

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO
UGANKA PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL

Ljubljana, maj 2004

DEJAN PEJIĆ

IZJAVA

Študent Dejan Pejić izjavljam, da sem avtor tega diplomskega dela, ki sem ga napisal pod mentorstvom prof. dr. Ivana Ribnikarja in somentorstvom prof. dr. Lovrenca Pfajfarja in dovolim objavo dela na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne 27. 05. 2004

Podpis: _____

KAZALO

UVOD	1
1 FINANČNI TRGI	2
1.1 FINANČNI INSTRUMENTI	3
1.1.1 <i>DONOSNOST FINANČNIH INSTRUMENTOV</i>	3
1.1.2 <i>TVEGANJA FINANČNIH INSTRUMENTOV</i>	5
1.1.2.1 <i>Tveganje spremembe obrestne mere</i>	6
1.1.2.2 <i>Kreditno tveganje</i>	6
1.1.2.3 <i>Tržno tveganje</i>	6
1.1.2.4 <i>Tveganje inflacije</i>	6
1.1.2.5 <i>Tveganje odpoklica</i>	6
1.1.2.6 <i>Likvidnostno tveganje</i>	7
1.1.2.7 <i>Valutno tveganje</i>	7
1.1.2.8 <i>Deželno tveganje</i>	7
1.1.3 <i>MERJENJE TVEGANJA FINANČNIH INSTRUMENTOV</i>	7
1.2 <i>DONOSNOST FINANČNIH INSTRUMENTOV V PRETEKLOSTI</i>	8
2 PREMIJA NA LASTNIŠKI KAPITAL	9
2.1 <i>POMEN PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL</i>	10
2.2 <i>OCENJEVANJE PRIHODNJE PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL NA OSNOVI ZGODOVINSKIH PODATKOV</i>	11
2.3 <i>UPORABA PREMIJE ZA TVEGANJE</i>	12
3 UGANKA PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL	12
3.1 <i>ODKRITJE UGANKE</i>	13
3.2 <i>MOŽNE REŠITVE UGANKE PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL</i>	14
3.2.1 <i>RAZLAGE UGANKE, KI VKLJUČUJEJO EMPIRIČNE SPREMEMBE</i>	14
3.2.1.1 <i>Daljša časovna obdobja</i>	14
3.2.1.2 <i>Pristranskost preživetja</i>	15
3.2.1.3 <i>Vračanje k povprečju in nenaklonjenost</i>	15
3.2.2 <i>TEORETIČNE RAZLAGE</i>	16
3.2.3 <i>TRETJE, KATASTROFIČNO, STANJE</i>	17
3.2.4 <i>MODEL NEPRIČAKOVANE KORISNOSTI</i>	17
3.2.5 <i>OBLIKOVANJE ODVISNOSTI</i>	19
3.2.5.1 <i>Teoretična izhodišča za notranje oblikovanje odvisnosti</i>	19
3.2.5.2 <i>Empirične raziskave</i>	20
3.2.5.3 <i>Relativna potrošnja</i>	20
3.2.5.4 <i>Empirično delo v zadnjem času</i>	21
3.2.6 <i>NEOBİČAJNO TVEGANJE, NEPOPOLNI TRGI IN HETEROGENI POTROŠNIKI</i>	22
3.2.6.1 <i>Neobičajno tveganje in agregatna potrošnja</i>	22
3.2.6.2 <i>Neobičajno tveganje in dohodki, omejitve pri kratkoročni prodaji in nepopolni trgi</i>	23
3.2.6.3 <i>Heterogeni potrošniki</i>	24
3.2.7 <i>NEKATERE DRUGE RAZLAGE UGANKE PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL</i>	26
3.2.8 <i>REZULTATI ZADNJIH RAZISKAV</i>	27
4 EKONOMETRIČNA RAZISKAVA UGANKE PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL ZA ZDA IN SLOVENIJO	30

<u>4.1 PRIMER ZDA</u>	30
4.1.1 <u>PROUČEVANI MODELI</u>	31
4.1.2 <u>IZBIRA NAJBOLJŠEGA MODELA</u>	34
4.1.3 <u>PRISOTNOST MULTIKOLINEARNOSTI</u>	34
4.1.4 <u>PRISOTNOST HETEROSKEDASTIČNOSTI</u>	34
4.1.5 <u>PRISOTNOST AVTOKORELACIJE</u>	34
4.1.6 <u>POVZETEK REZULTATOV</u>	35
<u>4.2 PRIMER SLOVENIJE</u>	35
4.2.1 <u>OCENE MODELOV</u>	35
4.2.2 <u>IZBIRA NAJBOLJŠEGA IZMED OCENJENIH MODELOV</u>	37
4.2.3 <u>PRISOTNOST MULTIKOLINEARNOSTI</u>	37
4.2.3 <u>PRISOTNOST HETEROSKEDASTIČNOSTI</u>	37
4.2.4 <u>PRISOTNOST AVTOKORELACIJE</u>	38
4.2.5 <u>POVZETEK EKONOMETRIČNE RAZISKAVE</u>	38
<u>4.3 PRIMERJAVA REZULTATOV Z OSTALIMI RAZISKAVAMI</u>	38
<u>SKLEP</u>	40
<u>LITERATURA</u>	42
<u>VIRI</u>	43

UVOD

Vprašanje prihodnosti je bilo pri ljudeh vedno aktualno. Zaradi tega so se razvili različni načini napovedovanja le-te, ki temeljijo na bolj ali manj znanstvenih podlagah. Tudi ekonomija se vsaj v svojem delu, kjer so vključena gospodinjstva, ki želijo svoje prihranke naložiti tako, da bodo ob koncu obdobja imeli čim višje donose, ni mogla izogniti. V zadnjem času so knjigarne preplavile knjige s takšnimi in drugačnimi recepti za napovedovanje prihodnosti ter nasveti kaj narediti s svojimi naložbami.

Vendarle pa napovedovanje prihodnosti, posebno pri trgih dolžniškega in lastniškega kapitala, ni tako enostavno. Problem, ki se ga lotevam v tem diplomskem delu, ni pojasnjen niti za preteklost, kaj šele, da bi lahko z gotovostjo trdili, kakšni bodo rezultati v bodoče.

Namen diplomskega dela je predstaviti problem uganke premije na lastniški kapital in skozi predstavljene načine reševanja le-te ponazoriti kompleksnost problema, do katerega so ekonomisti prišli v drugi polovici 20. stoletja. Poleg predstavitve problema nameravam njegovo kompleksno naravo predstaviti tudi skozi rezultate enostavnega ekonometričnega modela.

Diplomsko delo je sestavljeno iz štirih glavnih sklopov. Prvi sklop je namenjen krajši predstavitvi finančnih trgov, sredstev trgovanja na njih in kratek opis tveganj, katerim so podvrženi investitorji.

Drugi sklop diplomskega dela zajema predstavitev premije na lastniški kapital. V tem delu premijo na lastniški kapital najprej definiram ter prek ocenjevanja njenih bodočih vrednosti opredelim tudi pomembnost in uporabnost le-te.

V tretjem sklopu predstavljam glavni problem, ki sem ga želel z diplomskim delom predstaviti. Najprej se osredotočam na kratek opis procesa odkrivanja uganke premije na lastniški kapital in kasneje v nadaljevanju sklopa predstavljam možne rešitve tako definirane problema uganke ter njihovo razdelitev po skupinah.

Četrty sklop zajema kratko ekonometrično raziskavo, na podlagi katere ugotavljam, da velja predpostavka uvodoma obrazložene kompleksnosti problema. Ekonometrično raziskavo izpeljujem za ZDA in za Slovenijo, dobljene rezultate pa ob koncu sklopa primerjam z rezultati ostalih avtorjev in zaključki, do katerih so pri tem prišli.

1 FINANČNI TRGI

Tako, kakor na ostalih trgih, gre pri finančnih trgih prav tako za srečevanje ponudbe in povpraševanja po določeni dobrini, v tem primeru po finančnih sredstvih.

Finančni trgi s svojim delovanjem omogočajo prenos sredstev od suficitnih k deficitnim celicam v gospodarstvu, kar je tudi njihova osnovna funkcija – funkcija alokacije. Poleg alociranja finančnih sredstev opravljajo finančne institucije, ki delujejo na finančnih trgih, tudi funkcijo transformacije. Funkcija transformacije izhaja iz delitve finančnih trgov na neposredne finančne trge, na katerih se izdajajo primarni vrednostni papirji, katere njihovi izdajatelji (deficitne celice) prodajajo neposredno končnim upnikom. Namesto neposrednim kupcem pa lahko izdajatelji svoje vrednostne papirje prodajajo tudi finančnim institucijam, ki na osnovi tega izdajajo terjatve do sebe (v obliki depozitov, hranilnih vlog, ipd.). Na ta način se ustvarjajo posredni vrednostni papirji, ki jih kupci kupujejo namesto neposrednih.

Finančne trge lahko delimo še na primarni in sekundarni trg, ki se razlikujeta v tem, da se na primarnem trgu, ki ga imenujemo tudi emisijski trg, trguje z novo izdanimi vrednostnimi papirji. Na sekundarnem trgu pa se trguje z že izdanimi vrednostnimi papirji. Povezanost med njima pa vendar obstaja, saj je obstoj sekundarnega trga pomemben za obstoj primarnega trga. Sekundarni trg omogoča investitorjem doseganje visokih stopenj likvidnosti, s tem, ko jim je omogočena prodaja finančnih instrumentov na borzi.

Finančne trge lahko delimo tudi po zakonski obveznosti izdajatelja vrednostnih papirjev. Tako se finančni trgi delijo na trg vrednostnih papirjev s stalnim donosom oziroma trg dolžniškega kapitala. Na drugi strani pa je trg vrednostnih papirjev s spremenljivim donosom oziroma trg lastniškega kapitala. Dolg predstavlja terjatev do plačila določenega zneska v določenem obdobju (angl. debt), lastniški kapital pa predstavlja delež v lastništvu delniške družbe izdajateljice vrednostnega papirja (angl. equity).

Poleg naštetih lahko finančne trge delimo po najpomembnejšem kriteriju, in sicer po ročnosti. Po kriteriju ročnosti se finančni trgi delijo na denarni trg in trg kapitala. Meja med obema segmentoma trga je najpogosteje ročnost enega leta. S finančnimi sredstvi na rok, ki je krajši ali enak enemu letu, se trguje na denarnem trgu, v primeru da je ročnost daljša od enega leta pa gre za trgovanje na kapitalnem trgu.

