

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

MAGISTRSKO DELO

**NESTANOVITNOST BETA KOEFICIENTA: ANALIZA BETA
KOEFIČIENTA V ENERGETSKEM SEKTORJU**

Ljubljana, september 2025

KLEMEN ŠETINA

IZJAVA O AVTORSTVU

Podpisani Klemen Šetina, študent Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, avtor predloženega dela z naslovom Nestanovitnost beta koeficienta: Analiza beta koeficienta v energetske sektorju, pripravljene ga v sodelovanju z mentorjem izr. prof. dr. Matjažem Črnigojem,

IZJAVLJAM

1. da sem predloženo delo pripravil 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, 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 plagiatstvo – 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 plagiatstvo lahko predstavljalo za moj status na Ekonomski fakulteti Univerze v Ljubljani v skladu z relevantnim pravilnikom;
6. da sem pridobil vsa potrebna dovoljenja za uporabo podatkov in avtorskih del v predloženem delu in jih v njem jasno označil;
7. da sem pri pripravi predloženega dela ravnal v skladu z etičnimi načeli in, kjer je to potrebno, za raziskavo pridobil 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.
11. da sem preveril verodostojnost informacij, ki izhajajo iz zapisov na podlagi uporabe orodij umetne inteligence.

V Ljubljani, dne 22.9.2025

Podpis študenta: _____



KAZALO

1	UVOD	1
2	TEORETIČNE OSNOVE CAPM MODELA IN UPORABNOST BETA KOEFICIENTA V FINANČNEM SVETU	2
1.2	Capital Asset Pricing Model: Osnovna načela in razvoj modela	3
2.1.1	Osnovni CAPM model	3
2.1.2	Razvoj in razširitve CAPM modela	6
2.2	Ocenjevanje beta koeficienta	7
2.3	Uporaba beta koeficienta v finančnem svetu	8
3	NESTANOVITNOST BETA KOEFICIENTA V ČASOVNI VRSTI	10
3.1	Zgodnje empirične raziskave o nestanovitnosti beta koeficienta	10
3.2	Sodobni pogled na nestanovitnost beta koeficienta	12
3.3	Sektorski pregled nestanovitnosti beta koeficientov	13
4	VPLIV SPREMENLJIVK NA SPREMEMBO BETA KOEFICIENTA	15
4.1	Makroekonomski dejavniki	15
4.2	Dejavniki, ki izvirajo iz podjetja	17
5	METODOLOGIJA	20
5.1	Priprava podatkov	20
5.2	Metodologija analize nestanovitnosti beta koeficientov	20
5.3	Metodologija analize vplivov na nestanovitnost beta koeficientov	22
6	REZULTATI	24
6.1	Analiza nestanovitnosti beta koeficientov	24
6.2	Analiza vplivajočih dejavnikov na beta koeficiente in njihovo nestanovitnost	32
6.2.1	Analiza vpliva zadolženosti na beta koeficiente in njihovo nestanovitnost....	32
6.2.2	Analiza vplivov ostalih iz podjetja izvirajočih dejavnikov na nestanovitnost beta koeficientov nezadolženega podjetja.....	39
6.2.3	Analiza vpliva makroekonomskih dejavnikov na nestanovitnost beta koeficientov	42
7	UGOTOVITVE IN DISKUSIJA	48
7.1	Glavne ugotovitve in interpretacija	48
7.2	Teoretični prispevki	50
7.3	Praktična priporočila	50
7.4	Omejitve s predlogi za nadaljnje raziskovanje	51
8	SKLEP	52
	LITERATURA IN VIRI	54

KAZALO TABEL

Tabela 1: Število podatkovnih točk v povezavi z vrsto beta koeficienta	20
--	----

Tabela 2: Povprečje standardnih odklonov posameznih beta koeficientov in panožni standardni odkloni 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov (tedenski in mesečni podatki) v energetske sektorju	30
Tabela 3: Transformacijske matrice 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov zadolženega podjetja v energetske sektorju (tedenski in mesečni podatki).....	31
Tabela 4: Statistični Chi-Square test za preverjanje naključnosti prehodov med kvintili transformacijskih matrik	32
Tabela 5: Povprečje standardnih odklonov posameznih beta koeficientov in panožni standardni odkloni 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov nezadolženega podjetja (tedenski in mesečni podatki) v energetske sektorju.....	35
Tabela 6: Transformacijske matrice 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov nezadolženega podjetja v energetske sektorju (tedenski in mesečni podatki).....	37
Tabela 7: Statistični Chi-Square test za preverjanje naključnosti prehodov med kvintili transformacijskih matrik nezadolženih podjetij	38
Tabela 8: Analiza korelacij med beta koeficienti nezadolženih podjetji, ROE in zalogo surove nafte in ostalih produktov	42
Tabela 9: Analiza korelacij med beta koeficienti nezadolženih podjetij, BDP rastjo, letno inflacijo, obrestno mero in indeksom rasti cen energije	47

KAZALO SLIK

Slika 1: Primer premice vrednostnih papirjev s tržnim portfeljem, netvegano naložbo in naložbami z različnimi vrednostmi beta koeficienta.....	4
Slika 2: Vpliv diverzifikacije na nestanovitnost portfelja	5
Slika 3: Interkvartilni razponi 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov, izračunanih na podlagi tedenskih in mesečnih podatkov za energetske sektor v ZDA	25
Slika 4: Gibanje povprečnih beta koeficientov za štiri opazovane beta koeficiente v času v energetske sektorju.....	26
Slika 5: Gibanje kvartilov, mediane in povprečja 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov (tedenski in mesečni podatki) v energetske sektorju	28
Slika 6: Gibanje R-kvadratov 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov (tedenski in mesečni podatki) v energetske sektorju	29
Slika 7: Gibanje kvartilov, mediane in povprečja 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov nezadolženega podjetja (tedenski in mesečni podatki) v energetske sektorju ..	34
Slika 8: Primerjava gibanja povprečnega 2-letnega in 5-letnega beta koeficienta zadolženih podjetij v energetske sektorju (tedenski in mesečni podatki) s finančnim vzvodom.....	36
Slika 9: Gibanje ROE in zaloge surove nafte in ostalih produktov (v mio sodčkov) v primerjavi z gibanjem 2-letnega in 5-letnega beta koeficienta zadolženega podjetja (tedenski in mesečni podatki) v energetske sektorju.....	40

Slika 10: Gibanje BDP rasti in letne inflacije v primerjavi z gibanjem 2-letnega in 5-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (tedenski in mesečni podatki) v energetske sektorju 44

Slika 11: Gibanje obrestne mere in indeksa cen energije (nafta, zemeljski plin, premog in propan) v primerjavi z gibanjem 2-letnega in 5-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (tedenski in mesečni podatki) v energetske sektorju . 45

SEZNAM KRATIC

angl. – angleško

APT – (angl. Arbitrage Pricing Theory Model); arbitražni model določanja cen

BDP – bruto domači proizvod

CAPM – (angl. Capital Asset Pricing Model); modela vrednotenja dolgoročnih naložb

ESG – (angl. Environmental, Social and Governance factors); ocenami okoljskih, družbenih in upravljaljskih dejavnikov

GARCH – (angl. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity); generalizirani avtoregresijski modeli pogojeni s heteroskedastičnostjo

OECD – (angl. Organization for Economic Cooperation and Development); Organizacija za mednarodno sodelovanje in razvoj

ROE – (angl. Return on Equity); donos na kapital

1 UVOD

Beta koeficient je eden izmed temeljnih kazalcev za ocenjevanje tržnega tveganja naložb. Uporabljajo ga investitorji, analitiki in finančne inštitucije pri ocenjevanju tveganja naložb v primerjavi s trgom. Dostopen je širši javnosti na različnih spletnih platformah, kot so Yahoo Finance, Bloomberg in Reuters.

Beta koeficientu se bom posvetil v magistrskem delu, natančneje bom preučil njegovo nestanovitnost v času, saj ta vzbuja dvome o zanesljivosti. Že Fama in French (2004) sta opozorila, da sam beta koeficient morda ne ponuja dovolj dobre razlage tveganja. Podobno izpostavlja tudi Blume (1971), da so beta koeficienti nestabilni, kar zahteva prilagoditve pri ocenjevanju tveganja delnic ali portfeljev. Nestanovitnost beta koeficienta sem opazil tudi že sam pri različnih nalogah tekom študija in spremljanju finančnih trgov, zato me je to še posebej interesiralo. Iz tega je izvirala tudi moja motivacija za izbor teme, želel pa sem si povezati tudi pridobljeno akademsko znanje o merjenju sistematičnega tveganja z njegovo praktično uporabnostjo pri analizi tveganj na primeru, s katerim se srečamo že kot študenti.

Opažena problematika tako predstavlja izziv za analitike in ostale uporabnike finančnih podatkovnih portalov, ki podatke uporabljajo za različne namene. Nestanovitnost beta koeficienta skozi čas lahko prispeva k napakam pri ocenjevanju pričakovanih donosov na različnih področjih, kot so npr. ocena stroškov kapitala, ocena tveganja podjetja v primerjavi s trgom, ocena diverzifikacije portfeljev naložb in ocena cen izvedenih finančnih instrumentov. V praksi se to lahko odraža v nestanovitnosti rezultatov analiz skozi leta, kar lahko vodi v napačne poslovne odločitve. Raziskovanje nestanovitnosti beta koeficienta bom omejil na sektor energetike v ZDA. Energetski sektor je homogen sektor predvsem na nivoju produktov, namenjenih končnim uporabnikom (Jin in Zhang, 2017). Sektor je občutljiv na makroekonomska dogajanja in na spremembe v regulaciji, zato je enostavneje zaznati dinamiko beta koeficienta.

Namen magistrskega dela je preveriti stanovitnost beta koeficienta skozi čas in identificirati ključne spremenljivke, ki vplivajo na njegovo spremembo v energetske sektorju. Pri raziskovanju se bom osredotočil na preverjanje in raziskovanje nestanovitnosti in na vplivne spremenljivke s fokusom na spremenljivkah, ki izvirajo iz podjetja in spremenljivkah, ki izvirajo iz makroekonomskega okolja. Namen magistrskega dela je, gledano v širšem kontekstu, razumeti potencialno nestanovitnost beta koeficienta v času in ugotoviti, ali se skozi čas le-ta pomembno spreminja. Poleg tega želim z raziskovanjem pridobiti razumevanje o spremenljivkah, ki poganjajo spremembe beta koeficienta v času in jih podrobneje raziskati. Na koncu želim podati predloge za uporabnike, kako povezana tveganja obvladovati.

Temeljni cilj magistrskega dela je analizirati nestanovitnost beta koeficienta v energetske sektorju. Ob tem sta tudi dva pomožna cilja, in sicer je prvi, da identificiram dejavnike, ki

vplivajo na spremembo beta koeficienta v času in preučiti vpliv teh dejavnikov na spremembo beta koeficienta v času.

Prvo raziskovalno vprašanje tako izvira iz nestanovitnosti beta koeficienta; z njim želim preučiti nestanovitnost beta koeficienta v energetske sektorju ZDA.

1. Ali beta koeficienti v energetske sektorju ZDA izkazujejo nestanovitnost skozi čas?

Drugo raziskovalno vprašanje naslavlja preučevanje dejavnikov, ki vplivajo na nestanovitnost. Literatura govori o večjem številu dejavnikov, ki vplivajo na nestanovitnost, nekateri med njimi so tudi med seboj izključujoči ali korelirajo med seboj. Sam bom preučeval spremenljivke iz dveh vidikov makroekonomskega in vidika podjetja oziroma dejavnikov, ki izvirajo iz podjetja. Spodnje drugo raziskovalno vprašanje to tudi naslavlja.

2. Katere so ključne determinante sprememb beta koeficientov skozi čas?

Za dosego ciljev magistrskega dela in odgovore na raziskovalni vprašanji bom pri raziskovanju zbral podatke za širok vzorec energetskih podjetij in analiziral njihove beta koeficiente v daljšem obdobju z različnimi statističnimi metodami. Pri tem bom uporabil predvsem analizo opisnih statistik za ponazoritev gibanja beta koeficientov, transformacijske matrike za oceno nestanovitnosti beta koeficientov skozi čas ter korelacijske in analize za preverjanje vpliva izbranih spremenljivk na spremembe beta koeficientov. Analiza bo temeljila na finančnih podatkih, dostopnih na spletni platformi S&P Global Market Intelligence Capital IQ Pro (S&P Global Market Intelligence, 2024).

Struktura magistrskega dela je sledeča: v drugem poglavju bom predstavil teoretične osnove modela vrednotenja dolgoročnih naložb (angl. Capital Asset Pricing Model, v nadaljevanju CAPM) in vlogo beta koeficientov v finančnem svetu. V tretjem poglavju bom pregledal obstoječo literaturo o nestanovitnosti beta koeficienta. V naslednjem poglavju bom predstavil obstoječo literaturo o vplivnih spremenljivkah na spremembo beta koeficienta. V petem poglavju bom podrobno opisal metodologijo raziskave, vključno z viri podatkov. V naslednjem poglavju bom izdelal analize, v sedmem poglavju bom obravnaval ugotovitve, opisal teoretične prispevke in podal praktična priporočila. Na koncu bom v sklepu strnil ključne ugotovitve magistrskega dela.

2 TEORETIČNE OSNOVE CAPM MODELA IN UPORABNOST BETA KOEFICIENTA V FINANČNEM SVETU

V prvem delu magistrskega dela sem se osredotočil na pregled že napisane literature na obravnavano temo. Na začetku sem povzel in predstavil teoretične osnove CAPM modela, v nadaljevanju pa predstavil ocenjevanje beta koeficienta. Na koncu poglavja sem zaključil s predstavitvijo uporabe beta koeficienta v finančnem svetu v preteklosti in danes.

1.2 Capital Asset Pricing Model: Osnovna načela in razvoj modela

V tem podglavju sem najprej predstavil osnovna načela CAPM modela, kako se je razvil osnovni model in kakšna je teorija za nastanek modela. V nadaljevanju sem predstavil razširitve osnovnega modela. Razširitve je bilo veliko, vsaka pa se nanaša na eno ali več pomanjkljivosti modela, prav tako pa so se razširitve modela razvijale skozi čas. Na začetku so bile razširitve nekoliko manj kompleksne, nato pa so postajale kompleksnejše.

2.1.1 Osnovni CAPM model

Model CAPM je eden izmed temeljnih modelov v finančni teoriji. Razvil ga je William F. Sharpe leta 1964 in povezuje tveganje ter pričakovano donosnost naložbe. Model predpostavlja, da obstaja linearna povezanost med tveganjem naložbe in donosnostjo, pri tem se tveganje deli na sistematično tveganje, ki ga merimo z beta koeficientom in na nesistematično tveganje, ki se ga da minimizirati s pomočjo diverzifikacije.

Model CAPM lahko predstavimo v štirih delih. Sharpe (1964) v svojem članku prikaže dve naložbi, in sicer netvegano naložbo R_f in tvegan portfelj, ki je sestavljen kot optimalen tvegan portfelj R_m z standardnim odklonom σ_m . Pri tem predpostavi, da investitor vsakokrat izbira med kombinacijo netvegane naložbe in tveganim portfeljem označenim z M , da maksimira svojo koristnost. Koristnost je v tem primeru funkcija pričakovane donosnosti in standardnega odklona.

Drugi del predstavlja osnovo, na kateri je Sharpe (1964) razvil svoj model. Ta je bil Markowitzev model učinkovite meje, h kateri je dodal netvegano naložbo. Model je predstavljen kot premica, ki izvira iz netvegane naložbe in se kot tangenta dotika meje učinkovitosti in se imenuje premica trga kapitala. Enačba (1) prikazuje zgoraj omenjen model. $E(R_p)$ v tem primeru predstavlja pričakovano donosnost portfelja p , σ_p predstavlja standardni odklon portfelja in $E(R_m)$ predstavlja pričakovano donosnost optimalnega tržnega portfelja.

$$E(R_p) = R_f + \frac{E(R_m) - R_f}{\sigma_m} \times \sigma_p \quad (1)$$

S pomočjo Sharpovega razmerja lahko izračunamo tangento na učinkovito mejo (Sharpe, 1964). V enačbi (2) je prikazano omenjeno razmerje, ki omogoča izračun optimalnega tržnega portfelja:

$$\text{Sharpovo razmerje} = \frac{E(R_m) - R_f}{\sigma_m} \quad (2)$$

Tretji del se osredotoča na beta koeficient, ki meri nestanovitnost posamezne delnice relativno glede na trg kot celoto. Tako beta koeficient meri občutljivost posamezne delnice glede na tržno tveganje (Berk in DeMarzo, 2007). Občutljivost, ki jo prikazujemo z beta koeficientom, lahko prikažemo na premici vrednostnih papirjev, kot bomo pokazali tudi kasneje. Enačba (3) prikazuje izračun beta koeficienta posamezne delnice:

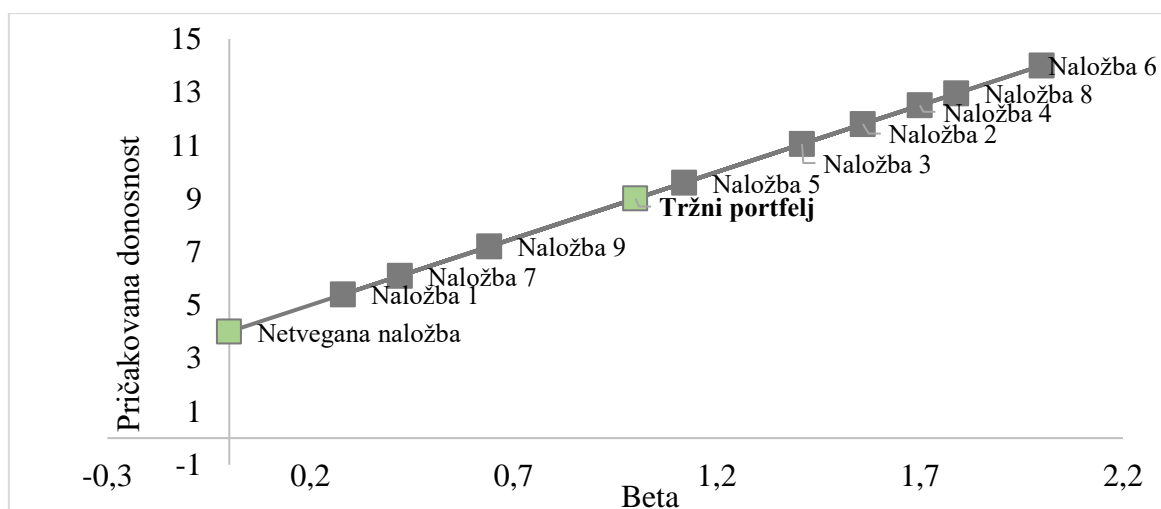
$$\beta_i = \frac{Cov(R_i, R_m)}{Var(R_m)} \quad (3)$$

V kolikor je $\beta_i = 1$, to pomeni, je korelacija med delnico in tržnim portfeljem M popolna. V kolikor znaša $\beta_i > 1$, je delnica bolj volatilna od tržnega portfelja in v primeru, da znaša $\beta_i < 0$, je to znak, da se posamezna delnica giba v nasprotni smeri kot tržni portfelj. Tako je William F. Sharpe razvil CAPM model, ki ga predstavlja sledeča enačba (4):

$$E(R_i) = R_f + \beta_i[E(R_m) - R_f] \quad (4)$$

Enačbo CAPM lahko interpretiramo na sledeč način. Ob upoštevanju zakona ene cene (Nasdaq, brez datuma), naj bi imela na konkurenčnem trgu naložbe s podobnim tveganjem podobne pričakovane donosnosti, saj lahko investitorji eliminirajo podjetju specifična tveganja s pomočjo diverzifikacije v svojih portfeljih (Lioudis in drugi, brez datuma). Tako je pravi kazalnik tveganja investicije beta koeficient naložbe glede na tržni portfelj. Navedeno lahko prikažemo s pomočjo premice vrednostnih papirjev, ki je prikazana v sliki 1. Na premici so vzdolžno prikazni tržni portfelj, netvegana naložba in naložbe z različnimi beta koeficienti, ki implicirajo linearno povezanost beta koeficienta in pričakovane donosnosti.

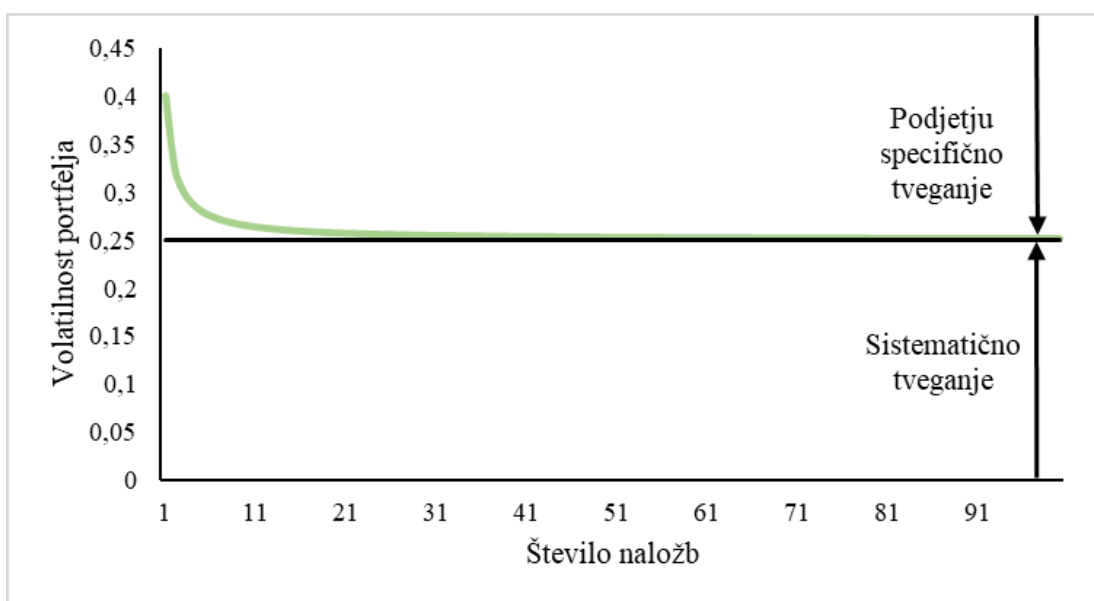
Slika 1: Primer premice vrednostnih papirjev s tržnim portfeljem, netvegano naložbo in naložbami z različnimi vrednostmi beta koeficienta.



Vir: lastno delo.

Tako je Sharpe (1964) razvil model CAPM, za katerega je značilno, da je edino relevantno tveganje pri ocenjevanju pričakovanih donosnosti sistematično tveganje, ki ga lahko prikažemo z beta koeficientom. Nesistematično tveganje oziroma podjetju specifično tveganje lahko v tem primeru razpršimo s pomočjo dodajanja naložb v portfelj. To prikazujemo tudi v sliki 2, ki prikazuje, kako se zaradi kovariance med delnicami zmanjšuje nestanovitnost portfelja, ko v portfelj dodajamo nove naložbe. Model tako predpostavlja, da so investitorji kompenzirani zgolj za količino sistematičnega tveganja, ki ga prevzemajo.

Slika 2: Vpliv diverzifikacije na nestanovitnost portfelja



Vir: lastno delo.

Razvoj CAPM modela je sledil neoklasični ekonomski teoriji (Elton in drugi, 2013). To je pomembno upoštevati, saj ima model nekaj temeljnih predpostavk, povezanih z omenjeno teorijo:

- investitorji so racionalni in nenaklonjeni tveganju, ter se odločajo za učinkovite portfelje;
- investitorji imajo homogena pričakovanja;
- trg je konkurenčen;
- ni transakcijskih stroškov in davkov.

Predpostavke so bile velikokrat predmet kritike v strokovni literaturi zaradi svoje rigidnosti in izključevanja vplivov realnega sveta. To je tudi iztočnica za nadaljevanje, v katerem bom predstavil razširitve CAPM modela s fokusom na beta koeficientu, ki je v modelu predstavljen kot ključni kazalnik občutljivosti na sistematično tveganje.

