnjuje pri umerjenem čistem poslovnem izidu.

### 3.2 Nezveznost v podatkih avstrijskih podjetij

Za analizo uporabimo podatke avstrijskih javnih in zasebnih podjetij za leti 2013 in 2014 iz baze Amadeus. V analizo porazdelitev računovodskih podatkov vključimo vsa podjetja, za katera obstajajo v letih 2013 in 2014 podatki za naslednje kategorije:

- celotna sredstva,
- poslovni prihodki,
- poslovni izid iz poslovanja,
- celotni poslovni izid in
- čisti poslovni izid.



Da zagotovimo vzorec podjetij, ki v resnici poslujejo, in da izločimo podjetja, za katere je leto 2014 prvo leto poslovanja, poleg obstoja navedenih podatkov zahtevamo še pozitivnost naslednjih kategorij:

- celotna sredstva v letu 2014,
- celotna sredstva v letu 2013 in
- poslovni prihodki v letu 2014.

Tako dobljeni vzorec vsebuje 2865 podjetij. Ker je vzorec manjši od 5000 opazovanj, bo pri uporabi testa  $\tau$  za testiranje zveznosti porazdelitve težje dokazati obstoj nezveznosti v porazdelitvi, saj je test za manjše vzorce manj učinkovit. Zaradi manjšega vzorca podjetij bi bil za frekvenčne prikaze ustrežnejši večji interval, saj lahko uporaba predrobnega razbitja povzroči naključne skoke v porazdelitvi, za katere pa ni vsebinske osnove. Vendar zaradi primerljivosti porazdelitev kazalnikov poslovnega izida za vse tri države tudi za avstrijska podjetja uporabljamo enako širino frekvenčnega razreda kot za slovenska in britanska.

Pri analizi prikažemo porazdelitve in vrednosti testa za poslovni izid iz poslovanja, celotni poslovni izid in čisti poslovni izid, ki jih bomo umerili s celotnimi sredstvi ali poslovnimi prihodki.

*Tabela 14: Opisne statistike poslovnega izida iz poslovanja, celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida za avstrijska podjetja v letu 2014 (T EUR)*

	<b>Poslovni izid iz poslovanja</b>	<b>Celotni poslovni izid</b>	<b>Čisti poslovni izid</b>
<b>Število</b>	2865	2865	2865
<b>Aritmetična sredina</b>	4211	5223	4328
<b>Mediana</b>	687	722	574
<b>Standardni odklon</b>	20.243	26.352	23.008
<b>Standardna napaka</b>	378	492	430
<b>Koeficient sploščenosti</b>	117,14	288,32	348,76
<b>Koeficient asimetrije</b>	7,92	13,45	14,51
<b>Razpon</b>	551.579	868.399	819.748
<b>Najmanjša vrednost</b>	-181.547	-122.377	-118.350
<b>Največja vrednost</b>	370.033	746.022	701.398

*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Iz opisnih statistik je razvidno, da so največje mere variabilnosti pri celotnem poslovnem izidu v primerjavi z drugima dvema kategorijama. Porazdelitve vseh treh kategorij so asimetrične v desno, pri čemer je asimetričnost največja pri čistem poslovnem izidu. Vse tri porazdelitve so sploščene, največji koeficient sploščenosti pa ima čisti poslovni izid.

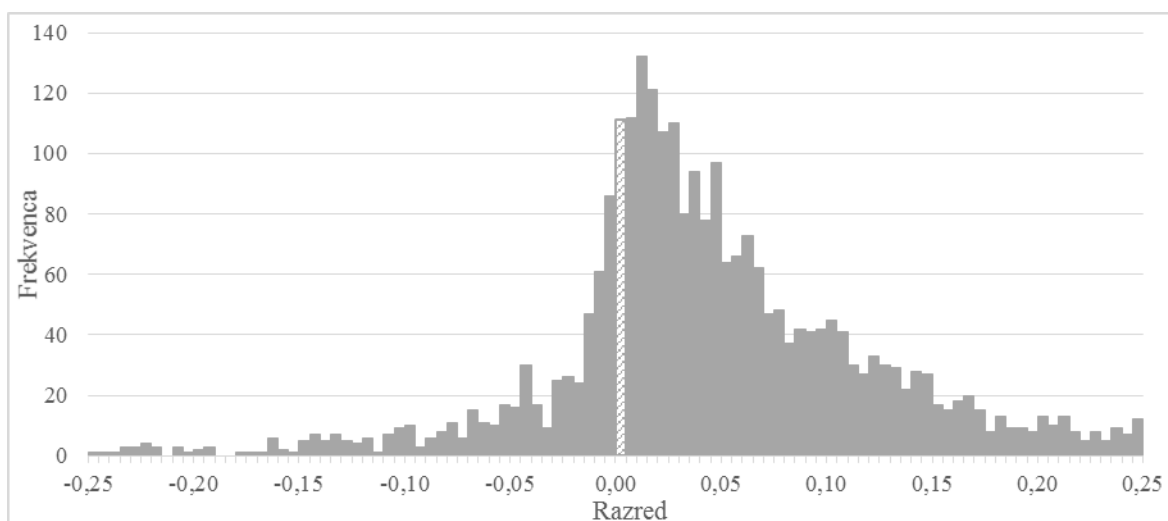
Tabela 15: Opisne statistike celotnih sredstev, poslovnih prihodkov za avstrijska podjetja v letu 2014 (T EUR)

	Celotna sredstva	Poslovni prihodki
<b>Število</b>	2865	2865
<b>Aritmetična sredina</b>	108.090	105.450
<b>Mediana</b>	22.240	26.668
<b>Standardni odklon</b>	433.046	409.646
<b>Standardna napaka</b>	8090	7653
<b>Koeficient sploščenosti</b>	387,99	320,22
<b>Koeficient asimetrije</b>	15,83	15,09
<b>Razpon</b>	13.607.011	11.698.041
<b>Najmanjša vrednost</b>	3,93	0,03
<b>Največja vrednost</b>	13.607.015	11.698.041

Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Iz opisnih statistik so razvidne nekoliko večje vrednosti mer variabilnosti pri celotnih sredstvih v primerjavi s poslovnimi prihodki. Vrednosti koeficienta asimetrije in koeficienta sploščenosti se pri obeh kategorijah minimalno razlikujejo. Obe porazdelitvi sta asimetrični v desno in sploščeni. Na podlagi opisnih statistik kategorij, ki jih uporabljamo za umerjanje, ne pričakujemo razlik v porazdelitvi umerjenih kategorij poslovnega izida.

Slika 27: Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, za avstrijska podjetja v letu 2014



Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

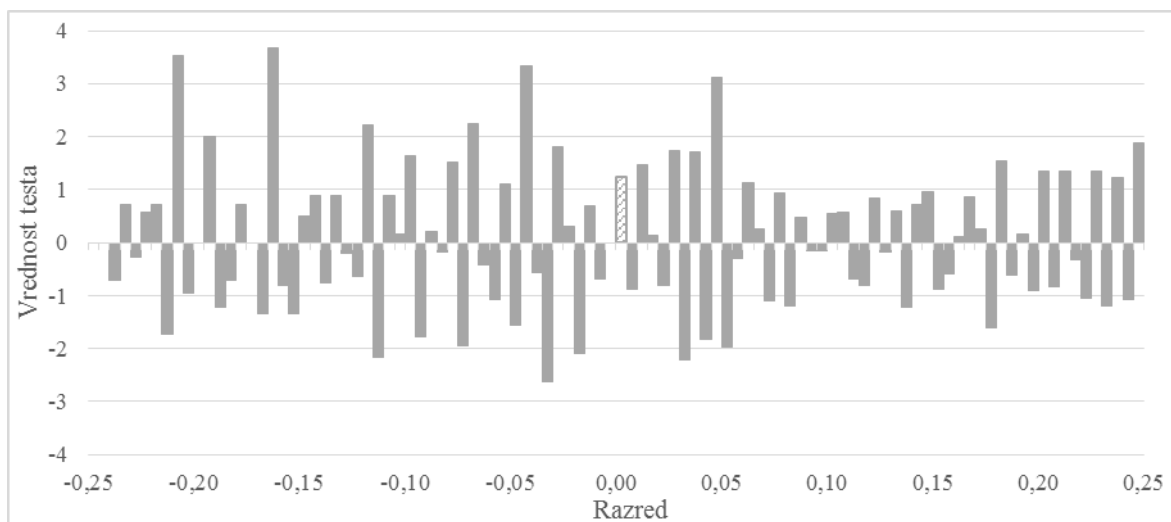
Pri frekvenčni porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, najvišja frekvenca ni dosežena v razredu [0,000, 0,005), ampak dva razreda bolj desno, torej na intervalu [0,010, 0,015). V histogramu porazdelitve vidimo več manjših skokov pri različnih vrednostih, kar je posledica uporabe enako širokega frekvenčnega intervala pri manjšem vzorcu podatkov.

Uporabljena je stopnja značilnosti testa 1 %, kar je enakovredno uporabi kritične vrednosti

testne statistike 10. V primeru, da ta ni dosežena, dobljeno maksimalno absolutno vrednost testne statistike  $\tau$  primerjamo s kritično vrednostjo 4,47, ki ustreza stopnji značilnosti 5 %.

Testna statistika doseže na intervalu  $[0,000, 0,005)$  vrednost 1,22, kar ne presega kritične vrednosti testa 10 pri izbrani stopnji značilnosti 1 % niti kritične vrednosti testa 4,47 pri stopnji značilnosti 5 %. Kritičnih vrednosti ne preseže absolutna vrednost testne statistike na nobenem od frekvenčnih razredov. Tako ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi.

*Slika 28: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za avstrijska podjetja v letu 2014*

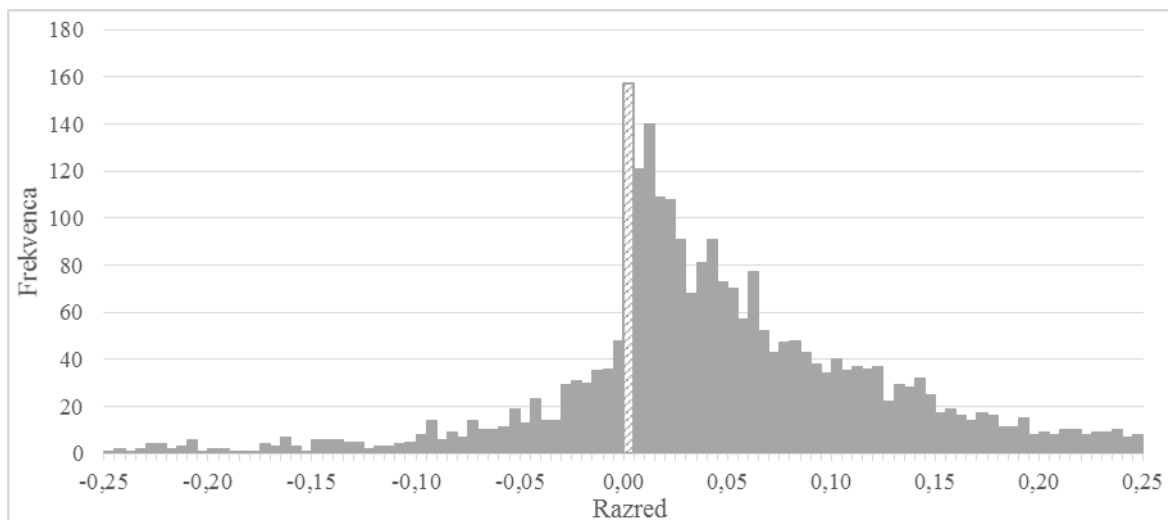


*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Pri frekvenčni porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, je najvišja frekvenca dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ . V tem razredu je 157 opazovanj, medtem ko je pri porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, v istem razredu le 111 opazovanj.

Pri porazdelitvi celotnega poslovnega izida opazimo precejšnje razlike v porazdelitvi podatkov v okolici vrednosti nič. Pojavi se skok pri vrednosti nič in v razredu takoj nad vrednostjo 0 je največ podjetij.

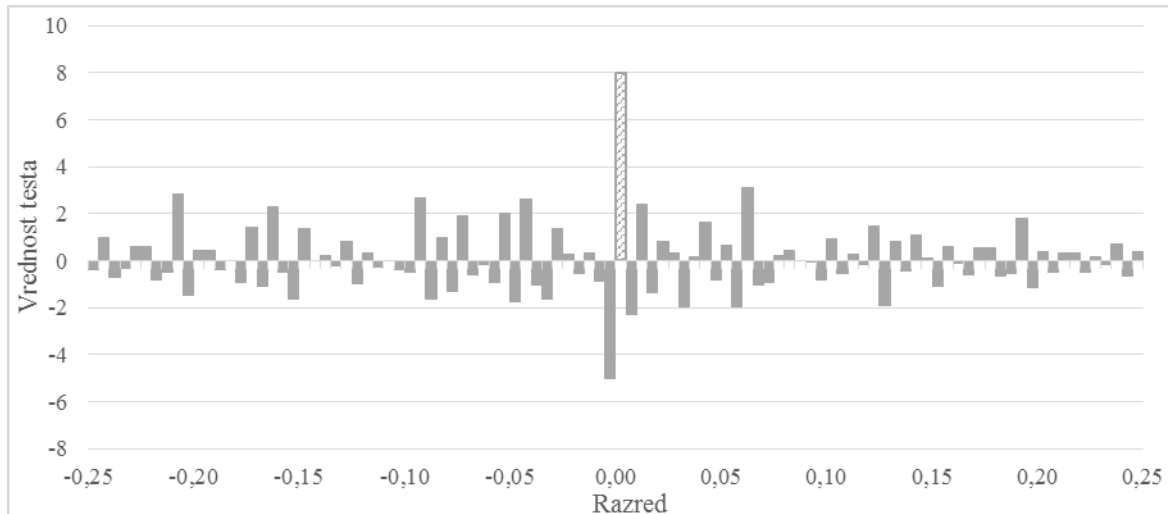
Slika 29: Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za avstrijska podjetja v letu 2014



Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

S testom nezveznosti bomo preverili, ali je ta skok tolikšen, da lahko pri izbrani stopnji značilnosti zavrnilo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve.

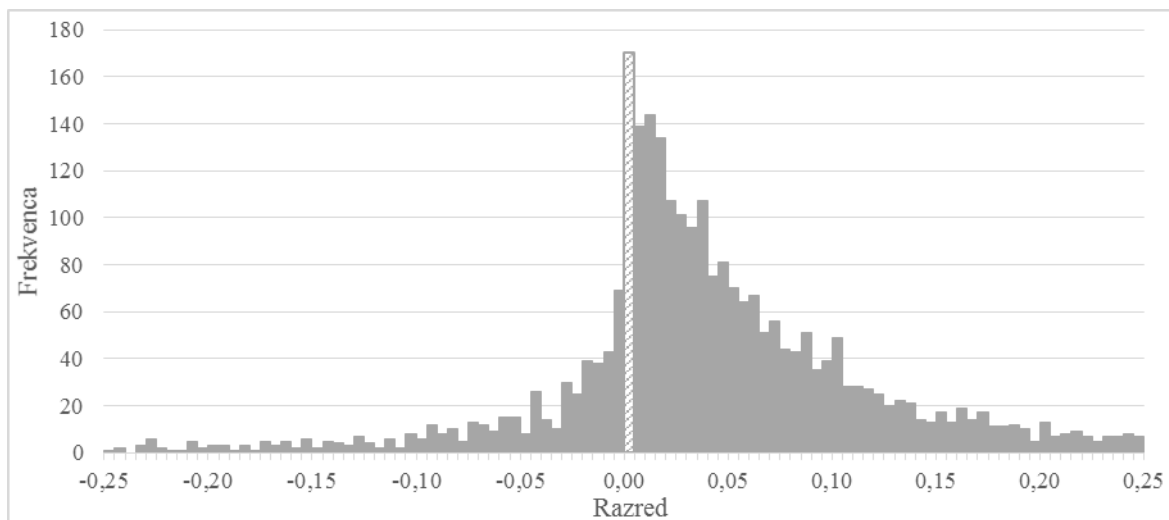
Slika 30: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za avstrijska podjetja v letu 2014



Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 8,01, kar ne presega kritične vrednosti testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %, presega pa kritično vrednost testa pri stopnji značilnosti 5 %. Tako v primeru porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 %.

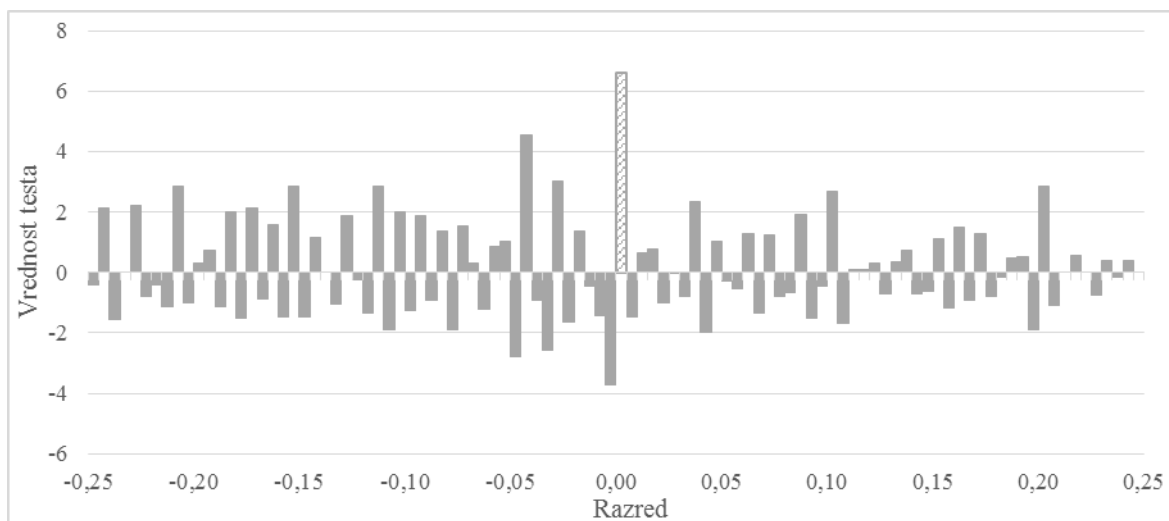
Slika 31: Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za avstrijska podjetja v letu 2014



Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Pri frekvenčni porazdelitvi čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, je najvišja frekvenca ponovno dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , v katerem je frekvenca 170 opazovanj.

Slika 32: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za avstrijska podjetja v letu 2014

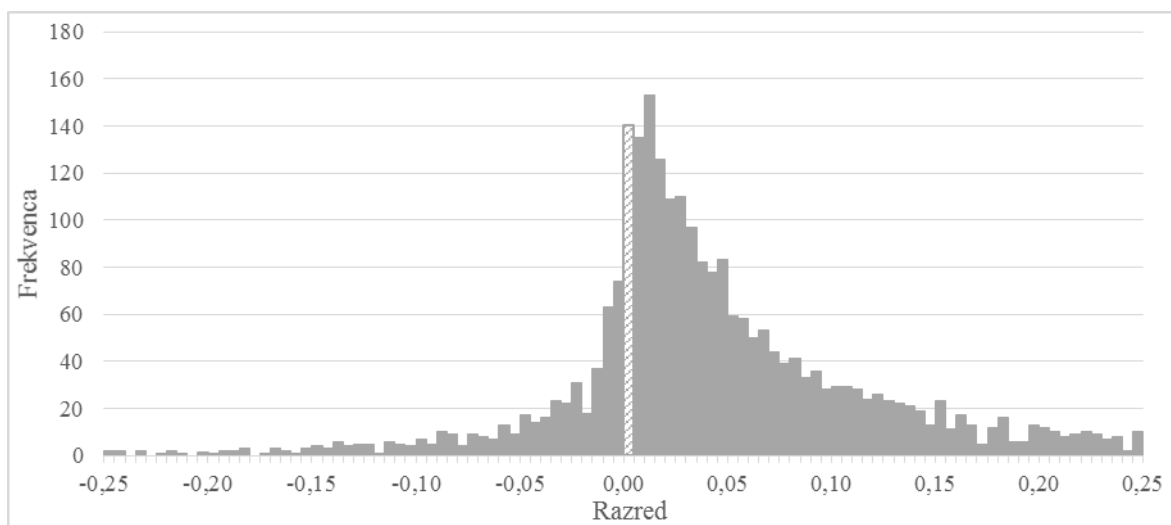


Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Testna statistika pri testu zveznosti za porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 6,59, kar ne presega kritične vrednosti testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %, presega pa kritično vrednost testa pri stopnji značilnosti 5 %. Tako da v primeru porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 %.

Pri analizi zveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri avstrijskih podjetjih, v vseh treh primerih ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 %. Za celoten poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi, in čisti poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi, zavrnemo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 5 % in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Najnižjo vrednost testne statistike za frekvenčni razred  $[0,000, 0,005)$  ima porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, in sicer 1,22, najvišjo pa porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za katerega znaša 8,01.

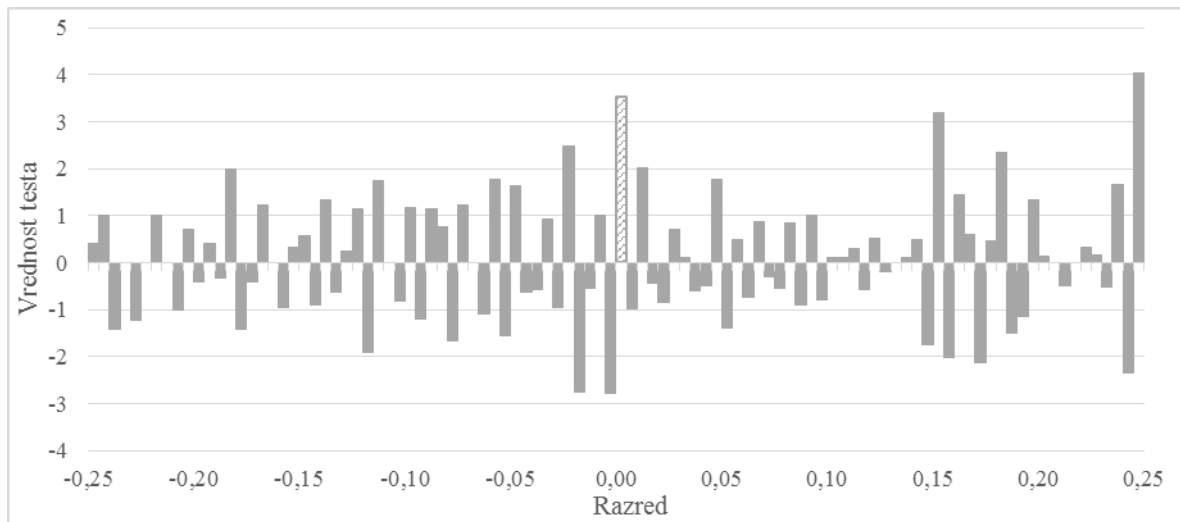
*Slika 33: Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, za avstrijska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Pri frekvenčni porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, najvišja frekvenca ni dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , ampak dva razreda bolj desno, torej na intervalu  $[0,010, 0,015)$ .

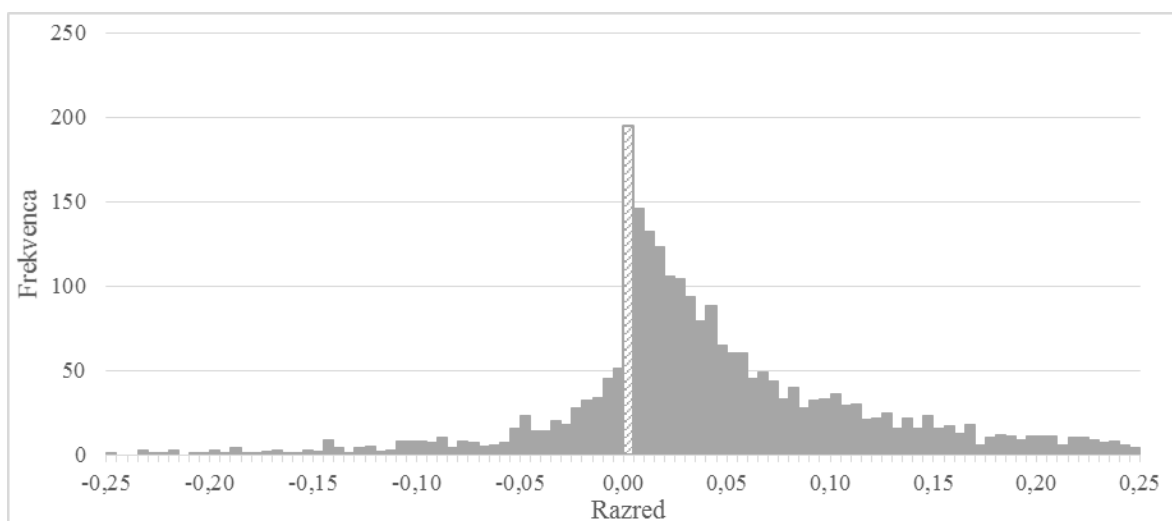
*Slika 34: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za avstrijska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Testna statistika doseže na intervalu  $[0,000, 0,005)$  vrednost 3,54, kar ne presega kritične vrednosti testa 10 pri izbrani stopnji značilnosti 1 % niti kritične vrednosti testa 4,47 pri stopnji značilnosti 5 %. Kritičnih vrednosti ne preseže absolutna vrednost testne statistike na nobenem od frekvenčnih razredov. Tako za porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve.

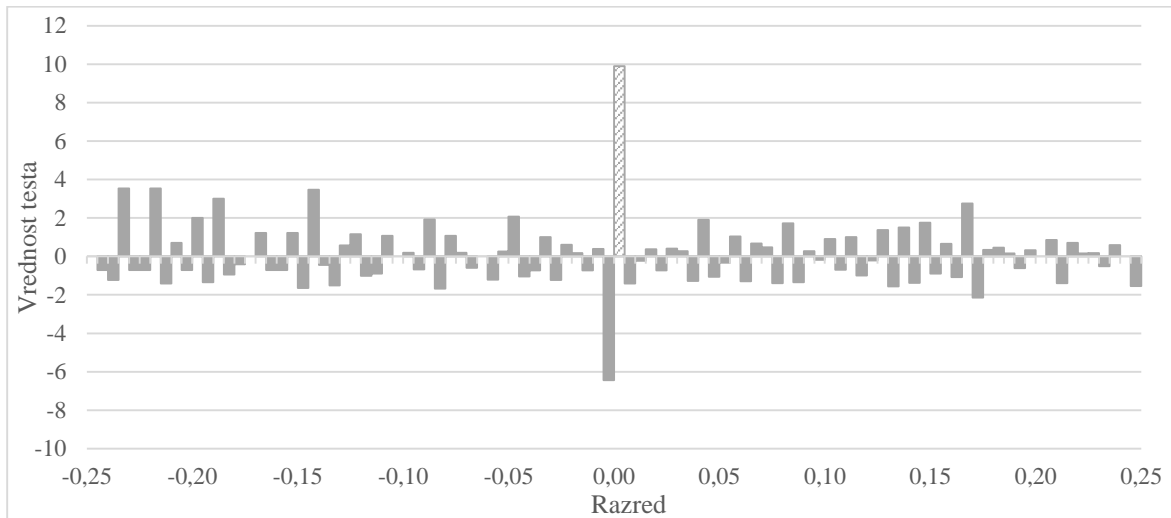
*Slika 35: Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za avstrijska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Pri frekvenčni porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, je najvišja frekvenca dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ . V tem razredu je 195 opazovanj, medtem ko je pri porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, v istem razredu le 140 opazovanj.

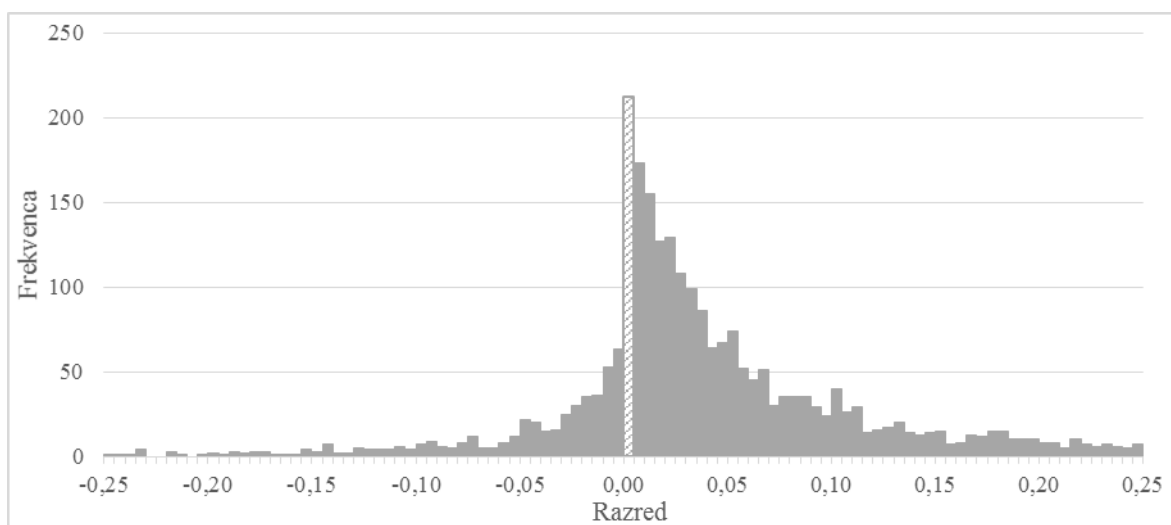
*Slika 36: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za avstrijska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 9,89, kar ne presega kritične vrednosti testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %, presega pa kritično vrednost testa pri stopnji značilnosti 5 %. Tako da tudi pri porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 %.

