

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

MAGISTRSKO DELO

**VPLIV RAZLIČNIH FAKTORJEV NA DONOSNOST DELNIC, KI
KOTIRAJO NA SLOVENSKI, ČEŠKI IN MADŽARSKI BORZI**

Ljubljana, november 2017

TEJA PANGERŠIČ

IZJAVA O AVTORSTVU

Podpisana Teja Pangeršič, študentka Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, avtorica predloženega dela z naslovom Vpliv različnih faktorjev na donosnost delnic, ki kotirajo na slovenski, češki in madžarski borzi, pripravljenega v sodelovanju s svetovalcem prof. dr. Markom Košakom

IZJAVLJAM

1. da sem predloženo delo pripravil/-a samostojno;
2. da je tiskana oblika predloženega dela istovetna njegovi elektronski obliki;
3. da je besedilo predloženega dela jezikovno korektno in tehnično pripravljeno v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, kar pomeni, da sem poskrbel/-a, da so dela in mnenja drugih avtorjev oziroma avtoric, ki jih uporabljam oziroma navajam v besedilu, citirana oziroma povzeta v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani;
4. da se zavedam, da je plagiatorstvo – predstavljanje tujih del (v pisni ali grafični obliki) kot mojih lastnih – kaznivo po Kazenskem zakoniku Republike Slovenije;
5. da se zavedam posledic, ki bi jih na osnovi predloženega dela dokazano plagiatorstvo lahko predstavljalo za moj status na Ekonomski fakulteti Univerze v Ljubljani v skladu z relevantnim pravilnikom;
6. da sem pridobil/-a vsa potrebna dovoljenja za uporabo podatkov in avtorskih del v predloženem delu in jih v njem jasno označil/-a;
7. da sem pri pripravi predloženega dela ravnal/-a v skladu z etičnimi načeli in, kjer je to potrebno, za raziskavo pridobil/-a soglasje etične komisije;
8. da soglašam, da se elektronska oblika predloženega dela uporabi za preverjanje podobnosti vsebine z drugimi deli s programsko opremo za preverjanje podobnosti vsebine, ki je povezana s študijskim informacijskim sistemom članice;
9. da na Univerzo v Ljubljani neodplačno, neizključno, prostorsko in časovno neomejeno prenašam pravico shranitve predloženega dela v elektronski obliki, pravico reproduciranja ter pravico dajanja predloženega dela na voljo javnosti na svetovnem spletu preko Repozitorija Univerze v Ljubljani;
10. da hkrati z objavo predloženega dela dovoljujem objavo svojih osebnih podatkov, ki so navedeni v njem in v tej izjavi.

V Ljubljani, dne _____

Podpis študentke: _____

KAZALO

UVOD	1
1 PREDSTAVITEV LJUBLJANSKE, PRAŠKE IN BUDIMPEŠKE BORZE	4
1.1 Predstavitev borz	4
1.1.1 Ljubljanska borza	4
1.1.2 Praška borza	6
1.1.3 Budimpeška borza	8
1.2 Predstavitev in primerjava značilnosti preučevanih borz	10
2 VREDNOTENJE DELNIC	12
2.1 Predstavitev modelov vrednotenja delnic	12
2.2 Predstavitev faktorjev, ki pojasnjujejo donosnost	14
2.2.1 Pojasnjevanje donosnosti delnic s faktorjem beta iz modela CAPM	14
2.2.2 Pojasnjevanje donosnosti delnic z velikostjo podjetja	15
2.2.3 Pojasnjevanje donosnosti delnic z razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala	16
2.2.4 Pojasnjevanje donosnosti delnic s finančnim vzvodom podjetja	17
2.2.5 Pojasnjevanje donosnosti delnic s poslovnim izidom glede na ceno delnice	19
3 METODOLOGIJA RAZISKOVANJA	20
3.1 Namen raziskave	20
3.2 Model	22
3.3 Podatki in preučevano obdobje	24
3.3.1 Izračun mesečnih donosnosti delnic	27
3.3.2 Izračun faktorja beta iz modela CAPM	28
3.3.3 Izračun tržne kapitalizacije, ki meri velikosti podjetja	29
3.3.4 Izračun kazalnika razmerja med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala	30
3.3.5 Izračun kazalnika finančnega vzvoda	30
3.3.6 Izračun kazalnika poslovnega izida glede na ceno delnice	31
4 ANALIZA REZULTATOV	31
4.1 Ljubljanska borza	31
4.1.1 Pojasnjevanje donosnosti delnic s faktorjem beta iz modela CAPM na Ljubljanski borzi	34
4.1.2 Pojasnjevanje donosnosti delnic z velikostjo podjetja na Ljubljanski borzi	35
4.1.3 Pojasnjevanje donosnosti delnic z razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala na Ljubljanski borzi	36
4.1.4 Pojasnjevanje donosnosti delnic s finančnim vzvodom podjetja na Ljubljanski borzi	38

4.1.5 Pojasnjevanje donosnosti delnic s poslovnim izidom glede na ceno delnice na Ljubljanski borzi	38
4.2 Praška borza	40
4.2.1 Pojasnjevanje donosnosti delnic s faktorjem beta iz modela CAPM na Praški borzi.....	42
4.2.2 Pojasnjevanje donosnosti delnic z velikostjo podjetja na Praški borzi	43
4.2.3 Pojasnjevanje donosnosti delnic z razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala na Praški borzi	44
4.2.4 Pojasnjevanje donosnosti delnic s finančnim vzvodom podjetja na Praški borzi.....	45
4.2.5 Pojasnjevanje donosnosti delnic s poslovnim izidom glede na ceno delnice na Praški borzi	46
4.3 Budimpeška borza.....	47
4.3.1 Pojasnjevanje donosnosti delnic s faktorjem beta iz modela CAPM na Budimpeški borzi	50
4.3.2 Pojasnjevanje donosnosti delnic z velikostjo podjetja na Budimpeški borzi	50
4.3.3 Pojasnjevanje donosnosti delnic z razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala na Budimpeški borzi	52
4.3.4 Pojasnjevanje donosnosti delnic s finančnim vzvodom podjetja na Budimpeški borzi.....	53
4.3.5 Pojasnjevanje donosnosti delnic s poslovnim izidom glede na ceno delnice na Budimpeški borzi	54
4.4 Primerjava rezultatov analize treh preučevanih borz in odgovor na raziskovalni vprašnji	55
4.4.1 Odgovor na prvo raziskovalno vprašanje	55
4.4.2 Odgovor na drugo raziskovalno vprašanje	58
SKLEP	59
LITERATURA IN VIRI	63
PRILOGE	

KAZALO TABEL

Tabela 1: Delež najbolj prometnih delnic v skupnem prometu z delnicami na Ljubljanski borzi v letu 2016.....	4
Tabela 2: Sestava indeksa SBITOP od 19.6.2017 dalje.....	5
Tabela 3: Delež najbolj prometnih delnic v skupnem prometu z delnicami na Praški borzi v letu 2016.....	6
Tabela 4: Sestava indeksa PX na dan 16.8.2017	7
Tabela 5: Delež najbolj prometnih delnic v skupnem prometu z delnicami na Budimpeški borzi v letu 2016	8
Tabela 6: Sestava indeksa BUX na dan 16.8.2017	9
Tabela 7: Povzetek skupnih značilnosti preučevanih borz.....	10
Tabela 8: Seznam podjetij, vključenih v analizo, po borzah.....	26
Tabela 9: Povezanosti med spremenljivkami na podlagi podatkov delnic, ki kotirajo na Ljubljanski borzi.....	32
Tabela 10: Povzetek rezultatov povprečnih regresijskih koeficientov, t in p vrednosti različnih regresijskih modelov za Ljubljansko borzo.....	33
Tabela 11: Povezanosti med spremenljivkami na podlagi podatkov delnic, ki kotirajo na Praški borzi.....	40
Tabela 12: Povzetek rezultatov povprečnih regresijskih koeficientov, t in p vrednosti različnih regresijskih modelov za Praško borzo.....	41
Tabela 13: Povezanosti med spremenljivkami na podlagi podatkov delnic, ki kotirajo na Budimpeški borzi.....	48
Tabela 14: Povzetek rezultatov povprečnih regresijskih koeficientov, t in p vrednosti različnih regresijskih modelov za Budimpeško borzo.....	49

UVOD

Vlagatelji, ki se odločajo o tem, da bi del svojega premoženja vložili v delnice podjetja, za svoj vložek pričakujejo primeren donos, saj se s tem odpovedujejo trenutni potrošnji vloženega denarja. Vendar, kako se odločiti za nakup pravih delnic, da se bo vlagateljevo premoženje resnično povečalo? Kako vemo, da bo delnica v prihodnje donosna in ne bo izgubljala vrednosti? Da bi se vlagatelji lažje odločali o tem, se je razvilo kar nekaj modelov vrednotenja delnic, ki upoštevajo različne faktorje, ki so povezani z donosnostjo.

Najbolj uporabljan model vrednotenja delnic je CAPM (angl. *Capital Asset Pricing Model*) avtorjev Sharpe (1964), Lintner (1965) in Black (1972). Model temelji na Sodobni portfeljski teoriji (angl. *Modern Portfolio Theory*) avtorja Markowitza (1952) in predpostavlja, da želijo vlagatelji za svoje vloške dobiti donos v skladu z njegovim tveganjem; za višje tveganje obstaja torej višja zahtevana donosnost in obratno. Po tej teoriji obstajata dva izvora tveganja; sistemsko tveganje, ki je skupno vsem delnicam in se ga ne da odpraviti z razpršitvijo naložb, in tveganje, specifično za podjetje. Po modelu CAPM mora zahtevana donosnost delnice biti enaka donosu netvegane naložbe in premiji za tveganje. Premija za tveganje podjetja pa je izražena kot tržna premija za tveganje, ki se izračuna kot razlika med tržno in netvegano donosnostjo, pomnožena z beto, ki meri občutljivost podjetja na tržna gibanja. Beta je torej v tem modelu glavna mera tveganja. Če je vrednost bete višja od 1, pomeni, da z dodajanjem delnico v portfelj povečamo njegovo tveganost.

Od razvoja CAPM modela do danes je model testiralo kar nekaj raziskovalcev. Nekatere slabosti modela izhajajo iz njegovih predpostavk. V realnosti popolnoma netvegana naložba ne obstaja, prav tako pa ne obstaja tržni portfelj, ki zajema vse tvegane naložbe. Kar nekaj raziskovalcev pa je tudi preverjalo ustreznost bete kot mere tveganosti podjetja. Dva izmed teh sta Fama and French (1992), ki sta odkrila, da beta ni preveč učinkovita mera tveganja za razlaganje donosnosti. Različni avtorji so odkrili povezanost donosnosti z veliko drugimi faktorji. Banz (1981), Reinganum (1981), Blume in Stambaugh (1983), Lakonishok in Shapiro (1986), Kleidon in Marsh (1983), Fama in French (1992) ter številni drugi so odkrili povezavo med donosnostjo delnic in velikostjo podjetij. Ugotovili so, da imajo majhna podjetja, z nizko tržno kapitalizacijo, višje povprečne donosnosti kot velika podjetja. Avtorji Stattman (1980), Rosenberg, Reid & Lanstein (1985), Davis (1994), Chan, Hamao & Lakonishok (1991), Fama in French (1992) in drugi, so ugotovili, da obstaja pozitivna povezanost med razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala ter donosnostjo. Bhandri (1988) ter Fama in French (1992) so dokazali, da obstaja pozitivna povezanost med donosnostjo in finančnim vzvodom, torej je za podjetja z višjim kazalnikom finančnega vzvoda donosnost višja. Basu (1977), Chan, Hamao in Lakonishok (1991), Fama in French (1992, 1993, 1996), Lakonishok, Shleifer in Vishny (1994), Chan in Lakonishok (2004) in drugi pa so ugotovili, da delnice z višjim E/P služijo višje donosnosti.

Namen tega magistrskega dela je zato raziskati odnos med donosnostjo delnic in zgoraj omenjenimi faktorji na Ljubljanski, Praški in Budimpeški borzi. Podobno raziskavo je za tuje trge izvedlo že nekaj avtorjev. Na ameriškem trgu sta jo izvedla Fama in French (1992), za hongkonški trg pa jo je izvedel Lam (2002). Fama in French (1992) sta ugotovila, da velikost podjetja, razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, finančni vzvod in kazalnik poslovnega izida glede na ceno delnice vsi dobro pojasnjujejo donosnosti na ameriškem trgu, če so v regresijo vključeni kot edini faktor. Z vključitvijo več faktorjev v model pa sta ugotovila, da velikost podjetja in razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala bolje pojasnjujeta donosnost, kot finančni vzvod in kazalnik poslovnega izida glede na ceno delnice, katerih moč pojasnjevanja donosnosti se s tem močno zniža. Ugotovila pa sta tudi, da beta iz modela CAPM ne more uspešno pojasniti donosnosti. Enako je tudi Lam (2002) ugotovil, da CAPM beta ne pojasnjuje uspešno donosnosti na hongkonškem trgu, uspešno pa jo pojasnjujejo velikost podjetja, razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala ter kazalnik poslovnega izida glede na ceno delnice. Donosnost uspešno pojasnjuje tudi finančni vzvod, ko je v regresijo vključen kot edini faktor, ob vključitvi preostalih faktorjev v model, pa izgubi moč pojasnjevanja. Mene bo v magistrskem delu zanimalo, če navedeni faktorji pojasnjujejo donosnosti delnic, ki kotirajo na raziskanih borzah in če na vseh treh borzah donosnost pojasnjujejo isti faktorji.

Za primerjavo teh treh borz sem se odločila, ker je med njimi veliko podobnosti. Prvič, izbrane borze so raziskali že Dajčman, Festić in Kavkler (2011), ki so kot enega izmed razlogov za primerjavo izbranih borz napisali tudi kratko obdobje tranzicije iz centralno-planskega družbeno-ekonomskega sistema v kapitalistični sistem. Omenjeni avtorji so testirali pojasnjevalno moč donosnosti s CAPM beto na vseh treh borzah, kar bom raziskala tudi jaz, vendar za drugo časovno obdobje, zato je to prvi izmed razlogov za izbiro navedenih borz. Drugič, imajo relativno majhen kapitalski trg z majhnim številom podjetij, ki kotirajo na borzi in tretjič, vse tri borze so bile med leti 2010 in 2015 del skupine borz srednje in vzhodne Evrope CEESEG (angl. *Central East European Stock Exchange Group*). Do sedaj na raziskovanih trgih še ni bilo opravljenih takšnih raziskav. Za slovenski trg je bilo izvedenih že nekaj analiz, vendar so vse testirale le CAPM model. Dajčman (2013) je ugotovil, da je moč pojasnjevanja CAPM modela za slovenski trg kapitala šibka, Dajčman, Festić in Kavkler (2011) pa so testirali CAPM v Sloveniji, na Češkem in Madžarskem in ugotovili, da ni mogoče dokazati moči pojasnjevanja donosnosti s CAPM beto na nobenem izmed preučevanih trgov. Borys (2011) pa je raziskala sposobnost modela CAPM za pojasnjevanje donosnosti delnic na češki, madžarski, slovaški in poljski borzi. Ugotovila je, da CAPM ne pomaga razložiti donosnosti na nobeni izmed borz.

Cilj te magistrske naloge je torej ugotoviti kateri izmed raziskovanih faktorjev pojasnjujejo donosnost Ljubljanske, Praške in Budimpeške borze, kot sta to raziskala Fama in French (1992) za ameriški in Lam (2002) za hongkonški trg kapitala. S tem želim pripomoči k razumevanju donosnosti delnic na treh raziskovanih kapitalskih trgih. Glede na podobnosti

med borzami, pa me bo zanimalo tudi, če donosnosti na vseh treh borzah pojasnjujejo isti faktorji. Da bi to ugotovila, bom iskala odgovor na dve raziskovalni vprašanji:

1. Ali na posameznih raziskovanih trgih kapitala, torej na slovenskem, češkem in madžarskem trgu kapitala, obstaja statistično značilna povezava med donosnostjo delnice in CAPM beto, velikostjo podjetja, finančnim vzvodom, knjigovodsko glede na tržno vrednost kapitala ter poslovnim izidom glede na ceno delnice?
2. Ali faktorji, ki statistično značilno pojasnjujejo donosnosti delnic na eni izmed borz prav tako pojasnjujejo donosnosti na preostalih dveh borzah?

Pri raziskavi bom uporabila pristop avtorjev Fama in French (1992) in bom izvedla regresijo, kot jo predlagata Fama in MacBeth (1973) za panelne podatke. Regresija, ki jo predlagata Fama in Macbeth (1973) poteka v dveh korakih. V prvem koraku se na podlagi panelnih podatkov pridobi ocene regresijskih koeficientov za vsakega izmed preučevanih faktorjev, v vsakem izmed časovnih obdobj. V drugem koraku pa se pridobijo povprečni regresijski koeficienti za posamezen faktor za celotno raziskovano obdobje na podlagi ocenjenih regresijskih koeficientov za posamezno časovno obdobje. Stopnja značilnosti regresijskih koeficientov se nato ugotovi s t-testom na podlagi povprečnih vrednosti regresijskih koeficientov. Opravila bom torej regresijo mesečnih donosnosti vseh vključenih delnic glede na pojasnjevalne spremenljivke, kot so to storili Fama in French (1992) in Lam (2002). Na podlagi 12 različnih regresijskih modelov, v katere bom vključila različne kombinacije faktorjev, bom nato sklepala o moči pojasnjevanja donosnosti vsakega izmed preučevanih faktorjev.

Magistrska naloga je sestavljena iz štirih delov. V prvem delu so predstavljene raziskovane borze, Ljubljanska, Praška in Budimpeška borza, kjer so tudi povzete njihove skupne značilnosti. V drugem delu so predstavljeni različni modeli vrednotenja delnic ter podrobno opisani faktorji, ki pojasnjujejo donosnost delnic, opisane pa so tudi dosedanje raziskave, ki so raziskovale povezanost med posameznimi faktorji in donosnostjo. V tretjem delu so opisani namen raziskave, model, s katerim bom izvedla raziskavo in podatki, ki jih bom uporabila. Podrobneje so opisani tudi izračuni posameznih faktorjev. V četrtem delu pa sledi analiza rezultatov ter primerjava rezultatov vseh treh preučevanih borz.

1 PREDSTAVITEV LJUBLJANSKE, PRAŠKE IN BUDIMPEŠKE BORZE

1.1 Predstavitev borz

1.1.1 Ljubljanska borza

Kot je zapisano na spletni strani Ljubljanske borze d.d. (v nadaljevanju Ljubljanska borza ali LJSE), je bila njena predhodnica ustanovljena 18. avgusta 1924. Takrat je poslovala z vrednostnimi papirji, imenovanimi efekti in z blagom, od leta 1927 pa je postal prevladujoč promet z devizami. Borza po koncu 2. svetovne vojne ni več obstajala, leta 1989 pa se je na novo ustanovila Ljubljanska borza d.d. (Zgodovina borze, b.l.).

Slovenski lastniški trg kapitala je majhen. V letu 2016 je celotni borzni promet znašal 333,68 mio EUR, povprečni dnevni promet pa 1.329.382 EUR. Skupni promet z delnicami je znašal 312,98 mio EUR, kar pomeni, da več kot 90 % celotnega prometa borze predstavljajo posli z delnicami. Delnica, s katero se je največ trgovalo je bila Krkina delnica, promet z delnico v letu 2016 je znašal 109.143.973 EUR, kar znaša 32,7 % celotnega prometa z delnicami na borzi. Iz tega je razvidno kako močan vpliv ima na dogajanje na borzi eno samo podjetje. Delnici Krke po prometu sledijo Petrol (19,5 %), Zavarovalnica Triglav (9,2 %), Gorenje (7,4 %) in Pozavarovalnica Sava (6,1 %), ki skupaj predstavljajo več kot 70 % prometa v letu 2016. Deleži prometa najbolj prometnih delnic Ljubljanske borze v prometu z delnicami na LJSE so predstavljeni v Tabeli 1.

Tabela 1: Delež najbolj prometnih delnic v skupnem prometu z delnicami na Ljubljanski borzi v letu 2016

Vrednostni papir	Delež	Kumulativni delež
Krka d.d.	34,9 %	34,9 %
Petrol d.d.	19,5 %	54,3 %
Zavarovalnica Triglav d.d.	9,2 %	63,5 %
Gorenje d.d.	7,4 %	70,9 %
Pozavarovalnica Sava d.d.	6,1 %	77,0 %
Ostale delnice	23,0 %	100,0 %
Skupni promet z delnicami	100,0 %	-

Povzeto in prirejeno po Ljubljanska borza, Letno poročilo 2016, 2017.

Največ prometa (93,8 % celotnega prometa) je bilo ustvarjenega z delnicami, sledijo obveznice s 5,6 % in kratkoročni dolžniški vrednostni papirji z 0,6 %. V juniju 2017 je na Ljubljanski borzi kotiralo 37 delnic, od tega 9 v Prvi kotaciji, 5 v Standardni kotaciji in 23 v Vstopni kotaciji. Delnice Prve kotacije so ustvarile 84 % celotnega prometa, delnice Standardne kotacije 2,4 %, delnice Vstopne kotacije pa 7,4 % prometa (Letno poročilo

2016). LJSE je zelo prizadela svetovna gospodarska kriza. Skupni promet z delnicami je v letu 2008 znašal 953 mio EUR, v letu 2009 je upadel na 710 mio EUR, najbolj drastičen upad pa je bil v letu 2010, ko je promet z delnicami znašal 361 mio EUR. Od takrat naprej se je ustalil nekje med 300 in 350 mio EUR in se tudi v letu 2016 torej še vedno ni vrnil na raven pred gospodarsko krizo, in ostaja na tretjini takratnega prometa z delnicami.

Vrednost tržne kapitalizacije delnic se je v letu 2016 znižala za 9,5 % glede na leto 2015 in je konec decembra znašala 4.999,8 mio EUR ter je predstavljala 12,7 % BDP preteklega leta (4. kvartal 2015-3. kvartal 2016: 39.503,0 mio EUR). Do navedenega znižanja je prišlo predvsem zaradi izključitve delnic, saj je bilo iz Standardne kotacije izključenih 6 družb, iz Vstopne kotacije pa 5.

Razvitost slovenskega kapitalskega trga je raziskala Primožič (2013), ki je ugotovila, da je primarni kapitalski trg v Sloveniji slabo razvit. Kot navaja, je Agencija za trg vrednostnih papirjev za leto 2013 določila, da je bilo na slovenskem kapitalskem trgu likvidnih le 5 delnic, Ljubljanska borza je v letu 2012 trdila, da je likvidnih 7 vrednostnih papirjev, glede na Uredbo komisije iz leta 2006 pa na Ljubljanski borzi ni likvidna nobena delnica

LJSE izračunava tudi indeks, sestavljen iz delnic uveljavljenih in finančno stabilnih (angl. *Blue Chip*) podjetij, imenovan SBI TOP. Takšne indekse s tujko poimenujemo »blue chip indeks«, takšno poimenovanje pa bom uporabljala tudi v nadaljnjem besedilu. Delnice, vključene v ta indeks so najbolj likvidne delnice na Ljubljanski borzi. Indeks je od 19.6.2017 dalje sestavljen iz 11 delnic, uteži vključenih delnic pa se izračunavajo na podlagi tržne kapitalizacije posameznih podjetij. Njegova sestava je prikazana v Tabeli 2.

Tabela 2: Sestava indeksa SBITOP od 19.6.2017 dalje

Izdajatelj	Delež v indeksu	Kumulativni delež
Krka d.d.	30,0 %	30,0 %
Petrol d.d.	26,2 %	56,2 %
Zavarovalnica Triglav d.d.	9,7 %	65,9 %
Telekom Slovenije d.d.	9,4 %	75,3 %
Luka Koper d.d.	7,2 %	82,5 %
Pozavarovalnica Sava d.d.	7,1 %	89,6 %
Gorenje d.d.	4,6 %	94,2 %
Cinkarna Celje d.d.	3,8 %	98,0 %
Unior d.d.	1,1 %	99,1 %
Intereuropa d.d.	0,7 %	99,8 %
KD Group d.d.	0,2 %	100,0 %
Skupaj	100,0 %	-

Povzeto in prirejeno po Ljubljanska borza, Sestava indeksa SBITOP od 19.6.2017 dalje, 2017.

SBI TOP je torej sestavljen iz majhnega števila delnic, dominirata pa predvsem dve delnici. Delež Krkine delnice znaša 29,98 %, delež Petrolove delnice pa 26,15 %. To pomeni, da več kot 55 % indeksa predstavljata le dve delnici. Kot sem že omenila, je kriza močno vplivala na LJSE in posledično na donosnost indeksa. Vrednost indeksa je v letu 2008 strmoglavila. Vrednost konec decembra leta 2007 je bila 2518,92 točke, konec leta 2008 pa 838,75 točke, kar je pomenilo negativno donosnost -66,1 %. V letu 2009 je imela 15 % donosnost, vendar je bila v letih 2010 in 2011 donosnost zopet negativna, kar se je ponovilo zopet leta 2015 (-11,2 %). Vrednost indeksa je tako konec decembra 2016 je bila 708,21 točk, nominalna donosnost indeksa v letu 2016 pa je bila 3,08 %.

1.1.2 Praška borza

Predhodnica Praške borze je, kot je zapisano na spletni strani Praške borze, nastala leta 1971, kjer se je trgovalo z vrednostnimi papirji in blagom. V največji meri se je trgovalo s sladkorjem, saj je bila ta borza ključna pri trgovanju s sladkorjem za celotno Avstro-Ogrsko. Po Prvi svetovni vojni pa se je trgovanje s sladkorjem končalo in ostalo je le trgovanje z vrednostnimi papirji. V obdobju do Druge svetovne vojne je bila praška borza celo pomembnejša od avstrijske, po Drugi svetovni vojni pa se je borza zaprla za več kot 60 let. Sedanja Praška borza, Burza cennych papieru Praha, a.s.) se je ustanovila leta 1993 (Prague Stock Exchange, b.l.).

Tabela 3: Delež najbolj prometnih delnic v skupnem prometu z delnicami na Praški borzi v letu 2016

Vrednostni papir	Delež	Kumulativni delež
ČEZ	30,7 %	30,7 %
Komerčni Banka	29,7 %	60,4 %
Moneta Money Bank	16,5 %	76,9 %
Erste Group Bank	12,1 %	89,0 %
O2 C. R.	5,0 %	94,0 %
Phillip Morris ČR	2,0 %	96,0 %
VIG	1,4 %	97,4 %
Unipetrol	0,8 %	98,2 %
Pegas nonwovens	0,8 %	99,0 %
CETV	0,4 %	99,4 %
Preostali vrednostni papirji	0,6 %	100,0 %
Celotni promet Praške borze	100,0 %	-

Povzeto in prirejeno po Prague Stock Exchange, Fact book 2016, 2017.

V letu 2016 je celotni borzni promet praške borze znašal 168.030 mio CZK, kar znaša približno 6.400 mio EUR, povprečni dnevni promet pa 666,78 mio CZK, kar znaša približno 25 mio EUR. Najbolj se je trgovalo z delnico Čez, prodaja je predstavljala 30,72

% prometa praške borze. Sledi ji Komerčni banka, ki je predstavljala 29,68 % prometa, pet najbolj prometnih delnic pa je predstavljalo kar 94 % prometa Praške borze. Deleži prometa najbolj prometnih delnic Praške borze v prometu z delnicami na LJSE so predstavljeni v Tabeli 3.

Največ prometa (97,5 % celotnega prometa) je bilo ustvarjenega z delnicami, sledijo obveznice s 5,6 % in strukturirani instrumenti z 0,07 %. V juniju 2017 je na praški borzi kotiralo 25 delnic, od tega 14 v prvi kotaciji, 9 v standardni in 2 v vstopni kotaciji. Delnice Prve kotacije so ustvarile 97,7 % prometa z delnicami, delnice Standardne kotacije 2 %, delnice Vstopne kotacije pa 0,3 % prometa. Praško borzo je zelo prizadela svetovna gospodarska kriza. Skupni promet z delnicami je v letu 2008 znašal 852.000 mio CZK, v letu 2009 pa je upadel skoraj za polovico, na 464.000 mio CZK. Od takrat naprej se je še naprej postopno zniževal in se v letu 2016 torej še vedno ni vrnil na raven pred gospodarsko krizo, in z 168.030 mio CZK prometa z delnicami ostaja komaj na manj kot 20 % prometa pred krizo. Vrednost tržne kapitalizacije delnic se je v letu 2016 znižala za 3,43 % glede na leto 2015 in je znašala 1.044.460 mio CZK, kar znaša približno 39.708 mio EUR.

Blue chip indeks Praške borze PX sestavlja 13 delnic, izmed katerih dominirajo 3 delnice: Erste Group Bank (21,2 %), Komerčni banka (20,5 %) in Čez (18,4 %). To pomeni, da več kot 60 % indeksa sestavljajo 3 delnice, kot je prikazano v Tabeli 4. Tudi uteži delnic, vključenih v PX indeks, se izračunavajo na podlagi tržne kapitalizacije posameznih podjetij.

Tabela 4: Sestava indeksa PX na dan 16.8.2017

Delnica	Delež v indeksu	Kumulativni delež
Erste Group Bank	21,4 %	21,4 %
Komerčni Banka	20,5 %	41,9 %
ČEZ	18,3 %	60,2 %
Moneta Money Bank	9,3 %	69,5 %
VIG	8,5 %	78,0 %
O2 C. R.	5,8 %	83,7 %
Unipetrol	3,5 %	87,3 %
Pegas nonwovens	3,2 %	90,4 %
Phillip Morris ČR	3,1 %	93,5 %
Stock	2,6 %	96,1 %
CETV	2,2 %	98,3 %
Fortuna	1,0 %	99,4 %
Kofola ČS	0,6 %	100,0 %
Skupaj	100,0 %	-

Povzeto in prirejeno po Prague Stock Exchange, PX Current Composition (b.l.).

Tudi na Praško borzo je kriza zelo vplivala. Decembra 2007 je indeks znašal 1.815 točk, konec leta 2008 pa 858 točk. To pomeni, da je imel v letu 2008 negativno donosnost -52,7 %. Donosnosti indeksa so od takrat zelo volatilne, od -25,6 % v letu 2011 do 30,2 % v letu 2009. Vrednost indeksa v decembru 2016 je bila 921,61 točk, donosnost v letu 2016 pa 3,6 %.

1.1.3 Budimpeška borza

Na spletni strani Budimpeške borze je zapisano, da je predhodnica Budimpeške borze bila ustanovljena leta 1864. Na njej se je trgovalo z vrednostnimi papirji in blagom. Ob ustanovitvi se je lahko trgovalo z 17 delnicami, 1 dolžniškim papirjem, 11 devizami in 9 menicami. Po letih rasti, je leta 1972 na borzi trgovalo z 15 delnicami industrijskih podjetij in 550 delnicami finančnih podjetij. Tako kot ostale borze je imela tudi Budimpeška borza med Prvo in Drugo svetovno vojno nekaj težav, vendar se trgovanje ni ustavilo. Po Drugi svetovni vojni, leta 1948 pa so borzo s postopkom nacionalizacije zaprli, njena sredstva pa so postala državna last (History of the exchange, 2005).

V letu 2016 je celotni borzni promet budimpeške borze znašal 2.412,3 mrd HUF, kar je približno 7.97 mrd EUR in se je dvignil za 7,5 % glede na leto 2015. Povprečni dnevni promet je znašal 9.200 mio HUF, kar znaša približno 29 mio EUR. Večina prometa borze izhaja iz trgovanja z delnicami (95,3 %), dolžniški vrednostni papirji doprinesejo 3,8 %, 0,5 % investicijski skladi, 0,3 % tuje delnice in preostali 0,1 % kratkoročni dolžniški vrednostni papirji. V juniju 2017 na borzi kotira 39 delnic, od tega 13 prve kotacije, 19 standardne in 7 vstopne kotacije. Kar 52,1 % prometa borze se je ustvarilo z delnico podjetja OTP, skupaj pa so 4 najbolj trgovane družbe predstavljale 98,6 % prometa borze, kar je predstavljeno v Tabeli 5.

Tabela 5: Delež najbolj prometnih delnic v skupnem prometu z delnicami na Budimpeški borzi v letu 2016

Delnica	Delež v prometu z delnicami	Kumulativni delež
OTP Bank	52,1 %	52,1 %
Richter Gedeon	22,3 %	74,4 %
MOL	18,9 %	93,3 %
Magyar Telekom	5,3 %	98,6 %
Ostale delnice	1,4 %	100 %
Skupni promet z delnicami	100,0 %	-

Povzeto in prirejeno po Budapest Stock Exchange, Annual report 2016, 2017.

Kriza na Budimpeško borzo na začetku ni preveč vplivala. Povprečni dnevni promet z delnicami se je v letih 2008–2010 gibal okrog 20 mrd HUF (približno 66 mio EUR). V letu

2011 pa je upadel za 25 % in nato v letu 2012 ponovno za 65 %. Potem se je dnevni promet ustalil med 8 do 10 mrd HUF (med 26 do 33 mio EUR). Tržna kapitalizacija delnic je konec leta 2016 znašala 6.616 mrd HUF (21 mrd EUR), kar je 30,6 % višje od leta prej.

Blue chip indeks Budimpeške borze, imenovan BUX, sestavlja trenutno 16 delnic. Indeks je torej tudi na Madžarskem sestavljen iz majhnega števila delnic in ga dominirajo 3 delnice: OTP Bank (36,3 %), MOL (30,6 %) in Richter (21,3 %), kar predstavlja že več kot 88 % sestave indeksa. Uteži delnic, vključenih v BUX indeks, pa se za razliko od indeksov Ljubljanske in Praške borze izračunavajo na podlagi števila delnic, s katerimi se lahko prosto trguje na borzi (angl. *Free float*). Na podlagi tako določenih uteži, so deleži posameznih delnic v indeksu predstavljene v Tabeli 6.

Tabela 6: Sestava indeksa BUX na dan 16.8.2017

Delnica	Delež v indeksu	Kumulativni delež
OTP Bank	36,2 %	36,2 %
MOL	30,7 %	66,9 %
Richter Gedeon	21,3 %	88,2 %
Magyar Telekom	7,9 %	96,1 %
Graphisoft Park SE	0,8 %	96,9 %
ANY	0,6 %	97,4 %
Opimus	0,5 %	97,9 %
Cigpannonia	0,5 %	98,4 %
Zwack	0,3 %	98,7 %
Appennin	0,3 %	98,9 %
ELMU	0,2 %	99,2 %
EMASZ	0,2 %	99,4 %
Pannergy	0,2 %	99,6 %
FHB	0,2 %	99,8 %
Raba	0,1 %	99,9 %
Plotinus	0,1 %	100,0 %
Skupaj	100,0 %	

Povzeto in prirejeno po Budapest Stock Exchange, Composition of the BUX basket, (b.l.).

Na vrednost indeksa pa je svetovna gospodarska kriza vplivala. V letu 2008 je izgubil 51,4 % vrednosti, v letu 2009 pa je ponovno pridobil 67,6 % in prišel skoraj na isto raven kot konec leta 2007. V letu 2010 se skorajda ni spremenil, vendar se je v letu 2011 ponovno močno znižal in izgubil 20,7 %. Med leti 2012–2014 je bil na približno enakem nivoju, nato pa je leta 2015 pričel rasti, v tem letu je pridobil 43,8 % v letu 2016 pa 33,8 %. Vrednost indeksa konec leta 2016 je bila 32.002 točk, kar je 23 % nad vrednostjo konec leta 2007.

1.2 Predstavitev in primerjava značilnosti preučevanih borz

Primerjava ljubljanske borze s praško in budimpeško je smiselna, saj je med njimi veliko podobnosti. Prvič, ugotovitve glede CAPM bete bom lahko primerjala z Dajčman et al.(2011), ki so povezanost z donosnostjo že raziskali za nekoliko zgodnejše obdobje, drugič, imajo relativno majhen kapitalski trg z majhnim številom podjetij, ki kotirajo na borzi in tretjič, vse tri borze so bile med leti 2010 in 2015 del skupine borz srednje in vzhodne Evrope CEESEG (angl. *Central East European Stock Exchange Group*). V Tabeli 7 so še enkrat povzete glavne značilnosti vseh treh borz.

Izbrane borze so raziskali že Dajčman, Festić in Kavkler (2011), ki so kot enega izmed razlogov za primerjavo izbranih borz napisali tudi kratko obdobje tranzicije iz centralno-planskega družbeno-ekonomskega sistema v kapitalistični sistem. Omenjeni avtorji so testirali pojasnjevalno moč donosnosti s CAPM beto na vseh treh borzah, kar bom raziskala tudi jaz, vendar za drugo časovno obdobje, zato je to prvi izmed razlogov za izbiro navedenih borz. Njihovo preučevano obdobje za Ljubljansko borzo je bilo od leta 2002 do leta 2009, za Praško borzo od leta 2007 do leta 2010 in za Budimpeško borzo od leta 1997 do leta 2010. Kot rečeno, so v raziskavi ugotovili, da ni mogoče trditi, da ima CAPM beta pojasnjevalno moč donosnosti na katerem koli izmed preučevanih trgov.

Tabela 7: Povzetek skupnih značilnosti preučevanih borz

	Ljubljanska borza	Praška borza	Budimpeška borza
Leto nastanka	1989	1993	1990
Tržna kapitalizacija delnic (v mrd EUR)* v 2016	5	39,7	21
Delež tržne kapitalizacije delnic v BDP države	12,7 %	22,3 %	17,9 %
Celotni letni promet (v mio EUR)* v 2016	333,7	6400	7970
Delež prometa z delnicami v 2016	> 90 %	> 97 %	> 99 %
Delež prometa z najbolj prometno delnico v 2016	33 %	30,70 %	52,10 %
Delež prometa 5 najbolj prometnih delnic v 2016	71 %	94 %	98,6 % (4 delnice)
Delež prometa borze v BDP države	0,8%	3,6%	6,8%
Delež prometa v 2016 glede na leto 2008**	30 %	20 %	45 %
Število registriranih delnic v 2017	37	25	39
Od tega delnice prve kotacije v 2017	9	14	13
Indeks	SBI TOP	PX	BUX
Št. delnic, vključenih v indeks v 2017	11	13	16
Delež strukture indeksa dominantnih delnic v 2017	> 55 % ***	> 60 % ****	> 88 % ****

Legenda: * Za Praško in Budimpeško borzo gre za približno vrednost, prevedeno po tečaju na dan 24.8.2017

** Gre za delež, ki ga promet v letu 2016 predstavlja v prometu leta 2008. Kaže na dejstvo, da se nobena izmed borz še ni vrnila na raven prometa, ki ga je imela pred krizo.