2.1.2 Razvoj in razširitve CAPM modela

Odkar je Sharpe (1964) objavil svoj članek, je v znanstveni literaturi izšlo veliko člankov, kjer so akademiki raziskovali uspešnost modela, podajali kritike in ga poskušali razširiti, da bi boljje odražal vplive na kapitalskih trgih. Eden izmed modelov, ki je pomembno vplival na razvoj, je Black-Scholesov model (Black in Scholes, 1973). Model lahko povežemo s CAPM modelom preko beta koeficienta za določanje tveganja pri izračunu vrednosti opcij, kar je ključno za razumevanje nestanovitnosti in njenih učinkov na tržne vrednosti. Model, ki je v osnovi namenjen vrednotenju opcij, je pomembno vplival tudi na razumevanje nestanovitnosti in tveganja. Formula vključuje ceno delnice, preostali čas do zapadlosti opcije in nestanovitnost delnice. S tem avtorja prikažeta pomembnost nestanovitnost delnice kot ključnega dejavnika vrednosti opcije. Čeprav model CAPM ne vključuje nestanovitnosti kot ločenega parametra, Black-Scholesov model prikaže pomembnost le-te. Tako tudi v svojem članku uporabita model CAPM za alternativno derivacijo formule. Ob tem pa poudarita, da nam CAPM model daje zgolj splošno metodo diskontiranja v primeru negotovosti.

Za razliko od CAPM modela lahko predstavimo arbitražni model določanja cen (angl. Arbitrage Pricing Theory Model) (v nadaljevanju APT), ki omogoča alternativo. Razvil ga je Ross (1976) in omogoča uporabo manjšega števila predpostavk kot tradicionalni CAPM model. APT model je bolj uporaben v realnem okolju, saj predvideva, da so donosnosti odvisne od večjega števila faktorjev sistematičnega tveganja. Kljub temu da v CAPM model ne moremo vključiti večjega števila faktorjev, ki vplivajo na donose, lahko s pomočjo APT teorije poskušamo razložiti vplive na razlike med pričakovanimi in realiziranimi donosi; posledično nam lahko pomaga razložiti tudi vplive na spremembo beta koeficienta, kar smo tudi predstavili v predhodnem poglavju.

Razvoj CAPM modela je sledil predvsem preko razvoja večfaktorskih modelov. Večfaktorski modeli so sestavljeni, kot že ime nakazuje iz več faktorjev, ki jih vključimo v CAPM model. Pogosto vključeni faktorji vključujejo različne spremenljivke, kot so velikost podjetja, razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo, različni faktorji donosnosti (Fama in French, 1993; Carhart, 1997; Chen in drugi, 2011). V osnovi modelu dodajamo faktorje, ki predstavljajo premije za določene karakteristike delnic ali portfeljev. Tako sta Fama in French (1993) v študiji Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds predlagala razširitev CAPM modela z dodatnima faktorjema. To sta velikost podjetja in razmerje med knjigovodsko in tržno vrednostjo podjetja. Akademika sta z raziskavo prikazala, da poleg bete koeficienta lahko uporabimo dodatne dejavnike v modelu. S tem lahko boljje pojasnjujejo donosnost delnic. CAPM model je tako omejen na razlago donosov zgolj na beta koeficient, medtem ko sta Fama in French (1993) potrdila, da so podjetja z visokim razmerjem med knjigovodsko in tržno vrednostjo in manjša podjetja običajno dosegla višje donosnosti kot tista z nizkim razmerjem knjigovodske in tržne vrednosti.

Podoben model omenjenemu trifaktorskemu modelu je razvil tudi Mark Carhart (1997), ki je poleg dejavnikov, ki sta jih uporabila Fama in French v enačbo dodal tudi moment oziroma trend kot ključni dejavnik pojasnjevanja donosnosti. Carhart se pri tem osredotoči na preučevanje vzajemnih skladov, natančneje njihovo vztrajno uspešnost skozi čas. Z raziskavo tako tudi prikaže pomembnost momenta kot dejavnika, ki dopolnjuje beta koeficient pri pojasnjevanju donosnosti. Carhartov model s tem odpre poglavje o vzorcih tržnega vedenja in vplivu preteklih donosnosti na prihodnje napoved, kar dodatno pogloblja raziskovanje in razumevanje dejavnikov, ki vplivajo na donosnost.

Nadaljnjo razširitev CAPM model predstavlja tudi akademika Jagannathan in Wang (1996), ki v raziskavi *The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns* poudarita, da se tveganja in pričakovane donosnosti spreminjajo skozi čas v odvisnosti od makroekonomskih razmer. Tako predpostavita, da bi model moral vključevati vpliv časa in v svojem pogojnem CAPM modelu upoštevata makroekonomske učinke, kot so obrestna mera, inflacija in ostali dejavniki. Pogojni CAPM nam tako omogoči dinamično analiziranje sprememb na trgu, upoštevanje gospodarskih ciklov in makroekonomskih trendov. Vpliv teh dejavnikov nam lahko omogoči boljše napovedovanje rezultatov.

CAPM model je kljub svoji priljubljenosti in enostavnosti deležen pomislekov glede zanesljivosti. Tako Fama in French (2004) ponovno izpostavita, da CAPM ne pojasni v razlik v celoti med donosnostmi različnih podjetij, saj zajema zgolj sistematično tveganje in tako znova poudarita, da je njun večfaktorski model bolj uspešen kot pa osnovni model. Dodatne raziskave so pokazale, da CAPM model v določenih primerih precenjuje ali podcenjuje dejanske donosnosti, predvsem v primerih donosnosti manjših podjetij, kar lahko vodi tudi do napačnih investicijskih odločitev (Fama in French, 2004).

Kljub vsemu CAPM ostaja eden izmed najpomembnejših finančnih modelov za ocenjevanje tveganja in donosnosti. Model je bil v zadnjih desetletjih dobro raziskan, njegove omejitve in pomanjkljivosti so bile dobro dokumentirane, vendar se model še vedno uporablja v poslovnih šolah in praksi. Privlačnost CAPM modela je v njegovi močni in intuitivno privlačni napovedi ocene tveganja ter povezave med pričakovanim donosom in tveganjem (Fama in French, 2004). Akademika Jagannathan in Wang (1996) se tako sprašujeta, ali je to morda zaradi pomanjkljivosti drugih boljših modelov, je teorija v ozadju modela bolj intuitivna ali zaradi pomanjkljivosti empiričnih dokazov proti uporabnosti CAPM modela. Poleg opisanih razširitev obstajajo še druge nadgradnje CAPM modela. Merton (1973) je razvil intertemporalni CAPM model, ki upošteva več obdobj in dodatne makroekonomske dejavnike, kasnejše raziskave pa uvajajo še dodatne faktorje ter pogojne modele.

2.2 Ocenjevanje beta koeficienta

V poglavju 2.1.1. sem predstavil, kako je sestavljen CAPM model in kako se beta koeficient vključuje v model. Beta koeficient meri občutljivost posamezne delnice na sistematično

oziroma tržno tveganje, ki ga tudi z diverzifikacijo portfelja ne moremo odpraviti. Torej beta koeficient posamezne delnice nam pove pričakovano odstotno spremembo v pričakovanem donosu, če se za en odstotek spremeni donosnost tržnega portfelja (Berk in DeMarzo, 2007).

V idealnem scenariju bi si želeli, da bi poznali beta koeficient delnice, ki bo veljaven v prihodnosti. V praksi pa se beta koeficiente za napovedovanje prihodnjih donosov delnic uporablja zgodovinske beta koeficiente, katere se izračuna na podlagi zgodovinske občutljivosti donosov delnice glede na tržno tveganje. Za trg ZDA se v večini primerov uporabi indeks S&P 500 kot tržni portfelj (Berk in DeMarzo, 2007).

Beta koeficient tako prikazuje, kako občutljiv je donos delnice v primerjavi s trgom. Izračuna se kot naklon premice, ki najbolje prikaže razmerje med presežnimi donosi delnice in presežnimi donosi trga. Izračuna se s pomočjo linearne regresije, katere formula je prikazana spodaj v enačbi 5 in predstavlja izračun presežnega donosa delnice sestavljenega iz treh delov (Berk in DeMarzo, 2007).

$$(R_i - r_f) = \alpha_i + \beta_i(R_m - r_f) + \varepsilon_i \quad (5)$$

Oznaka α_i predstavlja konstanto v regresiji. Drugi del $\beta_i(R_m - r_f)$ predstavlja občutljivost delnice na tržno tveganje in zadnji del ε_i predstavlja ostanek. Ta predstavlja odstopanje od naklona premice, ki najbolje prikazuje razmerje med presežnimi donosi delnice in presežnimi donosi trga. Ostanek lahko v teoriji izničimo, saj predstavlja tveganje, ki ga lahko odpravimo z diverzifikacijo, to tveganje pa tako ni povezano s trgom. Za izračun s pomočjo linearne regresije, s katero lahko ocenimo beta koeficient, lahko uporabimo različne vrste podatkov o donosnostih delnic, tržnega portfelja in ne tvegane stopnje donosa. Uporabijo se lahko podatki o dnevni, tedenski in mesečni donosnostih delnic. Prav tako lahko za ocenjevanje beta koeficientov uporabimo različne časovne okvirje, npr. največkrat se beta koeficiente ocenjuje za zgodovinsko obdobje od dveh do petih let (Berk in DeMarzo, 2007).

2.3 Uporaba beta koeficienta v finančnem svetu

V modernem finančnem okolju je beta koeficient postal ključni gradnik finančnih analiz. Predstavlja mero občutljivosti na sistematično tveganje, ki pomaga investitorjem ocenjevati, kako občutljiva je delnica ali portfelj na spremembo presežne donosnosti tržnega portfelja. Na primer, če ima delnica beta koeficienta 1,5, to pomeni, da je pričakovana sprememba presežne donosnosti delnice 1,5-krat večja od spremembe presežne donosnosti tržnega portfelja. To pomeni, da bo delnica z visokim beta koeficientom bolj nihala ob tržnih spremembah, kar je koristno za investitorje, ki iščejo višje donosnosti, kar pa obenem predstavlja tudi višje tveganje v primerjavi s trgom. Kot ključna komponenta CAPM modela beta koeficient igra ključno vlogo pri ocenjevanju pričakovanih presežnih donosnosti. Beta

koeficient se danes v finančnem svetu uporablja na področjih upravljanja portfeljev, ocenjevanju tveganj in pri ocenjevanjih vrednosti sredstev.

Finančne institucije uporabljajo beta koeficient za ocenjevanje stroškov kapitala, saj višji beta koeficient normalno pomeni višje premije za tveganje, ki jih zahtevajo investitorji za nakup določene delnice. Koncept je pomemben tudi pri združitvah in prevzemih, kjer se beta koeficient uporablja za ocenjevanje vrednosti podjetja v sklopu modelov diskontiranih denarnih tokov. V takih primerih beta koeficient predstavlja ključno komponento za oceno diskontnega faktorja, ki pomembno vpliva na vrednost denarnih tokov. Višji beta koeficient pomeni nižjo sedanjo vrednost prihodnjih denarnih tokov, kar vodi v nižjo ocenjeno vrednost podjetja. Prav tako višji beta koeficient pogosto lahko odraža večjo izpostavljenost podjetja zunanjim makroekonomskim dejavnikom, saj je le-ta povezana s tržno premijo, kar lahko vpliva na zaupanje investitorjev.

Beta koeficient se pogosto uporablja tudi pri ustvarjanju zavarovalnih strategij, kjer upravljalci portfeljev kombinirajo različna sredstva z visokimi in nizkimi beta koeficienti, da uravnesajo tveganje portfelja glede na premike na trgu. Tako lahko npr. kombinirajo delnice podjetij, ki se gibajo v nasprotju s trgom in delnice, ki se gibajo s trgom in tako zmanjšajo vpliv trga na nestanovitnost portfelja in povečajo odpornost ekstremnim dogodkom na trgu. Zmanjšanje nestanovitnosti portfelja je ključnega pomena za institucionalne vlagatelja, saj tako povečujejo predvidljivost svojih donosov in tako izboljšajo svoje obvladovanje tveganj.

Beta koeficient je uporabno orodje tudi v povezavi z vrednotenjem finančnih inštrumentov, kot so obveznice in izvedeni finančni instrumenti. Pri obveznicah lahko beta koeficient služi kot kazalnik občutljivosti na spremembe obrestnih mer, kar lahko pomaga investiranjem pri oblikovanju strategij za zaščito pred tveganjem. Pri izvedenih finančnih inštrumentih, kot so npr. opcije ali terminske pogodbe, beta koeficient omogoča oceno tveganja in optimizacijo cenovnih modelov, saj lahko preko delnice merimo občutljivost opcije na spremembe v vrednosti (Black in Scholes, 1973). Na primer opcija na delnico z visokim beta koeficientom bo imela večjo cenovno nestanovitnost in obratno; To omogoča trgovcem prilagajanje strategij za obvladovanje tveganja in tudi za izkoriščanje nihanj na trgu. Širina uporabe beta koeficienta naredi ta parameter ključen za finančne strokovnjake in akademike na tem področju.

V zadnjih letih se je uporaba beta koeficienta razširila tudi na področje trajnostnih financ. Podjetja z visokimi ocenami okoljskih, družbenih in upravljavskih dejavnikov (angl. Environmental, Social and Governance factors, v nadaljevanju ESG) pogosto kažejo nižje tveganje, kar jih naredi privlačne za vlagatelje, ki jim je stabilna rast pomembna, in ne dajejo prednosti kratkoročnim zaslužkom. To je pokazala tudi raziskava MSCI iz leta 2020, in sicer so podjetja z visokimi ESG ocenami v povprečju izkazovala nižjo nestanovitnost cen delnic in boljšo odpornost pred tržnimi nihaji (Ferenc, 2021).

Beta koeficient je postal eno izmed najpomembnejših orodij v moderni finančni industriji, saj omogoča vlagateljem in strokovnjakom enostaven intuitiven pregled razmerja med tveganjem in donosnostjo ter izboljšuje obvladovanje tveganj na različnih področjih v industriji.

3 NESTANOVITNOST BETA KOEFICIENTA V ČASOVNI VRSTI

Beta koeficient je temeljni pokazatelj sistematičnega tveganja, ki se uporablja v finančnih analizah za oceno povezave med donosnostjo posamezne naložbe in trgom. Vse od predstavitve modela CAPM (Sharpe, 1964), so raziskovalci preučevali model in tudi beta koeficient. Čeprav CAPM model predvideva, je beta koeficient stabilen skozi čas, empirične raziskave pogosto kažejo nasprotno. To poglavje raziskuje predstavljene raziskave in rezultate akademikov na področju nestanovitnosti beta koeficienta.

3.1 Zgodnje empirične raziskave o nestanovitnosti beta koeficienta

Zgodnje empirične raziskave na temo nestanovitnosti beta koeficienta so se začele že kmalu po objavi CAPM modela. Blume (1971) je bil eden izmed prvih akademikov, ki je raziskoval nestanovitnost beta koeficienta. S preučevanjem beta koeficientov je v svojem članku odkril, da se beta koeficienti spreminjajo skozi čas in se približujejo povprečju. To je veljalo tako za beta koeficiente z visokimi vrednostmi, ki so imele tendenco upadanja, kot tudi za beta koeficiente z nizkimi vrednostmi, ki pa so imele tendenco rasti proti povprečju. Slednje so kazale močnejšo tendenco približevanja povprečju. Blume v svojem članku demonstrira prilagoditveno metodo prilagajanja historičnih beta koeficientov za izboljšanje ocene beta koeficientov v prihodnosti ob ohranitvi njene relevantnosti pri oceni tveganja. To je bila zgolj ena izmed rešitev preučevanja nestanovitnosti beta koeficientov ter ena izmed prvih rešitev za minimizacijo napake v ocenah beta koeficientov. Je pa njegov pristop postal osnova za kasnejše metode prilagajanja beta koeficientov. Blumu je sledilo veliko število akademikov, kot so Baesel (1974) ter Alexander in Chervany (1980), ki preučujejo stabilnost beta koeficientov s pomočjo transformacijskih matrik. Tudi oni potrdijo nestanovitnost beta koeficientov. Vendar pa se med Baeselom in Gordon ter Normanov določene ugotovitve razlikujejo, saj s pomočjo alternativne metode merjenja nestanovitnost beta koeficientov zaključijo, da so beta koeficienti, ki so bolj ekstremni bolj nestabilni kot tisti, ki so bližje trgu. Gordon in Norman prav tako zavrmeta Baeselovo trditev, da je nestanovitnost beta koeficientov povezana z daljšim obdobjem merjenja. Gordon in Norman povzameta, da je optimalni interval ocenjevanja beta koeficienta med štirimi in šestimi leti. K dopolnitvi razumevanja ocen beta koeficientov je bistveno prispeval Vasicek (1973), in sicer je v članku uporabil Bayesov pristop, ki v oceno beta koeficienta vključi časovno serijo in tudi porazdelitev beta vrednosti med več delnicami podjetij. Bayesova metoda ocenjevanja beta koeficienta zmanjša napake ocen in upošteva negotovost.

Podobno sta Fabozzi in Francis (1978) v svojem delu *Beta as a Random Coefficient* ugotovila, da beta koeficient ni stalen, ampak dinamičen parameter, ki je odvisen od zunanjih dejavnikov. Avtorja ugotovitve prikažeta s pomočjo modela naključnih koeficientov (angl. *Random Coefficient Model*). Z modelom avtorja naslovita opazovano spreminjanje beta koeficienta v času. Ker avtorja tretirata beta koeficient kot naključno spremenljivko, s tem dovolita vpliv eksternih faktorjev in z raziskavo tako delno potrdirata, da se beta koeficient za nekatere delnice spreminja v času. Avtorja razmišljata, da bi nestanovitnost beta koeficienta pojasnila vzroke za manj kot polovico tveganja razloženega s tržnimi silami za povprečno delnico na NYSE, ostalo pa raziskovalcem ostaja neznanka oziroma je tveganje naključno in ga ni moč izmeriti.

Fama in MacBeth (1973) raziskujeta nekoliko drugačno temo, in sicer testirata različne hipoteze v povezavi s CAPM modelom. V članku predstavita eno izmed pomembnejših validacij CAPM modela. Glede modela predpostavita več hipotez, in sicer da je odnos med pričakovano donosnostjo in tveganjem linearen v učinkovitem portfelju, da beta koeficient predstavlja celotno tveganje delnice v učinkovitem portfelju, saj je nesistematično tveganje odpravljeno z diverzifikacijo in da je na trgu k tveganju nenaklonjenimi investitorji višje tveganje nagrajeno z višjimi pričakovanimi donosnostmi. Avtorja sta vse tri hipoteze sprejela oziroma jih nista ovrгла. Poleg tega avtorja v članku podvomita v stabilnost beta koeficienta v času, kar nakazuje na odzivanje beta koeficienta na spremembe na trgu, kot so nestanovitnost, likvidnost in sentiment investitorjev. To bomo podrobneje pregledali tudi v nadaljevanju, saj se v novejših člankih začnejo pojavljati različni modeli za odpravo nestanovitnosti beta koeficienta.

Podrobneje nestanovitnost beta koeficienta kasneje preučujeta Jagannathan in Wang (1996), ki ponudita ključen vpogled v nestanovitnost beta koeficienta in ob tem ponudita rešitev v okviru pogojnega CAPM modela. Avtorja v članku prikažeta, da beta koeficient ni fiksen, ampak se odziva na spremembe na trgu. Tako npr. v času recesije, ko se poveča finančni vzvod, zadolžena podjetja kažejo višji pogojni beta koeficient, saj obstaja večja verjetnost, da se bodo taka podjetja znašla v finančnih težavah. Nestanovitnost beta koeficienta v tem primeru kljubuje predpostavki tradicionalnega CAPM modela o stabilnosti beta koeficienta v času, kar je predvsem opazno v sektorjih, kjer imajo finančni vzvod in makroekonomski dejavniki velik vpliv. Ena izmed ugotovitev je bila tudi, da premija za tveganje ni stabilna in se giba z ekonomskimi cikli in se tako povečuje v času povečane negotovosti. Navedene spremembe vplivajo na razmerje med beta koeficientom in pričakovanimi donosnostmi, kar dodatno vpliva na razumevanje statičnega CAPM modela.

Jagannathan in Wang (1996) razvijeta dvofaktorski model, ki ločuje beta koeficient na dva dela, in sicer na povprečni beta koeficient, uporabljen tudi v tradicionalnem CAPM modelu, kot merilo sistematičnega tveganja in na občutljivost pogojnega beta koeficienta na tržno premijo za tveganje, ki predstavlja dinamično komponento in predstavlja odzivnost beta koeficienta na spremembe v tržni premiji za tveganje. Na primer v obdobjih povečane

gospodarske negotovosti se pogojni beta koeficient prilagaja spremembam tržne premije za tveganje in strukturi gospodarstva, kar omogoča bolj natančne napovedi, kar omogoča uporabnost modela pri analiziranju panog, ki so podvržene večji nestanovitnosti. Novi pristop k preučevanju CAPM je tako izboljšal pojasnjevalno moč razlik v donosih. Lewellen in Nagel (2006) sta napisala kritiko na članek, katerega avtorja sta Jagannathan in Wang (1996), v katerem poudarita, da je pogojni CAPM skoraj tako slab kot tradicionalni CAPM model. Zaradi dinamike beta koeficienta in njene odvisnosti od makroekonomskih in finančnih dejavnikov se ta spreminja glede na spremembe v dejavnikih, kot so premija za tveganje, tržna nestanovitnost in makroekonomski indikatorji, kot so obrestne mere državnih obveznic. Na nestanovitnost beta koeficienta lahko vplivajo tudi vedenjski vzroki na trgu.

V kolikor pogledamo nestanovitnost beta koeficientov še z vidika vedenjskih financ, lahko prav tako najdemo nekaj posrednih povezav z nestanovitnostjo. Shiller (1981) je pokazal, da delnice pogosto nihajo bolj, kot bi bilo upravičeno glede na fundamentalne spremembe, kar pomeni, da na tržne vrednosti vplivajo pretirana nihanja oziroma investitorska razpoloženja. V tem kontekstu lahko tudi beta koeficienti, izračunani na podlagi zgodovinskih podatkov, vkomponirajo obdobja pretiranega optimizma ali pesimizma med vlagatelji. Če se denimo zaradi množične evforije ali strahu spreminja občutljivost delnic na trgu, gre za vedenjski pojav, ki lahko vpliva na odstopanje beta koeficientov od njihovih realnih ravni, pojasnjenih zgolj z modeli učinkovitih trgov.

3.2 Sodobni pogled na nestanovitnost beta koeficienta

V tem poglavju bom predstavil izsledke sodobnih raziskav o nestanovitnosti beta koeficienta. Predhodne raziskave, ki sem jih predstavil v prejšnjem poglavju, so ponudile temelj za nadaljnje raziskovanje, sodobni članki tako ponujajo razširjeno razumevanje nestanovitnosti beta koeficienta. Veliko člankov je bilo napisanih na temo nestanovitnosti beta koeficienta predvsem v sklopu analiziranja CAPM modela, kot smo lahko videli tudi v prejšnjem poglavju. Fama in French (2004) znova poudarita nekaj značilnih problemov CAPM modela. Avtorja opozarjata na nenatančnost ocen beta koeficienta za individualne delnice, kar povzroča težave pri razlaganju povprečnih donosov. Dodatna težava je v pozitivni korelacijami med ostanki regresije v analizi. Zato se je v želji po boljših ocenah beta koeficienta začel uporabljati pristop analiziranja modela z portfelji delnic.

Metoda razvrščanja delnic v portfelje glede na njihov beta koeficient, kot so jo uporabili Blume (1971), Friend in Blume (1970) in Black in drugi (1972), omogoča natančnejše ocene z zmanjšanjem napak v primerjavi z analiziranjem posameznih delnic. Oblikuje se skupine; tako imamo npr. portfelje z 10 delnicami, ki imajo najnižji beta koeficient in tako naprej vse do portfelja z 10 delnicami z najvišjimi beta koeficienti. Kljub prednostim se pri tej metodi omeji razpon beta koeficientov, kar lahko vpliva na interpretacijo rezultatov. Ob tem pa lahko pomislimo na diverzifikacijo, ki bi lahko potencialno vplivala na zmanjšan razpon koeficientov, saj s portfelji odpravljamo nesistematično tveganje.