*Slika 37: Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za avstrijska podjetja v letu 2014*

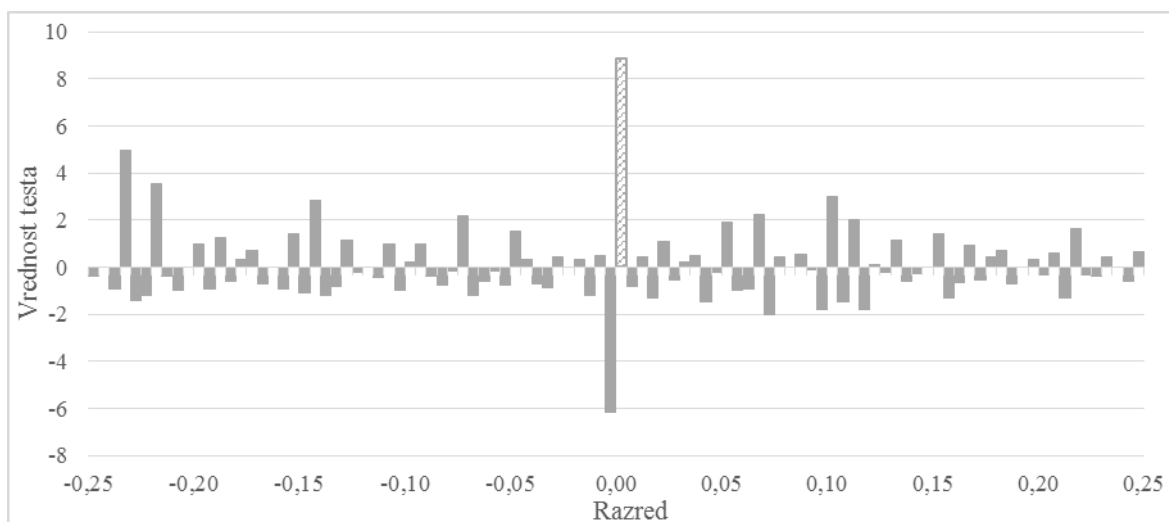


*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*



Pri frekvenčni porazdelitvi čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, je najvišja frekvenca ponovno dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , v katerem je frekvenca 212 opazovanj.

Slika 38: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za avstrijska podjetja v letu 2014



Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Testna statistika pri testu zveznosti za porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, doseže največjo vrednost 8,84 na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , kar ne presega kritične vrednosti testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %, presega pa kritično vrednost testa pri stopnji značilnosti 5 %. Tako v primeru porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, ne moremo zavrnila ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 %.

Pri analizi zveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri avstrijskih podjetjih, v vseh treh primerih ne moremo zavrnila ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 %. Za celoten poslovni izid, umerjen s poslovnimi prihodki, in čisti poslovni izid, umerjen s poslovnimi prihodki, zavrnila ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 5 % in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Najnižjo vrednost testne statistike za frekvenčni razred  $[0,000, 0,005)$  ima porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, in sicer 3,54, najvišjo pa porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za katerega znaša 9,89.

Na podatkih avstrijskih podjetij je najvišja vrednost testne statistike za interval  $[-0,005, 0,000)$  dosežena pri celotnem poslovnem izidu. Torej za avstrijska podjetja ne moremo potrditi veljavnosti  $H_1$ : Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo verjetnost prirejanja.

Pri primerjavi uporabe celotnih sredstev in poslovnih prihodkov za umerjanje poslovnega

izida ugotavljamo, da ni kvalitativne razlike v sklepih o zavrnitvi ali nezavrnitvi ničelne hipoteze o zveznosti med tem, ali za umerjanje uporabimo celotna sredstva ali poslovne prihodke tako pri stopnji značilnosti 1 % kot pri stopnji značilnosti 5 %.

### 3.3 Nezveznost v podatkih britanskih podjetij

Za analizo uporabimo podatke britanskih javnih in zasebnih podjetij za leti 2013 in 2014 iz baze Amadeus. V analizo porazdelitev računovodskih podatkov vključimo vsa podjetja, za katera obstajajo v letih 2013 in 2014 podatki za naslednje kategorije:

- celotna sredstva,
- poslovni prihodki,
- poslovni izid iz poslovanja,
- celotni poslovni izid in
- čisti poslovni izid.

Da zagotovimo vzorec podjetij, ki v resnici poslujejo, in da izločimo podjetja, za katere je leto 2014 prvo leto poslovanja, poleg obstoja navedenih podatkov zahtevamo še pozitivnost naslednjih kategorij:

- celotna sredstva v letu 2014,
- celotna sredstva v letu 2013 in
- poslovni prihodki v letu 2014.

Tako dobljeni vzorec vsebuje 127.127 podjetij. Vzorec je večji od uporabljenega vzorca slovenskih podjetij, zato bo na njem učinkovitost testa za zaznavanje nezveznosti v porazdelitvi večja. Zaradi primerljivosti porazdelitev kazalnikov poslovnega izida za vse tri države uporabljamo enako širino frekvenčnega razreda. Pri analizi prikažemo porazdelitve in vrednosti testa za poslovni izid iz poslovanja, celotni poslovni izid in čisti poslovni izid, ki jih bomo umerili s celotnimi sredstvi ali poslovnimi prihodki.

*Tabela 16: Opisne statistike poslovnega izida iz poslovanja, celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida za britanska podjetja v letu 2014 (T EUR)*

	<b>Poslovni izid iz poslovanja</b>	<b>Celotni poslovni izid</b>	<b>Čisti poslovni izid</b>
<b>Število</b>	127.127	127.127	127.127
<b>Aritmetična sredina</b>	4042	3639	3129
<b>Mediana</b>	41	35	29
<b>Standardni odklon</b>	123.056	119.959	93.896

	<b>Poslovni izid iz poslovanja</b>	<b>Celotni poslovni izid</b>	<b>Čisti poslovni izid</b>
<b>Standardna napaka</b>	345	336	263
<b>Koeficient sploščenosti</b>	16.968	14.936	5658
<b>Koeficient asimetrije</b>	97,99	83,58	44,12
<b>Razpon</b>	32.781.214	32.095.470	20.058.325
<b>Najmanjša vrednost</b>	-7.950.607	-8.752.256	-7.914.917
<b>Največja vrednost</b>	24.830.608	23.343.214	12.143.408

*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Iz opisnih statistik je razvidno, da so največje mere variabilnosti pri poslovnem izidu iz poslovanja v primerjavi z drugima dvema kategorijama. Porazdelitve vseh treh kategorij so asimetrične v desno, pri čemer je asimetričnost največja pri poslovnem izidu iz poslovanja. Vse tri porazdelitve so sploščene, največji koeficient sploščenosti pa ima poslovni izid iz poslovanja.

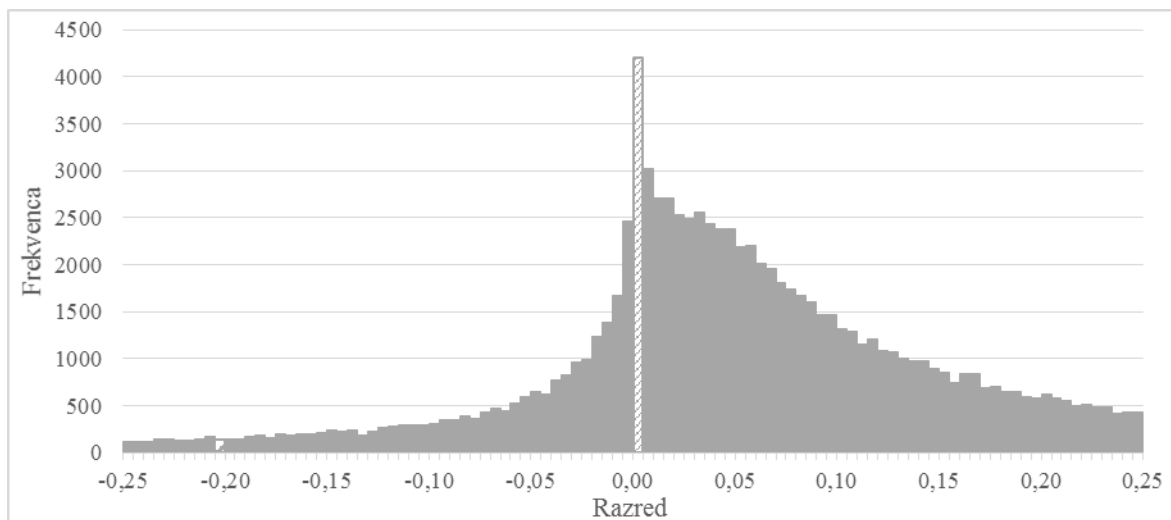
*Tabela 17: Opisne statistike celotnih sredstev in poslovnih prihodkov za britanska podjetja v letu 2014 (T EUR)*

	<b>Celotna sredstva</b>	<b>Poslovni prihodki</b>
<b>Število</b>	127.127	127.127
<b>Aritmetična sredina</b>	114.861	53.653
<b>Mediana</b>	1467	921
<b>Standardni odklon</b>	4.086.930	1.581.526
<b>Standardna napaka</b>	11.462	4436
<b>Koeficient sploščenosti</b>	21.029	31.430
<b>Koeficient asimetrije</b>	132,26	159,67
<b>Razpon</b>	826.769.892	355.619.555
<b>Najmanjša vrednost</b>	0,001	0,001
<b>Največja vrednost</b>	826.769.892	355.619.555

*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Iz opisnih statistik so razvidne nekoliko večje vrednosti mer variabilnosti pri celotnih sredstvih v primerjavi s poslovnimi prihodki. Vrednosti koeficienta asimetrije in koeficienta sploščenosti sta pri obeh kategorijah podobni. Obe porazdelitvi sta asimetrični v desno in sploščeni. Na podlagi opisnih statistik kategorij, ki jih uporabljamo za umerjanje, ne pričakujemo razlik v porazdelitvi umerjenih kategorij poslovnega izida.

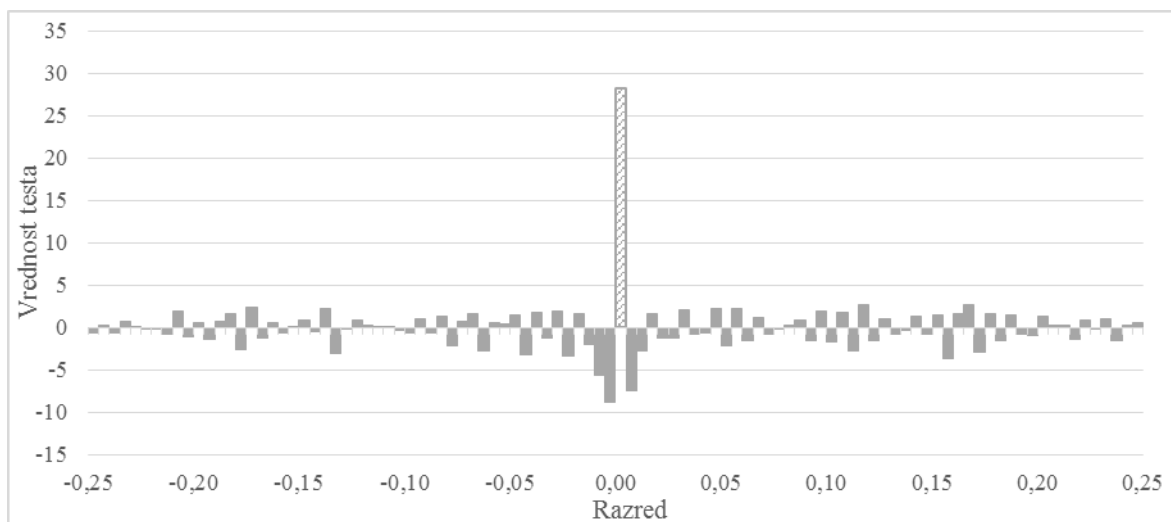
Slika 39: Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, za britanska podjetja v letu 2014



Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Pri frekvenčni porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, je najvišja frekvenca dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer v vrednosti 4200 opazovanj.

Slika 40: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za britanska podjetja v letu 2014

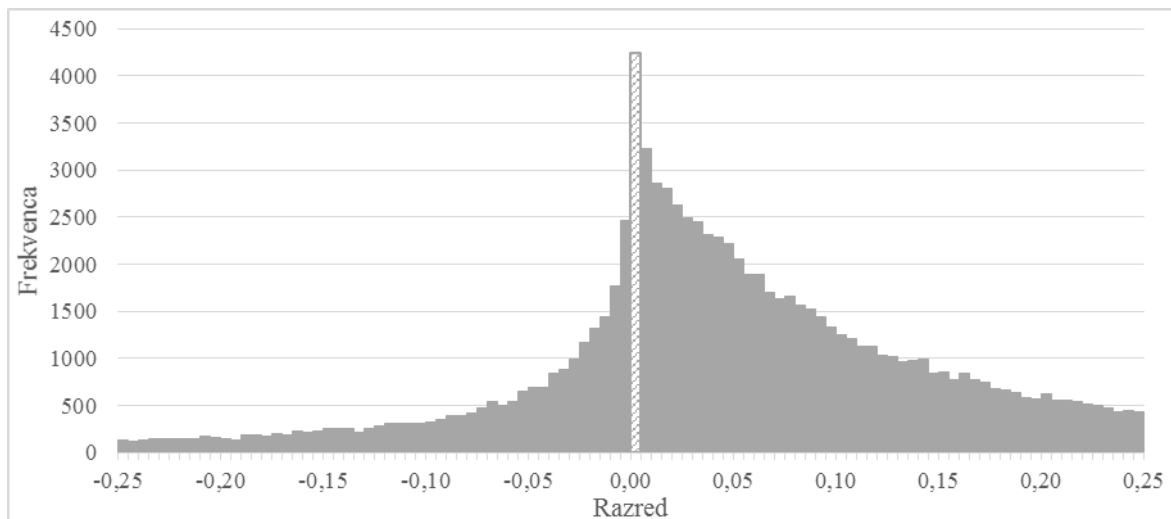


Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 28,17, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, zavrnamo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-8,87$ , kar po absolutni vrednosti ne presega kritične vrednosti

testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %.

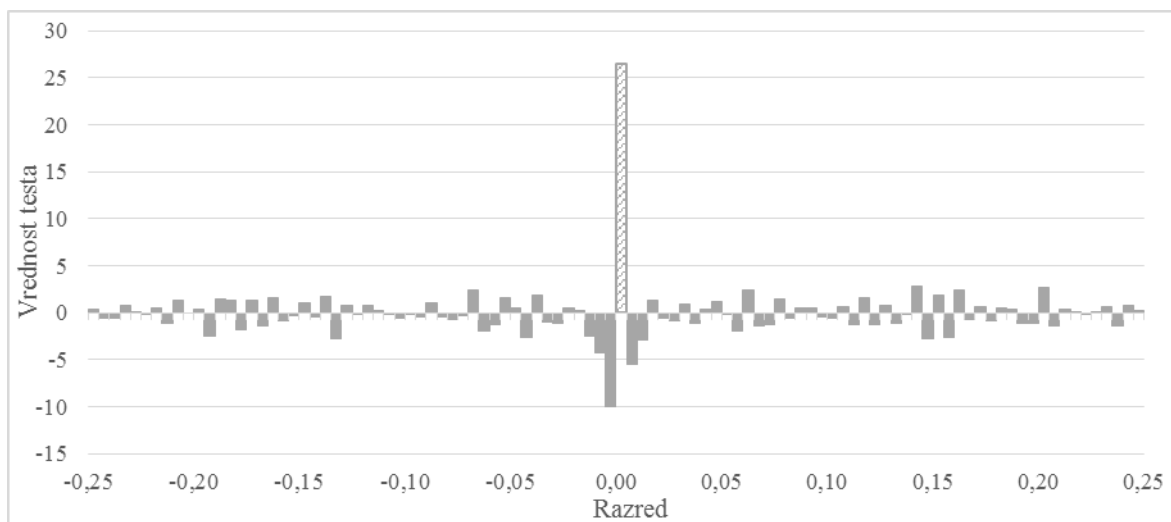
*Slika 41: Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za britanska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Pri frekvenčni porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, je najvišja frekvenca dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 4236.

*Slika 42: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za britanska podjetja v letu 2014*

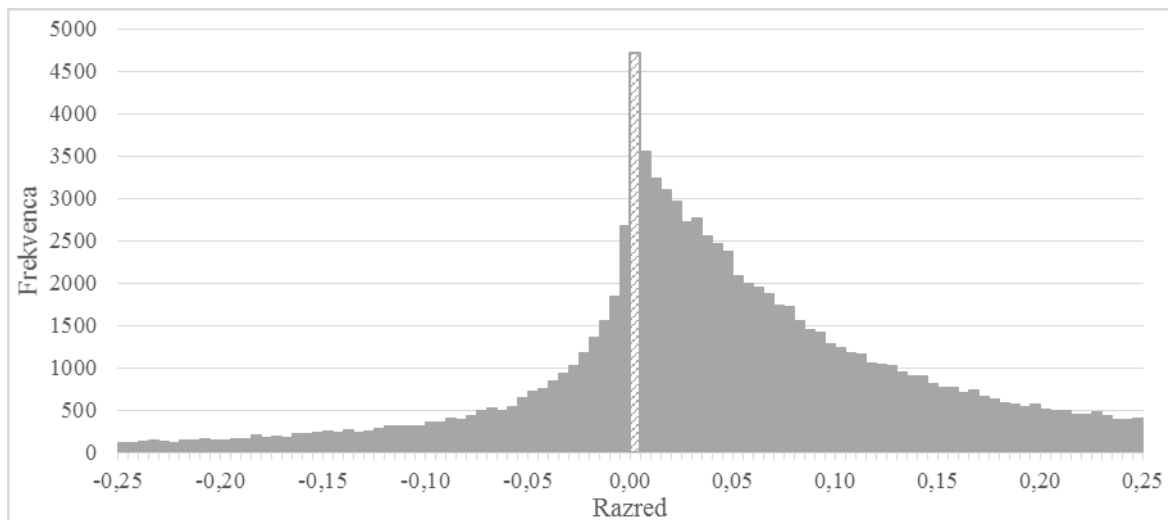


*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 26,44, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, zavrnilo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in

sicer  $-9,95$ , kar po absolutni vrednosti ne presega kritične vrednosti testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %.

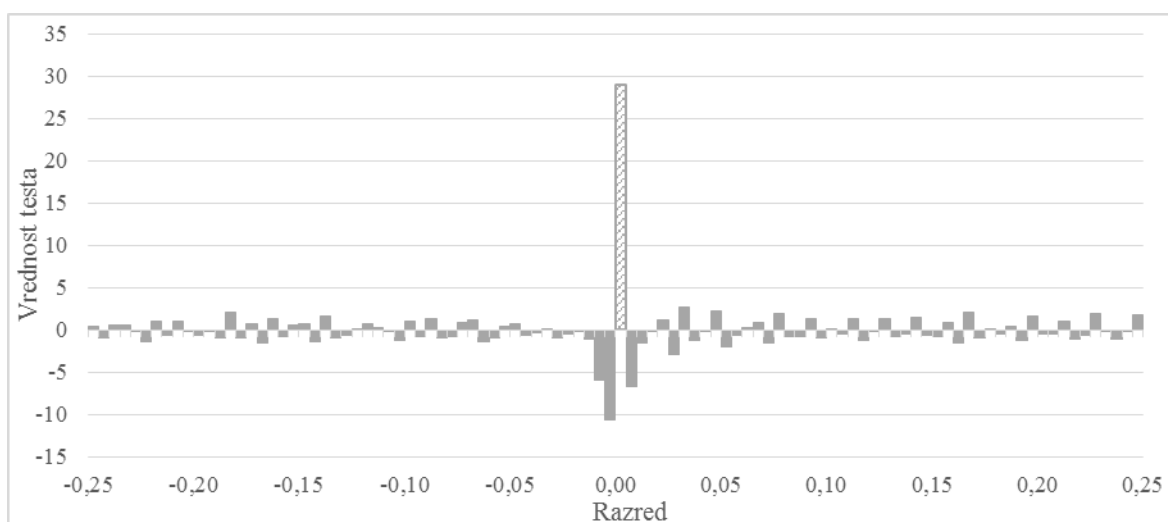
*Slika 43: Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za britanska podjetja v letu 2014*



Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Pri frekvenčni porazdelitvi čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, je najvišja frekvenca ponovno dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , v katerem je frekvenca 4713 opazovanj.

*Slika 44: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju zveznosti, za britanska podjetja v letu 2014*



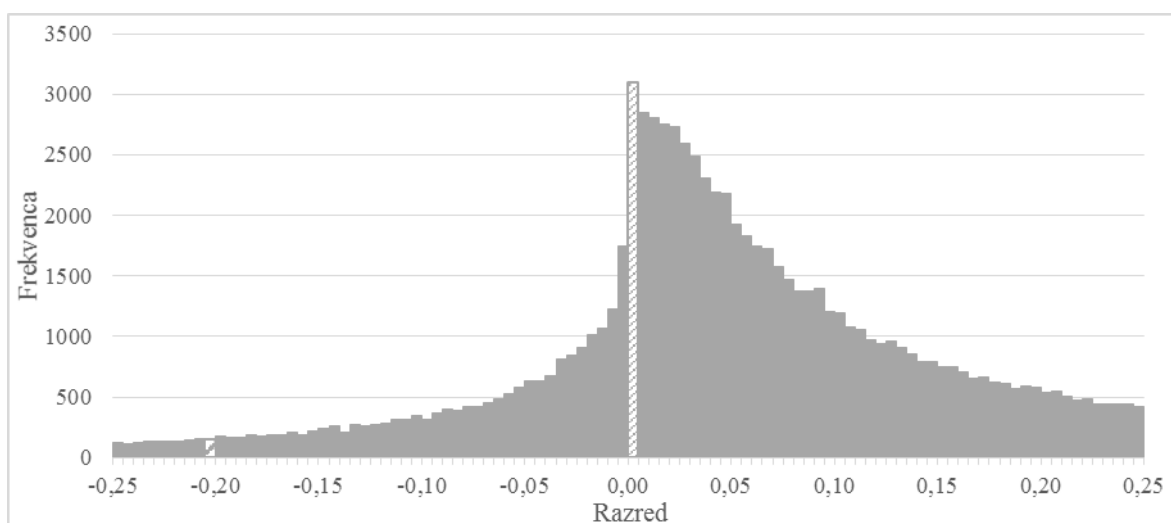
Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 29,00, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, zavrnilo ničelno

hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-10,68$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. To pomeni, da ima porazdelitev v tem frekvenčnem razredu statistično značilno manj opazovanj, kot izhaja iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve.

Pri analizi zveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, pri britanskih podjetjih v vseh treh primerih zavrnilo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 % in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Vrednosti testne statistike za frekvenčni razred  $[0,000, 0,005)$  se med porazdelitvami minimalno razlikujejo, in sicer ima najnižjo porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, in sicer  $26,44$ , najvišjo pa porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za katerega znaša  $29,00$ .

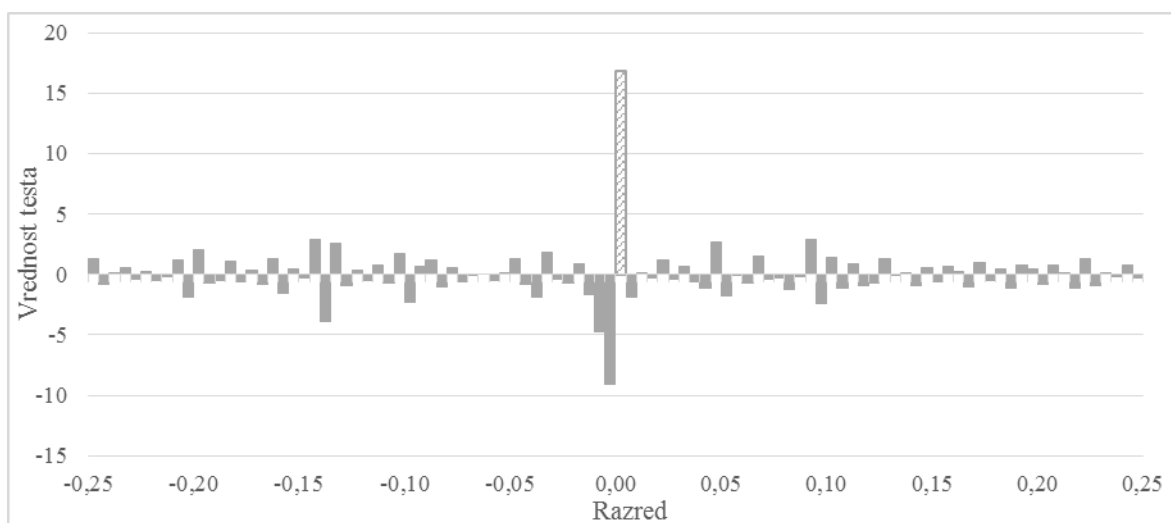
*Slika 45: Frekvenčna porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, za britanska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Pri frekvenčni porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, je najvišja frekvenca dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , v katerega se uvršča 3097 opazovanj.

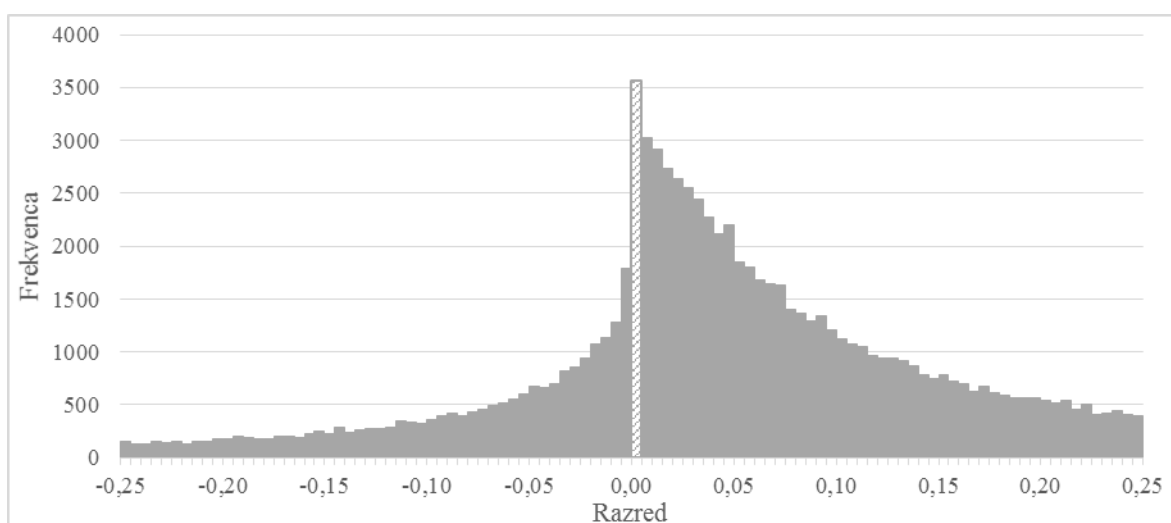
*Slika 46: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za britanska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 16,86, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, zavrnilo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-9,10$ , kar po absolutni vrednosti ne presega kritične vrednosti testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %.