Tako kot smo že poprej razdelili finančne trge na trg dolžniškega in lastniškega kapitala, lahko sedaj razdelimo še kapitalne trge na trg dolgoročnih posojil ter na trg dolgoročnih vrednostnih papirjev. Slednji se lahko naprej razdeli na primarni ter sekundarni trg.

Povezanost gospodarstev posameznih držav je moč čutiti tudi na finančnih trgih. Poleg nacionalnih trgov kapitala, kjer se srečujeta ponudba in povpraševanje rezidentov neke države, poznamo tudi mednarodni trg kapitala, kjer se srečujejo investitorji iz različnih držav, trgovanje pa poteka tudi s finančnimi oblikami, denominiranimi v tujih valutah. Mednarodni trg kapitala sestavljajo trgi evroobveznic, evroposojil in tujih obveznic (Prohaska, 1999, str. 9 – 13).

Pri evroobveznicah ne gre nujno za obveznice denominirane v evrih pač pa so obveznice, ki so lahko denominirane v katerikoli valuti, finančni trg za kredite pa jih je lociral zunaj države, kjer je ta valuta nacionalna valuta. Po drugi strani pa gre pri trgovanju s tujimi obveznicami za »tradicionalno« obliko trgovanja, kjer se transakcije opravljajo na »tujih« trgih, kjer trgovanje poteka v okviru zakonodaje, norm in institucionalnih rešitev na teh trgih (Mrak, 2002, str. 519).

1.1 FINANČNI INSTRUMENTI

Na finančnih trgih se trguje s finančnimi instrumenti, ki se med seboj razlikujejo po naravi terjatve (bodisi gre za stvarnopravni – skladiščnica, lastniški – delnica ali dolžniški – obveznica vrednostni papir). Obstajajo tudi izvedene oblike vrednostnih papirjev – na primer opcije.

Razlikujejo se v dospelosti; kratkoročni vrednostni papirji z dospelostjo do enega leta in dolgoročni vrednostni papirji z daljšo dobo dospelosti, v denominaciji, po poroštvu ali kreditni sposobnosti vrednostnega papirja, izdajatelju vrednostnega papirja (gre za javni ali zasebni vrednostni papir), načinu plačevanja, pogojih vračila dolga ter načinu izračunavanja obresti (vnovčevanje kuponov ali povečevanje vrednosti papirjev za obresti), tržnosti (možnost trgovanja z vrednostnimi papirji na sekundarnem trgu), upravičencu iz vrednostnega papirja (prinosniški ali imenski vrednostni papirji) in načinu obračunavanja davkov na dohodek od vrednostnih papirjev (Prohaska, 1999, str. 15, 16).

1.1.1 DONOSNOST FINANČNIH INSTRUMENTOV

Našteti finančni instrumenti in finančni instrumenti na sploh so medsebojno neprimerljivi. Razlikujejo se po ročnosti, donosnosti ter njihovem tveganju. Donosnost in tveganje sta sorazmerna, manjše tveganje prinaša nižje donosnosti.

Donosnost lahko merimo ex-post in ex-ante. Ex-post merjenje donosnosti se nanaša na pretekle donose in ga lahko definiramo za poljubno dolgo obdobje. Stopnja donosnosti od dneva nakupa do dneva prodaje vrednostnega papirja se izračunava na naslednji način:

$$\text{donosnost} = \frac{(P_1 - P_0 + D)}{P_0}, \quad (1.1)$$

pri čemer P_1 predstavlja ceno vrednostnega papirja danes oziroma na dan prodaje, P_0 ceno vrednostnega papirja ob nakupu in D , ki predstavlja seštevek vseh prejetih finančnih sredstev v obdobju – dividende (Cornell, 1999, str. 9).

Donosnost pa lahko ocenjujemo tudi ex-ante. Oceno oblikujemo z diskontiranjem bodočih donosov. Pri tem so pomembni pričakovani denarni tokovi konec vmesnih obdobj, ko imetnik poseduje vrednostni papir in pričakovana cena vrednostnega papirja ob koncu obdobja,

$$PV = \frac{D_1}{1+r} + \frac{PV_1}{1+r}, \quad (1.2)$$

kjer PV predstavlja sedanjo vrednost danes oziroma PV_1 ob koncu obdobja, D_1 pa predstavlja denarni tok v prvem vmesnem obdobju. Sedanja vrednost vrednostnih papirjev v bodoče skozi daljše časovno obdobje

$$PV = \frac{D_1}{1+r} + \frac{D_2}{(1+r)^2} + \frac{D_3}{(1+r)^3} + \dots = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{D_n}{(1+r)^n} \quad (1.3)$$

pa pokaže, da je vendarle pomemben le redni denarni tok ob koncu vsakega vmesnega obdobja (Mramor, 2000, str. 46 – 47).

Ocenjevanje bodočih donosnosti, posebno delnic, je bilo vedno deležno velike pozornosti. Pojavljale so se številne knjige, ki so napovedovale bodisi padce bodisi vzpone na trgih vrednostnih papirjev. Napovedi v tovrstnih knjigah so osnovane brez kakršnekoli znanstvene podlage, vendar pa lahko vseeno znatno vplivajo na dogajanje na trgih vrednostnih papirjev. Kot primer naj navedem napovedi glede posledic določenega rezultata na volitvah. V primeru, da je javnost prepričana, da se bodo cene delnic na borzi ob izvolitvi, na primer predstavnika republikancev, močno povečale, bodo racionalni investitorji ob prvih informacijah o dejanski možni izvolitvi republikanskega predstavnika za predsednika začeli kupovati in povpraševati po delnicah. Njihove cene bodo že v času pred uradno razglasitvijo rezultatov začele naraščati zaradi povečanega povpraševanja po le-teh. To povišanje cen bo dodatno vplivalo na prepričanje ljudi v točnost napovedi, da se bodo ob izvolitvi republikanca še bolj povišale in z še večjim povpraševanjem dodatno povečujejo cene. Tik pred uradno razglasitvijo pa bodo cene delnic že odsevale pričakovane rezultate (Cornell, 1999, str. 1 – 2).

Primer ilustrira hipotezo, ki je zajeta v pojmovanju učinkovitega trga. Predpostavke učinkovitega trga so naslednje:

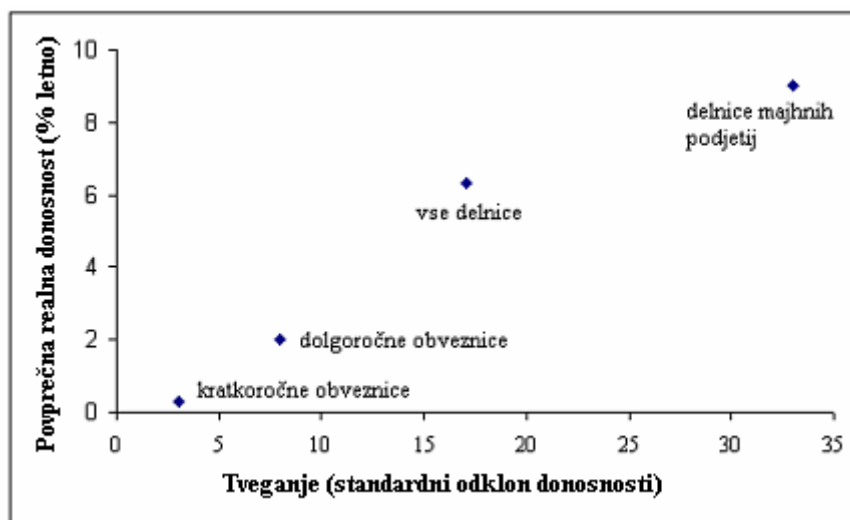
- a) vsi investitorji imajo dostop do trenutno razpoložljivih informacij o prihodnosti brez stroškov,
- b) vsak od investitorjev je dober analitik, ki
- c) namenja veliko pozornost tržnim cenam in glede na njih oblikuje svoj portfolio.

Učinkovit trg je torej tisti, kjer je ob danih informacijah v povprečju nemogoče doseči večje dobičke zgolj z uporabo teh informacij za odločitve glede nakupa oziroma prodaje. Kakršnekoli večje razlike med ceno in dejansko vrednostjo delnice odražajo neučinkovitost trga. Na dobro razvitih in svobodnih trgih je tovrstnih neučinkovitosti malo, saj dobri analitiki, ko odkrijejo podcenjeno delnico, glede na njeno vrednost, s svojim povpraševanjem pospešujejo rast cen. Enako pa je tudi z precenjeno delnico, katere prodaja niža ceno (Sharpe, Alexander, 1990, str. 77 – 80).

1.1.2 TVEGANJA FINANČNIH INSTRUMENTOV

Že zaradi samega razlikovanja med vrstami finančnih instrumentov, se tudi njihova tveganja med seboj razlikujejo. Tveganje je odvisno od izdajatelja, splošnih pričakovanj v zvezi z gospodarstvom, potencialnih garancij ipd. V Sliki 1 so prikazana tveganja glede na vrsto finančnega instrumenta.

Slika 1: Prikaz naložb po tveganju in donosnosti



Vir: Samuelson, Nordhaus, 2002, str. 484.

Tveganje lahko razdelimo po vrstah tveganja, in sicer v osem skupin. Gre za (Prohaska, 1999, str. 188 – 196):

- tveganje spremembe obrestne mere,
- kreditno tveganje,

- tržno tveganje,
- tveganje inflacije,
- tveganje odpoklica,
- likvidnostno tveganje,
- valutno tveganje in
- deželno tveganje.

1.1.2.1 Tveganje spremembe obrestne mere

Pri tveganju spremembe obrestne mere gre za obliko tveganja, ki je odvisna od nepričakovanih sprememb v obrestnih merah. Vlagatelj pri oblikovanju svojega portfolia investicij upošteva določene spremembe, ki jih pričakuje, glede na njegove razpoložljive informacije. Tveganje zanj so torej tiste spremembe v obrestnih merah, katerih ne pričakuje in nanje ni pripravljen.

1.1.2.2 Kreditno tveganje

Je tveganje izostanka plačila, ki ga je izdajatelj vrednostnega papirja dolžan plačati bodisi ob dospelosti kuponov ali pa ob dospelosti glavnice. Večje kreditno tveganje vpliva na višjo donosnost, saj mora izdajatelj s slabšo boniteto kompenzirati le-to s ponujeno višjo stopnjo donosa.