Podobno kot to naredita Jagannathan in Wang (1996), tudi Campbell in Vuolteenaho (2004) na področju dinamike beta koeficientov prispevata nov pomemben koncept dvokomponentnega beta koeficienta. S pomočjo novega modela, ki beta koeficient razdeli na dve komponenti, beta koeficient diskontne stopnje, ki meri spremembe v diskontnih stopnjah in beta koeficient denarnih tokov, ki meri občutljivost na spremembe v pričakovanih denarnih tokovih. Zaradi razlike med beta koeficientoma lahko model pojasni višje pričakovane donose v primerih, ko investitorji zahtevajo višje premije za dolgoročne tveganje, saj ima beta koeficient denarnih tokov dolgoročnejši učinek na ceno delnice kot pa beta koeficient diskontne stopnje, ki je začasna. Z modelom lahko tako pojasnimo tudi razlike med rastnimi in vrednostnimi delnicami. Petkova in Zhang (2005) v svoji raziskavi dodatno osvetlujeta to tematiko, saj ugotovita, da se vrednostni beta koeficienti nagibajo k pozitivni korelaciji, medtem ko se rastni beta koeficienti nagibajo k negativni korelaciji. Ta odkritja tako potrjujejo kompleksnost beta koeficienta in naslavljajo potrebo po modernejših modelih, ki lahko zajemajmo večje število vplivov, ob tem pa je potrebno upoštevati tudi dinamičnost beta koeficienta.

Fama in French (2004) ponovno potrjujeta, da je povezava med beta koeficientom in povprečno donosnostjo bolj izravnana, kot pa to napoveduje CAPM model. To razmerje znova potrjuje, da beta koeficient sam po sebi ni dovolj za napovedovanje donosnosti. To je predvsem pomembno v naslednjem poglavju, kjer bom preučevali vplivne spremenljivke na stabilnost beta koeficienta. Tudi avtorja Jónsson in Ásgeirsson (2017) govorita, da kljub že znanim problemom z nestanovitnostjo beta koeficienta na (ne)stabilnost vplivajo tudi ostali sistematični učinki, ki jih ne merimo in izvirajo iz nestanovitnosti delnic. Avtorja trdita, da pristranskost specifikacije modela izkrivlja ocene beta koeficienta, ker model ne vključuje drugih pomembnih sistematičnih vplivov na nestanovitnost delniškega trga.

Tudi novejša raziskava, kot so Jostova in Philipov (2005), se ukvarjajo z nestanovitnostjo beta koeficientov. Njun model, ki vključuje splošen, k povprečju se vračajoč stohastičen proces, pokaže, da so beta koeficienti industrij nestanovitni tako v času, kot tudi naključni, in da tržni šoki vplivajo nanje. Podobno tudi Dangl in Halling (2012) v svojem članku pokažeta, da so modeli s konstantnimi koeficienti dominirani s strani modelov, v katerih se koeficient spreminja v času. Tako tudi novejša raziskava kažejo na pojav nestanovitnosti v beta koeficientih.

3.3 Sektorski pregled nestanovitnosti beta koeficientov

Izsledke raziskav na temo nestabilnosti beta koeficienta smo že predstavili v zgornjih dveh poglavjih. V poglavju bom podrobno raziskal, kako je s povezavo med nestanovitnostjo beta koeficientov med in v sektorjih. Razlike med sektorji se lahko pojavijo zaradi različnih vplivov pogojev na trgu, vplivov regulacije in dejavnikov, povezanih s podjetji, kot so npr.

tehnološki preboji. Nekaj teh bomo samo omenili v tem poglavju, poglobljeno pa bomo dejavnike spoznali v naslednjem poglavju..

Raziskave prikazujejo, da beta koeficienti niso enotni med sektorji in tudi ne znotraj sektorja. Baele in Londono (2013) pokažeta, da so beta koeficienti nestanovitni tako v relativnem kot v absolutnem smislu. Sektorja, kot je npr. poslovna oprema in igre kažeta višja beta koeficienta. Za sektorja javnih storitev in osnovnih potrošnih dobrin so značilni bolj stabilni beta koeficienti, kar je mogoče pripisati manjši občutljivosti na tržna nihanja, saj gre za osnovne življenjske potrebščine, kjer sta tudi ponudba in povpraševanje manj elastična kot v recimo nekaterih sektorjih, ki ponujajo bolj luksuzne produkte.

Ciklični sektorji, kot so recimo industrijski in sektorji z luksuznimi dobrinami, za katere je značilna tudi višja elastičnost povpraševanja, velikokrat izkazujejo višje beta koeficiente v obdobju ekonomskih ekspanzij in kontrakcij zaradi odvisnosti od povpraševanja potrošnikov in investiranja (Baele in Londono, 2013). Sektorji, kot so npr. energetske, ki ga bom tudi preučeval, in zdravstvo, so lahko podvrženi spreminjanju beta koeficienta zaradi sprememb v državnih politikah, okoljevarstveni regulaciji in tehnološkem napredku. Tudi Baele in Londono (2013) to potrdira na nivoju sektorskih beta koeficientov, ko preučujeta nenadne spremembe v njih. Podobno tudi Ang in drugi (2006) preučujejo razmerje med skupno nestanovitnostjo in razlikami v donosnosti. Iz njihovih člankov bi lahko teoretično sklepali, da višja skupna nestanovitnost prispeva k večji nestabilnosti beta koeficienta, čeprav v svojem članku tega ne raziskujeta. Iz njune analize, ki poudarja, da so portfelji, izpostavljeni večjim volatilnim šokom, nagnjeni k višji občutljivosti tržnim razmeram, lahko indirektno sklepamo, da le-ti kažejo višjo nestanovitnost beta koeficienta, saj beta koeficient predstavlja višino sistematičnega tveganja v primerjavi s trgom. Interpretacija je tako skladna s širšo literaturo glede dinamike sistematičnega tveganja in v visoko volatilnih okoljih.

Energetski sektor je zagotovo eden izmed najpomembnejših sektorjev gledano v širšem pomenu, saj so od njega odvisni tudi ostali sektorji v gospodarstvu. Posledično je energetske sektor pod visokim vplivom geopolitičnih tveganj, gibanj cen na trgu surovin in regulatornih posegov. Beta koeficient se navadno poveča v časih nestabilnosti, kot poudarita tudi Ferson in Harvey (1991), ki v svojem članku pokažeta pomemben vpliv sistematičnih šokov na nestanovitnost beta koeficienta. Podobne rezultate raziskave najdeta tudi Ferson in Korajczky (1995), in sicer, da se beta koeficienti spreminjajo skozi ekonomski cikel na sistematičen in stohastičen način. Posebnosti se dogajajo tudi v ostalih sektorjih. Tehnološki sektor, ki ga lahko prepoznamo po hitrih inovacijah in velikih pričakovanjih o rasti, je značilen sektor z visoko nestanovitnostjo beta koeficienta, kar lahko povežemo tudi z rezultati, ki sta jih dobila Baele in Londono (2013), ki izpostavita pomembnost strukturnega premika na začetku mehurčka tehnologije, medijev in telekomunikacije leta 1998, ko so se beta koeficienti nekaterih industrij močno spremenili, zlasti je bilo to moč opaziti v tehnološko odvisnih sektorjih.

Ena izmed nalog magistrskega dela je pregledati že napisano literaturo na temo nestanovitnosti beta koeficientov znotraj sektorjev. Identifikacijo in analizo dejavnikov, ki vplivajo na nestanovitnost v energetske sektorju, sem tako že delno naredil. Ugotovitve v tem delu mi bodo tako pomembno pomagale pri nadaljnji analizi nestanovitnosti sistematičnega tveganja v sektorju in preučevanju, kolikšna je občutljivost sektorja na zunanje vplive. V tretjem poglavju sem opravil pregled dosedanje literature na področju nestanovitnost beta koeficienta. Izsledke bom tako upošteval in jih uporabil pri lastni analizi. Članki, napisani na to temo, so bili predvsem povezani z modelom CAPM.

4 VPLIV SPREMENLJIVK NA SPREMEMBO BETA KOEFICIENTA

Variabilnost beta koeficienta je pogojena s spreminjanjem različnih spremenljivk, ki segajo od ekonomskih in finančnih pa do tržnih in dejavnikov, ki izvirajo iz podjetja. Le-ti oblikujejo občutljivosti beta koeficienta na sistematično tveganje, s čimer lahko beta koeficient razumemo kot dinamični indikator, saj v tradicionalnem CAPM model, ne moremo meriti in pojasnjevati vplivov z drugimi indikatorji kot pa z beta koeficientom, ki meri sistematično tveganje.

4.1 Makroekonomski dejavniki

Ekonomske in finančne spremenljivke so ene izmed ključnih dejavnikov, ki vplivajo na nestanovitnost beta koeficienta. Makroekonomski pogoji, kot so obrestne mere, inflacija in gospodarska rast, lahko vplivajo na beta koeficient. Poleg tega razmere na finančnih trgih, kot so likvidnost in nestanovitnost trga, prispevajo k občutljivosti beta koeficienta na sistematično tveganje. Ti dejavniki lahko delujejo tako samostojno kot tudi v medsebojni odvisnosti.

Pomembno je nasloviti dejanske povezave med makroekonomskimi dejavniki, kot so inflacija, bruto nacionalni proizvod (BNP) in rast s finančnimi podatki podjetij, ki jih raziskujeta Lev in Thiagarajan (1993), saj nam ti izsledki lahko pomagajo nasloviti razloge za nestanovitnost beta koeficienta. Iz članka lahko razberemo, da obstaja statistično značilna povezava med določenimi temeljnimi finančnimi postavkami in makroekonomskimi dejavniki. Na primer v primeru visoke inflacije so višje terjatev do kupcev statistično značilne, podobno so tudi nižje zaloge statistično značilno povezane z obdobji visoke, srednje in nizke inflacije. Podobno so temeljne finančne postavke povezane tudi z bruto nacionalnim proizvodom; v obdobjih visoke, srednje in nizke rasti so tako statistično značilne povezave z zalogami, terjatvami do kupcev in bruto maržo. Ti podatki nakazujejo na medsebojno odvisnost dejavnikov v različnih makroekonomskih scenarijih, kot npr. zaloge so statistično neznačilne samo v obdobju visoke rasti bruto nacionalnega proizvoda in nizke inflacije. Ti izsledki nam omogočajo obravnavo v kontekstu stabilnosti beta koeficienta in vplivnih spremenljivk.

Zanimivost, ki jo je pomembno omeniti in potrjuje odvisnost beta koeficienta od makroekonomskih dejavnikov, je tudi kritika Lewellen in Nagel (2006) na pogojni CAPM model, v kateri govorita o slabi uspešnosti navedenega modela. Poudarita, da se tudi pogojni beta koeficient spreminja glede na spremembe v dejavnikih, kot so premija za tveganje, tržna nestanovitnost in makroekonomski indikatorji, kot so obrestne mere državnih obveznic.

Amihud (2002) kot enega izmed dejavnikov, ki vplivajo na presežne donose delnic oziroma premijo za tveganje, izpostavi likvidnost trga. Na podlagi preteklih raziskav Amihud potrjuje, da nelikvidnost pomembno pojasnjuje razlike v pričakovanih donosih delnic. Ugotovitve kažejo, da se presežne donosnosti delnic ne odzivajo samo na višje tveganje, ampak vsebujejo tudi premijo za nelikvidnost. Učinek je izrazit predvsem pri manjših podjetjih, pri katerih je premija za tveganje višja. V okviru moje analize bi to lahko zaznali v spreminjanju beta koeficienta, saj le-ta predstavlja del sistematične tveganja glede na premijo za tveganje trga.

Nekoliko drugače se analize lotita Campbell in Vuolteenaho (2004), ki izpostavita dva dejavnika, ki ju lahko spremljamo pri razumevanju dinamike beta koeficientov. V kontekstu analize nam model dvokomponentne bete, ki vključuje beta koeficient denarnih tokov in beta koeficient diskontnega faktorja, zelo pomaga, saj lahko pri preučevanju dinamike v energetske sektorju posebej gledamo dinamiko denarnih tokov, na katero vplivajo npr. cene surovin in diskontne stopnje, ki so povezane z makroekonomskimi dejavniki npr. z obrestnimi merami. Campbell in Vuolteenaho (2004) izpostavita, da intervencije na trgu lahko vodijo v spremembe v profilih tveganja podjetij, kar posledično lahko vodi v spremembe beta koeficientov.

Podobno velja tudi za makroekonomske dejavnike. Dejavniki, kot so obrestne mere in monetarne politike, vodijo v gibanje beta koeficientov med obdobji ekonomskih ekspanzij in kriz (Fama in French, 1992). Jagannathan in Wang (1996) poudarjata, da se lahko sistematično tveganje podjetij spreminja glede na gospodarske razmere, kar pomeni, da se med obdobjem ekonomske kontrakcije beta koeficient lahko pomembno poveča zaradi povečanega sistematičnega tveganja.

Sektorska dinamika ima pomembno vlogo pri določanju beta koeficientov, saj se sistematično tveganje, povezano s sektorjem, lahko znatno razlikuje glede na občutljivost na makroekonomske dejavnike, regulativne vplive ali tržne razmere. Beta koeficienti se med sektorji razlikujejo zaradi različnih notranjih ali zunanjih dejavnikov, ki vplivajo na nestanovitnost. Na primer nekateri sektorji, kot so javne dobrine ali osnovne potrošne dobrine, so manj občutljivi na gospodarske cikle kot pa drugi. Prav tako smo ugotovili, da so beta koeficienti nestanovitni (Baele in Londono, 2013).

Pomembno vplivajo na nestanovitnost beta koeficienta tudi večji premiki v gospodarstvu. Baele in Londono (2013) ugotavljata, da se na začetku mehurčka tehnologije, medijev in telekomunikacije leta 1998, zgodijo pomembni strukturni premiki. Avtorja prav tako

ugotavljata, da se razpršenost beta koeficientov med sektorjih poveča v časih recesij, kar nakazuje na večjo heterogenost izpostavljenosti tveganjem med sektorji v časih recesij. Raziskava prav tako nakazuje, da je razpršenost beta koeficientov med sektorji močnejši napovedovalec prihodnjih donosov na trgu kot pa nesistematične komponente, s čimer lahko potrdimo pomembnost sektorske analize pri napovedovanju tržnih nihanj.

Pomemben prispevek k raziskovanju beta koeficientov v kontekstu naftne industrije ponudijo Talbot in drugi (2013), ki preučujejo beta koeficient nafte; tj. občutljivost cene delnice glede na proizvodnjo oziroma ceno nafte. Avtorji empirično potrdijo pozitivno povezavo med ceno nafte, obrestno mero in stroški skladiščenja, medtem ko ugotavljajo negativno korelacijo z nestanovitnostjo cen nafte. Ugotovitve nakazujejo, da povišanje cene nafte povzroči večjo nestanovitnost koeficienta, saj se poveča izpostavljenost ceni surove nafte.

4.2 Dejavniki, ki izvirajo iz podjetja

Poleg makroekonomskih dejavnikov, ki smo jih že predstavili, na nestanovitnost beta koeficienta podjetja pomembno vplivajo tudi dejavniki, ki izvirajo iz podjetja. Tukaj je potrebno ločiti med vplivom dejavnikov podjetja na sistematično tveganje in vplivom dejavnikov na nesistematično tveganje oziroma tveganje podjetja. V svoji raziskavi bom analiziral zgolj vplive dejavnikov na sistematično tveganje, ki ga predstavlja beta koeficient in ne na nesistematično tveganje. Dejavniki, ki jih lahko v sklopu podjetja preučujemo, so npr. temeljni finančni podatki, kapitalska struktura in vedenjski vidiki upravljanja podjetja.

Lev in Thiagarajan (1993) sta v svoji raziskavi statistično značilno dokažeta povezavo med agregirano oceno temeljnih finančnih podatkov, ki nakazuje kakovost dobička in koeficientom odziva na dobiček. Hipotezo potrđita tudi z dodatno povezavo med temeljnimi ocenami finančnih podatkov podjetij in rastjo dobička v naslednjem obdobju. Zaradi medsebojne povezanosti med obema bi lahko tudi te uporabili kot približek za dejavnike, ki izvirajo iz podjetja, saj lahko predpostavljamo, da temeljni finančni podatki vplivajo na dobiček, kar pa lahko vpliva na spremembo cene delnice in posledično nestanovitnost, ki jo bomo spremljali v naši analizi. Iz analize sta akademika ugotovila tudi več statistično značilnih povezav med temeljnimi finančnimi podatki in presežkom donosnosti delnic v različnih obdobjih. Povezave, ki so bile statistično značilne, so bile: zaloge, terjatve do kupcev, kapitalski izdatki, bruto marža, stroški prodaje in administracije, delovna sila in zamude pri naročilih. Našteti dejavniki potencialno predstavljajo možne razlage za odstopanja pri podjetjih oziroma predstavljajo možnosti za razlago pri odstopanjih tudi v analizi pri magistrskem delu. Alternativa zgoraj omenjeni agregatni oceni temeljnih finančnih podatkov bi tako lahko bila tudi donosnost kapitala, kot že omenjeno v poglavju 4.1. Donosnost kapitala je zagotovo bolj učinkovit približek kot pa sama ocena, saj jo je lažje pridobiti, obenem pa je že testiran faktor.

Izmed pomembnejših dejavnikov, ki vplivajo na beta koeficient delnice, je tudi kapitalska struktura. O pomembnosti kapitalske strukture pri preučevanju beta koeficienta učijo že profesorji na poslovnih fakultetah. Hamada (1972) je to tudi potrdil. Kazalnik dolg/kapital je uporabil kot merilo za zadolženost podjetja in potrdil, da visoka zadolženost vpliva na beta koeficient podjetja na način, da višja zadolženost vodi v povečano sistematično tveganje. Dekompozicija beta koeficienta na operativni in finančni del omogoča preučevanje dejavnikov, ki vplivajo na beta koeficient samostojno. Tako spoznamo nov termin »beta koeficient nezadolženega podjetja«, ki omogoča preučevanje operativnega tveganj, brez vključevanje finančnega dela.

Na področju raziskovanja naftne industrije so tudi Talbot in drugi (2013) izpostavili pozitiven vpliv zadolženosti na beta koeficient. Višja zadolženost podjetij dodatno povečuje sistematično tveganje podjetja, kar se neposredno kaže v višjih beta koeficientih. Že na primeru slovenskih podjetij vidimo, da se kapitalska struktura med sektorji razlikuje, kar lahko vpliva na nestanovitnost beta koeficienta (Marinšek, 2019).

Z nastankom večfaktorskih modelov, ki bolje napovedujejo donose od tradicionalnega CAPM modela, smo pridobili tudi pomembne dejavnike, ki jih lahko obravnavamo v sklopu razlage za nestanovitnost beta koeficientov. Med pomembnejše raziskovalce na tem področju sodita akademika Fama in French, ki sta razvila trifaktorski kot tudi petfaktorski model za razlago donosov. Oba modela ponudita pomembne poglede v dinamiko beta koeficienta, saj oba poleg tržne premije za tveganje vključujeta tudi faktor, ki zajema razliko med donosi podjetij z visokimi razmerji med knjigovodsko in tržno vrednostjo in tistimi z nizko ter komponento, ki meri razmerje med donosi podjetij z visoko in nizko tržno kapitalizacijo. V petfaktorskem modelu sta poleg navedenih vključeni dve dodatni komponenti, in sicer komponenta, ki zajema razliko med trdno in šibko dobičkonosnostjo podjetij in komponenta, ki zajema razliko med konzervativno in agresivno naložbeno politiko. Uporabljene komponente oziroma faktorji tako predstavljajo nadomestek za nepojasnjene donosne v tradicionalnem CAPM modelu (Fama in French, 2015). Podobne komponente investiranja in donosnosti uporabijo tudi že Chen in drugi (2011), ki poleg tržne komponente v svojem modelu uporabijo investicijski faktor in donosnost kapitala.

Dobičkonosnost predstavlja učinkovitost, s katero podjetje generira dobičke relativno glede na sredstva, medtem ko investicije zajemajo agresivnost politike vlaganja. Oba nova dejavnika lahko indirektno vplivata na stabilnost beta koeficienta s spreminjanjem občutljivosti podjetja na tržne razmere. Na primer podjetja s šibko dobičkonosnostjo ali agresivno strategijo vlaganja lahko izkazujejo višjo nestanovitnost beta koeficienta zaradi odvisnosti od ugodnih tržnih razmer. Obratno npr. velja za podjetja s trdno dobičkonosnostjo in konzervativno politiko vlaganja; ta lahko izkazujejo stabilnejše vrednosti beta koeficienta, kar se kaže v nižji izpostavljenosti sistematičnim šokom. Podobno velja tudi za komponenti, ki izhajata že iz trifaktorskega modela (Fama in French, 2004). Večja podjetja, lahko kažejo bolj stabilne beta koeficiente od manjših podjetij in podjetja, ki imajo nižje

razmerja med knjigovodsko in tržno vrednostjo delnice lahko kažejo višjo občutljivost na spremembe na trgu.

Fama in French (2004) sta ugotovila, da je povezava med beta koeficientom in donosnostjo manj izrazita, kot to predvideva CAPM model. Njuno opazovanje tako neposredno vpliva na predpostavko o stabilnosti beta koeficienta. V članku tako predstavita rezultate, da je odnos med beta koeficientom in pričakovano donosnostjo bolj plosk, kot pa to predvidi tradicionalen CAPM model, kar pomeni, da določen del donosnosti ni zajet v tradicionalnem modelu in je za to potrebno dodati faktorje v model, ki lahko bolje napovejo donosnosti.

Faktor velikosti, ki sta ga uporabila Fama in French (2004) v trifaktorskem modelu, je pred njima raziskoval že Banz (1981). V svoji analizi poudari vpliv velikosti podjetja na tveganju prilagojene donose in variabilnost beta koeficienta. Manjša podjetja imajo konstantno višje tveganju prilagojene donose v primerjavi z večjimi podjetji. Vpliv je opazen predvsem pri manjših podjetjih. Beta koeficienti za manjša podjetja prav tako kažejo večjo nestanovitnost, s čimer potrdimo povezavo med beta koeficientom in velikostjo podjetja.

Če pa se sedaj poglobimo še v trifaktorski model Chena, Novy-Marxa in Zhanga (Chen in drugi, 2011), lahko vidimo, da sta dva faktorja podobna, tržni in investicijski, medtem ko je zadnji faktor donosnosti nekoliko različen, vseeno pa zajame bistvo, saj so podjetja, ki imajo boljšo donosnost kapitala, višje vrednotena, saj imajo v veliki večini možnost generiranja konsistentne vrednosti za delničarje. Kakovost modela tako leži predvsem v zmožnosti, da lahko poveže vplive učinkovite alokacije kapitala in teorije ocenjevanja vrednosti kapitala povezane s produkcijo. Visoka ocenjevalna moč modela, v primerjavi z ostalimi modeli tako izvira iz vključitve podjetju specifičnih dejavnikov, ki so povezani z ekonomsko uspešnostjo in finančnim stanjem v podjetju.

Eden izmed pomembnejših dejavnikov, ki ga izpostavita tudi Jensen in Meckling (1976), je vloga agencijskih stroškov in strukture lastništva v profilu tveganja podjetja, ki seveda vpliva na oblikovanje beta koeficienta. Agencijski konflikti, ki nastanejo med managerji in lastniki, lahko vodijo do neoptimalnega odločanja, kar lahko vpliva na višje tveganje podjetja. V raziskavi tako akademika prikažeta, da višji dolg poviša agencijske stroške, saj managerji zasledujejo bolj tveganje projekte, da bi izboljšali koristi lastnikom. Dodatno lahko rezidualna izguba, ki je razlika med optimalno in dejansko vrednostjo podjetja, zaradi agencijskih konfliktov vpliva prav tako na tveganje podjetja in vpliva na beta koeficient in njegovo nestanovitnost. Funkcija nadzora, ki je usmerjena v zmanjševanja agencijskih stroškov, lahko prav tako vpliva na tveganje, saj se lahko zaradi nadzora spremeni vedenje managerjev in lahko zasledujejo bolj ali manj tvegane projekte.