*Slika 47: Frekvenčna porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za britanska podjetja v letu 2014*



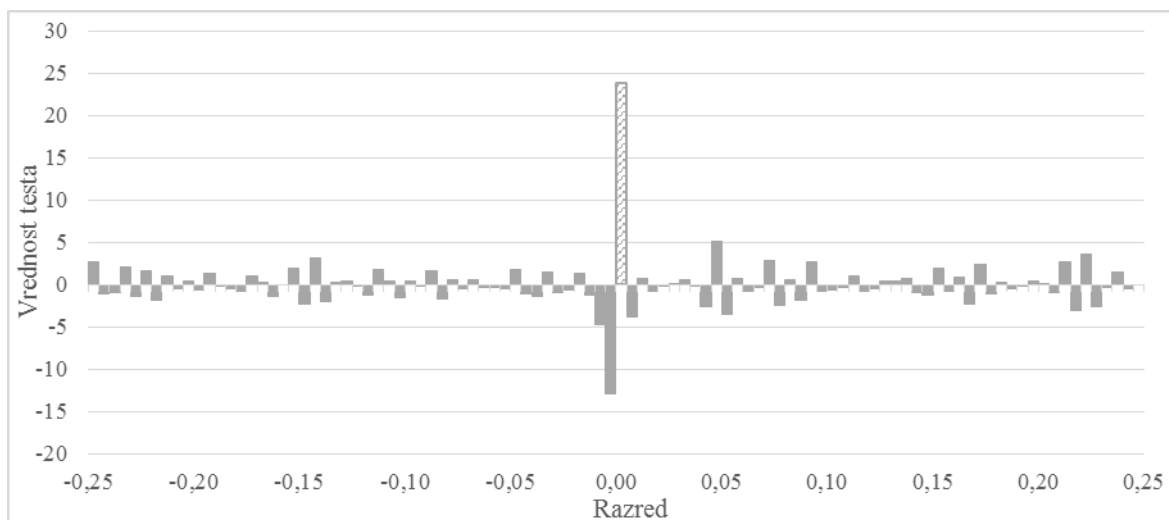
*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Pri frekvenčni porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki,



je najvišja frekvenca dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ . V tem razredu je 3562 opazovanj, kar je več kot pri poslovnem izidu iz poslovanja, umerjenem s poslovnimi prihodki.

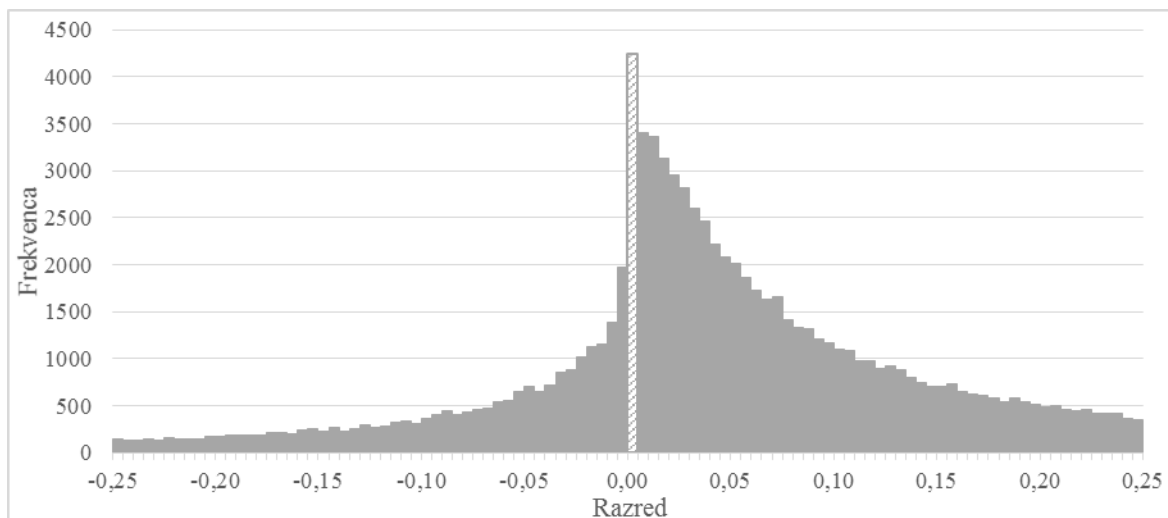
Slika 48: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za britanska podjetja v letu 2014



Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Testna statistika doseže največjo vrednost na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 23,82, kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, zavrnamo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in sicer  $-12,96$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. To pomeni, da ima porazdelitev v tem frekvenčnem razredu statistično značilno manj opazovanj, kot izhaja iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve.

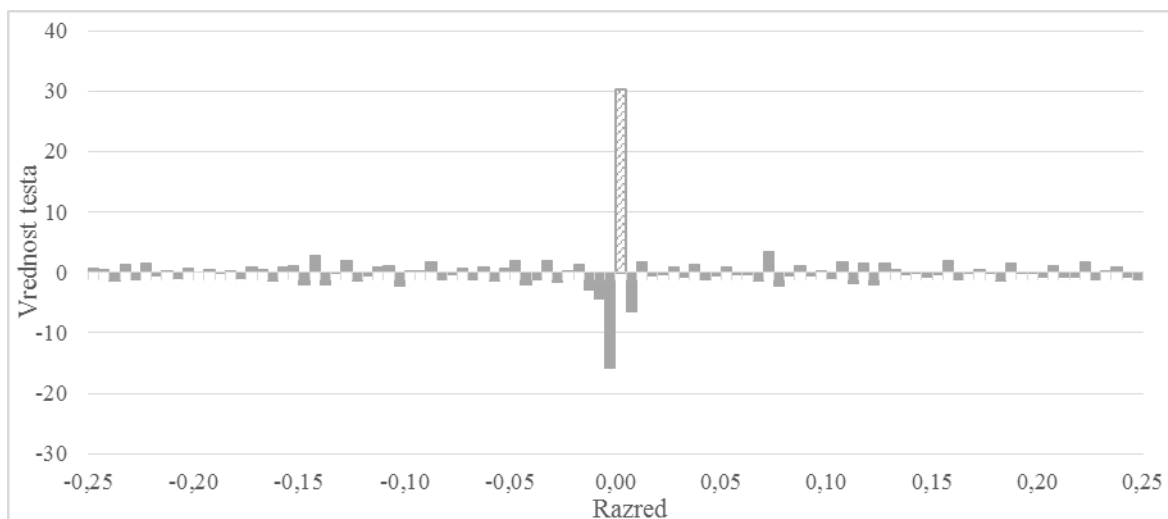
Slika 49: Frekvenčna porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za britanska podjetja v letu 2014



Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Pri frekvenčni porazdelitvi čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, je najvišja frekvenca ponovno dosežena v razredu  $[0,000, 0,005)$ , v katerem je frekvenca 4239 opazovanj.

Slika 50: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki pri testiranju zveznosti, za britanska podjetja v letu 2014



Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Testna statistika pri testu zveznosti za porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, doseže največjo vrednost 30,26 na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , kar presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti 1 %. Tako da v primeru porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, zavrnamo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Testna statistika doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , in

sicer  $-15,97$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost testa pri izbrani stopnji značilnosti  $1\%$ .

Pri analizi zveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, pri britanskih podjetjih v vseh treh primerih zavrnilo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti  $1\%$  in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Najnižjo vrednost testne statistike za interval  $[0,000, 0,005)$  ima porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, in sicer  $16,86$ , najvišjo pa porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za katerega znaša  $30,26$ .

Pri primerjavi uporabe celotnih sredstev in poslovnih prihodkov za umerjanje poslovnega izida ugotavljamo, da sicer so kvantitativne razlike v vrednostih testne statistike, ni pa kvalitativnih razlik v sklepih o zavrnitvi ali nezavrnitvi ničelne hipoteze o zveznosti med tem, ali za umerjanje uporabimo celotna sredstva ali poslovne prihodke pri stopnji značilnosti  $1\%$ .

Pri britanskih podjetjih izbira kategorije za umerjanje vpliva na razporeditev vrednosti testne statistike za posamezne poslovne izide po velikosti za interval  $[-0,005, 0,000)$ . Tako se pri umerjanju s celotnimi sredstvi vrednosti testne statistike za različne poslovne izide malo razlikujejo, in sicer ima najnižjo vrednost porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, najvišjo pa porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi. Pri uporabi poslovnih prihodkov za umerjanje ima najnižjo vrednost testne statistike porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, najvišjo pa porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki. Tako v tem primeru ne moremo potrditi veljavnosti  $H_1$ : Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo verjetnost prirejanja.

### **3.4 Primerjava porazdelitev podatkov slovenskih podjetij**

Pri primerjavi porazdelitev uporabimo razviti test za testiranje, ali sta dve porazdelitvi podatkov enaki. Uporabimo porazdelitve in vrednosti testa za poslovni izid iz poslovanja, celotni poslovni izid in čisti poslovni izid, ki jih umerimo s celotnimi sredstvi. Za analizo izberemo podatke slovenskih podjetij, saj so pri njih največje spremembe vrednosti testne statistike pri testiranju ničelne hipoteze o zveznosti. Ker izbira kategorije, s katero umerjamo poslovni izid, ne vpliva na zavrnitev ali nezavrnitev ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve, za umerjanje uporabimo samo celotna sredstva.

Testiramo naslednjo ničelno hipotezo:

$H_0$ : Obravnavana porazdelitev je enaka porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi.

Za vsak interval izračunamo testno statistiko

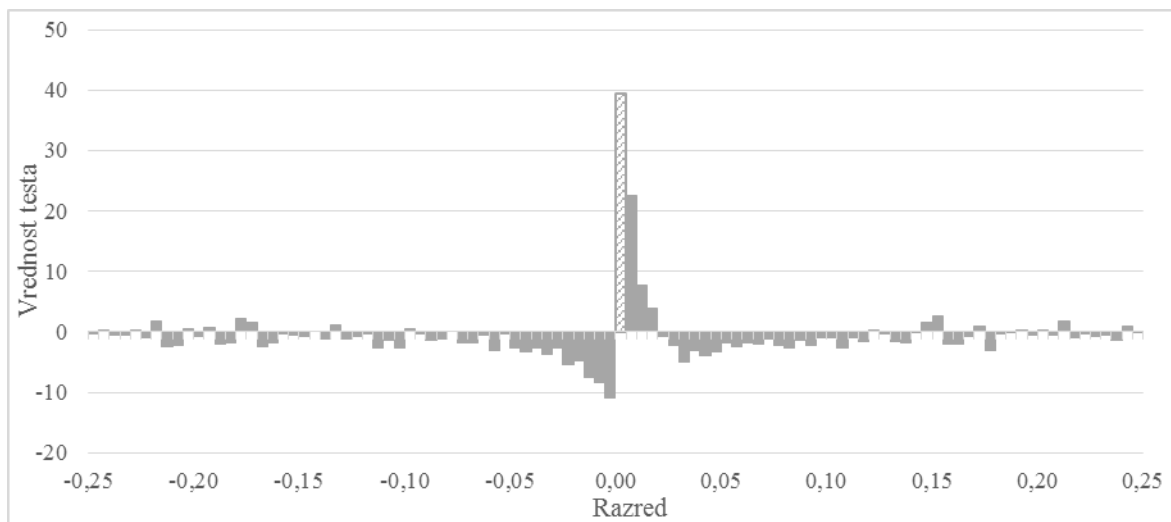
$$\tau_i = \frac{\tilde{X}_i - E(X_i)}{\sqrt{\text{var}(X_i)}}$$

Za testiranje ujemanja porazdelitve je verjetnost, da posamezna vrednost kazalnika pade v izbrani interval, definirana na podlagi porazdelitvene funkcije poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, in sicer

$$p_i = \frac{\tilde{X}_i}{N},$$

kjer sta  $\tilde{X}_i$  število opazovanj v izbranem intervalu za podatke poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, in  $N$  število vseh opazovanj v vzorcu. Uporabljena je stopnja značilnosti testa 1 %, kar je enakovredno uporabi kritične vrednosti testne statistike 10.

*Slika 51: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja s poslovnim izidom iz poslovanja, umerjenim s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja v letu 2014*

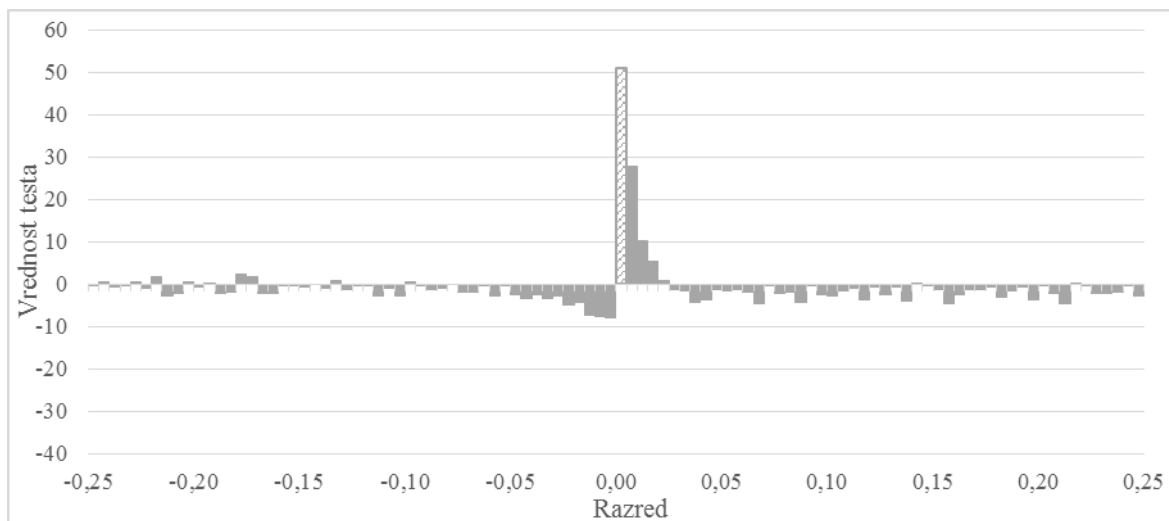


*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Za testiranje ujemanja porazdelitev smo uporabili testno statistiko  $\tau$ . Testna statistika presega kritično vrednost 10 na treh intervalih, največjo vrednost pa doseže na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 39,46. Zato zavrnemo ničelno hipotezo, da sta porazdelitvi enaki, in sprejmemo alternativno hipotezo, da se porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, razlikuje od porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s

celotnimi sredstvi pri stopnji značilnosti 1 %.

*Slika 52: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve čistega poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja s poslovnim izidom iz poslovanja, umerjenim s celotnimi sredstvi, za slovenska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Testna statistika presega kritično vrednost 10 na treh intervalih, največjo vrednost pa doseže na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 50,88. Zato zavrnemo ničelno hipotezo, da sta porazdelitvi enaki, in sprejmemo alternativno hipotezo, da se porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, razlikuje od porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri stopnji značilnosti 1 %.

Porazdelitve različnih poslovnih izidov, umerjenih s celotnimi sredstvi, se med seboj statistično značilno razlikujejo pri stopnji značilnosti 1 %.

Za to, da izločimo vpliv prvega in drugega centralnega momenta, podatke standardiziramo (Durrett, 1996). Standardizirane podatke dobimo tako, da posameznim vrednostim odštejemo matematično upanje in jih delimo s standardnim odklonom. Če je  $X$  slučajna spremenljivka z matematičnim upanjem  $\mu$  in standardnim odklonom  $\sigma$ , je

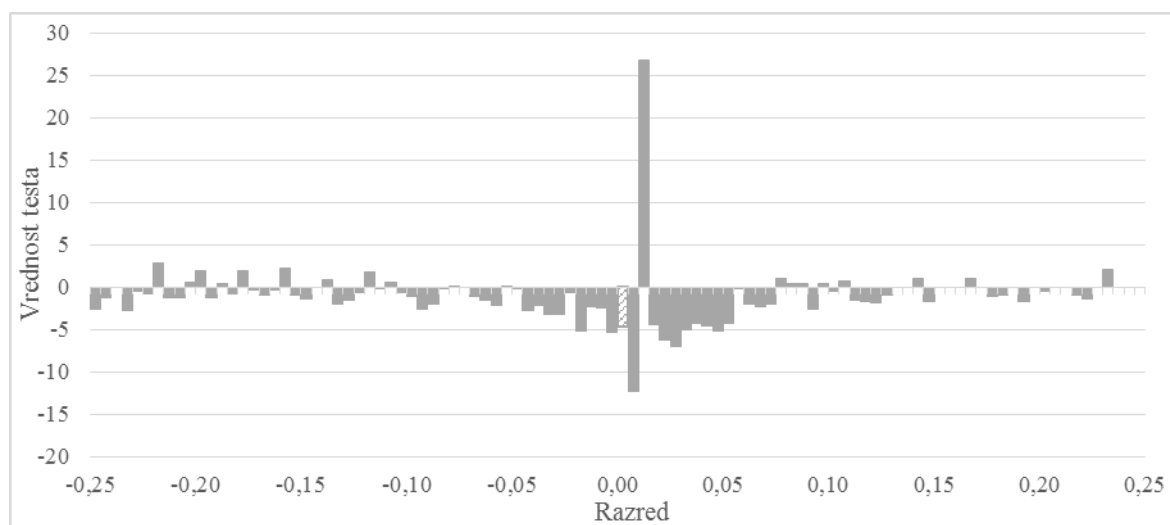
$$Y = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

slučajna spremenljivka z matematičnim upanjem 0 in standardnim odklonom 1.

Testiramo naslednjo ničelno hipotezo:

$H_0$ : Standardizirana porazdelitev je enaka standardizirani porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi.

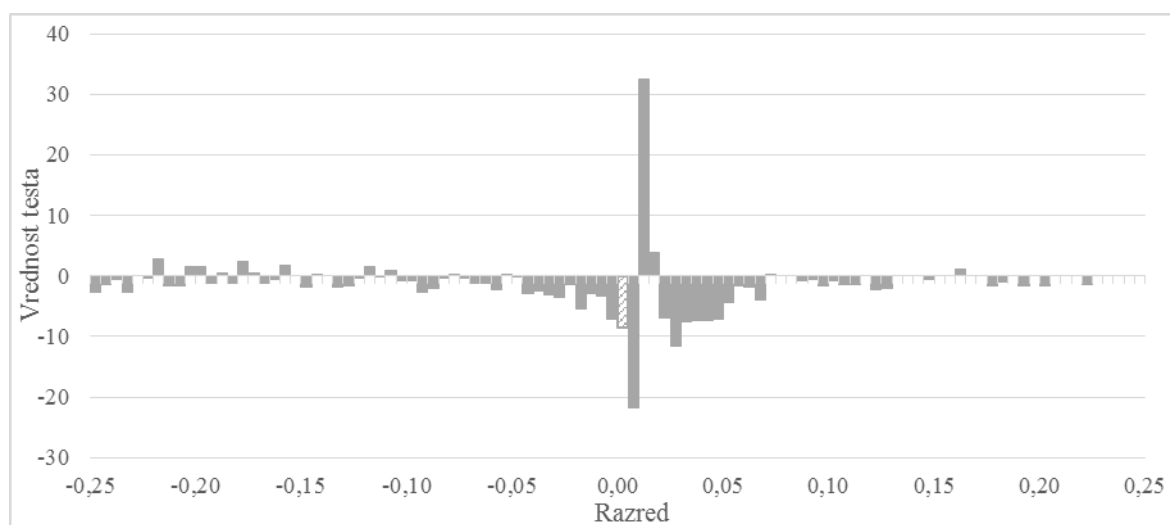
*Slika 53: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve standardiziranega celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja s standardiziranim poslovnim izidom iz poslovanja, umerjenim s poslovnimi prihodki, za slovenska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Testna statistika presega kritično vrednost 10 na dveh intervalih, največjo vrednost pa doseže na intervalu  $[0,010, 0,015)$ , in sicer 26,67. Zato zavrnilo ničelno hipotezo, da sta porazdelitvi enaki, in sprejmemo alternativno hipotezo, da se porazdelitev standardiziranega celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, razlikuje od porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri stopnji značilnosti 1 %.

*Slika 54: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve standardiziranega čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja s standardiziranim poslovnim izidom iz poslovanja, umerjenim s poslovnimi prihodki, za slovenska podjetja v letu 2014*



*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Testna statistika presega kritično vrednost 10 na dveh intervalih, največjo vrednost pa doseže na intervalu  $[0,010, 0,015)$ , in sicer 32,53. Zato zavrnemo ničelno hipotezo, da sta porazdelitvi enaki, in sprejmemo alternativno hipotezo, da se porazdelitev standardiziranega čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, razlikuje od porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri stopnji značilnosti 1 %.

Pri primerjavi porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida za slovenska podjetja ugotavljamo, da se ti statistično značilno razlikujejo pri stopnji značilnosti 1 %. Po standardizaciji podatkov se sicer vrednosti testa zmanjšajo, vendar pa se tudi standardizirane porazdelitve statistično značilno razlikujejo. Tudi ko s standardizacijo podatkov izničimo vpliv prvega in drugega centralnega momenta, je razlika v porazdelitvah, ki izhaja iz tretjega in višjih momentov, še vedno tolikšna, da se porazdelitve statistično značilno razlikujejo pri stopnji značilnosti 1 %.

Primerjali bomo tudi porazdelitev slovenskih podatkov v letih 2014 in 2013 in ugotavljali, ali sta dve porazdelitvi podatkov enaki. Uporabili bomo porazdelitve in vrednosti testa za poslovni izid iz poslovanja, celotni poslovni izid in čisti poslovni izid, ki jih bomo umerili s celotnimi sredstvi. Na spremembe v porazdelitvah dobička skozi čas lahko vplivajo različni razlogi, kot na primer spremembe gospodarske rasti, spremembe obrestnih mer, spremembe obdavčitev, spremembe davčnih olajšav, spremembe računovodskih standardov in drugo. Testirali bomo naslednjo ničelno hipotezo:

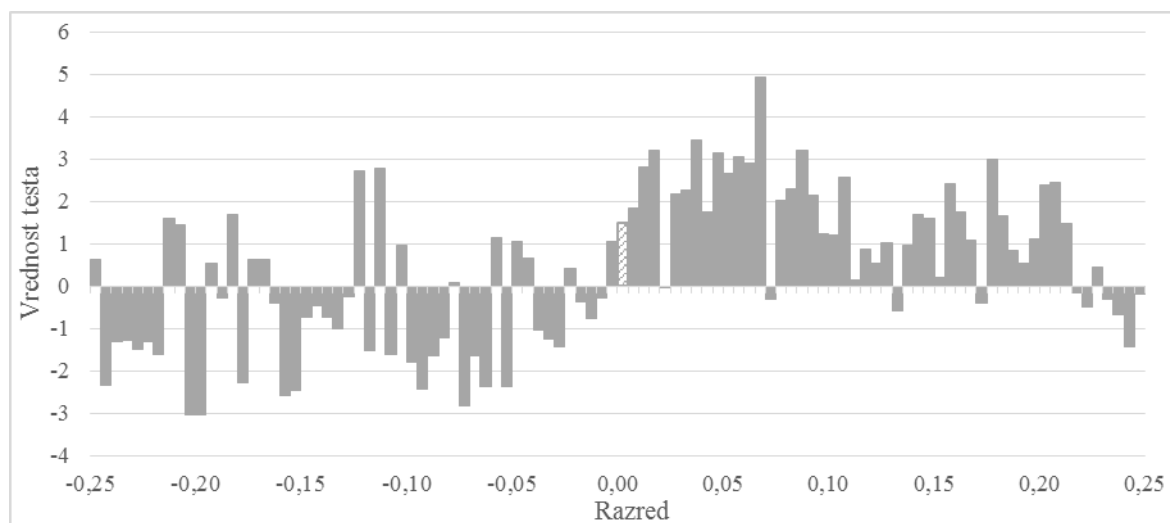
$H_0$ : Porazdelitev kazalnika v letu 2014 je enaka porazdelitvi istega kazalnika v letu 2013.

Za testiranje ujemanja porazdelitve med leti je verjetnost, da posamezna vrednost kazalnika pade v izbrani interval, definirana na podlagi porazdelitvene funkcije kazalnika v preteklem letu, in sicer

$$p_i = \frac{\tilde{X}_i}{N},$$

kjer sta  $\tilde{X}_i$  število opazovanj v izbranem intervalu za podatke izbranega kazalnika v letu 2013 in  $N$  število vseh opazovanj v vzorcu. Uporabljena je stopnja značilnosti testa 1 %, kar je enakovredno uporabi kritične vrednosti testne statistike 10.

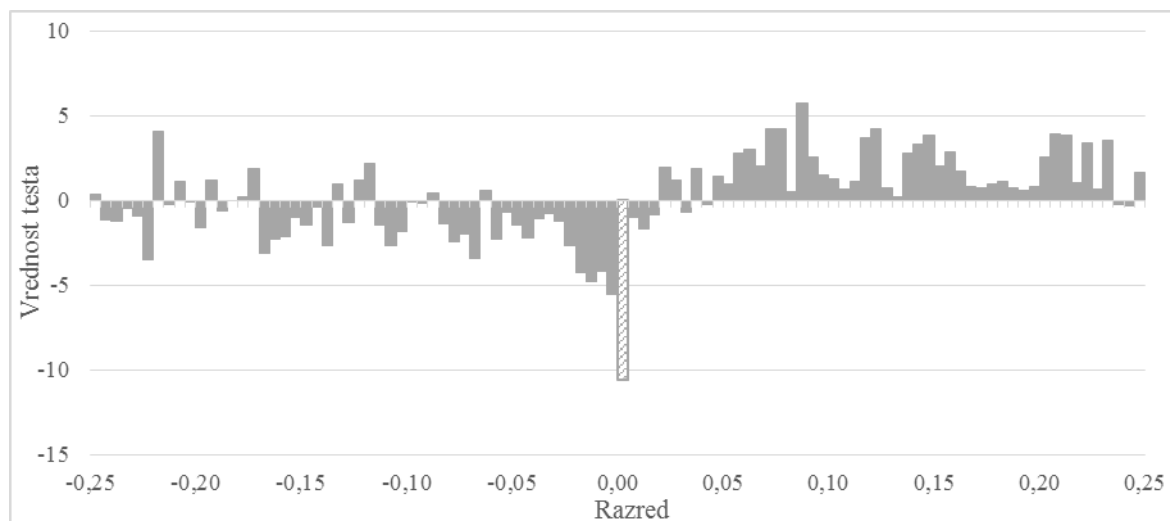
Slika 55: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja z letom 2013, za slovenska podjetja v letu 2014



Vir: baza Ajpes; lastenizračun.

Testna statistika doseže največjo vrednost 4,93, kar pa ne presega kritične vrednosti pri stopnji značilnosti 1 %. Tako pri primerjavi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi za leti 2013 in 2014 pri stopnji značilnosti 1 %, ne moremo zavreči ničelne hipoteze, da sta porazdelitvi enaki.

Slika 56: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja z letom 2013, za slovenska podjetja v letu 2014



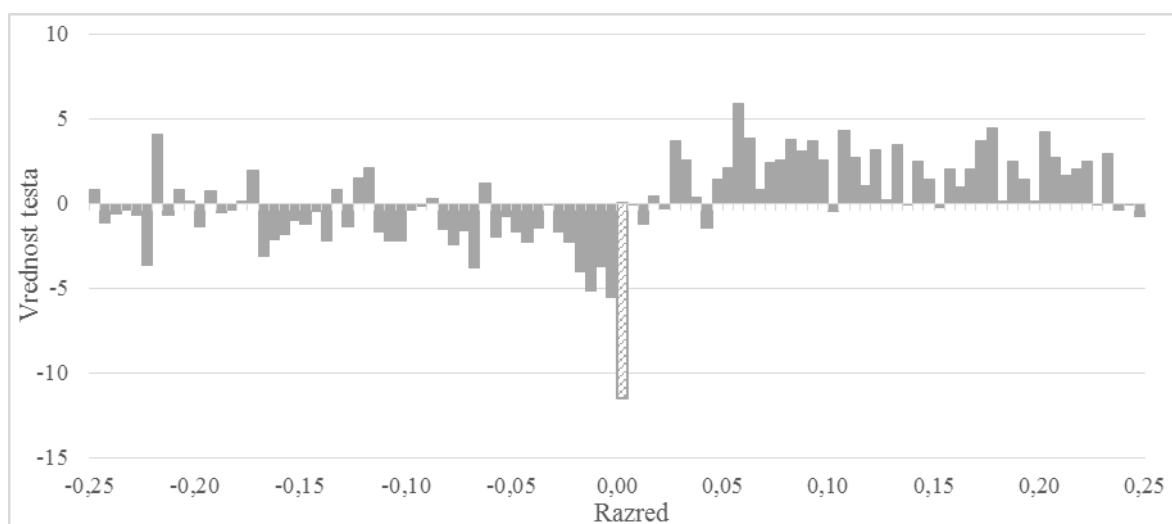
Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Testna statistika doseže najmanjšo vrednost  $-10,58$  na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost pri stopnji značilnosti 1 %. Tako da je pri primerjavi celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , za leto 2014 statistično značilno premalo opazovanj glede na pričakovano



število opazovanj v tem intervalu, ki izhaja iz ničelne hipoteze, da se porazdelitev ujema s porazdelitvijo celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi za leto 2013. Pri stopnji značilnosti 1 % zavrnemo ničelno hipotezo o enakosti porazdelitev in sprejmemo alternativno, da sta porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi za leti 2014 in 2013, statistično značilno različni.