1.1.2.3 Tržno tveganje

Je odvisno od velikega števila zunanjih faktorjev, ki vplivajo tako na ponudbo kot tudi na povpraševanje. Tržno tveganje je namreč povezano s premiki v ponudbi in povpraševanju, na katerih podlagi se oblikuje ravnotežna cena, ki pa je lahko nižja od cene, po kateri smo kupili določen vrednostni papir, kar predstavlja potencialno izgubo.

1.1.2.4 Tveganje inflacije

Povečani inflacijski pritiski pomenijo nižanje realnih donosov, kar za imetnika, predvsem vrednostnih papirjev s fiksnimi donosi, predstavlja tveganje izgube bodisi dela ali celo v skrajnih primerih, izgubo celotne vrednosti. V praksi se nekajstopenjska inflacija pričakuje (v odvisnosti od inflacije v preteklih letih) in se jo upošteva pri oblikovanju portfolia. Glavni vir tveganja torej predstavljajo nepričakovani veliki odmiki od pričakovane stopnje inflacije.

1.1.2.5 Tveganje odpoklica

Gre za specifično obliko tveganja, ki je prisotna pri nekaterih obveznicah, pri katerih si izdajatelj pridržuje pravico do odpoklica oziroma odkupa obveznic še pred njihovo dospelostjo. Izdajatelj se odloči za tovrsten ukrep takrat, ko mu razmere na trgu omogočajo

cenejše zadolževanje od obstoječega. V tem primeru, ko tržna obrestna mera bistveno pade pod obrestno mero navedeno na kuponih, izdajatelj z odkupom in hkratno izdajo novih obveznic z nižjo obrestno mero refinancira svoj dolg po ugodnejših pogojih.

1.1.2.6 Likvidnostno tveganje

Je tveganje investitorja, ki ga nosi v primeru, da svojih obveznic ne bo mogel pravočasno prodati po zanj ugodni ceni in s tem pokriti celotnih svojih obstoječih obveznosti. Likvidnostno tveganje je prav tako odvisno od ostalih oblik tveganja, saj postane ob prisotnosti ostalih oblik tveganja manj likvidna.

1.1.2.7 Valutno tveganje

Je oblika tveganja, ki je prisotna pri tujih obveznicah ali evroobveznicah. Z valutnim tveganjem razumemo nevarnost spremembe deviznega tečaja v času od izdaje/nakupa obveznice do njene dospelosti.

1.1.2.8 Deželno tveganje

Oziroma tveganje investiranja po državah je odvisno od različnih ostalih oblik tveganja, med katere sta vključena tudi politično in ekonomsko tveganje. Opredelimo ga lahko tudi kot tveganje zaradi izgub pri kreditnih poslih s tujino, ki nastanejo kot posledica vpliva ali vmešavanja države v te posle. Vzroki za večje deželno tveganje so lahko političnega izvora, nastanejo lahko iz socialnih vzrokov ali pa zaradi ekonomskih vzrokov.

1.1.3 MERJENJE TVEGANJA FINANČNIH INSTRUMENTOV

Ne glede na razvrščanje tveganja po skupinah, gre v splošnem za pojem, ki ga investitorji največkrat povezujejo z izgubami boljše rečeno, s prejemki, ki so nižji od pričakovanih. Tveganje pa je nedvomno povezano tudi s točnostjo napovedovanja donosov v prihodnosti. Gre za obratno sorazmerje, saj manjša možnost bolj točne napovedi, povečuje tveganje investicije v tovrstni vrednostni papir.

V praksi se kot najbolj običajna mera tveganja finančnih instrumentov uporablja standardni odklon letnih donosnosti.

1.2 DONOSNOST FINANČNIH INSTRUMENTOV V PRETEKLOSTI

Za vse oblike finančnega premoženja se pričakuje, da bodo za imetnika prinašali nekakšne koristi. Te koristi se pojavljajo v obliki donosov in sprememb kapitalskih vrednosti. Donosnost finančnega premoženja je odvisna predvsem od tveganja in ročnosti¹.

V drugem stolpcu tabele 1 so prikazane povprečne letne donosnosti za najmanj tvegan vrednostni papir, in sicer zakladne menice. Pri njih je obrestna mera že določena. Ob upoštevanju enostavne relacije:

$$NOM = ROM + CPI \text{ oziroma} \quad (1.4)$$

$$ROM = NOM - CPI \quad (1.5)$$

NOM = nominalna obrestna mera

ROM = realna obrestna mera

CPI = indeks cen življenjskih potrebščin

lahko izračunamo realno stopnjo donosnosti, ki jo lahko pričakuje investitor, ki se ne želi izpostavljaliti nikakršni obliki tveganja in je zaradi tega z vidika investitorja najugodnejši. V proučevanem obdobju je le-ta znašala:

$$3,51 \% - 3,14 \% = 0,37 \text{ o. t.} \quad (1.6)$$

za investicije v zakladne menice. Pri tem je potrebno omeniti tudi, da so v proučevanem obdobju, v obdobju 61 let, vključene krize, vojne in poveljne konjunktore.

V tretjem stolpcu tabele 1 so prikazane povprečne letne donosnosti glede kreditnega tveganja, primerljivemu vrednostnemu papirju, in sicer za dolgoročno državno obveznico. Ta oblika vrednostnega papirja je za investitorja manj ugodna kot zakladna menica, in sicer zaradi svoje ročnosti, zaradi katere je kasnejša vrednost neznanka. Hiba te oblike vrednostnega papirja so nihanja.

Zaradi te pomanjkljivosti mora država kupcu vrednostnega papirja ponuditi več, saj ga v nasprotnem primeru ne bo uspela prodati. Ker je ta oblika finančnega imetja za investitorja manj ugodna, se večja tveganja morajo kompenzirati z višjo donosnostjo, ki za proučevano obdobje znaša:

$$4,71 \% - 3,14 \% = 1,57 \text{ o. t.} \quad (1.7)$$

¹ Podrobnejši podatki o donosnostih po vrednostnih papirjih in inflaciji za ZDA v obdobju 1929 – 1986 se nahajajo v Prilogi 1.

Obveznice lahko poleg države izdajajo tudi podjetja. Z njimi bodisi zbirajo sredstva za izvedbo določenih investicij ali projektov, lahko pa služijo tudi za refinanciranje obstoječega dolga. Tveganje naložbe v vrednostne papirje podjetij je večje od tveganja naložbe v državne vrednostne papirje. Zaradi tega morajo večje tveganje podjetja kompenzirati z višjo donosnostjo, saj se racionalni investitor ob prisotnosti večjega tveganja in enaki donosnosti raje odloča za nakup oziroma investiranje v vrednostne papirje, katerih izdajateljica je država. Vendar pa tudi med podjetji, ki izdajajo obveznice, obstojajo razlike v bonitetah. Na podlagi ocen bonitetnih hiš se določa višina kuponske obrestne mere – podjetja z boljšo boniteto imajo nižje obrestne mere, ki pa so vendar nekaj višje od državnih.

V četrtem stolpcu tabele 1 so zbrani podatki o povprečnih letnih donosnostih na dolgoročne obveznice podjetij. Njihova realna donosnost je v proučevanem obdobju 61 let znašala

$$5,33 \% - 3,14 \% = 2,19 \text{ o. t.} \quad (1.8)$$

in je višja tako od donosnosti na netvegane zakladne menice, kakor tudi na dolgoročne državne obveznice, kar potrjuje domnevo, da bolj tvegana naložba prinaša višjo donosnost.

V petem stolpcu tabele 1 so predstavljene povprečne letne donosnosti na delnice, kot oblika najbolj tvegane finančne investicije. Če gre res za tvegano oziroma najbolj tvegano obliko investicije, bi morala to, po analogiji, potrditi tudi realna donosnost v proučevanem obdobju v primerjavi z že prikazanimi realnimi donosnostmi. Le-ta znaša

$$12,12 \% - 3,14 \% = 8,98 \text{ o. t.}, \quad (1.9)$$

kar je tudi najvišja donosnost izmed predstavljenih donosnosti po vrstah vrednostnih papirjev.

Tveganost vrednostnega papirja pa lahko, kakor je bilo že omenjeno, ocenjujemo tudi s pomočjo izračuna standardnega odklona donosnosti, ki je prikazan v zadnji vrstici tabele 1. Iz izračunov je razvidno, da so delnice dejansko najbolj tvegana investicija, saj izračunan standardni odklon nominalne letne donosnosti zanje znaša 21,04 in daleč presega standardni odklon vseh oblik obveznic, katerih standardni odklon se giblje od dobrih 3 do približno 8,5.

2 PREMIJA NA LASTNIŠKI KAPITAL

Premija na lastniški kapital predstavlja razliko med donosnostjo na navadne delnice in donosnostjo na netvegane državne vrednostne papirje. Premijo je sicer možno meriti glede

na več vrst netveganih vrednostnih papirjev, vendar se v praksi največkrat, za kratek rok, meri glede na zakladne menice in na dolgi rok glede na zakladne obveznice (Cornell, 1999, str. 18 – 19).

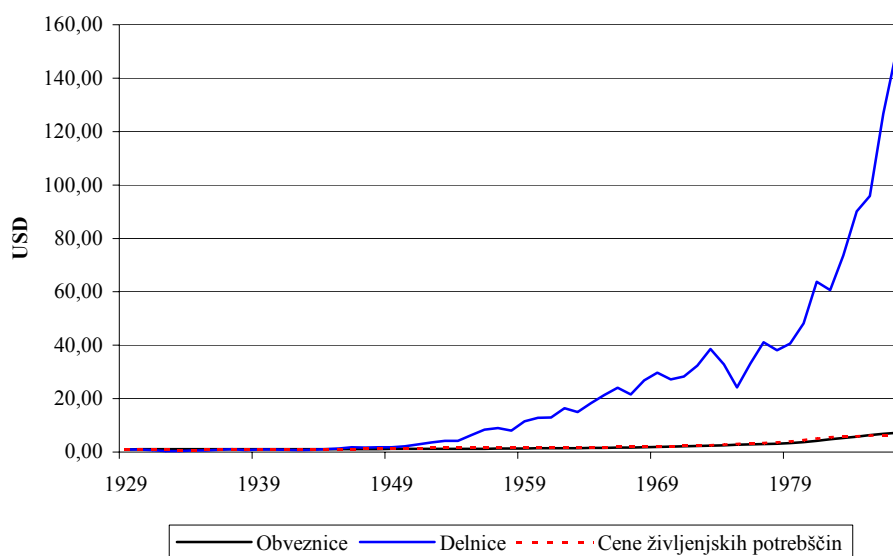
Premija na lastniški kapital je lahko definirana bodisi za preteklost (ex-post) ali pa jo ocenjujemo za prihodnost (ex-ante). Ex-post premija na lastniški kapital je izračunana kot razlika med zgodovinskim povprečjem donosnosti na lastniški kapital in zgodovinskim povprečjem donosnosti na netvegan vrednostni papir. Ex-post premijo lahko, glede na želje in potrebe, izračunavamo za različne časovne preseke, pri čemer pa moramo upoštevati, da se podatki in posledično tudi izračuni, glede na obravnavano časovno obdobje, močno razlikujejo. Večje vprašanje je ex-ante premija na lastniški kapital (Cornell, 1999, str. 19).