5 METODOLOGIJA

Tematiko magistrskega dela bom raziskoval in analiziral s pomočjo različnih statističnih metod. Analiza bo temeljila na dveh delih, vsak izmed delov bo naslavljal eno izmed glavnih raziskovalnih vprašanj. Metode dela si bodo sledile od preprostejših do bolj naprednih. Analiziral bom podatke sektorja energetike v ZDA. Analiza bo temeljila na sekundarnih, kvantitativnih podatkih.

5.1 Priprava podatkov

Za izdelavo analize bom uporabil podatke iz baze S&P Global Market Intelligence Capital IQ Pro, ki nudi celovite finančne in tržne podatke za svetovni trg, in ponuja tudi celovite podatke za analizo energetskega sektorja v ZDA. V analizo bo vključenih 283 podjetij, ki jih Damodaran klasificira v energetskega sektorja. Obdobje preučevanja bo zajemalo 20-letno obdobje, in sicer od 30. 6. 2004 do 30. 6. 2023. Za daljše časovno obdobje sem se odločil, saj mi bo to omogočalo kakovostnejšo analizo in dolgoročneje spremljanje gibanja beta koeficientov v času.

Za izdelavo analize bom uporabil podatke o 2-letnih in 5-letnih beta koeficientih podjetij, izračunanih na podlagi tedenskih in mesečnih podatkov, prav tako pa bom prenesel tudi podatke o razmerju med dolgom in kapitalom in mejni davčni stopnji, preko katerih bom izračunal beta koeficiente nezadolženega podjetja. V Tabela 1 lahko vidimo število podatkovnih točk, ki jih bom zajel pri izračunu različnih vrst beta koeficientov. Poleg podatkov o beta koeficientih bom uporabil tudi podatke o sedmih različnih dejavnikih, ki sem jih v prvem delu magistrskega dela identificiral za pomembne. To so dobičkonosnost, zadolženost oziroma kapitalska struktura, višina zalog nafte in ostalih produktov, bruto domači proizvod, letna inflacija, obrestne mere in cena nafte, zemeljskega plina, premoga in propana.

Tabela 1: Število podatkovnih točk v povezavi z vrsto beta koeficienta

Vrsta beta koeficienta	Število podatkovnih točk
2-letni beta koeficient z mesečnim podatki	23
5-letni beta koeficient z mesečnimi podatki	59
2-letni beta koeficient z tedenskimi podatki	104
5-letni beta koeficient z tedenskimi podatki	260

Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

5.2 Metodologija analize nestanovitnosti beta koeficientov

Po pridobitvi podatkov iz baze S&P Global Market Intelligence Capital IQ Pro bom najprej naredil analizo samostojnih podatkov, pregledal bom manjkajoče podatke in ekstremne

vrednosti. Identifikacijo ekstremnih vrednosti bom izvedel z metodo interkvartilnih razponov (krajše IQR). Nadaljeval bom z analizo nestanovitnosti beta koeficientov s pomočjo boxplot vizualizacij za vse štiri vrste beta koeficientov. Analizo bom nadaljeval z analiziranjem gibanja beta koeficientov v času s pomočjo grafičnega prikazovanja. Nato bom izračunal tudi standardne odklone spreminjanja beta koeficientov v času. To bom naredil za panožne beta koeficiente in povprečne beta koeficiente podjetij. Na koncu bom analiziral nestanovitnost beta koeficientov s pomočjo transformacijskih matrik, ki lahko hkrati preučuje tako nestanovitnost in naravo morebitne nestanovitnosti. Podrobna metodologija transformacijskih matrik je razložena v naslednjem odstavku.

Transformacijske matrike so statistična metoda, ki se uporablja za preučevanje stanovitnosti in narave morebitne nestanovitnosti. Prehodne matrike so kontingenčne tabele, ki tvorijo opazovanja v različnih časovnih obdobjih (Baesel, 1974). Predstavljajmo si naslednji primer, s katerim bomo pojasnili tudi metodologijo lastne analize. Preučujemo odnos med razredi tveganja v prvem in drugem letu z uporabo beta koeficientov. Za vsako leto izračunamo beta koeficient za npr. 100 podjetij. Koeficiente nato za obe leti razvrstimo glede na velikost beta koeficienta v pet enakih razredov (kvintilov), ki jih lahko poimenujemo tudi razredi tveganja. Vsako vrednost v matriki označimo z X_{ij} . Prvi razred bo tako vseboval 20 najnižjih beta koeficientov, zadnji peti pa 20 koeficientov, ki so najvišji. Beta koeficiente nato križno razvrstimo glede na razred tveganja v prvem in drugem obdobju, s čimer dobimo transformacijsko matriko, ki je prikazana v enačbi (6).

$$\begin{bmatrix} X_{1j} & \cdots & X_{5j} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{i5} & \cdots & X_{55} \end{bmatrix} \quad (6)$$

Na koncu izvedemo tudi test z uporabo Chi-square statistike, prikazane v enačbi (7), s katero testiramo, ali je porazdelitve naključna.

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^i \sum_{j=1}^j \frac{(O_{ij}E_{ij})^2}{E_{ij}} \quad (7)$$

Ker pa nas zanimajo namesto numeričnih porazdelitev verjetnostne, bomo za transformacijsko matriko izračunali verjetnostni, kot je predstavljeno v enačbi (8). Verjetnosti morajo v vsaki vrsti skupaj znašati ena.

$$P_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{j=1}^5 X_{ij}} \quad (8)$$

V primeru, da bi želeli izračunati povprečno transformacijsko matriko za večje število opazovanih obdobj, kot bom tudi sam naredil, potem to naredimo na način, kot je prikazan v enačbi (9).

$$P_{avg}(i, j) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n P_t(i, j) \quad (9)$$

5.3 Metodologija analize vplivov na nestanovitnost beta koeficientov

Drugi del analize, ki bo zajemal analizo spremenljivk v povezavi z nestanovitnostjo beta koeficientov, bom izvedel v več korakih. V prvem delu analize se bom najprej osredotočil na vpliv zadolženosti na nestanovitnost beta koeficienta. Najprej bom naredil izračun beta koeficientov nezadolženih podjetij, nato pa bom s pomočjo grafičnega prikaza povprečja, mediane in kvartilov beta koeficientov analiziral gibanje vseh štirih beta koeficientov nezadolženega podjetja. Vpliv zadolženosti bom analiziral tudi s primerjavo gibanja razmerja dolga in kapitala ter beta koeficientov zadolženega podjetja. Na koncu bom naredil enako analizo kot za beta koeficiente zadolženih podjetij in nestanovitnost le-teh analiziral s pomočjo transformacijskih matrik.

V drugem delu analize vplivov bom ostale vplive razdelil na dva dela, in sicer na makroekonomske dejavnike in na dejavnike, ki izvirajo iz podjetja. Vse dejavnike bom zopet analiziral z analizo gibanja vseh štirih beta koeficientov v primerjavi z dejavniki. Nato pa bom izvedel tudi korelacijsko analizo, s katero bom statistično preveril obstoj morebitnih povezav v gibanjih beta koeficientov v primerjavi z dejavniki. Podrobna metodologija korelacijske analize je razložena v nadaljevanju.

Korelacijski koeficienti so v finančnem svetu eno pomembnejših orodij. Že sam beta koeficient, ki ga analiziram v magistrskem delu, je v svojem bistvu korelacijski koeficient CAPM modela, ki kaže korelacijo med delnico in tržnim portfeljem. Prav tako se korelacije uporabljajo pri izdelavi portfeljev in analiziranju faktorjev, ki vplivajo na cene delnic.

Pri korelacijah gre za bivariantno analizo, ki meri, kako sta dve spremenljivki med seboj povezani. Pove nam tako smer povezave kot tudi moč povezave. Na primer, če se ena spremenljivka povečuje in se hkrati povečuje tudi druga, govorimo o pozitivni povezavi med spremenljivkama oziroma pozitivni korelaciji. Enako velja v nasprotnem primeru, ko ena spremenljivka raste, druga pa pada, takrat govorimo o negativni korelaciji. Korelacijski koeficient, ki se uporablja za merjenje, ima vrednosti med -1 in +1. Vrednost +1 pomeni popolno pozitivno korelacijo, vrednost -1 pa popolno negativno korelacijo (Statistik.si., brez datuma).

Poznamo več vrst korelacij, razvrstimo jih lahko na parametrične in neparametrične. Parametrične korelacije, kot je npr. Pearsonov korelacijski koeficient, temeljijo na predpostavkah o normalni porazdelitvi podatkov, in so primerne za analizo linearnih povezav med spremenljivkami. Poleg parametričnih korelacijskih koeficientov poznamo tudi neparametrične korelacije. Med neparametrične metode lahko uvrstimo Spearmanov korelacijski koeficient rangov. Za neparametrične metode je značilno, da so manj občutljive na porazdelitev podatkov (Hassan, 2024).

Pearsonov korelacijski koeficient meri moč in smer linearne povezave med dvema spremenljivkama. Koeficient je eden izmed najbolj uporabljenih koeficientov v sklopu korelacijske analize. Vrednosti koeficienta segajo od -1 (popolna negativna korelacija) do +1 (popolna pozitivna korelacija), pri čemer je vrednost 0 pokazatelj odsotnosti linearne povezanosti, čemur pa ni nujno vedno tako. Model se uporablja za analizo linearnih odnosov med dvema spremenljivkama (Selvamuthu in Das, 2018).

Pearsonov korelacijski koeficient je definiran, kot je prikazano v enačbi 10, kjer $Cov(X, Y)$ predstavlja kovarianco med spremenljivkama X in Y , ρ_X in ρ_Y pa predstavljata standardne odklone spremenljivk X in Y .

$$\rho_{XY} = \frac{Cov(X, Y)}{\rho_X \rho_Y} \quad (10)$$

Spearmanov korelacijski koeficient, kot že omenjeno, se nekoliko razlikuje od Pearsonovovega. Analiza korelacij v tem primeru temelji na rangiranju podatkov, kar omogoča analizo tudi nelinearnih odnosov. S tem je analiza odpornejša na ekstremne vrednosti in se uporablja predvsem v analizah, kjer podatki niso normalno porazdeljeni (Selvamuthu in Das, 2018).

V enačbi 11 je prikazana osnovna formula Spearmanovega korelacijskega koeficienta. V enačbi n predstavlja število opazovanj in d_i^2 predstavlja kvadrirano razliko med rangom obeh spremenljivk.

$$R = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (d_i^2)}{n(n^2 - 1)} \quad (11)$$

Rezultate korelacijske analize lahko interpretiramo na sledeči način (Hassan, 2024):

- 0,00 – 0,19: zelo šibka korelacija,
- 0,20 – 0,39: šibka korelacija,
- 0,40 – 0,59: srednje močna korelacija,
- 0,60 – 0,79: močna korelacija,
- 0,80 – 1,00: zelo močna korelacija.

6 REZULTATI

V poglavju sem predstavil rezultate opravljene analize. Najprej sem predstavil rezultate analize nestanovitnosti beta koeficientov, ki je bila tudi osnovni cilj magistrskega dela, nato pa sem predstavil tudi rezultate analize dejavnikov, ki vplivajo na beta koeficient ali njegovo nestanovitnost. To podpoglavje je sestavljeno iz treh delov. V prvem delu sem prikazal rezultate analize vpliva zadolženosti, kot enega najpomembnejših faktorjev, nato pa sem predstavil rezultate analize vpliva dejavnikov, ki izvirajo iz podjetja in analize vpliva makroekonomskih dejavnikov na nestanovitnost beta koeficienta.

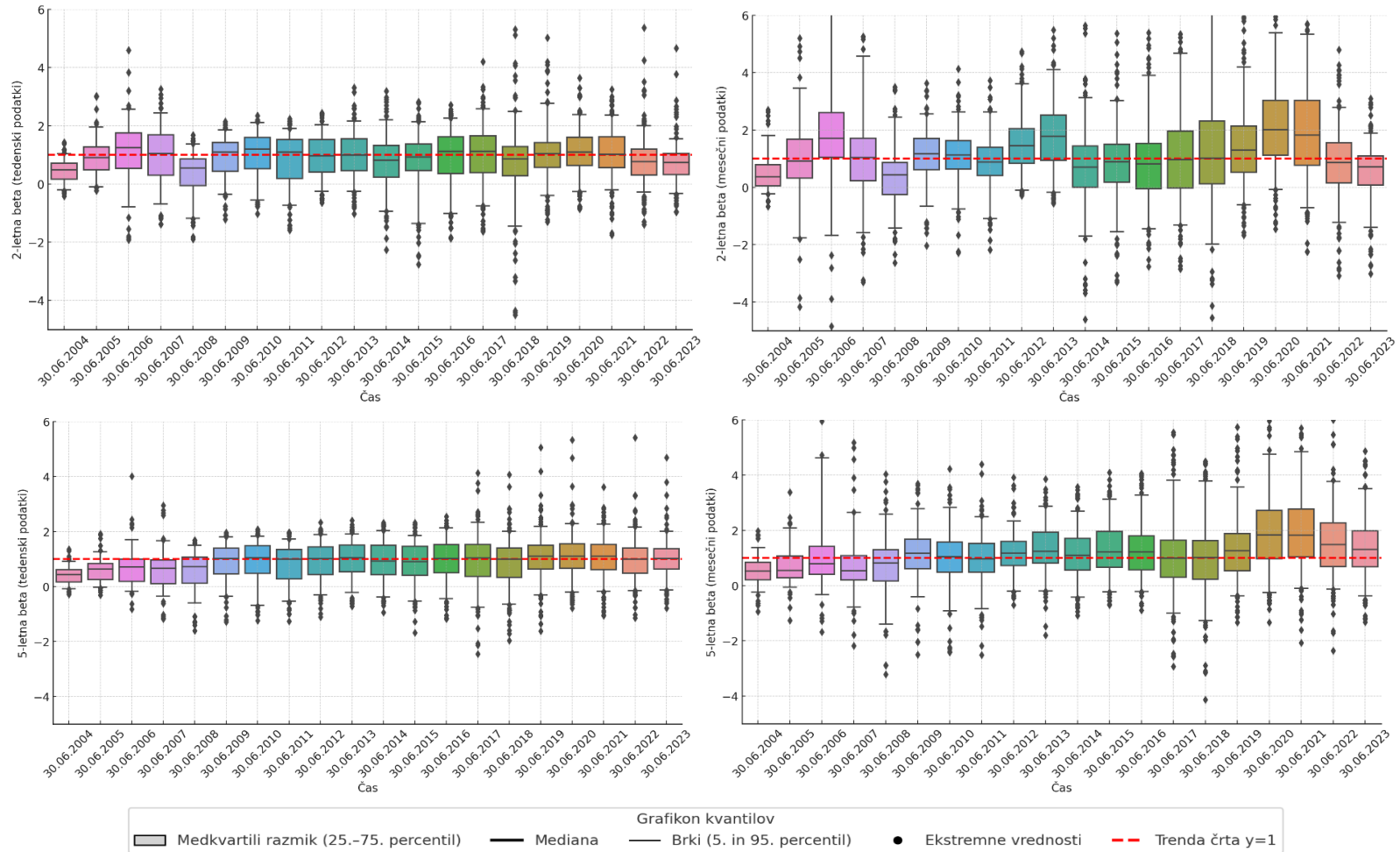
6.1 Analiza nestanovitnosti beta koeficientov

Na podlagi opisanih postopkov v poglavju 5 sem pričel z analizo stanovitnosti. S spleta sem pridobil podatke o štirih različnih vrstah beta koeficientov. Dva beta koeficienta sta za dvoletno obdobje izračunana na osnovi tedenskih in mesečnih podatkov in dva beta koeficienta, ki zajemata petletno obdobje.

V Slika 3 so prikazani interkvartilni razponi pridobljenih beta koeficientov. Prikazani so peti percentil, prvi kvartil, mediana, tretji kvartil in petindevetdeseti percentil ter ekstremne vrednosti. Z rdečo prekinjeno črto je prikazana vrednost ena in nam služi kot izhodišče za analizo. Kot lahko vidimo s slike, so podatki na podlagi mesečnih podatkov precej bolj razpršeni v primerjavi z beta koeficienti, izračunanimi na podlagi tedenskih podatkov. To lahko vidimo tako pri analizi ekstremnih vrednosti, za katere so ekstremne vrednosti absolutno višje, kot tudi pri širšem razponu prvega in tretjega kvartila. Podobno velja tudi za mediano, ki je opazno bolj stabilna za tedenske podatke. Na sliki lahko opazimo, kako razpršeni so beta koeficienti podjetij in koliko je podatkov, ki so vprašljivi, kot so npr. beta koeficienti blizu -4 . Vseeno lahko opazimo normalne porazdelitve beta koeficientov, kar pomeni, da odločilnega vpliva na povprečne vrednosti ti podatki ne bi smeli imeti. Opazimo lahko, da če primerjamo vse 4 vrste bet, se njihova stabilnost spreminja od najnižje, ki je 2-letni beta koeficient z mesečnimi podatki, 5-letni beta koeficient z mesečnimi podatki, 2-letni beta koeficient s tedenskimi podatki in 5-letni beta koeficient s tedenskimi podatki. Kot že prikazano v Tabela 1, lahko vidimo, da stabilnost podatkov, prikazanih v Slika 3, lahko povežemo tudi s številom podatkovnih točk, ki smo jih imeli za posamezno opazovano obdobje.

Iz analize surovih podatkov o beta koeficientih tako lahko razberemo, da so podatki o beta koeficientih precej razpršeni in lahko vplivajo na kakovost nadaljnje analize, zato sem se odločil za izločitev podatkov, ki so nižji od petega percentila in višji od 95 percentila. Prav tako podatkov ni bilo na voljo za vsa podjetja za celotno časovno obdobje, saj je razpon dvajsetih let precejšen, zato sem tudi te podatkovne točke iz analize izbrisal. Rezultat vpliva števila podatkovnih točk lahko vidimo tudi na sliki 4, v kateri so prikazane povprečne vrednosti različnih beta koeficientov, katerim lahko rečemo tudi panožni beta koeficienti.

Slika 3: Interkvartilni razponi 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov, izračunanih na podlagi tedenskih in mesečnih podatkov za energetski sektor v ZDA

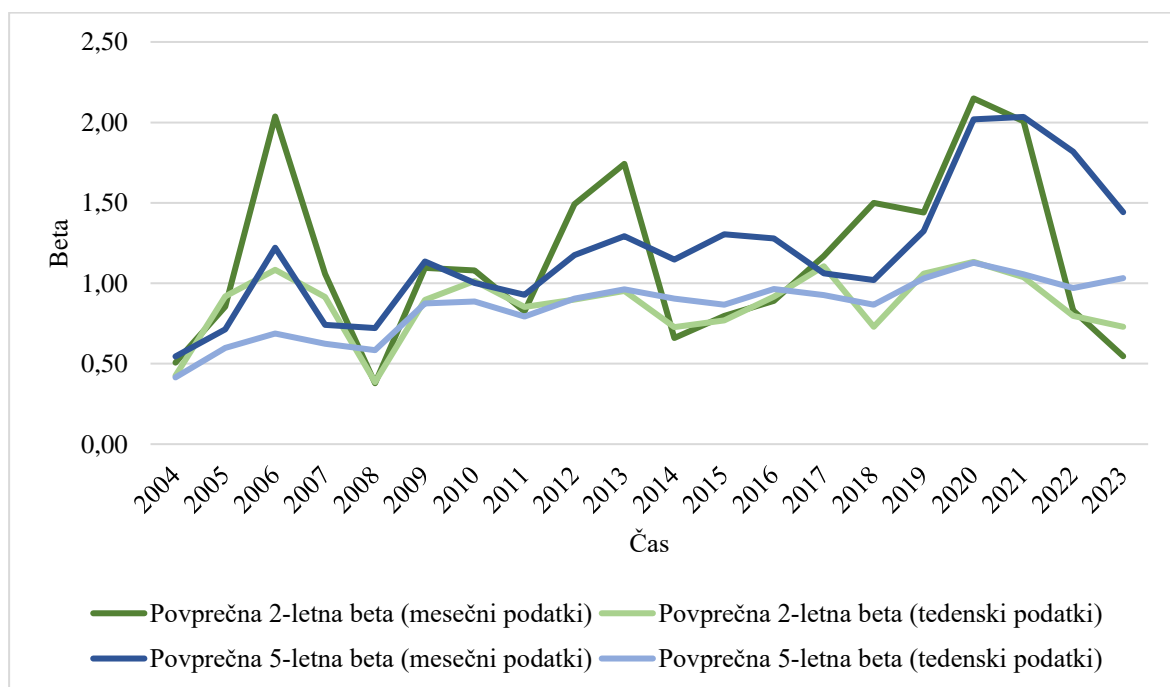


Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

Na Slika 4 lahko vidimo nihanja beta koeficientov skozi celotno obdobje. Najvišji vrhovi in dna so opazna predvsem v obdobjih 2005–2008, 2012–2013, 2018 in 2020–2021. Seveda je vpliv bolj opazen za beta koeficiente z manj podatkovnimi točkami. S slike lahko razberemo, da so tudi 2-letni beta koeficienti bolj nestanovitni kot pa 5-letni beta koeficienti, saj gre za krajši časovni okvir. Tako 2-letni beta koeficient kaže hitrejše in večje spremembe, kar lahko nakazuje na hitrejšo odzivnost energetskega sektorja na kratkoročne tržne šoke. Medtem je 5-letni beta koeficient bolj zglajen in je očitno manj občutljiv na kratkoročne šoke, saj zajema daljše obdobje in se beta koeficient stabilizira znotraj obdobja. Podobno velja tudi za primerjavo med tedenskimi in mesečnimi podatki, saj so tedenski intervali krajši in razlike niso tako velike kot pa med daljšimi intervali pri mesečnih podatkih.

V kolikor podrobneje analiziramo Slika 4, lahko opazimo, da imajo mesečni beta koeficienti veliko časa koeficient nad ena, medtem ko imajo tedenski beta koeficienti nižjega od ena. So pa gibanja predvsem ob večjih šokih vseh štirih bet usklajena. V letu 2018 lahko vidimo tudi razhajanje med gibanjem 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov, saj se je 2-letna na podlagi mesečne beta v tem letu precej povišala, medtem ko so se vsi ostali trije beta koeficienti v tem letu znižali.