*Slika 57: Vrednosti testne statistike  $\tau$  porazdelitve čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi pri testiranju ujemanja z letom 2013, za slovenska podjetja v letu 2014*



Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Testna statistika doseže najmanjšo vrednost  $-11,47$  na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , kar po absolutni vrednosti presega kritično vrednost pri stopnji značilnosti 1 %. Tako da je pri primerjavi čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , za leto 2014 statistično značilno premalo opazovanj glede na pričakovano število opazovanj v tem intervalu, ki izhaja iz ničelne hipoteze, da se porazdelitev ujema s porazdelitvijo čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi za leto 2013. Pri stopnji značilnosti 1 % zavrnemo ničelno hipotezo o enakosti porazdelitev in sprejmemo alternativno, da sta porazdelitvi čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi za leti 2014 in 2013, statistično značilno različni.

Pri testu enakosti porazdelitve za poslovni izid iz poslovanja, umerjen s celotnimi sredstvi za leti 2014 in 2013, za slovenska podjetja testna statistika ne preseže kritične vrednosti pri stopnji značilnosti 1 %, zato ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o enakosti porazdelitve. Pri testu enakosti porazdelitve za celotni poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi za leti 2014 in 2013, ter za čisti poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi za leti 2014 in 2013, absolutna vrednost testne statistike preseže kritično vrednost pri stopnji značilnosti 1 %, zato zavrnemo ničelno hipotezo o enakosti porazdelitev in sprejmemo alternativno, da se porazdelitve med leti razlikujejo. Pri tem je v obeh primerih na intervalu  $[0,000, 0,005)$  za leto 2014 statistično značilno premalo opazovanj glede na pričakovano število opazovanj v tem intervalu, ki izhaja iz ničelne hipoteze.

Pri primerjavi porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja med letoma 2013 in 2014 ni statistično značilnih razlik, kar bi bilo skladno s tem, da na področju uravnavanja dobička s sprejemanjem realnih odločitev glede poslovanja ni sprememb. Ker pa pride do statistično značilne razlike pri celotnem poslovnem izidu in čistem poslovnem izidu, bi bilo smiselno proučiti spremembe na področju financiranja in obdavčitev oziroma spremembe pri evidentiranju le-teh. Podrobna analiza vzrokov za razlike ni predmet doktorata, lahko pa se tovrstna analiza uporabi pri formuliranju raziskovalnih vprašanj za druge raziskave.

## 4. ČASOVNA VZDRŽNOST DOBIČKA

Za analizo časovne vzdržnosti dobička uporabljamo model linearne regresije z avtoregresijskim členom. Ker nas v našem primeru zanima časovna vzdržnost dobička, bo kot avtoregresijska spremenljivka nastopal eden od poslovnih izidov, kot druga, pojasnjevalna spremenljivka pa celotna sredstva. Analizirali bomo časovno vzdržnost poslovnega izida iz poslovanja, celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida na podatkih slovenskih, avstrijskih in britanskih podjetij.

Hipoteza, ki jo želimo preveriti, je:

H2: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo časovno vzdržnost.

Podjetja imajo lahko prek sprejemanja realnih odločitev in izbire računovodskih metod večji vpliv na vrednosti čistega poslovnega izida in celotnega poslovnega izida kot pa na vrednost poslovnega izida iz poslovanja. Zato pričakujemo, da ima avtoregresijski koeficient pri čistem poslovnem izidu manjšo stopnjo značilnosti kot koeficient pri celotnem poslovnem izidu, koeficient pri celotnem poslovnem izidu pa manjšo kot koeficient pri poslovnem izidu iz poslovanja pri testiranju ničelne hipoteze o ničelni vrednosti regresijskega koeficienta.

Za merilo, kako močna je pojasnjevalna vloga poslovnega izida v preteklem letu, smo izbrali t-statistiko, saj njena večja vrednost pomeni, da je verjetnost, da je izračunan koeficient naključen, manjša. Zato smo pri primerjavi regresijskih modelov dali poudarek vrednosti t-statistike.

Na slovenskih podatkih smo za razliko od avstrijskih in britanskih v poglavju 3 potrdili veljavnost H1: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo verjetnost prirejanja. Zato bomo na podzorcju sloveskih podjetij analizirali veljavnost H3: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, katerih vrednosti so na ciljnem območju, imajo večjo časovno vzdržnost kot kazalniki drugih podjetij.

### 4.1 Časovna vzdržnost dobička v podatkih slovenskih podjetij

Za regresijsko analizo uporabljamo podatke iz baze Ajpes slovenskih gospodarskih družb za leti 2013 in 2014, ki smo jih uporabljali tudi v prejšnjem poglavju.

Prvi regresijski model, ki ga bomo obravnavali, ima obliko

$$PI \text{ iz poslovanja}_{2014} = \alpha PI \text{ iz poslovanja}_{2013} + \beta \text{Celotna sredstva}_{2014} + \varepsilon,$$

kjer je  $\varepsilon$  normalno porazdeljena napaka.

Dobljeni regresijski koeficienti so

$$PI \text{ iz poslovanja}_{2014} = 0,9593 \cdot PI \text{ iz poslovanja}_{2013} + 0,0015 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta oba parcialna regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri poslovnem izidu iz poslovanja enaka 280,99, vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih pa je 9,56. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrnilo pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 69.462,06.

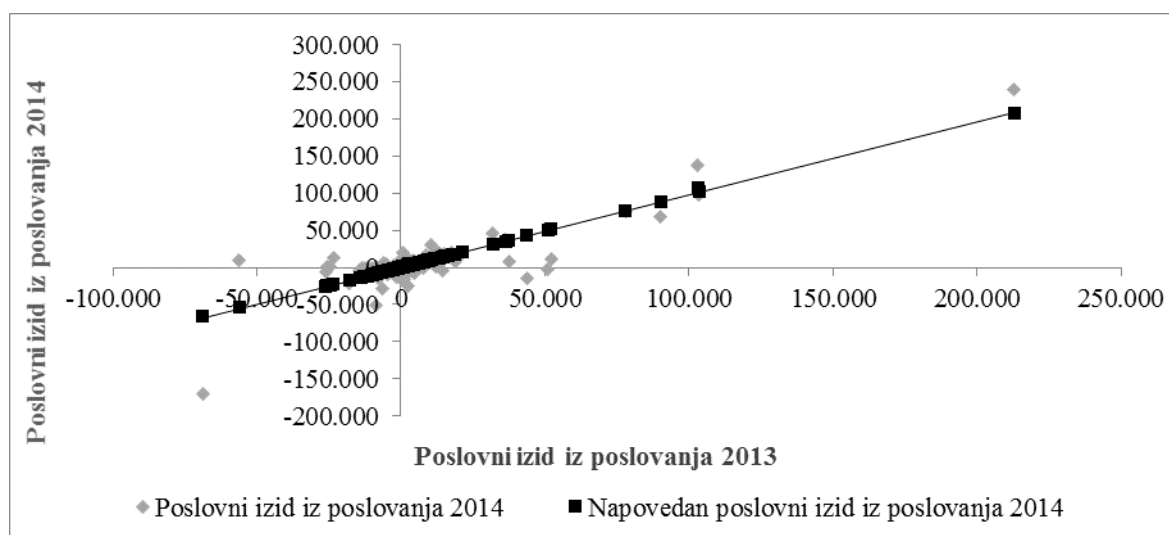
*Tabela 18: Regresijska statistika za regresijo poslovnega izida iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja v letu 2014*

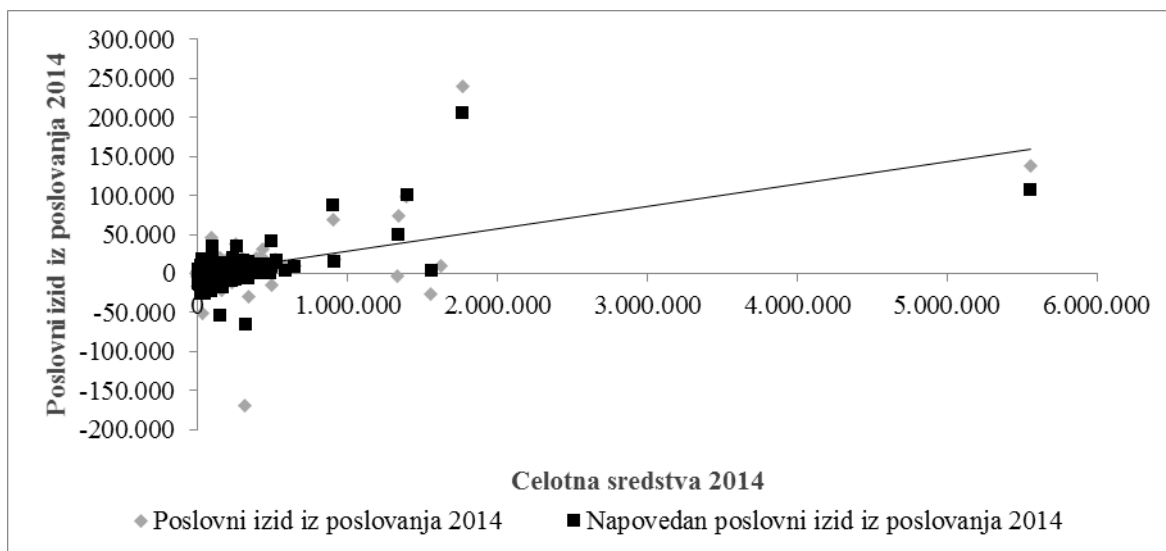
<b>Regresijska statistika</b>	<b>Vrednost</b>
Multipli korelacijski koeficient	0,86
Multipli determinacijski koeficient	0,74
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,74
Standardna napaka	894
Število opazovanj	50.003

*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Odvisnost med poslovnim izidom iz poslovanja in obema neodvisnima spremenljivkama je linearna in zelo močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,86.

*Slika 58: Dejanski in z regresijo napovedan poslovni izid iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja v letu 2014 (T EUR)*





Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Z linearnim vplivom poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnimi sredstvi je pojasnjene 74 % variance poslovnega izida iz poslovanja v letu 2014.

Drugi regresijski model ima obliko

$$\text{Celotni PI}_{2014} = \alpha \text{Celotni PI}_{2013} + \beta \text{Celotna sredstva}_{2014} + \varepsilon,$$

kjer je  $\varepsilon$  normalno porazdeljena napaka.

Z regresijo dobljeni koeficienti definirajo model

$$\text{Celotni PI}_{2014} = 0,9040 \cdot \text{Celotni PI}_{2013} + 0,0006 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri celotnem poslovnem izidu enaka 214,93, koeficienta pri celotnih sredstvih pa 2,76. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrnamo pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 26.180,36.

Tabela 19: Regresijska statistika za regresijo celotnega poslovnega izida v odvisnosti od celotnega poslovnega izida v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja v letu 2014

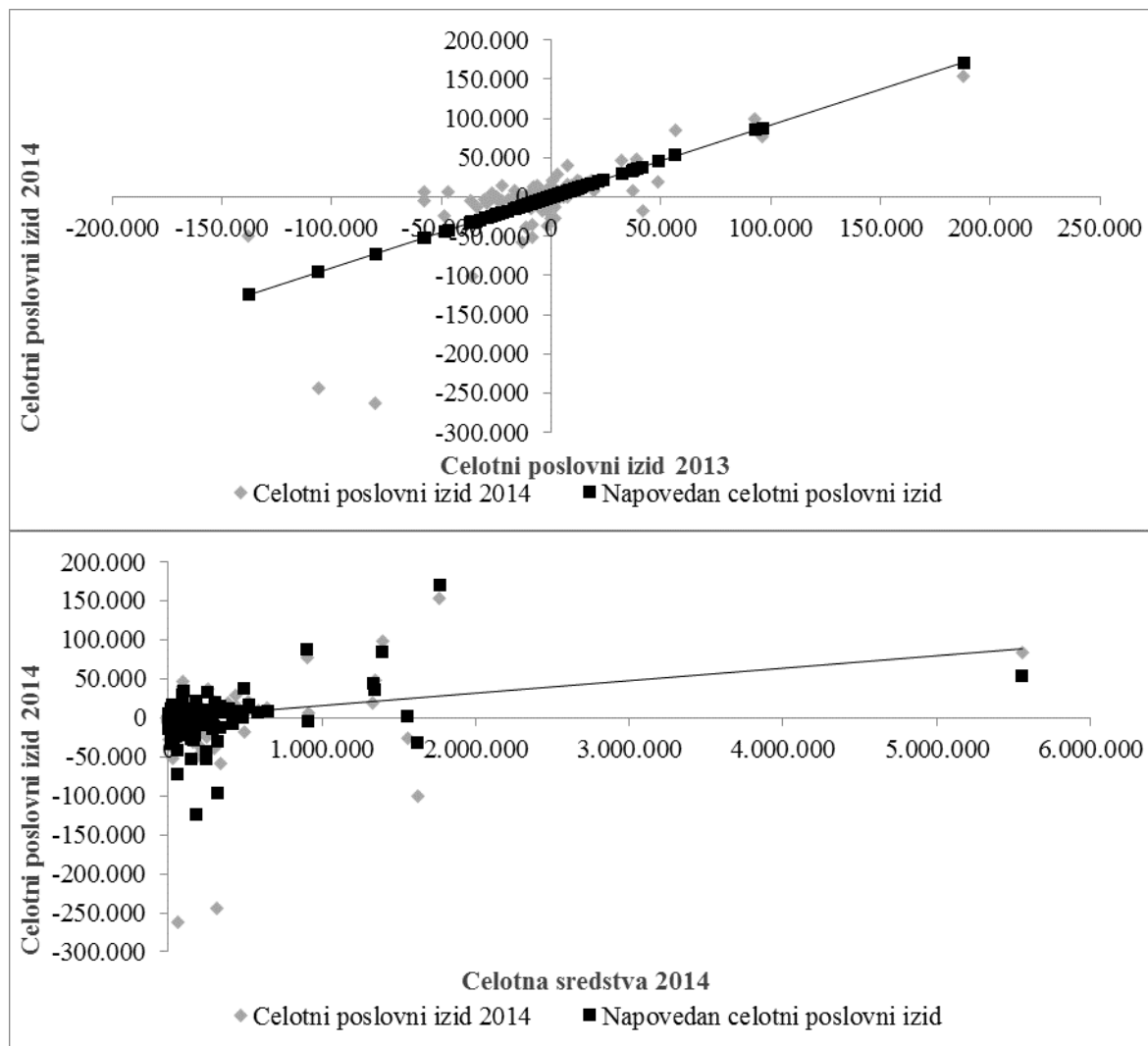
Regresijska statistika	Vrednost
Multipli korelacijski koeficient	0,72
Multipli determinacijski koeficient	0,51
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,51
Standardna napaka	1490
Število opazovanj	50.003

Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Odvisnost med celotnim poslovnim izidom in obema neodvisnima spremenljivkama je linearna in zelo močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,72. Z linearnim vplivom

celotnega poslovnega izida v preteklem letu in celotnih sredstev je pojasnjene 51 % variance celotnega poslovnega izida v letu 2014.

Slika 59: Dejanski in z regresijo napovedan celotni poslovni izid v odvisnosti od celotnega poslovnega izida v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja v letu 2014 (T EUR)



Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Tretji regresijski model ima obliko

$$\check{\text{Cisti PI}}_{2014} = \alpha \check{\text{Cisti PI}}_{2013} + \beta \text{Celotna sredstva}_{2014} + \varepsilon,$$

kjer je  $\varepsilon$  normalno porazdeljena napaka.

Dobljeni regresijski koeficienti so

$$\check{\text{Cisti PI}}_{2014} = 0,9164 \cdot \check{\text{Cisti PI}}_{2013},$$

pri čemer je regresijski koeficient statistično značilno različen od 0 pri stopnji značilnosti 1

%, saj je vrednost t-testa koeficienta pri čistem poslovnem izidu enaka 215,81. Regresijski koeficient pri celotnih sredstvih ni statistično značilno različen od 0, saj vrednost t-testa pri njem znaša  $-0,02$ . Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrnamo pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 25.485,44.

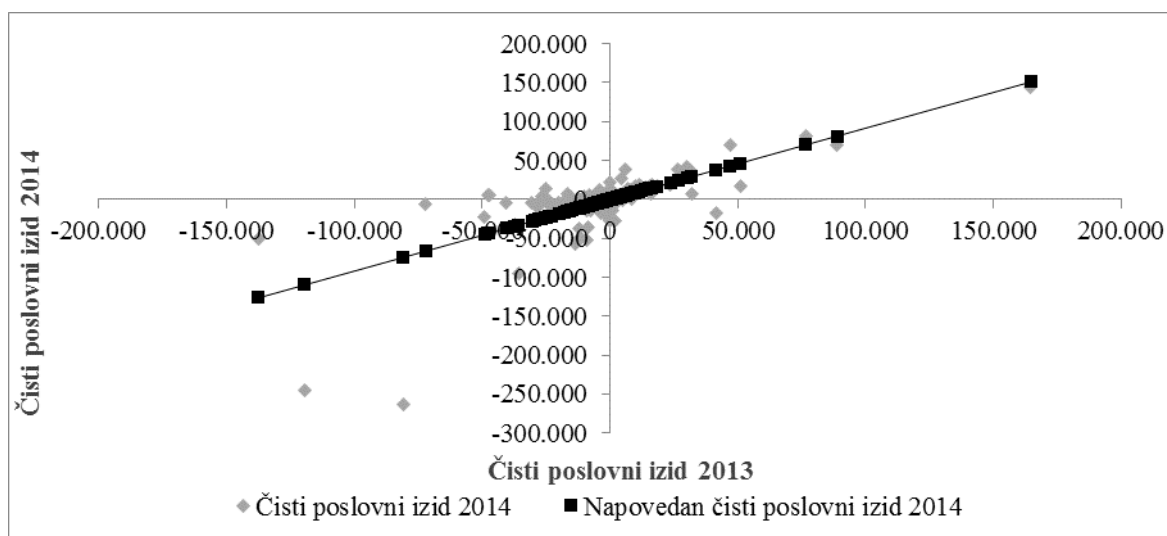
*Tabela 20: Regresijska statistika za regresijo čistega poslovnega izida v odvisnosti od čistega poslovnega izida v preteklem letu za slovenska podjetja v letu 2014*

<b>Regresijska statistika</b>	<b>Vrednost</b>
Korelacijski koeficient	0,71
Determinacijski koeficient	0,50
Prilagojen determinacijski koeficient	0,50
Standardna napaka	1457
Število opazovanj	50.003

*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Odvisnost med čistim poslovnim izidom leta 2014 in čistim poslovnim izidom 2013 je linearna in močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,71. Z linearnim vplivom čistega poslovnega izida v preteklem letu je pojasnjene 50 % variance čistega poslovnega izida v letu 2014.

*Slika 60: Dejanski in z regresijo napovedan čisti poslovni izid v odvisnosti od čistega poslovnega izida v preteklem letu za slovenska podjetja v letu 2014 (T EUR)*



*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Pri regresijah na slovenskih podatkih je v vseh treh primerih koeficient pri avtoregresijskem členu statistično značilno različen od 0 pri zanemarljivi stopnji značilnosti. Regresijski koeficient pri celotnih sredstvih pa je pri poslovnem izidu iz poslovanja in celotnem poslovnem izidu statistično značilno različen od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, pri regresijskem modelu za čisti dobiček pa ni statistično značilno različen od 0. Vrednost t-testa koeficienta pri avtoregresijskem členu je najvišja pri poslovnem izidu iz poslovanja, in

sicer 280,99, najnižja pa pri celotnem poslovnem izidu, kjer ima vrednost 214,93. Tako ne moremo potrditi domneve, da bo koeficient pri avtoregresijskem členu bolj statistično značilen pri tistem od poslovnih izidov, pri katerem je tudi skok v porazdelitvi, umerjeni s celotnimi sredstvi, najvišji. Torej na vzorcu slovenskih podjetij ne moremo potrditi veljavnosti H2: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo časovno vzdržnost.

Pri slovenskih podjetjih so v vzorec vključena tudi zelo majhna podjetja, zato smo analizo ponovili še na podvzorcju 10.330 podjetij z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014, da ugotovimo ali lahko pri tako definiranjem podvzorcju potrdimo veljavnost H2: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo časovno vzdržnost.

Pri analizi časovne vzdržnosti poslovnega izida iz poslovanja dobimo model

$$PI \text{ iz poslovanja}_{2014} = 0,9556 \cdot PI \text{ iz poslovanja}_{2013} + 0,0018 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta oba parcialna regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri poslovnem izidu iz poslovanja enaka 132,86, vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih pa je 5,40.

Model časovne vzdržnosti celotnega poslovnega izida na vzorčnih podatkih ima enačbo

$$\text{Celotni } PI_{2014} = 0,7725 \cdot \text{Celotni } PI_{2013} + 0,0034 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta oba parcialna regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri celotnem poslovnem izidu enaka 105,21, vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih pa je 9,29.

Model časovne vzdržnosti čistega poslovnega izida, določen na vzorčnih podatkih, ima enačbo

$$\text{Čisti } PI_{2014} = 0,7757 \cdot \text{Čisti } PI_{2013} + 0,0026 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta oba parcialna regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri čistem poslovnem izidu enaka 105,90, vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih pa je 7,40.

Ker na tako izbranem podvzorcju za porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, nismo zavrnilo hipoteze o zveznosti porazdelitve vrednost t-testa pri avtokorelacijskem členu pa je najvišja ravno pri poslovnem izidu iz poslovanja, tudi na podvzorcju slovenskih podjetij z vsaj petimi zaposlenimi ne moremo potrditi veljavnosti H2: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo časovno vzdržnost.



V izbranem podvzorcju smo ločeno obravnavali podjetja, ki imajo dobiček iz poslovanja, in podjetja z zgubo iz poslovanja. Poskušali smo ugotoviti, ali na časovno vzdržnost poslovnega izida vpliva njegov predznak.

Za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in dobičkom iz poslovanja v letu 2014 z regresijo dobimo naslednji model

$$PI \text{ iz poslovanja}_{2014} = 0,8371 \cdot PI \text{ iz poslovanja}_{2013} + 0,0097 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri poslovnem izidu iz poslovanja enaka 154,45, koeficienta pri celotnih sredstvih pa 38,66. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrnemo pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 32.488,00.

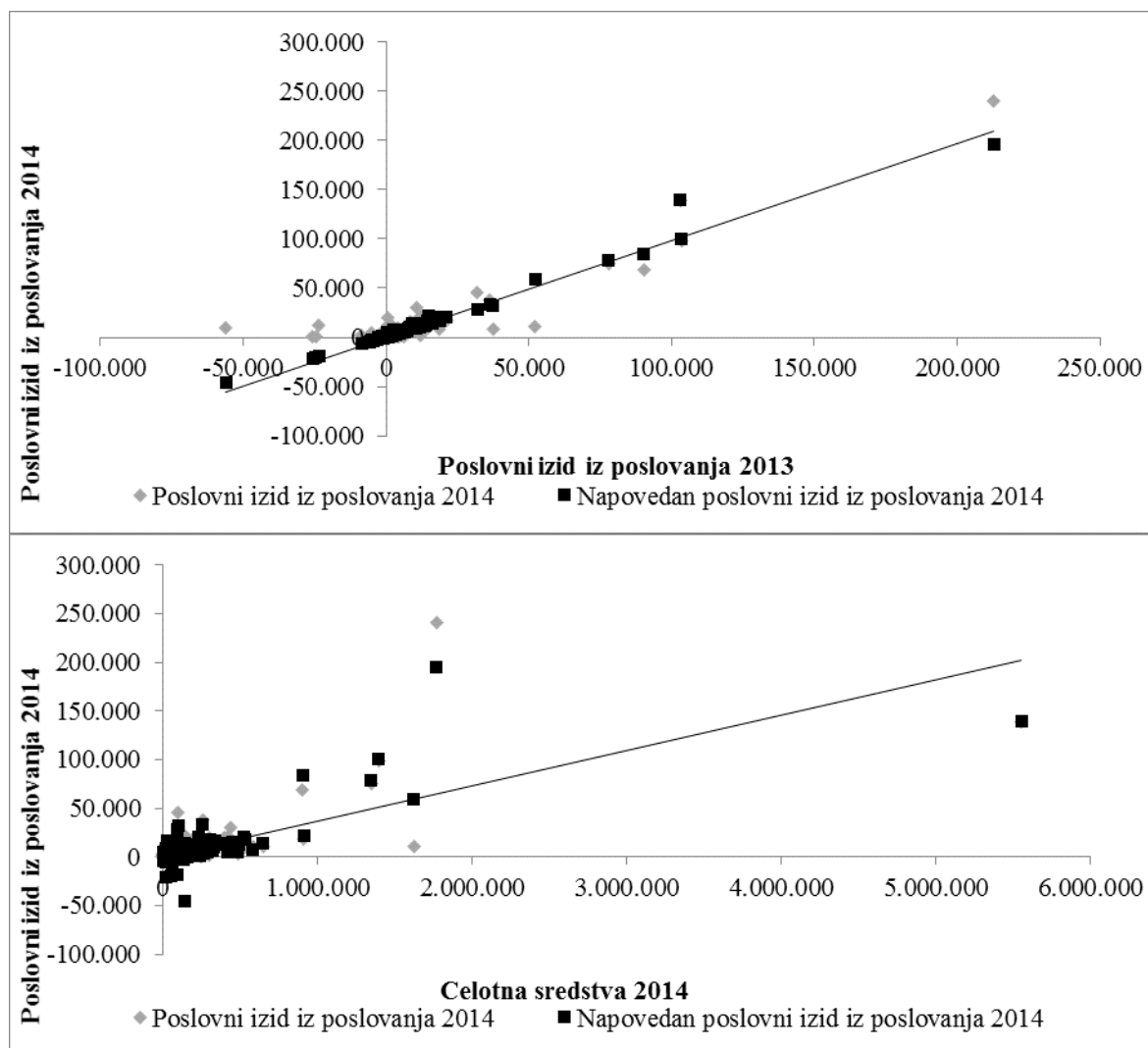
*Tabela 21: Regresijska statistika za regresijo poslovnega izida iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in dobičkom iz poslovanja v letu 2014*

<b>Regresijska statistika</b>	<b>Vrednost</b>
Multipli korelacijski koeficient	0,94
Multipli determinacijski koeficient	0,88
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,88
Standardna napaka	1244
Število opazovanj	8621

*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Odvisnost med poslovnim izidom iz poslovanja in obema neodvisnima spremenljivkama je linearna in zelo močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,94. Z linearnim vplivom poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev je pojasnjene 88 % variance poslovnega izida iz poslovanja za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in dobičkom iz poslovanja v letu 2014.

Slika 61: Dejanski in z regresijo napovedan poslovni izid iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in dobičkom iz poslovanja v letu 2014 (T EUR)



Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in izgubo iz poslovanja v letu 2014 z regresijo dobimo naslednji model

$$PI \text{ iz poslovanja}_{2014} = 1,1196 \cdot PI \text{ iz poslovanja}_{2013} - 0,0352 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri poslovnem izidu iz poslovanja enaka 43,19, koeficienta pri celotnih sredstvih pa -28,50. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrnemo pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 1129,04.