2.1 POMEN PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL

Pomen poznavanja premije na lastniški kapital je najlaže demonstrirati z verižnim indeksom donosnosti indeksa cen življenjskih potrebščin, obveznic in delnic skozi daljše časovno obdobje.

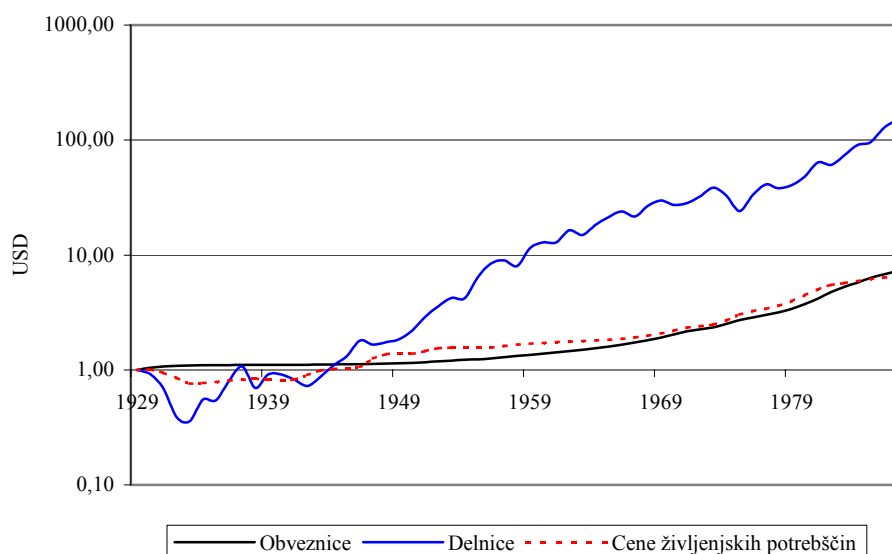
V tabeli 1 predstavljen verižni indeks cen življenjskih potrebščin pomeni, da je košarica dobrin, ki je v letu 1928 veljala eno denarno enoto (1 USD), stane v letu 1986 že 6,45 USD. Kljub povečanju cen življenjskih potrebščin pa naložbe v obe vrsti vrednostnih papirjev le-to presegajo. Tako je 1 USD vredna naložba v letu 1986 znašala 7,22 USD, presenetljiv pa je rezultat naložbe v delnice, ki v letu 1986 velja že 150,03 USD. Pomen velikosti premije na lastniški kapital na dolgi rok je predstavljen v Sliki 2 in 3.

Slika 2: Verižni indeksi donosnosti in cen življenjskih potrebščin.



Vir: Lastni izračuni.

Slika 3: Verižni indeksi donosnosti in cen življenjskih potrebščin – logaritemski grafikon.



Vir: Lastni izračuni.

2.2 OCENJEVANJE PRIHODNJE PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL NA OSNOVI ZGODOVINSKIH PODATKOV

Ocenjevanje in poznavanje premije na lastniški kapital je bil vedno izziv. V literaturi je možno zaslediti številne načine ocenjevanja. Najenostavnejši med njimi je ocenjevanje na podlagi zgodovinskih podatkov.

Žal pa ima ta način ocenjevanja tudi svoje pomanjkljivosti. Nezmožnost upoštevanja vpliva inflacije je ena izmed njih. Rezultati številnih študij so namreč pokazali, da cene finančnih instrumentov že vključujejo pričakovano inflacijo, kar je smiseln zaključek, saj vsak investitor pričakuje, da investicija nudi možnost povečanja kupne moči (Cornell, 1999, str. 20 – 21).

Rešitev bi bil izračun v dveh korakih, kjer prvi korak predstavlja popravek nominalnih donosnosti za inflacijo oziroma izračun realnih donosnosti. Tovrstni izračuni so dokaj enostavni in jasni, vendar pa lahko pri tem pride do pristranskosti. Le-ta se pojavi zaradi razlike v pričakovani inflaciji na začetku obdobja in dejanski inflaciji skozi obdobje (Cornell, 1999, str. 22).

Za ocenjevanje prihodnjih vrednosti premije ni zadosten le popravek zgodovinskih vrednosti za inflacijo. Ekonomska teorija namreč uči, da je donosnost odvisna poleg inflacije tudi od realnih komponent obrestnih mer, saj investicija v navadne delnice predstavlja alternativo netvegani investiciji. Poleg popravka za inflacijo in realno komponento obrestne mere je, da dobimo celotno premijo, potrebno prišteti tudi pričakovano premijo za tveganje (Cornell, 1999, str. 26 – 27).

2.3 UPORABA PREMIJE ZA TVEGANJE

Pri ocenjevanju dolgoročnih donosnosti na lastniški kapital, igra premija za tveganje pomembno vlogo pri številnih finančnih odločitvah.

Poznavanje premije za tveganje je, očitno, najbolj pomembno pri odločitvah o portfoliu, ki je osnovna odločitev vsakega investitorja, kako bo razdelil svoje premoženje med delnice, obveznice in ostale naložbe. Poleg odločitev o portfoliu je premija za tveganje ključna komponenta pri načrtovanju odločitev pokojninskih skladov, saj je v načrtovanje vključeno ocenjevanje velikosti sredstev, ki bodo potrebna v prihodnosti, kar zahteva vsaj približno ocenjevanje donosnosti.

V podjetjih igra premija za tveganje pomembno vlogo pri ocenjevanju projektov. Ekonomska teorija namreč uči, da je uspešen tisti projekt, katerega neto sedanja vrednost je pozitivna. V tovrstnih kalkulacijah igra premija za tveganje pomembno vlogo pri določanju višine oportunitetnega stroška kapitala.

Premija za tveganje pa igra ključno vlogo tudi pri določanju cen delnic. Ker premija za tveganje določa pričakovane donose na delnice v splošnem, s tem, po definiciji, določa tudi stopnjo, ki jo investitorji uporabljajo za diskontiranje bodočih denarnih tokov. V tem primeru pomeni znižanje premije za tveganje znižanje diskontne stopnje, kar povzroči dvig cen delnic (Cornell, 1999, str. 27 – 29).

Zaradi naštetih razlogov in splošne prednosti poznavanja premije na lastniški kapital so se mnogi avtorji preizkušali v oblikovanju modelov, s katerimi bi bilo možno določanje le-te v prihodnosti. Pri oblikovanju modelov in teorij pa so naleteli na težavo, ki sta jo, kot prva, leta 1985 Mehra in Prescott poimenovala uganka premije na lastniški kapital (angl. »equity premium puzzle«).

3 UGANKA PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL

Povezanost med donosnostjo in tveganjem naložb v različne vrste vrednostnih papirjev je dokaj jasna, a se kljub enostavni povezavi, v ekonomski literaturi pojavlja problem, povezan s pojasnjevanjem variance premije za tveganje na lastniški kapital oziroma t. i. uganka premije na lastniški kapital. Problem, na katerega so avtorji naleteli, je v tem, da celotne variance ni možno pojasniti s tveganjem naložbe oziroma vrednostnega papirja.

Poleg Mehre in Prescottta so se s pojasnjevanjem in opredeljevanjem uganke premije na lastniški kapital ukvarjali tudi številni drugi avtorji. Weil v svojem članku poleg uganke premije na lastniški kapital odkrije še eno uganko, ki jo opredeli kot uganko donosnosti netvegane naložbe (angl. »risk-free rate puzzle«). Medtem pa številni avtorji (Hansen in

Singelton, Ferson, Hansen in Jagannathan itd.) v svojih delih zavrnejo časovno Eulerjevo enačbo v okviru modelov z reprezentativnim agentom, kar za tradicionalni model vrednotenja sredstev pomeni nov izziv, ne le v pojasnjevanju uganke premije na lastniški kapital, ampak tudi oblikovanje bolj splošnega okvirja, ki bi pojasnjeval potrošno obnašanje potrošnikov (Wang, 2002).

Raziskovalci so problem poskušali pojasniti tudi s slučajnimi odkloni v agregatni potrošnji, kot je model ponavljajoče se koristnosti Epsteina in Zina, Constantinidesov model oblikovanja navad, modeli, ki v obzir jemljejo tudi neobičajna tveganja in nepopolne trge (Mankiw), posplošene različne specifikacije potrošnikov, ki sta jih proučevala Constantinides in Duffie ter ostale. Vsi so oblikovani z enakim ciljem, in sicer ločevanje koeficienta relativne nenaklonjenosti tveganju in koeficienta medčasovne stopnje substitucije (Wang, 2002).

3.1 ODKRITJE UGANKE

Kot osnova pri vseh raziskavah služi model reprezentativnega agenta, za katerega je značilno stohastično obnašanje ravnotežja cen kapitala v popolnem tržnem gospodarstvu, kjer se trguje z eno vrsto blaga in so prisotni identični potrošniki, od katerih vsak maksimira enako funkcijo koristnosti. Proizvodnja blaga poteka v številnih ločenih proizvodnih enotah, ki le-to proizvajajo po določenih stroških. Produktivnost vsake enote je časovno stohastična, kar vpliva na stohastičnost oblikovanja ravnotežnih cen. Kapital je definiran kot terjatev do celotne ali le delne proizvodnje ene od proizvodnih enot. Model sta definirala Lucas in Breeden (Wang, 2002, str. 1).