Slika 4: Gibanje povprečnih beta koeficientov za štiri opazovane beta koeficiente v času v energetskega sektorja



Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

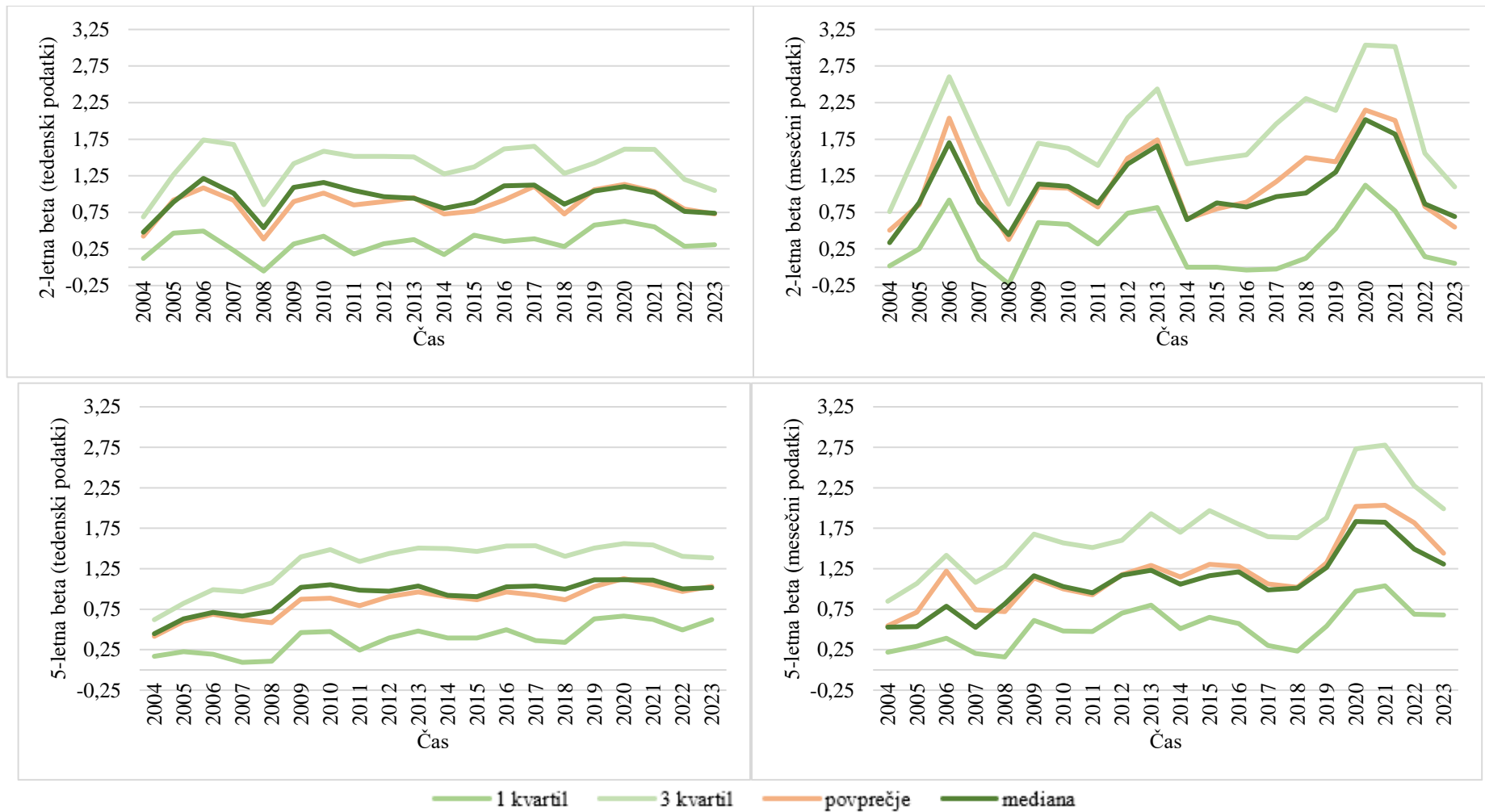
Na Slika 5 so prikazani podatki o gibanju kvartilov, median in povprečij 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov, ki temeljijo na tedenskih in mesečnih podatkih. V tem delu prav tako analiziramo razlike v uporabi podatkov za panožne beta koeficiente. V kolikor najprej

gledamo zgornji levi graf, opazimo, da se mediana in povprečni beta koeficient gibljeta precej podobno, je pa povprečje nekoliko bolj podvrženo ekstremnim vrednostim, kar pomeni, da imajo posamezna podjetja v sektorju v določenih obdobjih lahko odstopajoče beta vrednosti. Vseeno pa razlike med mediano in povprečjem niso velike, zato lahko sklepamo, da dejavniki spremembe beta koeficientov vplivajo na vsa podjetja. Razpon kvartilov se skozi celotno obdobje ne spreminja močno, so pa opazna povečanja v razponu v obdobju 2005–2007 in nato po letu 2010, iz česar lahko domnevamo, da so se podjetja v panogi različno odzivala na tržne šoke. Na desni strani zgoraj imamo prikazano gibanje 2-letnih beta koeficientov na podlagi mesečnih podatkov. V primerjavi s tedenskimi podatki opazimo precejšnja kratkoročna nihanja in skoke vrednosti beta koeficientov, za mesečne beta koeficiente je to predvsem izrazito v obdobjih 2006–2008 in 2019–2021, kar nakazuje na povečano nestanovitnost vrednosti beta koeficientov pri uporabi mesečnih podatkov. To pomeni, da mesečni podatki hitreje zaznajo spremembe v občutljivosti podjetij na tržne dejavnike. Razpon kvartilov se v času spreminja bolj izrazito kot pri tedenskih podatkih, a je v povprečju nekoliko manjši, kar nakazuje, da lahko krajša obdobja zmanjšajo vpliv ekstremnih vrednosti. Opaziti je tudi, da je tretji kvartil bližje mediani kot prvi, kar nakazuje na visoko nestanovitnost nekaterih podjetij v panogi.

Na Slika 5 je spodaj desno podoben prikaz prejšnjima dvema, vendar za 5-letne beta koeficiente, ki temeljijo na tedenskih podatkih. Pričakovano vidimo, da so beta koeficienti precej bolj stabilni kot pa v prejšnjih dveh primerih, saj daljše obdobje zmanjšuje vpliv kratkotrajnih šokov. Mediana in povprečje sta v primerjavi z 2-letnimi beta koeficienti, ki temeljijo na mesečnih podatkih, nekoliko bolj oddaljena, podobno kot v primeru 2-letnih beta koeficientov, ki temeljijo na tedenskih podatkih Slika 5, kar nakazuje, da je vpliv ekstremnih vrednosti še vedno prisoten. Razpon kvartilov je v tem primeru podoben kot pri 2-letnih beta koeficientih na podlagi tedenskih podatkov, vendar je njihovo gibanje skozi čas bolj stabilno. Na desni strani spodaj je prikazano gibanje 5-letnih beta koeficientov na podlagi mesečnih podatkov. Zopet lahko ugotovimo, da gre za stabilnejšo dolgoročnejšo oceno beta vrednosti, ki imajo manjša nihanja kot 2-letni beta koeficienti na podlagi mesečnih podatkov. Mediana in povprečje sta v tem primeru bližje skupaj v primerjavi z tedenskimi podatki. Razpon kvartilov se je v tem primeru skozi celotno obdobje nekoliko povečal.

Pri analizi vseh štirih vrst panožnih beta koeficientov vidimo, da v primeru uporabe tedenskih podatkov ti zmanjšujejo ekstremna gibanja in so zato bolj umirjene kot pa beta koeficienti na podlagi mesečnih podatkov. V primeru 2-letnih beta koeficientov imajo le-ti bolj izrazite skoke v obdobjih večjih sistematičnih šokov na trgu, še posebej je to razvidno iz primera 3 kvartila, ki močno narašča v teh obdobjih, kar pomeni, da se kratkoročno tveganje za nekatera podjetja v teh obdobjih močno poveča. Da sem grafični analizi razporeditev beta koeficientov v Slika 5 lahko zaupal, sem nato preveril tudi gibanje njihovih R-kvadratov, ki so pokazatelj zaupanja v oceno panožnih beta koeficientov.

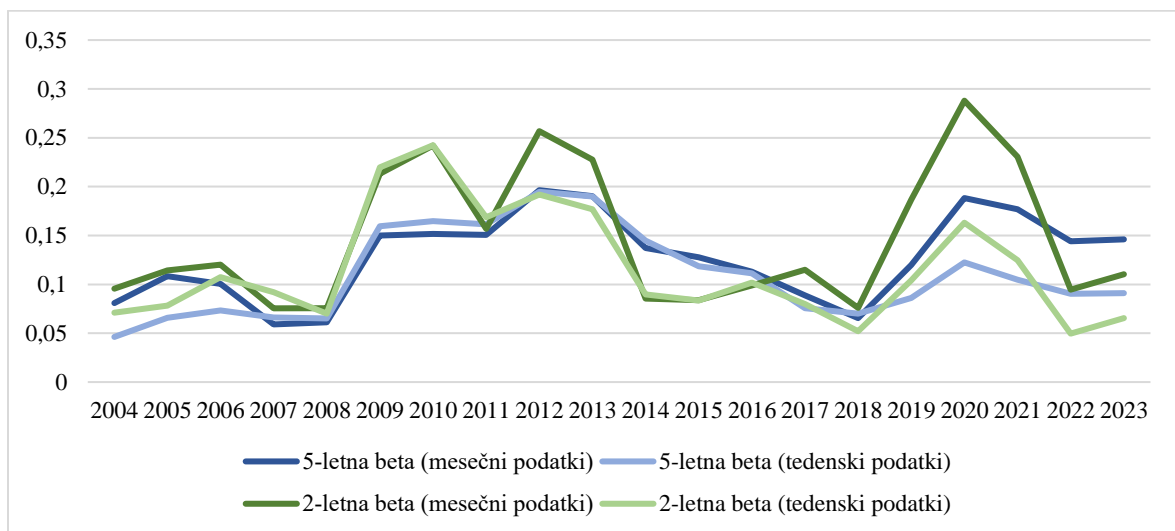
Slika 5: Gibanje kvartilov, mediane in povprečja 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov (tedenski in mesečni podatki) v energetske sektorju



Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

Na **Napaka! Neveljavno samosklicevanje zaznamka.** Slika 6 tako prikazuje gibanje R-kvadratov za vse štiri vrste beta koeficientov. Za primer 2-letnega beta koeficienta na podlagi tedenskih podatkov tako lahko vidimo, da skozi čas močno niha, s čimer se spreminja tudi pojasnjevalna moč beta koeficientov. V obdobju 2009–2013 je R-kvadrat relativno visok, kar pomeni, da so se podjetja bolj homogeno odzivala na tržne spremembe, medtem ko se po tem obdobju heterogenost močno poveča v sektorju.

Slika 6: Gibanje R-kvadratov 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov (tedenski in mesečni podatki) v energetske sektorju



Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

Na Slika 6 lahko vidimo, da v primeru 2-letnih beta koeficientov na podlagi mesečnih podatkov je R-kvadrat v povprečju višji, kar pomeni, da krajši časovni intervali beta vrednosti lahko bolje pojasnijo sistematične spremembe v sektorju. V primeru 5-letnih beta koeficientov na podlagi tedenskih podatkov lahko opazimo, da je R-kvadrat v povprečju nižji kot v primeru 2-letnih beta koeficientov, enako velja tudi za 5-letni beta koeficient na podlagi mesečnih podatkov. V kolikor povzamem, je R-kvadrat v obdobjih 2008–2013 višji pri 2-letnih beta koeficientih, kar pomeni, da je krajši beta koeficient v tem obdobju bolj pojasnjevala odzivnost podjetij na sistematične spremembe. Po letu 2013 se vrednosti v povprečju znižajo, kar nakazuje na večjo heterogenost v sektorju. Ob tem lahko ugotovimo tudi, da so 5-letni beta koeficienti stabilnejši in manj občutljivi na kratkoročne tržne šoke, prav tako pa so tudi mesečni podatki tisti, ki kažejo večja nihanja kot tedenski.

Ugotovitve grafične analize gibanja beta koeficientov lahko potrdimo tudi z analiziranjem standardnih odklonov panožnih beta koeficientov v času, kot je prikazano v Tabela 2. Najbolj nestanovitven je 2-letni beta koeficient na podlagi mesečnih podatkov, nato mu sledi 5-letni beta koeficient na podlagi mesečnih podatkov, 2-letni beta koeficient na podlagi

tedenskih podatkov in najstanovitnejši je 5-letni beta koeficient na podlagi tedenskih podatkov.

Tabela 2: Povprečje standardnih odklonov posameznih beta koeficientov in panožni standardni odkloni 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov (tedenski in mesečni podatki) v energetskega sektorju

	Δ 2-letnega beta koeficienta (mesečni podatek)	Δ 2-letnega beta koeficienta (tedenski podatek)	Δ 5-letnega beta koeficienta (mesečni podatek)	Δ 5-letnega beta koeficienta (tedenski podatek)
σ_{β} panožna	0,64	0,27	0,30	0,11
Povprečni $\sigma_{\beta i}$	1,74	0,95	1,41	0,79

Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

Za panožne beta koeficiente pričakujemo, da so v času stabilni in odražajo stanje oziroma odnos panoge do trga, medtem pa za beta koeficiente podjetij v panogi tega ne bi pričakovali, saj so si podjetja različna z različnimi karakteristikami in tudi različnimi poslovnimi modeli. Zato je v Tabela 2 dodan tudi povprečni standardni odklon beta koeficientov podjetij, ki ga lahko primerjamo s standardnim odklonom panožnih beta koeficientov in vidimo, da je variabilnost na ravni podjetij višja kot pa na primeru panoge. Rezultati tako nakazujejo na diverzifikacijo znotraj energetskega sektorja v ZDA.

Doslej sem tako analiziral gibanje in stabilnost panožnih beta koeficientov v energetskega sektorju s poudarkom na razlikah med opisnimi statistikami v različnih časovnih obdobjih. V okviru analize nestanovitnosti beta koeficientov v energetskega sektorju sem izvedel tudi analizo s pomočjo prehodnih oziroma transformacijskih matrik, ki omogočajo preučevanje stacionarnosti in sprememb beta koeficienta v času za posamezna podjetja. Analiza, kot že opisano v metodologiji, temelji na razvrstitvi beta koeficientov v kvintile, katere nato opazujemo in analiziramo prehajanje med kvintili. Transformacijske matrike so izdelane za 2-letne in 5-letne beta koeficiente in za različne vrste podatkov (tedenski in mesečni podatki). To omogoča celovit pregled, oceno nestanovitnosti beta koeficientov in identifikacijo dejavnikov, ki lahko vplivajo na njeno nestanovitnost.

Rezultati kažejo, da imajo podjetja z ekstremnimi beta koeficienti, torej tista v prvem in petem kvintilu, višjo verjetnost ostanka v istem kvintilu tudi v naslednjem obdobju. V vseh štirih transformacijskih matrikah, ki so prikazane v Tabela 3, lahko vidimo, da beta koeficienti podjetij, ki so v prvem in petem kvintilu, tudi v naslednjem obdobju ostanejo v istem kvintilu z vsaj 50 % verjetnostjo. V vseh matrikah je opaziti, da je verjetnost obstanka v istem kvintilu višja za prvi in peti kvintil, iz tega bi lahko sklepali, da so beta koeficienti v omenjenih kvintilih najstanovitnejši, vendar kvintila nista omejena, kar pomeni, da na izsledke lahko vplivajo tudi ekstremne vrednosti. Vseeno pa so izsledki analize skladni z izsledki, kot sta jih ugotovila Blume (1971) in Baesel (1974).

Tabela 3: Transformacijske matrike 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov zadolženega podjetja v energetske sektorju (tedenski in mesečni podatki)

2-letni beta koeficient (tedenski podatki)						
		Beta $t + 1$				
		1	2	3	4	5
Beta t	5	0,09	0,06	0,10	0,17	0,58
	4	0,04	0,08	0,19	0,48	0,21
	3	0,05	0,19	0,46	0,24	0,06
	2	0,16	0,46	0,22	0,09	0,06
	1	0,59	0,21	0,05	0,04	0,12

2-letni beta koeficient (mesečni podatki)						
		Beta $t + 1$				
		1	2	3	4	5
Beta t	5	0,16	0,06	0,09	0,20	0,50
	4	0,06	0,11	0,26	0,39	0,17
	3	0,08	0,22	0,37	0,24	0,09
	2	0,17	0,39	0,25	0,12	0,07
	1	0,50	0,23	0,09	0,07	0,11

5-letni beta koeficient (tedenski podatki)						
		Beta $t + 1$				
		1	2	3	4	5
Beta t	5	0,05	0,03	0,03	0,13	0,75
	4	0,01	0,03	0,14	0,67	0,14
	3	0,01	0,15	0,64	0,16	0,04
	2	0,12	0,63	0,18	0,04	0,03
	1	0,73	0,16	0,04	0,01	0,05

5-letni beta koeficient (mesečni podatki)						
		Beta $t + 1$				
		1	2	3	4	5
Beta t	5	0,06	0,03	0,04	0,18	0,70
	4	0,03	0,04	0,22	0,57	0,15
	3	0,03	0,19	0,54	0,20	0,04
	2	0,16	0,59	0,19	0,04	0,03
	1	0,70	0,17	0,05	0,03	0,05

Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

Primerjava dvoletnih in petletnih beta koeficientov v Tabela 3 pokaže, da so 2-letni beta koeficienti bolj volatilni od 5-letnih beta koeficientov. Pri 2-letnih beta koeficientih se pogostej pojavljajo prehodi med kvintili, kar nakazuje na večjo občutljivost beta koeficienta na kratkoročne tržne razmere. Najbolj nestanovitni beta koeficienti so na podlagi 2-letnih beta koeficientov (mesečni podatki), kar smo prikazali tudi v predhodnem delu analize, najmanj nestanovitni beta koeficienti pa so 5-letni beta koeficienti (tedenski podatki).

Na koncu analize nestanovitnosti beta koeficientov sem preveril tudi s statističnim testom statistično značilnost ugotovljenih razlik, prikazane v Tabela 4. S pomočjo Chi-Square testa sem preveril, ali so prehodi med kvintili naključni. V vseh primerih sem dobili zelo nizke p-vrednosti, kar pomeni, da lahko hipotezo o naključnosti zavrnemo. Beta koeficienti torej niso naključno razporejeni skozi čas, temveč obstaja določena struktura pri prehodih med kvintili, kar nakazuje na sistematične dejavnike, ki vplivajo na spremembe beta koeficienta.

Tabela 4: Statistični Chi-Square test za preverjanje naključnosti prehodov med kvintili transformacijskih matrik

	Chi2	p-vrednost	Stopnje svobode
2-letni beta koeficient zadolženega podjetja (tedenski podatki)	331,99	0,00	16
2-letni beta koeficient zadolženega podjetja (mesečni podatki)	220,35	0,00	16
5-letni beta koeficient zadolženega podjetja (tedenski podatki)	743,91	0,00	16
5-letni beta koeficient zadolženega podjetja (mesečni podatki)	620,76	0,00	16

Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

V kolikor pogledamo analizo s transformacijskimi matrikami celovito, lahko ugotovimo, da so podjetja z ekstremnimi beta koeficienti relativno bolj stabilna, medtem, ko so beta koeficienti podjetij v srednjih kvintilih nestanovitnejši. Beta koeficienti na podlagi tedenskih podatkov kažejo večjo stanovitnost kot pa beta koeficienti na podlagi mesečnih podatkov, kar nakazuje, da se tržne spremembe bolj odražajo v mesečnih podatkih.

6.2 Analiza vplivajočih dejavnikov na beta koeficiente in njihovo nestanovitnost

Do sedaj sem v rezultatih prikazal analizo nestanovitnosti beta koeficienta. V nadaljevanju pa si bomo pogledali in analizirali različne dejavnike, ki vplivajo na beta koeficiente in njihovo nestanovitnost energetskega sektorja v ZDA.

6.2.1 Analiza vpliva zadolženosti na beta koeficiente in njihovo nestanovitnost

Analizo dejavnikov, ki vplivajo na beta koeficiente in njihovo nestanovitnost bomo začeli z analizo vpliva zadolženosti na nestanovitnost. Zadolženost je eden izmed najpomembnejših dejavnikov, ki lahko vplivajo na beta koeficient, kot smo omenili tudi že v poglavju 4.2. Z

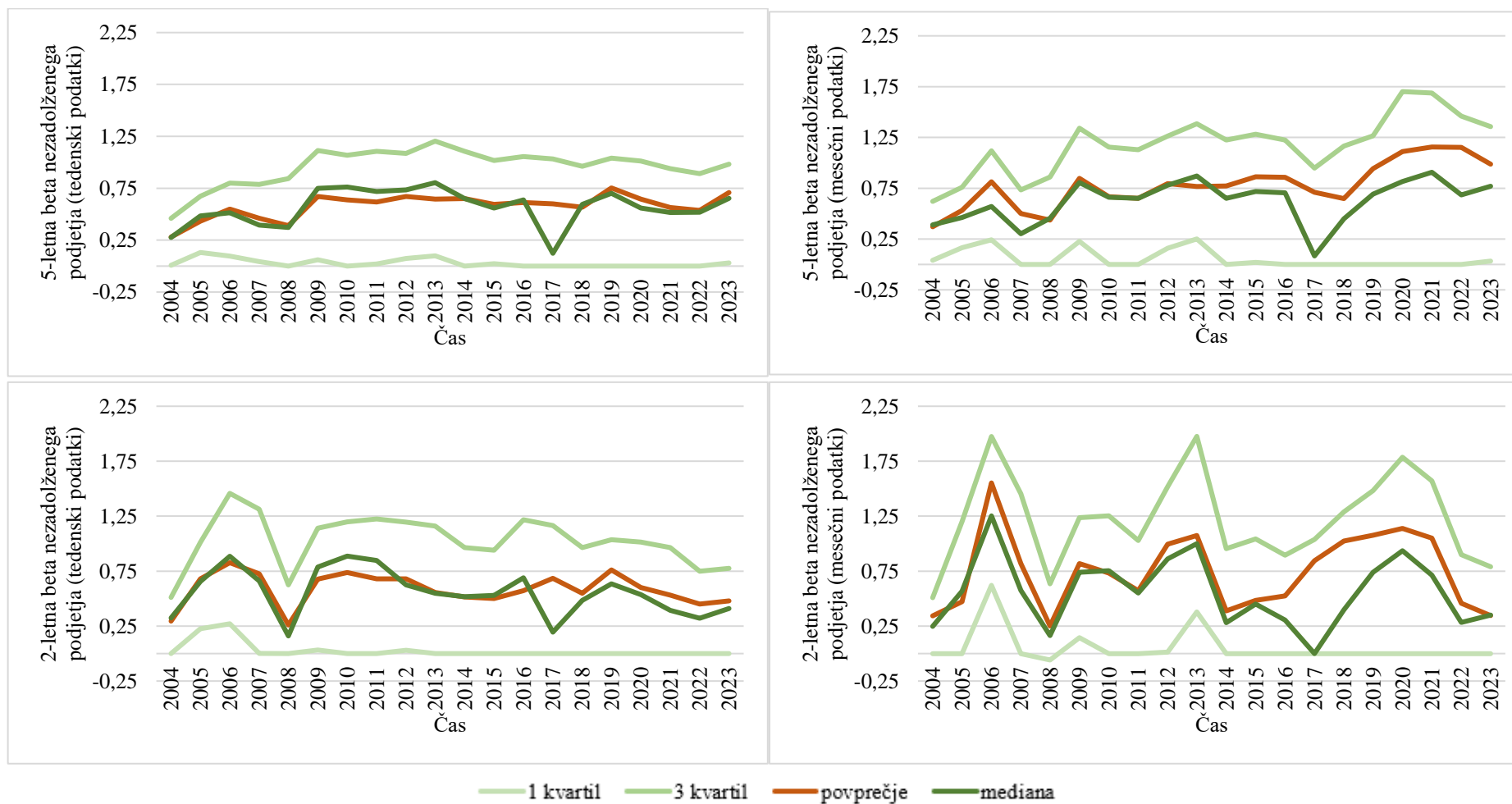
analizo beta koeficientov nezadolženega podjetja lahko izluščimo vpliv, ki ga ima na nestanovitnost finančni vzvod. prvem delu analize bom predstavil gibanje kvartilov, mediane in povprečja 2-letnih in 5-letnih panožnih beta koeficientov na podlagi tedenskih in mesečnih podatkov, nato bom primerjal gibanje povprečnih beta koeficientov zadolženih podjetij z gibanjem finančnega vzvoda in na koncu naredil analizo s pomočjo transformacijskih matrik, kot sem to naredil tudi že za zadolžena podjetja.

V Slika 7 so prikazani podatki o gibanju kvartilov, median in povprečij 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov nezadolženega podjetja, ki temeljijo na tedenskih in mesečnih podatkih. V zgornjem levem grafu lahko opazimo, da se tudi v primeru nezadolženega podjetja mediana in povprečni beta koeficient gibljeta precej podobno, do manjšega odstopanja pride zgolj v letih po 2017. Razpon kvartilov ne spreminja močno, opazna so povečanja v razponu v obdobju 2005–2007 in nato po letu 2010, iz česar lahko sklepamo, da kljub homogenosti sektorja vseeno prihaja do manjših odstopanj med posameznimi podjetji. Opozoriti je potrebno, da je v nekaterih obdobjih, ko je vrednost prvega kvartila enaka nič, to posledica samega izračuna, saj bi bila realna vrednost prvega kvartila drugače negativna. Na desni strani zgoraj je prikazano gibanje 2-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja na podlagi mesečnih podatkov. V primerjavi s tedenskimi podatki opazimo več nihanja beta koeficientov, zlasti v obdobjih 2007–2009 in 2020–2021, kar nakazuje na povečano nestanovitnost beta vrednosti pri uporabi mesečnih podatkov.