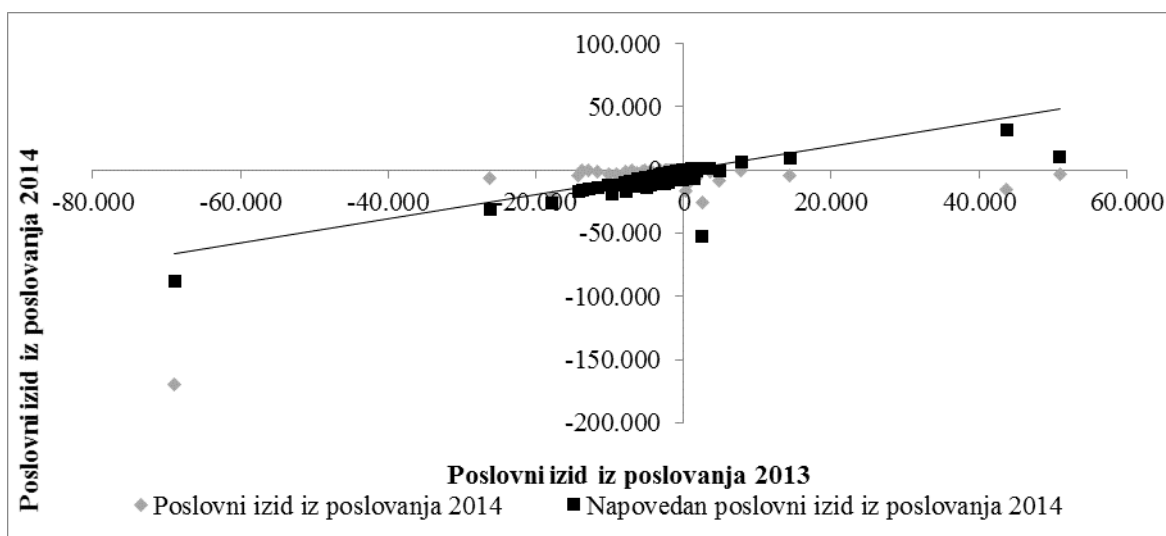
Tabela 22: Regresijska statistika za regresijo poslovnega izida iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in izgubo iz poslovanja v letu 2014

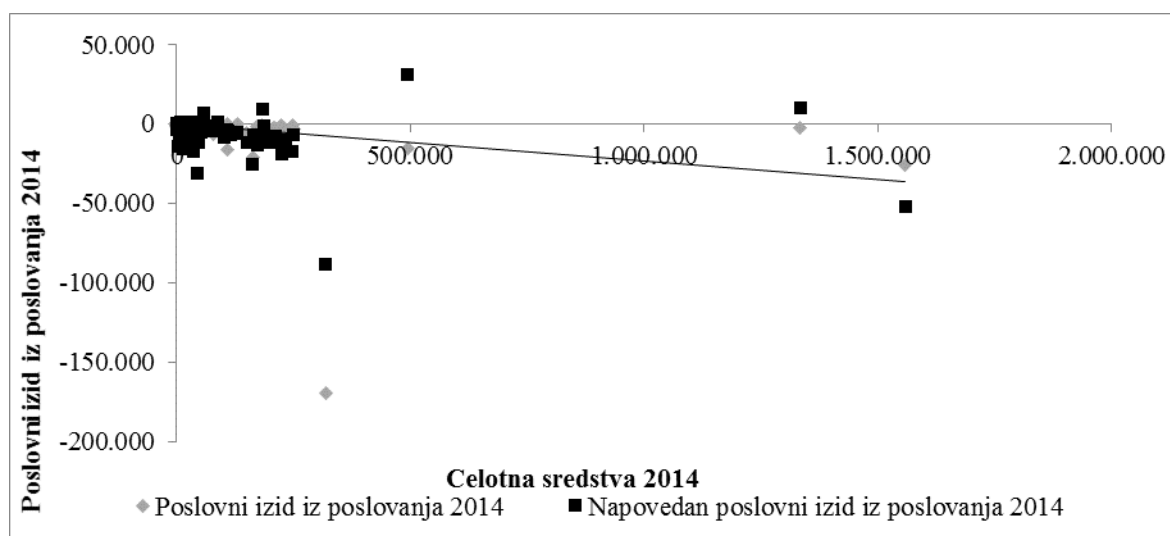
Regresijska statistika	Vrednost
Multipli korelacijski koeficient	0,75
Multipli determinacijski koeficient	0,57
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,57
Standardna napaka	2835
Število opazovanj	1709

Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Odvisnost med poslovnim izidom iz poslovanja in obema neodvisnima spremenljivkama je linearna in močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,75. Z linearnim vplivom poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev je pojasnjene 57 % variance poslovnega izida iz poslovanja za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in izgubo iz poslovanja v letu 2014.

Slika 62: Dejanski in z regresijo napovedan poslovni izid iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in izgubo iz poslovanja v letu 2014 (T EUR)





*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Regresijski modeli za poslovni izid iz poslovanja se bistveno razlikujejo v primeru, ko obravnavamo vsa podjetja z vsaj petimi zaposlenimi, podjetja z dobičkom iz poslovanja in podjetja z izgubo iz poslovanja. Regresijski koeficienti so v vseh primerih statistično različni od 0, vendar se vrednost razlikujejo, koeficient pri celotnih sredstvih pa ima celo negativen predznak v modelu s podjetji, ki so v letu 2014 imela vsaj 5 zaposlenih in izgubo iz poslovanja.

Nekateri avtorji večjo časovno vzdržnost kot pri poslovnem izidu ugotavljajo pri denarnih tokovih. Na podzorcju slovenskih podjetij z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 analizirano časovno vzdržnost denarnih tokov iz poslovanja. Pri tem bomo primerjali model za vsa podjetja v vzorcu in modela za tista podjetja, ki imajo pozitiven oziroma negativen denarni tok iz poslovanja.

Za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 z regresijo dobimo naslednji model

$$DT \text{ iz poslovanja}_{2014} = 0,7083 \cdot DT \text{ iz poslovanja}_{2013} + 0,0183 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri poslovnem izidu iz poslovanja enaka 124,38, koeficienta pri celotnih sredstvih pa 42,94. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrnemo pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 42.605,94.

*Tabela 23: Regresijska statistika za regresijo denarnega toka iz poslovanja v odvisnosti od denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014*

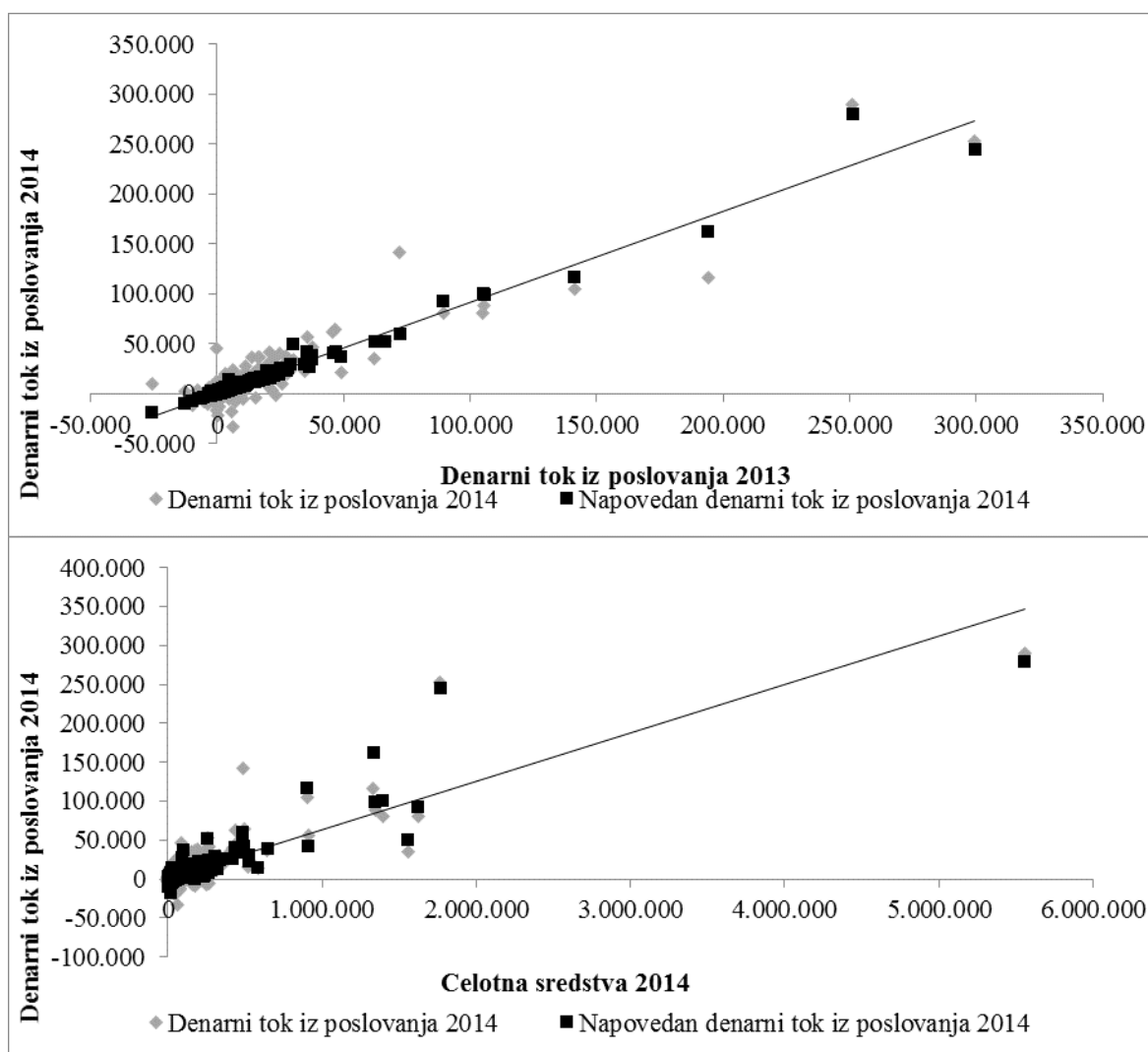
<b>Regresijska statistika</b>	<b>Vrednost</b>
Multipli korelacijski koeficient	0,94
Multipli determinacijski koeficient	0,89
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,89

Regresijska statistika	Vrednost
Standardna napaka	1725
Število opazovanj	10.330

Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Odvisnost med denarnim tokom iz poslovanja in obema neodvisnima spremenljivkama je linearna in zelo močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,94. Z linearnim vplivom denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev je pojasnjene 89 % variance denarnega toka iz poslovanja za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014.

Slika 63: Dejanski in z regresijo napovedan denarni tok iz poslovanja v odvisnosti od denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 (T EUR)



Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

V izbranem podvzorcju smo ločeno obravnavali podjetja, ki imajo pozitiven in negativen denarni tok iz poslovanja.

Za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in pozitivnim denarnim tokom iz poslovanja

v letu 2014 z regresijo dobimo naslednji model

$$DT \text{ iz poslovanja}_{2014} = 0,6972 \cdot DT \text{ iz poslovanja}_{2013} + 0,0198 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri denarnem toku iz poslovanja enaka 123,38, koeficienta pri celotnih sredstvih pa 46,70. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrnemo pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 44.961,17.

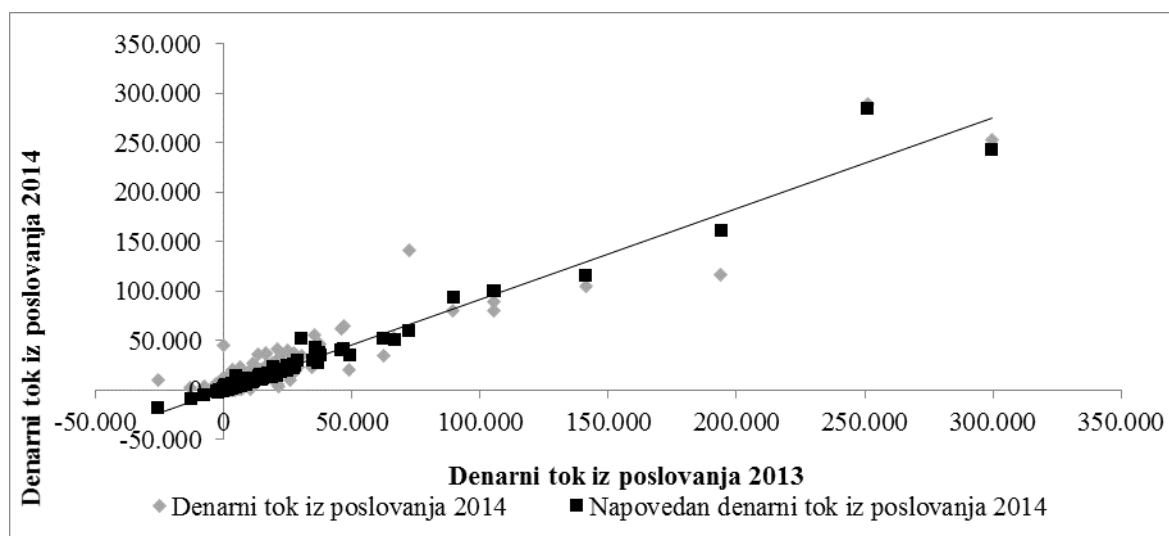
*Tabela 24: Regresijska statistika za regresijo denarnega toka iz poslovanja v odvisnosti od denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in pozitivnim denarnim tokom iz poslovanja v letu 2014*

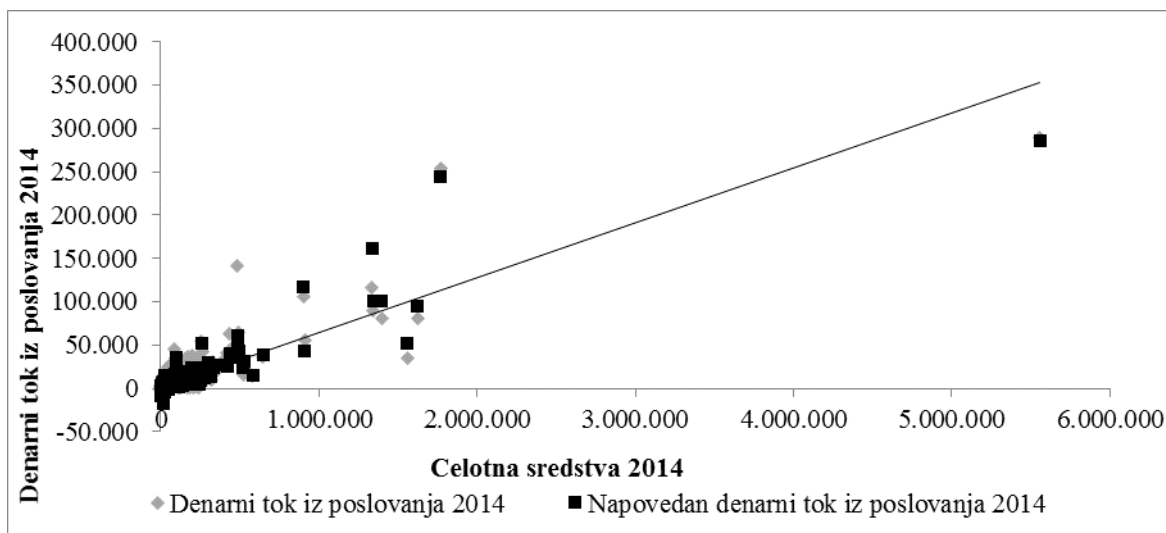
Regresijska statistika	Vrednost
Multipli korelacijski koeficient	0,96
Multipli determinacijski koeficient	0,91
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,91
Standardna napaka	1688
Število opazovanj	8451

*Vir: baza Ajpes; lasten izračun.*

Odvisnost med denarnim tokom iz poslovanja in obema neodvisnima spremenljivkama je linearna in zelo močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,96. Z linearnim vplivom denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev je pojasnjene 91 % variance denarnega toka iz poslovanja za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in pozitivnim denarnim tokom iz poslovanja v letu 2014.

*Slika 64: Dejanski in z regresijo napovedan denarni tok iz poslovanja v odvisnosti od denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in pozitivnim denarnim tokom iz poslovanja v letu 2014 (T EUR)*





Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in negativnim denarnim tokom iz poslovanja v letu 2014 z regresijo dobimo naslednji model

$$DT \text{ iz poslovanja}_{2014} = -0,0344 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer je regresijski koeficient statistično značilno različen od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih -19,51. Regresijski koeficient pri denarnem toku iz poslovanja ni statistično značilen pri stopnji značilnosti 1 %, saj znaša t-test 1,10. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrnamo pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 218,09.

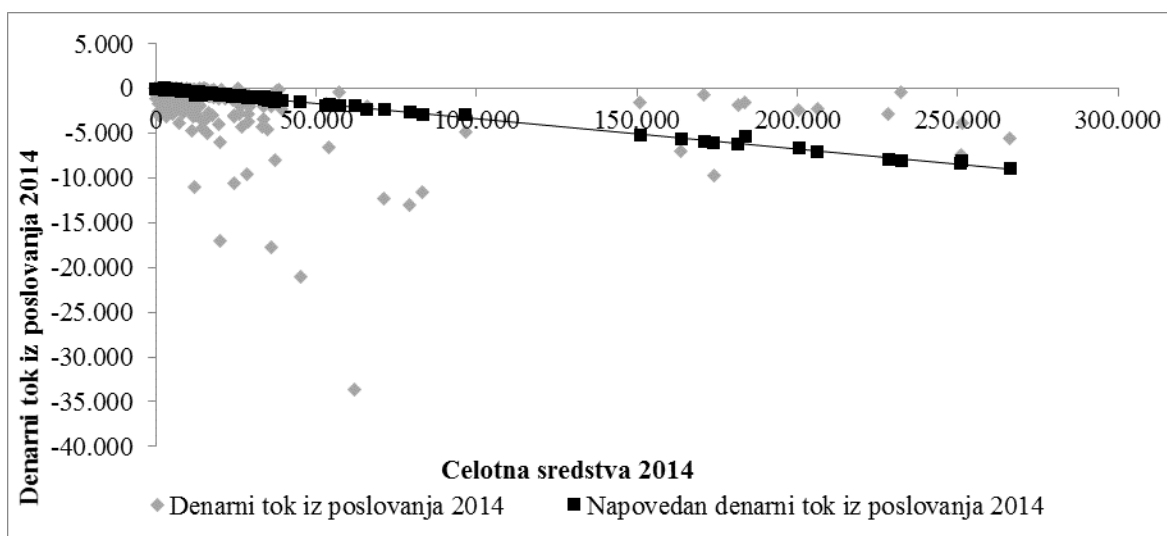
Tabela 25: Regresijska statistika za regresijo denarnega toka iz poslovanja v odvisnosti od denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in negativnim denarnim tokom iz poslovanja v letu 2014

Regresijska statistika	Vrednost
Multipli korelacijski koeficient	0,43
Multipli determinacijski koeficient	0,19
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,19
Standardna napaka	1304
Število opazovanj	1879

Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Odvisnost med denarnim tokom iz poslovanja in neodvisno spremenljivko je linearna in srednje močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,43. Z linearnim vplivom celotnih sredstev je pojasnjene 19 % variance denarnega toka iz poslovanja za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in negativnim denarnim tokom iz poslovanja v letu 2014.

Slika 65: Dejanski in z regresijo napovedan denarni tok iz poslovanja v odvisnosti od denarnega toka iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi in negativnim denarnim tokom iz poslovanja v letu 2014 (T EUR)



Vir: baza Ajpes; lasten izračun.

Pri primerjavi regresijskih modelov za ugotavljanje časovne vzdržnosti poslovnega izida iz poslovanja in denarnega toka iz poslovanja na vzorcu slovenskih podjetij z vsaj petimi zaposlenimi, ne moremo potrditi domneve, da je pri denarnih tokov večja časovna vzdržnost kot pri poslovnem izidu. Na model vpliva, katera podjetja vključimo v regresijo, saj prihaja do bistvenih razlik pri modelih tako za poslovni izid iz poslovanja kot tudi za denarne tokove iz poslovanje, v primerih, ko vključimo vsa podjetja, tista s pozitivnimi vrednostmi ali tista z negativnimi vrednostmi proučevane kategorije.

Za slovenska podjetja smo analizirali tudi regresijske enačbe za podvzorec podjetij, za katera je vrednost čistega poslovnega dobička na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , da bi preizkusili veljavnost domneve H3: kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, katerih vrednosti so na ciljnem območju, imajo večjo časovno vzdržnost kot kazalniki drugih podjetij. Te podatke smo izbrali, saj je pri analizi nezveznosti za ta interval dosežena največja vrednost testne statistike. V vzorcu je 4959 opazovanj. Za te izvedemo regresijsko analizo zgoraj navedenih modelov. Pri tem dobimo naslednje rezultate za posamezne modele.

Pri analizi časovne vzdržnosti poslovnega izida iz poslovanja dobimo model

$$PI \text{ iz poslovanja}_{2014} = 0,3809 \cdot PI \text{ iz poslovanja}_{2013} + 0,0083 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta oba parcialna regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri poslovnem izidu iz poslovanja enaka 69,65, vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih pa je 63,06.

Model časovne vzdržnosti celotnega poslovnega izida na vzorčnih podatkih ima enačbo



$$\text{Celotni PI}_{2014} = 0,0074 \cdot \text{Celotni PI}_{2013} + 0,0024 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta oba parcialna regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri celotnem poslovnem izidu enaka 12,03, vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih pa je 106,74.

Model časovne vzdržnosti čistega poslovnega izida, določen na vzorčnih podatkih, ima enačbo

$$\text{Čisti PI}_{2014} = 0,0030 \cdot \text{Čisti PI}_{2013} + 0,0021 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta oba parcialna regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri čistem poslovnem izidu enaka 6,55, vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih pa je 125,15.

Na podlagi opravljene analize časovne vzdržnosti na podvzorcu slovenskih podjetij, za katere je čisti poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi, na zelenem območju, to je na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , ne moremo potrditi domneve, da je pri podjetjih, katerih kazalniki so na zelenem območju, opaziti večjo statistično značilnost časovne vzdržnosti poslovnega izida. Pri vseh treh modelih je vrednost t-testa pri avtoregresijskih koeficientih na podvzorcu nižja kot na celotnem vzorcu, večja pa je vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih. Torej ne moremo potrditi domneve H3: kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, katerih vrednosti so na ciljnem območju, imajo večjo časovno vzdržnost kot kazalniki drugih podjetij.

## 4.2 Časovna vzdržnost dobička v podatkih avstrijskih podjetij

Za regresijsko analizo uporabljamo podatke iz baze Amadeus avstrijskih podjetij za leti 2013 in 2014, ki smo jih uporabljali tudi v prejšnjem poglavju.

Prvi regresijski model, ki ga bomo obravnavali, ima obliko

$$\text{PI iz poslovanja}_{2014} = \alpha \text{PI iz poslovanja}_{2013} + \beta \text{Celotna sredstva}_{2014} + \varepsilon,$$

kjer je  $\varepsilon$  normalno porazdeljena napaka.

Dobljeni regresijski koeficienti so

$$\text{PI iz poslovanja}_{2014} = 0,5768 \cdot \text{PI iz poslovanja}_{2013} + 0,0118 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta oba parcialna regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri poslovnem izidu iz poslovanja

enaka 63,50, vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih pa je 22,10. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrnamo pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 2329,89.

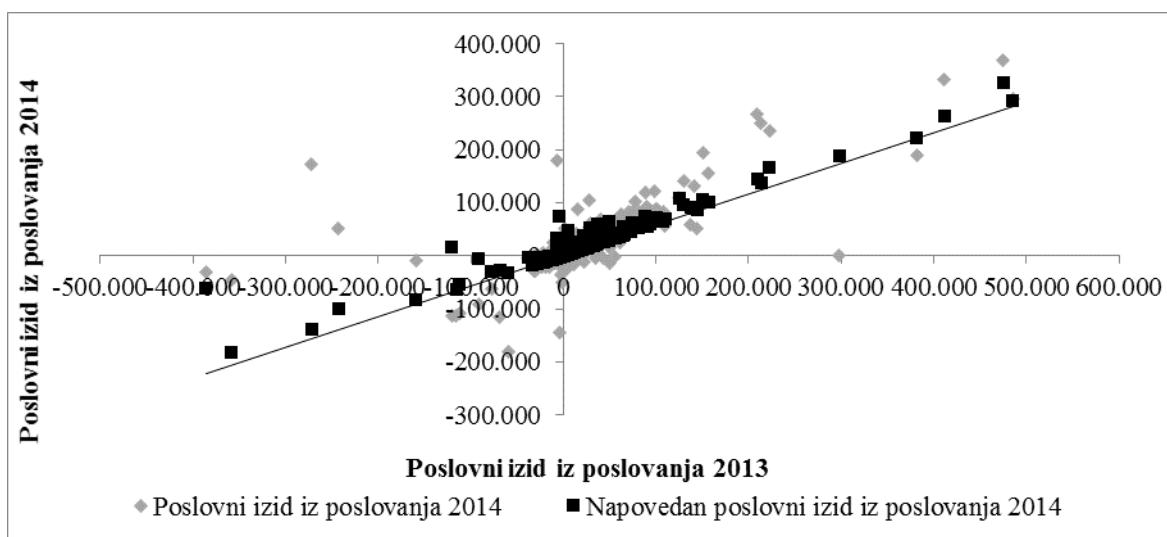
*Tabela 26: Regresijska statistika za regresijo poslovnega izida iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za avstrijska podjetja v letu 2014*

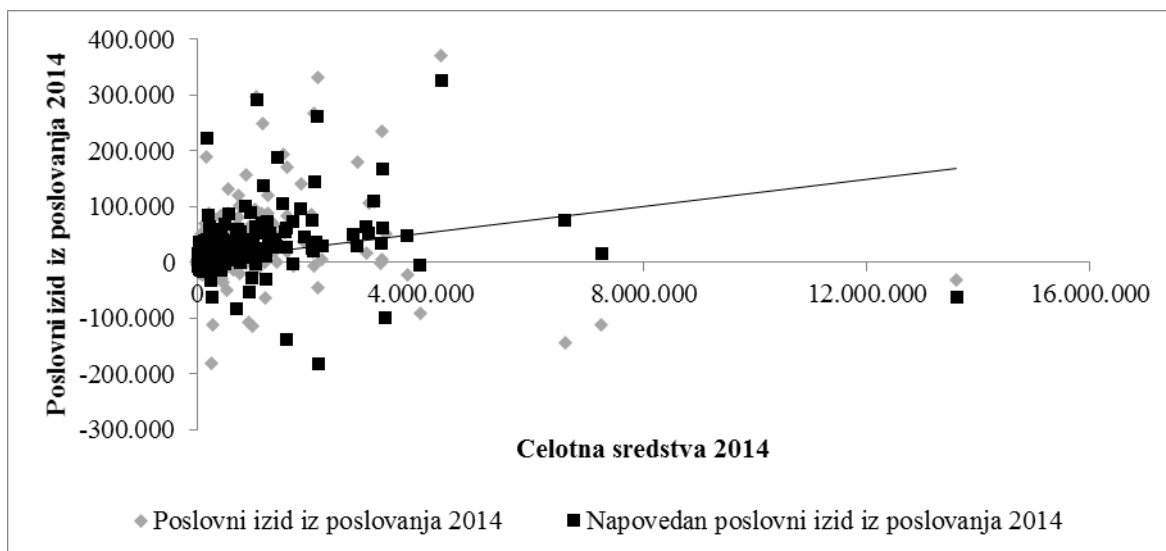
<b>Regresijska statistika</b>	<b>Vrednost</b>
Multipli korelacijski koeficient	0,79
Multipli determinacijski koeficient	0,62
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,62
Standardna napaka	12.758
Število opazovanj	2865

*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Odvisnost med poslovnim izidom iz poslovanja in obema neodvisnima spremenljivkama je linearna in močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,79. Z linearnim vplivom poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnimi sredstvi je pojasnjene 62 % variance poslovnega izida iz poslovanja v letu 2014.

*Slika 66: Dejanski in z regresijo napovedan poslovni izid iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za avstrijska podjetja v letu 2014 (T EUR)*





Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Drugi regresijski model ima obliko

$$\text{Celotni PI}_{2014} = \alpha \text{Celotni PI}_{2013} + \beta \text{Celotna sredstva}_{2014} + \varepsilon,$$

kjer je  $\varepsilon$  normalno porazdeljena napaka.

Z regresijo dobljeni koeficienti definirajo model

$$\text{Celotni PI}_{2014} = 0,5301 \cdot \text{Celotni PI}_{2013} + 0,0134 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

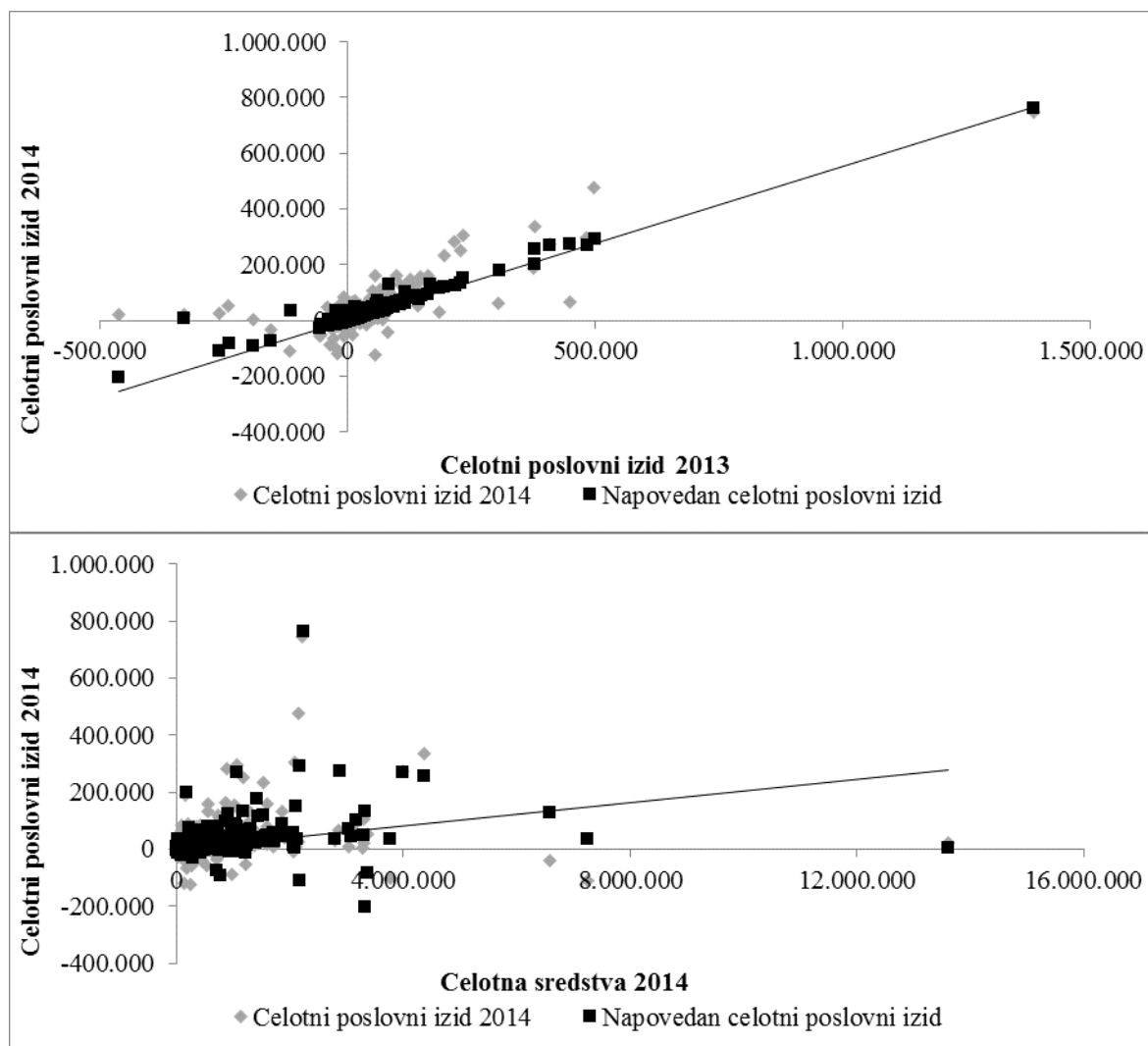
pri čemer sta regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri celotnem poslovnem izidu enaka 78,07, koeficienta pri celotnih sredstvih pa 22,26. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrnemo pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 3691,87.