Mehra in Prescott sta v svojem članku uporabila variacijo modela reprezentativnega agenta, kakor ga definira Lucas (1985, str. 145 – 161), s to razliko, da v njunem primeru potrošniku pri maksimizaciji koristnosti njegov proračun pomeni omejitev. Omejitev se pokaže v funkciji koristnosti, ki v njunem primeru upošteva relativno nenaklonjenost tveganju. Sprejmeta še predpostavki, da ena proizvodna enota proizvaja potrošno dobrino in eno delnico, ki je popolnoma tržna, pri čemer se cena delnice oblikuje ex-dividenda. Po sprejetju dodatnih predpostavk je gospodarstvo označeno kot simetrično gospodarstvo dveh stanj s tranzicijsko verjetnostjo (Wang, 2002, str. 1 – 2).

Za preverjanje modela sta uporabila podatke za ZDA, in sicer za obdobje 1889 – 1978. Iz funkcije koristnosti, ki sta jo izbrala, sta oblikovala parameter $\frac{1}{\alpha}$, ki meri pripravljenost ljudi, da bi zamenjali potrošnjo s kasnejšo sukcesivno potrošnjo. Relativna nenaklonjenost tveganju je tako predstavljena z recipročno elastičnostjo medčasovne substitucije. Na podlagi predhodnih študij sta omejila vrednost parametra α , ki naj bi dosegal najvišjo vrednost 10 (Wang, 2002, str. 2).

Do zaključka, da gre za uganko premije na lastniški kapital, sta prišla na podlagi rezultatov njune empirične analize za omenjeno obdobje, v katerem je povprečna realna donosnost na relativno netvegane kratkoročne naložbe znašala 0,8 % in povprečna realna donosnost indeksa delnic Standard and Poor's 500 6,98 % na letni ravni. Razlika v višini 6,18 % predstavlja povprečno premijo na lastniški kapital. Do razlage, zakaj je premija tako visoka, sta poskušala priti s spreminjanjem vrednosti parametra α med 0 in 10 in parametra β iz funkcije koristnosti med nič in ena, pri čemer nista bila uspešna. Spreminjanje parametrov namreč ni pojasnilo razlike med donosnostima. Najvišja premija za lastniški kapital, ki sta jo dobila na podlagi spreminjanja vrednosti parametrov, je bila le 0,35 %. To pa je v sodobni literaturi znano pod imenom uganka premije na lastniški kapital (Wang, 2002, str. 2).

3.2 MOŽNE REŠITVE UGANKE PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL

V grobem lahko pristope reševanja uganke razdelimo v dve večji skupini, in sicer tiste, ki odkrivajo rešitev skozi popraviljanje empirične strani raziskave in tiste, ki raziskujejo možne rešitve s proučevanjem različnih teoretičnih okvirjev (Siegel, Thaler, 1997, str. 193).

V nadaljevanju na kratko povzemam nekatere od primerov reševanja uganke tako z empirične, kakor tudi teoretične strani.

3.2.1 RAZLAGE UGANKE, KI VKLJUČUJEJO EMPIRIČNE SPREMEMBE

3.2.1.1 Daljša časovna obdobja

Pri proučevanju ex-post donosnosti in posledično tudi premije na lastniški kapital je zelo odvisna od dolžine in izbire obdobja, ki ga želimo proučiti.

Rezultati proučevanja daljših obdobjev kažejo velik upad realne donosnosti na kratkoročne obveznice (z 5,4 % v prvem podobdobju na 3,3 % v srednjem in 0,7 % v zadnjem podobdobju). Vendar pa so donosnosti na lastniški kapital dokaj konstantne, kar vpliva na povečanje razlike med donosnostjo na lastniški kapital in donosnostjo na kratkoročne obveznice. Le-ta je v prvem podobdobju znašala 2,9 %, v drugem 4,7 % in v zadnjem podobdobju 4,7 % (Siegel, Thaler, 1997, str. 193).

Možne razloge za upad realne donosnosti kratkoročnih državnih obveznic v proučevanem obdobju gre iskati morda v pripisovanju večjega splošnega tveganja mlade države.

Vsekakor pa je za 1970-ta leta za manjše realne donosnosti kriva nepričakovana inflacija, ki je vse zaslužke izničila (Siegel, Thaler, 1997, str. 193).

3.2.1.2 Pristranskost preživetja

Možna razlaga uganke donosnosti na lastniški kapital je tudi, da so investitorji racionalni in jih skrbi majhna možnost ekonomske katastrofe, ki bi se lahko pripetila. To razlago uganke je težje testirati, vendar pa postavlja številna vprašanja (Siegel, Thaler, 1997, str. 194).

Obdobje, ki sta ga proučevala Mehra in Prescott vsebuje tudi ekonomsko katastrofo, in sicer borzni zlom leta 1929 in težave, ki so temu sledile. V obdobju od leta 1929 do 1933 so delnice izgubile približno 80 % njihove vrednosti in so to izgubo pokrile šele v obdobju 2. svetovne vojne. Kljub problemom pa lahko ob natančnejšem pregledu podatkov ugotovimo, da se je večina borz ponovno odprla in sčasoma povrnila izgube svojim investitorjem (Siegel, Thaler, 1997, str. 194).

Izračuni realnih donosnosti za Nemčijo in Japonsko v obdobju 2. svetovne vojne (Gielen za Nemčijo, Hirose in Tso za Japonsko) kažejo, da je povprečna letna donosnost na delnice znašala 5,9 % za Nemčijo in 4,0 % za Japonsko. Državi se razlikujeta le v tem, da je Nemčija doživela hiperinflacijo v 1920-ih, Japonsko pa jo je doletela v letih po 2. svetovni vojni. Kljub prisotnosti hiperinflacije, ki je izničila dobičke investitorjev v obveznice v obeh državah, je investitorjem v lastniški kapital vseeno uspelo povrniti večino njihove realne vrednosti, medtem ko je bila premija za tveganje v obeh državah višja od premije za tveganje v ZDA v istem obdobju (Siegel, Thaler, 1997, str. 194).

3.2.1.3 Vračanje k povprečju in nenaklonjenost

Merjenje tveganja s standardnim odklonom povprečnih letnih donosnosti lahko napačno oceni dolgoročno tveganje v primeru, da se posamezne letne donosnosti ne gibljejo naključno. Če se le-te gibljejo naključno in neodvisno od leta do leta, se standardni odklon povprečnih letnih donosnosti zmanjšuje s kvadratnim korenem dolžine obdobja. Čeprav je dejanski standardni odklon povprečne letne donosnosti 18,15 %, je teoretični standardni odklon 20-letnega proučevanega obdobja le 4,06 % (Siegel, Thaler, 1997, str. 194 – 195).

Poterba in Summers prikazujeta, da se dejanski standardni odklon letnih donosnosti delnic zmanjšuje hitreje kot bi se v primeru, da bi se donosnosti gibale naključno, kar nakazuje na vračanje k povprečnim vrednostim. Nekaj slabim letom namreč z veliko verjetnostjo sledijo dobra leta in obratno (Siegel, Thaler, 1997, str. 195).

Vračanje k povprečnim vrednostim pa ni značilno za realne donosnosti vrednostnih papirjev s fiksnimi donosi. Ravno obratno kot pri delnicah, se standardni odklon povprečnih letnih donosnosti državnih obveznic in zakladnih menic zmanjšuje za manj kot znaša kvadratni koren proučevanega obdobja. Ta pojav imenujemo nenaklonjenost povprečju. Medtem ko znaša letni standardni odklon realnih donosnosti za zakladne menice približno tretjino standardnega odklona za delnice, je standardni odklon v 20-letnem obdobju manjši kot standardni odklon za delnice (2,86 za obveznice in le 2,76 za delnice) (Siegel, Thaler, 1997, str. 195).

Ta analiza implicira, da je uganka donosnosti še večja uganka, kot je bilo to sprva mišljeno. Problem se ne nahaja v tem, da tveganje lastniških vrednostnih papirjev ni dovolj veliko, da bi razložilo večje donosnosti, nasprotno, za investitorje, ki svoja sredstva investirajo za daljše časovno obdobje so investicije v vrednostne papirje s fiksnimi donosi realno, bolj tvegane, kakor investicije v lastniške vrednostne papirje. Če navedeno velja, bi morala biti premija za tveganje negativna.

3.2.2 TEORETIČNE RAZLAGE

Kombinacija uganke premije na lastniški kapital in uganke realne donosnosti je pritegnila pozornost številnih ekonomistov teoretikov, ki so se preizkusili v prilagajanju teorij reprezentativnega agenta in na ta način poskušali rešiti uganko zgodovinskih dejstev (Siegel, Thaler, 1997, str. 195).

Osnova za reševanje uganke je v velikem številu primerov bila funkcija koristnosti, ki so bili opredeljeni bodisi za posameznika – reprezentativnega agenta ali pa se je poleg maksimiranja koristnosti posameznika proučevala agregatna koristnost. Tovrstnim oblikam modelov sta večjo pozornost, med drugim, posvečala Epstein in Zin.

Za razliko od njiju pa se Constantinides osredotoča na razreševanje uganke premije na lastniški kapital z uporabo Dusenberryjevega modela oblikovanja odvisnosti.

Kot zadnja oblika reševanja uganke pa se je pojavil val »rešitev«, ki trdijo, da uganka v resnici sploh ni prisotna. S takim pristopom sta pričela Kandel in Stambaugh, ki pravita, da imajo investitorji morda v resnici visoke vrednosti parametra A. Menita, da visoka raven nenaklonjenosti tveganju, lahko privede do neracionalnega obnašanja glede velikih sprememb v potrošnji, kar pa ni možno trditi tudi za manjše spremembe (Siegel, Thaler, 1997, str. 196 – 197).

V nadaljevanju povzemam nekatere od možnih rešitev tako uganke premije na lastniški kapital, kakor tudi uganke donosnosti netvegane naložbe.

3.2.3 TRETJE, KATASTROFIČNO, STANJE

Možno razrešitev problema z dodajanjem tretjega stanja v gospodarstvu, namesto uporabe simetričnega gospodarstva z dvema ali štirimi stanji, ki sta ga uporabila Mehra in Prescott, je predstavil Rietz.