V Slika 7 je spodaj levo prikazano gibanje 5-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja, ki temelji na tedenskih podatkih. Daljše obdobje izračuna, kot lahko vidimo, izboljša stanovitnost beta koeficienta tudi za nezadolžena podjetja. Mediana in povprečje sta si blizu. Razpon kvartilov je v tem primeru manjši kot pri 2-letnih beta koeficientih. Podobno kot pri povprečju in mediani se tudi kvartila gibata zelo stabilno. V primerjavi z enakim beta koeficientom zadolženega podjetja s Slika 5 lahko opazimo, da je gibanje tako mediane, povprečja in kvartilov precej bolj zglajeno, in tudi razpon med kvartili je manjši. V obdobju od 2006 do 2016 za mediano oziroma do 2018 za povprečje so beta koeficienti praktično stabilni in se ne spreminjajo. Ne desni strani spodaj pa imamo prikazano tudi gibanje 5-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja na podlagi mesečnih podatkov. Zopet ugotovimo, da gre za stabilnejšo oceno vrednosti beta koeficientov kot pri 2-letnih beta koeficientih. V primerjavi z rezultati s Slika 5 je tudi v tem primeru moč opaziti povečanje stabilnosti beta koeficientov. Mediana, povprečje in kvartila sta bolj zglajena, prav tako je kvartilni razpon manjši kot v primerih zadolženih podjetij.

Pri opazovanju vseh štirih panožnih beta koeficientov nezadolženega podjetja lahko ugotovimo, da v primeru uporabe tedenskih podatkov ti zmanjšujejo ekstremna gibanja in so bolj umirjena kot pa beta koeficienti na podlagi mesečnih podatkov. V primeru 2-letnih beta koeficientov imajo le-ti bolj izrazite skoke v obdobjih večjih šokov na trgu. Prav tako so povprečja, mediane in kvartilni razponi bolj zglajeni, kar kaže na boljšo odpornost na sistematične tržne šoke.

Slika 7: Gibanje kvartilov, mediane in povprečja 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov nezadolženega podjetja (tedenski in mesečni podatki) v energetske sektorju



Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

Da bi svoje ugotovitve iz grafične analize lahko potrdil, sem naredil tudi analizo standardnih odklonov panožnih beta koeficientov nezadolženih podjetij v času. V Tabela 5 lahko vidimo, da je bil najbolj nestanovitven ponovno 2-letni beta koeficient na podlagi mesečnih podatkov, nato mu sledi 5-letni beta koeficient na podlagi mesečnih podatkov, 2-letni beta koeficient na podlagi tedenskih podatkov. Najstanovitnejši je 5-letni beta koeficient na podlagi tedenskih podatkov. Pričakovano so tudi standardni odkloni panožnih beta koeficientov nezadolženih podjetij nižji kot v primeru zadolženih podjetij, saj je izločen vpliv finančnega tveganja. Ponovno sem primerjal povprečni standardni odklon beta koeficientov nezadolženega podjetja s standardnim odklonom panožnih beta koeficientov nezadolženega podjetja. Ponovno lahko vidimo, da je variabilnost na ravni podjetij višja kot pa na primeru panoge. Če primerjamo rezultate povprečnih standardnih odklonov nezadolženega podjetja v Tabela 5 s povprečnimi standardnimi odkloni beta koeficientov zadolženega podjetja v Tabela 2, lahko vidimo, da so standardni odkloni nezadolženega podjetja nižji, kar ponovno potrjujejo domnevo o vplivu zadolženosti na beta koeficiente in njihovo nestanovitnost.

Tabela 5: Povprečje standardnih odklonov posameznih beta koeficientov in panožni standardni odkloni 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov nezadolženega podjetja (tedenski in mesečni podatki) v energetskega sektorju

	Δ 2-letnega beta koeficienta (mesečni podatek)	Δ 2-letnega beta koeficienta (tedenski podatek)	Δ 5-letnega beta koeficienta (mesečni podatek)	Δ 5-letnega beta koeficienta (tedenski podatek)
$\sigma_{\beta \text{ panožna}}$	0,45	0,20	0,18	0,11
Povprečni $\sigma_{\beta i}$	1,53	0,87	1,34	0,80

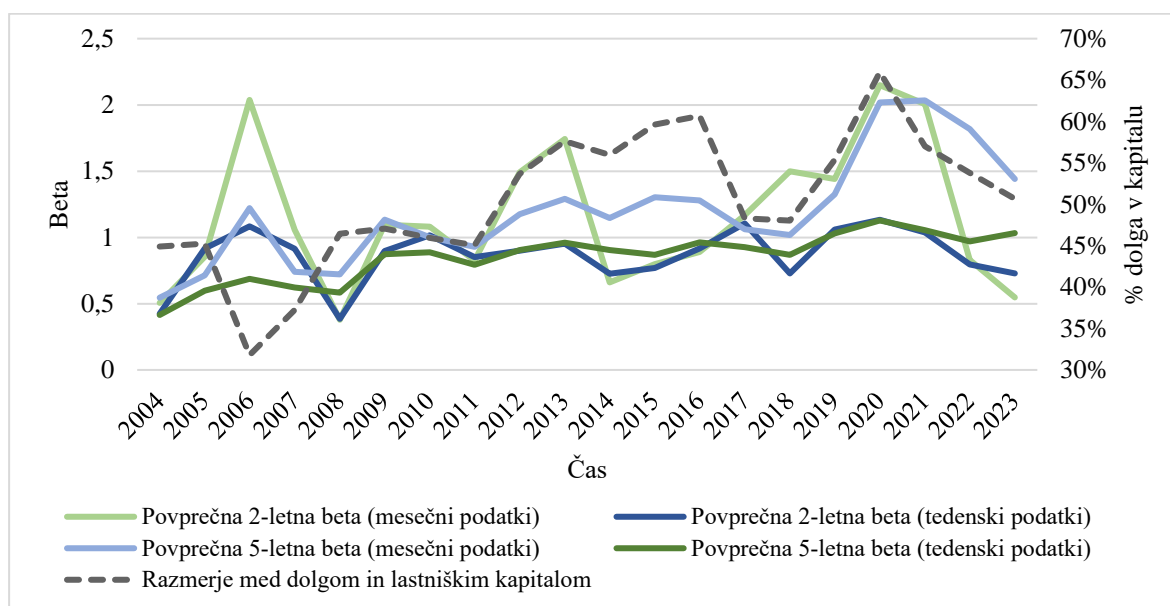
Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

V nadaljevanju bom predstavil rezultate primerjave beta koeficientov zadolženega podjetja in finančnim vzvodom, iz česar bomo lahko bolj videli, kako bi finančni vzvod lahko vplival na beta koeficiente in njihovo nestanovitnost. Tako Slika 8 prikazuje primerjavo gibanja povprečnega 2-letnega in 5-letnega beta koeficienta zadolženih podjetij v sektorju skupaj z gibanjem razmerja med dolgom in lastniškim kapitalom. Iz gibanja beta koeficientov zadolženega podjetja vidimo, da se obdobja povečanega zadolževanja pogosto ujemajo z višjimi vrednostmi beta koeficienta, kar nakazuje na večjo občutljivost podjetij na sistematično tveganje v teh obdobjih. V letih 2005–2006 vidimo, da je razmerje med dolgom in lastniškim kapitalom zanihalo navzdol, medtem so beta vrednosti v tem obdobju močno narastle, kar bi lahko pomenilo, da povečanje ni bilo posledica zgolj zadolženosti, temveč tudi drugih makroekonomskih dejavnikov ali dejavnikov, ki izvirajo iz podjetij, ki jih bomo raziskovali tudi v nadaljevanju. V letih 2007–2008 vidimo, da je povečanju razmerja dolga in kapitala sledil tudi odziv beta koeficientov, ki so se v tem obdobju povečali.

Po finančni krizi v letih 2009–2011 lahko vidimo, da je razmerje med dolgom in lastniškim kapitalom relativno stabilno, stabilno se giblje tudi beta koeficient. Prav tako se v naslednjih

letih vidi, da je gibanje usklajeno, je pa opaziti, da se v letu 2017 kljub znižanju razmerja med dolgom in lastniškim kapitalom beta koeficient zadolženega podjetja ni tako močno odzval. To je predvsem vidno pri 2-letnem beta koeficientu, ki temelji na mesečnih podatkih, saj je kljub znižanju razmerja dolga in kapitala vrednost beta koeficienta v tem obdobju narastla.

Slika 8: Primerjava gibanja povprečnega 2-letnega in 5-letnega beta koeficienta zadolženih podjetij v energetskega sektorju (tedenski in mesečni podatki) s finančnim vzvodom



Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

Obdobje 2019–2020 prikazuje izrazito povečanje razmerja dolga in lastniškega kapitala, čemur zopet ponovno sledi tudi beta koeficient, prav tako kasneje v času od leta 2021 naprej, ko se finančni vzvod začne zniževati, se tudi beta koeficienti začnejo zniževati.

Rezultati kažejo podobno smer gibanja, vendar to ne pomeni nujno, da je npr. zadolženost vplivala na spremembo vrednosti beta koeficienta, saj so beta koeficienti računani za daljše 2-letno in 5-letno obdobje. Te podatke nato primerjam z zadolženostjo na presečni datum. Tako ima lahko npr. večji finančni vzvod v letu 2006 zgolj manjši vpliv na beta koeficiente, ki so računani na podlagi daljšega časovnega obdobja. To velja tudi za nadaljevanje analize ostalih dejavnikov, ki lahko vplivajo na beta koeficiente in njihovo nestanovitnost.

V okviru analize vpliva zadolženosti na beta koeficiente in njihovo nestanovitnost v energetskega sektorju sem ponovno izvedel analizo s pomočjo transformacijskih matrik, ki je prikazana v Tabela 6. Transformacijske matrike so izdelane za 2-letne in 5-letne beta koeficiente nezadolženega podjetja in za različne vrste podatkov (tedenski in mesečni podatki).

Tabela 6: Transformacijske matrice 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov nezadolženega podjetja v energetske sektorju (tedenski in mesečni podatki)

2-letni beta koeficient nezadolženega podjetja (tedenski podatki)						
		Beta $t + 1$				
		1	2	3	4	5
Beta t	5	0,11	0,07	0,07	0,22	0,54
	4	0,05	0,09	0,21	0,45	0,20
	3	0,06	0,16	0,48	0,23	0,08
	2	0,16	0,46	0,21	0,09	0,08
	1	0,58	0,19	0,07	0,05	0,11

2-letni beta koeficient nezadolženega podjetja (mesečni podatki)						
		Beta $t + 1$				
		1	2	3	4	5
Beta t	5	0,15	0,06	0,09	0,19	0,51
	4	0,08	0,10	0,25	0,38	0,19
	3	0,11	0,21	0,39	0,21	0,08
	2	0,15	0,40	0,25	0,13	0,08
	1	0,50	0,20	0,09	0,08	0,13

5-letni beta koeficient nezadolženega podjetja (tedenski podatki)						
		Beta $t + 1$				
		1	2	3	4	5
Beta t	5	0,06	0,04	0,04	0,16	0,70
	4	0,02	0,06	0,19	0,57	0,18
	3	0,02	0,16	0,57	0,20	0,05
	2	0,16	0,56	0,19	0,05	0,03
	1	0,70	0,18	0,04	0,03	0,05

5-letni beta koeficient nezadolženega podjetja (mesečni podatki)						
		Beta $t + 1$				
		1	2	3	4	5
Beta t	5	0,06	0,03	0,06	0,14	0,70
	4	0,03	0,05	0,20	0,56	0,16
	3	0,04	0,21	0,52	0,20	0,03
	2	0,17	0,55	0,20	0,05	0,03
	1	0,67	0,18	0,05	0,05	0,05

Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

Analiza s pomočjo transformacijskih matrik na beta koeficientih nezadolženega podjetja nam pokaže, da imajo podjetja z ekstremnimi beta koeficienti tudi v tem primeru (prvi in peti kvintil) višjo verjetnost, da ostanejo v istem kvintilu tudi v naslednjem obdobju. Za vse štiri transformacijske matrike, ki so prikazane v Tabela 6, vidimo, da beta koeficienti, ki so v prvem in petem kvintilu, tudi v naslednjem obdobju ostanejo v istem kvintilu z vsaj 50 % verjetnostjo. Ponovno lahko sklepamo, da so beta koeficienti v prvem in petem kvintilu najstanovitnejši, vendar moramo rezultate interpretirati previdno, saj oba kvintila nista omejena. Izsledke, kot sta jih podala Blume (1971) in Baesel (1974), smo tako ponovno potrdili tudi za beta koeficientih nezadolženih podjetij.

Ponovno lahko vidimo, da so tudi za nezadolžena podjetja beta koeficienti bolj volatilni pri 2-letnih beta koeficientih kot pri 5-letnih beta koeficientih. Pri 2-letnih beta koeficientih se prehod med kvintili pojavijo hitreje, iz česar lahko sklepamo, da so ti beta koeficienti bolj občutljivi na kratkoročna tržna nihanja. Najbolj nestanovitni beta koeficienti so tudi v tem primeru na podlagi 2-letnih beta koeficientov (mesečni podatki), najmanj nestanovitni beta koeficienti pa so 5-letni beta koeficienti (tedenski podatki). Podobne rezultate vidimo tudi pri analiziranju razlik med tedenskimi in mesečnimi podatki. Vidimo, da so beta koeficienti, izračunani na tedenskih podatkih, bolj stabilni kot pa na podlagi mesečnih podatkov.

Analiza razlik pri transformacijskih matrikah med beta koeficienti zadolženih in nezadolženih podjetij nam pokaže, da so zadolžena podjetja zgolj v nekaterih primerih bolj nagnjena k nestanovitnosti beta koeficienta. Razlike med transformacijskimi matrikami so sicer zelo majhne, tako je npr. pri 5-letnih beta koeficientih odstopanje med nezadolženimi in zadolženimi koeficienti zgolj maksimalno 10 odstotnih točk, medtem ko je za 2-letne beta koeficiente nestanovitnost povsem primerljiva za nezadolžena in zadolžena podjetja. Iz analize lahko sklepamo, da so glede na rezultate transformacijskih matrik za obe vrsti koeficientov (zadolžena in nezadolžena podjetja) nestanovitnosti podobne. Kar je nekoliko presenetljivo, saj bi pričakovali, da so beta koeficienti zadolženih podjetij bolj nestanovitni kot pa nezadolženih, kar smo že ugotovili v prvem delu analize.

Tabela 7: Statistični Chi-Square test za preverjanje naključnosti prehodov med kvintili transformacijskih matrik nezadolženih podjetij

	Chi2	p-vrednost	Stopnje svobode
2-letni beta koeficient nezadolženega podjetja (tedenski podatki)	329,13	0,00	16
2-letni beta koeficient nezadolženega podjetja (mesečni podatki)	219,64	0,00	16
5-letni beta koeficient nezadolženega podjetja (tedenski podatki)	606,32	0,00	16
5-letni beta koeficient nezadolženega podjetja (mesečni podatki)	567,59	0,00	16

Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024).

Ob koncu analize sem ponovno izvedel statistični test za preverjanje statistične značilnosti ugotovljenih razlik. Izvedel sem Chi-Square test, s čimer sem preveril naključnost prehodov med kvintili. Ponovno so bile p-vrednosti zelo nizke, s čimer sem lahko zavrnil hipotezo o naključnosti.

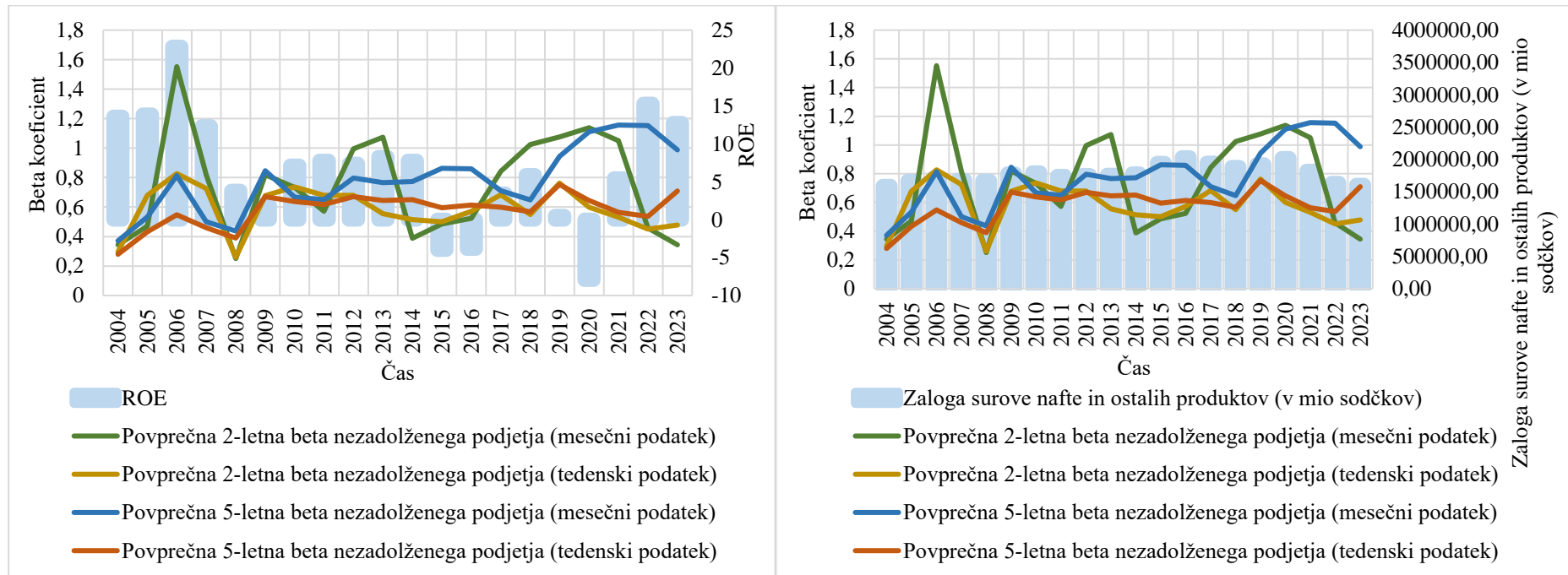
Z analiziranjem vpliva zadolženosti na beta koeficiente in njihovo nestanovitnost lahko vidimo, da bi razmerje med dolgom in kapitalom lahko vplivalo na nestanovitnost beta koeficientov zadolženega podjetja, predvsem na to nakazujejo rezultati analize preko transformacijskih matrik in analize standardnih odklonov. Pri analiziranju opazimo, da 5-letni beta koeficienti nakazujejo nižjo občutljivost na kratkoročne spremembe v kapitalski strukturi ter da je 5-letni beta koeficient nezadolženega podjetja skozi celotno obdobje najmanj nestanovit, predvsem to velja za 5-letne beta koeficiente, izračunane na podlagi tedenskih donosnosti, katera vključuje največ podatkovnih točk. V kolikor v analizo vključimo še transformacijske matrike, opazimo, da je nestanovitnost beta koeficientov podobna tako za zadolžena kot tudi nezadolžena podjetja. Vseeno pa s transformacijskimi matrikami ponovno opazimo, da imajo nezadolžena podjetja z 2-letnimi beta koeficienti večjo nestanovitnost beta koeficientov v primerjavi 5-letnimi beta koeficienti. Prav tako tudi v tem primeru beta koeficienti na podlagi tedenskih podatkov kažejo večjo stanovitnost kot pa beta koeficienti na podlagi mesečnih podatkov, kar nakazuje, da se tržne spremembe bolj odražajo v mesečnih podatkih. Na enake zaključke kaže tudi analiza standardnih odklonov, kateri so nižji v primerjavi s standardnimi odkloni zadolženih podjetij.

6.2.2 Analiza vplivov ostalih iz podjetja izviraajočih dejavnikov na nestanovitnost beta koeficientov nezadolženega podjetja

V nadaljevanju si bomo pogledali analizo ostalih vplivov na nestanovitnost beta koeficientov, ki izvirajo iz podjetja in vplivajo na prilagojen beta koeficient nezadolženega podjetja. V nadaljevanju bo analiza potekala na beta koeficientih nezadolženega podjetja, saj sem z analizo zadolženosti izdelal pregled finančnega tveganja, kot ga opisuje Hamada (1972), s tem sem tudi odpravil vpliv omenjenega tveganja in lahko nadaljnjo analizo usmerim v preučevanje operativnega tveganja, ki ga podjetje ali sektor nosi. Glede na opravljen pregled literature sem identificiral dodatna dva dejavnika, ki ju je smiselno analizirati. Identificirana dejavnika sta donosnost kapitala (angl. Return on Equity, v nadaljevanju ROE) in zaloga nafte, zemeljskega plina, premoga in propana.

Oba dejavnika sem najprej analiziral s pomočjo gibanja beta koeficientov nezadolženega podjetja v primerjavi z gibanjem ROE in zalog nafte, zemeljskega plina, premoga in propana. V grafični analizi na Slika 9 primerjam gibanje beta koeficienta nezadolženega podjetja in dejavnika na presečni dan zadnjega leta, zato je potrebno vedeti, da je zgolj del vpliva zajet v spremembi beta koeficienta nezadolženega podjetja in velik del izbira iz celotne časovne vrste 2-letnega ali 5-letnega obdobja.

Slika 9: Gibanje ROE in zaloge surove nafte in ostalih produktov (v mio sodčkov) v primerjavi z gibanjem 2-letnega in 5-letnega beta koeficienta zadolženega podjetja (tedenski in mesečni podatki) v energetskega sektorju



Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024); EIA (2025).

V kolikor opazujemo kazalnik ROE na sliki 9 lahko opazimo, da je predvsem v letih 2005–2008 gibanje usklajeno, vendar je zanimivo, da se kljub povečanju ROE poveča tudi beta koeficient nezadolženega podjetja, kar ni običajno. Precej bolj usklajeno s samo teorijo je gibanje v letu 2009 in nato od leta 2019 naprej. Zopet je videti, da 2-letni beta koeficienti nezadolženega podjetja najhitreje odreagirajo na gibanje ROE. Podobno velja tudi za beta koeficiente nezadolženega podjetja, izračunane na podlagi mesečnih podatkov. Najodpornejši na spremembe ROE deluje 5-letni beta koeficient na podlagi tedenskih podatkov.

Kazalnik ROE glede na grafično analizo bolj vpliva na kratkoročne beta koeficiente kot dolgoročne, za katere velja, da je trend bolj zglajen. Tako iz analize lahko opazimo, da v kolikor se spremeni ROE, se spreminja tudi beta koeficient nezadolženega podjetja; večji kot je odmik od povprečja ROE, večji je odmik beta koeficienta nezadolženega podjetja.

Na desni strani je prikazana analiza primerjave gibanja beta koeficientov z zalogami nafte, zemeljskega plina, premoga in propana. Tukaj lahko zaznamo nekoliko drugačno sliko. V primerjavi z gibanjem ROE je gibanje zalog nafte, zemeljskega plina, premoga in propana precej bolj zglajeno, kar je tudi pričakovati, saj na proizvodnjo in posledično zalogo nafte in ostalih produktov vpliva bistveno manj dejavnikov. Iz analize gibanja lahko opazimo, da je trend naraščanja zalog bistveno bolj zglajen in usklajen trendom 5-letnih beta koeficientov nezadolženega podjetja, predvsem preračunanih na podlagi tedenskih podatkov. Zaloge tako kažejo potencialen vpliv na dolgoročnejšo občutljivost na sistematično tveganje.