Tabela 27: Regresijska statistika za regresijo celotnega poslovnega izida v odvisnosti od celotnega poslovnega izida v preteklem letu in celotnih sredstev za avstrijska podjetja v letu 2014

Regresijska statistika	Vrednost
Multipli korelacijski koeficient	0,85
Multipli determinacijski koeficient	0,72
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,72
Standardna napaka	14.203
Število opazovanj	2865

Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Slika 67: Dejanski in z regresijo napovedan celotni poslovni izid v odvisnosti od celotnega poslovnega izida v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za avstrijska podjetja v letu 2014 (T EUR)



Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Odvisnost med celotnim poslovnim izidom in obema neodvisnima spremenljivkama je linearna in zelo močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,85. Z linearnim vplivom celotnega poslovnega izida v preteklem letu in celotnih sredstev je pojasnjene 72 % variance celotnega poslovnega izida v letu 2014.

Tretji regresijski model ima obliko

$$\check{\text{Cisti PI}}_{2014} = \alpha \check{\text{Cisti PI}}_{2013} + \beta \text{Celotna sredstva}_{2014} + \varepsilon,$$

kjer je  $\varepsilon$  normalno porazdeljena napaka.

Dobljeni regresijski koeficienti so

$$\check{\text{Cisti PI}}_{2014} = 0,4462 \cdot \check{\text{Cisti PI}}_{2013} + 0,0116 \cdot \text{Celotna sredstva},$$

pri čemer sta regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri čistem poslovnem izidu enaka 58,45, koeficienta pri celotnih sredstvih pa 18,41. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrnamo pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 2118,09.

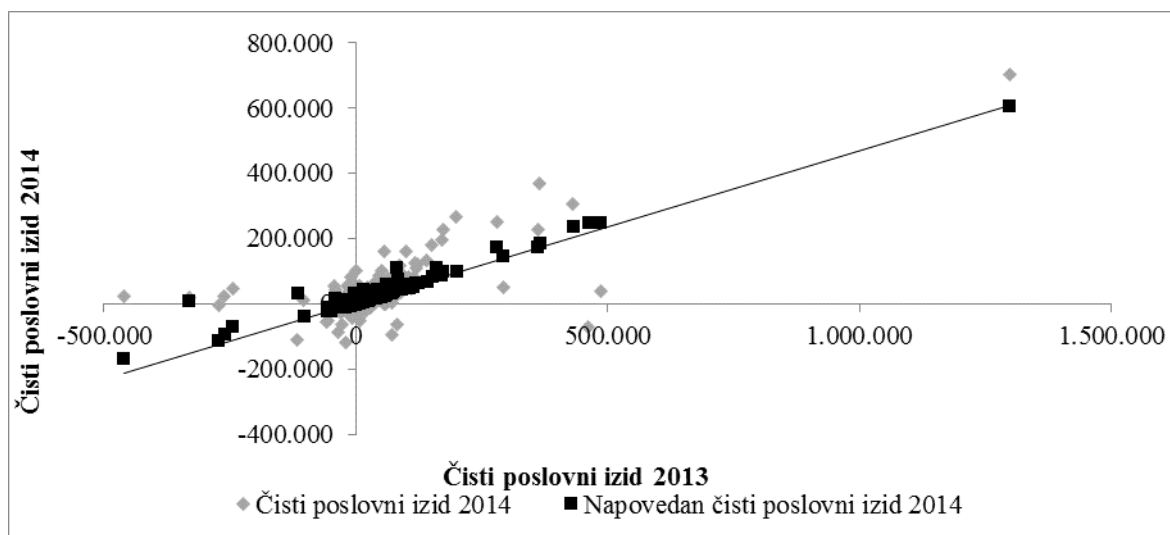
*Tabela 28: Regresijska statistika za regresijo čistega poslovnega izida v odvisnosti od čistega poslovnega izida in celotnih sredstev v preteklem letu za avstrijska podjetja v letu 2014*

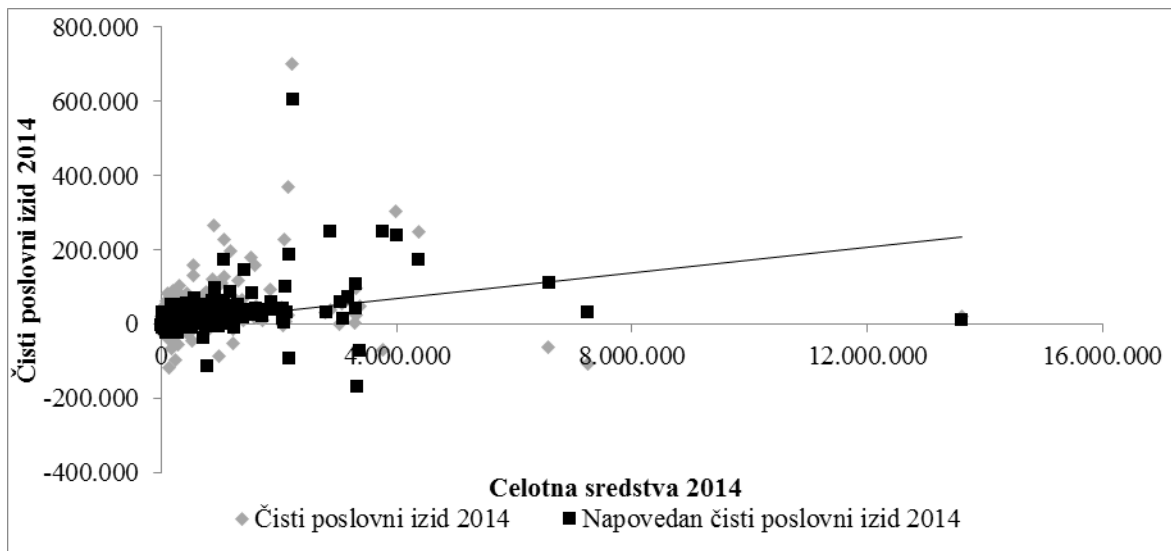
<b>Regresijska statistika</b>	<b>Vrednost</b>
Multipli korelacijski koeficient	0,77
Multipli determinacijski koeficient	0,60
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,60
Standardna napaka	14.870
Število opazovanj	2865

*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Odvisnost med čistim poslovnim izidom leta 2014 in obema neodvisnima spremenljivkama je linearna in močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,77. Z linearnim vplivom čistega poslovnega izida v preteklem letu in celotnih sredstev je pojasnjene 60 % variance čistega poslovnega izida v letu 2014.

*Slika 68: Dejanski in z regresijo napovedan čisti poslovni izid v odvisnosti od čistega poslovnega izida v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za avstrijska podjetja v letu 2014 (T EUR)*





Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Pri regresijski analizi podatkov avstrijskih podjetij je v vseh treh primerih koeficient pri avtoregresijskem členu statistično značilno različen od 0 pri zanemarljivi stopnji značilnosti. Ravno tako je statistično značilno različen od 0 pri zanemarljivi stopnji značilnosti regresijski koeficient pri celotnih sredstvih. Vrednost t-testa koeficienta pri avtoregresijskem členu je najvišja pri celotnem poslovnem izidu, in sicer 78,07, in najnižja pri čistem poslovnem izidu, kjer ima vrednost 58,45. Pri analizi nezveznosti v podatkih avstrijskih podjetij ni v nobenem primeru nezveznost statistično značilna pri stopnji značilnosti 1 %, najvišja vrednost  $\tau$ -testa pa je dosežena pri celotnem poslovnem izidu tako kot vrednost t-testa avtoregresijskega koeficienta. Pri najnižji vrednosti tega ujemanja ni, saj je vrednost  $\tau$ -testa najnižja pri poslovnem izidu iz poslovanja, vrednost t-testa avtoregresijskega koeficienta pa je najnižja pri čistem poslovnem izidu. Tako ne moremo potrditi domneve, da bo koeficient pri avtoregresijskem členu bolj statistično značilen pri tistem od poslovnih izidov, pri katerem je tudi vrednost  $\tau$ -testa pri analiziranju nezveznosti porazdelitve poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, najvišja.

### 4.3. Časovna vzdržnost dobička v podatkih britanskih podjetij

Za regresijsko analizo uporabljamo podatke iz baze Amadeus britanskih podjetij za leti 2013 in 2014, ki smo jih uporabljali tudi v prejšnjem poglavju.

Prvi regresijski model, ki ga bomo obravnavali, ima obliko

$$PI \text{ iz poslovanja}_{2014} = \alpha PI \text{ iz poslovanja}_{2013} + \beta \text{Celotna sredstva}_{2014} + \varepsilon,$$

kjer je  $\varepsilon$  normalno porazdeljena napaka.

Dobljeni regresijski koeficienti so

$$PI \text{ iz poslovanja}_{2014} = 0,5023 \cdot PI \text{ iz poslovanja}_{2013} + 0,0045 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta oba parcialna regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri poslovnem izidu iz poslovanja enaka 282,01, vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih pa je 68,35. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrne pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 53.215,16.

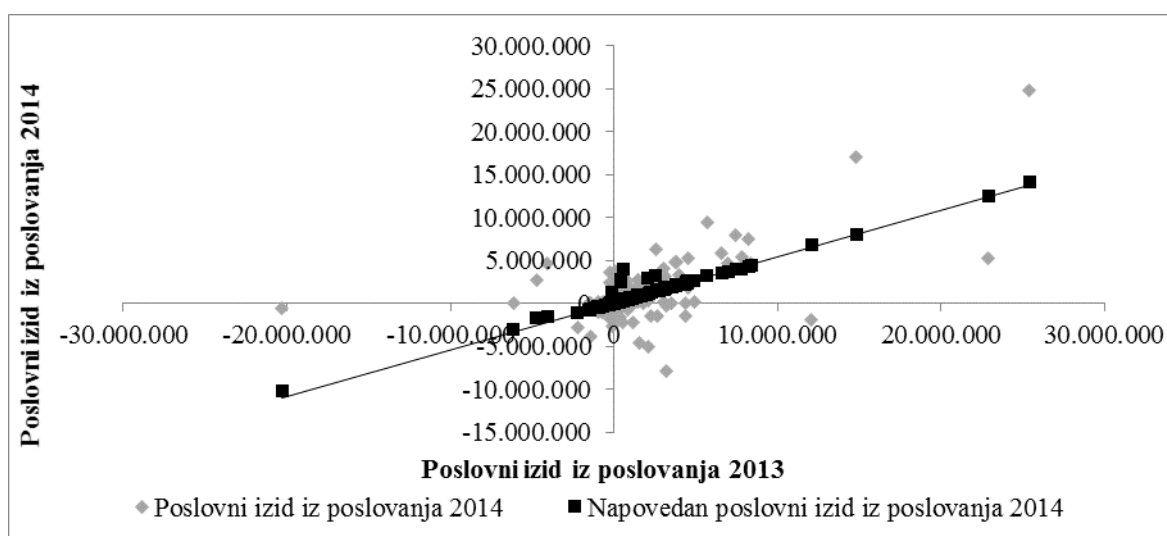
*Tabela 29: Regresijska statistika za regresijo poslovnega izida iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnih sredstev za britanska podjetja v letu 2014*

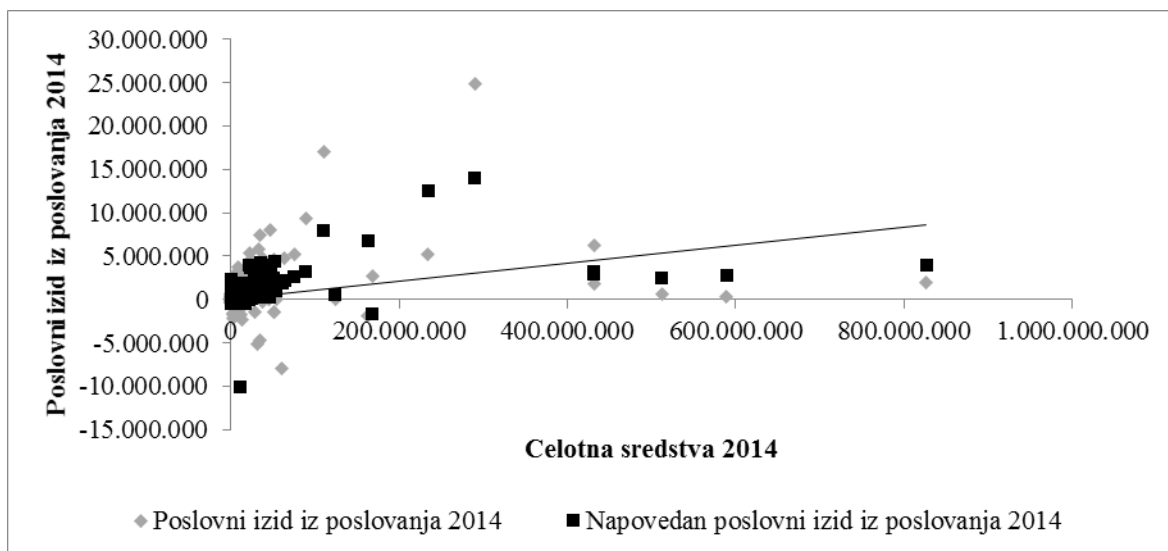
Regresijska statistika	Vrednost
Multipli korelacijski koeficient	0,68
Multipli determinacijski koeficient	0,46
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,46
Standardna napaka	90.836
Število opazovanj	127.127

*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Odvisnost med poslovnim izidom iz poslovanja in obema neodvisnima spremenljivkama je linearna in močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,68. Z linearnim vplivom poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in celotnimi sredstvi je pojasnjene 46 % variance poslovnega izida iz poslovanja v letu 2014.

*Slika 69: Dejanski in z regresijo napovedan poslovni izid iz poslovanja v odvisnosti od poslovnega izida iz poslovanja v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za britanska podjetja v letu 2014 (T EUR)*





Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Drugi regresijski model ima obliko

$$\text{Celotni PI}_{2014} = \alpha \text{Celotni PI}_{2013} + \beta \text{Celotna sredstva}_{2014} + \varepsilon,$$

kjer je  $\varepsilon$  normalno porazdeljena napaka.

Z regresijo dobljeni koeficienti definirajo model

$$\text{Celotni PI}_{2014} = 0,5540 \cdot \text{Celotni PI}_{2013} + 0,0021 \cdot \text{Celotna sredstva}_{2014},$$

pri čemer sta regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri celotnem poslovnem izidu enaka 291,45, koeficienta pri celotnih sredstvih pa 31,84. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrne pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 51.127,83.

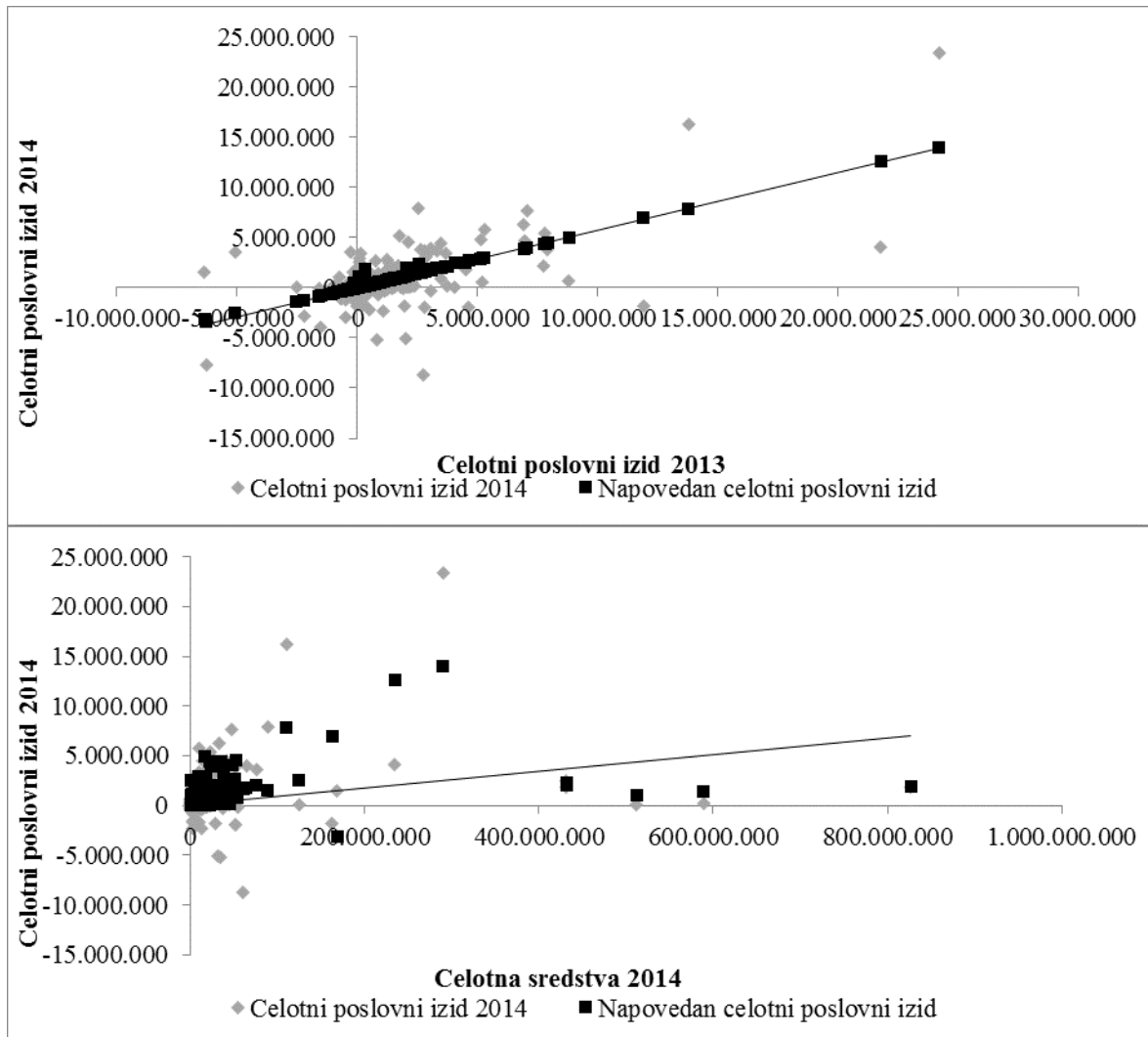
Tabela 30: Regresijska statistika za regresijo celotnega poslovnega izida v odvisnosti od celotnega poslovnega izida v preteklem letu in celotnih sredstev za britanska podjetja v letu 2014

Regresijska statistika	Vrednost
Multipli korelacijski koeficient	0,67
Multipli determinacijski koeficient	0,45
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,45
Standardna napaka	89.345
Število opazovanj	127.127

Vir: baza Amadeus; lasten izračun.



Slika 70: Dejanski in z regresijo napovedan celotni poslovni izid v odvisnosti od celotnega poslovnega izida v preteklem letu in od celotnih sredstev za britanska podjetja v letu 2014 (T EUR)



Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Odvisnost med celotnim poslovnim izidom in obema neodvisnima spremenljivkama je linearna in močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,67. Z linearnim vplivom celotnega poslovnega izida v preteklem letu in celotnih sredstev je pojasnjene 45 % variance celotnega poslovnega izida v letu 2014.

Tretji regresijski model ima obliko

$$\text{Čisti PI}_{2014} = \alpha \text{Čisti PI}_{2013} + \beta \text{Celotna sredstva}_{2014} + \varepsilon,$$

kjer je  $\varepsilon$  normalno porazdeljena napaka.

Dobljeni regresijski koeficienti so

$$\text{Čisti PI}_{2014} = 0,1826 \cdot \text{Čisti PI}_{2013} + 0,0035 \cdot \text{Celotna sredstva},$$

pri čemer sta regresijska koeficienta statistično značilno različna od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, saj je vrednost t-testa koeficienta pri čistem poslovnem izidu enaka 177,63, koeficienta pri celotnih sredstvih pa 60,28. Ničelno hipotezo, da so vsi regresijski koeficienti hkrati enaki 0, zavrnemo pri stopnji značilnosti 1 % tudi s F-testom, ki znaša 21.575,69.

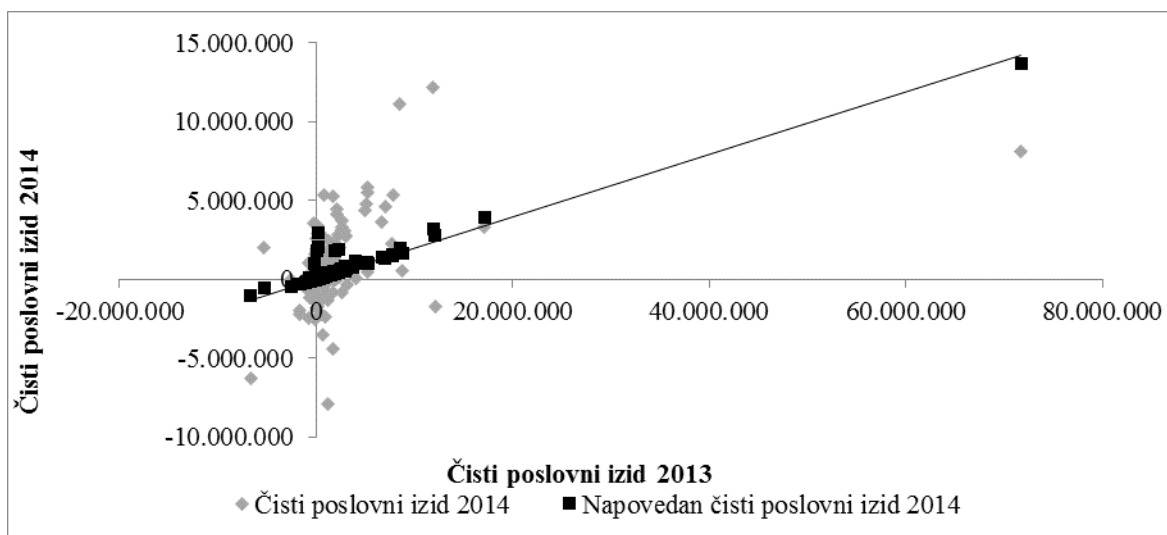
*Tabela 31: Regresijska statistika za regresijo čistega poslovnega izida v odvisnosti od čistega poslovnega izida in celotnih sredstev v preteklem letu za britanska podjetja v letu 2014*

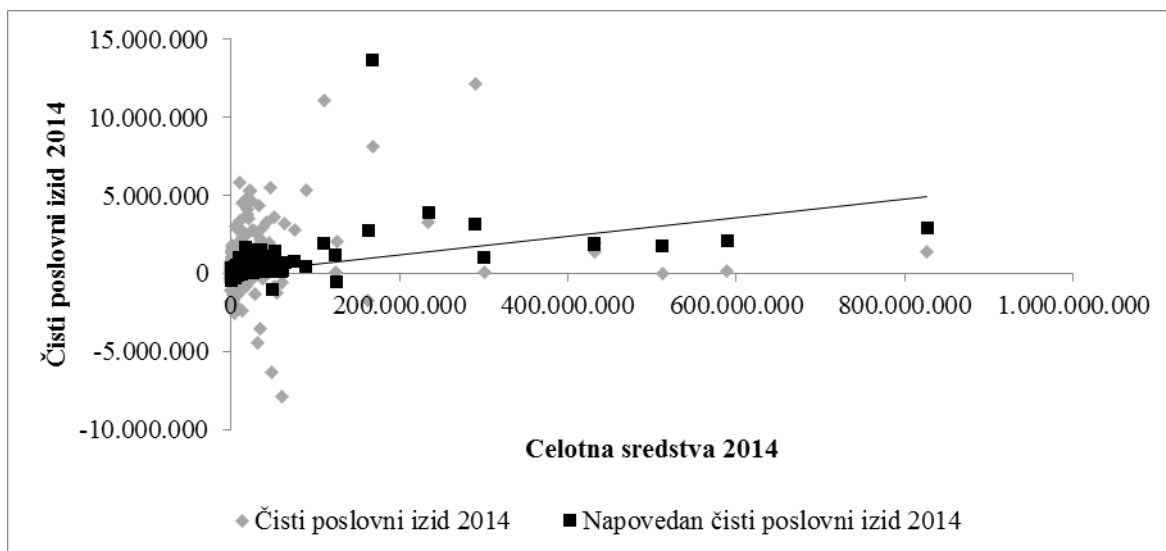
<b>Regresijska statistika</b>	<b>Vrednost</b>
Multipli korelacijski koeficient	0,50
Multipli determinacijski koeficient	0,25
Prilagojen multipli determinacijski koeficient	0,25
Standardna napaka	81.176
Število opazovanj	127.127

*Vir: baza Amadeus; lasten izračun.*

Odvisnost med čistim poslovnim izidom leta 2014 in obema neodvisnima spremenljivkama je linearna in srednje močna, saj znaša multipli korelacijski koeficient 0,50. Z linearnim vplivom čistega poslovnega izida v preteklem letu in celotnih sredstev je pojasnjene 25 % variance čistega poslovnega izida v letu 2014.

*Slika 71: Dejanski in z regresijo napovedan čisti poslovni izid v odvisnosti od čistega poslovnega izida v preteklem letu in v odvisnosti od celotnih sredstev za britanska podjetja v letu 2014 (T EUR)*





Vir: baza Amadeus; lasten izračun.

Pri regresijski analizi podatkov britanskih podjetij je v vseh treh primerih koeficient pri avtoregresijskem členu statistično značilno različen od 0 pri zanemarljivi stopnji značilnosti. Ravno tako je statistično značilno različen od 0 pri zanemarljivi stopnji značilnosti regresijski koeficient pri celotnih sredstvih. Vrednost t-testa koeficienta pri avtoregresijskem členu je najvišja pri celotnem poslovnem izidu, in sicer 291,65, in najnižja pri čistem poslovnem izidu, kjer ima vrednost 171,63. Pri analizi nezveznosti v podatkih britanskih podjetij je najvišja vrednost  $\tau$ -testa dosežena pri čistem poslovnem izidu, najvišja vrednost t-testa avtoregresijskega koeficienta pa pri celotnem poslovnem izidu. Tudi pri najnižji vrednosti ni ujemanja v kategoriji poslovnega izida, pri kateri se pojavi, saj je vrednost  $\tau$ -testa najnižja pri celotnem poslovnem izidu, vrednost t-testa avtoregresijskega koeficienta pa pri čistem poslovnem izidu. Tako ne moremo potrditi domneve, da bo koeficient pri avtoregresijskem členu bolj statistično značilen pri tistem od poslovnih izidov, pri katerem je tudi vrednost  $\tau$ -testa pri analiziranju nezveznosti porazdelitve poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, najvišja.

Pri nobenem od treh obravnavanih vzorcev ne moremo potrditi veljavnosti domneve, da je avtoregresija najbolj statistično značilna pri tisti kategoriji poslovnega izida, pri katerem je tudi vrednost  $\tau$ -testa pri analiziranju nezveznosti porazdelitve poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, najvišja. Ne moremo potrditi hipoteze H2: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo časovno vzdržnost za nobeno od proučevanih držav.