*** Delež dveh delnic v strukturi indeksa

*** Delež treh delnic v strukturi indeksa

Vse tri preučevane borze so že imele v preteklosti svoje predhodnice, vendar so se že med ali po Svetovnih vojnah zaprle. Vse tri pa se v takšni obliki, kot so sedaj, nastale okrog leta 1990. Tega leta se je tudi v vseh treh državah, ki pripadajo skupini držav Srednje in Vzhodne Evrope (angl. *Central and Eastern European Countries*), pričelo obdobje tranzicije, ki je trajalo do njihove priključitve Evropski Uniji leta 2004.

Celotni letni promet vseh treh je v primerjavi z velikimi svetovnimi borzami zelo majhen, vendar pa je promet Ljubljanske borze bistveno nižji od prometa Praške in Budimpeške borze. Promet Ljubljanske borze je v letu 2016 znašal 333,7 mio EUR, kar znaša 0,8 % slovenskega BDP v letu 2016, Praške borze približno 6400 mio EUR, kar znaša 3,6 % češkega BDP v letu 2016 in Budimpeške približno 7970 mio EUR, kar znaša 6,8 % madžarskega BDP v letu 2016.

Na vseh treh borzah se večinoma trguje z delnicami, najbolj prometna delnica na vseh predstavlja vsaj 30% prometa borze, 5 najbolj prometnih delnic pa predstavlja najmanj 70 % celotnega prometa posamezne borze. Enako je tržna kapitalizacija vseh delnic, vključenih na borze nizka, na Ljubljanski borzi pa je bistveno nižja od tržne kapitalizacije delnic na preostalih dveh borzah. Na Ljubljanski borzi je tržna kapitalizacija delnic konec leta 2016 znašala približno 5 mrd EUR, kar je 12,7 % slovenskega BDP, na Praški borzi približno 39,7 mrd EUR, kar znaša 22,3 % češkega BDP, in na Budimpeški borzi približno 21 mrd EUR, kar znaša približno 17,9 % madžarskega BDP. Za primerjavo naj omenim, da je tržna kapitalizacija Newyorške borze konec leta 2016 znašala približno 21.400 mrd EUR, kar je 140 % BDP, ki so ga ZDA ustvarile v letu 2016, tržna kapitalizacija Nemške borze (nem. *Deutsche Börse*) pa približno 1.400 mrd EUR, kar je 50 % nemškega BDP.

Svetovna gospodarska kriza je prizadela vse tri borze, čeprav Ljubljansko in Praško hitreje in bolj silovito kot Budimpeško. V letu 2016 celotni promet vseh treh borz znaša vsaj pol manj kot leta 2008.

Število registriranih delnic na vseh treh borzah je zelo nizko, na vsaki manj kot 40 delnic. Za primerjavo naj povem, da je bilo konec leta 2016 na Newyorško borzo uvrščenih 2.400 podjetij, na Nemško borzo pa 592. Najmanjši delež delnic prve kotacije ima Ljubljanska borza, kjer je približno četrtina delnic razvrščenih v prvo kotacijo. Večji delež ima Budimpeška borza, kjer je tretjina delnic v prvi kotaciji, največji delež pa ima Praška, kjer je več kot polovica delnic v prvi kotaciji.

Indeksi preučevanih borz vsebujejo zelo majhno število delnic. Največje število vključenih delnic je v BUX indeksu, kjer je vključenih 16 delnic. V vseh treh indeksih je delež 2 ali 3 najbolj zastopanih delnic večji od 55 %.

2 VREDNOTENJE DELNIC

2.1 Predstavitev modelov vrednotenja delnic

Sodobna portfeljska teorija (angl. *Modern Portfolio Theory*) avtorja Markowitza (1952) predpostavlja, da želijo vlagatelji za svoje vloške dobiti donos v skladu z njegovim tveganjem; za višje tveganje obstaja torej višja zahtevana donosnost in obratno. Predpostavlja tudi, da so vlagatelji nenaklonjeni tveganju in če bi jim ponudili dva enako tvegana portfelja z enakimi donosnostmi vendar različnim tveganjem, bi se odločili za manj tveganj portfelj z enako donosnostjo. Obstajata dva izvora tveganja; sistemsko tveganje in tveganje, specifično za podjetje. Sistemsko tveganje je tveganje, ki je skupno vsem delnicam in se ga ne da odpraviti z razpršitvijo, kot na primer vojne, recesija, inflacija ipd., zato predstavlja tržno tveganje. Tveganje, ki je specifično le za podjetje pa se lahko odpravi z razpršitvijo. Po tej teoriji bodo vlagatelji kupili delnico le, če izboljša odnos med tveganjem in pričakovanih donosom portfelja. Pri odločitvi za nakup delnice nas zato zanima koliko tveganja bo delnica dodala portfelju, torej kakšna je volatilitnost delnice in povezanost s tržnim portfeljem.

V skladu s to teorijo je eden izmed temeljnih modelov za vrednotenje, model CAPM (angl. *Capital Asset Pricing Model*), ki so ga razvili Sharpe (1964), Lintner (1965) in Black (1972). Po tem modelu mora zahtevana donosnost delnice biti enaka donosu netvegane naložbe in premiji za tveganje. Premija za tveganje podjetja pa je izražena kot tržna premija za tveganje, ki se izračuna kot razlika med tržno in netvegano donosnostjo, pomnožena z beto, ki meri občutljivost podjetja na tržna gibanja. Če je vrednost bete višja od 1, pomeni, da z dodajanjem delnico v portfelj povečamo njegovo tveganost. Model je predstavljen z enačbo (1):

$$E(R_i) = R_f + \beta_i * E(R_m - R_f) \quad (1)$$

kjer $E(R_i)$ pomeni pričakovan donos podjetja, R_f je donosnost netvegane naložbe, β_i je mera tveganosti naložbe, $E(R_m - R_f)$ pa predstavlja pričakovano premijo za tržno tveganje, ki se izračuna kot razlika med pričakovano tržno donosnostjo in pričakovano donosnostjo netvegane naložbe. Kot rečeno, CAPM temelji na predpostavki, da vlagatelji za večje tveganje, ki ga prevzemajo, zahtevajo višjo donosnost.

Od razvoja CAPM modela do danes je model testiralo kar nekaj raziskovalcev. Nekatere slabosti modela izhajajo iz njegovih predpostavk. V realnosti popolnoma netvegana naložba ne obstaja, prav tako pa ne obstaja tržni portfelj, ki zajema vse tvegane naložbe. Zaradi tega je Roll (1977) podvomil o primernosti CAPM modela, saj se ga nikoli ne bo dalo testirati, saj popolnoma netvegana naložba in tržni portfelj, kot sta definirana v modelu, ne bosta nikoli obstajala. Fama and French (1992) sta preverjala model CAPM in

pri tem odkrila, da beta ni preveč učinkovita mera tveganja za razlaganje donosnosti. Uporabnost modela CAPM za vrednotenje delnic na slovenskem kapitalskem trgu je raziskala tudi Pustoslemšek (2015). CAPM model je testirala z 12 različnimi modeli, v vsakem izmed modelov pa je na uporabila drugačno kombinacijo bete in premije za tveganje. Ugotovila je, da modeli dajejo kontradiktorne rezultate in tako sklenila, da CAPM ni uporaben za pojasnjevanje donosnosti na slovenskem kapitalskem trgu.

Poleg slabosti, ki izvirajo iz predpostavk modela, je veliko raziskovalcev ugotovilo, da enofaktorski model ni primeren za ocenjevanje donosnosti (Chen 1983 in Dhrymes, Friend, Gultekin 1984, 1985 in številni drugi). Zaradi navedenih pomanjkljivosti modela CAPM je Stephen Ross (1976) razvil arbitražno teorijo določanja cen (angl. *Arbitrage Pricing Theory*, v nadaljevanju APT). ki jo lahko zapišemo kot je zapisano v enačbi (2):

$$R_i = E(R_i) + b_{i1} * F_1 + b_{i2} * F_2 + \dots + b_{iN} * F_N \quad (2)$$

APT predpostavlja, da med razpoložljivimi naložbami prihaja do priložnosti arbitraže, vlagatelji pa te priložnosti izkoristijo in jih s tem odpravijo. Tudi ta teorija loči med tveganjem, ki je specifično podjetju in tržno tveganje. Tržno tveganje pa se v tem primeru odraža skozi več makroekonomskih faktorjev od F_1 do F_N . b_{i1} do b_{iN} pa predstavljajo občutljivost podjetja na te spremembe. R_i predstavlja dejansko donosnost podjetja, $E(R_i)$ predstavlja pričakovano donosnost podjetja, e_i pa predstavlja nepredvidene spremembe v donosnosti, ki vplivajo samo na to podjetje.

Slabost APT je v tem, da ne definira faktorjev, in je zato empirična analiza spremenljivk, od katerih je donosnost podjetja odvisna, težja. Zato tudi APT ni veliko boljše nadomestilo CAPM modela.

Med raziskovanjem zgoraj opisanih modelov pa je kar nekaj raziskovalcev ugotovilo še ostale faktorje, ki pojasnjujejo donosnost. Banz (1981) je ugotovil, da donosnost pojasnjuje tudi velikost podjetja, Bhadari (1988), da jo pojasnjuje tudi finančni vzvod, Stattman (1980), da donosnost pojasnjuje tudi razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, Basu (1983) da donosnost pojasnjuje tudi razmerje med ceno delnice in dobičkom na delnico. Seveda je to le nekaj izmed mnogih raziskovalcev, ki so poskušali bolje zajeti faktorje, ki pojasnjujejo donosnost, zato je celotna naslednja točka namenjena povzetku raziskav, ki so poskušale bolje razložiti donosnost. V poglavju 2.2. so zato bolj podrobno opisani omenjeni faktorji in predstavljene raziskave, ki so preučevale povezavo med omenjenimi faktorji in donosnostjo. Vendar, kot sta izpostavila Hawawini in Keim (1995), nihče izmed raziskovalcev še ni neizpodbitno dokazal, da faktorji, kot so BE/ME, E/P, velikost podjetja in finančni vzvod, niso samo približki (angl. *proxy*) za napake pri meritvi CAPM bete.

2.2 Predstavitev faktorjev, ki pojasnjujejo donosnost

2.2.1 Pojasnjevanje donosnosti delnic s faktorjem beta iz modela CAPM

Prvi izmed faktorjev, ki ga bom vključila v analizo je beta (β), ki je mera tveganosti naložbe v modelu CAPM, ki je najširše uporabljan model za pojasnjevanje donosnosti delnic. Model predpostavlja, da tveganost podjetja izhaja iz doprinosa delnice k tveganju najbolj razpršenega portfelja (kar je v CAPM modelu predstavljeno z portfeljem, ki je sestavljen iz vseh delnic na svetu). Mera doprinosa delnice k tveganju je v CAPM modelu β , katere izračun je podrobneje predstavljen v nadaljevanju.

Kot rečeno, je do danes že kar nekaj raziskovalcev dvomilo o moči pojasnjevanja donosnosti CAPM bete. Kritiki CAPM modela se večinoma osredotočajo na to, da CAPM beta ne zajema tveganosti naložbe v zadostni meri. Pojasnjevalno moč CAPM bete na donosnost z uporabo presečnih podatkov ZDA sta raziskala Fama in French (1992) in ugotovila, da β ne more pojasniti donosnosti. Enako je za ZDA potrdil tudi Davis (1994). Na splošno lahko rečem, da so uporabnost β zavračali tudi vsi avtorji (omenjeni v poglavjih 2.2.2 – 2.2.5), ki so raziskovali moč pojasnjevanja donosnosti z drugimi faktorji.

Nasprotno, pa so Kothari, Shanken in Sloan (1995) dokazali, da CAPM beta uspešno pojasnjuje donosnost. Seveda pa ne pojasnjuje vse variabilnosti v pričakovanih donosnostih, kot to predpostavlja CAPM. Povezanost med CAPM beto in donosnostjo je bila raziskana tudi že za Slovenijo. Dajčman (2013) ni mogel zavrniti ničelne domneve, da obstaja pozitivna povezanost med CAPM beto in donosnostjo. Podobno raziskavo so predhodno izvedli za slovenski, češki in madžarski kapitalski trg že Dajčman et al. (2011), ki niso mogli zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient CAPM bete enak nič, na vsakem izmed preučevanih trgov, kar pomeni, da ni mogoče trditi, da ima CAPM beta pojasnjevalno moč donosnosti na katerem koli izmed preučevanih trgov. Podobno je za češki in madžarski trg ugotovila avtorica Borys (2011), saj je zaključila, da CAPM ne pomaga razložiti donosnosti na nobeni izmed borz.

V klasičnem CAPM modelu se β izračuna po formuli, predstavljeni v enačbi (3):

$$\beta = \frac{COV_{iM}}{\sigma_M^2} \quad (3)$$

kjer COV_{iM} predstavlja kovarianco med delnico i in tržnim portfeljem, σ_M^2 pa predstavlja varianco tržnega portfelja. Če je β enaka 1, to pomeni, da v povprečju donosnosti delnice gibljejo enako kot tržni portfelj. V primeru, da je β manjša od 1, se donosnosti delnice gibljejo v enaki smeri kot tržni portfelj, vendar manj izrazito, in bolj izrazito, če je večja od 1. Negativna vrednost β pa pomeni, da se donosnosti delnice gibljejo v obratno

smer kot tržni portfelj, tj. da donosnosti delnice padajo, ko se donosnosti tržnega portfelja povečujejo.

β pa predstavlja tudi naklon regresije donosnosti delnice glede na donosnosti tržnega portfelja. To pa nakazuje na dejstvo, da je β izračunana na podlagi preteklih podatkov in se tako za sklepanje o prihodnjih donosnostih naslanjamo na pretekle podatke in jih projektiramo v prihodnost.

2.2.2 Pojasnjevanje donosnosti delnic z velikostjo podjetja

Prvi, ki je odkril povezavo med donosnostjo delnic in velikostjo podjetij, je bil Banz (1981). Ugotovil je, da imajo majhna podjetja (z majhno tržno kapitalizacijo) višje povprečne donosnosti kot velika podjetja. To velja tudi po tem, ko se upošteva sistemsko tveganje. Odkril je tudi, da odvisnost ni linearna; največje razlike se opazijo pri malih podjetjih, razlika v donosnosti srednjih in velikih podjetjih pa je manjša. Enako so ugotovili tudi raziskovalci Reinganum (1981), Blume in Stambaugh (1983) in Lakonishok in Shapiro (1986) za ameriški trg in Kleidon in Marsh (1983) za avstralski.

Fama in French (1992) sta to potrdila in ugotovila, da poleg velikosti tudi kazalnik knjigovodske glede na tržno vrednost kapitala uspešno razlaga donosnost delnic. Chan, Chen in Hsieh (1985) so ugotovili, da tržna kapitalizacija podjetja uspešno zajame tveganost podjetja. To pa zato, ker so podjetja z majhno kapitalizacijo bolj občutljiva na negativne spremembe v makroekonomskem okolju kot pa podjetja z veliko tržno kapitalizacijo. Chan in Chen (1991) sta mnenja, da negativen vpliv manjših podjetij na donosnost izhaja iz dejstva, da gre v veliki večini primerov za podjetja s slabim preteklim poslovanjem, torej za podjetja v stiski, ki imajo ponavadi višji finančni vzvod in ne izplačujejo dividend.

Knjigovodska vrednost kapitala je zgodovinska vrednost kapitala. Tako osnovni kapital v bilanci stanja prikazuje dejanska denarna sredstva, ki so jih prejeli ob izdaji delnic. Nasprotno pa naj bi tržna vrednost kapitala ali tržna kapitalizacija (angl. *Market Value of Equity*, v nadaljevanju ME) predstavljala realno trenutno vrednost kapitala glede na pričakovane prihodnje denarne tokove podjetja. Enačba (4) predstavlja izračun tržne vrednosti kapitala.

$$\text{Tržna vrednost kapitala}_t = \text{število delnic na voljo za trgovanje}_t * \text{cena delnice}_t \quad (4)$$

Jaz sem v svoji analizi izračunala tržno vrednost kapitala za junij leta t , in ga uporabila za analizo mesečnih donosnosti od julija leta t do junija leta $t+1$. Razlog za izbiro tega obdobja je ta, da tržne kapitalizacije ni potrebno ujemati s knjigovodsko postavko, kot na primer pri kazalniku BE/ME, zato ni potrebno upoštevati donosnosti zadnjega trgovalnega

dne v poslovnem letu. Izbrana je torej zadnja mesečna donosnost pred obdobjem, na katerega se nanaša (od julija v letu t do junija leta $t+1$).

Pomembno pri izračunu kazalnika je to, da se upošteva le delnice, s katerimi se lahko prosto trguje, kar pomeni, da se morajo od števila izdanih navadnih delnic odšteti delnice, odkupljene s strani podjetja.

2.2.3 Pojasnjevanje donosnosti delnic z razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala

V svoji raziskavi sem preučevala tudi pojasnjevalno moč razmerja med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala na donosnost, v nadaljevanju BE/ME (angl. *Book-to-Market Ratio*). Njegovo povezanost z donosnostjo je dokazalo že kar nekaj raziskovalcev. Avtorji Stattman (1980), Rosenberg, Reid & Lanstein (1985), Davis (1994) so vsi ugotovili pozitivno povezanost med BE/ME kazalnikom ter donosnostjo za ameriški trg, Chan, Hamao & Lakonishok (1991) pa za japonski trg. Fama in French (1992) sta raziskala presečne podatke pričakovanih donosnosti med 1963 in 1990 in dokazala pozitivno povezanost med BE/ME in donosnostjo tako v testih, ko je v model vključena kot edina neodvisna spremenljivka, kot v tistih, ko so v test dodane še dodatne neodvisne spremenljivke. Ugotovila sta tudi, da tržna kapitalizacija in BE/ME kazalnik bolje razlagata donosnost kot ostali faktorji tveganja, kot na primer kazalnik EP ali finančni vzvod, predstavljena v nadaljevanju.

Nekateri avtorji so dokazali, da se BE/ME kazalnik lahko smatra kot kazalnik tveganja. Penman (1991) in Fama in French (1995) so mnenja, da imajo podjetja z nižjimi kazalniki BE/ME (kjer je torej tržna vrednost kapitala višja od knjigovodske) višjo dobičkonosnost kot podjetja z višjimi BE/ME kazalniki, ki so zaradi nižje ali celo negativne dobičkonosnosti bolj tvegana. Griffin in Lemmon (2002) pa pokažeta, da so zahtevane donosnosti tveganih podjetij veliko bolj občutljive na spremembe v BE/ME kot pa podjetja z nižjim tveganjem, da podjetje zaide v stisko. Behavioristi, raziskovalci, ki se opirajo bolj na vedenjsko psihologijo vlagateljev, pa tem ugotovitvam nasprotujejo. DeBondt in Thaler (1987), Lakonishok, Shleifer in Vishny (1994) in Haugen (1995) namreč menijo, da BE/ME ni kazalnik tveganja, saj višja donosnost ni kompenzacija za višje tveganje zaradi dejstva, da vlagatelji držijo delnice nedobičkonosnih podjetij. Menijo, da višja donosnost izhaja iz napačnega sklepanja vlagateljev, ki na podlagi nizkih preteklih dobičkonosnosti napačno sklepajo, da se bo tak trend obdržal dolgoročno, kar vodi do podcenjenosti delnice z visokim BE/ME in precenjenosti delnice z nizkim BE/ME. Torej, delnice, katerih tržna vrednost je nižja od knjigovodske, naj bi bile podcenjene in podjetja z višjim BE/ME kazalnikom naj bi imela višjo donosnost.

Kazalnik BE/ME meri razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala in se izračuna po formuli (5):

$$BE/ME \text{ kazalnik} = \frac{\text{knjigovodska vrednost kapitala}}{\text{tržna vrednost kapitala}} \quad (5)$$

Knjigovodska vrednost kapitala je na grobo razlika med sredstvi podjetja in dolgom podjetja. Na grobo rečeno zato, ker je od sredstev potrebno odšteti tudi nekatere druge postavke, ki lahko so, ali pa niso prisotne v bilanci stanja posameznega podjetja, saj se pri knjigovodski vrednosti kapitala dejansko upošteva le osnovni kapital. Zelo pomembno pa je, da se od osnovnega kapitala odšteje kapital lastnih deležev in kapital prednostnih delnic.

Lastni delež predstavlja odkupljene lastne delnice s strani podjetja. Lastne delnice nimajo glasovalne pravice in ne prejemajo dividend in pomenijo umik kapitala s trga, saj se razpoložljivo število delnic, s katerimi se lahko prosto trguje na trgu, zniža. Z odkupovanjem lastnih deležev podjetje posredno tudi spreminja lastniško strukturo preostalih delničarjev, saj imajo po odkupu ostali delničarji v lasti večji delež delnic, s katerimi se trguje na trgu. Lastni deleži se morajo v računovodskih izkazih prikazati tudi kot odbitna postavka kapitala, torej, da znižujejo kapital, vrednost lastnega deleža pa se prikaže po nakupni, ne nominalni vrednosti delnice. Zaradi tega se lahko zgodi, da je vrednost osnovnega kapitala po tem, ko se odšteje lastne deleže, negativna. V moji raziskavi se je to pokazalo le pri enem podjetju, Salus d.d., ki je bil zaradi tega izločen iz raziskave, saj je logaritemska funkcija definirana le za pozitivna števila.

Prednostne delnice pa so delnice, ki lastniku ne dajejo glasovalne pravice, dajejo pa mu prednostno izplačilo dobička. Ponavadi imajo vnaprej določeno fiksno dividendo, ki ni odvisna od poslovnega izida podjetja, tako kot dividenda navadnih delnic. Kjer se knjigovodske vrednosti prednostnih delnic ne more ugotoviti, se tako od osnovnega kapitala odšteje tržna vrednost prednostnih delnic.

Problem izračuna kazalnika se lahko pojavi pri podjetjih, ki imajo izdanih več razredov delnic. Tržna vrednost posamezne delnice je tako jasna, vendar pa nastane težava pri ugotavljanju knjigovodske vrednosti posamezne delnice. V raziskavi se na nobenem trgu nisem srečala s podjetjem, ki bi imelo izdanih več razredov delnic.

2.2.4 Pojasnjevanje donosnosti delnic s finančnim vzvodom podjetja

Kazalnik, za katerega je tudi mnogo raziskovalcev dokazalo, da pojasnjuje donosnost je finančni vzvod, ki prikazuje strukturo financiranja podjetja. Na povezavo med finančnim vzvodom in tveganostjo podjetja sta opozorila že Modigliani in Miller (1952), saj sta bila mnenja, da višja, kot je raven dolga v podjetju, večje je tveganje nezmožnosti odplačila dolga in s tem povišano tveganje podjetja. Tako je donosnost delnic podjetja brez dolga nižja od donosnosti delnic podjetja z dolgom. Tudi Hamada (1972) je opozoril na pomemben vpliv, ki ga ima finančni vzvod na tveganje podjetja. Tveganje, ki ga merimo v CAPM modelu z β , je namreč drugačno za podjetje brez dolga in podjetje z dolgom. Na

podlagi te predpostavke je razvil formulo, s katero se lahko ugotovi dodatno tveganje podjetja zaradi dodatnega financiranja z dolgom, ki je zapisana v enačbi (6).

$$\beta_L = \beta_U \left(1 + (1-T) \frac{D}{E} \right) \quad (6)$$

kjer β_L meri tveganje podjetja, ki ima med obveznostmi tudi dolg, β_U pa tveganje podjetja, ki se financira le s kapitalom. T je davčna stopnja, D/E pa finančni vzvod podjetja. β podjetja, ki se financira tudi z dolgom, je torej vedno višja od β , ki ima v pasivi bilance stanja le kapital. Kot pa že napisano v poglavju 2.2.1, pa v CAPM modelu velja, da višja kot je β , višja je zahtevana donosnost podjetja. Zaradi vpliva finančnega vzvoda na donosnost, na katerega so opozorili zgoraj naštetih raziskovalci, je po mojem mnenju pomembno raziskati tudi povezavo med finančnim vzvodom in donosnostjo.

Bhandri (1988) je to povezanost raziskal in ugotovil, da obstaja pozitivna povezanost med donosnostjo in finančnim vzvodom. Povezanost je testiral univariatno in z vključevanjem dodatnih spremenljivk, CAPM bete in tržne kapitalizacije podjetja. Ugotovil je, da je pojasnjevalna moč finančnega vzvoda najvišja, ko je v model vključena tudi CAPM beta. Nasprotno pa sta ugotovila Fama in French (1992), saj sta ugotovila negativno povezanost med donosnostjo in finančnim vzvodom ter da ko se v model vključi še BE/ME, BE/ME bolje pojasnjujeta donosnost.

Kot napisano, nam kazalnik finančnega vzvoda prikazuje strukturo financiranja podjetja. Načeloma se kazalnik izračunava kot razmerje med dolgovi in kapitalom, vendar sem jaz v svoji analizi, po zgledu Fama in Frencha (1992) uporabila dva podobna kazalnika, ki tudi odražata finančni vzvod, in tudi za njiju uporabljala poimenovanje finančni vzvod zaradi lažje razlage. Kazalnika, ki ju bom izračunavala prikazujeta razmerje med sredstvi podjetja in kapitalom podjetja, ki sta predstavljena s spodnjima formulama, (7) in (8):

$$\text{Knjigovodski finančni vzvod} = \frac{A}{BE} \quad (7)$$

$$\text{Tržni finančni vzvod} = \frac{A}{ME} \quad (8)$$

Kjer A predstavlja celotna sredstva podjetja, BE knjigovodsko vrednost kapitala podjetja in ME tržno kapitalizacijo podjetja.

Slabost uporabe tega kazalnika je tudi v tem, da vsa podjetja niso primerljiva. Na primer, knjigovodska vrednost kapitala se lahko močno razlikuje med podjetji, ki delujejo v sektorjih, ki za svoje delovanje ne potrebujejo veliko osnovnih sredstev, na primer finančne institucije in pa med podjetji, ki delujejo v sektorjih, ki zahtevajo veliko osnovnih sredstev, na primer v avtomobilski industriji. Kljub temu pa iz analize ne bom izločila finančnih in zavarovalniških podjetij, saj bi s tem še dodatno zmanjšala število vključenih

podjetij in bi po mojem mnenju pretirano znižanje preučevanega vzorca prineslo to več slabosti kot bi pridobili z izločitvijo podjetij z visokim finančnim vzvodom.

2.2.5 Pojasnjevanje donosnosti delnic s poslovnim izidom glede na ceno delnice

Naslednji kazalnik, katerega povezanost z donosnostjo bom preučevala, je kazalnik poslovnega izida glede na ceno delnice, v nadaljevanju E/P (angl. *Earnings-to-Price Ratio* ali *Earnings Yield*). Kazalnik torej prikazuje koliko denarnih enot dobička/izgube na delnico podjetje ustvari na denarno enoto, vloženo v podjetje (ceno delnice).

Prvi, ki je opozoril na to povezanost je bil Basu (1977), ki je na podlagi podatkov iz Newyorške borze ugotovil, da so portfelji, sestavljeni iz delnic z višjim E/P, služili višje donosnosti, prilagojene za tveganje, kot portfelji, sestavljeni iz naključnih delnic. Isti raziskovalec je raziskavo ponovil leta 1981, ko je potrdil pozitivno povezanost med E/P in donosnostjo tudi po tem, ko je v model vključil velikost podjetja. S tem pojasnjuje, da je vpliv velikosti na donosnost, ki jo je raziskal Banz (1983) v bistvu le približek za vpliv E/P (raziskava je bolj podrobno opisana v poglavju 2.2.2). Chan, Hamao in Lakonishok (1991) so enako ugotovili na podlagi japonskih podatkov, Fama in French (1992, 1993, 1996) na podlagi podatkov iz ZDA, Lakonishok et al. (1994) na podlagi avstralskih in Chan in Lakonishok (2004) na podlagi kapitalskih trgov Daljnega vzhoda.

Nasprotnega mnenja pa je Ball (1978), ki meni, da je E/P le približek za neimenovane faktorje, ki prav tako pojasnjujejo donosnost. Razlog za to je, da če je trenutni dobiček podjetja napovedovalec prihodnjih dobičkov, imajo bolj tvegane delnice, z višjimi zahtevanimi donosi, posledično nizke cene glede na njihove (pričakovane) prihodnje dobičke. To velja le za podjetja z pozitivnim poslovnim izidom, zato bom v svoji raziskavi vključila le E/P kazalnike podjetij z pozitivnim poslovnim izidom, za podjetja z negativnim, pa bom dodala še E/P dummy.

Tudi ugotovitve avtorja Reinganuma (1981) nasprotujejo ugotovitvi, da E/P dobro pojasnjuje donosnost. V svojem delu je sicer ugotovil povezanost med E/P in donosnostjo, vendar pojasnjevalna moč E/P izgine, ko v model vključi velikost podjetja. Torej, E/P anomalija sicer po njegovem mnenju obstaja, vendar je povezana z istim dejavnikom kot velikost podjetja, ki ga velikost podjetja bolj zajame kot E/P.

Kot rečeno, kazalnik prikazuje koliko denarnih enot dobička/izgube na delnico podjetje ustvari na denarno enoto, vloženo v podjetje (ceno delnice). Delnice z visokim E/P naj bi bile torej boljše naložbe kot delnice z nizkim E/P, saj na vloženo denarno enoto ustvarijo več dobička. E/P kazalnik je primeren kazalnik za preučevanje donosnosti, saj naj bi bil indikator prihodnje uspešnosti investicije, torej delnice podjetja. Kazalnik se izračuna po naslednji formuli:

$$\frac{E}{P} = \frac{\text{čisti dobiček na delnico}}{\text{cena delnice}} \quad (9)$$

Kot že napisano, v svoji analizi posebej upoštevam pozitivne kazalnike E/P, ki jih bom v nadaljevanju zapisovala kot E(+)/P, in veljajo le za podjetja in obdobja, v katerih je bil poslovni izid posameznega podjetja pozitiven. Za podjetja z negativnim poslovnim izidom pa sem dodala še nepravo spremenljivko E/P dummy, katere vrednost 1 pomeni negativen poslovni izid in 0 pozitivnega.

3 METODOLOGIJA RAZISKOVANJA

3.1 Namen raziskave

Namen tega magistrskega dela je bil raziskati odnos med donosnostjo delnic in: CAPM beto, velikostjo podjetja (merjeno z tržno vrednostjo kapitala), finančnim vzvodom (razmerjem med sredstvi in kapitalom), knjižno vrednostjo kapitala glede na tržno vrednost (BE/ME kazalnik) in dobičkom glede na ceno delnice (E/P kazalnik), za podjetja, ki kotirajo na Ljubljanski borzi in analizo ponoviti za Praško in Budimpeško borzo ter rezultate primerjati.

Podobno raziskavo je za tuje trge izvedlo že nekaj avtorjev. Na ameriškem trgu sta jo izvedla Fama in French (1992), za hongkonški trg pa jo je izvedel Lam (2002). Izsledki obeh raziskav so bili, da beta ne more potrditi donosov, kar se je ujemalo s spoznanji mnogih drugih avtorjev, ki so dokazovali, da beta ne pojasnjuje donosnosti. Vendar pa po njegovih ugotovitvah obstajajo drugi faktorji, ki lahko pojasnijo donosnosti delnic in sicer velikost, finančni vzvod, BE/ME kazalnik in E/P kazalnik.

Nasprotno pa sta na podlagi podatkov Stockholmske borze Novak in Petr (2010) ugotovila, da nobena izmed testiranih spremenljivk, CAPM beta, velikost podjetja in razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, ne more statistično značilno pojasniti donosnosti delnic. To po njunem lahko pomeni, da odnos med tveganjem in donosnostjo ne velja za vse trge ali pa da testirane spremenljivke ne morejo dobro zajeti tveganja. Zdi se, da tudi način upravljanja podjetja in ekonomsko okolje podjetja pojasnjujejo tveganost podjetja, česar pa kazalniki v CAPM modelu in v regresiji, ki jo izvedeta Fama in French (1992) ne upoštevajo.

Za Hong Kong, Južno Korejo, Malezijo, Tajvan in Tajsko pa sta to storila Chui in Wei (1998). Tudi njune ugotovitve so bile, da beta ne pojasnjuje gibanja donosnosti. Sta pa našla visoko moč pojasnjevanja donosnosti z velikostjo podjetja na vseh trgih in visoko moč pojasnjevanja donosnosti z B/M kazalnikom v Hong Kongu, Južni Koreji in Maleziji.

Do sedaj je bilo za slovenski trg izvedenih že nekaj podobnih analiz, vendar so vse testirale le CAPM model. Dajčman (2013) je ugotovil, da je moč pojasnjevanja CAPM modela za slovenski trg kapitala šibka. Ugotovil je, da glavna predpostavka modela, in sicer, da imajo delnice z ničelno beto enak donos kot netvegane naložbe, za slovenski kapitalski trg ne velja. Dajčman et al. (2011) so testirali CAPM v Sloveniji, na Češkem in Madžarskem. Ugotovili so, da je moč pojasnjevanja donosnosti s CAPM modelom na vseh treh trgih nizka, s tem da ima največjo moč pojasnjevanja na Češkem, manjšo pa v Sloveniji in na Madžarskem. Hkrati pa so ugotovili, da ni mogoče trditi, da ima CAPM beta pojasnjevalno moč donosnosti na katerem koli izmed preučevanih trgov. Ugotovili pa so tudi, da je učinkovitost modela odvisna od naložbenega obdobja vlagateljev. Kot rečeno, se bom tudi jaz v svoji raziskovalni nalogi osredotočila na trge, ki so jih raziskovali Dajčman et al. (2011).

Borys (2011) pa je raziskala sposobnost modela CAPM za pojasnjevanje donosnosti delnic na češki, madžarski, slovaški in poljski borzi. Ugotovila je, da CAPM ne pomaga razložiti donosnosti na nobeni izmed borz.

Cilj te magistrske naloge je torej ugotoviti kateri izmed raziskovanih faktorjev pojasnjujejo donosnost Ljubljanske, Praške in Budimpeške borze in s tem pripomoči k razumevanju donosnosti delnic na treh raziskovanih kapitalskih trgih. Glede na podobnosti med borzami, pa me je zanimalo tudi, če na donosnosti vseh treh borzah pojasnjujejo isti faktorji. Da bi to ugotovila, sem iskala odgovor na dve raziskovalni vprašanji:

1. Ali na posameznih raziskovanih trgih kapitala, torej na slovenskem, češkem in madžarskem trgu kapitala, obstaja statistično značilna povezava med donosnostjo delnice in CAPM beto, velikostjo podjetja, finančnim vzvodom, knjigovodsko glede na tržno vrednost kapitala ter poslovnim izidom glede na ceno delnice?
2. Ali faktorji, ki statistično značilno pojasnjujejo donosnosti delnic na eni izmed borz prav tako pojasnjujejo donosnosti na preostalih dveh borzah?

Prvo raziskovalno vprašanje sem raziskala s pomočjo petih domnev, ki sem jih testirala na vsaki izmed preučevanih borz:

- H1: CAPM beta pojasnjuje donosnost. Pri testiranju te domneve sem skušala zavrniti ničelno domnevo, da je povprečni regresijski koeficient faktorja CAPM beta enak nič:

$$H_{0,1}: b_{\text{CAPM beta}} = 0 \quad (10)$$

- H2: Velikost podjetja pojasnjuje donosnost. Pri testiranju te domneve sem skušala zavrniti ničelno domnevo, da je povprečni regresijski koeficienti faktorja $\ln(\text{ME})$ enak nič:

$$H_{0,2}: b_{\ln(ME)} = 0 \quad (11)$$

- H3: Razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala pojasnjuje donosnost. Pri testiranju te domneve sem skušala zavrniti ničelno domnevo, da je povprečni regresijski koeficient faktorja $\ln(BE/ME)$ enak nič:

$$H_{0,3}: b_{\ln(BE/ME)} = 0 \quad (12)$$

- H4: Finančni vzvod pojasnjuje donosnost. Pri testiranju te domneve sem skušala zavrniti ničelni domnevi, da sta povprečna regresijska koeficienta faktorjev $\ln(A/BE)$ in $\ln(A/ME)$ enaka nič:

$$H_{0,4a}: b_{\ln(A/BE)} = 0 \quad (13)$$

$$H_{0,4b}: b_{\ln(A/ME)} = 0 \quad (14)$$

- H5: Poslovni izid podjetja glede na ceno delnice pojasnjuje donosnost. Pri testiranju te domneve sem skušala zavrniti ničelni domnevi, da sta povprečna regresijska koeficienta faktorjev $E(+)/P$ in E/P dummy enaka nič:

$$H_{0,5a}: b_{E(+)/P} = 0 \quad (15)$$

$$H_{0,5b}: b_{E/P \text{ dummy}} = 0 \quad (16)$$

Drugo raziskovalno vprašanje pa sem raziskala s testiranjem domnev H6–H10, ki bodo podrobneje pojasnjene v poglavju 4.4.3.