Oba dejavnika sem analiziral tudi s pomočjo korelacijske analize. Za oba dejavnika sem tako izračunal Pearsonov in Spearmanov korelacijski koeficient. Rezultati analize so prikazani v spodnji Tabela 8. V sklopu korelacijske analize sem analiziral korelacije med spremembami beta koeficientov za 2-letne in 5-letne beta koeficiente nezadolženega podjetja na podlagi tedenskih in mesečnih podatkov. V prvem delu analize sem najprej naredil Augmented Dickey-Fuller test, s katerim sem preveril stacionarnost podatkov, saj je analiza narejena na časovnih podatkih. Zaradi upoštevanja kriterija stacionarnosti sem tako za beta koeficiente uporabil prvo razliko podatkov tj. spremembo. Za ROE in zalogo nafte, zemeljskega plina, premoga in propana sem uporabil odstotno spremembo.

Analiza korelacij med spremembami beta koeficientov in ROE ter zalogami ni potrdila povezave med njimi. Povezave so med seboj šibke in p-vrednosti so višje od 0,05. V kolikor v tabeli opazujemo ROE, vidimo, da je korelacijski koeficient nekoliko močnejši pri 5-letnih beta koeficientih nezadolženega podjetja.

Tabela 8: Analiza korelacij med beta koeficienti nezadolženih podjetji, ROE in zalogo surove nafte in ostalih produktov

	%Δ ROE				%Δ zaloge surove nafte in ostalih produktov			
	Korelacija po Pearsonu		Korelacija po Spearmanu		Korelacija po Pearsonu		Korelacija po Spearmanu	
	ρ	p	R	p	ρ	P	R	p
Δ 2-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (mesečni podatek)	-0,05	0,34	-0,02	0,11	0,24	1,33	0,09	0,57
Δ 2-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (tedenski podatek)	0,20	1,16	0,02	0,14	0,13	0,80	0,18	1,03
Δ 5-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (mesečni podatek)	-0,21	1,23	-0,22	1,26	-0,03	0,18	-0,08	0,49
Δ 5-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (tedenski podatek)	0,28	1,49	0,17	1,04	-0,30	1,55	-0,31	1,58

Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024); EIA (2025).

Pri analizi povezav s spremembo zalog nafte, zemeljskega plina, premoga in propana prav tako ni bilo zaznanih statistično značilnih povezav. Povezave so tudi v tem primeru med seboj šibke in p-vrednosti so višje od 0,05. Skupni rezultati vplivov dejavnikov, ki izvirajo iz podjetja, niso potrdili domnev, da vplivajo na spremembo beta koeficienta. Potrebno je izpostaviti, da je bila analiza narejena na podlagi majhnega vzorca, skupaj sem gledal zgolj 20 opazovanih obdobj, kar lahko vpliva na rezultate analize.

6.2.3 Analiza vpliva makroekonomskih dejavnikov na nestanovitnost beta koeficientov

V nadaljevanju predstavljam analizo vplivov makroekonomskih dejavnikov na nestanovitnost beta koeficientov nezadolženega podjetja. Glede na opravljen pregled literature sem identificiral štiri dejavnike za analizo. Identificirani dejavniki so bruto domači proizvod (v nadaljevanju BDP), inflacija, obrestna mera in cena surovin, in te bom analiziral na podoben način, kot sem izvedel tudi analizo ostalih dejavnikov, ki izvirajo iz podjetja. Gospodarsko rast v državi lahko merimo z bruto domačim proizvodom – BDP. Rast, ki jo merimo z BDP, je podobno merilo bruto nacionalnemu proizvodu, ki so jo pri analiziranju beta koeficientov uporabili nekateri akademiki. Obdobja v gospodarstvu lahko razdelimo na tri dele, in sicer poznamo obdobje ekspanzije tj. ko je rast BDP večja od 3,5%, obdobje normalnega stanja tj. ko je rast BDP med 0% in 3,5% ter obdobje recesije tj. ko je rast BDP vsaj dva zaporedna kvartala negativna (Meissner, 2019).

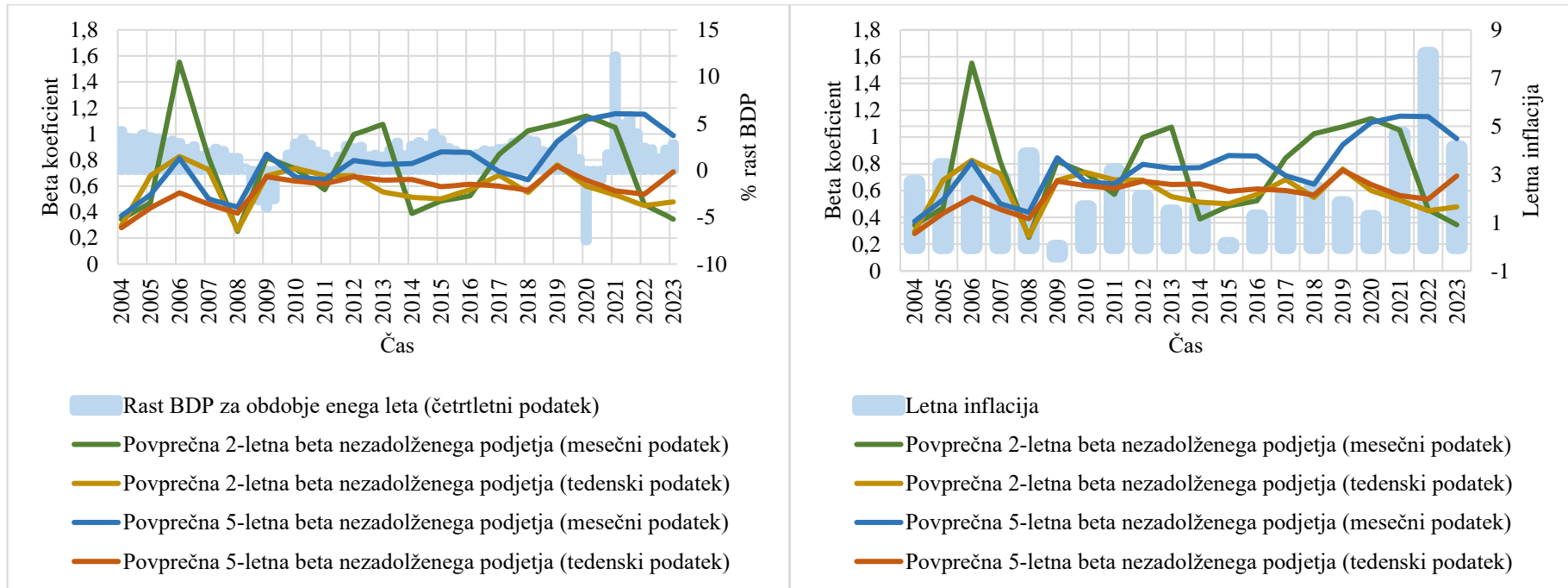
Na Slika 10 vidimo na levi strani prikazano gibanje štirih beta koeficientov nezadolženega podjetja glede na stanje v gospodarstvu v obdobju 2004–2023. Poleg normalnega stanja v gospodarstvu vidimo tudi dve obdobji recesij, in sicer v obdobjih 2008–2009 ter 2020 in eno

obdobje ekspanzije gospodarstva v ZDA v letu 2021. Vidim lahko, da je bila v letih do vključno 2007 v ZDA normalna rast BDP-ja, vseeno pa se je beta koeficient nezadolženega podjetja v tem času precej spreminjal, kar pomeni, da samo stanje v gospodarstvu ni povzročilo rasti in/ali padca beta koeficientov nezadolženega podjetja. Nato je v letu 2008 opaziti vpliv finančne krize, v katerem so se tudi beta koeficienti nezadolženega podjetja povečali. V obdobju normalne gospodarske rasti v letih 2010–2019 se beta koeficienti nezadolženega podjetja, predvsem 5-letni, niso bistveno spreminjali. Za 2-letne beta koeficiente se je v tem obdobju bolj spreminjala občutljivost na sistematično tveganje. V času koronavirusne bolezni so ZDA beležile negativno gospodarsko rast, na to so odreagirali tudi beta koeficienti nezadolženega podjetja, ki so bili na visoki ravni, predvsem na podlagi mesečnih podatkov. S tem se je povečala občutljivost na sistematično tveganje ob gospodarski negotovosti. Za energetske sektor v ZDA vidimo, da se občutljivost na tržne razmere spreminja sočasno s spreminjanjem makroekonomskih pogojev, kot je npr. BDP.

V kolikor pogledamo na Slika 10 tudi gibanje letne inflacije v primerjavi z beta koeficienti nezadolženega podjetja, lahko v določenih obdobjih opazimo podoben trend, kot smo ga že opazili v primerjavi z BDP-jem. Na sliki tako vidimo, da v letih do vključno 2008 gibanje inflacije in beta koeficientov nezadolženega podjetja ni bilo usklajeno. Iz analize gibanja lahko razberemo, da je v letih, ko je inflacija padala, beta koeficient nezadolženega podjetja naraščal, npr. v letih 2011, 2021 in 2022 je to še posebej izrazito vidno. V letih 2009 in 2015, ko je bila inflacija blizu nič oziroma negativna, je opaziti, da so se predvsem beta koeficienti na podlagi mesečnih podatkov začeli dvigovati.

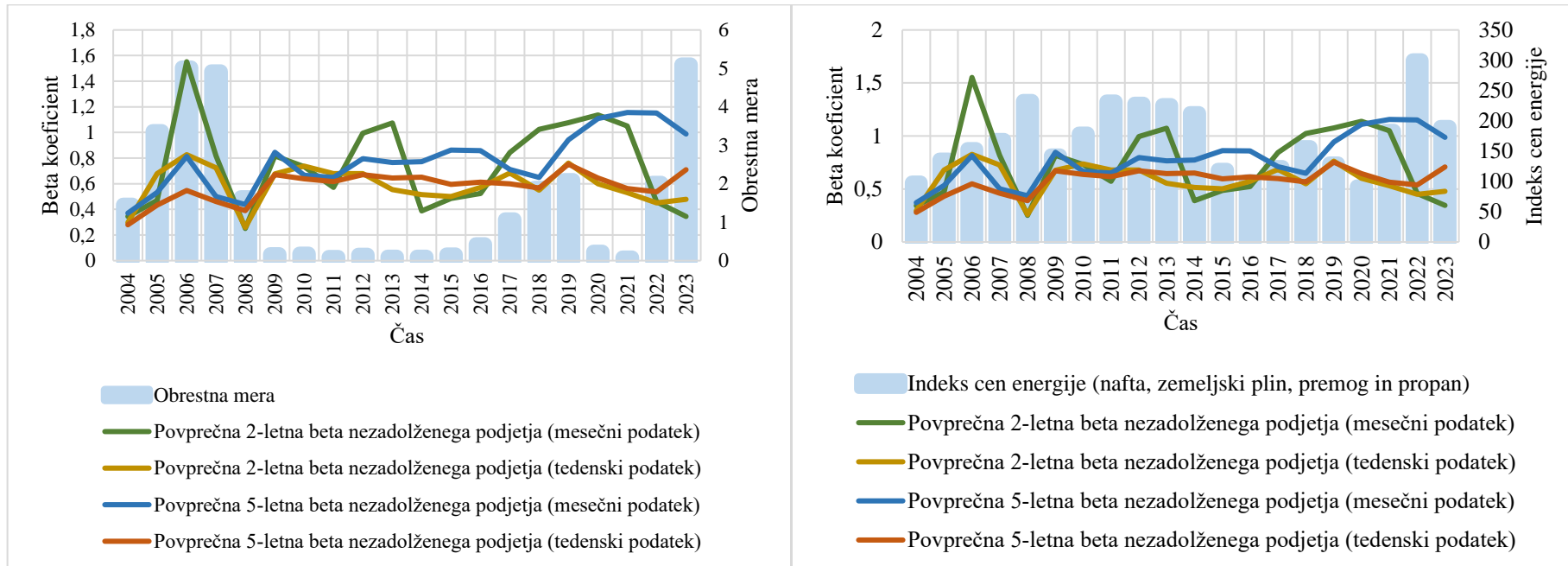
Na Slika 11 sta prikazani gibanji obrestne mere in indeksa cen energije v primerjavi z gibanjem beta koeficientov nezadolženega podjetja. Obrestno mero, katero predstavlja ciljna obrestna mera ameriške centralne banke, imamo prikazano v sliki na levi strani. Primerjava gibanja z beta koeficienti nezadolženega podjetja nam pokaže, da je v letih 2004–2008 gibanje zelo usklajeno, to je predvsem izrazito videti na primeru beta koeficientov, izračunanih na podlagi mesečnih podatkov.

Slika 10: Gibanje BDP rasti in letne inflacije v primerjavi z gibanjem 2-letnega in 5-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (tedenski in mesečni podatki) v energetskega sektorju



Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024); OECD (2025a, 2025b).

Slika 11: Gibanje obrestne mere in indeksa cen energije (nafta, zemeljski plin, premog in propan) v primerjavi z gibanjem 2-letnega in 5-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (tedenski in mesečni podatki) v energetskega sektorju



Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024); Federal Reserve Bank of St. Louis (2025); International Monetary Fund (brez datuma).

Obrestne mere so bile v letih 2009 do 2015 minimalne, zato tudi razlogov za gibanje beta koeficientov nezadolženega podjetja ne moremo iskati v obrestnih merah, vseeno pa je vredno omeniti, da so bili tudi beta koeficienti nezadolženega podjetja v tem obdobju stanovitejši. V letih 2016–2019 je opazen trend rasti obrestnih mer, kar se zopet usklajuje z gibanjem predvsem beta koeficientov nezadolženega podjetja na podlagi mesečnih podatkov. V letu 2020 in 2021 je zaradi pandemije koronavirusne bolezni ameriška zvezna centralna banka obrestne mere znižala blizu nič. Tako tudi gibanje beta koeficientov v tem obdobju ni usklajeno z gibanjem obrestnih mer. Podobno velja tudi za leti 2022 in 2023, ko je opaziti, da se 5-letni beta koeficient nezadolženega podjetja na podlagi tedenskih podatkov že dviguje.

Na Slika 11 lahko na desni strani vidimo tudi gibanje indeksa cen energije. S slike lahko opazimo, da gibanje cen energije ne pojasnjujejo samo po sebi gibanja beta koeficientov nezadolženega podjetja, zato ga je potrebno gledati vzajemno tudi z ostalimi dejavniki, saj opazimo nekatera odstopanja v primerjavi z ostalimi dejavniki. Načeloma lahko ugotovljamo, da se v primeru rasti indeksa cen beta koeficienti nezadolženega podjetja znižujejo, to lahko najbolj opazimo v letu 2008, ravno obratno dinamiko pa je opaziti v letu 2020.

Vse štiri dejavnike sem analiziral tudi s pomočjo korelacijske analize. Za vse dejavnike sem ponovno izračunal Pearsonove in Spearmanove korelacijske koeficiente. Rezultati korelacijske analize makroekonomskih dejavnikov z beta koeficienti nezadolženega podjetja so prikazani v Tabela 9. Za vse štiri dejavnike sem ponovno izvedel Augmented Dickey-Fuller test, s katerim sem preveril stacionarnost podatkov. Osnovni podatki za vse štiri dejavnike niso bili stacionarni, zato sem za vse izvedel prilagoditve. Za BDP rast, letno inflacijo in indeks cen energije sem izračunal odstotno spremembo med leti, za obrestno mero pa sem izračunal logaritemsko odstotno spremembo med leti. Razlog za uporabo logaritemske odstotne spremembe je v nestacionarnosti podatkov tudi v primeru uporabe odstotne spremembe. Tako sem dobil za vse štiri dejavnike stacionarne podatke.

Analiza povezanosti med spremembami beta koeficientov nezadolženega podjetja in izbranimi makroekonomskimi dejavniki ni pokazala statistično značilnih povezav med dejavniki in beta koeficienti nezadolženega podjetja. V kolikor opazujemo korelacije odstotne spremembe rasti BDP-ja, je opaziti negativne povezave po Pearsonu. Najmočnejšo predstavlja 5-letni beta koeficient nezadolženega podjetja (mesečni podatek). Vendar, kot že omenjeno, ni statistično značilnih povezav. V primeru Spearmanove korelacije so rezultati še bolj neprepičljivi. Podobne rezultate ponujajo tudi korelacije med spremembami beta koeficientov nezadolženega podjetja in odstotno spremembo letne inflacije. Tudi tukaj vrednosti korelirajo predvsem negativno. Povezave med njimi pa so šibke.

Tabela 9: Analiza korelacij med beta koeficienti nezadolženih podjetij, BDP rastjo, letno inflacijo, obrestno mero in indeksom rasti cen energije

	%Δ BDP rasti				%Δ letne inflacije			
	Korelacija		Korelacija		Korelacija		Korelacija	
	po		po		po		po	
	Pearsonu		Spearmanu		Pearsonu		Spearmanu	
	ρ	p	R	p	ρ	p	R	p
Δ 2-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (mesečni podatek)	-0,13	0,82	0,17	1,01	-0,03	0,23	-0,30	1,56
Δ 2-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (tedenski podatek)	-0,12	0,76	0,09	0,59	-0,04	0,28	-0,18	1,08
Δ 5-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (mesečni podatek)	-0,38	1,77	-0,17	1,05	0,02	0,14	-0,12	0,77
Δ 5-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (tedenski podatek)	-0,02	0,13	0,25	1,41	-0,07	0,47	-0,14	0,85

	%Δ log(obrestna mera)				%Δ indeksa cen energije			
	Korelacija		Korelacija		Korelacija		Korelacija	
	po		po		po		po	
	Pearsonu		Spearmanu		Pearsonu		Spearmanu	
	ρ	p	R	p	ρ	p	R	p
Δ 2-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (mesečni podatek)	-0,14	0,89	0,11	0,66	-0,25	1,38	-0,26	1,43
Δ 2-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (tedenski podatek)	0,07	0,46	0,30	1,58	-0,25	1,41	-0,30	1,56
Δ 5-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (mesečni podatek)	-0,31	1,62	-0,21	1,23	-0,26	1,43	-0,30	1,58
Δ 5-letnega beta koeficienta nezadolženega podjetja (tedenski podatek)	0,00	0,01	0,29	1,54	-0,39	1,80	-0,33	1,67

Vir: lastno delo na podlagi S&P Global Market Intelligence (2024); Federal Reserve Bank of St. Louis. (2025); OECD (2025a, 2025b); International Monetary Fund (brez datuma).

Povezava med spremembo beta koeficientov nezadolženega podjetja in obrestno mero (izraženo kot odstotna logaritemska sprememba) prav tako ni pokazal statistično značilnih povezav, razen v primeru Pearsonove korelacije s 5-letnim beta koeficientom nezadolženega podjetja, za katero pa korelacijski koeficient znaša 0,00. Za ta makroekonomski dejavnik so rezultati še bolj neprepričljivi, saj so nekateri koeficienti pozitivni in nekateri negativni. Najbolj izrazita in ekonomsko relevantna povezava je bila zaznana med odstotno spremembo indeksa cen energentov in spremembo 5-letnega beta koeficienta (tedenski podatek), kjer sta tako Pearsonov ($\rho = -0,39$) kot Spearmanov ($R = -0,33$) korelacijski koeficient precej visoka.

Vsi korelacijski koeficienti so pri primerjavi z odstotno spremembo indeksa cen energentov negativni. Ta rezultat je pomemben, saj rezultat zadeva neposredno energetske sektor, kjer cene surovin, kot so nafta, zemeljski plin, premog in propan, predstavljajo glavni vir prihodkov in hkrati stroškovno tveganje. Negativna korelacija nakazuje, da ob rasti cen energentov prihaja do zmanjševanja sprememb beta koeficientov nezadolženega podjetja – kar bi lahko bila posledica večje dobičkonosnosti podjetij v takšnih obdobjih oz. manjše relativne občutljivosti glede na trg. Vseeno pa se na rezultate ne moremo opreti v popolnosti, saj korelacije niso statistično značilne.

Skupni rezultati tako ne potrdijo, da so beta koeficienti nezadolženega podjetja statistično značilno povezani z makroekonomskimi dejavniki. Pri tem je potrebno opomniti, da je bila analiza narejena na majhnem vzorcu, in sicer na dvajsetih podatkovnih točkah, kar je tudi lahko vplivalo na rezultate analize, saj bi v primeru večjega vzorca lažje potrdili ali ovrgli statistično značilne povezave. V kolikor se opremo tudi na grafično analizo, smo videli nekaj usklajenih gibanj med makroekonomskimi dejavniki in beta koeficienti nezadolženih podjetij, vendar samo na podlagi grafične analize ne moremo potrditi medsebojnih povezav.

7 UGOTOVITVE IN DISKUSIJA

V poglavju 6 sem predstavil rezultate analize magistrskega dela. V poglavju 7 sem predstavil glavne ugotovitve, interpretiral rezultate analize, podal teoretične prispevke in praktična priporočila za uporabnike beta koeficientov. Na koncu sem povzel tudi glavne omejitve magistrskega dela z predlogi za nadaljnje raziskovanje.

7.1 Glavne ugotovitve in interpretacija

Cilj magistrskega dela je bil raziskati nestanovitnost beta koeficientov v energetske sektorju ZDA ter identificirati dejavnike, ki vplivajo na spremembe omenjenih koeficientov. Analiza je pokazala, da se beta koeficienti bistveno razlikujejo glede na vrsto izračuna, ki ga uporabimo. Izračunal sem beta koeficiente za obdobja dveh in petih letih ter za dve frekvenci podatkov, in sicer na podlagi tedenskih in mesečnih podatkov. Ugotovitve analize potrjujejo, da beta koeficienti skozi čas niso stabilni, torej se kot pokazatelj sistematičnega tveganja spreminjajo. Kot najbolj nestanovitni beta koeficient se je pokazal 2-letni beta koeficient na podlagi mesečnih podatkov, kot najstanovitnejši beta koeficient pa se je pokazal 5-letni beta koeficient na podlagi tedenskih podatkov. Glede na rezultate analize lahko ugotavljamo tudi, da je gibanje beta koeficienta usklajeno z različnimi dejavniki, to smo pokazali predvsem grafično, statistično pa teh rezultatov nismo mogli potrditi.

Za 2-letne beta koeficiente, izračunane na podlagi mesečnih podatkov, lahko ugotavljamo, da so bile, glede na analizo, občutljivi na kratkoročna nihanja in so v obdobjih večjih tržnih nihajev, kot sta bila npr. finančna kriza v letih 2008 in koronavirusna bolezen, pokazali izrazite spremembe. Na drugi strani pa so bile 5-letne beta vrednosti, posebno tiste,

izračunane na podlagi tedenskih podatkov, najstanovitnejše. Razlike v nestanovitnosti sem potrdil tudi s pomočjo analize preko transformacijskih matrik, kjer so se 5-letni beta koeficienti zadržali v istem kvintilu v bistveno večjem odstotku kot pa v primeru 2-letnih beta koeficientov. Dodatno te ugotovitve potrjuje tudi analiza standardnih odklonov, pri katerih so bili standardni odkloni panožnih beta koeficientov nižji kot pa povprečni standardni odklon beta koeficientov podjetij v panogi. Ob tem sta pa standardna odklona najnižja pri 5-letnem beta koeficientu na podlagi tedenskih podatkov in najvišja pri 2-letnem beta koeficientu na podlagi mesečnih podatkov.

Pri analizi s transformacijskimi matrikami je zanimiva tudi ugotovitev, da podjetja z ekstremnimi beta koeficienti, torej tista v prvem ali petem kvintilu, pogosteje ostajajo v istih kvintilih skozi čas. To nakazuje na določeno stopnjo stanovitnosti sistematičnega tveganja pri podjetjih z zelo nizkimi ali z zelo visokimi beta koeficienti. Vendar pa je pri interpretaciji teh rezultatov potrebno biti previden, saj ekstremne vrednosti niso omejene in lahko izkrivljajo realno sliko.

Ob pogledu na analizo nestanovitnost beta koeficientov celovito, lahko povzamemo, da so beta koeficienti lahko bolj ali manj nestanovitni, odvisno od vrste izračuna. Pri vseh koeficientih je zaznati, da se spreminja, še posebej ob vplivih večjih šokov. Te ugotovitve lahko povežemo tudi z drugim delom analize, v katerem sem preučeval potencialne vplive na nestanovitnost beta koeficientov.