V njegovem modelu je še vedno uporabljeno gospodarstvo kot sta ga definirala Arrow in Debreu. Le-ta vključuje podobne predpostavke o ciljni funkciji reprezentativnega agenta, ki ima proračunske omejitve in o načinu izračunavanja stopnje donosnosti za lastniški kapital in za netvegane naložbe, kot sta jih uporabila Mehra in Prescott. Edina razlika je v obstoju tretjega, depresiji podobnega, stanja gospodarstva, ki je modelu Mehre in Prescotta dodan. Rietz na ta način uspe oceniti premijo na lastniški kapital, pri čemer znaša parameter nenaklonjenosti tveganju 10, kar predstavlja najvišjo vrednost v modelu Mehre in Prescotta. Rezultati se razlikujejo tudi v verjetnosti, da gospodarstvo pride v krizo in parametru časovne preference.

Po objavi članka, sta Mehra in Prescott rezultate kritizirala in hkrati predstavila dve glavni pomanjkljivosti v Rietzevem modelu. Prva pomanjkljivost je, da enačenje realnih donosnosti nominalnih zakladnih menic z donosnostjo realnih zakladnih menic ni racionalno, če je nepričakovana inflacija visoka. Primerna velikost parametra α je druga pomanjkljivost, ki jo navajata. Menita, da višina parametra, ki jo je uporabil v svoji rešitvi Rietz, ni primerna. Hkrati pa menita, da predlagani model treh stanj in scenarij krize ni realističen (Wang, 2002, str. 3 – 4).

3.2.4 MODEL NEPRIČAKOVANE KORISNOSTI

Avtorja modela nepričakovane koristnosti sta Epstein in Zin. Pri iskanju rešitve uganke premije na lastniški kapital sta izhajala iz modela ponavljajoče se koristnosti. Ob upoštevanju Krepsovih in Proteusevih preferenc se funkcija ponavljajoče se koristnosti poenostavi in funkcija nepričakovane koristnosti dobi naslednjo obliko:

$$U_t = \{C_t^\rho + \beta [E_t (U_{t+1}^\alpha)^{\rho/\alpha}]\}^{1/\rho}, \quad (3.1)$$

kjer $1-\alpha$ meri relativno nenaklonjenost tveganju in $(1-\rho)^{-1}$ elastičnost medčasovne substitucije. Kot izjema, ko velja $\alpha = \rho$ in ni negotovosti, se lahko zgornja funkcija koristnosti poenostavi v model, ki sta ga v svoji raziskavi uporabila Mehra in Prescott (Wang, 2002, str. 4 – 5).

S svojim modelom Epstein in Zin prideta do dveh pomembnih zaključkov.

Njun model z uporabo drugačne vrednosti ρ in koeficientom nenaklonjenosti tveganju prvega reda², uspe razrešiti uganko, do katere je prišel Weil, in sicer uganko donosnosti netvegane naložbe. Za razliko od Weilovih rezultatov, njuni rezultati kažejo, da nižja stopnja elastičnosti medčasovne substitucije generira nižje donosnosti za netvegane naložbe, vendar pa nižja donosnost netvegane naložbe ne implicira znižanja premije na lastniški kapital (Wang, 2002, str. 6 – 7).

V drugem primeru, ob upoštevanju avtokorelacije rasti potrošnje, njuni rezultati prikazujejo, da je najvišja povprečna premija za lastniški kapital na ravni 3,5 % in najnižja 0 %. Tipična premija, do katere sta prišla, znaša med 1 % in 2 %. Rezultati hkrati nakazujejo, da se povprečna premija na lastniški kapital povečuje, ko (Wang, 2002, str. 7):

- postane agent bolj nenaklonjen tveganju,
- proces naravne rasti postane bolj negativno avtokoreliran,
- distribucija naravne rasti postane bolj ukrivljena,
- postane varianca naravne rasti večja in
- zamenljivost upade (naraste), ko je naravna rast negativno (pozitivno) avtokorelirana.

Če povzamem, model Epsteina in Zina, katerega rezultati kažejo na nizko donosnost netveganih naložb in 2 % povprečno premijo na lastniški kapital, za razliko od dejanske zgodovinske premije na lastniški kapital (6,2 %) in najvišje premije, do katere prideta Mehra in Prescott (0,35 %), specifikacija ponavljajoče se koristnosti pojasni uganko le delno (Wang, 2002, str. 7).

Poleg Epsteina in Zina se je z reševanjem uganke premije na lastniški kapital, na osnovi okvira nepričakovane koristnosti, ukvarjal tudi Weil. Njegov namen je razširiti okvirje nepričakovane koristnosti, kar bi ga privedlo do poti za razrešitev uganke premije na lastniški kapital. Specifikacija nepričakovane koristnosti omogoča rešitev elastičnosti medčasovne substitucije in koeficienta relativne nenaklonjenosti tveganju. Mehra in Prescott podajata razlago, da okvir reprezentativnega agenta, kot sta ga specificirala Arrow in Debreu s časovno komponento, preference pričakovane koristnosti niso zadostne (razen za velike vrednosti koeficienta relativne nenaklonjenosti tveganju – med 40 in 50) niti za nizko povprečno raven donosnosti netvegane naložbe niti za visoko premijo na lastniški kapital. Model, ki ga uporabita ima lastnost, da inverzen koeficient relativne nenaklonjenosti tveganju predstavlja elastičnost elastičnosti medčasovne substitucije, pri čemer je donosnost netvegane naložbe v glavnem nadzorovana z velikostjo elastičnosti medčasovne substitucije, medtem ko premija za tveganje odseva višino koeficienta relativne nenaklonjenosti tveganju. Torej se pri razlaganju visoke premije na lastniški

² Nenaklonjenost tveganju prvega reda pomeni, da je premija za tveganje proporcionalna standardnemu odklonu tveganja. V primeru, da je premija za tveganja za manjša tveganja glede gotovosti proporcionalna varianci tveganja, gre za nenaklonjenost tveganju drugega reda.

kapital z naraščajočim koeficientom relativne nenaklonjenosti tveganju ni možno izogniti problemu izjemno visoke donosnosti na netvegane naložbe (Wang, 2002, str. 7).

Weilov predlog je bil, da bi neodvisnost med parametri morala vplivati na večjo svobodo pri razlagi tako donosnosti na netvegane naložbe, kakor tudi relativno visoke premije na lastniški kapital. Žal pa modela, ki ju je uporabil, prikazujeta, da ločevanje nenaklonjenosti tveganju od medčasovne substitucije ne prispeva k razlagi uganke premije na lastniški kapital in poleg slednje potrdi in poudari obstoj uganke donosnosti na netvegane naložbe (Wang, 2002, str. 7 – 8).

3.2.5 OBLIKOVANJE ODVISNOSTI

3.2.5.1 Teoretična izhodišča za notranje oblikovanje odvisnosti

Constantinides v svojem delu opusti časovno razlikovanje von Neumann-Morgensternovih preferenc, kar omogoči večjo komplementarnost v potrošnji. Slednje je poznano pod imenom trajnost odvisnosti, kar mu omogoči prikaz, da je koeficient relativne naklonjenosti tveganju približno enak parametru α v modelu Mehre in Prescottta ter da je elastičnost potrošnje znatno nižja od inverzne vrednosti koeficienta relativne nenaklonjenosti tveganju (Wang, 2002, str. 8).

Constantinides za razreševanje uganke premije na lastniški kapital sprejme predpostavko, da je delež naložb podjetja v tvegane tehnologije glede na vzvod enak 1, povprečje in varianca stopnje rasti potrošnje pa sta od tega deleža neodvisna. V svojem delu prikaže, da trajnost odvisnosti izboljša časovno ločljive preference in da je povprečna premija na lastniški kapital odvisna od koeficienta relativne nenaklonjenosti tveganju, medtem ko je varianca premije na lastniški kapital odvisna od elastičnosti potrošnje. Nadaljuje z dokazovanjem, da se s trajnostjo odvisnosti lahko oblikuje vzorčna povprečna vrednost in varianca stopnje rasti potrošnje z nizkim koeficientom relativne nenaklonjenosti tveganju (Wang, 2002, str. 9).

Iz rezultatov njegovih simulacij je uganke premije na lastniški kapital razložena tako, da se v modelu oblikuje povprečna vrednost in varianca stopnje rasti potrošnje z nizkim povprečnim koeficientom relativne nenaklonjenosti tveganju, ki dosega vrednost 2,81 (Wang, 2002, str. 9).

3.2.5.2 *Empirične raziskave*

Ferson in Constantinides sta na osnovi rezultatov dela Constantinidesa iz leta 1990 želela empirično preveriti Eulerjevo enačbo, pri čemer sta upoštevala trajnost odvisnosti v preferencah in trajanje izdatkov za potrošnjo (Wang, 2002, str. 9).

Kot osnova služi von Neumann-Morgensternova funkcija koristnosti, ki jo z upoštevanjem predpostavk preoblikujeta v Eulerjevo enačbo za trajnost odvisnosti. Cilj empirične raziskave je bil preveriti veljavnost dobljene Eulerjeve enačbe in oceniti parametre modela z uporabo metode momentov (Wang, 2002, str. 10).

Rezultati empirične raziskave, na osnovi mesečnih podatkov kažejo, da časovni model koristnosti lahko s testom primernosti modela zavrnemo. Z uporabo odlogov za spremenljivke finančnih instrumentov za eno ali dve časovni enoti prideta do negativnih vrednosti za b_1 koeficiente, kar pomeni, da trajnost odvisnosti prevladuje nad trajanjem. Do enakih rezultatov prideta tudi s povečevanjem časovnega odloga. Poleg mesečnih podatkov sta empirično raziskavo izvedla tudi na podlagi letnih podatkov, vendar pa so rezultati enaki, in sicer časovni model koristnosti zavrneta, trajnost odvisnosti pa zopet prevladuje nad trajanjem. Empirične rezultate sta preverjala tudi s slamatimi (»dummy«) spremenljivkami in uporabo podatkov o izdatkih za trajne dobrine, vendar tudi na ta način prideta do enakih rezultatov. Na osnovi raziskave Ferson in Constantinides zaključita, da je rešitev uganke premije na lastniški kapital mogoče iskati v oblikovanju odvisnosti (Wang, 2002, str. 10 – 11).

3.2.5.3 *Relativna potrošnja*

Koristnost individualnega potrošnika je lahko, kot je omenjeno na primer v analizi Abela, Galija in Kocherlakote, funkcija ne le ravni njegove potrošnje, temveč tudi skupne ravni potrošnje, ki jo lahko merimo s potrošnjo per capita. Odločitve glede ravni potrošnje posameznika bodo torej odvisne od njegovega odnosa do tveganja ravni bodoče potrošnje in od odnosa do variabilnosti splošne ravni potrošnje (Wang, 2002, str. 11).