3.2 Model

Pri raziskavi sem uporabila pristop avtorjev Fama in French (1992) in po njunem zgledu izvedla regresijo, kot jo predlagata Fama in MacBeth (1973) za panelne podatke, kar je kasneje na podlagi hongkoških podatkov ponovil tudi Lam (2002). Ta pristop za ocenitev regresijskih koeficientov uporablja metodo najmanjših kvadratov. Regresija, ki jo predlagata Fama in Macbeth (1973) poteka v dveh korakih. V prvem koraku se na podlagi panelnih podatkov pridobi ocene regresijskih koeficientov za vsakega izmed preučevanih faktorjev, v vsakem izmed 96 preučevanih mesecev. V drugem koraku pa se pridobijo povprečni regresijski koeficienti za posamezen faktor za celotno raziskovano obdobje na podlagi ocenjenih regresijskih koeficientov za posamezno časovno obdobje. Stopnja značilnosti regresijskih koeficientov se nato ugotovi s t-testom na podlagi povprečnih vrednosti regresijskih koeficientov. Opravila sem torej regresijo mesečnih donosnosti vseh

vklučenih delnic glede na pojasnjevalne spremenljivke, kot so to storili Fama in French (1992) in Lam (2002) in kot je Lam (2002) zapisal s formulo:

$$R_{it} = a + b_{1t} * CAPM \beta_t + b_{2t} * \ln(ME)_{it} + b_{3t} * \ln\left(\frac{BE_{it}}{ME_{it}}\right) + b_{4t} * \ln\left(\frac{A_{it}}{ME_{it}}\right) + b_{5t} * \ln\left(\frac{A_{it}}{BE_{it}}\right) + b_{6t} * \frac{E(+)_t}{P_{it}} + b_{7t} * \frac{E}{P} \text{ dummy} + e_{it} \quad (17)$$

kjer r_{it} predstavlja mesečno donosnost posamezne delnice, CAPM β_{it} predstavlja mero volatilitnosti oziroma systemskega tveganja, $\ln(ME_{it})$ predstavlja naravni logaritem velikosti (tržne kapitalizacije) podjetja, $\ln(BE_{it}/ME_{it})$ predstavlja naravni logaritem knjižne vrednosti kapitala glede na tržno, $\ln(A_{it}/BE_{it})$ predstavlja naravni logaritem sredstev podjetja glede na knjižno vrednost kapitala, $\ln(A_{it}/ME_{it})$ predstavlja naravni logaritem sredstev podjetja glede na tržno vrednost kapitala, $E(+)_t/P_{it}$ predstavlja pozitivni denarni tok glede na ceno delnice, E/P dummy je neprava spremenljivka, katere vrednost 1 pomeni negativen in 0 pomeni pozitiven poslovni izid, in e_{it} je napaka regresije. Vsi navedeni faktorji in njihova moč pojasnjevanja donosnosti so bili že opisani v točki 2.2.

Pri nekaterih kazalnikih so v analizo vključeni naravni logaritmi kazalnikov. Razlog za to, kot sta ga opredelila Fama in French (1992) je ta, da so predhodni testi dokazali, da naravni logaritmi bolje opisujejo razmerje med naštetimi kazalniki in donosnostjo. Prav tako pa uporaba naravnih logaritmov tudi omogoča lažjo interpretacijo pojasnjevalne moči donosnosti s kazalniki.

Izvedla sem regresije na podlagi 12 različnih modelov z vključenimi različnimi kombinacijami odvisnih spremenljivk, ki sem jih testirala s standardnim t testom, da sem pridobila informacijo o pojasnjevalnosti posamezne neodvisne spremenljivke. Regresije 12 različnih modelov sem izbrala po zgledu Fama in French (1992). Razlog za vključevanje več faktorjev v model je ta, da ni nujno, da le eden izmed faktorjev uspešno pojasnjuje donosnost, ampak da je lahko donosnost bolj uspešno pojasnjena z vključitvijo več faktorjev v model. Kot bom prikazala pri analizi rezultatov, so povezanosti med nekaterimi neodvisnimi spremenljivkami visoke. S hkratno vključitvijo teh spremenljivk želim preveriti, če je pojasnjevalna moč prve spremenljivke, ko je v model vključena kot edina neodvisna spremenljivka, le posledica visoke povezanosti z drugo spremenljivko, ki dobro pojasnjuje donosnost. Če je posledica pojasnjevalne moči prve spremenljivke le visoka povezanost z drugo, potem s hkratno vključitvijo obeh pojasnjevalna moč prve izgine. Fama in French (1992) sta ugotovila zelo visoko povezanost med CAPM beto in velikostjo podjetja. Zato sta za ugotavljanje povezanosti testirala bete različnih portfeljev, ustvarjenih na podlagi tržne kapitalizacije podjetja. Ugotovila sta, da je povezanost med beto in velikostjo podjetja zelo visoka in da, ko se v regresijo vključi še velikost podjetja, CAPM beta nima pojasnjevalne moči donosnosti. Na tem mestu bi rada omenila, da se sama nisem lotila podobne analize, ker je število podjetij, vključenih v mojo raziskavo prenizko, da bi bilo smiselno podjetja razdeljevati v skupine po velikosti. V njuni raziskavi se je tudi pokazalo, da donosnost najbolje pojasnjuje kombinacija velikosti podjetja in kazalnika BE/ME. Ko sta v model vključena skupaj s kazalnikoma E/P in kazalnikoma finančnega

vzvoda, se pojasnjevalna moč kazalnikov E/P in kazalnikov finančnega vzvoda zelo zniža. Tudi jaz sem v 12 različnih modelih vključevala vse našete faktorje hkrati, v različnih kombinacijah, in raziskala, če enako velja za preučevane borze.

3.3 Podatki in preučevano obdobje

Kot rečeno, so Ljubljanska, Budimpeška in Praška borza relativno majhne in nelikvidne borze. Število podjetij, vključenih na vsako izmed borz, je majhno, hkrati pa je za vse tri značilno, da največji delež letnega prometa na borzi predstavlja le skupek nekaj podjetij. Zato je že izhodiščni seznam podjetij kratek, seznam podjetij, vključenih v raziskavo, pa se je še skrajšal z izključitvijo nekaterih podjetij. Kriteriji za vključitev podjetij so opisani v nadaljevanju poglavja.

Da bi lahko primerjala računovodske podatke in posledično kazalnike, izračunane na podlagi teh kazalnikov, je najpomembnejši pogoj, da za vsa vključena podjetja veljajo enaka računovodska pravila, saj lahko uporaba različnih računovodskih pravil močno vpliva na računovodske kategorije. Na primer, na vrednost sredstev ima velik vpliv način amortizacije. Vrednost sredstva v nekem trenutku je razlika med nabavno vrednostjo sredstva in odpisano vrednostjo, ki pa pogosto ne predstavlja cene, po kateri bi se lahko zamenjalo sredstvo, oziroma tržne cene primerljivega sredstva. Prav tako računovodske odločitve lahko močno vplivajo na prikazan dobiček podjetja. Zato je leta 2002 Evropska Unija z Uredbo (ES) št. 1606/2002 sprejela odločitev, da morajo biti finančna poročila vseh podjetij, z delnicami katerih se trguje na borzah, v skladu z mednarodnimi računovodskimi standardi poročanja, v nadaljevanju MRSP (angl. *International Financial Reporting Standards*, skrajšano IFRS). MSRP so bili sprejeti zaradi želje po mednarodni primerljivosti računovodskih podatkov in so bili sprejeti s strani Odbora za mednarodne računovodske standarde (angl. *International Accounting Standards Board*, skrajšano IASB), s sedežem v Londonu. Računovodski izkazi vseh obravanih podjetij so torej primerljivi. V raziskavi sem upoštevala računovodske podatke iz konsolidiranih poročil podjetij, saj na donosnost delnice vplivajo tudi rezultati vseh odvisnih podjetij.

Kot preučevano obdobje sem zaradi uporabe MSRP sprva želela izbrati leta 2005–2016, ko so bili MRSP že v veljavi v vseh preučevanih državah. Vendar, z izbiro tega preučevanega obdobja bi se močno zmanjšalo razpoložljivo število preučevanih podjetij, zato sem se odločila za preučevanje krajšega obdobja, in sicer od junija leta 2009 do vključno junija 2017. Pri tem bi rada poudarila, da je svetovna gospodarska kriza, ki se je začela leta 2008, vplivala na vse tri raziskovane države. To pomeni, da bodo končni rezultati morda značilni le za raziskovano obdobje in bi bili drugačni, če bi kot preučevano obdobje izbrala drugačno obdobje.

Za analizo tega obdobja sem uporabila podatke iz finančnih poročil podjetij od let 2008 do 2016. Kazalnike, izračunane na podlagi računovodskih izkazov leta t-1 sem uporabila za

pojasnjevanje donosov od julija leta t do junija leta $t+1$. Razlog za takšno ujemanje je ta, da morajo biti računovodski izkazi že objavljeni in s tem računovodske informacije že znane v tistem mesecu, katerega donosnost pojasnjujejo. Podjetja v vseh preučevanih državah morajo imeti do julija že objavljene svoje izkaze, tako da predvidevam, da so julija informacije iz računovodskih poročil že znane. Torej, prvi kriterij za uvrstitev podjetij v raziskavo je bil **kotacija na preučevanih borzah od vključno januarja 2008 do vključno junija 2017**.

Drugi kriterij za vključitev v analizo je bil **kotiranje delnic podjetja le na eni izmed preučevanih borz**. Ker je cilj tega dela raziskovanje pojasnjevalne moči donosnosti z različnimi faktorji na treh določenih borzah; Ljubljanske, Praške in Budimpeške, sem izločila podjetja, katerih delnice so kotirale na več borzah hkrati. Ker bi rada preučila odnose med različnimi faktorji in donosnostjo le na navedenih treh borzah, bi bilo napačno za izračun kazalnikov v knjižno in tržno vrednost kapitala podjetja dodati še kapital delnic, ki kotirajo na drugi borzi. S tem bi nehote v raziskavo vnesli še preučevanje dogajanja na drugi borzi in dodali še dodatne spremenljivke, ki pojasnjujejo donosnost delnic teh podjetij, saj na ceno delnic na drugi borzi, ki je ne preučujem, lahko vpliva tudi na primer sprememba v delovanju ali likvidnosti kapitalskega trga ali pa celo sprememba makroekonomskih razmer v državi, kjer ima druga borza sedež. Hkrati pa bi z vključitvijo podjetij, katerih delnice kotirajo na več borzah, prišlo do težav pri izračunih nekaterih kazalnikov, kot na primer pri tržnem finančnem vzvodu. Določitev tržne vrednosti kapitala ne bi bila problematična, saj bi le pomnožili število delnic, s katerimi se lahko prosto trguje na preučevani borzi, s ceno delnice na tej borzi. Sredstva podjetja pa pripadajo vsem delničarjem, ne le delničarjem, ki imajo v lasti delnice, s katerimi se trguje na preučevani borzi. Zato bi bilo napačno za izračun tržnega finančnega vzvoda upoštevati celotna sredstva podjetja, saj bi bila s tem vrednost kazalnika previsoka. Enako bi se zgodilo pri izračunavanju kazalnika E/P. Vrednost kazalnika, ki bi jo dobili z upoštevanjem cene delnice, ki kotira na preučevani borzi, bi bila lahko občutno različna od tiste, ki bi jo dobili, če bi upoštevali ceno delnice, ki kotira na drugi borzi, sploh če bi bili ceni delnic na eni in drugi borzi močno različni.

Tretji kriterij, na podlagi katerega sem še izključila nekatera podjetja pa je **likvidnost delnic**. Likvidnost delnice močno vpliva na njeno ceno. Cene delnic, ki so manj likvidne, so bolj variabilne in v manjši meri odražajo »resnično« diskontirano prihodnjo vrednost podjetja na delnico. Zato sem iz svoje analize izključila vse nelikvidne delnice, njihovo likvidnost pa sem ugotavljala na podlagi več kriterijev: način trgovanja, pogostost trgovanja in delež delnic, s katerimi se prosto trguje na borzi.

Prvi dejavnik likvidnosti, na podlagi katerega sem izločila nekatera podjetja je bil način trgovanja z delnico. Borze na podlagi likvidnosti delnice razvrstijo v posamezen način trgovanja, neprekinjeno ali avkcijsko trgovanje, ki ju je Jermaniš (2014) definirala na naslednji način:

- neprekinjen način trgovanja je namenjen likvidnim vrednostnim papirjem in pomeni takojšnje sklepanje poslov. Tečaj se oblikuje na podlagi vsakokratne najboljše ponudbe in povpraševanja, določi pa ga tisto izvršeno naročilo, ki je bilo vneseno prvo,
- avkcijski način trgovanja pa je namenjen manj likvidnim vrednostnim papirjem. Avkcije se izvajajo enkrat dnevno, vsi posli pa se sklenejo v enem trenutku po istem (avkcijskem) tečaju.

V raziskavo sem torej vključila le podjetja, z delnicami katerih se trguje neprekinjeno. Na Ljubljanski borzi je delnic, s katerimi se trguje avkcijsko, kar nekaj, vsa ta podjetja pa so bila izključena. Podatke o načinu trgovanja na posamezni dan pa se zlahka pridobi z njihove spletne strani. Nasprotno pa se z delnicami na Praški in Budimpeški borzi trguje le neprekinjeno, zato na navedenih borzah na podlagi tega kriterija nisem izključila nobenega podjetja.

Naslednji dejavnik, ki odraža likvidnost delnice je pogostost trgovanja. Ker so borze, ki jih analiziram, manjše in manj likvidne, sem se odločila, da bom kot kriterij postavila, da se je moralo v preučevanem obdobju z delnico trgovati vsaj vsak mesec. Razlog je ta, da bom analizirala mesečne podatke o donosnosti delnic in indeksov, in se s tem kriterijem izognem problemu manjkajočih opazovanj.

Tabela 8: Seznam podjetij, vključenih v analizo, po borzah

Borza	Podjetje
Praška borza	O2 Czech Republic a.s.
	PHILLIP MORRIS ČR a.s.
	TOMA a.s.
	UNIPETROL, a.s.
Budimpeška borza	4IG Nyrt.
	ANY Nyrt.
	FHB Nyrt.
	KONZUM Nyrt.
	NUTEX Nyrt.
	OPIMUS group Nyrt.
	PANNERGY Nyrt.
	RABA Nyrt.
	RICHTER Gedeon Nyrt.
Ljubljanska borza	GORENJE d.d.
	INTEREUROPA d.d.
	LUKA KOPER d.d.
	PETROL d.d., Ljubljana
	SAVA RE, d.d.
	TELEKOM SLOVENIJE, d.d.
	ZAVAROVALNICA TRIGLAV, d.d.

Zadnji kriterij, na podlagi katerega sem še izključila nekaj podjetij pa je bil **delež delnic, s katerimi se prosto trguje na borzi** (angl. *Free float*), saj so delnice podjetij z nizkim deležem veliko manj likvidne. Vpliv tega deleža na likvidnost delnic je visok, zaradi česar vsi najpomembnejši svetovni indeksi, DJIA, S&P 500, FTSE in MSCI in drugi, prilagajajo uteži posameznih delnic temu deležu, da je reprezentativnost vseh dejansko dostopnih delnic na trgu bolj točna. Pogoji, da je bila delnica vključena v londonski indeks FTSE, je bil, da se lahko vsaj s 15 % delnic prosto trguje na borzi. 14.12.2011 so ta delež povečali s 15 % na 25 % z namenom povečevanja likvidnosti delnic (Ding & Zhong, 2016, str. 236–237).

Jaz sem v svojo raziskavo vključila le podjetja z minimalnim deležem delnic, s katerimi se prosto trguje, 15 %, saj bi se v nasprotnem primeru število preučevanih podjetij preveč zmanjšalo.

Po izključitvi podjetij na podlagi zgoraj navedenih dejavnikov sem pridobila spisek podjetij, na pogladi katerih bom izvedla raziskavo. Za analizo Praške borze bom uporabila kazalnike štirih podjetij, za analizo Budimpeške borze devetih podjetij in Ljubljanske borze sedmih podjetij. Število vključenih podjetij je za vse tri borze zelo majhno, kar je bilo tudi pričakovano, saj so borze zelo majhne in nelikvidne, na vseh treh pa večji del prometa borze predstavlja le promet z delnicami le nekaj najbolj prometnih podjetij. V spodnji tabeli je predstavljen seznam podjetij, vključenih v analizo.

Da bi lahko izvedla regresijo, sem morala še izračunati faktorje za vsa preučevana podjetja in sicer za vsako leto preučevanega obdobja. Podrobnosti izračunov donosnosti in posameznih faktorjev so predstavljene v nadaljevanju.

3.3.1 Izračun mesečnih donosnosti delnic

Da bi pridobila podatke o mesečnih donosnostih delnic in izbranih indeksov, sem najprej iz spletnih strani preučevanih borz pridobila podatke o cenah delnic in vrednostih indeksov konec vsakega meseca, v obdobju od junija 2009 do julija 2017, ki sem jih seveda prilagodila za cepitve delnic. Za izračun donosnosti se lahko uporabita dve enačbi (18) in (19).

$$r_t = \frac{(P_2 - P_1)}{P_1} \quad (18)$$

$$r_t = \ln\left(\frac{P_2}{P_1}\right) \quad (19)$$

kjer r_t predstavlja donosnost delnice v času t , P_2 predstavlja ceno delnice v času t_2 in P_1 ceno delnice v času t_1 .

Jaz sem mesečne donosnosti izračunala po enačbi (19), saj je v financah je takšen izračun donosnosti namreč širše uporabljan zaradi dveh razlogov:

1. če seštejemo donosnosti r_1 in r_2 , je seštevek natanko enak naravnemu logaritmu razmerja med P_2 iz časa t_2 in P_0 iz časa t_0 , kar lahko zapišem z enačbo (20). Ta odnos ne velja, če se donosnost izračuna po enačbi (18),

$$\ln\left(\frac{P_2}{P_0}\right) = \ln\left(\frac{P_1}{P_0}\right) + \ln\left(\frac{P_2}{P_1}\right) \quad (20)$$

kjer P_2 pomeni ceno delnice v času t_2 , P_1 ceno v času t_1 in P_0 ceno v času t_0 .

2. Izračun povprečne donosnosti za izračun donosnosti po enačbi (19) je bolj točen, kot z izračunom po enačbi (18). To pa zato, ker izračun povprečja za donosnosti, izračunane po enačbi (18) predpostavlja, da se denar investira posebej v vsakem obdobju, (log) pa predpostavlja, da se je investiralo na začetku celotnega preučevanega obdobja in je bil investiran skozi celotno obdobje.

Donosnosti nisem prilagajala za izplačane dividende, saj sta Bartholdy in Peare (2001) v svoji raziskavi ugotovila, da to na rezultate nima bistvenega vpliva. Raziskala sta različne indekse in odkrila, da povezanost med indeksi, ki vključujejo dividende, in indeksi, ki jih ne vključujejo, znaša 0,999.

3.3.2 Izračun faktorja beta iz modela CAPM

CAPM beta je mera tveganosti naložbe v modelu CAPM, ki predpostavlja, da tveganost podjetja izhaja iz doprinosa delnice k tveganju najbolj razpršenega portfelja. Mera doprinosa delnice k tveganju je v CAPM modelu beta, ki jo zapišemo z znakom »β«, in se izračuna kot razmerje med kovarianco delnice z tržnim portfeljem in varianco tržnega portfelja, po enačbi (3). β pa predstavlja tudi naklon regresije donosnosti delnice glede na donosnosti tržnega portfelja, zato sem jaz za pridobitev bet izvedla regresijo mesečnih donosnosti posamezne delnice glede na mesečne donosnosti indeksov, ki jih izračunavajo raziskovane borze, od julija 2009 do junija 2017. Za izračun bet slovenskih delnic sem uporabila indeks SBI TOP, za izračun bet čeških delnic sem uporabila indeks PX, za izračun bet madžarskih delnic pa sem uporabila indeks BUX.

Donosnosti delnic sem imela v tem trenutku že izračunane. Za regresijo sem torej potrebovala le še donosnosti tržnega portfelja, ki sem ga izračunala po enačbi (19). V CAPM modelu bi moral tržni portfelj zajemati vse obstoječe delnice. Ker seveda takšen portfelj ne obstaja, so raziskovalci v primerljivih raziskavah uporabili borzni indeks preučevane borze, kar sem storila tudi sama. Vendar, bi na tem mestu rada izpostavila pomembno pomanjkljivost omenjenih indeksov. Kot sem prikazala v poglavju 1.1 pri

predstavitvi preučevanih borz, indeksi Ljubljanske, Praške in Budimpeške borze vključujejo zelo majhno število delnic, saj je tudi število delnic, ki kotira na borzah majhno. Poleg tega pa je glavna slabost uporabe teh indeksov tudi ta, da v vseh treh indeksih dominira le nekaj podjetij; na Ljubljanski borzi dominirata 2 podjetji, na Praški borzi 3 in na Budimpeški 3. To lahko pripelje do vrednosti β teh podjetij, ki dominirajo indekse, enakih 1, kar pa najverjetneje ne bi veljalo, če bi bilo mogoče izračunati β za »pravi« tržni portfelj, kot je definiran v CAPM. Kljub temu pa sem v svoji raziskavi izračunala bete na podlagi lokalnih indeksov, saj je to najbolj pogosta izbira raziskovalcev, ki se lotevajo podobnih raziskav, ko so Fama in French (1992), Lam (2002), Dajčman (2013) in mnogo drugih.

Na podlagi izvedenih podatkov sem izvedla regresijo in dobila vrednosti β za vključene delnice. Tako izračunane CAPM bete sem uporabila za celotno preučevano obdobje, torej za regresijo mesečnih donosnosti od julija 2009 do junija 2017.

3.3.3 Izračun tržne kapitalizacije, ki meri velikosti podjetja

Kot napisano v točki 2.2.2, se tržna vrednost kapitala ali tržna kapitalizacija (angl. *Market Value of Equity*, v nadaljevanju ME) izračuna tako, da se pomnoži število delnic, ki so v danem trenutku na voljo za trgovanje s ceno delnice v tem trenutku.

Jaz sem v svoji analizi izračunala tržno vrednost kapitala za junij leta t , in ga uporabila za analizo mesečnih donosnosti od julija leta t do junija leta $t+1$. Razlog za izbiro tega obdobja je ta, da tržne kapitalizacije ni potrebno ujemati s knjigovodsko postavko, kot na primer pri kazalniku BE/ME, zato ni potrebno upoštevati donosnosti zadnjega trgovalne dne v poslovnem letu. Izbrana je torej zadnja mesečna donosnost pred obdobjem, na katerega se nanaša (od julija v letu t do junija leta $t+1$).

Cene delnic za junij let 2008 do 2016 sem že pridobila za izračun donosnosti. Iz računovodskih izkazov podjetij sem razbrala povprečno število delnic za vsako leto, kjer pa ti podatki niso bili na voljo, pa sem povprečno število delnic izračunala sama. To sem storila tako, da sem seštel število delnic konec leta $t-1$ s številom delnic leta t in delila z 2, kot je prikazano v enačbi (21), da sem pridobila oceno števila delnic v juniju.

$$\text{Junjsko število delnic} = \frac{\text{število delnic}_{t-1} + \text{število delnic}_t}{2} \quad (21)$$

Pomembno pri izračunu kazalnika je to, da se upošteva le delnice, s katerimi se lahko prosto trguje, kar pomeni, da se morajo od števila izdanih navadnih delnic odšteti delnice, odkupljene s strani podjetja. Podatek o tem kdaj je podjetje odkupovalo delnice je zapisan v letnem poročilu. Če jih je odkupovalo pred koncem junija leta t , sem jih upoštevala, v nasprotnem primeru sem jih upoštevala šele v letu $t+1$.

3.3.4 Izračun kazalnika razmerja med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala

Za izračun razmerja med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala po enačbi (5), sem morala najprej iz bilanc podjetij pridobiti podatke o knjigovodski vrednosti osnovnega kapitala, od katerega sem odštela kapital lastnih deležev in kapital prednostnih delnic, ki sem ju prav tako pridobila iz bilance stanja raziskovanih podjetij.

Tržno vrednost kapitala pa sem izračunala po enačbi (4), kjer sem upoštevala ceno delnice zadnjega trgovalnega dne istega leta, na katerega se nanaša knjigovodska vrednost kapitala. Namen tega je primerjava tržne in knjigovodske vrednosti kapitala v istem trenutku, saj je knjigovodska vrednost kapitala v bilanci stanja podana na zadnji dan leta. Informacijo o številu delnic konec leta pa sem pridobila iz letnih poročil podjetij. Kazalnike, izračunane na podlagi knjigovodske in tržne vrednosti konec leta $t-1$ sem uporabila za pojasnjevanje donosov od julija leta t do junija leta $t+1$.

3.3.5 Izračun kazalnika finančnega vzvoda

Finančni vzvod prikazuje strukturo financiranja podjetja. Kazalnika, ki sem ju izračunavala prikazujeta razmerje med sredstvi podjetja in kapitalom podjetja, po enačbah (7) in (8).

Višino celotnih sredstev sem pridobila iz bilance stanja podjetij. Kot knjigovodsko vrednost kapitala podjetja (v nadaljevanju BE) sem kot v poglavju 3.3.4 vzela osnovni kapital podjetja in odštela vrednost morebitnih lastnih deležev ter prednostnih delnic. Ker sem podatke pridobila iz računovodskih izkazov podjetij, podatki veljajo za zadnji dan vsakega leta. Zato sem tudi tako kot v poglavju 3.3.4 tržno vrednost kapitala izračunala za zadnji trgovalni dan leta. Kazalnike, izračunane na podlagi računovodskih izkazov leta $t-1$ sem uporabila za pojasnjevanje donosov od julija leta t do junija leta $t+1$.

Da bi pridobila boljši vpogled v razmerje med kazalnikom knjigovodske glede na tržno vrednost kapitala in donosnostjo, sem si pomagala tudi z analiziranjem tržnega in knjigovodskega finančnega vzvoda, kot sta to storila Fama in French (1992). Z uporabo naravnih logaritmov obeh finančnih vzvodov, velja razmerje med BE/ME in finančnim vzvodom, ki je zapisano v enačbi (22).

$$\ln\left(\frac{BE}{ME}\right) = \ln\left(\frac{A}{ME}\right) - \ln\left(\frac{A}{BE}\right) \quad (22)$$

Tako lahko interpretiramo povezavo med BE/ME in donosnostjo na dva načina. Prvi razlaga, da so donosnosti podjetij z višjim BE/ME višje zato, ker trg slabše ocenjuje prihodnjo uspešnost podjetja z nizkim BE/ME kot pa prihodnjo uspešno podjetja z višjim BE/ME. V tem primeru je visok BE/ME kazalnik pokazatelj podjetja v stiski, ki je bolj tvegano in zahteva višjo donosnost. Druga razlaga pa se nanaša na to, da imajo podjetja z visokim BE/ME veliko višji tržni finančni vzvod kot pa knjigovodski finančni vzvod. Na

trgu torej nizka cena delnice povzroči visok tržni finančni vzvod, saj trg slabo vrednoti prihodnjo uspešnost podjetja, kar privede do nizke cene delnice.

3.3.6 Izračun kazalnika poslovnega izida glede na ceno delnice

Kazalnik poslovnega izida glede na ceno delnice prikazuje koliko denarnih enot dobička/izgube na delnico podjetje ustvari na denarno enoto vloženo v podjetje (ceno delnice) in sem ga izračunala po enačbi (9).

V svoji raziskavi sem uporabila prilagojeni donos na delnico, v nadaljevanju DEPS (angl. *Diluted Earnings Per Share*), ki je prilagojen za zamenljive instrumente, torej prikazuje čisti dobiček na delnico, če bi se vsi zamenljivi instrumenti izkoristili. Ta kazalnik morajo podjetja prikazati v svojih letnih poročilih. Za izračun kazalnika sem vzela DEPS leta t in ceno delnice zadnjega trgovalnega dne v letu t , da se oba nanašata na enako obdobje.

Kot že razloženo v poglavju 2.2.5, sem kazalnike E/P izračunala le za obdobja, v katerih so imela podjetja pozitiven poslovni izid. Za podjetja z negativnim poslovnim izidom pa sem dodala še nepravo spremenljivko E/P dummy, katere vrednost 1 pomeni negativen poslovni izid in 0 pozitivnega.

Kazalnike, ki temeljijo na podlagi računovodskih izkazov leta $t-1$ sem uporabila za pojasnjevanje donosov od julija leta t do junija leta $t+1$.

4 ANALIZA REZULTATOV

4.1 Ljubljanska borza

Da bi pridobila informacijo o povezanosti med posameznimi neodvisnimi spremenljivkami, vključenimi v model, sem izračunala povezanosti med njimi, ki so povzete v Tabeli 9, izpis iz programa za statistično analizo, pa je priložen v Prilogi 1.

V Prilogi 1 pa so tudi izračunane vrednosti mere multikolinearnosti, imenovane Variančni inflacijski faktor (v nadaljevanju VIF), katerega vrednost 1 pomeni, da ni kolinearnosti. Kot je zapisal Pfajfar (2014), pa velja, da se vrednost VIF enaka 10 že smatra kot pokazatelj visoke multikolinearnosti. VIF na Ljubljanski borzi je zelo visok, celo višji od 1.000 za $\ln(\text{BE/ME})$, $\ln(\text{A/ME})$ in $\ln(\text{A/BE})$. Povezava med navedenimi faktorji je že bila opisana v poglavju 3.3.5 in zapisana v enačbi (22), ki pokaže, da je $\ln(\text{BE/ME})$ enak razliki med $\ln(\text{A/ME})$ in $\ln(\text{A/BE})$. Oba kazalnika finančnega vzvoda tako le na drug način prikažeta povezavo med BE/ME in donosnostjo. Prvi razlaga, da so donosnosti podjetij z višjim BE/ME višje zato, ker trg slabše ocenjuje prihodnjo uspešnost podjetja z nizkim BE/ME kot pa prihodnjo uspešno podjetja z višjim BE/ME. V tem primeru je visok

BE/ME kazalnik pokazatelj podjetja v stiski, ki je bolj tvegano in zahteva višjo donosnost. Druga razlaga pa se nanaša na to, da imajo podjetja z visokim BE/ME veliko višji tržni finančni vzvod kot pa knjigovodski finančni vzvod. Na trgu torej nizka cena delnice povzroči visok tržni finančni vzvod, saj trg slabo vrednoti prihodnjo uspešnost podjetja, kar privede do nizke cene delnice. Vsi trije faktorji zato niso nikoli hkrati vključeni v model, ampak sem z dvema kazalnikoma finančnega vzvoda le dodatno poskušala pojasniti odnos med donosnostjo in BE/ME.

Tabela 9: Povezanosti med spremenljivkami na podlagi podatkov delnic, ki kotirajo na Ljubljanski borzi

	Donosnost	CAPM beta	ln(ME)	ln(BE/ME)	ln(A/BE)	ln(A/ME)	E(+)/P	E/P dummy
Donosnost	1,000							
CAPM beta	0,0226	1,000						
ln(ME)	-0,0724	-0,4498*	1,000					
ln(BE/ME)	-0,0880*	0,3309*	-0,7898*	1,000				
ln(A/BE)	0,0029	-0,1599*	0,0621	-0,4716*	1,000			
ln(A/ME)	0,0988*	0,2312*	-0,8110*	0,7121*	0,2830*	1,000		
E(+)/P	0,0696	-0,1901*	0,2820*	-0,1859*	0,2039*	-0,0399	1,000	
E/P dummy	-0,0544	0,1339*	-0,3181*	0,2292*	-0,1258*	0,1498*	-0,6832*	1,000

Legenda: * Značilno pri 5 % stopnji značilnosti.

Kot je razvidno iz Tabele 9, je povezanost med nekaterimi spremenljivkami visoka, med nekaterimi pa je skoraj ni. Povezanost med donosnostjo in neodvisnimi spremenljivkami je zelo šibka in le za dve spremenljivki je statistično značilna pri 5 %. Kot že napisano v poglavju 3.2, sem se zaradi visoke povezanosti med nekaterimi neodvisnimi spremenljivkami odločila za izvedbo regresijskih analiz na podlagi 12 različnih modelov z različnimi kombinacijami vključenih neodvisnih spremenljivk, po zgledu Fame in Frencha (1992).

Zelo močna povezanost med neodvisnimi spremenljivkami ni prisotna. Močna negativna povezanost obstaja med velikostjo podjetja in razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, ki sta istočasno v regresijo vključena v 7. in 10. modelu, ter med velikostjo podjetja in tržnim finančnim vzvodom, ki sta istočasno v regresijo vključena v 8. in 11. modelu. Močna pozitivna povezanost pa obstaja med razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala in tržnim finančnim vzvodom. Kot sem omenila v poglavju 3.3.5, tržni in knjigovodski finančni vzvod le na drug način raziskujeta razmerje med kazalnikom knjigovodske glede na tržno vrednost kapitala, zato je regresijski model, ki vključuje vse tri faktorje nepotreben.

Srednje močna negativna povezanost obstaja med faktorjema CAPM beto in velikostjo podjetja, oba faktorja skupaj bosta v regresijo vključena v modelu 3, med knjigovodskim

Tabela 10: Povzetek rezultatov povprečnih regresijskih koeficientov, t in p vrednosti različnih regresijskih modelov za Ljubljansko borzo

Rezultati	CAPM beta	ln(ME)	ln(BE/ME)	ln(A/ME)	ln(A/BE)	E(+)/P	E/P dummy
(1)	0,0080368						
t	(0,37)						
p	(0,711)						
(2)		-0,00272					
t		(-0,51)					
p		(0,614)					
(3)	0,0037223	-0,00276					
t	(0,21)	(-0,68)					
p	(0,836)	(0,501)					
(4)			0,0013718				
t			(0,22)				
p			(0,824)				
(5)				0,002961	-0,00023		
t				(0,39)	(-0,05)		
p				(0,701)	(0,964)		
(6)						-0,20817	-0,012198
t						(-1,51)	(-0,58)
p						(0,135)	(0,566)
(7)		-0,00494	-0,00434				
t		(-0,78)	(-0,98)				
p		(0,435)	(0,329)				
(8)		-0,00434		-0,002352	0,002536		
t		(-0,56)		(-0,32)	(0,58)		
p		(0,58)		(0,75)	(0,562)		
(9)		-0,00049				-0,13229	-0,005798
t		(-0,11)				(-0,88)	(-0,29)
p		(0,914)				(0,38)	(0,776)
(10)		-0,02256	-0,039431			0,722357	0,0404368
t		(-1,91)	(-1,91)			(1,73)	(1,37)
p		(0,059)*	(0,059)*			(0,086)*	(0,175)
(11)		-0,07599		-0,123121	0,066186	2,453787	0,1240264
t		(-1,11)		(-1)	(0,55)	(1,06)	(1,03)
p		(0,269)		(0,319)	(0,586)	(0,292)	(0,308)
(12)			0,00145			-0,09162	-0,0083361
t			(0,26)			(-0,6)	(-0,39)
p			(0,793)			(0,549)	(0,699)

Legenda: * Regresijski koeficient statistično značilen pri 10 % stopnji značilnosti.

** Regresijski koeficient statistično značilen pri 5 % stopnji značilnosti.

finančnim vzvodom in razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala ter med velikostjo podjetja in E/P dummy, ki sem ju istočasno v regresijo vključila v modelih 9, 10 in 11. Iz tabele 9 je razvidna tudi srednje močna negativna povezanost med E(+)/P in E/P dummy, vendar ker gre v tem primeru za nepravo spremenljivko, je potrebno biti pri razlagi bolj previden. Kot napisano v poglavju 2.2.5, se E(+)/P se navezuje le na podjetja, ki imajo v določenem obdobju dobiček, in je njegova vrednost za podjetja z izgubo enaka 0, E/P dummy pa se navezuje na podjetja z izgubo, in ima za podjetja z dobičkom vrednost 0, zato je takšna povezanost med njima pričakovana. Pomembno je predvsem to, da povezanost ni preblizu -1, saj bi s tem padli v past nepravilnih spremenljivk. Srednje močna pozitivna povezanost obstaja med CAPM beto in razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, med vsemi preostalimi kazalniki pa je povezanost šibka ali zelo šibka. Kljub temu, da je povezanost med $\ln(BE/ME)$ ter kazalnikoma poslovnega izida glede na ceno delnice šibka, sem jih vključila v model 12, da bi preverila, če na Ljubljanski borzi velja ugotovitev Fama in Frencha (1992), da kazalnika poslovnega izida glede na ceno delnice slabše razlagata donosnost, ko se v model vključi še faktor $\ln(BE/ME)$.

Na podlagi pridobljenih podatkov iz Ljubljanske borze sem torej izvedla regresijske analize, ki sta jih predlagala Fama in Macbeth (1973), na podlagi 12 različnih modelov. Srednje vrednosti posameznih spremenljivk so predstavljene v Prilogi 2. Izvedenih je bilo 96 mesečnih opazovanj, rezultati regresijske analize Ljubljanske borze pa so predstavljeni v Prilogi 3 in povzeti v Tabeli 10.

4.1.1 Pojasnjevanje donosnosti delnic s faktorjem beta iz modela CAPM na Ljubljanski borzi

Kot je razvidno iz tabele, je prva regresija, ki sem jo izvedla, preverjala pojasnjevalno moč CAPM bete na donosnost. Regresijski koeficient CAPM beta ima vrednost 0,0049669 s P vrednostjo 0,944. Povezanost med donosnostjo in CAPM beto in donosnostjo ni statistično značilna, kar kaže visoka vrednost P. Zato na podlagi podatkov, pridobljenih z regresijo ne morem zavrniti ničelne domneve, da je koeficient CAPM beta enak 0, ko je v regresijo vključena samo CAPM beta.

Da bi preverila, če CAPM beta bolje pojasnjuje donosnost, če v model kot neodvisno spremenljivko vključimo še velikost podjetja, merjeno kot naravni logaritem tržne kapitalizacije, $\ln(ME)$, sem izvedla še tretjo regresijo. Regresijski koeficient CAPM bete znaša 0,0037223 s P vrednostjo 0,836. Kot pričakovano, tudi z vključitvijo $\ln(ME)$ v regresijo, CAPM beta nič bolje ne pojasnjuje donosnosti. Na podlagi izvedenih analiz torej ne morem zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient CAPM bete enak 0 in da CAPM beta pojasnjuje donosnost. To spoznanje se ujema s spoznanji raziskovalcev Fama in Frencha (1992) in Davisa (1994), ki sta to ugotovila za ameriški trg, ter Dajčman et al. (2011), ki so ugotovili, da na podlagi podatkov od leta 2002 do leta 2009 ni mogoče trditi, da ima CAPM beta pojasnjevalno moč donosnosti na Ljubljanski borzi.

4.1.2 Pojasnjevanje donosnosti delnic z velikostjo podjetja na Ljubljanski borzi

Druga regresija, ki sem jo izvedla je preverjala odnos med velikostjo podjetja, merjeno s tržno kapitalizacijo, in donosnostjo. Regresijski koeficient b ima vrednost $-0,00272$, vendar, vrednost P znaša $0,614$, zaradi česar ne morem zavrniti ničelne domneve, da je koeficient logaritma tržne kapitalizacije podjetij enak 0 . Da bi preverila, če velikost podjetja bolje pojasnjuje donosnost, če so v regresijo vključene še druge neodvisne spremenljivke, sem izvedla še nekaj regresij z dodanimi različnimi kombinacijami neodvisnih spremenljivk.

V tretji regresiji sem kot neodvisno spremenljivko dodala CAPM beto. Regresijski koeficient $\ln(ME)$ znaša $-0,0049669$ s P vrednostjo $0,944$. Ker je vrednost P veliko višja od $0,05$, lahko sklepamo, da je regresijski koeficient tudi z vključitvijo CAPM bete v regresijo statistično neznačilen in ne morem trditi, da pojasnjuje donosnost.