Na podlagi analize časovne vzdržnosti na podvzorcju slovenskih podjetij, za katere je čisti poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi, na zelenem območju, ne moremo potrditi veljavnosti domneve, da je pri podjetjih, katerih kazalniki so na zelenem območju, opaziti večjo statistično značilnost časovne vzdržnosti poslovnega izida. Pri vseh treh modelih je vrednost t-testa pri avtoregresijskih koeficientih na podvzorcju podjetij nižja kot na celotnem vzorcju slovenskih podjetij, večja pa je vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih. Na

podvzorcju sloveskih podjetij ne moremo potrditi veljavnost H3: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, katerih vrednosti so na ciljnem območju, imajo večjo časovno vzdržnost kot kazalniki drugih podjetij.

Pri postavljanju druge in tretje hipoteze smo sledili ugotovitvam nekaterih avtorjev, da prihaja do uravnavanja dobička z namenom prikaza stabilnosti dobička. Na podatkih slovenskih podjetij smo potrdili H1, ne pa tudi H2 in H3. Iz tega sklepamo, da prihaja do uravnavanja dobička s ciljem prikaza določene vrednosti majhnega pozitivnega dobička in se pri tem ne poskuša prikazati stabilnosti dobička. Ravno to, da so vrednosti t-testa koeficientov na podvzorcju, za katerega je verjetnost uravnavanja dobička večja, pri preverjanu hipoteze 3 nižji kot na celotni populaciji, kaže na to, da slovenska podjetja ne poskušajo prikazati stabilnih dobičkov ampak majhen dobiček, ne glede na to, kakšen je bil v preteklem letu. Velikosti izbranih vzorcev nimajo bistvenega vpliva na potrditev hipotez. Najmanjši vzorec je pri avstrijskih podjetjih, vendar je tudi ta dovolj velik, da bi pri stopnji značilnosti 1 % zaznali skok v porazdelitvi v velikosti 5 % vzorca.

## ZAKLJUČKI

V doktorski disertaciji smo razvili preprost in robusten statističen test z malo predpostavkami, ki ga lahko uporabljamo za testiranje različnih hipotez. Analiziramo matematične lastnosti testa. S pomočjo Monte Carlo simulacij, v katerih generiramo enakomerno, eksponentno in normalno porazdeljena psevdonaključna števila, preverimo občutljivost in robustnost testa pri zaznavanju nezveznosti v frekvenčnih porazdelitvah podatkov in občutljivost testa za primerjavo dveh znanih statističnih porazdelitev.

Predlagani test je preprosta in robustna metoda za testiranje nezveznosti v porazdelitvi podatkov, ob tem da ne zahteva nobenih predpostavk o porazdelitvi podatkov. Neenačba Čebiševa omogoča definiranje zgornje meje verjetnosti, da testna statistika preseže določeno vrednost. Test je ob primerno definiranih verjetnostih za posamezen interval učinkovit tudi pri ugotavljanju porazdelitve pri končnih vzorcih podatkov.

Pri vzorcih s 1000 ali več opazovanji test ustrezno klasificira vrsto porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 %. Učinkovitost testiranja nezveznosti je odvisna od velikosti vzorca, vrste porazdelitve in velikosti skoka. Za vzorce s 5000 ali več opazovanji test ustrezno zavrne ničelno hipotezo o zveznosti za skoke s 5 % ali več opazovanji pri stopnji značilnosti 1 % pri vseh treh porazdelitvah. Ko velikost vzorca naraste na 10.000 ali več opazovanj, test zavrne ničelno hipotezo o zveznosti pri skoku velikosti 1 % opazovanj pri stopnji značilnosti 1 %.

Predlagani test je uporabljen v nekaterih novejših raziskavah uravnavanja dobička. Mörec (2006) uporabi predlagani test pri analizi uporabe škodnih rezervacij kot možnega mehanizem računovodskega prirejanja poslovne uspešnosti v slovenskih zavarovalnicah. Cho (2011) proučuje optimizem pri napovedovanju dobička japonskih podjetij, Li (2011) ugotavlja, da je uravnavanje dobička izrazitejše izraženo pri kitajskih podjetjih kot pri ameriških, Garmaise (2013) pa analizira večjo nagnjenost jemalcev hipotekarnih posojil k poročanju vrednosti lastnih sredstev nad izbrano mejo v primerjavi s poročanjem vrednosti pod to mejo.

Ker nekateri avtorji zagovarjajo stališče, da je uporaba analize frekvenčne porazdelitve kazalnikov neprimerna, saj že deljenje dveh količin pri majhnih vrednostih zaradi numeričnih težav povzroči nezveznosti v frekvenčni porazdelitvi kazalnika (Durtschi, 2006), analiziramo lastnosti porazdelitve slučajne spremenljivke, ki je količnik dveh zveznih slučajnih spremenljivk. Iz analize obnašanja gostote porazdelitve kvocientov dveh zveznih slučajnih spremenljivk ni razvidnega razloga, da bi zaradi deljenja prišlo do nastanka nezveznosti v okolici točke 0. V nekaterih primerih pa zaradi deljenja z vrednostmi blizu 0 ne obstajajo momenti kvocientne porazdelitve.

V drugem delu doktorske disertacije na podatkih domačih podjetij (baza Ajpes) in podatkih avstrijskih in britanskih podjetij (baza Amadeus) ugotavljamo povezavo med uravnavanjem dobička in časovno vzdržnostjo dobička.

Uravnavanje dobička analiziramo z uporabo predlaganega testa zveznosti. V primeru obstoja uravnavanja dobička predvidevamo, da se bo vrednost  $\tau$ -testa povečevala, ko bomo primerjali porazdelitve podatkov o umerjenem poslovnem izidu iz poslovanja, umerjenem celotnem poslovnem izidu in umerjenem čistem poslovnem izidu. Pri tem za potrditev uravnavanja dobička uporabimo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 %.

Pri tem proučimo vpliv velikosti frekvenčnega intervala na rezultate testa. Vzorci so različno veliki, in sicer je najmanjši vzorec avstrijskih podjetij z 2865 opazovanji, največji pa je vzorec britanskih podjetij s 127.127 opazovanji. Zaradi primerljivosti porazdelitev kazalnikov poslovnega izida za vse tri države uporabljamo enako širino frekvenčnega razreda, in sicer 0,005. Za izračun vrednosti  $\tau$ -testa uporabimo tudi širino 0,01 in 0,0025. Pri podatkih slovenskih in britanskih podjetij ne pride do kvalitativnih sprememb v rezultatih testiranja, pri avstrijskih podjetjih pa uporaba preozkega frekvenčnega intervala povzroči naključne skoke v porazdelitvi, za katere pa ni vsebinske osnove.

Z uporabo testa zveznosti za podatke slovenskih, avstrijskih in britanskih podjetij analiziramo prvo hipotezo:

H1: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo verjetnost prirejanja.

Pri analizi zveznosti različnih kategorij poslovnega izida za slovenska podjetja, umerjenega s celotnimi sredstvi, je v vseh treh primerih pri vrednosti nič skok v porazdelitvi, ki je statistično značilen glede na uporabljeno testno statistiko  $\tau$  pri stopnji značilnosti 1 %. V vseh primerih je v frekvenčnem razredu [0,000, 0,005) statistično značilno več opazovanj, kot je pričakovano število, ki izhaja iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve. Najnižjo vrednost testne statistike za ta frekvenčni razred ima porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, in sicer 20,77, najvišjo pa porazdelitev čistega dobička, umerjenega s celotnimi sredstvi, za katerega znaša 62,83. Testna statistika v vseh treh primerih doseže najmanjšo vrednost na intervalu [-0,005, 0,000), pri čemer pa absolutna vrednost testne statistike preseže kritično vrednost 10 pri s celotnimi sredstvi umerjeni porazdelitvi celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida.

Pri analizi nezveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, je v vseh treh primerih pri vrednosti nič skok v porazdelitvi, ki je statistično značilen glede na uporabljeno testno statistiko  $\tau$  pri stopnji značilnosti 1 %. V vseh primerih je v frekvenčnem razredu [0,000, 0,005) statistično značilno več opazovanj, kot je pričakovano število, ki izhaja iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve. Najnižjo vrednost

testne statistike za ta frekvenčni razred ima porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, in sicer 18,87, najvišjo pa porazdelitev čistega dobička, umerjenega s poslovnimi prihodki, za katerega znaša 58,25. Testna statistika v vseh treh primerih doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , pri čemer njena absolutna vrednost tudi preseže kritično vrednost 10, iz česar sledi, da imajo vse tri porazdelitve v tem frekvenčnem razredu statistično značilno manj opazovanj, kot izhajajo iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve.

Pri analizi nezveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, je v vseh treh primerih pri vrednosti nič skok v porazdelitvi, ki je statistično značilen glede na uporabljeno testno statistiko  $\tau$  pri stopnji značilnosti 1 %. V vseh primerih je v frekvenčnem razredu  $[0,000, 0,005)$  statistično značilnih več opazovanj, kot je pričakovano število, ki izhajajo iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve. Najnižjo vrednost testne statistike za ta frekvenčni razred ima porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, in sicer 19,19, najvišjo pa porazdelitev čistega dobička, umerjenega s čistimi prihodki od prodaje, za katerega znaša 59,29. Testna statistika v vseh treh primerih doseže najmanjšo vrednost na intervalu  $[-0,005, 0,000)$ , pri čemer njena absolutna vrednost tudi preseže kritično vrednost 10, iz česar sledi, da imajo vse tri porazdelitve v tem frekvenčnem razredu statistično značilno manj opazovanj, kot izhajajo iz ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve.

Pri primerjavi uporabe celotnih sredstev, poslovnih prihodkov in čistih prihodkov od prodaje za umerjanje poslovnega izida ugotavljamo, da so opisne statistike za vse tri kategorije zelo podobne, pri čemer se za poslovne prihodke in čiste prihodke od prodaje skorajda ne razlikujejo. Ravno tako je v vseh primerih preizkušanja ničelne domneve o zveznosti največja vrednost testne statistike  $\tau$  dosežena na frekvenčnem razredu  $[0,000, 0,005)$  in presega kritično vrednost pri stopnji značilnosti 1 %. V vseh primerih je najmanjša vrednost testne statistike  $\tau$  dosežena na frekvenčnem razredu  $[-0,005, 0,000)$ , ki pri umerjanju s poslovnimi prihodki in čistimi prihodki od prodaje po absolutni vrednosti presega kritično vrednost pri stopnji značilnosti 1 % za vse kategorije poslovnega izida. Pri poslovnem izidu iz poslovanja, umerjenem s celotnimi sredstvi, pa absolutna vrednost najmanjše vrednosti testne statistike  $\tau$  ne presega kritične vrednosti 10. Torej je v enem primeru prišlo do kvalitativne razlike med tem, ali za umerjanje uporabimo celotna sredstva ali poslovne prihodke oziroma čiste prihodke od prodaje. Med uporabo poslovnih prihodkov ali čistih prihodkov od prodaje za umerjanje poslovnega izida pa v nobenem primeru ni prišlo do kvalitativnih razlik v sklepih.

Na podlagi analize podatkov slovenskih podjetij lahko potrdimo, da prihaja do uravnavanja dobička, saj se v porazdelitvi umerjenih poslovnih izidov pojavlja statistično značilna nezveznost pri nič, testna vrednost pa narašča od vrednosti 20,77 za poslovni izid iz poslovanja, umerjen s celotnimi sredstvi, prek vrednosti 56,30 za celotni poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi, do vrednosti 62,83 za čisti poslovni izid, umerjen s celotnimi

sredstvi.

Za slovenska podjetja z vsaj petimi zaposlenimi pri porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve. Nezveznost pri razredu tik nad vrednostjo nič se pojavi pri porazdelitvi celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, in skok se še poveča pri čistem poslovnem izidu, umerjenim s celotnimi sredstvi.

Pri analizi zveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, pri avstrijskih podjetjih v vseh treh primerih ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 %. Najnižjo vrednost testne statistike za frekvenčni razred [0,000, 0,005) ima porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi, in sicer 1,22, najvišjo pa porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za katerega znaša 8,01.

Pri analizi zveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, pri avstrijskih podjetjih v vseh treh primerih ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 %. Najnižjo vrednost testne statistike za frekvenčni razred [0,000, 0,005) ima porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, in sicer 3,54, najvišjo pa porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za katerega znaša 9,89.

Pri primerjavi uporabe celotnih sredstev in poslovnih prihodkov za umerjanje poslovnega izida ugotavljamo, da ni kvalitativnih razlik v sklepih o zavrnitvi ali nezavrnitvi ničelne hipoteze o zveznosti med tem, ali za umerjanje uporabimo celotna sredstva ali poslovne prihodke tako pri stopnji značilnosti 1 % kot pri stopnji značilnosti 5 %.

Na podlagi analize podatkov avstrijskih podjetij ne moremo potrditi, da prihaja do uravnavanja dobička, saj se v porazdelitvi umerjenih poslovnih izidov ne pojavi statistično značilna nezveznost pri uporabi stopnje značilnosti 1 %.

Pri analizi zveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, pri britanskih podjetjih v vseh treh primerih zavrnemo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 % in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Vrednosti testne statistike za frekvenčni razred [0,000, 0,005) se med porazdelitvami minimalno razlikujejo, in sicer ima najnižjo porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, in sicer 26,44, najvišjo pa porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, za katerega znaša 29,00.

Pri analizi zveznosti različnih kategorij poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, pri britanskih podjetjih v vseh treh primerih zavrnemo ničelno hipotezo o zveznosti porazdelitve pri stopnji značilnosti 1 % in sprejmemo alternativno hipotezo, da ima porazdelitev nezveznost. Najnižjo vrednost testne statistike za interval [0,000, 0,005) ima porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s poslovnimi prihodki, in sicer



16,86, najvišjo pa porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s poslovnimi prihodki, za katerega znaša 30,26.

Pri primerjavi uporabe celotnih sredstev in poslovnih prihodkov za umerjanje poslovnega izida ugotavljamo, da sicer so kvantitativne razlike v vrednostih testne statistike, ni pa kvalitativnih razlik v sklepih o zavrnitvi ali nezavrnitvi ničelne hipoteze o zveznosti med tem, ali za umerjanje uporabimo celotna sredstva ali poslovne prihodke pri stopnji značilnosti 1 %.

Na podlagi analize podatkov britanskih podjetij lahko potrdimo, da se v porazdelitvi vseh treh umerjenih poslovnih izidov pojavlja statistično značilna nezveznost pri nič. Vendar pa je spreminjanje testne vrednosti odvisno tako od obravnavane kategorije poslovnega izida kot tudi od za umerjanje uporabljene kategorije. Tako ne moremo potrditi hipoteze o uravnavanju dobička, saj bi bila lahko nezveznost, ki je statistično značilna že pri poslovnem izidu iz poslovanja, posledica realnih odločitev poslovodstva, in ne nujno znak uravnavanja dobička.

Podobno primerjavo kot med dvema znanima teoretičnima porazdelitvama lahko uporabimo tudi pri primerjavi frekvenčnih porazdelitev dveh množic podatkov. Pri tem uporabimo podatke, ki predstavljajo različne kazalnike učinkovitosti poslovanja za isto obdobje. Analiziramo tudi isti kazalnik uspešnosti za isto množico podjetij v različnih letih. Do razlik v takšnem primeru lahko pride zaradi sprememb gospodarskih razmer in/ali sprememb zakonodaje.

Pri primerjavi porazdelitev uporabimo podatke o poslovnem izidu iz poslovanja, celotnem poslovnem izidu in čistem poslovnem izidu, ki jih umerimo s celotnimi sredstvi. Za analizo izberemo podatke slovenskih podjetij, saj so pri njih največje spremembe vrednosti testne statistike pri testiranju ničelne hipoteze o zveznosti. Za testiranje ujemanja porazdelitev uporabimo testno statistiko  $\tau$  in porazdelitve testiramo pri ničelni hipotezi, da so enake porazdelitvi poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi.

Pri testiranju, ali je celotni poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi, enako porazdeljen kot poslovni izid iz poslovanja, umerjen s celotnimi sredstvi, presega testna statistika kritično vrednost na treh intervalih, največjo vrednost pa doseže na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 39,46. Zato zavrnemo ničelno hipotezo, da sta porazdelitvi enaki, in sprejmemo alternativno hipotezo, da se porazdelitev celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, razlikuje od porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri stopnji značilnosti 1 %.

Pri testiranju, ali je čisti poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi, enako porazdeljen kot poslovni izid iz poslovanja, umerjen s celotnimi sredstvi, presega testna statistika kritično vrednost na treh intervalih, največjo vrednost pa doseže na intervalu  $[0,000, 0,005)$ , in sicer 50,88. Zato zavrnemo ničelno hipotezo, da sta porazdelitvi enaki, in sprejmemo alternativno

hipotezo, da se porazdelitev čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, razlikuje od porazdelitve poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri stopnji značilnosti 1 %.

Porazdelitve različnih poslovnih izidov, umerjenih s celotnimi sredstvi, se med seboj statistično značilno razlikujejo pri stopnji značilnosti 1 %. Da izločimo vpliv prvega in drugega centralnega momenta, podatke standardiziramo in primerjamo porazdelitve standardiziranih podatkov.

Pri testiranju, ali je standardiziran celotni poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi, enako porazdeljen kot standardiziran poslovni izid iz poslovanja, umerjen s celotnimi sredstvi, presega testna statistika kritično vrednost na dveh intervalih, največjo vrednost pa doseže na intervalu  $[0,010, 0,015)$ , in sicer 26,67. Zato zavrnamo ničelno hipotezo, da sta porazdelitvi enaki, in sprejmemo alternativno hipotezo, da se porazdelitev standardiziranega celotnega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, razlikuje od porazdelitve standardiziranega poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri stopnji značilnosti 1 %.

Pri testiranju, ali je standardiziran čisti poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi, enako porazdeljen kot standardiziran poslovni izid iz poslovanja, umerjen s celotnimi sredstvi, presega testna statistika kritično vrednost na dveh intervalih, največjo vrednost pa doseže na intervalu  $[0,010, 0,015)$ , in sicer 32,53. Zato zavrnamo ničelno hipotezo, da sta porazdelitvi enaki, in sprejmemo alternativno hipotezo, da se porazdelitev standardiziranega čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, razlikuje od porazdelitve standardiziranega poslovnega izida iz poslovanja, umerjenega s celotnimi sredstvi pri stopnji značilnosti 1 %.

Pri primerjavi porazdelitev poslovnega izida iz poslovanja, celotnega poslovnega izida in čistega poslovnega izida za slovenska podjetja ugotavljamo, da se ti statistično značilno razlikujejo pri stopnji značilnosti 1 %. Po standardizaciji podatkov se sicer vrednosti testa zmanjšajo, vendar pa se tudi standardizirane porazdelitve statistično značilno razlikujejo. Tudi ko s standardizacijo podatkov izničimo vpliv prvega in drugega centralnega momenta, je razlika v porazdelitvah, ki izhaja iz tretjega in višjih momentov, še vedno tolikšna, da se porazdelitve statistično značilno razlikujejo pri stopnji značilnosti 1 %.

Primerjamo tudi porazdelitve kazalnikov poslovnega izida za slovenska podjetja med leti. Pri testu enakosti porazdelitve za poslovni izid iz poslovanja, umerjen s celotnimi sredstvi, za leti 2014 in 2013 za slovenska podjetja testna statistika ne preseže kritične vrednosti pri stopnji značilnosti 1 %, zato ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o enakosti porazdelitev. Pri testu enakosti porazdelitve za celotni poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi, in za čisti poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi, za leti 2014 in 2013 absolutna vrednost testne statistike preseže kritično vrednost pri stopnji značilnosti 1 %, zato zavrnamo ničelno hipotezo o enakosti porazdelitev, in sprejmemo alternativno, da se porazdelitve med leti

razlikujejo. Pri tem je v obeh primerih na intervalu  $[0,000, 0,005)$  za leto 2014 statistično značilno premalo opazovanj glede na pričakovano število opazovanj v tem intervalu, ki izhaja iz ničelne hipoteze.

Za analizo časovne vzdržnosti dobička uporabimo linearno regresijo. Preverjamo hipotezo:

H2: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo časovno vzdržnost.

Pri regresijah na slovenskih podatkih je v vseh treh primerih koeficient pri avtoregresijskem členu statistično značilno različen od 0 pri zanemarljivi stopnji značilnosti. Regresijski koeficient pri celotnih sredstvih pa je pri poslovnem izidu iz poslovanja in celotnem poslovnem izidu statistično značilno različen od 0 pri stopnji značilnosti 1 %, pri regresijskem modelu za čisti dobiček pa ni statistično značilno različen od 0. Vrednost t-testa koeficienta pri avtoregresijskem členu je najvišja pri poslovnem izidu iz poslovanja, in sicer 280,99, najnižja pa pri celotnem poslovnem izidu, kjer ima vrednost 214,93. Tako ne moremo potrditi domneve, da bo koeficient pri avtoregresijskem členu bolj statistično značilen pri tistem od poslovnih izidov, pri katerem predvidevamo večji vpliv uravnavanja dobička. Pri testu zveznosti je bila najvišja vrednost testne statistike  $\tau$  dosežena pri porazdelitvi čistega poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi.

Pri regresijski analizi podatkov avstrijskih podjetij je v vseh treh primerih koeficient pri avtoregresijskem členu statistično značilno različen od 0 pri zanemarljivi stopnji značilnosti. Ravno tako je statistično značilno različen od 0 pri zanemarljivi stopnji značilnosti regresijski koeficient pri celotnih sredstvih. Vrednost t-testa koeficienta pri avtoregresijskem členu je najvišja pri celotnem poslovnem izidu, in sicer 78,07, in najnižja pri čistem poslovnem izidu, kjer ima vrednost 58,45. Pri analizi nezveznosti v podatkih avstrijskih podjetij ni v nobenem primeru nezveznost statistično značilna pri stopnji značilnosti 1 %, najvišja vrednost  $\tau$ -testa pa je dosežena pri celotnem poslovnem izidu tako kot vrednost t-testa avtoregresijskega koeficienta. Pri najnižji vrednosti tega ujemanja ni, saj je vrednost  $\tau$ -testa najnižja pri poslovnem izidu iz poslovanja, vrednost t-testa avtoregresijskega koeficienta pa je najnižja pri čistem poslovnem izidu. Tako ne moremo potrditi domneve, da bo koeficient pri avtoregresijskem členu bolj statistično značilen pri tistem od poslovnih izidov, pri katerem je tudi vrednost  $\tau$ -testa pri analiziranju nezveznosti porazdelitve poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, najvišja.

Pri regresijski analizi podatkov britanskih podjetij je v vseh treh primerih koeficient pri avtoregresijskem členu statistično značilno različen od 0 pri zanemarljivi stopnji značilnosti. Ravno tako je statistično značilno različen od 0 pri zanemarljivi stopnji značilnosti regresijski koeficient pri celotnih sredstvih. Vrednost t-testa koeficienta pri avtoregresijskem členu je najvišja pri celotnem poslovnem izidu, in sicer 291,65, in najnižja pri čistem poslovnem izidu, kjer ima vrednost 171,63. Pri analizi nezveznosti v podatkih britanskih podjetij je najvišja vrednost  $\tau$ -testa dosežena pri čistem poslovnem izidu, najvišja vrednost

t-testa avtoregresijskega koeficienta pa pri celotnem poslovnem izidu. Tudi pri najnižji vrednosti ni ujemanja v kategoriji poslovnega izida, pri kateri se pojavi, saj je vrednost  $\tau$ -testa najnižja pri celotnem poslovnem izidu, vrednost t-testa avtoregresijskega koeficienta pa pri čistem poslovnem izidu. Tako ne moremo potrditi domneve, da bo koeficient pri avtoregresijskem členu bolj statistično značilen pri tistem od poslovnih izidov, pri katerem je tudi vrednost  $\tau$ -testa pri analiziranju nezveznosti porazdelitve poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, najvišja.

Pri nobenem od treh obravnavanih vzorcev ne moremo potrditi veljavnosti domneve, da je avtoregresija najbolj statistično značilna pri tisti kategoriji poslovnega izida, pri katerem je tudi vrednost  $\tau$ -testa pri analiziranju nezveznosti porazdelitve poslovnega izida, umerjenega s celotnimi sredstvi, najvišja.

Za Slovenijo analizo ponovimo na podvzorcju podjetij z vsaj petimi zaposlenimi. Tudi na podvzorcju ne moremo potrditi H2: H2: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, na katere ima podjetje večji vpliv s sprejemanjem odločitev, imajo večjo časovno vzdržnost, saj je t-test avtokorelacijskega člena najvišji pri modelu s poslovnim izidom iz poslovanja.

Regresijski modeli za poslovni izid iz poslovanja se bistveno razlikujejo v primeru, ko obravnavamo vsa podjetja z vsaj petimi zaposlenimi, podjetja z dobičkom iz poslovanja in podjetja z izgubo iz poslovanja. Regresijski koeficienti so v vseh primerih statistično različni od 0, vendar se vrednost razlikujejo, koeficient pri celotnih sredstvih pa ima celo negativen predznak v modelu s podjetji, ki so v letu 2014 imela vsaj 5 zaposlenih in izgubo iz poslovanja.

Na podvzorcju slovenskih podjetij z vsaj petimi zaposlenimi v letu 2014 analizirano časovno vzdržnost denarnih tokov iz poslovanja. Pri primerjavi regresijskih modelov za ugotavljanje časovne vzdržnosti poslovnega izida iz poslovanja in denarnega toka iz poslovanja na vzorcju slovenskih podjetij z vsaj petimi zaposlenimi, ne moremo potrditi domneve, da je pri denarnih tokovih večja časovna vzdržnost kot pri poslovnem izidu. Na model vpliva, katera podjetja vključimo v regresijo, saj prihaja do bistvenih razlik pri modelih tako za poslovni izid iz poslovanja kot tudi za denarne tokove iz poslovanja, v primerih, ko vključimo vsa podjetja, tista s pozitivnimi vrednostmi ali tista z negativnimi vrednostmi proučevane kategorije, saj na primer pri modelu, ki upošteva le podjetja z negativnim denarnim tokom iz poslovanja v letu 2014, avtokorelacijski koeficient ni statistično značilen.

Za slovenska podjetja analiziramo tudi regresijske enačbe za podvzorec podjetij, za katera je vrednost čistega poslovnega dobička na intervalu  $[0,000, 0,005)$ . Te podatke izberemo, saj je pri analizi nezveznosti za ta interval dosežena največja vrednost testne statistike  $\tau$ . Z analizo preverjamo tretjo hipotezo.

H3: Kazalniki uspešnosti poslovanja podjetij, katerih vrednosti so na ciljnem območju, imajo večjo časovno vzdržnost kot kazalniki drugih podjetij.

Na podlagi opravljene analize časovne vzdržnosti na podvzorcu slovenskih podjetij, za katere je čisti poslovni izid, umerjen s celotnimi sredstvi, na zelenem območju, ne moremo potrditi domneve, da je pri podjetjih, katerih kazalniki so na zelenem območju, opaziti večjo statistično značilnost časovne vzdržnosti poslovnega izida. Pri vseh treh modelih je vrednost t-testa pri avtoregresijskih koeficientih na podvzorcu nižja kot na celotnem vzorcu, večja pa je vrednost t-testa koeficienta pri celotnih sredstvih.

Pri drugi in tretji hipotezi izhajamo iz domneve, da prihaja do uravnavanja dobička z namenom prikaza stabilnosti dobička. Na podatkih slovenskih podjetij smo potrdili H1, ne pa tudi H2 in H3. Iz tega sklepamo, da prihaja do uravnavanja dobička s ciljem prikaza določene vrednosti majhnega pozitivnega dobička in se pri tem ne poskuša prikazati stabilnosti dobička. Ravno to, da so vrednosti t-testa koeficientov na podvzorcu, za katerega je verjetnost uravnavanja dobička večja, pri preverjanu hipoteze 3 nižji kot na celotni populaciji, kaže na to, da slovenska podjetja ne poskušajo prikazati stabilnih dobičkov ampak majhen dobiček, ne glede na to, kakšen je bil v preteklem letu.