Potrošnik svojo koristnost ocenjuje tudi z vidika relativne primerjave svoje današnje ravni potrošnje s primerjavo potrošnje povprečnega potrošnika danes in v preteklem obdobju. Constantinides per capita potrošnjo označi kot »zunanje« oblikovanje odvisnosti za vsakega posameznika (Wang, 2002, str. 12).

V model vključena parametra γ in λ , ki merita elastičnost mejne koristnosti lastne potrošnje glede na raven tekoče in pretekle per capita potrošnje. Ob upoštevanju dejstva, da je za posameznega reprezentativnega agenta per capita potrošnja eksogena pri določanju

njegovega portfolia, je z parametroma možno razrešiti uganko premije na lastniški kapital. Kljub temu pa model ne uspe razložiti uganke donosnosti na netvegane naložbe (Wang, 2002, str. 11 – 12).

3.2.5.4 *Empirično delo v zadnjem času*

Reševanja uganke premije na lastniški kapital z modelom oblikovanja odvisnosti so se lotili številni avtorji. V nadaljevanju se osredotočam na le nekaj del, ki jih povzemam po Wang (2002, str. 12 – 16).

Empirični dokaz, da je z oblikovanjem odvisnosti možno oblikovati model z vključitvijo brezpogojne premije na lastniški kapital in donosnosti na netvegane naložbe, ponujata Campbell in Cochrane. Njun model predvideva številne uganke, vključno z uganko premije na lastniški kapital ter uganko donosnosti na netvegane naložbe. Z njunim modelom je na osnovi razmerja dividend in cen ter vračanja donosnosti v povprečje možno oblikovati dolgoročne ocene o presežnih delniških in obvezniških donosih. Model pa omogoča tudi oblikovanje tako visokih delniških, kakor tudi nestanovitnost donosnosti, kljub dokaj izenačenemu in nepredvidljivemu toku dividend ter vztrajna gibanja v nestanovitni donosnosti.

V modelu specificirata oblikovanje odvisnosti kot zunanje – posameznikova raven odvisnosti je bolj odvisna od preteklih ravni skupne potrošnje, kakor od ravni potrošnje posameznika v preteklosti. Odvisnost se glede na potrošnjo giblje počasneje ter se prilagaja nelinearnosti pretekle potrošnje.

Tako specificiran model omogoča izenačitev povprečne vrednosti in standardnega odklona presežnih donosnosti na lastniški kapital s konstantno nizko obrestno mero ter v primerjavi z rezultati drugih študij tudi nizko diskontno stopnjo, ki znaša 0,89. Model Campbella in Cochrana se izogne uganke donosnosti na netvegane naložbe in za simulacijo realne obrestne mere potrebuje nizke vrednosti parametrov ($\alpha = 2$) in diskontni faktor $\beta = 0.89$. Povezanost med stopnjo rasti potrošnje in obrestno mero med državami ali v času ima v njunem modelu nižjo elastičnost.

Daniel in Marshall sta si pri razreševanju uganke pomagala s časovnim modelom koristnosti ter modelom odvisnosti po Constantinidesu. V njem sta uporabila logaritme izdatkov za potrošnjo in logaritme cen lastniškega kapitala, ki se porazdeljujejo slučajno. Njune napake pa so med seboj korelirane. Z analizo, ki temelji na vektorskem modelu ARCH, sta želela testirati hipotezo, da sta teoretična premija na lastniški kapital in obrestna mera na netvegane naložbe implicirani z določenim modelom približujeta k ocenjeni vrednosti tako na kratki kot dolgi rok.

Z modelom pokažeta, da časovno ločena koristnost ne uspe razložiti pojava ne glede na dolžino časovnega obdobja in ne glede na vrsto izdatkov za potrošnjo – trajne ali potrošne dobrine. Constantinidesov model po četrletjih ne pojasnjuje pojava, a če se časovni horizont podaljša na dve leti, dosega zadovoljivo raven pojasnjevanja. Prav tako, za razliko od modela časovno ločene koristnosti, povprečne vrednosti teoretične stopnje donosnosti na netvegane naložbe v Constantinidesovem modelu padajo s stopnjo nenaklonjenosti tveganju. Constantinidesov model je za razlago dolgoročne donosnosti na netvegane naložbe primernejši na daljše časovno obdobje. Na osnovi teh rezultatov Constantinidesov model oblikovanja odvisnosti služi za bolj okvirno razlago uganke premije na lastniški kapital.

Ocenjevanje pomembnosti modela oblikovanja odvisnosti za reševanje uganke premije na lastniški kapital se je lotil tudi Chapman, a je ravno tako prišel do zaključka, da je razlagalna moč za daljše časovno obdobje nizka. Svojo razlago je utemeljil z rezultati raziskave, da se rast potrošnje pred letom 1948 in po njem bistveno razlikujeta.

3.2.6 NEOBIČAJNO TVEGANJE, NEPOPOLNI TRGI IN HETEROGENI POTROŠNIKI

V primeru popolnih trgov posamezniki lahko brez skrbi sklepajo pogodbe, saj ne pričakujejo nikakršnih neprijetnih naključij. Kakršnokoli neobičajno tveganje je torej že vključeno v njihovo potrošnjo in prihodke, kar pomeni popolno korelacijo per capita potrošnje, saj se bo vsak posameznik enako obnašal. Vendar pa se v realnosti pojavlja problem negotovosti, kar vpliva na potrošnjo posameznika in stopnja rasti le-te ne bo vključena v rast per capita potrošnje, zaradi česar je za proučevanje bolj primerna stopnja rasti potrošnje posameznika, kakor stopnja rasti skupne potrošnje. V nadaljevanju povzemam rezultate nekaterih od številnih avtorjev, ki upajo, da se uganke premije na lastniški kapital lahko na ta način razreši.

3.2.6.1 Neobičajno tveganje in agregatna potrošnja

Mankiw predpostavko o homogenih potrošnikih nadomesti s predpostavko o neskončnem številu potrošnikov, ki so ex-ante identični, a se njihova ex-post potrošnja razlikuje. Hkrati predpostavlja, da skupni šoki v potrošnji niso razporejeni enako med potrošnike in da ex-post vplivajo le na nekatere izmed njih. Potrošniki so postavljeni v nepopoln trg, saj smatra modele z reprezentativnim agentom za neučinkovite za ponazarjanje kompleksnih gospodarstev. Odsotnost popolnih trgov pomeni, da posameznikova potrošnja variira bolj, kakor per capita potrošnja, kar pomeni, da uporaba agregatnih podatkov za razlago premije na lastniški kapital, ni primerna. Na podlagi uporabe podatkov o premiji na lastniški kapital meni, da bi koeficient relativne nenaklonjenosti tveganju moral znašati več kot 10 (Wang, 2002, str. 17).

Rezultati preverjanja pripeljejo do treh pomembnih zaključkov, in sicer, da v primeru, ko ima funkcija koristnosti potenco 4, premija ni odvisna od koncentracije agregatnih šokov. Drug pomemben zaključek je, da velikosti premije na lastniški kapital ni možno določiti le iz agregatnih podatkov. Odsotnost zgornje meje premije na lastniški kapital glede na stopnjo nenaklonjenosti tveganju in agregatnega šoka predstavlja tretji zaključek. Mankiw pravi, da je relativna donosnost sredstev v splošnem odvisna od distribucije agregatnih šokov med populacijo, razen v primeru, ko skupni dohodkovni šoki enako ex-post vplivajo na vse investitorje (Wang, 2002, str. 18).

3.2.6.2 Neobičajno tveganje in dohodki, omejitve pri kratkoročni prodaji in nepopolni trgi

Na podoben način, kot ga je pripravil Mankiw, Lucas predlaga bolj posplošeno varianto modela, v katerega vključi nespremenljive dohodkovne šoke, omejitve pri posojanju in kratkoročni prodaji ter neskončen časovni horizont. Nepričakovani šoki, ki vplivajo na ex-ante nezmožnost zavarovanja agentov v prihodnosti pomenijo nepopolnost trga. V model sta vključeni dve vrsti potrošnikov in neskončno število identičnih agentov ene vrste. Agregatni output v posameznem obdobju je sestavljen iz stohastičnih dividend in seštevka stohastičnih dohodkov posameznikov. Potrošniki so heterogeni v smislu različnih šokov na dohodek, ki jih utrpijo (Wang, 2002, str. 18).

Kljub proučevanju štirih različnih stanj, so dobljeni rezultati presenetljivo podobni. Razlog gre iskati v učinkovitem izravnavanju dohodkovnih šokov s trgovanjem. Najvišja dobljena premija na lastniški kapital v vseh štirih primerih znaša približno 0,8 %, kar je veliko nižje od realne premije, izračunane iz zgodovinskih podatkov. Lucas je poskušal z dodatnim, večjim, omejevanjem posojanja in podobnimi vrednostmi ostalih podatkov, vendar se je premija na lastniški kapital zvišala le do vrednosti 1,5 % (Wang, 2002, str. 20).

S trgovanjem agentov, ki so bolj podvrženi vplivom neobičajnih šokov, se agenti učinkovito zavarujejo s prodajo svojih finančnih sredstev drugim agentom, ki so tovrstnim šokom manj podvrženi. Zaradi tega neobičajni dohodkovni šoki v glavnem ne vplivajo na oblikovanje cen finančnih sredstev, kar je prisotno tudi ob predpostavki večjih omejitev pri izposojanju sredstev. Torej zahteva reševanje uganke premije na lastniški kapital več kot le zaprtje forward trga za dohodke iz dela. Lucas zaključuje, da je uganke premije na lastniški kapital še vedno dokaj robustna.

Podobnega načina reševanja uganke se je lotil Telmer s svojim modelom nepopolnega trga, v katerem predpostavlja dva heterogena potrošnika z različnima tokoma potrošnje v gospodarstvu. Stohastična rast agregatnega dohodka poteka po Markovem procesu prvega reda in je omejena z zavzemanjem le dveh vrednosti. Oba agenta ob visokem porastu

agregatnega dohodka dobita polovico le-tega in v ostalih primerih drugačne deleže. Edina dobrina, s katero se trguje, je netvegana obveznica. V model so vključene tako statične, kakor tudi dinamične omejitve izposojanja (Wang, 2002, str. 20).