Enako se je pokazalo v sedmi regresiji, kjer sem v analizo vključila poleg velikosti podjetja še knjigovodsko vrednost kapitala glede na tržno vrednost kapitala, $\ln(BE/ME)$. Regresijski koeficient kazalnika $\ln(ME)$ je $-0,00494$ s P vrednostjo $0,435$, kar pomeni da se tudi z vključitvijo $\ln(BE/ME)$ pojasnjevalna moč velikosti podjetja na donosnost ne poveča.

V osmi regresiji sem poleg velikosti podjetja, v regresijo vključila še finančni vzvod, merjen z dvema kazalnikoma, razmerje med sredstvi podjetja in tržno kapitalizacijo, $\ln(A/ME)$, ter razmerje med sredstvi podjetja in knjigovodsko vrednostjo kapitala, $\ln(A/BE)$. Vrednost regresijskega koeficienta je $-0,00434$ s P vrednostjo $0,58$. Ker je P vrednost regresijskega koeficienta velikosti podjetja tudi tu občutno višja od $0,05$, sem ugotovila, da tudi z vključitvijo kazalnikov finančnega vzvoda ne morem trditi, da velikost podjetja pojasnjuje donosnost.

V deveti regresiji sem poleg velikosti dodala v regresijo še poslovni izid glede na ceno delnice, merjen z dvema faktorjema, $E(+)/P$ in E/P dummy. $\ln(ME)$ ima b koeficient $-0,00049$ s P vrednostjo $0,914$. Tako visoka P vrednost pomeni, da tudi z vključitvijo faktorjev $E(+)/P$ in E/P dummy ne morem zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient velikost podjetja enak 0 .

V deseto regresijo sem vključila poleg velikosti podjetja še razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala ter poslovni izid glede na ceno delnice. Regresijski koeficient faktorja $\ln(ME)$ znaša $-0,02256$ z vrednostjo P $0,059$, kar pomeni da je tudi z vključitvijo več faktorjev v regresijo pri upoštevanju 5% stopnje značilnosti regresijski koeficient velikosti podjetja še vedno statistično neznačilen. Vendar, P vrednost je zelo blizu 5% , zato bi rada poudarila, da bi pri upoštevanju 10% stopnje značilnosti postal regresijski koeficient $\ln(ME)$ statistično značilen. To torej pomeni, da pri 10% stopnji značilnosti

lahko potrdim, da pri regresiji v katero so vključeni vsi 4 faktorji, $\ln(\text{ME})$, $\ln(\text{BE}/\text{ME})$, $\text{E}(+)/\text{P}$ in E/P dummy, velikost podjetja uspešno pojasnjuje donosnost. Povprečni naklon velikosti podjetja je v tem modelu negativen, kar pomeni, da imajo večja podjetja v povprečju manjše donosnosti in obratno. To se sklada z ugotovitvami Banza (1981), Reinganuma (1981), Blumeja in Stambauga (1983), Fame in Frencha (1992) ter številnih drugih.

V enajsto regresijo pa sem poleg velikosti vključila še faktorje $\ln(\text{A}/\text{ME})$, $\ln(\text{A}/\text{BE})$, $\text{E}(+)/\text{P}$ in E/P dummy. Kljub vključitvi več faktorjev v regresijo, velikost podjetja ne pojasnjuje boljše donosnosti, saj ima pri regresijskem koeficientu $-0,07559$ P vrednost $0,269$.

Ugotavljam, da pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti, ki je najširše uporabljana meja značilnosti v statistični analizi, ni mogoče zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient velikosti podjetja, izražene kot $\ln(\text{ME})$, enak 0. Pri tej stopnji značilnosti torej ne morem trditi, da velikost podjetja dobro pojasnjuje donosnost, kot so to dokazali zgoraj našteti avtorji. Pri višji stopnji značilnosti, 10 %, pa se pokaže, da obstaja šibka negativna povezanost med donosnostjo in velikostjo podjetja, ko so v model vključeni še razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala ter poslovni izid glede na ceno delnice. V vseh preostalih primerih, ko je v model vključena le velikost podjetja, ali pri preostalih kombinacijah faktorjev, pa tudi pri stopnji značilnosti 10 % $\ln(\text{ME})$ ni statistično značilen. Ugotovitev negativne povezanosti, ko so v model vključeni še razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala ter poslovni izid glede na ceno delnice, se sklada z ugotovitvami mnogih že omenjenih avtorjev, vendar bi na tem mestu rada poudarila, da to velja le pri tej kombinaciji vključenih faktorjev in pri visoki stopnji značilnosti, 10 %. Zato lahko le deloma potrdim povezanost med velikostjo podjetja in donosnostjo na slovenskem kapitalskem trgu.

4.1.3 Pojasnjevanje donosnosti delnic z razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala na Ljubljanski borzi

Naslednje, kar sem preverila, je bila povezanost med donosnostjo in razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, $\ln(\text{BE}/\text{ME})$. V četrto regresijsko analizo sem vključila kot neodvisno spremenljivko le $\ln(\text{BE}/\text{ME})$. Regresijski koeficient znaša $0,0013718$ in ima P vrednost $0,824$. Na podlagi tako visoke P vrednosti ne morem zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient enak 0.

Sledila je analiza, v katero sem poleg $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ vključila kot neodvisno spremenljivko še $\ln(\text{ME})$. Glede na to, da sta bila regresijska koeficienta v regresijah, kjer sta se kazalnika analizirala posamično, statistično neznačilna, z zelo visokimi P vrednostmi, tudi tukaj pričakujem, da ne bosta statistično značilna. Kot sem že ugotovila, je tudi tu vrednost P faktorja $\ln(\text{ME})$ zelo visoka. Regresijski koeficient kazalnika $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ pa je $-0,00434$ s P

vrednostjo 0,329. Torej tudi z vključitvijo obeh kazalnikov, se pojasnjevalna moč $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ ne poveča.

V deseto regresijo sem vključila poleg $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ še velikost podjetja ter poslovni izid glede na ceno delnice. Regresijski koeficient faktorja $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ znaša -0,039431 z vrednostjo P 0,059, kar pomeni da je tudi z vključitvijo več faktorjev v regresijo pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti regresijski koeficient velikosti podjetja še vedno statistično neznačilen. Vendar, tako kot za $\ln(\text{ME})$, je tudi za $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ P vrednost zelo blizu 5 %. Pri upoštevanju 10 % stopnje značilnosti regresijski koeficient $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ postane statistično značilen. To torej pomeni, da pri 10 % stopnji značilnosti lahko potrdim, da pri regresiji v katero so vključeni zgoraj navedeni faktorji, razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala uspešno pojasnjuje donosnost. Povezanost je šibko negativna. Vendar se negativna povezanost ne sklada z dosedanjimi ugotovitvami avtorjev Chan et al. (1991), Fama in French (1992), Rosenberg et al. (1985) in številnih že prej omenjenih avtorjev. Če pogledam regresijski koeficient $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ v četrti regresiji, v katero je bil $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ vključen kot edini faktor, vidim, da je sicer statistično neznačilen, vendar pozitiven. V deseti regresiji pa se mu predznak spremeni zaradi močne negativne povezanosti z velikostjo podjetja, kot je razvidno iz Tabele 9, saj velja, da imajo večja podjetja nižji kazalnik BE/ME in obratno.

V zadnjo regresijo pa sem vključila faktorje $\ln(\text{BE}/\text{ME})$, E(+)/P in E/P dummy. Regresijski koeficient $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ je 0,00145, s P vrednostjo 0,793. Kot kaže visoka P vrednost, tudi z vključitvijo obeh kazalnikov poslovnega izida glede na ceno delnice, $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ ne pojasnjuje dobro donosnosti.

Tako kot pri velikosti podjetja, tudi pri $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti, ni mogoče zavrnilo ničelne domneve, da je regresijski koeficient $\ln(\text{BE}/\text{ME})$, enak 0. Pri tej stopnji značilnosti torej ne morem trditi, da razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala dobro pojasnjuje donosnost, kot so to dokazali zgoraj omenjeni avtorji. Pri višji stopnji značilnosti, 10 %, pa se pokaže, da ima $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ šibko negativno povezanost z donosnostjo, če so v model vključeni še velikost podjetja ter poslovni izid glede na ceno delnice. V vseh preostalih primerih, ko je v model vključen $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ kot edini faktor, ali pri preostalih kombinacijah faktorjev, pa tudi pri stopnji značilnosti 10 % $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ ni statistično značilen. Ker razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala statistično značilno pojasnjuje donosnost le pri visoki stopnji statistične značilnosti 10 % in samo, ko so v model vključena še velikost podjetja in poslovni izid glede na ceno delnice, lahko le deloma potrdim povezanost med kazalnikom BE/ME in donosnostjo na slovenskem kapitalnem trgu.

4.1.4 Pojasnjevanje donosnosti delnic s finančnim vzvodom podjetja na Ljubljanski borzi

Kot že rečeno, sem v svoji raziskavi uporabila dva kazalnika za preverjanje povezanosti med finančnim vzvodom in donosnostjo: razmerje med sredstvi in tržno vrednostjo kapitala, $\ln(A/ME)$ in razmerje med sredstvi in knjigovodsko vrednostjo kapitala, $\ln(A/BE)$. V peti regresijski analizi sem zato analizirala odnos med obema kazalnikoma finančnega vzvoda in donosnostjo. Vrednost regresijskega koeficienta $\ln(A/ME)$ je 0,002961, s P vrednostjo 0,701 in vrednost regresijskega koeficienta $\ln(A/BE)$ je -0,00023 s P vrednostjo 0,964. Ker sta vrednosti P mnogo višji od 0,05, ne morem zavrniti ničelne domneve, da sta regresijska koeficienta enaka 0.

Tudi za preučitev povezanosti finančnega vzvoda in donosnosti sem izvedla več regresij, v katere sem vključila še nekatere druge neodvisne spremenljivke. Kot že omenjeno pri velikosti podjetja, sem v osmi regresiji poleg obeh kazalnikov finančnega vzvoda dodala v regresijo še $\ln(ME)$, ki je tudi tu statistično neznačilna. Vsi trije kazalniki so bili tudi že analizirani posamično in bili statistično neznačilni. Vrednosti regresijskih koeficientov finančnega vzvoda pa so sledeče: za $\ln(A/ME)$ -0,002352 s P 0,75 in za $\ln(A/BE)$ 0,002536 s P vrednostjo 0,562. Obe P vrednosti sta zelo visoki, zato tudi z vključitvijo treh faktorjev, nobeden izmed vključenih faktorjev ne pojasnjuje dobro donosnosti.

V enajsto regresijo pa sem poleg finančnega vzvoda vključila še velikost podjetja in oba kazalnika poslovnega izida glede na ceno delnice. Regresijski koeficient $\ln(A/ME)$ znaša -0,123121 s P vrednostjo 0,319 in $\ln(A/BE)$ 0,066186 s P vrednostjo 0,586). Tako kot pri vseh preteklih regresijah torej tudi tu sem ugotovila, da sta P vrednosti regresijskih koeficientov previsoki, zato na podlagi izvedenih analiz torej ne morem zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient $\ln(A/ME)$ in $\ln(A/BE)$ enak 0 in da finančni vzvod pojasnjuje donosnost. To spoznanje se ne ujema z dosedanjimi ugotovitvami raziskovalcev Bhandrija (1999) ter Lama (2002).

4.1.5 Pojasnjevanje donosnosti delnic s poslovnim izidom glede na ceno delnice na Ljubljanski borzi

Tako kot finančni vzvod, sem tudi povezanost med poslovnim izidom glede na ceno delnice in donosnostjo merila z dvema kazalnikoma, dobiček glede na ceno delnice, $E(+)/P$ in nepravo spremenljivko E/P dummy, ki ima vrednost 0 za podjetja s pozitivnim poslovnim izidom in vrednost 1 za podjetja z negativnim. V šesti regresiji sem v model vključila le ti dve spremenljivki in ugotovila, da regresijski koeficient $E(+)/P$ znaša -0,20817 s P vrednostjo 0,135 in regresijski koeficient E/P dummy-ja -0,012198 s P vrednostjo 0,566. Ker sta P vrednosti mnogo višji od 0,05, ne morem zavrniti ničelne domneve, da sta regresijska koeficienta enaka 0.

Ker sta bila regresijska koeficienta obeh kazalnikov statistično neznačilna, sem preverila še, če lahko donosnost bolje pojasnita v primeru, da so v model vključeni še preostali faktorji. V deveti regresiji sem poleg poslovnega izida glede na ceno delnice dodala še tržno kapitalizacijo in kot sem že omenila pri tržni kapitalizaciji, tudi v tej regresiji ni bila statistično značilna. Kot že ugotovljeno, regresijski koeficienti analiz, v katere so bili vključeni faktorji posamezno, niso bili statistično značilni z zelo visokimi vrednostmi P. V tej regresiji ima E(+)/P regresijski koeficient -0,13229 s P vrednostjo 0,38 in E/P dummy regresijski koeficient -0,005798 s P vrednostjo 0,776. Tudi z vključitvijo tržne kapitalizacije zato ne morem zavrniti ničelne domneve, da je kateri izmed regresijskih koeficientov E(+)/P ali E/P dummy enak 0.

V deseto regresijo sem vključila poleg poslovnega izida glede na ceno delnice še velikost podjetja in razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala. Regresijski koeficient faktorja E(+)/P znaša 0,722357 s P vrednostjo 0,086 in b koeficient faktorja E/P dummy znaša 0,0404368 s P vrednostjo 0,175. Torej, tudi z vključitvijo več faktorjev v regresijo pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti sta regresijska koeficienta E(+)/P in E/P dummy še vedno statistično neznačilna. Vendar, tako kot pri $\ln(\text{ME})$ in $\ln(\text{BE}/\text{ME})$, postane pri upoštevanju 10 % stopnje značilnosti regresijski koeficient E(+)/P statistično značilen, kar pa ne velja za E/P dummy. To torej pomeni, da pri 10 % stopnji značilnosti lahko potrdim, da kazalnik E/P dobro pojasnjuje donosnost, vendar le za podjetja, ki imajo pozitiven poslovni izid v določenem obdobju. Odnos med E(+)/P in donosnostjo je rahlo pozitiven, kar pomeni, da imajo podjetja z višjim E/P višje donosnosti.

Že pri $\ln(\text{ME})$ in $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ smo ugotovili, da sta v isti regresiji tudi njuna povprečna naklona statistično značilna pri 10 % stopnji značilnosti. Ker sta T in P $\ln(\text{ME})$ in $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ višji od T in P vrednosti regresijskega koeficient E(+)/P, lahko trdim, da $\ln(\text{ME})$ in $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ bolje pojasnjujeta donosnost kot E(+)/P. Slabo pa donosnost pojasnjujejo podjetja z negativnim poslovnim izidom glede na ceno delnice, saj je tudi pri 10 % stopnje značilnosti regresijski koeficient E/P dummy-j statistično neznačilen.

V enajsto regresijo pa sem poleg kazalnikov poslovnega izida glede na ceno delnice vključila še velikost podjetja in finančni vzvod. Kot že ugotovljeno, sta regresijska koeficienta zadnjih dveh statistično neznačilna. To velja tudi za E(+)/P in E/P dummy, saj znaša regresijski koeficient E(+)/P 2,453787 s P vrednostjo 0,292 in E/P dummy-ja 0,1240264 s P vrednostjo 0,308.

V zadnjo regresijo pa sem vključila faktorje $\ln(\text{BE}/\text{ME})$, E(+)/P in E/P dummy. Kot že napisano, je regresijski koeficient $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ statistično neznačilen. Regresijski koeficient E(+)/P znaša -0,09162 s P vrednostjo 0,549 in E/P dummy-ja -0,0083361 s P vrednostjo 0,699. Ker sta vrednosti P mnogo višji od 0,05, sem ugotovila, da tudi ta kombinacija neodvisnih spremenljivk ne pojasni bolje donosnosti, zato ne morem zavrniti ničelne domneve, da so b koeficienti vključenih faktorjev enaki 0.

Tako kot pri velikosti podjetja in $\ln(\text{BE/ME})$ pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti, ni mogoče zavrniti ničelne domneve, da sta regresijska koeficienta obeh kazalnikov E/P, enaka 0. Pri tej stopnji značilnosti torej ne morem trditi, da razmerje med poslovnim izidom in cene delnice dobro pojasnjuje donosnost, kot so to dokazali avtorji Basu (1977), Chan et al. (1991), Fama in French (1992, 1993, 1996) in številni drugi. Pri višji stopnji značilnosti, 10 %, pa se pokaže, da ima kazalnik E/P šibko povezanost z donosnostjo, če so v model vključeni še velikost podjetja ter knjigovodska glede na tržno vrednost kapitala, vendar le za podjetja s pozitivnih poslovnim izidom. V vseh preostalih primerih, ko sta v model vključena E(+)/P in E/P dummy kot edina faktorja, ali pri preostalih kombinacijah faktorjev, pa tudi pri stopnji značilnosti 10 % kazalnik E/P ni statistično značilen. Ugotovitev pozitivne povezanosti, ko so v model vključeni še razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala ter poslovni izid glede na ceno delnice, se sklada z ugotovitvami mnogih že omenjenih avtorjev, vendar bi na tem mestu rada poudarila, da to velja le pri tej kombinaciji vključenih faktorjev in pri visoki stopnji značilnosti, 10 %. Zato lahko le deloma potrdim povezanost med kazalnikom E/P in donosnostjo na slovenskem kapitalskem trgu.

4.2 Praška borza

Povezanosti med vključenimi spremenljivkami, vključenimi v model, so za češki kapitalski trg nekoliko drugačne kot za slovenski. Povezanosti med spremenljivkami so povzete v Tabeli 11, izpis iz programa za statistično analizo, pa je priložen v Prilogi 4.

Tabela 11: Povezanosti med spremenljivkami na podlagi podatkov delnic, ki kotirajo na Praški borzi

	Donosnost	CAPM beta	$\ln(\text{ME})$	$\ln(\text{BE/ME})$	$\ln(\text{A/BE})$	$\ln(\text{A/ME})$	E(+)/P	E/P dummy
Donosnost	1,0000							
CAPM beta	0,0022	1,0000						
$\ln(\text{ME})$	-0,0686	-0,4202*	1,0000					
$\ln(\text{BE/ME})$	0,0242	0,7510*	-0,6528*	1,0000				
$\ln(\text{A/BE})$	0,0030	-0,8467*	0,3496*	-0,8913*	1,0000			
$\ln(\text{A/ME})$	0,0140	0,6022*	-0,6452*	0,8360*	-0,6517*	1,0000		
E(+)/P	0,0030	-0,0929	0,0099	-0,1899*	0,1890*	-0,1972*	1,0000	
E/P dummy	-0,0426	-0,0522	0,1982*	0,2195*	-0,2087*	0,1983*	-0,5593*	1,0000

Legenda: * Značilno pri 5 % stopnji značilnosti.

V Prilogi 1 pa so tudi izračunane vrednosti mere multikolinearnosti, VIF. VIF je na Praški borzi višji od 10 za $\ln(\text{BE/ME})$ in $\ln(\text{A/BE})$. Povezava med navedenima faktorjema je že bila opisana v poglavju 3.3.5 in ponovno razložena v poglavju 4.1. Kot že razloženo, faktorja v nobenem izmed modelov nista hkrati vključena v regresijo.

Tabela 12: Povzetek rezultatov povprečnih regresijskih koeficientov, t in p vrednosti različnih regresijskih modelov za Praško borzo

Rezultati	CAPM beta	ln(ME)	ln(BE/ME)	ln(A/ME)	ln(A/BE)	E(+)/P	E/P dummy
(1)	0,0010973						
t	(0,05)						
P	(0,961)						
(2)		-0,00225					
t		(-0,67)					
P		(0,502)					
(3)	-0,0070367	0,000721					
t	(-0,27)	(0,14)					
P	(0,789)	(0,891)					
(4)			0,0021223				
t			(0,48)				
P			(0,633)				
(5)				0,00412	0,006417		
t				(0,27)	(0,27)		
P				(0,791)	(0,784)		
(6)						-0,39678	-0,0299452
t						(-1,11)	(-1,06)
P						(0,269)	(0,294)
(7)		-0,00225	-0,001759				
t		(-0,57)	(-0,39)				
P		(0,57)	(0,698)				
(8)		-0,00367		-0,007755	-0,00071		
t		(-0,58)		(-0,28)	(-0,02)		
P		(0,56)		(0,778)	(0,983)		
(9)		-0,01787				0,091402	0,0087474
t		(-0,74)				(0,07)	(0,09)
P		(0,463)				(0,944)	(0,927)
(10)		0,001808	0,0019176			-0,13425	-0,0097055
t		(0,21)	(0,19)			(-1,5)	(-0,54)
P		(0,836)	(0,851)			(0,138)	(0,589)
(11)		0,0022		0,010118	0,016064	-0,01204	-0,0120437
t		(0,29)		(0,53)	(0,68)	(-0,65)	(-0,65)
P		(0,774)		(0,601)	(0,498)	(0,515)	(0,515)
(12)			-0,036887			-3,27679	-0,1883138
t			(-1,47)			(-1,82)	(-1,81)
P			(0,146)			(0,072)*	(0,074)*

Legenda: * Regresijski koeficient statistično značilen pri 10 % stopnji značilnosti.

** Regresijski koeficient statistično značilen pri 5 % stopnji značilnosti.

Kot je razvidno iz Tabele 12, je tudi na Praški borzi povezanost med donosnostjo in posameznimi neodvisnimi spremenljivkami zelo šibka in ni statistično značilna pri 5 %. Zelo močna povezanost med neodvisnimi spremenljivkami tudi na češkem kapitalskem trgu ni prisotna. Obstaja pa močna pozitivna povezanost med razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala in CAPM beto ter močno negativna med knjigovodskim finančnim vzvodom in CAPM beto. Na tem mestu bi omenila, da sem CAPM beto analizirala le skupaj z velikostjo podjetja, saj je bila ta povezanost že dokazana (Fama & French, 1992; Lam, 2002). Kot bo prikazano v nadaljevanju, je bila CAPM beta močno statistično neznačilna, zato analize z dodatnim vključevanjem dodatnih faktorjev nisem nadaljevala. Kot pričakovano, močna pozitivna povezanost obstaja tudi med razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala in tržnim finančnim vzvodom, ter močno negativna med knjigovodskim finančnim vzvodom in razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, saj kot rečeno $\ln(A/ME)$ in $\ln(A/BE)$ le dodatno raziščeta pojasnjevalno moč donosnosti z $\ln(BE/ME)$. Srednje močna pozitivna povezanost obstaja med tržnim finančnim vzvodom in CAPM beto ter velikostjo podjetja in knjigovodskim finančnim vzvodom, ki sem ju skupaj vključila v regresijske modele 8 in 11

Srednje močna negativna povezanost pa obstaja med faktorjema CAPM beta in velikostjo podjetja, ki bosta skupaj vključeni v model 3, med velikostjo podjetja in razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, ki sta skupaj vključena v modela 7 in 10, med tržnim finančnim vzvodom in velikostjo podjetja, ter med tržnim in knjigovodskim finančnim vzvodom. Kot pričakovano je tudi na Praški borzi srednje močna negativna povezanost med $E(+)/P$ in E/P dummy.

Kljub temu, da je povezanost med velikostjo podjetja in kazalnikoma poslovnega izida glede na ceno delnice šibka, sem tudi za Praško borzo izvedla regresiji na podlagi modelov 9 in 10, da so na vseh trgih izvedene iste regresije, za lažjo preglednost in primerjavo med trgi. Kot za Ljubljansko borzo, sem tudi tu izvedla regresijo na podlagi modela 12, kljub šibki povezanosti med $\ln(BE/ME)$ ter kazalnikoma poslovnega izida glede na ceno delnice. Srednje vrednosti so predstavljene v Prilogi 5, rezultati regresijske analize, ki jo predlagata Fama in Macbeth (1973), na podlagi 96 mesečnih opazovanj za Praško borzo pa so predstavljeni v Prilogi 6 in povzeti v Tabeli 12.

Vrednost regresijskih koeficientov in pripadajoče T in P vrednosti so podrobneje predstavljene in razložene po posameznih faktorjih v poglavjih od 4.2.1 do 4.2.5.

4.2.1 Pojasnjevanje donosnosti delnic s faktorjem beta iz modela CAPM na Praški borzi

Prva regresija, ki sem jo izvedla, je preverjala pojasnjevalno moč CAPM bete na donosnost. Regresijski koeficient CAPM beta ima vrednost 0,0010973 s P vrednostjo 0,961. Povezanost med donosnostjo in CAPM beto in donosnostjo ni statistično značilna,

kot je razvidno iz visoke vrednosti P. Zato na podlagi podatkov, pridobljenih z regresijo ne morem zavrniti ničelne domneve, da je koeficient CAPM beta enak 0, ko je v regresijo vključena samo CAPM beta.

Da bi preverila, če CAPM beta bolje pojasnjuje donosnost, če so v regresijo vključene še druge neodvisne spremenljivke, sem v tretji regresiji dodala kot neodvisno spremenljivko še velikost podjetja, merjeno kot naravni logaritem tržne kapitalizacije, $\ln(\text{ME})$. Regresijski koeficient CAPM bete znaša -0,0070367 s P vrednostjo 0,789. Kot pričakovano, tudi z vključitvijo $\ln(\text{ME})$ v regresijo, CAPM beta nič bolje ne pojasnjuje donosnosti. Na podlagi izvedenih analiz torej ne morem zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient CAPM bete enak 0 in da CAPM beta pojasnjuje donosnost. To spoznanje se ujema s spoznanji raziskovalcev Fame in Frecha (1992) in Davisa (1994), ki sta to ugotovila za ameriški trg, ter Borysove (2011) Dajčman et al. (2011), ki so ugotovili, da na podlagi podatkov od leta 2007 do leta 2010 ni mogoče trditi, da ima CAPM beta pojasnjevalno moč donosnosti na Praški borzi.

4.2.2 Pojasnjevanje donosnosti delnic z velikostjo podjetja na Praški borzi

Druga regresija, ki sem jo izvedla je preverjala odnos med velikostjo podjetja, merjeno s tržno kapitalizacijo, in donosnostjo. Regresijski koeficient b ima vrednost -0,00225, vendar, vrednost P znaša 0,502, zaradi česar ne morem zavrniti ničelne domneve, da je koeficient logaritma tržne kapitalizacije podjetij enak 0. Da bi preverila, če velikost podjetja bolje pojasnjuje donosnost, če so v regresijo vključene še druge neodvisne spremenljivke, sem izvedla še nekaj regresij z dodanimi različnimi kombinacijami neodvisnih spremenljivk.

V tretji regresiji sem kot neodvisno spremenljivko dodala CAPM beto. Regresijski koeficient CAPM bete znaša 0,000721 s P vrednostjo 0,891. Kot je razvidno iz visoke vrednosti P, je regresijski koeficient tudi z vključitvijo CAPM bete v regresijo statistično neznačilen in ne morem trditi, da pojasnjuje donosnost.

V sedmi regresiji sem v analizo vključila poleg velikosti podjetja še knjigovodsko vrednost kapitala glede na tržno vrednost kapitala, $\ln(\text{BE}/\text{ME})$. Regresijski koeficient kazalnika $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ je -0,00225 s P vrednostjo 0,57, kar pomeni da se tudi z vključitvijo $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ pojasnjevalna moč velikosti podjetja na donosnost ne poveča.

V naslednji regresiji sem poleg velikosti podjetja, v regresijo vključila še finančni vzvod, merjen z dvema kazalnikoma, razmerje med sredstvi podjetja in tržno kapitalizacijo, $\ln(\text{A}/\text{ME})$, ter razmerje med sredstvi podjetja in knjigovodsko vrednostjo kapitala, $\ln(\text{A}/\text{BE})$. Vrednost regresijskega koeficienta je -0,00367 s P vrednostjo 0,56. Ker je P vrednost regresijskega koeficienta velikosti podjetja tudi tu občutno višja od 0,05, sem

ugotovila, da tudi z vključitvijo kazalnikov finančnega vzvoda ne morem trditi, da velikost podjetja pojasnjuje donosnost.

V deveti regresiji sem poleg velikosti dodala v regresijo še poslovni izid glede na ceno delnice, merjen z dvema faktorjema, $E(+)/P$ in E/P dummy. $\ln(ME)$ ima b koeficient -0,01787 s P vrednostjo 0,463. Tako visoka P vrednost pomeni, da tudi z vključitvijo faktorjev $E(+)/P$ in E/P dummy ne morem zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient velikost podjetja enak 0.

V deseto regresijo sem vključila poleg velikosti podjetja še razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala ter poslovni izid glede na ceno delnice. Regresijski koeficient faktorja $\ln(ME)$ znaša 0,001808 z vrednostjo P 0,836, kar pomeni da je tudi z vključitvijo več faktorjev v regresijo pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti regresijski koeficient velikosti podjetja še vedno statistično neznačilen.

V enajsto regresijo pa sem poleg velikosti vključila še faktorje $\ln(A/ME)$, $\ln(A/BE)$, $E(+)/P$ in E/P dummy. Kljub vključitvi več faktorjev v regresijo, velikost podjetja ne pojasnjuje bolje donosnosti, saj ima pri regresijskem koeficientu 0,0022 P vrednost 0,774.

Ugotavljam, da pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti, ki je najširše uporabljana meja značilnosti v statistični analizi, ni mogoče zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient velikosti podjetja, izražene kot $\ln(ME)$, enak 0. Pri tej stopnji značilnosti torej ne morem trditi, da velikost podjetja pojasnjuje donosnost, kot so to dokazali Banz (1981), Reinganum (1981), Blume in Stambaugh (1983), Fama in French (1992) ter številni drugi.

4.2.3 Pojasnjevanje donosnosti delnic z razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala na Praški borzi

Naslednje, kar sem preverila, je bila povezanost med donosnostjo in razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, $\ln(BE/ME)$. V četrto regresijsko analizo sem vključila kot neodvisno spremenljivko le $\ln(BE/ME)$. Regresijski koeficient znaša 0,0021223 in ima P vrednost 0,633. Na podlagi tako visoke P vrednosti ne morem zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient enak 0.

Sledila je analiza, v katero sem poleg $\ln(BE/ME)$ vključila kot neodvisno spremenljivko še $\ln(ME)$. Glede na to, da sta bila regresijska koeficienta v regresijah, kjer sta se kazalnika analizirala posamično, statistično neznačilna, z zelo visokimi P vrednostmi, tudi tukaj pričakujem, da ne bosta statistično značilna. Kot sem že ugotovila, je tudi tu vrednost P faktorja $\ln(ME)$ zelo visoka. Regresijski koeficient kazalnika $\ln(BE/ME)$ pa je -0,001759 s P vrednostjo 0,698. Torej tudi z vključitvijo obeh kazalnikov, se pojasnjevalna moč $\ln(BE/ME)$ ne poveča.

V deseto regresijo sem vključila poleg $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ še velikost podjetja ter poslovni izid glede na ceno delnice. Regresijski koeficient faktorja $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ znaša 0,0019176 z vrednostjo P 0,851, kar pomeni da je tudi z vključitvijo več faktorjev v regresijo pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti regresijski koeficient velikosti podjetja še vedno statistično neznačilen.

V zadnjo regresijo pa sem vključila faktorje $\ln(\text{BE}/\text{ME})$, $\text{E}(+)/\text{P}$ in E/P dummy. Regresijski koeficient $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ je -0,036887, s P vrednostjo 0,146. Ker je vrednost P mnogo višja od 0,05, sem ugotovila, da z vključitvijo obeh kazalnikov poslovnega izida glede na ceno delnice, $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ ne pojasnjuje dobro donosnosti.

Tako kot pri CAPM beti in velikosti podjetja, tudi pri $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti, ni mogoče zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient $\ln(\text{BE}/\text{ME})$, enak 0. Pri tej stopnji značilnosti torej ne morem trditi, da razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala pojasnjuje donosnost, kot so to dokazali avtorji Chan et al. (1991), Fama in French (1992), Rosenberg et al. (1985) in številni, že prej omenjeni avtorji.

4.2.4 Pojasnjevanje donosnosti delnic s finančnim vzvodom podjetja na Praški borzi

Kot že rečeno, sem v svoji raziskavi uporabila dva kazalnika za preverjanje povezanosti med finančnim vzvodom in donosnostjo: razmerje med sredstvi in tržno vrednostjo kapitala, $\ln(\text{A}/\text{ME})$ in razmerje med sredstvi in knjigovodsko vrednostjo kapitala, $\ln(\text{A}/\text{BE})$. V peti regresijski analizi sem zato analizirala odnos med obema kazalnikoma finančnega vzvoda in donosnostjo. Vrednost regresijskega koeficienta $\ln(\text{A}/\text{ME})$ je 0,00412, s P vrednostjo 0,791 in vrednost regresijskega koeficienta $\ln(\text{A}/\text{BE})$ je 0,006417 s P vrednostjo 0,784. Ker sta vrednosti P mnogo višji od 0,05, ne morem zavrniti ničelne domneve, da sta regresijska koeficienta enaka 0.

Tudi za preučitev povezanosti finančnega vzvoda in donosnosti sem izvedla več regresij, v katere sem vključila še nekatere druge neodvisne spremenljivke. Kot že omenjeno pri velikosti podjetja, sem v osmi regresiji poleg obeh kazalnikov finančnega vzvoda dodala v regresijo še $\ln(\text{ME})$, ki je tudi tu statistično neznačilna. Vsi trije kazalniki so bili tudi že analizirani posamično in bili statistično neznačilni. Vrednosti regresijskih koeficientov finančnega vzvoda pa so sledeče: za $\ln(\text{A}/\text{ME})$ -0,007755 s P 0,778 in za $\ln(\text{A}/\text{BE})$ -0,00071 s P vrednostjo 0,983. Obe P vrednosti sta zelo visoki, zato tudi z vključitvijo treh faktorjev, nobeden izmed vključenih faktorjev ne pojasnjuje dobro donosnosti.

V enajsto regresijo pa sem poleg finančnega vzvoda vključila še velikost podjetja in oba kazalnika poslovnega izida glede na ceno delnice. Regresijski koeficient $\ln(\text{A}/\text{ME})$ znaša 0,010118 s P vrednostjo 0,601 in $\ln(\text{A}/\text{BE})$ 0,016064 s P vrednostjo 0,498. Tako kot pri vseh preteklih regresijah, sem torej tudi tu ugotovila, da sta P vrednosti regresijskih

koeficientov previsoki, zato na podlagi izvedenih analiz torej ne morem zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient $\ln(A/ME)$ in $\ln(A/BE)$ enak 0 in da finančni vzvod pojasnjuje donosnost. To spoznanje nasprotuje dosedanjim ugotovitvam Bhandrija (1999) ter Lama (2002).

4.2.5 Pojasnjevanje donosnosti delnic s poslovnim izidom glede na ceno delnice na Praški borzi

Tako kot finančni vzvod, sem tudi povezanost med poslovnim izidom glede na ceno delnice in donosnostjo merila z dvema kazalnikoma, dobiček glede na ceno delnice, $E(+)/P$ in nepravo spremenljivko E/P dummy, ki ima vrednost 0 za podjetja s pozitivnim poslovnim izidom in vrednost 1 za podjetja z negativnim. V šesti regresiji sem v model vključila le ti dve spremenljivki in ugotovila, da regresijski koeficient $E(+)/P$ znaša -0,39678 s P vrednostjo 0,269 in regresijski koeficient E/P dummy-ja -0,0299452 s P vrednostjo 0,294. Kot je razvidno iz visokih P vrednosti, ne morem zavrniti ničelne domneve, da sta regresijska koeficienta enaka 0.

V deveti regresiji sem poleg poslovnega izida glede na ceno delnice dodala še tržno kapitalizacijo in kot sem že omenila pri tržni kapitalizaciji, tudi v tej regresiji ni bila statistično značilna. Kot že ugotovljeno, regresijski koeficienti analiz, v katere so bili vključeni faktorji posamezno, niso bili statistično značilni z zelo visokimi vrednostmi P. V tej regresiji ima $E(+)/P$ regresijski koeficient -0,091402 s P vrednostjo 0,944 in E/P dummy regresijski koeficient 0,0087474 s P vrednostjo 0,927. Tudi z vključitvijo tržne kapitalizacije zato ne morem zavrniti ničelne domneve, da je kateri izmed regresijskih koeficientov $E(+)/P$ ali E/P dummy enak 0.

V deseto regresijo sem vključila poleg poslovnega izida glede na ceno delnice še velikost podjetja in razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala. Regresijski koeficient faktorja $E(+)/P$ znaša -0,13425 s P vrednostjo 0,138 in b koeficient faktorja E/P dummy znaša -0,0097055 s P vrednostjo 0,589. Torej, tudi z vključitvijo več faktorjev v regresijo pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti sta regresijska koeficienta $E(+)/P$ in E/P dummy še vedno statistično neznačilna.

V enajsto regresijo pa sem poleg kazalnikov poslovnega izida glede na ceno delnice vključila še velikost podjetja in finančni vzvod. Kot že ugotovljeno, sta regresijska koeficienta zadnjih dveh statistično neznačilna. To velja tudi za $E(+)/P$ in E/P dummy, saj znaša regresijski koeficient $E(+)/P$ -0,01204 s P vrednostjo 0,515 in E/P dummy-ja -0,0120437 s P vrednostjo 0,515.