V sklopu analize potencialnih dejavnikov, ki vplivajo na nestanovitnost beta koeficientov, sem analiziral dejavnike, ki izvirajo iz podjetja in makroekonomske dejavnike. Najprej sem se osredotočil na zadolženost. Primerjal sem tudi beta koeficiente nezadolženih podjetij in izvedel podobno analizo, kot sem jo izdelal tudi za beta koeficiente zadolženih podjetij. Rezultati analize zadolženosti so pokazali, da so beta koeficienti nezadolženega podjetja bolj stanovitni kot pa zadolženega podjetja. Tako sem tudi v nadaljevanju pri analizi potencialnih dejavnikov uporabil beta koeficiente nezadolženih podjetij, saj sem s tem izločil že sam vpliv zadolženosti.

S pomočjo analize gibanja in korelacijske analize sem pridobil nekaj pomembnih ugotovitev, ki so pomembne za razumevanje nestanovitnosti beta koeficientov. Za različne dejavnike sem tako na podlagi analize gibanja ugotovil, da so potencialni vplivi dejavnikov v različnih obdobjih različno močni. Iz analize bi tako lahko sklepali, da so tudi dejavniki, ki vplivajo na beta koeficiente, v različnih obdobjih različno močni.

Korelacijska analiza žal ni potrdila statistično značilnih povezav med makroekonomskimi dejavniki, dejavniki, ki izvirajo iz podjetja in spremembami beta koeficientov nezadolženih podjetij. Za nekatere dejavnike lahko iz korelacijskih koeficientov predvidimo smer odnosa, vendar pa samih povezav med njimi samimi ne moremo potrditi.

7.2 Teoretični prispevki

Z izdelavo magistrskega dela na temo nestanovitnosti beta koeficienta v energetske sektorju ZDA lahko s sintezo rezultatov analize povežem s teoretičnim delom. Glede na rezultate analize lahko potrdim nestanovitnost beta koeficientov, kar je skladno tudi s predhodnimi raziskavami, kot sta npr. Blume (1971) in Baesel (1974), ki tudi ugotavljata, da beta koeficient ni stabilen, temveč se skozi čas spreminja. Naloga tako prispeva k razumevanju dinamike sistematičnega tveganja v energetske sektorju.

Kot drugo lahko poudarim, da se uporaba transformacijskih matrik izkaže za uporabno metodo merjenja nestanovitnosti beta koeficientov. Predvsem je uporabno orodje v primeru analiziranja samih beta koeficientov in razmerij med njimi.

V analizi sem poseben poudarek namenil tudi analizi zadolženosti oziroma beta koeficientu nezadolženega podjetja, pri kateri v teoretičnem smislu odstranimo iz sistematičnega tveganja vpliv finančnega tveganja podjetja. Z analizo sem ugotovil, da razlike med zadolženimi in nezadolženimi podjetji obstajajo. Glede na analizo gibanja so beta koeficienti nezadolženih podjetij bolj stanovitni in so bolj odporni na morebitne tržne vplive. Nekoliko drugačne rezultate sicer nakazuje analiza s pomočjo transformacijskih matrik, iz katerih vidimo, da lahko v nekaterih primerih nezadolžena podjetja izkazujejo višjo nestanovitnost beta koeficientov v primerjavi z zadolženimi podjetji.

7.3 Praktična priporočila

Iz rezultatov analize nestanovitnost beta koeficientov lahko podamo tudi nekaj praktičnih priporočil za uporabnike beta koeficientov, kot so npr. investitorji, finančni analitiki in podjetja v energetske sektorju. Tako lahko na podlagi izsledkov npr. priporočim, da je pri vrednotenju energetskih podjetij in izračunu pričakovanih donosnosti (npr. v modelu CAPM) smiselno dati večjo težo dolgoročnim ocenam beta koeficientov, saj se je 5-letni beta koeficient izkazal kot bolj stabilen in reprezentativen za resnično sistematično tveganje podjetja. Prav tako je pomembna izbira frekvence podatkov, velika razlika je namreč med beta koeficienti na podlagi tedenskih in mesečnih podatkov. V praksi to pomeni redno spremljanje beta koeficientov in posodabljanje z dovolj dolgim časovnim okvirom in ustrezno frekvenco podatkov. Pri tem je potrebno opozoriti na uporabo panožnih povprečij beta koeficientov, ki lahko zaradi ekstremnih vrednosti izkrivljajo sliko o panožnih beta koeficientih, kar narekuje bolj poglobljeno analizo beta koeficientov in se preveri možnost uporabe povprečnega beta koeficienta manjšega števila primerljivih podjetij.

Z rezultati lahko zopet potrdimo in ponudimo priporočilo za vodstva energetskih podjetij, za katere izsledki pomenijo, da odločitev o financiranju (razmerje med dolgom in kapitalom) vpliva na tveganost njihovih delnic oziroma zaznavo tveganja. Višji finančni vzvod praviloma vodi v višji beta koeficient (večjo občutljivost delnice na tržne spremembe), kar

lahko vpliva na višji strošek lastniškega kapitala in večja nihanja delnic. Praktično priporočilo za podjetja je, da pri načrtovanju kapitalske strukture na dolgi rok upoštevajo sistematično tveganje. Tako npr. v obdobju, ko ima podjetje visok dolg, mora biti pripravljeno, da jih bodo trgi ob morebitnih tržnih šokih obravnavali kot bistveno bolj tvegane. V bolj stanovitnih časih, če se podjetje odloči za zniževanje dolga, lahko s tem ublaži tudi nestanovitnost beta koeficienta.

Vlagatelji in finančni analitiki v energetske sektorju morajo upoštevati, da beta koeficienti niso statične mere. Številne študije (npr. Blume, 1971; Fabozzi in Francis, 1978) so pokazale, da se beta koeficienti s časom spreminjajo in v veliki meri konvergirajo k povprečju. To pomeni, da je pri investicijskem vrednotenju smiselno uporabiti daljše obdobje za izračun beta. Tudi ugotovitve magistrskega dela potrjujejo večjo zanesljivost 5-letnega beta koeficienta, ki se je izkazal za bistveno stabilnejšega in reprezentativnejšega pokazatelja občutljivosti na sistematično tveganje kot kratkoročnejše ocene. Prav tako je pomembno načrtovanju kapitalske strukture, upoštevanje vpliv finančnega vzvoda na beta koeficient pa je ključno. Že Hamada (1972) je teoretično prikazal, da večja zadolženost podjetja vodi v višji beta koeficient delnice, kar pomeni tudi večjo občutljivost delnice na tržna gibanja.

7.4 Omejitve s predlogi za nadaljnje raziskovanje

Čeprav magistrsko delo ponuja pomembne vpoglede v nestanovitnost beta koeficientov v energetske sektorju, je potrebno poudariti tudi omejitve, ki obenem ponujajo priložnosti za prihodnje raziskave.

Prva izmed omejitev je, da je analiza osredotočena zgolj na en sektor in v eni državi z zrelim finančnim trgom (ZDA). Ugotovitve morda v drugih sektorjih tako ne bi bile tako izrazite. Drugačne vzorce nestanovitnosti bi lahko izkazovali sektorji, kot so npr. tehnološki sektor ali sektor potrošnih dobrin. Raziskave bi tako lahko v nadaljevanju razširili na druge sektorje in geografska področja. Zanimiva bi bila tudi primerjava recimo s sektorjem oskrbe z javnimi dobrinami, ki v splošnem velja za bolj defenziven sektor. S tem bi lahko pokazali/opredelili, v kolikšni meri so opaženi vzorci podobni ali različni med sektorji.

Druga pomembna omejitev se nanaša na uporabljeno metodologijo analize. V tej nalogi sem uporabil relativno enostavne metode, kot so transformacijske matrike, analiza interkvartilnih razponov, standardne odklone in korelacijsko analizo z makroekonomskimi dejavniki in dejavniki, ki izvirajo iz podjetja. Čeprav ta pristop zadošča za odkrivanje osnovnih odnosov, ne zajame vseh kompleksnih dinamik morebitne nestanovitnosti beta koeficientov. Prihodnje raziskave bi se lahko oprle na bolj napredne modele, kot so generalizirani avtoregresijski modeli pogojeni s heteroskedastičnostjo (angl. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity – GARCH), ki bi omogočili eksplicitno modeliranje spreminjanja beta koeficienta skozi čas kot funkcije nekaterih dejavnikov. S tem bi lahko

natančneje izluščili, kako in s kakšnim zamikom makroekonomske spremembe vplivajo na beta koeficient ter ločili stalno komponento tveganja od začasnih odklonov. Poleg tega bi lahko uporabili tudi večfaktorske modele (npr. razširjen CAPM model). Prav tako bi v nadaljevanju lahko analizirali tudi vračanje k srednjim vrednostim beta koeficientov kot pomembnega dejavnika pri odločanju o izbiri beta koeficienta, saj je za uporabnike beta koeficientov pomembno, kje se nahajajo, ali so blizu povprečja ali gre za trenutno odstopanje od povprečja in je občutljivost na sistematično tveganje zgolj v enem trenutku višja in se bo počasi vračala k sredni.

Tretja omejitev zadeva časovno obdobje in frekvenco podatkov. V analizi smo zajeli obdobje dveh desetletij (2004–2023), ki vključuje več pomembnih dogodkov (finančno krizo 2008, obdobje stabilne rasti 2010–2019, pandemijo 2020). Kljub temu obstaja možnost, da bi daljše časovno obdobje ali višja frekvenca opazovanja bolj prikazali dodatne vidike nestanovitnosti. Nadaljnje raziskave bi lahko razširile časovno obdobje. Prav tako bi bilo zanimivo povečati frekvenco opazovanja, da bi analizirali podatke na kvartalnem in ne na letnem nivoju, s čimer bi pridobili večje število opazovanj, kar bi lahko vplivalo tudi na korelacijske analize in bi bile bolj natančne, saj velja, da je 20 opazovanih obdobji nizko število.

Četrta omejitev je v tem, da smo vpliv makroekonomskih dejavnikov in dejavnikov, ki izvirajo iz podjetja, ocenjevali predvsem s korelacijami in kvalitativno interpretacijo gibanj. S korelacijsko analizo nisem statistično potrdil povezav z dejavniki. Prav tako korelacijska analiza še ne pomeni vzročnosti. V prihodnje bi bilo pomembno izvesti bolj poglobljeno ekonometrično analizo (npr. regresijska analiza z zamiki) med dejavniki, ki vplivajo na beta koeficient in samim beta koeficientom, da se oceni, v kolikšni meri sprememba dejavnikov napoveduje spremembo beta koeficientov in ali je morda celo obratno.

Kot zadnjo omejitev magistrskega dela lahko omenimo tudi omejenost na zgodovino, saj analiza temelji na zgodovinskih podatkih, to pa ne pomeni nujno, da so izsledki uporabni tudi za napovedovanje prihodnjih donosov. Tradicionalni CAPM predpostavlja, da je beta koeficient edini dejavnik pričakovanih presežnih donosov, vendar če se beta koeficient spreminja, se postavi vprašanje, ali bi strategija, ki upošteva spremembe beta koeficientov, bila bolj uspešna, kot strategija zgolj z uporabo tradicionalnega CAPM modela. To presega okvir magistrskega dela, je pa vsekakor zanimiva smer za nadaljnje raziskovanje.

8 SKLEP

V magistrskem delu sem izdelal poglobljeno analizo nestanovitnosti beta koeficienta v energetske sektorju ZDA s poudarkom na časovni dinamiki ter vplivu izbranih makroekonomskih dejavnikov in dejavnikov, ki izvirajo iz podjetja. Osnovni cilj magistrskega dela je bil analizirati nestanovitnost beta koeficienta v energetske sektorju. Ob tem sem si postavil tudi dva pomožna cilja, in sicer je bil prvi, da identificiram vplivne

spremenljivke na spremembo beta koeficienta v času in drugi, preučiti vpliv spremenljivk na spremembo beta koeficienta v času.

Ugotovitve iz analize potrjujejo, da je beta koeficient v tej panogi nestanovitnen, kar pomeni, da se mera sistematičnega tveganja, odziva na vplive različnih dejavnikov. Primerjava 2-letnih in 5-letnih beta koeficientov je pokazala, da krajše obdobje zaznava predvsem kratkoročno nestanovitnost oziroma kratkoročna tržna nihanja, medtem ko daljše obdobje bolje odraža dolgoročne trende in zmanjšuje vpliv kratkotrajnih nihanj. Čeprav se vrednosti razlikujejo, oba pristopa razkrivata podobno dinamiko gibanja tveganja, kar potrjuje robustnost panoge, vendar tudi potrebo po premišljeni izbiri časovnega okvira za analitično uporabo.

Ponovno sem potrdil, da ima zadolženost podjetja pozitiven vpliv na višino beta koeficienta, kar je skladno s tezo o vplivu finančnega vzvoda na občutljivost lastniškega kapitala. V pogojih gospodarske negotovosti se je sistematično tveganje sektorja v večini primerov povečalo, kar potrjuje povezavo med makroekonomsko stabilnostjo in sistematičnim tveganjem. Povezav z ostalimi dejavniki, ki izvirajo iz podjetja ali makroekonomskih dejavnikov, nisem mogel potrditi. Povezav z dejavniki, ki izvirajo iz podjetja ali makroekonomskih dejavnikov nisem statistično pomembno potrdil. Ker sem izvedel analizo vplivnih dejavnikov s pomočjo korelacij, prav tako nisem mogel potrditi morebitne vzročnosti med dejavniki in beta koeficienti nezadolženih podjetij.

Praktične implikacije teh spoznanj so ključne za investitorje, analitike in podjetja. Beta koeficient ne bi smel biti obravnavan kot statična mera sistematičnega tveganja, temveč kot dinamičen indikator. Investitorji in ostali uporabniki beta koeficientov morajo pri ocenjevanju beta vrednosti upoštevati aktualne tržne razmere za najboljšo oceno, prav tako je potreben tehten razmislek pri uporabi beta koeficienta, ki temelji na zgodovinskih podatkih, saj lahko izbor vrste beta koeficienta močno vpliva na končen rezultat.

Kot ključne omejitve magistrskega dela izpostavljam že omenjeni manjko vzročne povezanosti med beta koeficienti in dejavniki, osredotočenost na en sektor in trg ter omejen nabor dejavnikov. Za nadaljnje raziskave se tako odpira široko polje izboljšav, kot so vključitev več sektorjev, širšega geografskega obsega, daljše časovno obdobje ter uporabo naprednejših modelov.

Sklepno lahko povzamem, da je razumevanje nestanovitnosti beta koeficienta temeljnega pomena za natančno oceno tveganja in podpora odločanju v financah. Beta koeficient ostaja pomembno orodje sodobne finančne analize – vendar takšno, ki zahteva nenehno prilagajanje in poglobljeno razlago v kontekstu trenutnih razmer.

Zame, ki me že dolgo zanimajo finančna tveganja, je ta naloga tudi osebno pomembna. Kot sem že omenil v uvodu, je motivacija za izbor teme izhajala iz želje po povezavi

akademskega znanja s praktičnostjo in prispevanju k dodani vrednosti za uporabnike. S tem namenom sem tudi izbral naslov naloge. Skozi to nalogo sem t poglobil razumevanje, kako se teorija in koncept beta koeficienta odražata v dejanskih podatkih in situacijah. Ugotovitve naloge bodo kot take koristne tudi moji nadaljnji karieri. Zavedanje, da beta koeficient ni stabilen, temveč se spreminja skozi čas, mi bo v nadaljevanju pomagalo pri različnih izzivih, ki me čakajo.

LITERATURA IN VIRI

1. Alexander, G. J. in Chervany, N. L. (1980). On the estimation and stability of beta. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15(1), 123–137.
2. Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31–56.
3. Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y. in Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. *The Journal of Finance*, 61(1), 259–299.
4. Baele, L. in Londono, J. M. (2013). Understanding industry betas. *Journal of Empirical Finance*, 22, 30–51.
5. Baesel, J. B. (1974). On the assessment of risk: some further considerations. *The Journal of Finance*, 29(5), 1491–1494.
6. Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3–18.
7. Berk, J., in DeMarzo, P. (2007). *Corporate finance: the core* (2. izd.). Pearson Education.
8. Black, F. in Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637–654.
9. Black, F., Jensen, M. C. in Scholes, M. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests. V M. C. Jensen (ur.), *Studies in the theory of capital markets* (str. 79–121). Praeger.
10. Blume, M. E. (1971). On the assessment of risk. *Journal of Finance*, 26(1), 1–10.
11. Campbell, J. Y. in Vuolteenaho, T. (2004). Bad beta, good beta. *American Economic Review*, 94(5), 1249–1275.
12. Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57–82.
13. Chen, L., Novy-Marx, R. in Zhang, L. (2011). An alternative three-factor model. *SSRN*, 1–32.
14. Dangl, T. in Halling, M. (2012). Predictive regressions with time-varying coefficients. *Journal of Financial Economics*, 106(1), 157–181.
15. Elton, E. J., Gruber, M. J., Brown, S. J. in Goetzmann, W. N. (2013). *Modern portfolio theory and investment analysis* (9. izd.). Wiley.
16. Fabozzi, F. J. in Francis, J. C. (1978). Beta as a random coefficient. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(1), 101–116.
17. Fama, E. F. in French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427–465.

18. Fama, E. F. in French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.
19. Fama, E. F. in French, K. R. (2004). The capital asset pricing model: theory and evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25–46.
20. Fama, E. F. in French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1–22.
21. Fama, E. F. in MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607–636.
22. Federal Reserve Bank of St. Louis. (2025, 13. marec). *Effective federal funds rate* <https://fred.stlouisfed.org/series/EFRR>
23. Ferenc, Y. P. (2021). *ESG indexes through the slump and rally of 2020*. <https://www.msci.com/documents/10199/b7a00bcf-915b-3aed-f86d-e1c8aeb1300a>
24. Ferson, W. in Harvey, C. (1991). The variation of economic risk premiums. *Journal of Political Economy*, 99(2), 385–415.
25. Ferson, W. in Korajczyk, R. (1995). Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns? *The Journal of Business*, 68(3), 309–349.
26. Friend, I. in Blume, M. (1970). Measurement of portfolio performance under uncertainty. *American Economic Review*, 60(4), 561–575.
27. Hamada, R. S. (1972). The effect of the firm's capital structure on the systematic risk of common stocks. *The Journal of Finance*, 27(2), 435–452.
28. Hassan, M. (2024, 25. marec). *Correlation analysis – types, methods and examples*. <https://researchmethod.net/correlation-analysis/>
29. Jagannathan, R. in Wang, Z. (1996). The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *The Journal of Finance*, 51(1), 3–53.
30. Jensen, M. C. in Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360.
31. Jin, W. in Zhang, Z. (2017). The tragedy of product homogeneity and knowledge non-spillovers: explaining the slow pace of energy technological progress. *Annals of Operations Research*, 255(1–2), 639–661.
32. Jónsson, A. in Ásgeirsson, E. S. (2017). *Empirical test of the predictive power of the capital asset pricing model on the European stock market* (diplomsko delo). Reykjavík University.
33. Jostova, G. in Philipov, A. (2005). Bayesian analysis of stochastic betas. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(4), 747–778.
34. Lev, B. in Thiagarajan, S. R. (1993). Fundamental information analysis. *Journal of Accounting Research*, 31(2), 190–215.
35. Lewellen, J. in Nagel, S. (2006). The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies. *Journal of Financial Economics*, 82(2), 289–314.
36. Lioudis, N., Potters, C. in Jackson, A. (brez datuma). *The importance of diversification*. <https://www.investopedia.com/investing/importance-diversification/>
37. Marinšek, D. (2019). Kapitalska struktura slovenskih podjetij v obdobju 2006–2017. *Economic and Business Review*, 21, 123–131.

38. International Monetary Fund. (brez datuma). *External monthly commodity prices data* [podatkovna baza]. <https://www.imf.org/-/media/Files/Research/CommodityPrices/Monthly/external-data.ashx>
39. Meissner, G. (2019). *Correlation risk management and modelling* (2. izd.). Risk Books.
40. Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, 41(5), 867–887.
41. Nasdaq. (brez datuma). *Law of One Price*. <https://www.nasdaq.com/glossary/l/law-of-one-price>
42. Organization for Economic Cooperation and Development – OECD. (2025a, 22. avgust). *OECD Data Explorer: real GDP growth – United States* [podatkovna baza]. [https://data-explorer.oecd.org/vis?tm=real%20gdp&pg=0&snb=84&df\[ds\]=dsDisseminateFinalDMZ&df\[id\]=DSD_NAMAIN1%40DF_QNA_EXPENDITURE_GROWTH_G20&df\[ag\]=OECD.SDD.NAD&df\[vs\]=1.1&dq=Q..USA.....&lom=LASTNPERIODS&lo=5&to\[TIME_PERIOD\]=false](https://data-explorer.oecd.org/vis?tm=real%20gdp&pg=0&snb=84&df[ds]=dsDisseminateFinalDMZ&df[id]=DSD_NAMAIN1%40DF_QNA_EXPENDITURE_GROWTH_G20&df[ag]=OECD.SDD.NAD&df[vs]=1.1&dq=Q..USA.....&lom=LASTNPERIODS&lo=5&to[TIME_PERIOD]=false)
43. Organization for Economic Cooperation and Development – OECD. (2025b, 22. avgust). *OECD Data Explorer: Consumer price indices (CPIs, HICPs) COICOP 1999* [podatkovna baza]. [https://data-explorer.oecd.org/vis?tm=consumer%20price%20index&pg=0&snb=40&df\[ds\]=dsDisseminateFinalDMZ&df\[id\]=DSD_PRICES%40DF_PRICES_ALL&df\[ag\]=OECD.SDD.TPS&df\[vs\]=1.0&dq=.M.N.CPI..N.GY%2B_Z&lom=LASTNPERIODS&lo=13&to\[TIME_PERIOD\]=false&isAvailabilityDisabled=false&hc\[Topic\]=&hc\[Unit%20of%20measure\]=&hc\[Expenditure\]=](https://data-explorer.oecd.org/vis?tm=consumer%20price%20index&pg=0&snb=40&df[ds]=dsDisseminateFinalDMZ&df[id]=DSD_PRICES%40DF_PRICES_ALL&df[ag]=OECD.SDD.TPS&df[vs]=1.0&dq=.M.N.CPI..N.GY%2B_Z&lom=LASTNPERIODS&lo=13&to[TIME_PERIOD]=false&isAvailabilityDisabled=false&hc[Topic]=&hc[Unit%20of%20measure]=&hc[Expenditure]=)
44. Petkova, R. in Zhang, L. (2005). Is value riskier than growth? *Journal of Financial Economics*, 78(1), 187–202.
45. Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341–360.
46. Selvamuthu, D. in Das, D. (2018). Analysis of correlation and regression. V *Introduction to probability, statistical methods, design of experiments and statistical quality control*, (str. 193–222). Springer.
47. S&P Global Market Intelligence. (2024). *S&P Capital IQ Pro* [podatkovna baza]. <https://www.spglobal.com/marketintelligence/en/solutions/sp-capital-iq-pro>.
48. Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442.
49. Shiller, R. J. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review*, 71(3), 421–436.
50. Statistik.si. (brez datuma). *Korelacija: kaj nam pove in kdaj jo uporabimo?* <https://www.statistik.si/korelacija-kaj-nam-pove-in-kdaj-jo-uporabimo/>
51. Talbot, E., Artiach, T. C. in Faff, R. W. (2013). What drives the commodity price beta of oil industry stocks? *Energy Economics*, 37, 1–15.
52. U.S. Energy Information Administration – EIA. (2025, 20. avgust). *Petroleum & other liquids: Total crude and products (including SPR)* [podatkovna zbirka]. https://www.eia.gov/dnav/pet/pet_stoc_wstk_a_ep00_sae_mbb1_w.htm

53. Vasicek, O. A. (1973). A note on using cross-sectional information in Bayesian estimation of security betas. *The Journal of Finance*, 28(5), 1233–1239.