## LITERATURA

1. Artikis, P. G., Papanastasopoulos, G. A., Implications of the cash component of earnings for earnings persistence and stock Returns, *The British Accounting Review*, 48 (2016), 117–133.
2. Badertscher, B. A., Phillips, J. D., Pincus, M., Rego, S. O., Earnings Management Strategies and the Trade-Off between Tax Benefits and Detection Risk: To Conform or Not to Conform? *Accounting Review*, 84 (2009), 63–97.
3. Baltagi, B., *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd Ed. (2005), Chichester, Hoboken, NJ: J. Wiley and Sons.
4. Barber, B. M., Lyon, J. D., Detecting abnormal operating performance: The empirical power and specification of test statistics. *Journal of Financial Economics*, 41 (1996), 359–399.
5. Barton, J., Paul J. S., The Balance Sheet as an Earnings Management Constraint. *The Accounting Review*, 77 (2002), 1–27.
6. Boland, L. A., Gordon, I. M., Criticizing positive accounting theory. *Contemporary Accounting Research*, 9 (1992), 142–170.
7. Bontemps, C., Meddahi, N., Testing normality: a GMM approach. *Journal of Econometrics*, 124 (2005), 149–186.
8. Burgstahler, D., Chuk, E., Do scaling and selection explain earnings discontinuities?, *Journal of Accounting and Economics*, 60 (2015), 168-186.
9. Burgstahler, D., Dichev, I., Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1997), 99–126.
10. Burgstahler, D., Eames, M., Management of Earnings and Analysts' Forecasts to Achieve Zero and Small Positive Earnings Surprises. *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 33 (2005), 633–652.
11. Burgstahler, D., Hail, L., Leuz, C., The Importance of Reporting Incentives: Earnings Management in European Private and Public Firms. *The Accounting Review*, 81 (2006), 983–1016.
12. Burgstahler, D., Discussion of “The Shapes of Scaled Earnings Histograms Are Not Due to Scaling and Sample Selection: Evidence from Distributions of Reported Earnings Per Share. *Contemporary Accounting Research*, 31 (2014), 522–530.
13. Cahan S. B., The Effect of Antitrust Investigations on Discretionary Accruals: A Refined Test of the Political-Cost Hypothesis. *The Accounting Review* 67 (1992), 77–95.
14. Callihan, D., Corporate effective tax rates: A synthesis of the literature. *Journal of Accounting Literature*, 13 (1994), 1–43.

15. Cedilnik, A., Košmelj, K., Blejec, A., The distribution of the ratio of jointly normal variables. *Metodološki zvezki* 1 (2004), 99–108.
16. Cedilnik, A., Košmelj, K., Blejec, A., Ratio of Two Random Variables: A note on the Existence of its Moments. *Metodološki zvezki* 3 (2006), 1–7.
17. Charoenwong, C., Jiraporn, P., Earnings management to exceed thresholds: Evidence from Singapore and Thailand. *Journal of Multinational Financial Management*, 19 (2009), 221–236.
18. Cho, M., Hah, Y. D., Kim, O., Optimistic bias in management forecasts by Japanese firms to avoid forecasting losses. *International Journal of Accounting* 46 (2011), 79–101.
19. Christenson, C., The Methodology of Positive Accounting. *The Accounting Review*, 58 (1983), 1–22.
20. Cloyd, C. B., Pratt, J., Stock, T., The Use of Financial Accounting Choice to Support Aggressive Tax Positions: Public and Private Firms. *Journal of Accounting Research*, 34 (1996), 23–43.
21. Coppens, L., Peek, E. (2005). An analysis of earnings management by European private firms. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 14, 1–17.
22. Čok, M., Dejanska stopnja davka od dobička v Republiki Sloveniji. Magistrsko delo. (1998) Ljubljana: Univerza v Ljubljani, Ekonomska fakulteta.
23. Daniel, N. D., Denis, D., Naveen, L., Do firms manage earnings to meet dividend thresholds. *Journal of Accounting and Economics*, 45 (2008), 226.
24. Dechow, P. M., Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 18 (1994), 3–42.
25. Dechow, P. M., Sloan, R. G., Detecting Earnings Management. *Accounting Review*, 70 (1995), 193–225.
26. Dechow, P. M., Kothari, S. P., Watts Ross, L., The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25 (1998), 133–168.
27. Dechow, P. M., Ge, W., Schrand, C. M., Understanding Earnings Quality: A Review of the Proxies, Their Determinants and Their Consequences. Working paper.
28. Degeorge, F., Patel, J., Zeckhauser, R., Earnings Management to Exceed Thresholds. *Journal of Business*, Vol. 72 (1999), No. 1, 33.
29. Dichev, I., Skinner, D., Large sample evidence on the debt covenant hypothesis. *Journal of Accounting Research*, 40 (2002), 1091–1123.
30. Durrett, R., *Probability: theory and examples*, 2nd Ed. (1996), Belmont, Duxbury Press.
31. Durtschi, C., Easton, P., Earnings Management? The Shapes of the Frequency



- Distributions of Earnings Metrics Are Not Evidence Ipso Facto. *Journal of Accounting Research*, Vol. 43 (2005), 557–254.
32. Dye, R. A., Sridhar, S. S., A positive theory of flexibility in accounting standards. *Journal of Accounting and Economics*, 46 (2008), 312–333.
  33. Easton, P., PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital. Working paper.
  34. Easton, P., Sommers, G., Scale and the Scale Effect in Market-based Accounting Research. *Journal of Business Finance & Accounting*, 30 (2003), 25–56.
  35. El-Bassiouny, A. H., Sarhan, A. M., Al-Garian, M., Testing exponentiality against NBUFR (NWUFR). *Appl. Math. Comput.* 149 (2004) 351–358.
  36. Fama, E. F., French, K. R., Taxes, Financing Decisions, and Firm Value. *Journal of Finance*, 53 (1998), 819–843.
  37. Fields, T. S., Lys, T. Z., Vincent, L., Empirical research on accounting choice. *Journal of Accounting and Economics*, 31 (2001), 255–307.
  38. Frank, M., Rego, S., Do managers use the Valuation Allowance Account to manage earnings around certain earnings targets? *Journal of the American Taxation Association*, 28 (2006), 43–66.
  39. Frank, M. M., Lynch, L. J., Rego, S. O., Tax Reporting Aggressiveness and Its Relation to Aggressive Financial Reporting. *Accounting Review*, 84 (2009), 467–496.
  40. Frankel, R., Litov, L., Earnings persistence, *Journal of Accounting and Economics*, 47 (2009), 182–190.
  41. Garmaise, M. J., Borrower Misreporting and Loan Performance. *Journal of Finance*, 70 (2015), 449–484.
  42. Garrod, N., Kosi, U., Valentinčič, A., Asset Write-offs in the Absence of Agency Incentives. *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 35 (2008), 307–330.
  43. Garrod, N., Ratej Pirkovič, S., Valentinčič, A., Testing for discontinuity or type of distribution. *Math. comput. simul.* 71 (2006), 9–15.
  44. Garrod, N., Ratej Pirkovič, S., Valentinčič, A., Political Cost (Dis)Incentives for Earnings Management in Private Firms, Working paper, (2007).
  45. Goncharov, I., Zimmermann, J., Earnings Management when Incentives Compete: The Role of Tax Accounting in Russia. *Journal of International Accounting Research*, 5 (2006), 41–65.
  46. Greene, W. H., *Econometric Analysis*. 5th Ed. (2003) Upper Saddle River (NJ), Prentice-Hall, Inc.
  47. Grimmett, G., Stirzaker, D., *Probability and random processes*, 2nd Ed. (1995), Oxford, Clarendon Press.

48. Guenther, D., The relation between tax rates and pre-tax returns direct evidence from the 1981 and 1986 tax rate reductions. *Journal of Accounting and Economics*, 18 (1994), 379–393.
49. Gujarati, D. N., *Basic Econometrics*, 4th Ed. (2003), New York, McGraw-Hill.
50. Hanlon, M., The persistence and pricing of earnings, accruals, and cash flows when firms have large book-tax differences. *Accounting Review*, 80 (2005), 137–166.
51. Hanlon, M., Laplante, S. K., Shevlin, T., Evidence for the possible information loss of conforming book income and taxable income. *Journal of Law and Economics*, 48 (2005), 407–442.
52. Hanlon, M., What can we infer about a firm's taxable income from its financial statements? *National Tax Journal*, 56 (2003), 831–863.
53. Hanlon, M., Myers, J. N., Shevlin, T., Dividend taxes and firm valuation: a re-examination. *Journal of Accounting and Economics*, 35 (2003), 119–153.
54. Hauptman, L., Davčno načrtovanje na ravni politike podjetja. *Revizor*, 9 (2004), 83–100.
55. Healy, P. M., Wahlen, J. M., A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons*, 13 (1999), 365–383.
56. Igličar, A., Hočevar, M., *Računovodstvo za managerje*. (1997) Ljubljana: Gospodarski vestnik.
57. Ismail, B., Choi, K., Determinants of Time-Series Properties of Earnings and Cash Flows, *Review of Financial Economics*, 5 (1996), 131–145.
58. Jacob, J., Jorgensen, B. N., Earnings management and accounting income aggregation. *Journal of Accounting and Economics*, 43 (2007), 369–390.
59. Jerman, S., Odar, M., *Zakon o davku od dohodkov pravnih oseb s komentarjem*. (2008) Ljubljana: GV Založba.
60. Jiraporn, P., Miller, G. A., Yoon, S. S., Kim, Y. S., Is earnings management opportunistic or beneficial? An agency theory perspective. *International Review of Financial Analysis*, 17 (2008), 622–634.
61. Jones, J. J., Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research*, 29 (1991), 193–228.
62. Jo, H., Kim, Y., Disclosure frequency and earnings management. *Journal of Financial Economics* 84 (2007), 561–590.
63. Kasanen, E., Kinnunen, J., Niskanen, J., Dividend-based earnings management: Empirical evidence from Finland. *Journal of Accounting and Economics*, 22 (1996), 283–312.
64. Keating, A. S., Zimmerman, J. L., Depreciation-policy changes: tax, earnings

- management and investment opportunity incentives. *Journal of Accounting and Economics*, 28 (1999), 359–389.
65. Kennedy, P., Sinning in the basement: What are the rules? The ten commandments of applied econometrics. *Journal of Economic Surveys*, 16 (2002), 569–589.
  66. Kerstein, J., Rai, J., Intra-year shifts in the earnings distribution and their implications for earnings management. *Journal of Accounting and Economics*, 44 (2007), 399–419.
  67. Key, K. G., Political cost incentives for earnings management in the cable television industry. *Journal of Accounting and Economics*, 23 (1997), 309–337.
  68. Kinnunen, J., Keloharju, M., Kasanen E., Niskanen, J., Earnings management and expected dividend increases around seasoned share issues: evidence from Finland. *Scandinavian Journal of Management*, 16 (2000), 209–228.
  69. Kinnunen, J., Kasanen, E., Earnings management and the economy sector hypothesis: empirical evidence on a converse relationship in the Finnish case. *Journal of Business Finance and Accounting*, 22 (1995), 497–520.
  70. Klobučar, N., Vpliv davčnih pravil na računovodsko poročanje. *Revizor*, 6 (2004), 24–53.
  71. Lamb, M., Nobes, C., Roberts, A., International Variations in the Connections Between Tax and Financial Reporting. *Accounting and Business Research*, 28 (1998), 173–188.
  72. Lev, B., Some economic determinants of time-series properties of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 5 (1983), 31–48.
  73. Lev, B., Nissim, D., Taxable Income, Future Earnings and Equity Values. *The Accounting Review*, 79 (2004), 1039–1074.
  74. Li, F., Annual report readability, current earnings, and earnings persistence, *Journal of Accounting and Economics*, 45 (2008), 221–247.
  75. Li, S., Selover, D. D., Stein, M., "Keep silent and make money": Institutional patterns of earnings management in China, *Journal of Asian Economics* 22 (2011), 369–382.
  76. Liberty, S. E., Zimmerman, J. L., Labor Union Contract Negotiations and Accounting Choices. *Accounting Review*, 61 (1986), 692–712.
  77. Maydew, E. L., Tax-induced earnings management by firms with net operating losses. *Journal of Accounting Research*, 35 (1997), 83–96.
  78. McLeay, S., The Ratio of Means, the Mean of Ratios and other Benchmarks: An Examination of Characteristic Financial Ratios in the French Corporate Sector. *Finance*, 7 (1986), 75–93.
  79. McLeay, S., Boundary conditions for ratios with positively distributed components, *Journal of Business Finance and Accounting*, 24 (1997), 67–83.

80. McLeay, S., Stevenson, M., Modelling the Longitudinal Properties of Financial Ratios, Working paper.
81. McNichols, M., Wilson, G. P., Evidence of earnings management from the provision for bad debts. *Journal of Accounting Research*, 26 (1988), 1–31.
82. Mörec, B., Škodne rezervacije kot možni mehanizem računovodskega prirejanja poslovne uspešnosti v slovenskih zavarovalnicah: doktorska disertacija. (2006) Ljubljana: B. Mörec.
83. Mörec, B., Do Small Companies Have Superior Financial Expertise Or Are They Just Managing Earnings?, *International Business & Economics Research Journal*, 11 (2012), 1289–1298.
84. Mueller, D. C., The Persistence of Profits Above the Norm, *Economica*, 44 (1977), 369–380.
85. Odar, M., Turk, I., Jerman, S., Vezjak, B., Praznik, B., Koželj, S., in drugi, Slovenski računovodski standardi 2006. (2006) Ljubljana: Zveza računovodij, finančnikov in revizorjev Slovenije.
86. Othman, H. B., Zeghal, D., A study of earnings management motives in the Anglo-American and Euro-Continental accounting models: The Canadian and French cases. *International Journal of Accounting*, 41 (2006), 406–435.
87. Peasnell, K. V., Pope, P. F., Young, S., Detecting Earnings Management Using Cross-Sectional Abnormal Accruals Model. *Accounting and Business Research*, Vol. 30 (2000), 313–326.
88. Petroni, K. R., Optimistic reporting in the property casualty insurance industry. *Journal of Accounting and Economics*, 15 (1992), 485–508.
89. Phillips, J., Pincus, M., Rego, S. O., Earnings management: New evidence based on deferred tax expense. *Accounting Review*, 78 (2003), 491–507.
90. Phillips, J. D., Pincus, M., Rego, S. O., Wan, H., Decomposing changes in deferred tax assets and liabilities to isolate earnings management activities. *Journal of the American Taxation Association*, 26 (2004), 43–66.
91. Radcliffe, R. C., *Investment*. (1994) Harper Collins, New York.
92. Rice, J. A., *Mathematical Statistics and Data Analysis*, 2nd Ed. (1995), Duxbury Press, Belmont.
93. Richardson, S. A., Sloan, R. G., Soliman, M. T., Tuna, I., Accrual reliability, earnings persistence and stock prices, *Journal of Accounting and Economics*, 39 (2005), 437–485.
94. Robinson, L. A., Sansing, R., The effect of "invisible" tax preferences on investment and tax preference measures. *Journal of Accounting and Economics*, 46 (2008), 389–404.

95. Roussas, G. G., *A course in mathematical statistics*, 2nd Ed. (1997), San Diego, Academic Press.
96. Roychowdhury, S., Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics*, 42 (2006), 335–370.
97. Rozycki, J. J., A tax motivation for smoothing dividends. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 37 (1997), 563–578.
98. Schipper, K., Cometary on earnings management. *Accounting Horizons*, 4 (1989), 91–102.
99. Scott, D., *Multivariate Density Estimation* (1992), John Wiley, New York.
100. Scott, W. R., *Financial Accounting Theory*, 3rd Ed. (2003), Toronto, Prentice Hall.
101. Shackelford, D. A., Shevlin, T., Empirical Tax Research in Accounting. *Journal of Accounting and Economics*, 31 (2001), 321–387.
102. Shevlin, T., Estimating Corporate Marginal Tax Rates with Asymmetric Tax Treatment of Gains and Losses. *Journal of the American Taxation Association*, 11 (1990), 51–67.
103. Slapničar, S., Managing earnings: factors that may influence the choice of depreciation method in large Slovenian firms. *Economic and business review*, 2 (2002), 103–127.
104. Slapničar, S., Uravnavanje dobička z računovodskim razmejevanjem. *Naše gospodarstvo*, 5/6 (2002), 630–646.
105. Sloan, R., Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?, *The Accounting Review*, 71 (1996), 289–315.
106. *Slovenski računovodski standardi 2006* (2008), Ljubljana, Zveza računovodij, finančnikov in revizorjev Slovenije.
107. Suh, Y. S., Communication and income smoothing through accounting method choice. *Management Science*, 36 (1990), 704–723.
108. Takeuchi, Y., On a statistical method to detect discontinuity in the distribution function of reported earnings. *Math. comput. simul.*, 64 (2004), 103–111.
109. Wand, M. P., Data-based choice of histogram bin width. *The American Statistician*, 51 (1997), 59–64.
110. Warfield, T. D., Wild, J. J., Wild, K. L., Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 20 (1995), 61–91.
111. Watts, R. L., Zimmerman, J. L., *Positive accounting theory*. (1986) Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
112. Watts, R. L., Zimmerman, J. L., *Positive Accounting Theory: A Ten Year Perspective*. *Accounting Review*, 65 (1990), 131–156.

113. Yu, F., Analyst coverage and earnings management. *Journal of Financial Economics*, 88 (2008), 245–271.
114. Zhang, J., Wu, Y., Likelihood-ratio tests for normality, *Computational Statistics & Data Analysis*, 49 (2005), 709–721.

## **VIRI**

1. AJPES, baza podatkov slovenskih podjetij za leti 2014 in 2013, Agencija Republike Slovenije za javnopravne evidence in storitve.
2. AMADEUS, baza podatkov evropskih podjetij za leti 2014 in 2013, Bureau van Dijk Electronic Publishing.

## **PRILOGE**





## **KAZALO PRILOG**

PRILOGA 1: Koda programa za analizo testa .....	1
PRILOGA 2: Koda podatkovne strukture, uporabljene pri analizi testa.....	6
PRILOGA 3: Koda matematičnih funkcij, uporabljenih pri analizi testa .....	10



## PRILOGA 1: KODA PROGRAMA ZA ANALIZO TESTA

```
package si.ef.testtesta;

public class Tester
{
    private static final String[] SUPPORTED_DISTRIBUTIONS = {"UN",
"NORM", "EXP"};
    private static final String[] SUPPORTED_TESTS = {"CON", "UN", "NORM", "EXP"};

    public static void main(String args[])
    {
        if (args.length < 6 || args.length > 9)
        {
            System.out.println(usage());
            System.exit(1);
            return;
        }

        int argIndex = 0;
        int numberOfObservations = Integer.parseInt(args[argIndex++]);
            int maxIter = Integer.parseInt(args[argIndex++]);
        String distribution = args[argIndex++].toUpperCase();
            double lowerBound = Double.parseDouble(args[argIndex++]);
            double upperBound = Double.parseDouble(args[argIndex++]);
            double interval = Double.parseDouble(args[argIndex++]);
        String testType = (args.length > 6) ? args[argIndex++].toUpperCase() : "CON";
        double percent = (args.length > 7) ? Double.parseDouble(args[argIndex++]) : 0.0;
        double jumpAt = (args.length > 8) ? Double.parseDouble(args[argIndex++]) : 0.0;

        if (!isDistributionSupported(distribution))
        {
            System.out.println("Unsupported distribution type (" + distribution + ").");
            System.out.print("Following distributions are supported: ");
            for(int i = 0; i < SUPPORTED_DISTRIBUTIONS.length; i++)
            {
                System.out.print(SUPPORTED_DISTRIBUTIONS[i]);
                if (i < SUPPORTED_DISTRIBUTIONS.length - 1)
                {
                    System.out.print(", ");
                }
            }
            System.out.println(".");
            System.exit(1);
            return;
        }

        if (!isTestTypeSupported(testType))
        {
            System.out.println("Unsupported test type (" + testType + ").");

```

```

System.out.print("Following tests are supported: ");
for(int i = 0; i < SUPPORTED_TESTS.length; i++)
{
    System.out.print(SUPPORTED_TESTS[i]);
    if (i < SUPPORTED_TESTS.length - 1)
    {
        System.out.print(", ");
    }
}
System.out.println(".");
System.exit(1);
return;
}

        double maxmax = 0;
        double avgmax = 0;
double avgExpectedValue = 0;
double avgStandarDeviation = 0;

int patternSize = (int)((1.0 - percent) * numberOfObservations);

for(int i = 0; i < maxIter; i++)
    {
        double numbers[] =
generateRandomNumbers(patternSize);
        if (distribution.equals("EXP"))
        {
            numbers = transformToExponential(numbers);
        }
        else if (distribution.equals("NORM"))
        {
            numbers = transformToNormal(numbers,
generateRandomNumbers(numbers.length));
        }

        Histogram histogram = new Histogram(lowerBound, upperBound,
interval);
        histogram.prepareDataForHistogram(numbers);

        if (histogram.getNotInRange() > 0)
        {
            //System.out.println("There are " + histogram.getNotInRange() + " element(s)
not in range!");
        }

        if (percent != 0.0)
        {
            histogram.addJump(percent, jumpAt);
        }
        histogram.testDistribution(testType);

```

```

        double maxAbs = histogram.maxAbs();

        if (maxAbs > maxmax)
        {
            maxmax = maxAbs;
        }

        avgmax += maxAbs;
        avgExpectedValue += histogram.getExpectedValue();
        avgStandarDeviation += histogram.getStandardDeviation();
    }

    avgmax /= maxIter;
    avgExpectedValue /= maxIter;
    avgStandarDeviation /= maxIter;

    System.out.println("Maximum of maximums is " + maxmax);
    System.out.println("Average maximum is " + avgmax);
    System.out.println("Average expected value is " + avgExpectedValue);
    System.out.println("Average standard deviation is " + avgStandarDeviation);
}

private static boolean isDistributionSupported(String distributionType)
{
    for(int i = 0; i < SUPPORTED_DISTRIBUTIONS.length; i++)
    {
        if (SUPPORTED_DISTRIBUTIONS[i].equalsIgnoreCase(distributionType))
        {
            return true;
        }
    }

    return false;
}

private static boolean isTestTypeSupported(String testType)
{
    for(int i = 0; i < SUPPORTED_TESTS.length; i++)
    {
        if (SUPPORTED_TESTS[i].equalsIgnoreCase(testType))
        {
            return true;
        }
    }

    return false;
}

```

```

private static double[] generateRandomNumbers(int n)
{
    double numbers[] = new double[n];
    for(int i = 0; i < n; i++)
    {
        numbers[i] = Math.random();
    }
    return numbers;
}

private static double[] transformToExponential(double[] numbers)
{
    double result[] = new double[numbers.length];

    for(int i = 0; i < result.length; i++)
    {
        result[i] = -Math.log(numbers[i]);
    }
    return result;
}

private static double[] transformToNormal(double[] numbers1, double
numbers2[])
{
    double result[] = new double[numbers1.length];

    for(int i = 0; i < result.length; i++)
    {
        result[i] = Math.cos(2 * Math.PI * numbers1[i]) *
Math.sqrt(-2 * Math.log(numbers2[i]));
    }

    return result;
}

private static String useage()
{
    return
    "useage: Tester np n DIST lb up l [t p v]\n\n" +
    " np: total size of pattern\n" +
    " n: number of iterations\n" +
    " DIST: type of the distribution:\n" +
    "     UN for equal distribution\n" +
    "     EXP for exponential distribution\n" +
    "     NORM for normal distributon\n" +
    " lb: lower bound\n" +
    " ub: upper bound\n" +
    " l: interval length\n" +
    " t: test type (optional parameter)\n"+
    "     CON for continuity test (default)\n" +

```

```
"    UN for equal distribution test\n" +  
"    EXP for exponential distribution test\n" +  
"    NORM for normal distributon test\n" +  
"    p: percent of transfered sample (optional parameter)\n" +  
"    v: place of transfered sample (optional parameter)\n" +  
"sample:" +  
"    Tester 10000 100 NORMAL -2 2 0.01 CON 0.05 0";  
}  
}
```

## PRILOGA 2: KODA PODATKOVNE STRUKTURE, UPORABLJENE PRI ANALIZI TESTA

```
package si.ef.testtesta;

public class Histogram
{
    private int[] m_data;
    private double[] m_tau;
    private double[] m_probabilites;
    private double m_lowerBound;
    private double m_upperBound;
    private double m_interval;
    private int m_notInRange;
    private int m_sizeOfPattern;
    private double m_expectedValue;
    private double m_standardDeviation;

    public Histogram(double lowerBound, double upperBound, double interval) {
        m_lowerBound = lowerBound;
        m_upperBound = MathHelper.correctUpperBound(lowerBound, upperBound,
interval);
        m_interval = interval;
        m_data = new int[0];
        m_tau = new double[0];
    }

    public int getNotInRange() {
        return m_notInRange;
    }

    public double getExpectedValue() {
        return m_expectedValue;
    }

    public double getStandardDeviation() {
        return m_standardDeviation;
    }

    public int getSizeOfPattern() {
        return m_sizeOfPattern;
    }

    public void addJump(double percent, double value)
    {
        if (value < m_lowerBound || value > m_upperBound)
        {
            System.out.println("Jump not in range!");
            return;
        }
    }
}
```



```

    }

    int index = (int)((value - m_lowerBound) / m_interval);
    int numberOfAdded = (int)(percent * m_sizeOfPattern);
    m_data[index] += numberOfAdded;
    m_sizeOfPattern += numberOfAdded;
}

public void prepareDataForHistogram(double[] numbers)
{
    m_data = new int[(int)Math.floor((m_upperBound - m_lowerBound) / m_interval)];

    m_notInRange = 0;
    m_sizeOfPattern = numbers.length;
    for(int i = 0; i < numbers.length; i++)
    {
        if (numbers[i] >= m_lowerBound && numbers[i] < m_upperBound )
        {
            double temp = numbers[i] - m_lowerBound;

            if (temp > 0)
            {
                int index = (int)Math.floor(temp / m_interval);
                m_data[index]++;
            }
        }
        else
        {
            m_notInRange++;
        }
    }
}

public void testDistribution(String distributionType)
{
    m_tau = new double[m_data.length];
    for(int i = 0; i < m_tau.length; i++)
    {
        m_tau[i] = tau(i, distributionType);
    }

    m_probabilites = calculateProbabilities();
    m_expectedValue = calculateExpectedValue(m_tau);
    m_standardDeviation = calculateStandardDeviation(m_tau);
}

private double tau(int i, String distributionType)
{
    double temp = 0;
    double a0 = m_lowerBound + i * m_interval;

```

```

double a1 = a0 + m_interval;

if (distributionType.equals("CON"))
{
temp = (i > 0 && i < m_data.length - 1) ? (m_data[i + 1] + m_data[i - 1]) / 2.0 :
0.0;
}
else if (distributionType.equals("UN"))
{
temp = m_sizeOfPattern * m_interval;
}
else if (distributionType.equals("EXP"))
{
temp = m_sizeOfPattern * (Math.exp(-a0) - Math.exp(-a1));
}
else if (distributionType.equals("NORM"))
{
temp = m_sizeOfPattern / 2.0 * (MathHelper.erf(a1 / MathHelper.SQRT2) -
MathHelper.erf(a0 / MathHelper.SQRT2));
}
else
{
throw new AssertionError("Wrong distribution type.");
}

if (temp == 0)
{
return 0;
}

return (m_data[i] - temp) / Math.sqrt(temp * (1.0 - temp / m_sizeOfPattern));
}

public double maxAbs()
{
double max = Math.abs(m_tau[0]);

for (int i = 1; i < m_data.length; i++)
{
double temp = Math.abs(m_tau[i]);
if (temp > max)
{
max = temp;
}
}

return max;
}

private double[] calculateProbabilities()

```

```

{
    double p[] = new double[m_data.length];

    for (int i = 0; i < p.length; i++)
    {
        p[i] = (double)m_data[i] / m_sizeOfPattern;
    }

    return p;
}

private double calculateExpectedValue(double[] tau)
{
    double expectedValue = 0.;
    for(int i = 0; i < tau.length; i++)
    {
        expectedValue += tau[i] * m_probabilites[i];
    }

    return expectedValue;
}

private double calculateStandardDeviation(double[] tau)
{
    double stdDevSq = 0.;

    for (int i = 1; i < tau.length - 1; i++)
    {
        stdDevSq += Math.pow(tau[i] - m_expectedValue, 2) * m_probabilites[i];
    }

    return Math.sqrt(stdDevSq);
}
}

```

### **PRILOGA 3: KODA MATEMATIČNIH FUNKCIJ, UPORABLJENIH PRI ANALIZI TESTA**

```
package si.ef.testtesta;

public class MathHelper {

    public static final double SQRT2 = Math.sqrt(2.0);

    public static double erf(double x)
    {
        return erf(x, 15);
    }

    public static double erf(double x, int n)
    {
        double temp = 0;
        for (int i = 0; i <= n; i++)
        {
            temp += erfCoefficient(i) * Math.pow(x, 2 * i + 1);
        }

        return 2.0 / Math.sqrt(Math.PI) * temp;
    }

    public static double fac(int n)
    {
        double output = 1;
        for (int i = 2; i <= n; i++)
        {
            output *= i;
        }

        return output;
    }

    public static double correctUpperBound(double lowerBound, double upperBound,
double interval)
    {
        return Math.floor((upperBound - lowerBound) / interval) * interval;
    }

    private static double erfCoefficient(int n)
    {
        double temp = 1.0 / (fac(n) * (2 * n + 1));
        return (n % 2 == 0) ? temp : -temp;
    }
}
```