V zadnjo regresijo pa sem vključila faktorje $\ln(BE/ME)$, $E(+)/P$ in E/P dummy. Kot že napisano, je regresijski koeficient $\ln(BE/ME)$ statistično neznačilen. Regresijski koeficient $E(+)/P$ znaša -3,27679 s P vrednostjo 0,072 in E/P dummy-ja -0,1883138 s P vrednostjo

0,074. Ker so P vrednosti veliko višje od 0,05, sem ugotovila, da pri 5 % stopnji značilnosti tudi ta kombinacija neodvisnih spremenljivk ne pojasni bolje donosnosti, zato ne morem zavrniti ničelne domneve, da so b koeficienti vključenih faktorjev enaki 0, kot so to dokazali avtorji Basu (1977), Chan et al. (1991), Fama in French (1992, 1993, 1996) in številni drugi. Vendar, če upoštevamo 10 % stopnjo značilnosti, pa postaneta dva regresijska koeficienta $E(+)/P$ in E/P dummy statistično značilna, regresijski koeficient $\ln(BE/ME)$ pa še vedno ostaja statistično neznačilen, kot je razvidno iz visoke vrednosti P. To torej pomeni, da pri 10 % stopnji značilnosti lahko potrdim, da pri regresiji v katero so vključeni knjigovodska glede na tržno vrednost kapitala in oba kazalnika poslovnega izida glede na ceno delnice, $E(+)/P$ in E/P dummy uspešno pojasnjujeta donosnost. Povprečni naklon obeh je negativen, vendar imata $E(+)/P$ in $\ln(BE/ME)$ šibko negativno povezanost, kot je razvidno iz spodnje tabele, kar vpliva na spremembo predznaka $E(+)/P$. To pomeni, da imajo podjetja z dobičkom zaradi vključitve BE/ME negativno povezanost z donosnostjo, kar se na prvi pogled zdi nelogično. Če bi se preučevalo le razmerje med dobičkom in donosnostjo, bi na podlagi preteklih ugotovitev pričakovali, da imajo bolj dobičkonosna podjetja manjše donosnosti, saj so manj tvegana. Vendar, je povezanost med BE/ME in $E(+)/P$ negativna, kar pomeni, da imajo podjetja z večjim dobičkom glede na ceno delnice višjo knjigovodsko vrednost kapitala glede na tržno, saj je cena delnice nižja zaradi višje tveganosti, ki izhaja iz izgube podjetja. Zato je povezanost med $E(+)/P$ in donosnostjo negativna, ko kontroliramo za BE/ME . Tudi podjetja z izgubo imajo negativno povezanost z donosnostjo.

Ugotavljam torej, da pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti, ki je najširše uporabljana meja značilnosti v statistični analizi, ni mogoče zavrniti ničelne domneve, da sta regresijska koeficienta obeh kazalnikov $E(+)/P$ in E/P dummy, enaka 0. Pri tej stopnji značilnosti torej ne morem trditi, da poslovni izid podjetja glede na ceno delnice podjetja pojasnjuje donosnost, kot so to dokazali zgoraj omenjeni avtorji. Pri višji stopnji značilnosti, 10 %, pa se pokaže, da kazalnik E/P statistično značilno pojasnjuje donosnost, če je v model vključena še knjigovodska vrednost kapitala glede na tržno. V vseh preostalih primerih, ko sta v model vključena $E(+)/P$ in E/P dummy kot edina faktorja, ali pri preostalih kombinacijah faktorjev, pa tudi pri stopnji značilnosti 10 % kazalnik E/P ni statistično značilen. Ugotovitev povezanosti z donosnostjo, ko je v model vključeno še razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo se sklada z ugotovitvami mnogih že omenjenih avtorjev. Vendar bi na tem mestu rada poudarila, da to velja le pri tej kombinaciji vključenih faktorjev in pri visoki stopnji značilnosti, 10 %. Zato lahko le deloma potrdim povezanost med kazalnikom E/P in donosnostjo na češkem kapitalskem trgu.

4.3 Budimpeška borza

V tabeli 13 so povzete povezanosti med spremenljivkami za Budimpeško borzo, izpis iz programa za statistično analizo, pa je priložen v Prilogi 7.

V Prilogi 1 pa so tudi izračunane vrednosti mere multikolinearnosti, VIF. VIF je na Budimpeški borzi višji od 600 za $\ln(\text{BE}/\text{ME})$, $\ln(\text{A}/\text{ME})$ in $\ln(\text{A}/\text{BE})$. Povezava med navedenimi faktorji je že bila opisana v poglavju 3.3.5 in ponovno razložena v poglavju 4.1. Kot že razloženo, faktorji v nobenem izmed modelov niso hkrati vključeni v regresijo.

Tabela 13: Povezanosti med spremenljivkami na podlagi podatkov delnic, ki kotirajo na Budimpeški borzi

	Donosnost	CAPM beta	$\ln(\text{ME})$	$\ln(\text{BE}/\text{ME})$	$\ln(\text{A}/\text{BE})$	$\ln(\text{A}/\text{ME})$	E(+)/P	E/P dummy
Donosnost	1,0000							
CAPM beta	0,0595	1,0000						
$\ln(\text{ME})$	-0,0380	-0,4790*	1,0000					
$\ln(\text{BE}/\text{ME})$	0,0339	0,3967*	-0,7023*	1,0000				
$\ln(\text{A}/\text{BE})$	-0,0334	-0,1077*	0,3985*	-0,7171*	1,0000			
$\ln(\text{A}/\text{ME})$	0,0023	0,3911*	-0,4189*	0,4098*	0,3411*	1,0000		
E(+)/P	-0,0161	0,4190*	-0,3388*	0,0622	0,1804*	0,3209*	1,0000	
E/P dummy	0,0532	0,2101*	-0,2115*	0,2715*	-0,1859*	0,1185*	-0,3374*	1,0000

Legenda: * Značilno pri 5 % stopnji značilnosti.

Kot je razvidno iz Tabele 13, je tako kot na Ljubljanski in Praški borzi tudi na Budimpeški borzi povezanost med donosnostjo in posameznimi neodvisnimi spremenljivkami zelo šibka in ni statistično značilna pri 5 %. Zelo močna povezanost med neodvisnimi spremenljivkami tudi na madžarskem kapitalskem trgu ni prisotna. Obstaja pa močna negativna povezanost med razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala in velikostjo podjetja, ki sta skupaj vključena v modela 7 in 10, ter med razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala in knjigovodskim finančnim vzvodom.

Srednje močna pozitivna povezanost obstaja med CAPM beto in razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, med CAPM beto in tržnim finančnim vzvodom, ter med CAPM beto in E(+)/P. Kot pri Praški borzi, tudi tu nisem izvedla dodatnih regresij, ki bi poleg CAPM bete vključevale dodatne faktorje, saj je CAPM beta močno neznačilna v modelih 1 in 3. Srednje močna pozitivna povezanost obstaja tudi med velikostjo podjetja in knjigovodskim finančnim vzvodom, ki sta vključena v model 8 in 11, med razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala in tržnim finančnim vzvodom, med knjigovodskim in tržnim finančnim vzvodom ter med tržnim finančnim vzvodom in E(+)/P, ki sta skupaj vključena v model 11. Srednje močna negativna povezanost pa obstaja med faktorjema CAPM beta in velikostjo podjetja, ki sta vključena v model 3, med velikostjo podjetja in tržnim finančnim vzvodom, med velikostjo podjetja in E(+)/P, ki sta skupaj vključena v modela 9 in 10, ter, kot pričakovano, med E(+)/P in E/P dummy.

Kot že pri Ljubljanski in Praški borzi sem tudi tu raziskala uspešnost pojasnjevanja donosnosti $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ ter kazalnikoma poslovnega izida glede na ceno delnice, če so v

Tabela 14: Povzetek rezultatov povprečnih regresijskih koeficientov, t in p vrednosti različnih regresijskih modelov za Budimpeško borzo

Rezultati	CAPM beta	ln(ME)	ln(BE/ME)	ln(A/ME)	ln(A/BE)	E(+)/P	E/P dummy
(1)	0,1218558						
t	(0,96)						
p	(0,341)						
(2)		-0,04117					
t		(-1,08)					
p		(0,284)					
(3)	0,0994617	-0,01343					
t	(0,84)	(-1,99)					
p	(0,402)	(0,05)**					
(4)			0,0134808				
t			(1,9)				
p			(0,061)*				
(5)				-0,008179	-0,023		
t				(-0,75)	(-2,18)		
p				(0,455)	(0,032)**		
(6)						0,050443	0,1640646
t						(0,38)	(1,27)
p						(0,703)	(0,207)
(7)		-0,08071	-0,064227				
t		(-0,98)	(-0,88)				
p		(0,328)	(0,382)				
(8)		-0,07785		-0,085446	0,05150		
t		(-0,96)		(-0,97)	(0,75)		
p		(0,339)		(0,333)	(0,453)		
(9)		-0,04487				-1,27845	0,0103891
t		(-1,04)				(-0,83)	(0,24)
p		(0,302)				(0,408)	(0,812)
(10)		-0,07644	-0,157131			2,312183	0,4638479
t		(-0,98)	(-0,96)			(1,09)	(1,06)
p		(0,33)	(0,34)			(0,281)	(0,293)
(11)		-0,07738		-0,149254	0,16349	1,322955	0,4985759
t		(-1,01)		(-1,2)	(0,94)	(1,4)	(1,16)
p		(0,314)		(0,234)	(0,352)	(0,166)	(0,25)
(12)			-0,09851			3,182334	0,5398781
t			(-0,94)			(1,03)	(1,05)
p			(0,348)			(0,307)	(0,297)

Legenda: * Regresijski koeficient statistično značilen pri 10 % stopnji značilnosti.

** Regresijski koeficient statistično značilen pri 5 % stopnji značilnosti.

model vključeni skupaj, vkljub šibki povezanosti med faktorji. Srednje vrednosti so predstavljene v Prilogi 8, rezultati regresijskih analiz Budimpeške borze pa so predstavljeni v Prilogi 9 in povzeti v Tabeli 14.

Vrednost regresijskih koeficientov in pripadajoče T in P vrednosti za Budimpeško borzo so podrobneje predstavljene in razložene po posameznih faktorjih v poglavjih od 4.3.1 do 4.3.5.

4.3.1 Pojasnjevanje donosnosti delnic s faktorjem beta iz modela CAPM na Budimpeški borzi

Prva regresija, ki sem jo izvedla, je preverjala pojasnjevalno moč CAPM bete na donosnost. Regresijski koeficient CAPM beta ima vrednost 0,1218558 s P vrednostjo 0,341. Povezanost med donosnostjo in CAPM beto in donosnostjo ni statistično značilna, kot je razvidno iz visoke vrednosti P. Zato na podlagi podatkov, pridobljenih z regresijo ne morem zavrniti ničelne domneve, da je koeficient CAPM beta enak 0, ko je v regresijo vključena samo CAPM beta.

Da bi preverila, če CAPM beta bolje pojasnjuje donosnost, če so v regresijo vključene še druge neodvisne spremenljivke, sem v tretji regresiji dodala kot neodvisno spremenljivko še velikost podjetja, merjeno kot naravni logaritem tržne kapitalizacije, $\ln(ME)$. Regresijski koeficient CAPM bete znaša 0,0994617 s P vrednostjo 0,402. Kot pričakovano, tudi z vključitvijo $\ln(ME)$ v regresijo, CAPM beta nič bolje ne pojasnjuje donosnosti. Na podlagi izvedenih analiz torej ne morem zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient CAPM bete enak 0 in da CAPM beta pojasnjuje donosnost. To spoznanje se ujema s spoznanji raziskovalcev Fame in Frecha (1992) in Davisa (1994), ki sta to ugotovila za ameriški trg, ter Borysove (2011) in Dajčman et al. (2011), ki so na podlagi podatkov od leta 1997 do leta 2010 ugotovili, da ni mogoče trditi, da ima CAPM beta pojasnjevalno moč donosnosti na Budimpeški borzi.

4.3.2 Pojasnjevanje donosnosti delnic z velikostjo podjetja na Budimpeški borzi

Druga regresija, ki sem jo izvedla je preverjala odnos med velikostjo podjetja, merjeno s tržno kapitalizacijo, in donosnostjo. Regresijski koeficient b ima vrednost -0,04117, vendar, vrednost P znaša 0,284, zaradi česar ne morem zavrniti ničelne domneve, da je koeficient logaritma tržne kapitalizacije podjetij enak 0. Da bi preverila, če velikost podjetja bolje pojasnjuje donosnost, če so v regresijo vključene še druge neodvisne spremenljivke, sem izvedla še nekaj regresij z dodanimi različnimi kombinacijami neodvisnih spremenljivk.

V tretji regresiji sem kot neodvisno spremenljivko dodala CAPM beto. Regresijski koeficient velikosti podjetja znaša -0,01343 s P vrednostjo 0,05. Pri 5 % stopnji značilnosti

torej lahko potrdim, da velikost podjetja statistično značilno pojasnjuje donosnost, ko v regresijo vključimo še CAPM beto. Vendar, kot že rečeno, pa je regresijski koeficient CAPM bete v tej regresiji statistično neznačilen. S tem spoznanjem sem ugotovila, da je to prvi regresijski koeficient v moji analizi, ki je statistično značilen pri 5 % stopnji značilnosti. Povezanost med velikostjo podjetja in donosnostjo je negativna, kar pomeni, da imajo večja podjetja v povprečju manjše donosnosti in obratno. To se sklada z ugotovitvami Banza (1981), Reinganuma (1981), Blumeja in Stambaugh (1983), Fame in French (1992) ter številnih drugih.

V sedmi regresiji sem v analizo vključila poleg velikosti podjetja še knjigovodsko vrednost kapitala glede na tržno vrednost kapitala, $\ln(BE/ME)$. Regresijski koeficient kazalnika $\ln(ME)$ je -0,08071 s P vrednostjo 0,328, kar pomeni da se z vključitvijo $\ln(BE/ME)$ pojasnjevalna moč velikosti podjetja na donosnost ne poveča.

V osmi regresiji sem poleg velikosti podjetja, v regresijo vključila še finančni vzvod, merjen z dvema kazalnikoma, razmerje med sredstvi podjetja in tržno kapitalizacijo, $\ln(A/ME)$, ter razmerje med sredstvi podjetja in knjigovodsko vrednostjo kapitala, $\ln(A/BE)$. Vrednost regresijskega koeficienta je -0,07785 s P vrednostjo 0,339. Ker je P vrednost regresijskega koeficienta velikosti podjetja tudi tu občutno višja od 0,05, sem ugotovila, da tudi z vključitvijo kazalnikov finančnega vzvoda ne morem trditi, da velikost podjetja pojasnjuje donosnost.

V deveti regresiji sem poleg velikosti dodala v regresijo še poslovni izid glede na ceno delnice, merjen z dvema faktorjema, $E(+)/P$ in E/P dummy. $\ln(ME)$ ima b koeficient -0,04487 s P vrednostjo 0,302. Tako visoka P vrednost pomeni, da z vključitvijo faktorjev $E(+)/P$ in E/P dummy ne morem zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient velikost podjetja enak 0.

V deseto regresijo sem vključila poleg velikosti podjetja še razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala ter poslovni izid glede na ceno delnice. Regresijski koeficient faktorja $\ln(ME)$ znaša -0,07644 z vrednostjo P 0,33, kar pomeni da je tudi z vključitvijo več faktorjev v regresijo pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti regresijski koeficient velikosti podjetja statistično neznačilen.

V enajsto regresijo pa sem poleg velikosti vključila še faktorje $\ln(A/ME)$, $\ln(A/BE)$, $E(+)/P$ in E/P dummy. Kljub vključitvi več faktorjev v regresijo, velikost podjetja ne pojasnjuje bolje donosnosti, saj ima pri regresijskem koeficientu -0,07738 P vrednost 0,314.

Ugotavljam, da pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti ne morem trditi, da velikost podjetja pojasnjuje donosnost, ko je v regresijo vključena kot edina neodvisna spremenljivka. To se pokaže tudi pri petih drugih regresijah, ko so v analizo vključene različne kombinacije spremenljivk. Ko pa v model kot neodvisno spremenljivko poleg

velikost podjetja vključim še CAPM beto, pa sem ugotovila, da velikost podjetja statistično značilno pojasnjuje donosnost, povezanost pa je negativna. Ker regresijski koeficient v vseh preostalih primerih, ko je v model vključena le velikost podjetja, ali pri preostalih kombinacijah faktorjev ni statistično značilen, lahko le deloma potrdim povezanost med velikostjo podjetja in donosnostjo na madžarskem kapitalskem trgu.

4.3.3 Pojasnjevanje donosnosti delnic z razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala na Budimpeški borzi

Naslednje, kar sem preverila, je bila povezanost med donosnostjo in razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, $\ln(\text{BE}/\text{ME})$. V četrto regresijsko analizo sem vključila kot neodvisno spremenljivko le $\ln(\text{BE}/\text{ME})$. Regresijski koeficient znaša 0,0134808 in ima P vrednost 0,061. Na podlagi tako visoke P vrednosti ne morem zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient enak 0 pri 5 % stopnji značilnosti. Vendar, če stopnjo značilnosti povečamo na 10 %, postane koeficient statistično značilen in lahko zavrnemo ničelno domnevo, da je regresijski koeficient $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ enak 0 in sem ugotovila, da $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ uspešno pojasnjuje donosnost. Povezanost je pozitivna, kar pomeni da imajo podjetja z višjim razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala v povprečju višje donosnosti. Enako so ugotovili že Chan et al. (1991), Fama in French (1992), Rosenberg et al. (1985) in številni, že prej omenjeni avtorji.

Sledilo je še nekaj regresij, v katerih sem preverjala, če vključevanje preostalih faktorjev vpliva na moč pojasnjevanja donosnosti. V sedmi analizi sem poleg $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ vključila kot neodvisno spremenljivko še $\ln(\text{ME})$. Kot sem že ugotovila, je tu vrednost P faktorja $\ln(\text{ME})$ zelo visoka. Regresijski koeficient kazalnika $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ je -0,064227 s P vrednostjo 0,382. Torej tudi z dodatno vključitvijo $\ln(\text{ME})$ se pojasnjevalna moč $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ ne poveča.

V deseto regresijo sem vključila poleg $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ še velikost podjetja ter poslovni izid glede na ceno delnice. Regresijski koeficient faktorja $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ znaša -0,157131 z vrednostjo P 0,34, kar pomeni da je z vključitvijo naštetih faktorjev v regresijo pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti regresijski koeficient velikosti podjetja še vedno statistično neznačilen in ne pojasnjuje donosnosti bolje, kot če v regresijo vstopa kot edini faktor.

V zadnjo regresijo pa sem vključila faktorje $\ln(\text{BE}/\text{ME})$, $E(+)/P$ in E/P dummy. Regresijski koeficient $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ je -0,09851, s P vrednostjo 0,348. Ker je tudi tu P vrednost veliko višja od 0,05, sem ugotovila, da z vključitvijo obeh kazalnikov poslovnega izida glede na ceno delnice, $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ ne pojasnjuje donosnosti bolje.

Pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti, ni mogoče zavrniti ničelne domneve, da je regresijski koeficient $\ln(\text{BE}/\text{ME})$, enak 0. Pri tej stopnji značilnosti torej ne morem trditi,

da razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala pojasnjuje donosnost, kot so to dokazali že omenjeni avtorji. Kakorkoli, pri stopnji značilnosti 10 %, pa lahko trdim, da $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ dobro pojasnjuje donosnost le v primeru, če je v analizo vključen kot edina neodvisna spremenljivka. V primeru, da se v model vključijo še druge neodvisne spremenljivke, pa postane regresijski koeficient statistično neznačilen, kar pomeni da z vključitvijo drugih spremenljivk v model kazalnik BE/ME izgubi pojasnjevalno moč.

4.3.4 Pojasnjevanje donosnosti delnic s finančnim vzvodom podjetja na Budimpeški borzi

Kot že rečeno, sem v svoji raziskavi uporabila dva kazalnika za preverjanje povezanosti med finančnim vzvodom in donosnostjo: razmerje med sredstvi in tržno vrednostjo kapitala, $\ln(\text{A}/\text{ME})$ in razmerje med sredstvi in knjigovodsko vrednostjo kapitala, $\ln(\text{A}/\text{BE})$. V peti regresijski analizi sem zato analizirala odnos med obema kazalnikoma finančnega vzvoda in donosnostjo. Vrednost regresijskega koeficienta $\ln(\text{A}/\text{ME})$ je -0,008179, s P vrednostjo 0,455 in vrednost regresijskega koeficienta $\ln(\text{A}/\text{BE})$ je -0,02297 s P vrednostjo 0,032. Ker je vrednost P nižja od 0,05 samo pri faktorju $\ln(\text{A}/\text{BE})$, lahko zavrnamo ničelno domnevo, da je regresijski koeficient $\ln(\text{A}/\text{BE})$ enak 0. Regresijski koeficient $\ln(\text{A}/\text{ME})$ pa ima previsoko P vrednost, da bi lahko zavrnilo ničelno domnevo, da je b koeficient enak 0. To pomeni, da lahko donosnost pojasnjuje le razmerje med sredstvi in knjigovodsko vrednostjo kapitala, $\ln(\text{A}/\text{BE})$, če je v analizo vključen tudi kazalnik $\ln(\text{A}/\text{ME})$. Povezava med knjigovodskim finančnim vzvodom in donosnostjo je negativna, kar pomeni, da imajo podjetja z višjim finančnim vzvodom nižje donosnosti. To spoznanje se ne ujema z dosedanjimi ugotovitvami raziskovalcev Bhandrija (1999) ter Lama (2002), ki sta ugotovila pozitivno povezanost med donosnostjo in finančnim vzvodom.

Kot sem omenila v poglavju 3.3.5, sem s pomočjo knjigovodskega in tržnega finančnega vzvoda poskusila na drug način raziskati razmerje, ki je opisano v enačbi (15), kot sta to storila Fama in French (1992). Kakorkoli, tukaj razlika med regresijskima koeficientoma finančnega vzvoda ni bila enaka vrednosti regresijskega koeficienta $\ln(\text{BE}/\text{ME})$. Pomembno pa je vendar poudariti, da $\ln(\text{A}/\text{ME})$ ni bil statistično značilen in verjetno razlog tiči v tem dejstvu.

Da bi bolje raziskala pojasnjevalno moč donosnosti z $\ln(\text{A}/\text{BE})$, sem ponovila regresije z vsemi mogočimi kombinacijami neodvisnih spremenljivk in $\ln(\text{A}/\text{BE})$, pri čimer sem $\ln(\text{A}/\text{ME})$ iz vseh modelov izključila. Rezultati regresij so predstavljeni v Prilogi 10. Ugotovila sem, da če je v regresijo vključena le $\ln(\text{A}/\text{BE})$, znaša regresijski koeficient -0,0257927, P vrednost pa 0,045. Kot kaže višja vrednost P v primeru, ko je v model vključen le $\ln(\text{A}/\text{BE})$, lahko trdim, da $\ln(\text{A}/\text{BE})$ bolje pojasnjuje donosnost, če v model vključimo tudi $\ln(\text{A}/\text{ME})$. Povezava med knjigovodskim finančnim vzvodom in donosnostjo je tudi tu negativna, kar pomeni, da imajo podjetja z višjim finančnim

vzvodom nižje donosnosti. Kljub temu, da razlika med regresijskima koeficientoma finančnega vzvoda ni bila enaka vrednosti regresijskega koeficienta $\ln(BE/ME)$, je verjetno razlog za višjo moč pojasnjevanja donosnosti faktorja $\ln(A/BE)$, če je v model vključen tudi $\ln(A/ME)$ ravno v pojasnjevalni moči donosnosti kazalnika BE/ME . Pri vseh ostalih regresijah, kjer je bil $\ln(A/ME)$ izključen, pa $\ln(A/BE)$ ni statistično značilno pojasnjeval donosnosti.

Tudi za preučitev povezanosti obeh kazalnikov finančnega vzvoda in donosnosti sem izvedla več regresij, v katere sem vključila še nekatere druge neodvisne spremenljivke. Kot že omenjeno pri velikosti podjetja, sem v osmi regresiji poleg obeh kazalnikov finančnega vzvoda dodala v regresijo še $\ln(ME)$, ki je tudi tu statistično neznačilna. Vsi trije kazalniki so bili tudi že analizirani posamično in bili statistično neznačilni. Vrednosti regresijskih koeficientov finančnega vzvoda pa so sledeče: za $\ln(A/ME)$ -0,085446 s P 0,333 in za $\ln(A/BE)$ 0,051509 s P vrednostjo 0,453. Obe P vrednosti sta zelo visoki, zato tudi z vključitvijo treh faktorjev, nobeden izmed vključenih faktorjev ne pojasnjuje dobro donosnosti.

V enajsto regresijo pa sem poleg finančnega vzvoda vključila še velikost podjetja in oba kazalnika poslovnega izida glede na ceno delnice. Regresijski koeficient $\ln(A/ME)$ znaša -0,149254 s P vrednostjo 0,234 in $\ln(A/BE)$ 0,163487 s P vrednostjo 0,352.

Ugotavljam, da pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti lahko zavrnem ničelno domnevo, da je regresijski koeficient finančnega vzvoda enak 0, vendar le za knjigovodski finančni vzvod. Omenjeno velja v primeru, da je $\ln(A/BE)$ vključen v model samostojno ali skupaj z $\ln(A/ME)$. V primeru, da poleg knjigovodskega finančnega vzvoda ali knjigovodskega in tržnega finančnega vzvoda v model vključimo še druge neodvisne spremenljivke, pa se pojasnjevalna moč finančnega vzvoda ne poveča. Povezava med knjigovodskim finančnim vzvodom in donosnostjo je negativna, kar pomeni, da imajo podjetja z višjim finančnim vzvodom nižje donosnosti. To spoznanje se ne ujema z dosedanjimi ugotovitvami raziskovalcev Bhandrija (1999) ter Lama (2002), ki sta ugotovila pozitivno povezanost med donosnostjo in finančnim vzvodom.

4.3.5 Pojasnjevanje donosnosti delnic s poslovnim izidom glede na ceno delnice na Budimpeški borzi

Tako kot finančni vzvod, sem tudi povezanost med poslovnim izidom glede na ceno delnice in donosnostjo merila z dvema kazalnikoma, dobiček glede na ceno delnice, $E(+)/P$ in nepravo spremenljivko E/P dummy, ki ima vrednost 0 za podjetja s pozitivnim poslovnim izidom in vrednost 1 za podjetja z negativnim. V šesti regresiji sem v model vključila le ti dve spremenljivki in ugotovila, da regresijski koeficient $E(+)/P$ znaša 0,050443 s P vrednostjo 0,703 in regresijski koeficient E/P dummy-ja 0,1640646 s P

vrednostjo 0,207. Kot je razvidno iz visokih P vrednosti, ne morem zavrni ničelne domneve, da sta regresijska koeficienta enaka 0.

V deveti regresiji sem poleg poslovnega izida glede na ceno delnice dodala še tržno kapitalizacijo in kot sem že omenila pri tržni kapitalizaciji, tudi v tej regresiji ni bila statistično značilna. Kot že ugotovljeno, regresijski koeficienti analiz, v katere so bili vključeni faktorji posamezno, niso bili statistično značilni z zelo visokimi vrednostmi P. V tej regresiji ima E(+)/P regresijski koeficient -1,27845 s P vrednostjo 0,408 in E/P dummy regresijski koeficient 0,0103891 s P vrednostjo 0,812. Tudi z vključitvijo tržne kapitalizacije zato ne morem zavrni ničelne domneve, da je kateri izmed regresijskih koeficientov E(+)/P ali E/P dummy enak 0.

V deseto regresijo sem vključila poleg poslovnega izida glede na ceno delnice še velikost podjetja in razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala. Regresijski koeficient faktorja E(+)/P znaša 2,312183 s P vrednostjo 0,281 in b koeficient faktorja E/P dummy znaša 0,4638479 s P vrednostjo 0,293. Torej, tudi z vključitvijo več faktorjev v regresijo pri upoštevanju 5 % stopnje značilnosti sta regresijska koeficienta E(+)/P in E/P dummy še vedno statistično neznačilna.

V enajsto regresijo pa sem poleg kazalnikov poslovnega izida glede na ceno delnice vključila še velikost podjetja in finančni vzvod. Kot že ugotovljeno, sta regresijska koeficienta zadnjih dveh statistično neznačilna. To velja tudi za E(+)/P in E/P dummy, saj znaša regresijski koeficient E(+)/P 1,322955 s P vrednostjo 0,166 in E/P dummy-ja 0,4985759 s P vrednostjo 0,25.

V zadnjo regresijo pa sem vključila faktorje $\ln(\text{BE/ME})$, E(+)/P in E/P dummy. Kot že napisano, je regresijski koeficient $\ln(\text{BE/ME})$ statistično neznačilen. Regresijski koeficient E(+)/P znaša 3,182334 s P vrednostjo 0,307 in E/P dummy-ja 0,5398781 s P vrednostjo 0,297. Kot je razvidno iz visokih P vrednosti, pri 5 % stopnji značilnosti tudi ta kombinacija neodvisnih spremenljivk ne pojasni bolje donosnosti, zato ne morem zavrni ničelne domneve, da so b koeficienti vključenih faktorjev enaki 0.

4.4 Primerjava rezultatov analize treh preučevanih borz in odgovor na raziskovalni vprašanji

4.4.1 Odgovor na prvo raziskovalno vprašanje

V svoji magistrski naloge sem iskala odgovor na dve raziskovalni vprašanji, in sicer:

1. Ali na posameznih raziskovanih trgih kapitala, torej na slovenskem, češkem in madžarskem trgu kapitala, obstaja statistično značilna povezava med donosnostjo

delnice in CAPM beto, velikostjo podjetja, finančnim vzvodom, knjigovodsko glede na tržno vrednost kapitala ter poslovnim izidom glede na ceno delnice?

2. Ali faktorji, ki statistično značilno pojasnjujejo donosnosti delnic na eni izmed borz prav tako pojasnjujejo donosnosti na preostalih dveh borzah?

Kot že opisano v poglavju 3.1, sem prvo raziskovalno vprašanje raziskala s pomočjo petih domnev, ki sem jih testirala na vsaki izmed preučevanih borz na podlagi 12 različnih regresijskih modelov. Domneve, ki sem jih testirala, so bile sledeče:

- H1: CAPM beta pojasnjuje donosnost.
- H2: Velikost podjetja pojasnjuje donosnost.
- H3: Razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala pojasnjuje donosnost.
- H4: Finančni vzvod pojasnjuje donosnost.
- H5: Poslovni izid podjetja glede na ceno delnice pojasnjuje donosnost.

Kot sem ugotovila v točki 4.1., pri 5 % stopnji značilnosti noben izmed preučevanih faktorjev ne pojasnjuje donosnosti na **Ljubljanski borzi** v preučevanem obdobju. Pri tej stopnji značilnosti ne morem zavrniti ničelnih domnev $H_{0,1}$ – $H_{0,5b}$, da so povprečni regresijski koeficienti posameznih faktorjev enaki nič.

Pri stopnji značilnosti 10 % ne morem zavrniti ničelnih domnev $H_{0,1}$, $H_{0,4a}$ in $H_{0,4b}$. Lahko pa potrdim, da imajo nekateri izmed faktorjev statistično značilno moč pojasnjevanja donosnosti delnic, ki kotirajo na Ljubljanski borzi:

- **Velikost podjetja:** ko je v model vključena kot edina neodvisna spremenljivka, ne morem zavrniti ničelne domneve, da je povprečni regresijski koeficient velikosti podjetja enak 0. Vendar, če sta v model vključena še razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala ter poslovni izid glede na ceno delnice, ima velikost podjetja statistično značilno negativno povezanost z donosnostjo delnic. Model torej zazna šibko povezanost velikosti podjetja in donosnosti, vendar le v kombinaciji z vključenimi drugimi faktorji.
- **Razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala:** ko je v model vključena kot edina neodvisna spremenljivka tudi za ta faktor ne morem zavrniti ničelne domneve, da je povprečni regresijski koeficient velikosti podjetja enak 0. Vendar, če sta v model vključena še velikost podjetja ter poslovni izid glede na ceno delnice, ima kazalnik BE/ME statistično značilno negativno povezanost z donosnostjo delnic. Model torej zazna šibko povezanost med kazalnikom BE/ME in donosnostjo, vendar le v kombinaciji z vključenimi drugimi faktorji.
- **Poslovni izid glede na ceno delnice:** tudi pri zadnjem izmed preučevanih faktorjev, ko je v model faktor vključen kot edina neodvisna spremenljivka, ne morem zavrniti ničelne domneve, da je povprečni regresijski koeficient velikosti podjetja enak 0. Ko pa

v model vključim še velikost podjetja ter knjigovodska glede na tržno vrednost kapitala, sem ugotovila, da kazalnik E/P dobro pojasnjuje donosnost, vendar le za podjetja, ki imajo pozitiven poslovni izid. Povezanost z donosnostjo na tem trgu je pozitivna.

Ugotovila sem torej, da le nekateri izmed faktorjev, ki sem jih raziskovala v prvem raziskovalnem vprašanju, pojasnjujejo donosnost delnic na slovenskem kapitalskem trgu. Donosnost delnic pojasnjujejo le velikost podjetja, razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala ter razmerje med poslovnim izidom ter ceno delnice, vendar še ti le pri visoki stopnji značilnosti in le v enem izmed preučevanih modelov.

Enake domnevo sem preverila še na **Praški borzi** in prišla do ugotovitve, da prav tako kot na Ljubljanski, tudi na Praški borzi pri 5 % stopnji značilnosti noben izmed preučevanih faktorjev ne pojasnjuje donosnosti delnic. Pri tej stopnji značilnosti ne morem zavrniti ničelnih domnev $H_{0,1}$ – $H_{0,5b}$, da so povprečni regresijski koeficienti posameznih faktorjev enaki nič.

Pri stopnji značilnosti 10 % ne morem zavrniti ničelnih domnev $H_{0,1}$, $H_{0,2}$, $H_{0,3}$, $H_{0,4a}$ in $H_{0,4b}$. Lahko pa potrdim, da eden izmed faktorjev statistično značilno pojasnjuje donosnost delnic, ki kotirajo na Praški borzi. Ta faktor je **poslovni izid glede na ceno delnice**, katerega regresijski koeficient prav tako ni bil statistično značilen, ko je v model vključena kot edina neodvisna spremenljivka. Z vključitvijo dodatne neodvisne spremenljivke, BE/ME, v model, pa postane regresijski koeficient statistično značilen. Povezanost med E/P je za podjetja s pozitivnim in negativnim poslovnim izidom v tem primeru negativna.

Če povzamem, ugotovila sem, da izmed vseh faktorjev, vključenih v prvo raziskovalno vprašanje, na češkem kapitalskem trgu donosnost delnic pojasnjuje le razmerje med poslovnim izidom ter ceno delnice. Vendar, jo pojasnjuje le pri visoki stopnji značilnosti in le v enem izmed preučevanih modelov.

Domneve od H_1 do H_5 sem preverila še na **Budimpeški borzi** in ugotovila, da je to edina borza, kjer so nekateri regresijski koeficienti statistično značilni že pri 5 %. Ničelnih domnev $H_{0,1}$, $H_{0,3}$, $H_{0,5a}$ in $H_{0,5b}$ ne morem zavrniti. Lahko pa potrdim statistično značilno moč pojasnjevanja donosnosti naslednjih faktorjev:

- **Velikost podjetja:** ko je v model vključena kot edina neodvisna spremenljivka, velikost podjetja nima pojasnjevalne moči donosnosti. Z vključitvijo CAPM bete v model, pa se pokaže negativna povezanost z donosnostjo.
- **Finančni vzvod:** ko je v model vključen le faktor A/BE lahko potrdim, da finančni vzvod statistično značilno pojasnjuje donosnost delnic, povezanost pa je negativna. Še bolje pa kazalnik A/BE razlaga donosnost, če se v model vključi še drugi kazalnik finančnega vzvoda, A/ME.

Pri upoštevanju stopnje značilnosti 10 % pa donosnost na madžarskem kapitalskem trgu pojasnjuje tudi **razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala**. BE/ME donosnost pojasnjuje le, ko je v regresijo vključena kot edina spremenljivka, povezanost pa je pozitivna. Pri stopnji 10 % pa še vedno ne morem zavrniti ničelne domneve $H_{0,1}$.

Ugotovila sem, da na madžarskem kapitalskem trgu izmed vseh faktorjev, ki sem jih raziskovala v okviru prvega raziskovalnega vprašanja, donosnost delnic pojasnjujeta velikost podjetja in finančni vzvod pri 5 % stopnji značilnosti, razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala pa pri 10 %. Vendar, velikost podjetja v univariatnem testu ne pojasnjuje donosnosti, tako da lahko le deloma potrdim njeno moč pojasnjevanja donosnosti.

4.4.2 Odgovor na drugo raziskovalno vprašanje

Drugo raziskovalno vprašanje pa sem raziskala s pomočjo domnev H6–H10, ki sem jih testirala na vsaki izmed preučevanih borz. Za testiranje domnev H6–H10 sem ponovno izvedla 12 regresij, ki sem jih izvedla za vsako izmed preučevanih borz posebej, vendar tokrat na podlagi skupnih podatkov iz vseh treh borz. Da model loči med trgi, sem dodala še dve nepravilni spremenljivki, D1 in D2. Vrednost D1 je enaka 1 za podjetja z Budimpeške borze in za podjetja iz Ljubljanske in Praške borze je enaka 0. Vrednost D2 pa je enaka 1 za podjetja s Praške borze in je enaka 0 za podjetja iz Ljubljanske in Budimpeške borze. Če sta torej obe nepravilni spremenljivki, D1 in D2, enaki 0, gre za podjetje iz Ljubljanske borze. Če je D1 enak 1 in D2 enak 0, gre za podjetje iz Budimpeške borze in če je D1 enak 0 in D2 enak 1, gre za podjetje iz Praške borze. Prvi in dvanajsti regresijski model torej lahko zapišem, kot je prikazano v formulah (23) in (24):

$$R_{it} = a + b_{1t} * CAPM \beta_t + b_{2t} * D_1 + b_{3t} * D_2 + b_{4t} * D_1 * CAPM \beta_t + b_{5t} * D_2 * CAPM \beta_t + e_{it} \quad (23)$$

$$R_{it} = a + b_{1t} * \ln \left(\frac{BE_{it}}{ME_{it}} \right) + b_{2t} * \frac{E(+)_t}{P_{it}} + b_{3t} * \frac{E}{P} \text{ dummy} + b_{4t} * D_1 + b_{5t} * D_2 + b_{6t} * D_1 * \ln \left(\frac{BE_{it}}{ME_{it}} \right) + b_{7t} * D_1 * \frac{E(+)_t}{P_{it}} + b_{8t} * D_1 * \frac{E}{P} \text{ dummy} + b_{9t} * D_2 * \ln \left(\frac{BE_{it}}{ME_{it}} \right) + b_{10t} * D_2 * \frac{E(+)_t}{P_{it}} + b_{11t} * D_2 * \frac{E}{P} \text{ dummy} + e_{it} \quad (24)$$

Domneve H6–H10 in njihove ničelne domneve lahko so bile sledeče:

- H6: CAPM beta pojasnjuje donosnost na vseh treh raziskovanih borzah. Pri testiranju te domneve sem skušala zavrniti ničelno domnevo, da so povprečni regresijski koeficienti faktorja CAPM beta enaki nič:

$$H_{0,6}: b_{CAPM \beta} = b_{D1 * CAPM \beta} = b_{D2 * CAPM \beta} = 0 \quad (25)$$

- H7: Velikost podjetja pojasnjuje donosnost na vseh treh raziskovanih borzah. Pri testiranju te domneve sem skušala zavrniti ničelno domnevo, da so povprečni regresijski koeficienti faktorja $\ln(\text{ME})$ enaki nič:

$$H_{0,7}: b_{\ln(\text{ME})} = b_{D1 * \ln(\text{ME})} = b_{D2 * \ln(\text{ME})} = 0 \quad (26)$$

- H8: Razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala pojasnjuje donosnost na vseh treh raziskovanih borzah. Pri testiranju te domneve sem skušala zavrniti ničelno domnevo, da so povprečni regresijski koeficienti faktorja $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ enaki nič:

$$H_{0,8}: b_{\ln(\text{BE}/\text{ME})} = b_{D1 * \ln(\text{BE}/\text{ME})} = b_{D2 * \ln(\text{BE}/\text{ME})} = 0 \quad (27)$$

- H9: Finančni vzvod pojasnjuje donosnost na vseh treh raziskovanih borzah. Pri testiranju te domneve sem skušala zavrniti ničelno domnevo, da so povprečni regresijski koeficienti faktorjev $\ln(\text{A}/\text{BE})$ in $\ln(\text{A}/\text{ME})$ enaki nič:

$$H_{0,9a}: b_{\ln(\text{A}/\text{BE})} = b_{D1 * \ln(\text{A}/\text{BE})} = b_{D2 * \ln(\text{A}/\text{BE})} = 0 \quad (28)$$

$$H_{0,9b}: b_{\ln(\text{A}/\text{ME})} = b_{D1 * \ln(\text{A}/\text{ME})} = b_{D2 * \ln(\text{A}/\text{ME})} = 0 \quad (29)$$

- H10: Poslovni izid podjetja glede na ceno delnice pojasnjuje donosnost na vseh treh raziskovanih borzah. Pri testiranju te domneve sem skušala zavrniti ničelno domnevo, da so povprečni regresijski koeficienti faktorjev $E(+)/P$ in E/P dummy enaki nič:

$$H_{0,10a}: b_{E(+)/P} = b_{D1 * E(+)/P} = b_{D2 * E(+)/P} = 0 \quad (30)$$

$$H_{0,10b}: b_{E/P \text{ dummy}} = b_{D1 * E/P \text{ dummy}} = b_{D2 * E/P \text{ dummy}} = 0 \quad (31)$$

V Prilogi 11 so predstavljeni rezultati vseh dvanajstih regresijskih enačb. Ničelne hipoteze sem testirala s pomočjo F testa. Kot je razvidno iz Priloge 11, so vsi regresijski koeficienti v vseh 12 regresijskih modelih statistično neznačilni pri stopnji značilnosti 5 %, zato ne morem zavrniti nobene izmed ničelnih domnev, da so testirani regresijski koeficienti enaki nič. Torej, kljub primerljivosti borz na podlagi likvidnosti, velikosti, odvisnosti prometa borze od nekaj ključnih akterjev, geografskih in zgodovinskih podobnosti, ne morem trditi, da so donosnosti delnic na preučevanih borzah odvisne od enakih faktorjev.

SKLEP

V svoji magistrski nalogi sem preučevala pojasnjevalno moč donosnost delnic, ki kotirajo na Ljubljanski, Praški in Budimpeški borzi, s pomočjo faktorjev CAPM bete, velikosti podjetja, razmerja med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, finančnega vzvoda in

poslovnega izida glede na ceno delnice. Cilj magistrskega dela je bil raziskati raziskovalni vprašanji:

1. Ali na posameznih raziskovanih trgih kapitala, torej na slovenskem, češkem in madžarskem trgu kapitala, obstaja statistično značilna povezava med donosnostjo delnice in CAPM beto, velikostjo podjetja, finančnim vzvodom, knjigovodsko glede na tržno vrednost kapitala ter poslovnim izidom glede na ceno delnice?
2. Ali faktorji, ki statistično značilno pojasnjujejo donosnosti delnic na eni izmed borz prav tako pojasnjujejo donosnosti na preostalih dveh borzah?

Raziskave sem se najprej lotila z opredelitvijo raziskovanih podjetij. Vključenih je bilo 7 podjetij z Ljubljanske, 4 iz Praške in 9 iz Budimpeške borze. Kot preučevano obdobje sem izbrala od leta 2008 do junija leta 2017. Potem sem nadaljevala z izračunavanjem donosnosti preučevanih delnic in faktorjev, za katere so mnogi avtorji dokazali, da pojasnjujejo donosnost. Ko sem pridobila vse podatke, sem izvedla regresijo, kot jo predlagata Fama in MacBeth (1973) po zgledu Fama in Frencha (1992), s pomočjo katere sem lahko testirala hipoteze H1–H5 na podlagi 12 različnih regresijskih modelov za vsako izmed preučevanih borz.

Na podlagi analiziranih podatkov sem ugotovila, da na Ljubljanski borzi pri 5 % stopnji značilnosti noben izmed preučevanih faktorjev na pojasnjuje donosnosti. Pri stopnji značilnosti 10 % pa lahko potrdim, da imajo velikost podjetja, razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala in poslovni izid glede na ceno delnice šibko povezanost z donosnostjo, vendar ne, če so v model vključeni kot edina neodvisna spremenljivka, ampak le v primeru, če so v model vključeni še nekateri drugi faktorji.

Enako kot na Ljubljanski, tudi na Praški borzi pri 5 % stopnji značilnosti noben izmed preučevanih faktorjev ne uspe dobro pojasniti donosnost delnic. Pri tej stopnji značilnosti tudi tu ne morem zavrniti ničelne domneve, da so povprečni regresijski koeficienti posameznih faktorjev enaki nič. Pri stopnji značilnosti 10 % pa lahko potrdim, da poslovni izid glede na ceno delnice pojasnjuje donosnost, vendar le v primeru, če je v model vključen tudi kazalnik BE/ME.

Ugotovila sem, da je Budimpeška borza edina, kjer so regresijski koeficienti nekaterih faktorjev statistično značilni že pri 5 %. To velja za velikost podjetja, vendar le, če je v model vključen z dodatnimi neodvisnimi spremenljivkami, in za kazalnik knjigovodski finančni vzvod, če je v model vključen sam ali z tržnim finančnim vzvodom, ne velja pa za tržni finančni vzvod. Pri upoštevanju stopnje značilnosti 10 % pa donosnost pojasnjuje tudi razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, vendar le, ko je v regresijo vključena kot edina spremenljivka.

Da bi raziskala drugo raziskovalno vprašanje pa sem testirala domneve H6–H10. Za testiranje teh domnev sem ponovno izvedla 12 regresij, za vsako izmed preučevanih borz posebej, vendar tokrat na podlagi skupnih podatkov iz vseh treh borz. Da model loči med trgi, sem dodala še dve nepravi spremenljivki, D1 in D2. Vrednost D1 je enaka 1 za podjetja z Budimpeške borze in za podjetja iz Ljubljanske in Praške borze je enaka 0. Vrednost D2 pa je enaka 1 za podjetja s Praške borze in je enaka 0 za podjetja iz Ljubljanske in Budimpeške borze. Če sta torej obe nepravi spremenljivki, D1 in D2, enaki 0, gre za podjetje iz Ljubljanske borze. Če je D1 enak 1 in D2 enak 0, gre za podjetje iz Budimpeške borze in če je D1 enak 0 in D2 enak 1, gre za podjetje iz Praške borze.

Ničelne hipoteze sem testirala s pomočjo F testa. Regresijski koeficienti v vseh 12 regresijskih modelih so bili statistično neznačilni pri stopnji značilnosti 5 %, zato ne morem zavrniti ničelne domneve, da so regresijski koeficienti vseh testiranih faktorjev enaki nič. Torej, kljub primerljivosti borz na podlagi likvidnosti, velikosti, odvisnosti prometa borze od nekaj ključnih akterjev, geografskih in zgodovinskih podobnosti, ne morem trditi, da so donosnosti delnic na preučevanih borzah odvisne od enakih faktorjev.

Ugotovila sem, da ugotovitve številnih raziskovalcev, ki so dokazali odnos med donosnostjo in preučevanimi faktorji za nekatere tuje trge, v celoti ne veljajo za Ljubljansko, Praško in Budimpeško borzo. Kljub temu, da pri 10 % stopnji značilnosti nekaj faktorjev statistično značilno pojasnjuje donosnost, pa pri 5 % značilnosti ne obstaja faktor, ki bi pojasnjeval donosnost na Ljubljanski in Praški borzi. Na Budimpeški borzi sicer velikost podjetja in finančni vzvod pojasnjujeta donosnost, vendar le finančni vzvod pojasnjuje donosnost, ko je v model vključen kot edini faktor. Kljub primerljivosti borz na podlagi likvidnosti, velikosti, odvisnosti prometa borze od nekaj ključnih akterjev, geografskih in zgodovinskih podobnosti, pa ne morem trditi, da so donosnosti delnic na preučevanih borzah odvisne od enakih faktorjev.

Moje ugotovitve se torej ne skladajo z ugotovitvami Fame in Frencha (1992), ki sta ugotovila, da velikost podjetja in razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala dobro pojasnjujeta donosnost na ameriškem trgu, ter Lama (2002), ki je ugotovil, da donosnost uspešno pojasnjujejo velikost podjetja, razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala ter kazalnik poslovnega izida glede na ceno delnice na hongkonškem trgu. Moje ugotovitve pa se ujemajo s spoznanjem Dajčman et al. (2011), ki so ugotovili, da je moč pojasnjevanja donosnosti s CAPM beto na vseh treh trgih statistično neznačilna. Dajčman et al. (2011) so povezanost med CAPM beto raziskovali v obdobju od leta 2002 do leta 2009 za Ljubljansko borzo, od leta 2007 do leta 2010 za Praško borzo in od leta 1997 do leta 2010 za Budimpeško borzo, enako pa sem jaz potrdila za obdobje od julija 2009 do junija 2017. Moje ugotovitve se skladajo tudi z ugotovitvami Dajčmana (2013), ki je raziskal uporabnost CAPM modela za pojasnjevanje donosnosti na Ljubljanski borzi, in ugotovil, da model slabo pojasnjuje donosnost, in Borysove (2011), ki je raziskala moč

pojasnjevanja donosnosti CAPM bete na Praški in Budimpeški borzi in ugotovila, da CAPM beta ne pojasnjuje dobro donosnosti na nobeni izmed preučevanih borz.

Kot sem že poudarila, raziskovalno obdobja, ki sem ga izbrala, zajema leta svetovne gospodarske krize, ki se je začela leta 2008 in je vplivala na vse tri raziskovane države. To pomeni, da so navedeni rezultati morda le posledica svetovne gospodarske krize in so tako značilni le za raziskovano obdobje in bi bili drugačni, če bi kot preučevano obdobje izbrala drugačno obdobje. Kljub temu pa bi poudarila, da se ugotovitve glede CAPM bete ujemajo z ugotovitvami Dajčman et al. (2013), ki so to raziskali za nekoliko zgodnejše obdobje.

Druga možna razlaga za nizko moč pojasnjevanja preučevanih faktorjev pa sta pokazala Novak in Petr (2010), ki sta ugotovila, da nobena izmed testiranih spremenljivk, CAPM beta, velikost podjetja in razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo kapitala, ne more statistično značilno pojasniti donosnosti delnic. To po njunem lahko pomeni, da odnos med tveganjem in donosnostjo ne velja za vse trge ali pa da testirane spremenljivke ne morejo dobro zajeti tveganja. Zdi se jima namreč, da tudi način upravljanja podjetja in ekonomsko okolje podjetja pojasnjujejo tveganost podjetja, česar pa kazalniki v CAPM modelu in v regresiji, ki jo izvedeta Fama in French (1992) ne upoštevajo. Torej, tveganje podjetja, in posledično donosnost, lahko pojasnjuje še eden ali pa celo kopica drugih faktorjev, ki jih nisem vključila v analizo.

Za prihodnje raziskave bi bilo zanimivo, da se raziskava ponovi še za druga obdobja, ki ne bodo zajemala obdobja svetovne gospodarske krize. Toda tudi v primeru, da se bi takrat izkazalo, da nekateri faktorji dobro pojasnjujejo donosnost, bi to pomenilo, da faktorji ne pojasnjujejo donosnosti konsistentno. Smiselno bi bilo tudi raziskati morebitne druge faktorje, ki nakazujejo tveganost podjetja in pojasnjujejo donosnost. Za zdaj se bodo morali vlagatelji na teh trgih še naprej zanašati na modele, ki slabo pojasnjujejo donosnost. Vendar iskanje modela, ki bo lahko bolje pojasnjeval donosnost na teh trgih ostaja izziv za prihodnje raziskovalce.

LITERATURA IN VIRI

1. 4iG Nyrt. (2015). *Konszolidált Éves Jelentése*. Budapest: 4iG Nyrt.
2. 4iG Nyrt. (2016). *Konszolidált Éves Jelentése*. Budapest: 4iG Nyrt.
3. 4iG Nyrt. (2017). *Konszolidált Éves Jelentése*. Budapest: 4iG Nyrt.
4. AJPES, Agencija Republike Slovenije za javnopravne evidence in storitve (b.l.). *JOLP, Javna objava letnih poročil*. Najdeno dne 19.6.2017 na spletnem naslovu <https://www.ajpes.si/jolp/>
5. ANY Nyrt. (2009). *Independent Auditors' Report and Consolidated Financial Statements 2008*. Budapest: ANY Nyrt.
6. ANY Nyrt. (2010). *Independent Auditors' Report and Consolidated Financial Statements 2009*. Budapest: ANY Nyrt.
7. ANY Nyrt. (2011). *Independent Auditors' Report and Consolidated Financial Statements 2010*. Budapest: ANY Nyrt.
8. ANY Nyrt. (2012). *Independent Auditors' Report and Consolidated Financial Statements 2011*. Budapest: ANY Nyrt.
9. ANY Nyrt. (2013). *Independent Auditors' Report and Consolidated Financial Statements 2012*. Budapest: ANY Nyrt.
10. ANY Nyrt. (2014). *Independent Auditors' Report and Consolidated Financial Statements 2013*. Budapest: ANY Nyrt.
11. ANY Nyrt. (2015). *Independent Auditors' Report and Consolidated Financial Statements 2014*. Budapest: ANY Nyrt.
12. ANY Nyrt. (2016). *Independent Auditors' Report and Consolidated Financial Statements 2015*. Budapest: ANY Nyrt.
13. ANY Nyrt. (2017). *Independent Auditors' Report and Consolidated Financial Statements 2016*. Budapest: ANY Nyrt.
14. Ball, R. (1978). Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates. *Journal of Financial Economics*, 6(2–3), 103–126.
15. Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3–18.
16. Bartholdy, J., & Peare, P. (2001). *The relative efficiency of Beta Estimates*. Denmark: Aarhus School of Business.
17. Basu, S. (1983). The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 129–156.
18. Bhandari, L. C. (1988). Debt/equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence. *Journal of Finance*, 43(2), 507–528.
19. Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business*, 45(3), 444–455.
20. Blume, M.E., & Stambaugh, R.E (1983). Biases in computed returns: An application to the size effect. *Journal of Financial Economics* 12(3), 387–404.
21. Borys, M. M. (2011). Testing Multi-Factor Asset Pricing Model In the Visegrad Countries. *Czech Journal of Economics and Finance*, 61(2), 118–139.
22. Budapest Stock Exchange (2017). *2016 Annual Report*. Budapest: Budapesti Értéktőzsde Zártkörűen Működő Részvénytársaság.
23. Budapest Stock Exchange (b.l.). *Composition of the BUX basket*. Najdeno dne 16.8.2017 na spletnem naslovu <https://www.bse.hu/pages/index-baskets>
24. Capaul, C., Rowley, I., & Sharpe, W. (1993). International value and growth stock returns. *Financial Analysts Journal*, 49(1), 27–36.
25. Chan, K. C., & Chen, N. F. (1991): Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms. *Journal of Finance*, 46(4), 1467–1484.
26. Chan, K.C., Chen N.F. & Hsieh, D.A. (1985). An exploratory investigation of the firm size effect. *Journal of Financial Economics*, 14(3), 451–471.
27. Chan, L. K., Hamao, Y., & Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and stock returns in Japan. *Journal of Finance*, 46(5), 1739–1764.
28. Chan, L. K., & Lakonishok, J. (2004). Value and growth investing: Review and update. *Financial Analysts Journal*, 60(1), 71–86.

29. Chen, N. F. (1983). Some empirical tests of the theory of arbitrage pricing. *Journal of Finance*, 38(5), 1393–1414.
30. Chui, C. W. A., & Wei, K. C. J. (1998). Book-to-market, firm size, and the turn-of-the year effect: evidence from Pacific-Basin emerging markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 6(3–4), 275–293.
31. Dajčman, S. (2013). Is CAPM valid? Evidence from Slovenia. *Actual Problems of Economics*, 147(9), 303–311.
32. Dajčman, S., Festić, M. & Kavkler, A. (2011). Multiscale test of CAPM for three Central Eastern European stock markets. *Journal of Business Economics and Management*, 14(1), 54–76.
33. Damodaran, A. (2002). *Investment valuation: tools and techniques for determining the value of any asset*. New York: J. Wiley.
34. Davis, J. (1994). The cross-section of realised stock returns: The pre-COMPUSTAT evidence, *Journal of Finance*, 49, 1579–1593.
35. De Bondt, W.F.M., & Thaler, R.H. (1987). Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality. *Journal of Finance*, 42(3), 557–581.
36. Dhrymes, P. J., Friend, I., & Gultekin, N. B. (1984). A critical reexamination of the empirical evidence on the arbitrage pricing theory. *Journal of Finance*, 39(2), 323–346.
37. Dhrymes, P. J., Friend, I., Gultekin, N. B. & Gultekin, M. N. (1985). An empirical examination of the implications of the arbitrage pricing theory. *Journal of Banking and Finance*, 9(1), 73–99.
38. Ding, X., Ni, Y. & Zhong, L. (2016). Free float and market liquidity around the world. *Journal of Empirical Finance*, 38(A), 236–257.
39. Equities. Najdeno dne 19.6.2017 na spletnem naslovu <https://www.bse.hu/pages/cash-market#equities>
40. Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The Cross-section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427–465.
41. Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.
42. Fama, E. F., & French, K. R. (1995). Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns. *Journal of Finance*, 50(1), 131–155.
43. Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, 51(1), 55–84.
44. Fama, E. F., & French, K. R. (1998). Value versus growth: the international evidence. *Journal of Finance*, 53, 1975–1979.
45. Fama, E., & Macbeth, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607–636.
46. FHB Nyrt. (2009). *Consolidated annual report for 2008*. Budapest: FHB Nyrt.
47. FHB Nyrt. (2010). *Consolidated annual report for 2009*. Budapest: FHB Nyrt.
48. FHB Nyrt. (2011). *Consolidated annual report for 2010*. Budapest: FHB Nyrt.
49. FHB Nyrt. (2012). *Consolidated annual report for 2011*. Budapest: FHB Nyrt.
50. FHB Nyrt. (2013). *Consolidated annual report for 2012*. Budapest: FHB Nyrt.
51. FHB Nyrt. (2014). *Consolidated annual report for 2013*. Budapest: FHB Nyrt.
52. FHB Nyrt. (2015). *Consolidated annual report for 2014*. Budapest: FHB Nyrt.
53. FHB Nyrt. (2016). *Consolidated annual report for 2015*. Budapest: FHB Nyrt.
54. FHB Nyrt. (2017). *Consolidated annual report for 2016*. Budapest: FHB Nyrt.
55. FreeSoft Nyrt. (2009). *2008. éves konszolidált beszámolója*. Budapest: FreeSoft Nyrt.
56. FreeSoft Nyrt. (2010). *Konszolidált Éves Jelentés*. Budapest: FreeSoft Nyrt.
57. FreeSoft Nyrt. (2011). *Konszolidált Éves Jelentés*. Budapest: FreeSoft Nyrt.
58. FreeSoft Nyrt. (2012). *Konszolidált Éves Jelentés*. Budapest: FreeSoft Nyrt.
59. FreeSoft Nyrt. (2013). *Konszolidált Éves Jelentés*. Budapest: FreeSoft Nyrt.
60. FreeSoft Nyrt. (2014). *Konszolidált Éves Jelentés*. Budapest: FreeSoft Nyrt.
61. Griffin, J. M., & Lemmon, M. L. (2002). Book-to-Market Equity, Distress Risk, and Stock Returns. *Journal of Finance*, 5(5), 2317–2336.
62. Gorenje d.d. (2009). *Letno poročilo 2008*. Velenje: Gorenje d.d.
63. Gorenje d.d. (2010). *Letno poročilo 2009*. Velenje: Gorenje d.d.
64. Gorenje d.d. (2011). *Letno poročilo 2010*. Velenje: Gorenje d.d.
65. Gorenje d.d. (2012). *Letno poročilo 2011*. Velenje: Gorenje d.d.

66. Gorenje d.d. (2013). *Letno poročilo 2012*. Velenje: Gorenje d.d.
67. Gorenje d.d. (2014). *Letno poročilo 2013*. Velenje: Gorenje d.d.
68. Gorenje d.d. (2015). *Letno poročilo 2014*. Velenje: Gorenje d.d.
69. Gorenje d.d. (2016). *Letno poročilo 2015*. Velenje: Gorenje d.d.
70. Gorenje d.d. (2017). *Letno poročilo 2016*. Velenje: Gorenje d.d.
71. Gujarati, D. N. (2003). *Basic econometrics* (4th ed.). New York: McGraw-Hill.
72. Haugen, R. (1995). The New Finance: The Case against Efficient Markets. *The Journal of Finance*, 50(4), 1348–1352.
73. Hawawini, G., & Keim, D. B. (1995). On the predictability of common stock returns: World-wide evidence. *Handbooks in Operations Research and Management Science*, 9, 497–544.
74. *History of the exchange*. Najdeno dne 20.6.2017 na spletnem naslovu www.bse.hu/About-Us/History-of-the-Exchange/1864-1914-An-Exchange-is-born
75. Hočevár, M., Igličar, A. & Zaman Groff, M. (2017). *Osnove računovodstva*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
76. Humet Nyrt. (2009). *Éves Jelentés*. Budapest: Humet Nyrt.
77. Humet Nyrt. (2010). *Éves Jelentés*. Budapest: Humet Nyrt.
78. Intereuropa d.d. (2009). *Letno poročilo 2008*. Koper: Intereuropa d.d.
79. Intereuropa d.d. (2010). *Letno poročilo 2009*. Koper: Intereuropa d.d.
80. Intereuropa d.d. (2011). *Letno poročilo 2010*. Koper: Intereuropa d.d.
81. Intereuropa d.d. (2012). *Letno poročilo 2011*. Koper: Intereuropa d.d.
82. Intereuropa d.d. (2013). *Letno poročilo 2012*. Koper: Intereuropa d.d.
83. Intereuropa d.d. (2014). *Letno poročilo 2013*. Koper: Intereuropa d.d.
84. Intereuropa d.d. (2015). *Letno poročilo 2014*. Koper: Intereuropa d.d.
85. Intereuropa d.d. (2016). *Letno poročilo 2015*. Koper: Intereuropa d.d.
86. Intereuropa d.d. (2017). *Letno poročilo 2016*. Koper: Intereuropa d.d.
87. Jermaniš, D. (2014, 25. november). *Trgovanje na Ljubljanski borzi*. Najdeno 23.7.2017 na spletnem naslovu http://www.pf.uni-lj.si/media/jakulin_ljse_prezentacija_trgovanje_november_2014_dj_pravna.fakulteta.pdf
88. Kothari, S. P., Shanken, J. & Sloan, R. G. (1995). Another look at the cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 50(1), 185–224.
89. Konzum Nyrt. (2009). *Éves Jelentés*. Budapest: KONZUM Nyrt.
90. Konzum Nyrt. (2010). *Éves Jelentés*. Budapest: KONZUM Nyrt.
91. Konzum Nyrt. (2011). *Éves Jelentés*. Budapest: KONZUM Nyrt.
92. Konzum Nyrt. (2012). *Éves Jelentés*. Budapest: KONZUM Nyrt.
93. Konzum Nyrt. (2013). *Éves Jelentés*. Budapest: KONZUM Nyrt.
94. Konzum Nyrt. (2014). *Éves Jelentés*. Budapest: KONZUM Nyrt.
95. Konzum Nyrt. (2015). *Éves Jelentés*. Budapest: KONZUM Nyrt.
96. Konzum Nyrt. (2016). *Éves Jelentés*. Budapest: KONZUM Nyrt.
97. Konzum Nyrt. (2017). *Éves Jelentés*. Budapest: KONZUM Nyrt.
98. Lakonishok, J., & Shapiro, A. C. (1986). Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking and Finance*, 10(1), 115–132.
99. Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. *Journal of Finance*, 49(5), 1541–1578.
100. Lam, K. S. K. (2002). The relationship between size, book-to-market equity ratio, earnings–price ratio, and return for the Hong Kong stock market. *Global Finance Journal*, 13(2), 163–179.
101. Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13–37.
102. Ljubljanska borza d.d. (2017). *Letno poročilo 2016*. Ljubljana: Ljubljanska borza d.d.
103. Ljubljanska borza d.d. (2017). *Sestava indeksa SBITOP od 19.6.2017 dalje*. Ljubljana: Ljubljanska borza d.d.
104. Luka Koper d.d. (2009). *Letno poročilo 2008*. Koper: Luka Koper d.d.
105. Luka Koper d.d. (2010). *Letno poročilo 2009*. Koper: Luka Koper d.d.
106. Luka Koper d.d. (2011). *Letno poročilo 2010*. Koper: Luka Koper d.d.

107. Luka Koper d.d. (2012). *Letno poročilo 2011*. Koper: Luka Koper d.d.
108. Luka Koper d.d. (2013). *Letno poročilo 2012*. Koper: Luka Koper d.d.
109. Luka Koper d.d. (2014). *Letno poročilo 2013*. Koper: Luka Koper d.d.
110. Luka Koper d.d. (2015). *Letno poročilo 2014*. Koper: Luka Koper d.d.
111. Luka Koper d.d. (2016). *Letno poročilo 2015*. Koper: Luka Koper d.d.
112. Luka Koper d.d. (2017). *Letno poročilo 2016*. Koper: Luka Koper d.d.
113. Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77–91.
114. Modigliani F., & Miller, M. H. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261–297.
115. Novak, J. & Petr, D. (2010). CAPM Beta, Size, Book-to-Market, and Momentum in Realized Stock Returns. *Czech Journal of Economics and Finance*, 60(5), 447–460.
116. Nutex Nyrt. (2011). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Nutex Nyrt.
117. Nutex Nyrt. (2012). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Nutex Nyrt.
118. Nutex Nyrt. (2013). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Nutex Nyrt.
119. Nutex Nyrt. (2014). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Nutex Nyrt.
120. Nutex Nyrt. (2015). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Nutex Nyrt.
121. Nutex Nyrt. (2016). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Nutex Nyrt.
122. Nutex Nyrt. (2017). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Nutex Nyrt.
123. O2 Czech Republic a.s. (2009). *Annual report 2008*. Prague: O2 Czech Republic a.s.
124. O2 Czech Republic a.s. (2010). *Annual report 2009*. Prague: O2 Czech Republic a.s.
125. O2 Czech Republic a.s. (2011). *Annual report 2010*. Prague: O2 Czech Republic a.s.
126. O2 Czech Republic a.s. (2012). *Annual report 2011*. Prague: O2 Czech Republic a.s.
127. O2 Czech Republic a.s. (2013). *Annual report 2012*. Prague: O2 Czech Republic a.s.
128. O2 Czech Republic a.s. (2014). *Annual report 2013*. Prague: O2 Czech Republic a.s.
129. O2 Czech Republic a.s. (2015). *Annual report 2014*. Prague: O2 Czech Republic a.s.
130. O2 Czech Republic a.s. (2016). *Annual report 2015*. Prague: O2 Czech Republic a.s.
131. O2 Czech Republic a.s. (2017). *Annual report 2016*. Prague: O2 Czech Republic a.s.
132. Opimus Group Nyrt. (2014). *Éves Jelentés 2013*. Budapest: Opimus Group Nyrt.
133. Opimus Group Nyrt. (2015). *Éves Jelentés 2014*. Budapest: Opimus Group Nyrt.
134. Opimus Group Nyrt. (2016). *Éves Jelentés 2015*. Budapest: Opimus Group Nyrt.
135. Opimus Group Nyrt. (2017). *Éves Jelentés 2016*. Budapest: Opimus Group Nyrt.
136. Pannergy Nyrt. (2009). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Pannergy Nyrt.
137. Pannergy Nyrt. (2010). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Pannergy Nyrt.
138. Pannergy Nyrt. (2011). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Pannergy Nyrt.
139. Pannergy Nyrt. (2012). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Pannergy Nyrt.
140. Pannergy Nyrt. (2013). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Pannergy Nyrt.
141. Pannergy Nyrt. (2014). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Pannergy Nyrt.
142. Pannergy Nyrt. (2015). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Pannergy Nyrt.
143. Pannergy Nyrt. (2016). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Pannergy Nyrt.

144. Pannergy Nyrt. (2017). *Konszolidált pénzügyi kimutatások*. Budapest: Pannergy Nyrt.
145. Penman, S. H. (1991). An Evaluation of Accounting Rate-of-Return. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 6(4), 233–255.
146. Penman, S.H. (2001). *Financial Statement Analysis and Security Valuation* (5th ed.). New York: McGraw-Hill.
147. Petrol d.d. (2009). *Letno poročilo 2008*. Ljubljana: Petrol d.d.
148. Petrol d.d. (2010). *Letno poročilo 2009*. Ljubljana: Petrol d.d.
149. Petrol d.d. (2011). *Letno poročilo 2010*. Ljubljana: Petrol d.d.
150. Petrol d.d. (2012). *Letno poročilo 2011*. Ljubljana: Petrol d.d.
151. Petrol d.d. (2013). *Letno poročilo 2012*. Ljubljana: Petrol d.d.
152. Petrol d.d. (2014). *Letno poročilo 2013*. Ljubljana: Petrol d.d.
153. Petrol d.d. (2015). *Letno poročilo 2014*. Ljubljana: Petrol d.d.
154. Petrol d.d. (2016). *Letno poročilo 2015*. Ljubljana: Petrol d.d.
155. Petrol d.d. (2017). *Letno poročilo 2016*. Ljubljana: Petrol d.d.
156. Pfajfar, L. (2014). *Osnovna ekonometrija*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
157. Philip Morris ČR. (2009). *Annual report*. Kutná Hora: Philip Morris ČR.
158. Philip Morris ČR. (2010). *Annual report*. Kutná Hora: Philip Morris ČR.
159. Philip Morris ČR. (2011). *Annual report*. Kutná Hora: Philip Morris ČR.
160. Philip Morris ČR. (2012). *Annual report*. Kutná Hora: Philip Morris ČR.
161. Philip Morris ČR. (2013). *Annual report*. Kutná Hora: Philip Morris ČR.
162. Philip Morris ČR. (2014). *Annual report*. Kutná Hora: Philip Morris ČR.
163. Philip Morris ČR. (2015). *Annual report*. Kutná Hora: Philip Morris ČR.
164. Philip Morris ČR. (2016). *Annual report*. Kutná Hora: Philip Morris ČR.
165. Philip Morris ČR. (2017). *Annual report*. Kutná Hora: Philip Morris ČR.
166. Phylaxia 1912 Holding Nyrt. (2009). *Éves Jelentése 2008*. Budapest: Phylaxia Pharma Nyrt.
167. Phylaxia 1912 Holding Nyrt. (2010). *Éves Jelentése 2009*. Budapest: Phylaxia Pharma Nyrt.
168. Phylaxia 1912 Holding Nyrt. (2011). *Éves Jelentése 2010*. Budapest: Phylaxia Pharma Nyrt.
169. Phylaxia 1912 Holding Nyrt. (2012). *Éves Jelentése 2011*. Budapest: Phylaxia Pharma Nyrt.
170. Phylaxia 1912 Holding Nyrt. (2013). *Éves Jelentése 2012*. Budapest: Phylaxia Pharma Nyrt.
171. Pozavarovalnica Sava d.d. (2009). *Letno poročilo 2008*. Ljubljana: Pozavarovalnica Sava d.d.
172. Pozavarovalnica Sava d.d. (2010). *Letno poročilo 2009*. Ljubljana: Pozavarovalnica Sava d.d.
173. Pozavarovalnica Sava d.d. (2011). *Letno poročilo 2010*. Ljubljana: Pozavarovalnica Sava d.d.
174. Pozavarovalnica Sava d.d. (2012). *Letno poročilo 2011*. Ljubljana: Pozavarovalnica Sava d.d.
175. Pozavarovalnica Sava d.d. (2013). *Letno poročilo 2012*. Ljubljana: Pozavarovalnica Sava d.d.
176. Pozavarovalnica Sava d.d. (2014). *Letno poročilo 2013*. Ljubljana: Pozavarovalnica Sava d.d.
177. Pozavarovalnica Sava d.d. (2015). *Letno poročilo 2014*. Ljubljana: Pozavarovalnica Sava d.d.
178. Pozavarovalnica Sava d.d. (2016). *Letno poročilo 2015*. Ljubljana: Pozavarovalnica Sava d.d.
179. Pozavarovalnica Sava d.d. (2017). *Letno poročilo 2016*. Ljubljana: Pozavarovalnica Sava d.d.
180. *Prague Stock Exchange*. Najdeno dne 20.6.2017 na spletnem naslovu www.pse.cz/en/about-us/prague-stock-exchange
181. Prague Stock Exchange (2017). *2016 Annual Report*. Prague: Burza cenných papírů Praha, a.s.

182. Prague Stock Exchange (2017). *Fact book 2016*. Prague: Burza cenných papírů Praha, a.s.
183. Prague Stock Exchange (b.l.). *PX Current Composition*. Najdeno dne 16.8.2017 na spletnem naslovu https://www.pse.cz/en/indices/index-values/composition/?ID_NOTATION=325088&ISIN=XC0009698371.
184. Primožič, A. (2013). *Koncept aktivnih trgov kapitala* (magistrsko delo). Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
185. Pustoslemšek, T. (2015). *Uporabnost modela določanja donosnosti lastniškega kapitala za slovenski kapitalski trg* (magistrsko delo). Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
186. Raba Nyrt. (2009). *Annual report 2008*. Győr: Raba Nyrt.
187. Raba Nyrt. (2010). *Annual report 2009*. Győr: Raba Nyrt.
188. Raba Nyrt. (2011). *Annual report 2010*. Győr: Raba Nyrt.
189. Raba Nyrt. (2012). *Annual report 2011*. Győr: Raba Nyrt.
190. Raba Nyrt. (2013). *Annual report 2012*. Győr: Raba Nyrt.
191. Raba Nyrt. (2014). *Annual report 2013*. Győr: Raba Nyrt.
192. Raba Nyrt. (2015). *Annual report 2014*. Győr: Raba Nyrt.
193. Raba Nyrt. (2016). *Annual report 2015*. Győr: Raba Nyrt.
194. Raba Nyrt. (2017). *Annual report 2016*. Győr: Raba Nyrt.
195. Reinganum, M. (1981). Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical anomalies based on earnings yields and market values. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 19–49.
196. Richter Gedeon Nyrt. (2009). *Annual report 2008*. Budapest: Richter Gedeon Nyrt.
197. Richter Gedeon Nyrt. (2010). *Annual report 2009*. Budapest: Richter Gedeon Nyrt.
198. Richter Gedeon Nyrt. (2011). *Annual report 2010*. Budapest: Richter Gedeon Nyrt.
199. Richter Gedeon Nyrt. (2012). *Annual report 2011*. Budapest: Richter Gedeon Nyrt.
200. Richter Gedeon Nyrt. (2013). *Annual report 2012*. Budapest: Richter Gedeon Nyrt.
201. Richter Gedeon Nyrt. (2014). *Annual report 2013*. Budapest: Richter Gedeon Nyrt.
202. Richter Gedeon Nyrt. (2015). *Annual report 2014*. Budapest: Richter Gedeon Nyrt.
203. Richter Gedeon Nyrt. (2016). *Annual report 2015*. Budapest: Richter Gedeon Nyrt.
204. Richter Gedeon Nyrt. (2017). *Annual report 2016*. Budapest: Richter Gedeon Nyrt.
205. Roll, R. (1977). A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests. *Journal of Financial Economics*, 4(2), 129–76.
206. Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11(3), 9–16.
207. Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of economic theory*, 13(3), 341–360.
208. *Shares*. Najdeno dne 19.6.2017 na spletnem naslovu <https://www.pse.cz/en/market-data/shares/prime-market/>
209. Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19(3), 425–442.
210. Stattman, D. (1980). Book values and stock returns. Chicago MBA: *A Journal of Selected Papers*, 4(1), 25–45.
211. *Tečajnica*. Najdeno dne 16.6.2017 na naslovu <https://www.bsi.si/podatki/tec-bs.asp>
212. *Tečajnica*. Najdeno dne 16.6.2017 na naslovu <http://www.ljse.si/cgi-bin/jve.cgi?doc=8230>
213. Telekom Slovenije d.d. (2009). *Letno poročilo 2008*. Ljubljana: Telekom Slovenije d.d.
214. Telekom Slovenije d.d. (2010). *Letno poročilo 2009*. Ljubljana: Telekom Slovenije d.d.
215. Telekom Slovenije d.d. (2011). *Letno poročilo 2010*. Ljubljana: Telekom Slovenije d.d.
216. Telekom Slovenije d.d. (2012). *Letno poročilo 2011*. Ljubljana: Telekom Slovenije d.d.
217. Telekom Slovenije d.d. (2013). *Letno poročilo 2012*. Ljubljana: Telekom Slovenije d.d.
218. Telekom Slovenije d.d. (2014). *Letno poročilo 2013*. Ljubljana: Telekom Slovenije d.d.

219. Telekom Slovenije d.d. (2015). *Letno poročilo 2014*. Ljubljana: Telekom Slovenije d.d.
220. Telekom Slovenije d.d. (2016). *Letno poročilo 2015*. Ljubljana: Telekom Slovenije d.d.
221. Telekom Slovenije d.d. (2017). *Letno poročilo 2016*. Ljubljana: Telekom Slovenije d.d.
222. Toma a.s. (2009). *Konsolidovaná výroční zpráva*. Otrokovice: Toma a.s.
223. Toma a.s. (2010). *Konsolidovaná výroční zpráva*. Otrokovice: Toma a.s.
224. Toma a.s. (2011). *Konsolidovaná výroční zpráva*. Otrokovice: Toma a.s.
225. Toma a.s. (2012). *Konsolidovaná výroční zpráva*. Otrokovice: Toma a.s.
226. Toma a.s. (2013). *Konsolidovaná výroční zpráva*. Otrokovice: Toma a.s.
227. Toma a.s. (2014). *Konsolidovaná výroční zpráva*. Otrokovice: Toma a.s.
228. Toma a.s. (2015). *Konsolidovaná výroční zpráva*. Otrokovice: Toma a.s.
229. Toma a.s. (2016). *Konsolidovaná výroční zpráva*. Otrokovice: Toma a.s.
230. Toma a.s. (2017). *Konsolidovaná výroční zpráva*. Otrokovice: Toma a.s.
231. Turk, I. (2004). *Finančno računovodstvo*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
232. Unipetrol, a.s. (2009). *Annual report 2008*. Prague: Unipetrol, a.s.
233. Unipetrol, a.s. (2010). *Annual report 2009*. Prague: Unipetrol, a.s.
234. Unipetrol, a.s. (2011). *Annual report 2010*. Prague: Unipetrol, a.s.
235. Unipetrol, a.s. (2012). *Annual report 2011*. Prague: Unipetrol, a.s.
236. Unipetrol, a.s. (2013). *Annual report 2012*. Prague: Unipetrol, a.s.
237. Unipetrol, a.s. (2014). *Annual report 2013*. Prague: Unipetrol, a.s.
238. Unipetrol, a.s. (2015). *Annual report 2014*. Prague: Unipetrol, a.s.
239. Unipetrol, a.s. (2016). *Annual report 2015*. Prague: Unipetrol, a.s.
240. Unipetrol, a.s. (2017). *Annual report 2016*. Prague: Unipetrol, a.s.
241. White, G.I., Sondhi, A. & Fried, D. (1998). *The Analysis and Use of Financial Statements*. New York: John Wiley&Sons.
242. Zavarovalnica Triglav d.d. (2009). *Letno poročilo Skupine Triglav za leto 2008*. Ljubljana: Zavarovalnica Triglav d.d.
243. Zavarovalnica Triglav d.d. (2010). *Letno poročilo Skupine Triglav za leto 2009*. Ljubljana: Zavarovalnica Triglav d.d.
244. Zavarovalnica Triglav d.d. (2011). *Letno poročilo Skupine Triglav za leto 2010*. Ljubljana: Zavarovalnica Triglav d.d.
245. Zavarovalnica Triglav d.d. (2012). *Letno poročilo Skupine Triglav za leto 2011*. Ljubljana: Zavarovalnica Triglav d.d.
246. Zavarovalnica Triglav d.d. (2013). *Letno poročilo Skupine Triglav za leto 2012*. Ljubljana: Zavarovalnica Triglav d.d.
247. Zavarovalnica Triglav d.d. (2014). *Letno poročilo Skupine Triglav za leto 2013*. Ljubljana: Zavarovalnica Triglav d.d.
248. Zavarovalnica Triglav d.d. (2015). *Letno poročilo Skupine Triglav za leto 2014*. Ljubljana: Zavarovalnica Triglav d.d.
249. Zavarovalnica Triglav d.d. (2016). *Letno poročilo Skupine Triglav za leto 2015*. Ljubljana: Zavarovalnica Triglav d.d.
250. Zavarovalnica Triglav d.d. (2017). *Letno poročilo Skupine Triglav za leto 2016*. Ljubljana: Zavarovalnica Triglav d.d.
251. *Zgodovina borze*. Najdeno 20.6.2017 na spletnem naslovu <http://www.ljse.si/cgi-bin/jve.cgi?doc=2319>

PRILOGE

KAZALO PRILOG

Priloga 1: Povezanost med posameznimi spremenljivkami in multikolinearnost na Ljubljanski borzi	1
Priloga 2: Opisne statistike za Ljubljansko borzo	3
Priloga 3: Rezultati regresije za Ljubljansko borzo	5
Priloga 4: Povezanost med posameznimi spremenljivkami in multikolinearnost na Praški borzi.....	9
Priloga 5: Opisne statistike za Praško borzo	11
Priloga 6: Rezultati regresije za Praško borzo	13
Priloga 7: Povezanost med posameznimi spremenljivkami in multikolinearnost na Budimpeški borzi	17
Priloga 8: Opisne statistike za Budimpeško borzo	19
Priloga 9: Rezultati regresije za Budimpeško borzo	21
Priloga 10: Rezultati regresije za Budimpeško borzo, brez vključenega kazalnika tržnega finančnega vzvoda.....	25
Priloga 11: Rezultati regresije za vse tri borze, za testiranje domneve H2	29

PRILOGA 1: Povezanost med posameznimi spremenljivkami in multikolinearnost na Ljubljanski borzi

```

(R)
/ / / / / / / /
/ / / / / / / /
Statistics/Data Analysis

User: Slovenija-multikolinearnost(space -5)
Project: Slovenija-multikolinearnost(space -5)

(R)
/ / / / / / / /
/ / / / / / / /
Statistics/Data Analysis 12.0
Special Edition

Copyright 1985-2011 StataCorp LP
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC http://www.stata.com
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata network perpetual license:
Serial number: 93611859953
Licensed to: Tejap
Tejap

Notes:
1. (/v# option or -set maxvar-) 5000 maximum variables

1 . import excel "C:\Users\HP\Desktop\STATA podatki\Popravek\SLOVENIJA.xls", sheet("List1") first
2 . tsset Podjetje Mesec
   panel variable: Podjetje (strongly balanced)
   time variable: Mesec, 1 to 96
   delta: 1 unit
3 .
4 . pwcorr Donosnost Beta lnME lnBEME lnABE lnAME EP EPdummy, sig star(.05)

```

	Donosn~t	Beta	lnME	lnBEME	lnABE	lnAME	EP
Donosnost	1.0000						
Beta	0.0222 0.5658	1.0000					
lnME	-0.0724 0.0607	-0.4284* 0.0000	1.0000				
lnBEME	0.0880* 0.0225	0.3155* 0.0000	-0.7898* 0.0000	1.0000			
lnABE	0.0029 0.9392	-0.1609* 0.0000	0.0621 0.1075	-0.4716* 0.0000	1.0000		
lnAME	0.0988* 0.0104	0.2135* 0.0000	-0.8110* 0.0000	0.7121* 0.0000	0.2830* 0.0000	1.0000	
EP	0.0696 0.0714	-0.1855* 0.0000	0.2820* 0.0000	-0.1859* 0.0000	0.2039* 0.0000	-0.0399 0.3014	1.0000
EPdummy	-0.0544 0.1589	0.1277* 0.0009	-0.3181* 0.0000	0.2292* 0.0000	-0.1258* 0.0011	0.1498* 0.0001	-0.6832* 0.0000
							EPdummy
EPdummy							1.0000

```
5 .
6 . regress Donosnost Beta lnME lnBEME lnABE lnAME EP EPdummy
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 672		
Model	.190468863	7	.027209838	F(7, 664) = 1.88		
Residual	9.6157416	664	.014481539	Prob > F = 0.0704		
Total	9.80621046	671	.014614323	R-squared = 0.0194		
				Adj R-squared = 0.0091		
				Root MSE = .12034		

Donosnost	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Beta	.0045249	.0163207	0.28	0.782	-.0275215	.0365713
lnME	.0018801	.0085912	0.22	0.827	-.0149891	.0187493
lnBEME	-.2678123	.2645246	-1.01	0.312	-.7872179	.2515932
lnABE	-.2759289	.2651933	-1.04	0.298	-.7966474	.2447897
lnAME	.2858382	.2673056	1.07	0.285	-.2390278	.8107042
EP	.1171887	.1187519	0.99	0.324	-.1159857	.3503632
EPdummy	-.0109733	.0146414	-0.75	0.454	-.0397224	.0177758
_cons	-.0503585	.1789794	-0.28	0.779	-.4017924	.3010753

```
7 .
8 . vif
```

Variable	VIF	1/VIF
lnBEME	3472.56	0.000288
lnAME	2977.47	0.000336
lnABE	1868.35	0.000535
lnME	5.63	0.177744
EP	2.06	0.484361
EPdummy	1.95	0.512601
Beta	1.35	0.742214
Mean VIF	1189.91	

PRILOGA 2: Opisne statistike za Ljubljansko borzo

```

(R)
/ / / / / / / / / /
Statistics/Data Analysis

User: Slovenija- Opisne statistike(space -6)
Project: Slovenija- Opisne statistike(space -6)

(R)
/ / / / / / / / / /
Statistics/Data Analysis

Special Edition

Copyright 1985-2011 StataCorp LP
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC http://www.stata.com
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata network perpetual license:
Serial number: 93611859953
Licensed to: Tejap
Tejap

Notes:
1. (/v# option or -set maxvar-) 5000 maximum variables

1 . import excel "C:\Users\HP\Desktop\STATA podatki\Popravek\Ne-logaritmirane vrednosti\SLOVENIJI
> isti") firstrow

2 . tsset Podjetje Mesec
panel variable: Podjetje (strongly balanced)
time variable: Mesec, 1 to 96
delta: 1 unit

3 . xtsum Donosnost Beta ME lnME BEME lnBEME ABE lnABE AME lnAME EP EPdummy

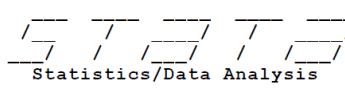
Variable | Mean Std. Dev. Min Max Observations
-----|-----
Donosnost overall | .0036041 .1208897 -.4305556 1.634091 N = 672
between | .0048443 .0044997 .0103617 n = 7
within | .1208064 -.4373132 1.627333 T = 96
Beta overall | 1.165642 .330402 .708264 1.80121 N = 672
between | .3566093 .708264 1.80121 n = 7
within | 1.92e-15 1.165642 1.165642 T = 96
ME overall | 3.07e+08 2.45e+08 3618884 1.09e+09 N = 672
between | 2.34e+08 1.96e+07 6.57e+08 n = 7
within | 1.13e+08 4.64e+07 7.42e+08 T = 96
lnME overall | 19.01546 1.282612 15.10168 20.81176 N = 672
between | 1.293556 16.50186 20.24311 n = 7
within | .4568478 17.61527 20.33846 T = 96
BEME overall | .6673214 1.341695 .04 9.67 N = 672
between | .8583006 .10625 2.56375 n = 7
within | 1.080631 -1.416429 7.773571 T = 96
lnBEME overall | -1.071265 1.034915 -3.218876 2.269028 N = 672
between | .9534873 -2.280055 .4810476 n = 7
within | .5390987 -2.286282 .7167152 T = 96
ABE overall | 22.74604 25.59212 4.89124 127.6041 N = 672
between | 22.63463 5.850958 72.30764 n = 7
within | 14.6685 -9.372402 78.04255 T = 96
lnABE overall | 2.778946 .7572034 1.587446 4.848933 N = 672
between | .7639397 1.757698 4.150395 n = 7
within | .2690345 2.278339 3.477484 T = 96
AME overall | 9.733723 16.96179 1.392805 120.1116 N = 672
between | 11.42722 2.471227 34.55466 n = 7
within | 13.25174 -18.26994 95.29063 T = 96

```

lnAME	overall	1.708429	.9483355	.3313197	4.788421	N =	672
	between		.8922698	.8340083	3.147484	n =	7
	within		.4646644	.4405616	3.349366	T =	96
EP	overall	.0634453	.056211	0	.193	N =	672
	between		.0278088	.0302698	.0939182	n =	7
	within		.0499583	-.0304729	.1661819	T =	96
EPdummy	overall	.2678571	.4431726	0	1	N =	672
	between		.1518732	.125	.5	n =	7
	within		.4202405	-.2321429	1.142857	T =	96

Vrednost ME predstavlja nelogaritmirano tržno kapitalizacijo in je izražena v EUR. Vredosti BEME, ABE in AME pa so nelogaritmirani kazalniki BE/ME, A/BE in A/ME.

PRILOGA 3: Rezultati regresije za Ljubljansko borzo

(R)
 **12.0** Copyright 1985-2011 StataCorp LP
 Statistics/Data Analysis
 StataCorp
 4905 Lakeway Drive
 College Station, Texas 77845 USA
 800-STATA-PC <http://www.stata.com>
 979-696-4600 stata@stata.com
 979-696-4601 (fax)

Single-user Stata network perpetual license:
 Serial number: 93611859953
 Licensed to: Tejap
 Tejap

Notes:

1. (/v# option or -set maxvar-) 5000 maximum variables
- 1 . import excel "C:\Users\HP\Desktop\STATA podatki\Popravek\SLOVENIJA- nova beta.xls", sheet("Li
- 2 . tsset Podjetje Mesec
 panel variable: **Podjetje (strongly balanced)**
 time variable: **Mesec, 1 to 96**
 delta: **1 unit**
- 3 .
- 4 . xtfrm Donosnost Beta

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	672
Num. time periods	=	96
F(1, 95)	=	0.14
Prob > F	=	0.7131
avg. R-squared	=	0.2900

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
Beta	.0081189	.0220108	0.37	0.713	-.035578	.0518159
_cons	-.0058597	.022008	-0.27	0.791	-.049551	.0378316

- 5 .
- 6 . xtfrm Donosnost lnME

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	672
Num. time periods	=	96
F(1, 95)	=	0.26
Prob > F	=	0.6144
avg. R-squared	=	0.3638

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0027192	.00538	-0.51	0.614	-.0133999	.0079615
_cons	.0552013	.1058844	0.52	0.603	-.1550058	.2654085

- 7 .
- 8 . xtfrm Donosnost Beta lnME

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	672
Num. time periods	=	96
F(2, 95)	=	0.13
Prob > F	=	0.8790
avg. R-squared	=	0.5535

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
Beta	.0037661	.0182085	0.21	0.837	-.0323823	.0399145
lnME	-.0022006	.0043343	-0.51	0.613	-.0108053	.0064041
_cons	.0418651	.0801283	0.52	0.603	-.1172098	.2009399

9 .
10 . xtfmb Donosnost lnBEME

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	672
Num. time periods	=	96
F(1, 95)	=	0.05
Prob > F	=	0.8240
avg. R-squared	=	0.2929

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnBEME	.0013718	.0061516	0.22	0.824	-.0108406	.0135843
_cons	.0022956	.0118643	0.19	0.847	-.0212579	.0258492

11 .
12 . xtfmb Donosnost lnAME lnABE

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	672
Num. time periods	=	96
F(2, 95)	=	0.15
Prob > F	=	0.8576
avg. R-squared	=	0.4217

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnAME	.0029612	.0076774	0.39	0.701	-.0122803	.0182027
lnABE	-.0002289	.0049992	-0.05	0.964	-.0101536	.0096958
_cons	-.0025749	.0115095	-0.22	0.823	-.0254242	.0202744

13 .
14 . xtfmb Donosnost EP EPdummy

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	672
Num. time periods	=	96
F(2, 95)	=	1.14
Prob > F	=	0.3243
avg. R-squared	=	0.3523

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
EP	-.2081699	.1381985	-1.51	0.135	-.4825287	.0661888
EPdummy	-.012198	.021199	-0.58	0.566	-.0542833	.0298874
_cons	.0219647	.0118054	1.86	0.066	-.001472	.0454014

15 .
16 . xtfmb Donosnost lnME lnBEME

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	672
Num. time periods	=	96
F(2, 95)	=	0.54
Prob > F	=	0.5867
avg. R-squared	=	0.4754

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0049444	.0063044	-0.78	0.435	-.0174603	.0075715
lnBEME	-.0043397	.0044194	-0.98	0.329	-.0131133	.0044339
_cons	.0927593	.1208798	0.77	0.445	-.1472175	.3327361

```
17 .
18 . xtfmb Donosnost lnME lnABE lnAME
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      672
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   3,   95)      =      0.21
                                             Prob > F           =      0.8897
                                             avg. R-squared     =      0.5720
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0043415	.0078145	-0.56	0.580	-.0198553	.0111723
lnABE	.0025358	.0043624	0.58	0.562	-.0061247	.0111963
lnAME	-.0023516	.007365	-0.32	0.750	-.016973	.0122698
_cons	.083944	.1561638	0.54	0.592	-.2260804	.3939684

```
19 .
20 . xtfmb Donosnost lnME EP EPdummy
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      672
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   3,   95)      =      0.26
                                             Prob > F           =      0.8525
                                             avg. R-squared     =      0.6400
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0004898	.0045468	-0.11	0.914	-.0095163	.0085367
EP	-.1322894	.1501309	-0.88	0.380	-.4303369	.1657581
EPdummy	-.005798	.0202958	-0.29	0.776	-.0460903	.0344942
_cons	.0217834	.0916295	0.24	0.813	-.1601242	.2036911

```
21 .
22 . xtfmb Donosnost lnME lnBEME EP EPdummy
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      672
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   4,   95)      =      0.96
                                             Prob > F           =      0.4338
                                             avg. R-squared     =      0.7448
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0225587	.0118165	-1.91	0.059	-.0460175	.0009
lnBEME	-.0394305	.0205931	-1.91	0.059	-.0803131	.001452
EP	.7223571	.4167243	1.73	0.086	-.1049453	1.54966
EPdummy	.0404368	.0295963	1.37	0.175	-.0183192	.0991929
_cons	.348348	.1868983	1.86	0.065	-.022692	.7193881

23 .
24 . xtfmb Donosnost lnME lnAME lnABE EP EPdummy

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	672
Num. time periods	=	96
F(5, 95)	=	0.31
Prob > F	=	0.9088
avg. R-squared	=	0.8483

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.075993	.0682824	-1.11	0.269	-.2115507	.0595648
lnAME	-.1231212	.1228829	-1.00	0.319	-.3670745	.1208322
lnABE	.0661861	.1210332	0.55	0.586	-.1740951	.3064673
EP	2.453787	2.313829	1.06	0.292	-2.139745	7.047318
EPdummy	.1240264	.1209825	1.03	0.308	-.1161542	.364207
_cons	1.305326	1.124354	1.16	0.249	-.9267982	3.537451

25 .
26 . xtfmb Donosnost lnBEME EP EPdummy

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	672
Num. time periods	=	96
F(3, 95)	=	0.13
Prob > F	=	0.9400
avg. R-squared	=	0.5773

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnBEME	.00145	.0055204	0.26	0.793	-.0095093	.0124093
EP	-.0916152	.1523514	-0.60	0.549	-.3940709	.2108406
EPdummy	-.0083361	.0214978	-0.39	0.699	-.0510146	.0343425
_cons	.0136278	.0159792	0.85	0.396	-.018095	.0453505

27 .

PRILOGA 4: Povezanosti med posameznimi spremenljivkami in multikolinearnost na Praški borzi

(R)
Statistics/Data Analysis

User: Češka-multikolinearnost{space -1}
Project: Češka-multikolinearnost{space -1}

(R)
12.0
Statistics/Data Analysis
Special Edition

Copyright 1985-2011 StataCorp LP
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC <http://www.stata.com>
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata network perpetual license:
Serial number: 93611859953
Licensed to: Tejap
Tejap

Notes:

1. (/v# option or -set maxvar-) 5000 maximum variables
- 1 . import excel "C:\Users\HP\Desktop\STATA podatki\Popravek\ČEŠKA.xls", sheet("List1") cellrange
- 2 . tsset Podjetje Mesec
panel variable: **Podjetje (strongly balanced)**
time variable: **Mesec, 1 to 96**
delta: **1 unit**
- 3 . pwcorr Donosnost Beta lnME lnBEME lnABE lnAME EP EPdummy, sig star(.05)

	Donosn~t	Beta	lnME	lnBEME	lnABE	lnAME	EP
Donosnost	1.0000						
Beta	0.0022 0.9654	1.0000					
lnME	-0.0686 0.1796	-0.4202*	1.0000				
lnBEME	0.0242 0.6364	0.7510*	-0.6528*	1.0000			
lnABE	0.0030 0.9533	-0.8467*	0.3496*	-0.8913*	1.0000		
lnAME	0.0140 0.7851	0.6022*	-0.6452*	0.8360*	-0.6517*	1.0000	
EP	0.0030 0.9532	-0.0929 0.0691	0.0099 0.8473	-0.1899* 0.0002	0.1890* 0.0002	-0.1972* 0.0001	1.0000
EPdummy	-0.0426 0.4049	-0.0522 0.3080	0.1982* 0.0001	0.2195* 0.0000	-0.2087* 0.0000	0.1983* 0.0001	-0.5593* 0.0000
	EPdummy						
EPdummy	1.0000						

4 . regress Donosnost Beta lnME lnBEME lnABE lnAME EP EPdummy

Source	SS	df	MS	Number of obs =	384
Model	.028545201	7	.004077886	F(7, 376) =	0.43
Residual	3.57911381	376	.00951892	Prob > F =	0.8844
				R-squared =	0.0079
				Adj R-squared =	-0.0106
Total	3.60765901	383	.009419475	Root MSE =	.09756

Donosnost	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Beta	-.0128859	.056721	-0.23	0.820	-.124416	.0986441
lnME	-.0023456	.0070771	-0.33	0.741	-.0162612	.0115701
lnBEME	.0130714	.0247248	0.53	0.597	-.0355448	.0616876
lnABE	.0146609	.0428257	0.34	0.732	-.069547	.0988688
lnAME	-.0074691	.012644	-0.59	0.555	-.0323309	.0173928
EP	-.0576571	.1251369	-0.46	0.645	-.3037129	.1883987
EPdummy	-.0149388	.021915	-0.68	0.496	-.0580301	.0281526
_cons	.0716645	.1943795	0.37	0.713	-.3105425	.4538716

5 . vif

Variable	VIF	1/VIF
lnBEME	28.99	0.034497
lnABE	20.13	0.049674
lnME	5.59	0.178762
Beta	5.01	0.199743
lnAME	4.16	0.240587
EPdummy	2.55	0.391507
EP	1.57	0.636452
Mean VIF	9.71	

PRILOGA 5: Opisne statistike za Praško borzo

STATA (R)
Statistics/Data Analysis

User: Češka- Opisne statistike{space -2}
Project: Češka- Opisne statistike{space -2}

STATA (R)
Statistics/Data Analysis 12.0
Special Edition

Copyright 1985-2011 StataCorp LP
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC <http://www.stata.com>
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata network perpetual license:

Serial number: 93611859953
Licensed to: Tejap
Tejap

Notes:

1. (/v# option or -set maxvar-) 5000 maximum variables

```
1 . import excel "C:\Users\HP\Desktop\STATA podatki\Popravek\Ne-logaritmiranje vrednosti\ČEŠKA- ne
> " cellrange(A1:N385) firstrow
```

```
2 . tsset Podjetje Mesec
    panel variable: Podjetje (strongly balanced)
    time variable: Mesec, 1 to 96
    delta: 1 unit
```

```
3 . xtsum Donosnost Beta ME lnME BEME lnBEME ABE lnABE AME lnAME EP EPdummy
```

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
Donosn~t	overall	.0101837	.097054	-.6552318	.8571429	N = 384
	between		.0037306	.0049803	.013671	n = 4
	within		.0970001	-.6500284	.8536555	T = 96
Beta	overall	.3967553	.1966597	.092589	.621697	N = 384
	between		.2267871	.092589	.621697	n = 4
	within		6.19e-16	.3967552	.3967553	T = 96
ME	overall	3.39e+10	4.02e+10	5.17e+08	1.41e+11	N = 384
	between		3.68e+10	9.76e+08	8.63e+10	n = 4
	within		2.44e+10	-2.24e+10	8.82e+10	T = 96
lnME	overall	23.3461	1.666099	20.06364	25.66913	N = 384
	between		1.867613	20.66679	24.9717	n = 4
	within		.3912445	22.49816	24.04352	T = 96
BEME	overall	.6077151	.5396025	.0398406	1.74216	N = 384
	between		.610337	.1007427	1.459309	n = 4
	within		.1051571	.3649512	.8905665	T = 96
lnBEME	overall	-.9945012	1.085595	-3.222868	.5551259	N = 384
	between		1.185473	-2.320088	.3708744	n = 4
	within		.3489342	-2.65808	-.4568634	T = 96
ABE	overall	4.369019	2.706798	2.065346	11.48	N = 384
	between		2.686787	2.354854	8.30196	n = 4
	within		1.377861	2.577059	10.33812	T = 96
lnABE	overall	1.321102	.5223076	.7252976	2.440606	N = 384
	between		.5423637	.8525291	2.100342	n = 4
	within		.2271791	1.094099	2.372625	T = 96
AME	overall	1.687734	1.126427	.1	3.755702	N = 384
	between		1.272563	.70625	3.405935	n = 4
	within		.2260608	1.081484	2.088984	T = 96

lnAME	overall	.2551912	.803846	-2.302585	1.323275	N =	384
	between		.817035	-.5055474	1.223403	n =	4
	within		.3797388	-1.541846	.8469163	T =	96
EP	overall	.0648244	.0499375	0	.2425	N =	384
	between		.0217153	.0338931	.0845199	n =	4
	within		.046251	.0049926	.2734313	T =	96
EPdummy	overall	.15625	.3635659	0	1	N =	384
	between		.3125	0	.625	n =	4
	within		.2423773	-.46875	.53125	T =	96

Vrednost ME predstavlja nelogaritmirano tržno kapitalizacijo in je izražena v CZK. Vredosti BEME, ABE in AME pa so nelogaritmirani kazalniki BE/ME, A/BE in A/ME.

PRILOGA 6: Rezultati regresije za Praško borzo

(R)

Statistics/Data Analysis

User: Češka
Project: Češka

(R)

Statistics/Data Analysis 12.0

Special Edition

Copyright 1985-2011 StataCorp LP
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC <http://www.stata.com>
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata network perpetual license:

Serial number: 93611859953
Licensed to: Tejap
Tejap

Notes:

1. (/v# option or -set maxvar-) 5000 maximum variables

1 . import excel "C:\Users\HP\Desktop\STATA podatki\Popravek\ČEŠKA.xls", sheet("List1") cellrange

2 . tsset Podjetje Mesec
panel variable: **Podjetje (strongly balanced)**
time variable: **Mesec, 1 to 96**
delta: **1 unit**

3 .

4 . xtfmb Donosnost Beta

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure	Number of obs	=	384
	Num. time periods	=	96
	F(1, 95)	=	0.00
	Prob > F	=	0.9608
	avg. R-squared	=	0.3297

Donosnost	Fama-MacBeth					
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Beta	.0010973	.0222623	0.05	0.961	-.0430991	.0452936
_cons	.0097483	.0066759	1.46	0.148	-.0035051	.0230018

5 .

6 . xtfmb Donosnost lnME

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure	Number of obs	=	384
	Num. time periods	=	96
	F(1, 95)	=	0.45
	Prob > F	=	0.5021
	avg. R-squared	=	0.2756

Donosnost	Fama-MacBeth					
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnME	-.002253	.0033438	-0.67	0.502	-.0088912	.0043851
_cons	.0624137	.0781981	0.80	0.427	-.0928292	.2176566

```
7 .
8 . xtfrm Donosnost Beta lnME
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs   =      384
                                             Num. time periods =      96
                                             F( 2, 95)       =      0.06
                                             Prob > F        =      0.9419
                                             avg. R-squared  =      0.6240
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
Beta	-.0070367	.0262623	-0.27	0.789	-.059174	.0451007
lnME	-.0014471	.0042992	-0.34	0.737	-.0099821	.007088
_cons	.0468622	.1053507	0.44	0.657	-.1622854	.2560097

```
9 .
10 . xtfrm Donosnost lnBEME
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs   =      384
                                             Num. time periods =      96
                                             F( 1, 95)       =      0.23
                                             Prob > F        =      0.6327
                                             avg. R-squared  =      0.3449
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnBEME	.0021223	.0044262	0.48	0.633	-.0066647	.0109094
_cons	.0129052	.0077185	1.67	0.098	-.0024179	.0282283

```
11 .
12 . xtfrm Donosnost lnAME lnABE
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs   =      384
                                             Num. time periods =      96
                                             F( 2, 95)       =      0.04
                                             Prob > F        =      0.9608
                                             avg. R-squared  =      0.7056
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnAME	.0041195	.0154789	0.27	0.791	-.02661	.034849
lnABE	.0064173	.0233387	0.27	0.784	-.0399159	.0527506
_cons	.0047937	.035837	0.13	0.894	-.0663517	.0759391

```
13 .
14 . xtfrm Donosnost EP EPdummy
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs   =      384
                                             Num. time periods =      96
                                             F( 2, 95)       =      0.62
                                             Prob > F        =      0.5411
                                             avg. R-squared  =      0.5365
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
EP	-.3967809	.3568962	-1.11	0.269	-1.105309	.3117477
EPdummy	-.0299452	.0283624	-1.06	0.294	-.0862518	.0263613
_cons	.0381184	.0277158	1.38	0.172	-.0169044	.0931412

```
15 .
16 . xtfrm Donosnost lnME lnBEME
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      384
                                             Num. time periods =      96
                                             F( 2, 95)          =      0.17
                                             Prob > F           =      0.8447
                                             avg. R-squared    =      0.6187
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.002249	.0039472	-0.57	0.570	-.0100853	.0055872
lnBEME	-.0017587	.0045242	-0.39	0.698	-.0107404	.0072231
_cons	.0615195	.0892452	0.69	0.492	-.1156546	.2386936

```
17 .
18 . xtfrm Donosnost lnME lnABE lnAME
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      384
                                             Num. time periods =      96
                                             F( 3, 95)          =      0.15
                                             Prob > F           =      0.9273
                                             avg. R-squared    =      1.0000
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0036653	.0062735	-0.58	0.560	-.0161198	.0087891
lnABE	-.0007053	.0322593	-0.02	0.983	-.0647481	.0633374
lnAME	-.0077545	.0274142	-0.28	0.778	-.0621786	.0466696
_cons	.1021696	.1835367	0.56	0.579	-.2621969	.4665361

```
19 .
20 . xtfrm Donosnost lnME EP EPdummy
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      384
                                             Num. time periods =      96
                                             F( 3, 95)          =      0.63
                                             Prob > F           =      0.5978
                                             avg. R-squared    =      0.8612
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0178666	.0242504	-0.74	0.463	-.0660097	.0302766
EP	.0914018	1.295428	0.07	0.944	-2.480348	2.663152
EPdummy	.0087474	.0947818	0.09	0.927	-.1794183	.1969131
_cons	.4280887	.6576132	0.65	0.517	-.8774384	1.733616

```
21 .
```

22 . xtfmb Donosnost lnME lnBEME EP EPdummy

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	384
Num. time periods	=	96
F(4, 95)	=	1.15
Prob > F	=	0.3357
avg. R-squared	=	1.0000

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	.0018082	.0087099	0.21	0.836	-.015483	.0190995
lnBEME	.0019176	.0101749	0.19	0.851	-.018282	.0221173
EP	-.1342454	.0896719	-1.50	0.138	-.3122666	.0437758
EPdummy	-.0097055	.0178832	-0.54	0.589	-.0452081	.0257971
_cons	-.0145919	.1837514	-0.08	0.937	-.3793845	.3502007

23 .

24 . xtfmb Donosnost lnME lnAME lnABE EP EPdummy

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	384
Num. time periods	=	96
F(5, 95)	=	0.57
Prob > F	=	0.7246
avg. R-squared	=	1.0000

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
EPdummy	-.0120437	.0184109	-0.65	0.515	-.048589	.0245016
lnME	.0021997	.0076417	0.29	0.774	-.012969	.0173683
lnAME	.0101176	.0192599	0.53	0.601	-.028113	.0483483
lnABE	.0160643	.02362	0.68	0.498	-.0308211	.0629496
EP	-.0120437	.0184109	-0.65	0.515	-.048589	.0245016
_cons	-.0559901	.1859657	-0.30	0.764	-.4251291	.3131489

96 Mesec regressions

25 .

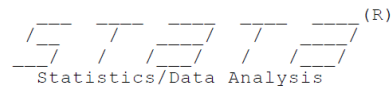
26 . xtfmb Donosnost lnBEME EP EPdummy

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

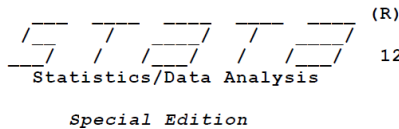
Number of obs	=	384
Num. time periods	=	96
F(3, 95)	=	1.11
Prob > F	=	0.3502
avg. R-squared	=	0.9274

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnBEME	-.0368869	.0251741	-1.47	0.146	-.0868638	.01309
EP	-3.276785	1.800867	-1.82	0.072	-6.851958	.2983879
EPdummy	-.1883138	.1041907	-1.81	0.074	-.3951584	.0185308
_cons	.1786416	.0938502	1.90	0.060	-.0076745	.3649577

PRILOGA 7: Povezanost med posameznimi spremenljivkami in multikolinearnost na Budimpeški borzi



User: Madžarska-multikolinearnost{space -5}
Project: Madžarska-multikolinearnost{space -5}



12.0 Copyright 1985-2011 StataCorp LP
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC <http://www.stata.com>
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata network perpetual license:
Serial number: 93611859953
Licensed to: Tejap
Tejap

Notes:

1. (/v# option or -set maxvar-) 5000 maximum variables
- 1 . import excel "C:\Users\HP\Desktop\STATA podatki\Popravek\MADŽARSKA.xls", sheet("List1") cellr
- 2 . tsset Podjetje Mesec
panel variable: **Podjetje (strongly balanced)**
time variable: **Mesec, 1 to 96**
delta: **1 unit**
- 3 .
- 4 . pwcorr Donosnost Beta lnME lnBEME lnABE lnAME EP EPdummy, sig star(.05)

	Donosnost	Beta	lnME	lnBEME	lnABE	lnAME	EP
Donosnost	1.0000						
Beta	0.0595 0.0804	1.0000					
lnME	-0.0380 0.2642	-0.4790*	1.0000				
lnBEME	0.0339 0.3199	0.3967*	-0.7023*	1.0000			
lnABE	-0.0334 0.3268	-0.1077*	0.3985*	-0.7171*	1.0000		
lnAME	0.0023 0.9464	0.3911*	-0.4189*	0.4098*	0.3411*	1.0000	
EP	-0.0161 0.6373	0.4190*	-0.3388*	0.0622 0.0677	0.1804*	0.3209*	1.0000
EPdummy	0.0532 0.1181	0.2101*	-0.2115*	0.2715*	-0.1859*	0.1185*	-0.3374*
		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0005	0.0000
	EPdummy						
EPdummy	1.0000						

```

5 .
6 . regress Donosnost Beta lnME lnBEME lnABE lnAME EP EPdummy

```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 864		
Model	1.71231934	7	.244617049	F(7, 856) = 0.90		
Residual	233.623983	856	.272925214	Prob > F = 0.5087		
				R-squared = 0.0073		
				Adj R-squared = -0.0008		
Total	235.336302	863	.272695599	Root MSE = .52242		

Donosnost	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Beta	.1445534	.0900987	1.60	0.109	-.0322868	.3213937
lnME	-.0081968	.0125618	-0.65	0.514	-.0328522	.0164587
lnBEME	-.2431653	.3778306	-0.64	0.520	-.9847482	.4984176
lnABE	-.2419336	.3794731	-0.64	0.524	-.9867404	.5028732
lnAME	.2328447	.3824858	0.61	0.543	-.5178752	.9835646
EP	-.1026976	.1198377	-0.86	0.392	-.3379077	.1325125
EPdummy	.0276238	.0435745	0.63	0.526	-.0579015	.1131492
_cons	.1773922	.2835286	0.63	0.532	-.3791005	.7338848

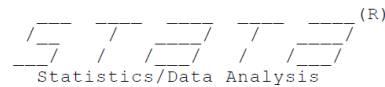
```

7 .
8 . vif

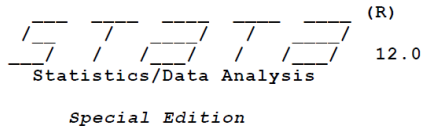
```

Variable	VIF	1/VIF
lnBEME	1180.33	0.000847
lnABE	1091.96	0.000916
lnAME	635.86	0.001573
lnME	2.68	0.373776
EP	1.94	0.515331
Beta	1.67	0.598890
EPdummy	1.46	0.684478
Mean VIF	416.56	

PRILOGA 8: Opisne statistike za Budimpeško borzo



User: Madžarska- Opisne statistike{space -6}
Project: Madžarska- Opisne statistike{space -6}



Copyright 1985-2011 StataCorp LP
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC <http://www.stata.com>
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata network perpetual license:

Serial number: 93611859953
Licensed to: Tejap
Tejap

Notes:

1. (/v# option or -set maxvar-) 5000 maximum variables

```
1 . import excel "C:\Users\HP\Desktop\STATA podatki\Popravek\Ne-logaritmiranje vrednosti\MADŽARSKA
> ist1") cellrange(A1:O865) firstrow
```

```
2 . tsset Podjetje Mesec
    panel variable: Podjetje (strongly balanced)
    time variable: Mesec, 1 to 96
    delta: 1 unit
```

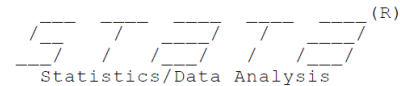
```
3 . xtsum Donosnost Beta ME lnME BEME lnBEME ABE lnABE AME lnAME EP EPdummy
```

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
Donosnost	overall	.0284669	.5222026	-.4868421	14.61111	N = 864
	between		.0456265	-.0054982	.1394404	n = 9
	within		.5204258	-.5978157	14.50014	T = 96
Beta	overall	.2774118	.2550494	-.065616	.764469	N = 864
	between		.2703641	-.065616	.764469	n = 9
	within		4.27e-16	.2774118	.2774118	T = 96
ME	overall	9.30e+10	2.39e+11	8.84e+07	1.05e+12	N = 864
	between		2.49e+11	9.36e+08	7.57e+11	n = 9
	within		4.25e+10	-3.33e+10	3.84e+11	T = 96
lnME	overall	22.51125	2.315582	18.29727	27.67832	N = 864
	between		2.354131	19.70294	27.34031	n = 9
	within		.6557793	21.10558	26.11542	T = 96
BEME	overall	.9534897	1.255244	.01	5.263158	N = 864
	between		1.021767	.04375	3.101065	n = 9
	within		.8040868	-1.297576	3.532672	T = 96
lnBEME	overall	-.9834091	1.617042	-4.60517	1.660731	N = 864
	between		1.610057	-3.690022	.9193459	n = 9
	within		.5548893	-2.472945	1.145965	T = 96
ABE	overall	28.13465	39.40562	.815466	149.1061	N = 864
	between		40.58949	1.867563	127.5285	n = 9
	within		9.308868	4.323177	59.87433	T = 96
lnABE	overall	2.2663	1.548597	-.2039956	5.004658	N = 864
	between		1.56258	.5510414	4.842597	n = 9
	within		.4746333	.5578299	3.522617	T = 96
AME	overall	6.595705	6.750644	.3178466	29.26327	N = 864
	between		5.862458	1.117126	18.46967	n = 9
	within		3.871188	-2.94188	18.55995	T = 96

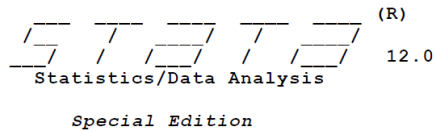
lnAME	overall	1.295358	1.172415	-1.146186	3.376333	N =	864
	between		1.046784	-.0723475	2.859284	n =	9
	within		.6319994	-.7280399	3.474767	T =	96
EP	overall	.0824844	.2067187	0	1.291765	N =	864
	between		.1348908	0	.4350974	n =	9
	within		.1629113	-.352613	.9391517	T =	96
EPdummy	overall	.4166667	.4932922	0	1	N =	864
	between		.3365728	0	1	n =	9
	within		.3775263	-.3333333	1.166667	T =	96

Vrednost ME predstavlja nelogaritmirano tržno kapitalizacijo in je izražena v HUF. Vredosti BEME, ABE in AME pa so nelogaritmirani kazalniki BE/ME, A/BE in A/ME.

PRILOGA 9: Rezultati regresije za Budimpeško borzo



User: Madžarska
Project: Madžarska



Copyright 1985-2011 StataCorp LP
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC <http://www.stata.com>
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata network perpetual license:
Serial number: 93611859953
Licensed to: Tejap
Tejap

Notes:

1. (/v# option or -set maxvar-) 5000 maximum variables
- 1 . import excel "C:\Users\HP\Desktop\STATA podatki\Popravek\MADŽARSKA.xls", sheet("List1") cellr
- 2 . tsset Podjetje Mesec
panel variable: **Podjetje (strongly balanced)**
time variable: **Mesec, 1 to 96**
delta: **1 unit**
- 3 .
- 4 . xtfrm Donosnost Beta

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure	Number of obs	=	864
	Num. time periods	=	96
	F(1, 95)	=	0.91
	Prob > F	=	0.3413
	avg. R-squared	=	0.1235

Donosnost	Coef.	Fama-MacBeth Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Beta	.1218557	.1274194	0.96	0.341	-.1311037	.3748151
_cons	-.0053373	.0189771	-0.28	0.779	-.0430116	.0323369

- 5 .
- 6 . xtfrm Donosnost lnME

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure	Number of obs	=	864
	Num. time periods	=	96
	F(1, 95)	=	1.18
	Prob > F	=	0.2794
	avg. R-squared	=	0.1137

Donosnost	Coef.	Fama-MacBeth Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnME	-.0100142	.0092056	-1.09	0.279	-.0282895	.0082611
_cons	.2563281	.2269765	1.13	0.262	-.1942772	.7069334

7 .

8 . xtfmb Donosnost Beta lnME

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure	Number of obs	=	864
	Num. time periods	=	96
	F(2, 95)	=	1.11
	Prob > F	=	0.3343
	avg. R-squared	=	0.2216

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
Beta	.0994615	.1181086	0.84	0.402	-.1350136	.3339367
lnME	-.0044973	.0031155	-1.44	0.152	-.0106823	.0016877
_cons	.1027076	.0621895	1.65	0.102	-.0207542	.2261694

9 .

10 . xtfmb Donosnost lnBEME

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure	Number of obs	=	864
	Num. time periods	=	96
	F(1, 95)	=	4.91
	Prob > F	=	0.0290
	avg. R-squared	=	0.1163

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnBEME	.0092054	.0041527	2.22	0.029	.0009613	.0174495
_cons	.0372007	.0207658	1.79	0.076	-.0040247	.078426

11 .

12 . xtfmb Donosnost lnAME lnABE

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure	Number of obs	=	864
	Num. time periods	=	96
	F(2, 95)	=	2.59
	Prob > F	=	0.0804
	avg. R-squared	=	0.2221

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnAME	.0047953	.0038239	1.25	0.213	-.0027962	.0123867
lnABE	-.0115281	.005121	-2.25	0.027	-.0216946	-.0013615
_cons	.0469626	.025611	1.83	0.070	-.0038818	.0978069

13 .

14 . xtfmb Donosnost EP EPdummy

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure	Number of obs	=	864
	Num. time periods	=	96
	F(2, 95)	=	1.39
	Prob > F	=	0.2536
	avg. R-squared	=	0.2557

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
EP	-.0637584	.0634756	-1.00	0.318	-.1897734	.0622567
EPdummy	.0443815	.0338386	1.31	0.193	-.0227966	.1115596
_cons	.0149664	.0071701	2.09	0.040	.000732	.0292008

```
15 .
16 . xtfrm Donosnost lnME lnBEME
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs   =      864
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   2,   95)    =      2.37
                                             Prob > F         =      0.0986
                                             avg. R-squared   =      0.2623
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0121263	.0198862	-0.61	0.543	-.0516053	.0273528
lnBEME	-.0025276	.0186308	-0.14	0.892	-.0395145	.0344593
_cons	.2993611	.4472737	0.67	0.505	-.5885895	1.187312

```
17 .
18 . xtfrm Donosnost lnME lnABE lnAME
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs   =      864
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   3,   95)    =      1.70
                                             Prob > F         =      0.1729
                                             avg. R-squared   =      0.3509
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0130301	.019613	-0.66	0.508	-.0519669	.0259067
lnABE	.0014539	.0176362	0.08	0.934	-.0335584	.0364662
lnAME	-.0075844	.0220416	-0.34	0.732	-.0513425	.0361737
_cons	.3262357	.4464178	0.73	0.467	-.5600157	1.212487

```
19 .
20 . xtfrm Donosnost lnME EP EPdummy
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs   =      864
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   3,   95)    =      1.47
                                             Prob > F         =      0.2269
                                             avg. R-squared   =      0.3789
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0112485	.0106802	-1.05	0.295	-.0324514	.0099543
EP	-.2051084	.4058934	-0.51	0.615	-1.010909	.6006918
EPdummy	.019098	.0208705	0.92	0.362	-.0223353	.0605312
_cons	.2878712	.2732456	1.05	0.295	-.2545899	.8303322

```
21 .
22 . xtfrm Donosnost lnME lnBEME EP EPdummy
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs   =      864
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   4,   95)    =      1.53
                                             Prob > F         =      0.1994
                                             avg. R-squared   =      0.4911
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0122673	.0190132	-0.65	0.520	-.0500132	.0254787
lnBEME	-.0276734	.0396807	-0.70	0.487	-.1064496	.0511028
EP	.6596453	.5294166	1.25	0.216	-.3913796	1.71067
EPdummy	.120625	.1059112	1.14	0.258	-.0896353	.3308853
_cons	.1999999	.3372777	0.59	0.555	-.4695809	.8695808

```

23 .
24 . xtfmb Donosnost lnME lnAME lnABE EP EPdummy

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      864
                                              Num. time periods =      96
                                              F(   5,   95)      =      1.49
                                              Prob > F           =      0.2017
                                              avg. R-squared     =      0.6119

```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0199386	.0189242	-1.05	0.295	-.0575078	.0176306
lnAME	-.0459283	.0318561	-1.44	0.153	-.1091706	.0173141
lnABE	.0350714	.0421379	0.83	0.407	-.0485829	.1187258
EP	.4293342	.2808187	1.53	0.130	-.1281613	.9868298
EPdummy	.1563114	.1058173	1.48	0.143	-.0537626	.3663853
_cons	.3802159	.3351594	1.13	0.259	-.2851596	1.045591

```

25 .
26 . xtfmb Donosnost lnBEME EP EPdummy

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      864
                                              Num. time periods =      96
                                              F(   3,   95)      =      1.15
                                              Prob > F           =      0.3324
                                              avg. R-squared     =      0.3694

```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnBEME	-.0176117	.0254056	-0.69	0.490	-.0680483	.0328249
EP	.6776034	.7423571	0.91	0.364	-.7961617	2.151368
EPdummy	.1223615	.1234118	0.99	0.324	-.1226419	.3673649
_cons	-.0668472	.0961639	-0.70	0.489	-.2577567	.1240624

PRILOGA 10: Rezultati regresije za Budimpeško borzo, brez vključenega kazalnika tržnega finančnega vzvoda

```

      _ _ _ _ _
     / / / / /
    / / / / /
   / / / / /
  / / / / /
 / / / / /
Statistics/Data Analysis (R)

User: Madžarska- brez lnAME
Project: Madžarska- brez lnAME

      _ _ _ _ _
     / / / / /
    / / / / /
   / / / / /
  / / / / /
 / / / / /
Statistics/Data Analysis (R) 12.0
Special Edition

Copyright 1985-2011 StataCorp LP
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC      http://www.stata.com
979-696-4600      stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata network perpetual license:
  Serial number: 93611859953
  Licensed to: Tejap
             Tejap

Notes:
  1. (/v# option or -set maxvar-) 5000 maximum variables

1 . import excel "C:\Users\HP\Desktop\STATA podatki\Popravek\MADŽARSKA.xls", sheet("List1") cellr
2 . tsset Podjetje Mesec
   panel variable: Podjetje (strongly balanced)
   time variable: Mesec, 1 to 96
   delta: 1 unit

3 .
4 . xtfrm Donosnost Beta

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure
Number of obs      =      864
Num. time periods =      96
F( 1, 95)          =      0.91
Prob > F            =      0.3413
avg. R-squared      =      0.1235

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| Donosnost | Coef. | Std. Err. | t | P>|t| | [95% Conf. Interval] |
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| Beta      | .1218557 | .1274194 | 0.96 | 0.341 | -.1311037 | .3748151 |
| _cons     | -.0053373 | .0189771 | -0.28 | 0.779 | -.0430116 | .0323369 |
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

5 .
6 . xtfrm Donosnost lnME

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure
Number of obs      =      864
Num. time periods =      96
F( 1, 95)          =      1.18
Prob > F            =      0.2794
avg. R-squared      =      0.1137

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| Donosnost | Coef. | Std. Err. | t | P>|t| | [95% Conf. Interval] |
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| lnME      | -.0100142 | .0092056 | -1.09 | 0.279 | -.0282895 | .0082611 |
| _cons     | .2563281 | .2269765 | 1.13 | 0.262 | -.1942772 | .7069334 |
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

```

```

7 .
8 . xtfrm Donosnost Beta lnME

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs   =      864
                                             Num. time periods =      96
                                             F( 2, 95)       =      1.11
                                             Prob > F         =      0.3343
                                             avg. R-squared   =      0.2216

```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
Beta	.0994615	.1181086	0.84	0.402	-.1350136	.3339367
lnME	-.0044973	.0031155	-1.44	0.152	-.0106823	.0016877
_cons	.1027076	.0621895	1.65	0.102	-.0207542	.2261694

```

9 .
10 . xtfrm Donosnost lnBEME

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs   =      864
                                             Num. time periods =      96
                                             F( 1, 95)       =      4.91
                                             Prob > F         =      0.0290
                                             avg. R-squared   =      0.1163

```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnBEME	.0092054	.0041527	2.22	0.029	.0009613	.0174495
_cons	.0372007	.0207658	1.79	0.076	-.0040247	.078426

```

11 .
12 . xtfrm Donosnost lnABE

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs   =      864
                                             Num. time periods =      96
                                             F( 1, 95)       =      4.32
                                             Prob > F         =      0.0403
                                             avg. R-squared   =      0.1360

```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnABE	-.0105349	.0050658	-2.08	0.040	-.0205918	-.000478
_cons	.0536079	.0267203	2.01	0.048	.0005613	.1066544

```

13 .
14 . xtfrm Donosnost EP EPdummy

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs   =      864
                                             Num. time periods =      96
                                             F( 2, 95)       =      1.39
                                             Prob > F         =      0.2536
                                             avg. R-squared   =      0.2557

```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
EP	-.0637584	.0634756	-1.00	0.318	-.1897734	.0622567
EPdummy	.0443815	.0338386	1.31	0.193	-.0227966	.1115596
_cons	.0149664	.0071701	2.09	0.040	.000732	.0292008

15 .
16 . xtfmb Donosnost lnME lnBEME

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	864
Num. time periods	=	96
F(2, 95)	=	2.37
Prob > F	=	0.0986
avg. R-squared	=	0.2623

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0121263	.0198862	-0.61	0.543	-.0516053	.0273528
lnBEME	-.0025276	.0186308	-0.14	0.892	-.0395145	.0344593
_cons	.2993611	.4472737	0.67	0.505	-.5885895	1.187312

17 .
18 . xtfmb Donosnost lnME lnABE

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	864
Num. time periods	=	96
F(2, 95)	=	2.13
Prob > F	=	0.1239
avg. R-squared	=	0.2501

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.010513	.0124967	-0.84	0.402	-.0353221	.0142961
lnABE	-.0024824	.0088519	-0.28	0.780	-.0200556	.0150909
_cons	.277199	.2869936	0.97	0.337	-.2925554	.8469535

19 .
20 . xtfmb Donosnost lnME EP EPdummy

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	864
Num. time periods	=	96
F(3, 95)	=	1.47
Prob > F	=	0.2269
avg. R-squared	=	0.3789

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0112485	.0106802	-1.05	0.295	-.0324514	.0099543
EP	-.2051084	.4058934	-0.51	0.615	-1.010909	.6006918
EPdummy	.019098	.0208705	0.92	0.362	-.0223353	.0605312
_cons	.2878712	.2732456	1.05	0.295	-.2545899	.8303322

21 .
22 . xtfmb Donosnost lnME lnBEME EP EPdummy

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure

Number of obs	=	864
Num. time periods	=	96
F(4, 95)	=	1.53
Prob > F	=	0.1994
avg. R-squared	=	0.4911

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0122673	.0190132	-0.65	0.520	-.0500132	.0254787
lnBEME	-.0276734	.0396807	-0.70	0.487	-.1064496	.0511028
EP	.6596453	.5294166	1.25	0.216	-.3913796	1.71067
EPdummy	.120625	.1059112	1.14	0.258	-.0896353	.3308853
_cons	.1999999	.3372777	0.59	0.555	-.4695809	.8695808

```
23 .
24 . xtfmb Donosnost lnME lnABE EP EPdummy
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      864
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   4,   95)      =      1.32
                                             Prob > F           =      0.2695
                                             avg. R-squared    =      0.5031
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0112185	.0153713	-0.73	0.467	-.0417344	.0192974
lnABE	.0181379	.0293676	0.62	0.538	-.0401641	.07644
EP	-.3273214	.5635036	-0.58	0.563	-1.446017	.7913747
EPdummy	.0803805	.0547433	1.47	0.145	-.0282986	.1890597
_cons	.2208302	.2926595	0.75	0.452	-.3601725	.8018329

```
25 .
26 . xtfmb Donosnost lnBEME EP EPdummy
```

```
Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      864
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   3,   95)      =      1.15
                                             Prob > F           =      0.3324
                                             avg. R-squared    =      0.3694
```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnBEME	-.0176117	.0254056	-0.69	0.490	-.0680483	.0328249
EP	.6776034	.7423571	0.91	0.364	-.7961617	2.151368
EPdummy	.1223615	.1234118	0.99	0.324	-.1226419	.3673649
_cons	-.0668472	.0961639	-0.70	0.489	-.2577567	.1240624

PRILOGA 11: Rezultati regresije za vse tri borze, za testiranje domneve H2

(R)

Statistics/Data Analysis

User: Vsi trgi s testi
Project: Vsi trgi s testi

(R)

Statistics/Data Analysis 12.0

Special Edition

Copyright 1985-2011 StataCorp LP
StataCorp
4905 Lakeway Drive
College Station, Texas 77845 USA
800-STATA-PC <http://www.stata.com>
979-696-4600 stata@stata.com
979-696-4601 (fax)

Single-user Stata network perpetual license:

Serial number: 93611859953

Licensed to: Tejap

Tejap

Notes:

1. (/v# option or -set maxvar-) 5000 maximum variables
- 1 . import excel "C:\Users\HP\Desktop\STATA podatki\Popravek\Vsi trgi.xls", sheet("List1") firstsr
- 2 . tsset Podjetje Mesec
panel variable: **Podjetje (strongly balanced)**
time variable: **Mesec, 1 to 96**
delta: **1 unit**
- 3 .
- 4 . xtfrm Donosnost Beta D1 D2 D1Beta D2Beta

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure		Number of obs	=	1920
		Num. time periods	=	96
		F(5, 95)	=	0.61
		Prob > F	=	0.6903
		avg. R-squared	=	0.3215

Donosnost	Fama-MacBeth					[95% Conf. Interval]
	Coef.	Std. Err.	t	P> t		
Beta	.0081189	.0220108	0.37	0.713	-.035578	.0518159
D1	.0005224	.0306217	0.02	0.986	-.0602694	.0613141
D2	.015608	.0229973	0.68	0.499	-.0300474	.0612635
D1Beta	.1137368	.1308594	0.87	0.387	-.1460519	.3735254
D2Beta	-.0070217	.0316244	-0.22	0.825	-.0698041	.0557608
_cons	-.0058597	.022008	-0.27	0.791	-.049551	.0378316

- 5 .
- 6 . test Beta= D1Beta= D2Beta=0
- (1) **Beta - D1Beta = 0**
- (2) **Beta - D2Beta = 0**
- (3) **Beta = 0**
- F(3, 95) = **0.37**
- Prob > F = **0.7719**
- 7 .

8 . xtfmb Donosnost lnME D1 D2 D1lnME D2lnME

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure	Number of obs	=	1920
	Num. time periods	=	96
	F(5, 95)	=	0.69
	Prob > F	=	0.6323
	avg. R-squared	=	0.3433

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0027192	.00538	-0.51	0.614	-.0133999	.0079615
D1	.2011268	.256288	0.78	0.435	-.3076692	.7099228
D2	.0072123	.1282916	0.06	0.955	-.2474786	.2619033
D1lnME	-.007295	.0109503	-0.67	0.507	-.0290341	.0144442
D2lnME	.0004662	.006189	0.08	0.940	-.0118206	.0127529
_cons	.0552013	.1058844	0.52	0.603	-.1550058	.2654085

9 .

10 . test lnME= D1lnME= D2lnME=0

```
( 1) lnME - D1lnME = 0
( 2) lnME - D2lnME = 0
( 3) lnME = 0
```

F(3, 95) = 0.63
Prob > F = 0.6000

11 .

12 . xtfmb Donosnost Beta lnME D1 D2 D1Beta D2Beta D1lnME D2lnME

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure	Number of obs	=	1920
	Num. time periods	=	96
	F(8, 95)	=	0.48
	Prob > F	=	0.8697
	avg. R-squared	=	0.4776

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
Beta	.0037661	.0182085	0.21	0.837	-.0323823	.0399145
lnME	-.0022006	.0043343	-0.51	0.613	-.0108053	.0064041
D1	.0608425	.1001447	0.61	0.545	-.1379698	.2596548
D2	.0049971	.1277823	0.04	0.969	-.2486829	.2586771
D1Beta	.0956954	.1208477	0.79	0.430	-.1442175	.3356084
D2Beta	-.0108028	.0322426	-0.34	0.738	-.0748124	.0532068
D1lnME	-.0022967	.0053422	-0.43	0.668	-.0129023	.0083089
D2lnME	.0007535	.0059189	0.13	0.899	-.010997	.0125041
_cons	.0418651	.0801283	0.52	0.603	-.1172098	.2009399

13 .

14 . test Beta= D1Beta= D2Beta=0

```
( 1) Beta - D1Beta = 0
( 2) Beta - D2Beta = 0
( 3) Beta = 0
```

F(3, 95) = 0.27
Prob > F = 0.8448

15 .

16 . test lnME= D1lnME= D2lnME=0

```
( 1) lnME - D1lnME = 0
( 2) lnME - D2lnME = 0
( 3) lnME = 0
```

F(3, 95) = 0.81
Prob > F = 0.4912

```

17 .
18 . xtfmb Donosnost lnBEME D1 D2 D1lnBEME D2lnBEME

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      1920
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   5,   95)      =      1.43
                                             Prob > F           =      0.2194
                                             avg. R-squared     =      0.3225

```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnBEME	.0013718	.0061516	0.22	0.824	-.0108406	.0135843
D1	.0349051	.0237189	1.47	0.144	-.0121828	.0819929
D2	.0106095	.0141714	0.75	0.456	-.0175242	.0387433
D1lnBEME	.0078336	.0070311	1.11	0.268	-.0061249	.0217921
D2lnBEME	.0007505	.0075154	0.10	0.921	-.0141695	.0156705
_cons	.0022956	.0118643	0.19	0.847	-.0212579	.0258492

```

19 .
20 . test lnBEME= D1lnBEME= D2lnBEME=0

```

```

( 1)  lnBEME - D1lnBEME = 0
( 2)  lnBEME - D2lnBEME = 0
( 3)  lnBEME = 0

      F(   3,   95) =      1.72
      Prob > F =      0.1676

```

```

21 .
22 . xtfmb Donosnost lnAME lnABE D1 D2 D1lnABE D2lnABE D1lnAME D2lnAME

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      1920
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   8,   95)      =      1.10
                                             Prob > F           =      0.3721
                                             avg. R-squared     =      0.4353

```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnAME	.0029612	.0076774	0.39	0.701	-.0122803	.0182027
lnABE	-.0002289	.0049992	-0.05	0.964	-.0101536	.0096958
D1	.0495374	.0287586	1.72	0.088	-.0075556	.1066305
D2	.0073686	.0368414	0.20	0.842	-.0657708	.0805079
D1lnABE	-.0112992	.0070947	-1.59	0.115	-.0253839	.0027855
D2lnABE	.0066462	.023351	0.28	0.777	-.0397113	.0530038
D1lnAME	.001834	.0079851	0.23	0.819	-.0140185	.0176865
D2lnAME	.0011582	.0171286	0.07	0.946	-.0328463	.0351628
_cons	-.0025749	.0115095	-0.22	0.823	-.0254242	.0202744

```

23 .
24 . test lnAME= D1lnAME= D2lnAME=0

```

```

( 1)  lnAME - D1lnAME = 0
( 2)  lnAME - D2lnAME = 0
( 3)  lnAME = 0

      F(   3,   95) =      0.55
      Prob > F =      0.6480

```

```

25 .
26 . test lnABE= D1lnABE= D2lnABE=0

```

```

( 1)  lnABE - D1lnABE = 0
( 2)  lnABE - D2lnABE = 0
( 3)  lnABE = 0

      F(   3,   95) =      1.72
      Prob > F =      0.1678

```

```

27 .
28 . xtfmb Donosnost EP EPdummy D1 D2 D1EP D2EP D1EPdummy D2EPdummy

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      1920
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   8,   95)      =      1.11
                                             Prob > F           =      0.3610
                                             avg. R-squared     =      0.4294

```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
EP	-.2081699	.1381985	-1.51	0.135	-.4825287	.0661888
EPdummy	-.0262885	.024522	-1.07	0.286	-.0749709	.0223939
D1	-.0069983	.0133251	-0.53	0.601	-.033452	.0194554
D2	.0161537	.0305939	0.53	0.599	-.0445828	.0768902
D1EP	.1444116	.1447823	1.00	0.321	-.1430176	.4318408
D2EP	-.188611	.3886255	-0.49	0.629	-.96013	.5829081
D1EPdummy	.0706699	.0434301	1.63	0.107	-.0155496	.1568895
D2EPdummy	-.0261011	.0316516	-0.82	0.412	-.0889375	.0367352
_cons	.0219647	.0118054	1.86	0.066	-.001472	.0454014

```

29 .
30 . test EP= D1EP= D2EP=0

```

```

( 1)  EP - D1EP = 0
( 2)  EP - D2EP = 0
( 3)  EP = 0

      F(   3,   95) =      1.47
      Prob > F =      0.2288

```

```

31 .
32 . test EPdummy= D1EPdummy= D2EPdummy=0

```

```

( 1)  EPdummy - D1EPdummy = 0
( 2)  EPdummy - D2EPdummy = 0
( 3)  EPdummy = 0

      F(   3,   95) =      1.54
      Prob > F =      0.2084

```

```

33 .
34 . xtfmb Donosnost lnME lnBEME D1 D2 D1lnME D2lnME D1lnBEME D2lnBEME

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure      Number of obs      =      1920
                                             Num. time periods =      96
                                             F(   8,   95)      =      0.93
                                             Prob > F           =      0.4984
                                             avg. R-squared     =      0.4659

```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0049444	.0063044	-0.78	0.435	-.0174603	.0075715
lnBEME	-.0043397	.0044194	-0.98	0.329	-.0131133	.0044339
D1	.2066018	.4698499	0.44	0.661	-.7261682	1.139372
D2	-.0312397	.1445928	-0.22	0.829	-.3182927	.2558133
D1lnME	-.0071819	.0211838	-0.34	0.735	-.049237	.0348732
D2lnME	.0026953	.0071605	0.38	0.707	-.0115202	.0169108
D1lnBEME	.0018121	.0191354	0.09	0.925	-.0361766	.0398007
D2lnBEME	.002581	.0059996	0.43	0.668	-.0093297	.0144918
_cons	.0927593	.1208798	0.77	0.445	-.1472175	.3327361


```

35 .
36 . test lnME= D1lnME= D2lnME=0

      ( 1)  lnME - D1lnME = 0
      ( 2)  lnME - D2lnME = 0
      ( 3)  lnME = 0

            F(   3,      95) =      0.41
            Prob > F =      0.7444

37 .
38 . test lnBEME= D1lnBEME= D2lnBEME=0

      ( 1)  lnBEME - D1lnBEME = 0
      ( 2)  lnBEME - D2lnBEME = 0
      ( 3)  lnBEME = 0

            F(   3,      95) =      0.35
            Prob > F =      0.7873

39 .
40 . xtfrm Donosnost lnME lnABE lnAME D1 D2 D1lnME D2lnME D1lnABE D2lnABE D1lnAME D2lnAME

      Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure
                                     Number of obs   =      1920
                                     Num. time periods =      96
                                     F( 11,      95)    =      0.85
                                     Prob > F          =      0.5959
                                     avg. R-squared     =      0.5626

```

Donosnost	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnME	-.0043415	.0078145	-0.56	0.580	-.0198553	.0111723
lnABE	.0025358	.0043624	0.58	0.562	-.0061247	.0111963
lnAME	-.0023516	.007365	-0.32	0.750	-.016973	.0122698
D1	.2422917	.4784617	0.51	0.614	-.7075748	1.192158
D2	.0182256	.2330219	0.08	0.938	-.4443812	.4808325
D1lnME	-.0086886	.0213689	-0.41	0.685	-.0511111	.033734
D2lnME	.0006762	.0096711	0.07	0.944	-.0185234	.0198758
D1lnABE	-.0010819	.0180887	-0.06	0.952	-.0369925	.0348287
D2lnABE	-.0032411	.0324211	-0.10	0.921	-.0676052	.061123
D1lnAME	-.0052328	.023169	-0.23	0.822	-.051229	.0407634
D2lnAME	-.0054029	.0277543	-0.19	0.846	-.0605021	.0496963
_cons	.083944	.1561638	0.54	0.592	-.2260804	.3939684

```

41 .
42 . test lnME= D1lnME= D2lnME=0

      ( 1)  lnME - D1lnME = 0
      ( 2)  lnME - D2lnME = 0
      ( 3)  lnME = 0

            F(   3,      95) =      0.33
            Prob > F =      0.8019

43 .
44 . test lnABE= D1lnABE= D2lnABE=0

      ( 1)  lnABE - D1lnABE = 0
      ( 2)  lnABE - D2lnABE = 0
      ( 3)  lnABE = 0

            F(   3,      95) =      0.11
            Prob > F =      0.9513

45 .
46 . test lnAME= D1lnAME= D2lnAME=0

      ( 1)  lnAME - D1lnAME = 0
      ( 2)  lnAME - D2lnAME = 0
      ( 3)  lnAME = 0

            F(   3,      95) =      0.09
            Prob > F =      0.9669

```

```

47 .
48 . xtfmb Donosnost lnME EP EPdummy D1 D2 D1lnME D2lnME D1EP D2EP D1EPdummy D2EPdumm;

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure
Number of obs      =      1920
Num. time periods  =       96
F( 11, 95)         =       0.92
Prob > F           =      0.5238
avg. R-squared     =      0.6065

```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.0004898	.0045468	-0.11	0.914	-.0095163	.0085367
EP	-.1322894	.1501309	-0.88	0.380	-.4303369	.1657581
EPdummy	-.0340349	.0330257	-1.03	0.305	-.0995991	.0315294
D1	.2660877	.2924046	0.91	0.365	-.3144088	.8465843
D2	.4063053	.6602308	0.62	0.540	-.9044186	1.717029
D1lnME	-.0107587	.0118268	-0.91	0.365	-.034238	.0127205
D2lnME	-.0173768	.0244235	-0.71	0.479	-.0658635	.0311099
D1EP	-.072819	.4195883	-0.17	0.863	-.9058071	.7601691
D2EP	.2236911	1.305693	0.17	0.864	-2.368438	2.81582
D1EPdummy	.0531328	.0394283	1.35	0.181	-.0251423	.131408
D2EPdummy	.028804	.0934286	0.31	0.759	-.1566751	.2142831
_cons	.0217834	.0916295	0.24	0.813	-.1601242	.2036911

```

49 .
50 . test lnME= D1lnME= D2lnME=0

( 1)  lnME - D1lnME = 0
( 2)  lnME - D2lnME = 0
( 3)  lnME = 0

F( 3, 95) = 0.54
Prob > F = 0.6552

```

```

51 .
52 . test EP= D1EP= D2EP=0

( 1)  EP - D1EP = 0
( 2)  EP - D2EP = 0
( 3)  EP = 0

F( 3, 95) = 0.32
Prob > F = 0.8106

```

```

53 .
54 . test EPdummy= D1EPdummy= D2EPdummy=0

( 1)  EPdummy - D1EPdummy = 0
( 2)  EPdummy - D2EPdummy = 0
( 3)  EPdummy = 0

F( 3, 95) = 0.63
Prob > F = 0.5966

```

```

55 .
56 . xtfmb Donosnost lnME lnBEME EP EPdummy D1 D2 D1lnME D2lnME D1lnBEME D2lnBEME D1EP D2EP D1EPdu

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure
Number of obs      =      1920
Num. time periods  =       96
F( 14,      95)    =       1.04
Prob > F           =       0.4227
avg. R-squared     =       0.6882

```

Donosnost	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnME	-.0225587	.0118165	-1.91	0.059	-.0460175	.0009
lnBEME	-.0394305	.0205931	-1.91	0.059	-.0803131	.001452
EP	.7223571	.4167243	1.73	0.086	-.1049453	1.54966
EPdummy	.0285976	.0322551	0.89	0.378	-.0354369	.0926321
D1	-.1483481	.397561	-0.37	0.710	-.9376064	.6409102
D2	-.3816846	.2477684	-1.54	0.127	-.873567	.1101979
D1lnME	.0102915	.0230706	0.45	0.657	-.0355094	.0560924
D2lnME	.0251694	.014041	1.79	0.076	-.0027055	.0530443
D1lnBEME	.0117571	.0451194	0.26	0.795	-.0778161	.1013304
D2lnBEME	.0403572	.0224458	1.80	0.075	-.0042034	.0849178
D1EP	-.0627118	.6767786	-0.09	0.926	-1.406287	1.280864
D2EP	-.8711007	.4520914	-1.93	0.057	-1.768616	.0264141
D1EPdummy	.0920274	.1115222	0.83	0.411	-.1293722	.313427
D2EPdummy	-.0068456	.0219093	-0.31	0.755	-.0503411	.0366499
_cons	.348348	.1868983	1.86	0.065	-.022692	.7193881

```

57 .
58 . test lnME= D1lnME= D2lnME=0

( 1)  lnME - D1lnME = 0
( 2)  lnME - D2lnME = 0
( 3)  lnME = 0

F( 3,      95) =      1.50
Prob > F =      0.2201

```

```

59 .
60 . test lnBEME= D1lnBEME= D2lnBEME=0

( 1)  lnBEME - D1lnBEME = 0
( 2)  lnBEME - D2lnBEME = 0
( 3)  lnBEME = 0

F( 3,      95) =      1.43
Prob > F =      0.2399

```

```

61 .
62 . test EP= D1EP= D2EP=0

( 1)  EP - D1EP = 0
( 2)  EP - D2EP = 0
( 3)  EP = 0

F( 3,      95) =      1.81
Prob > F =      0.1499

```

```

63 .
64 . test EPdummy= D1EPdummy= D2EPdummy=0

( 1)  EPdummy - D1EPdummy = 0
( 2)  EPdummy - D2EPdummy = 0
( 3)  EPdummy = 0

F( 3,      95) =      0.72
Prob > F =      0.5448

```

```

65 .
66 . xtffmb Donosnost lnME lnAME lnABE EP EPdummy D1 D2 D1lnME D2lnME D1lnABE D2lnABE D1lnAME D2lnA
    > D2EPdummy

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure          Number of obs   =    1920
                                                Num. time periods =     96
                                                F( 17,    95)    =     0.95
                                                Prob > F         =     0.5147
                                                avg. R-squared   =     0.7629

```

Donosnost	Fama-MacBeth		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
lnME	-.075993	.0682824	-1.11	0.269	-.2115507	.0595648
lnAME	-.1231212	.1228829	-1.00	0.319	-.3670745	.1208321
lnABE	.0661861	.1210332	0.55	0.586	-.1740951	.3064673
EP	2.453787	2.313829	1.06	0.292	-2.139745	7.047318
EPdummy	.1201966	.1211859	0.99	0.324	-.1203878	.360781
D1	-.9251105	1.170022	-0.79	0.431	-3.247897	1.397676
D2	-2.018287	2.257621	-0.89	0.374	-6.50023	2.463657
D1lnME	.0560544	.0707544	0.79	0.430	-.0844108	.1965195
D2lnME	.0742916	.0830139	0.89	0.373	-.0905119	.2390951
D1lnABE	-.0311147	.1280147	-0.24	0.808	-.2852561	.2230267
D2lnABE	.4418855	.453715	0.97	0.333	-.4588525	1.342624
D1lnAME	.0771929	.1268236	0.61	0.544	-.1745838	.3289696
D2lnAME	.2538704	.3265894	0.78	0.439	-.3944915	.9022323
D1EP	-2.024452	2.339751	-0.87	0.389	-6.669445	2.62054
D2EP	.0386458	.038593	1.00	0.319	-.0379709	.1152625
D1EPdummy	.0361148	.1635234	0.22	0.826	-.2885202	.3607497
D2EPdummy	.0313559	.0596911	0.53	0.601	-.0871459	.1498577
_cons	1.305326	1.124354	1.16	0.249	-.9267982	3.537451

```

67 .
68 . test lnME= D1lnME= D2lnME=0

      ( 1)  lnME - D1lnME = 0
      ( 2)  lnME - D2lnME = 0
      ( 3)  lnME = 0

            F(   3,    95) =    0.86
            Prob > F =    0.4663

```

```

69 .
70 . test lnAME= D1lnAME= D2lnAME=0

      ( 1)  lnAME - D1lnAME = 0
      ( 2)  lnAME - D2lnAME = 0
      ( 3)  lnAME = 0

            F(   3,    95) =    1.17
            Prob > F =    0.3267

```

```

71 .
72 . test lnABE= D1lnABE= D2lnABE=0

      ( 1)  lnABE - D1lnABE = 0
      ( 2)  lnABE - D2lnABE = 0
      ( 3)  lnABE = 0

            F(   3,    95) =    0.70
            Prob > F =    0.5549

```

```

73 .
74 . test EP= D1EP= D2EP=0

      ( 1)  EP - D1EP = 0
      ( 2)  EP - D2EP = 0
      ( 3)  EP = 0

            F(   3,    95) =    1.54
            Prob > F =    0.2086

```

```

75 .
76 . test EPdummy= D1EPdummy= D2EPdummy=0

      ( 1)  EPdummy - D1EPdummy = 0
      ( 2)  EPdummy - D2EPdummy = 0
      ( 3)  EPdummy = 0

            F(   3,    95) =    1.13
            Prob > F =    0.3395

```

```

77 .
78 . xtfmb Donosnost lnBEME EP EPdummy D1 D2 D1lnBEME D2lnBEME D1EP D2EP D1EPdummy D2EPdummy

```

```

Fama-MacBeth (1973) Two-Step procedure
Number of obs      =      1920
Num. time periods =      96
F( 11,      95)    =      0.95
Prob > F           =      0.5015
avg. R-squared     =      0.5823

```

Donosnost	Coef.	Fama-MacBeth Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnBEME	.00145	.0055204	0.26	0.793	-.0095093	.0124093
EP	-.0916152	.1523514	-0.60	0.549	-.3940709	.2108406
EPdummy	-.0287575	.0282957	-1.02	0.312	-.0849316	.0274166
D1	-.080475	.0968208	-0.83	0.408	-.2726886	.1117386
D2	.1650138	.0950576	1.74	0.086	-.0236995	.3537271
D1lnBEME	-.0190617	.0255581	-0.75	0.458	-.0698009	.0316775
D2lnBEME	-.0383369	.0266968	-1.44	0.154	-.0913366	.0146629
D1EP	.7692185	.7588359	1.01	0.313	-.7372613	2.275698
D2EP	-3.18517	1.815813	-1.75	0.083	-6.790015	.4196751
D1EPdummy	.151119	.1273374	1.19	0.238	-.1016776	.4039156
D2EPdummy	-.1779179	.1042558	-1.71	0.091	-.3848918	.0290559
_cons	.0136278	.0159792	0.85	0.396	-.018095	.0453505

```

79 .
80 . test lnBEME= D1lnBEME= D2lnBEME=0

```

```

( 1)  lnBEME - D1lnBEME = 0
( 2)  lnBEME - D2lnBEME = 0
( 3)  lnBEME = 0

F( 3,      95) =      0.79
Prob > F =      0.5005

```

```

81 .
82 . test EP= D1EP= D2EP=0

```

```

( 1)  EP - D1EP = 0
( 2)  EP - D2EP = 0
( 3)  EP = 0

F( 3,      95) =      1.49
Prob > F =      0.2209

```

```

83 .
84 . test EPdummy= D1EPdummy= D2EPdummy=0

```

```

( 1)  EPdummy - D1EPdummy = 0
( 2)  EPdummy - D2EPdummy = 0
( 3)  EPdummy = 0

F( 3,      95) =      1.76
Prob > F =      0.1607

```