Rezultati modela se razlikujejo od rezultatov modela reprezentativnega agenta, saj model nepopolnih trgov teži k oblikovanju naraščajoče variabilnosti cenovnega jedra, medtem ko donosnost netvegane naložbe pada. Ta rezultat pride še bolj do izraza, ko so omejitve izposojanja še večje in ko so trgi bolj nepopolni. Hkrati v gospodarstvu z nepopolnimi trgi učinek omejitve izposojanja vplivajo na povečanje variabilnosti cenovnega jedra in povečanje ravnotežne potrošnje, pri čemer se povprečna donosnost netvegane naložbe znižuje. Telmer zgoraj navedene trditve tudi potrdi s svojo simulacijo rezultatov. Na ta način, z gospodarstvom nepopolnih trgov, je uganka donosnosti netvegane naložbe rešena, vendar vsako dodatno sredstvo, kot na primer lastniški kapital, bi verjetno povečalo možnosti razdelitve tveganja, kar bi vplivalo na zmanjšanje variabilnosti cenovnega jedra. Navedeno implicira, da na ta način modelirani nepopolni trgi niso zmožni pojasniti uganke premije na lastniški kapital, kar je potrdil tudi Lucas (Wang, 2002, str. 20 – 21).

3.2.6.3 Heterogeni potrošniki

Heterogenost potrošnikov, v smislu prejemanja trajnega in heteroskedastičnega šoka pri dohodku od dela ob koncu vsake časovne enote, proti kateremu se ne morejo zavarovati, predvidevata Constantinides in Duffie. Z opuščanjem predpostavke stacionarnosti razmerja dohodkov individualnih potrošnikov glede na skupen dohodek, prideta namesto do tipične Eulerjeve enačbe v tradicionalnem gospodarstvu z reprezentativnim agentom do zaključka, da je sistem Eulerjevih enačb, ki so odvisne od ne le mejne stopnje substitucije na agregatni ravni, temveč tudi od presečne variance rasti potrošnje posameznega potrošnika. Model predvideva številne hipoteze, ki jih je možno testirati. Med drugim tudi hipotezo, da je potencialni vir premije na lastniški kapital kovarianca donosnosti vrednostnih papirjev s presečno varianco rasti potrošnje posameznega potrošnika (Wang, 2002, str. 21).

Izračunavanje v modelu privede do enačbe presežne donosnosti na vrednostne papirje:

$$E_t(R_{j,t+1}) - R_{F,t+1} = -\frac{\text{cov}_t(R_{j,t+1}, H_{t+1})}{E_t[H_{t+1}]}, \quad (3.2)$$

kjer predstavlja $R_{F,t+1}$ donosnost netveganih naložb in velja:

$$H_{t+1} = (C_{t+1} / C_t)^{-\alpha} \exp[(\alpha(\alpha + 1)/2)y_{t+1}^2], \quad (3.3)$$

pri čemer predstavljajo C_t oziroma C_{t+1} agregatno potrošnjo v času t oziroma $t+1$, α koeficient relativne nenaklonjenosti tveganju in y_{t+1}^2 , ki predstavlja varianco presečne distribucije

$$\log\left[\frac{C_{i,t+1}/C_{t+1}}{C_{it}/C_t}\right]. \quad (3.4)$$

Iz predstavljene enačbe je razvidno, da vrednostni papir zahteva pozitivno (negativno) premijo za tveganje, če ima njegova donosnost negativno (pozitivno) kovarianco s H_{t+1} . Iz enačbe je razvidna tudi zahteva, da je premija za tveganje pozitivna (negativna), ko je kovarianca z y_{t+1}^2 negativna (pozitivna). Rezultati napeljujejo k sprejetju začetne domneve o potencialnem viru premije na lastniški kapital v gospodarstvu z reprezentativnim agentom (Wang, 2002, str. 21 – 23).

Omenjeno teoretično delo nadaljujejo Brav, Constantinides in Geczy, ki svojo empirično raziskavo izpeljejo na osnovi modela gospodarstva s heterogenimi potrošniki in omejenim delovanjem gospodinjstev na trgu kapitala. Prvi cilj njihovega dela je ponovna proučitev določanja cen vrednostnim papirjem na trgu kapitala s pomočjo Eulerjeve enačbe potrošnje. Drugi cilj je proučiti določanje cen vrednostnim papirjem v modelu gospodarstva, v katerem je predpostavka o zavarovanju potrošnje opuščena (Wang, 2002, str. 23).

Pod predpostavko popolnega zavarovanja potrošnje ugotavljajo, da koeficient relativne nenaklonjenosti tveganju narašča, nerazložena premija malo upade in nerazložena donosnost netvegane naložbe zavzame veliko negativno in značilno vrednost. S temi rezultati ilustrirajo uganko premije na lastniški kapital in uganko premije na netvegano naložbo pod predpostavko popolnega zavarovanja. Ugotovijo tudi, da za dan koeficient relativne nenaklonjenosti tveganju, nerazložena premija in njena t-statistika padeta, ko se prag definiranja lastnikov vrednostnih papirjev poveča. Zaključijo, da s pragom omejeno sodelovanje dobro pojasnjuje povprečno premijo na lastniški kapital, s srednjo/visoko vrednostjo koeficienta relativne nenaklonjenosti tveganju in privede do neuspešnih testov zavračanja Eulerjeve enačbe donosnosti na netvegane naložbe (Wang, 2002, str. 26).

Pod predpostavko nepopolnega zavarovanja se povečata tako koeficient relativne nenaklonjenosti tveganju, kakor tudi nerazložena premija. Rezultati empirične analize jih privedejo do zaključkov, da s predpostavko nepopolnega zavarovanja potrošnje možno razložiti premijo na lastniški kapital, ko koeficient relativne nenaklonjenosti tveganju gospodinjstev zavzema vrednosti med tri in štiri (Wang, 2002, str. 26).

Rezultati Eulerjeve enačbe za potrošnjo per capita kažejo povečanje koeficienta relativne nenaklonjenosti tveganju, nerazložena premija ostane bodisi nespremenjena ali pa naraste, kar velja tudi za nerazloženo donosnost netvegane naložbe (Wang, 2002, str. 26 – 27).

Primerjava rezultatov modela popolnega in modela nepopolnega zavarovanja potrošnje kaže, da sta nerazložena premija in pripadajoča t-statistika nižji, ko se predpostavka o popolnem zavarovanju potrošnje opusti, obenem pa sta nerazložena donosnost netvegane naložbe in njene t-statistike višji. Opustitev predpostavke o popolnem zavarovanju potrošnje je pri razlagi premije na lastniški kapital v pomoč (Wang, 2002, str. 27).

3.2.7 NEKATERE DRUGE RAZLAGE UGANKE PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL

Poleg naštetih je v literaturi še vedno veliko študij, ki poskušajo razrešiti uganke premije na lastniški kapital. Na tem mestu naštevam le nekatere med njimi.

Bansal in Coleman sta tako uganke premije na lastniški kapital, kakor tudi uganke donosnosti na netvegane naložbe poskušala razrešiti z monetarno razlago. V ta namen sta oblikovala monetarno gospodarstvo, ki razlikuje med plačili v gotovini, čeki in krediti. Sredstva, ki niso gotovina, v tem modelu igrajo posebno vlogo v pospeševanju transakcij, kar vpliva na njihovo donosnost. Proučevala sta obdobje od leta 1959 do 1991 z mesečnimi podatki. Ex-post realna obrestna mera znaša 1,12 % na letni ravni in povprečna premija na lastniški kapital 5,02 % na letni ravni. Z oblikovanim modelom monetarnega gospodarstva sta poskušala pojasniti ti dve oceni. Vrednosti, ki ju dobita, sta 4 % oziroma 2,42 %. Njun model torej uspe razložiti približno polovico premije na lastniški kapital, pri čemer pa donosnost netvegane naložbe ostaja neznanka (Wang, 2002, str. 27).

Poleg poskusa monetarne razlage, so se nekateri ekonomisti poizkusili z razlago uganke premije na lastniški kapital na osnovi transakcijskih stroškov – na primer Heaton in Lucas. Rezultat njune raziskave je, da je za razlago premije na lastniški kapital na osnovi transakcijskih stroškov edini način sprejetje predpostavke, da se stroški trgovanja po trgih delnic in trgih obveznic razlikujejo. V podporo predlogu obstoji le malo dokazov. Kocherlakota dokazuje, da z upoštevanjem transakcijskih stroškov pri trgovanju in z željo doseganja 6 % premije na lastniški kapital, potrebujemo neverjetnih 600 % cene stroškov trgovanja (Wang, 2002, str. 27).

Številni teoretični modeli vključujejo racionalno predpostavko, da je koristnost odvisna od preteklih ravni potrošnje ali od potrošnje vzornikov. Benartzi in Thaler sta na podoben način oblikovala njuno razlago uganke donosnosti na lastniški kapital. Nadgradila sta teorijo pričakovanj realizacije želja Tverskyja in Kahnemana. Predpostavka njunega modela je, da ima vsak investitor koristi, ki izvirajo iz sprememb vrednosti njihovih

portfolijev – v tem primeru korist izvira iz donosov in ne iz skupne vrednosti premoženja. Investitorji v tem modelu izkazujejo tudi nenaklonjenost tveganju, saj predpostavljata, da izguba povzroči več škode, kakor prinaša dobiček koristi (Siegel, Thaler, 1997, str. 197).

Nenaklonjenost tveganju, ki je značilna za investitorje, se oblikuje sproti in je v veliki meri odvisna od podatkov, ki jih investitor zbira na borzi. Na primer, investitor, ki je investiral svoje premoženje v delnice in dnevno spremlja tečaje, bo tveganju manj naklonjen kot drugi investitor, ki bo svoje premoženje enako investiral v delnice in bo spremljal tečaje z večjim časovnim razmikom (Siegel, Thaler, 1997, str. 197).

Benartzi in Thaler sta s svojim modelom želela ugotoviti kako dolgo mora biti časovno obdobje, da bo investitor pri izbiri naložbe bodisi v delnice bodisi v obveznice indiferenten. Do zaključka prideta s simulacijo distribucije donosnosti delnic, obveznic in zakladnih menic po različnih časovnih obdobjih (daljših od enega meseca), ki sta jih izbrala na naključen način. Investiciji postaneta enakovredni v roku približno 13 mesecev oziroma v dobrem letu (Siegel, Thaler, 1997, str. 197).

Iz modela sledi, da bi ljudje, če bi več pozornosti namenjali dolgoročnim rezultatom, več investirali v delnice. Avtorja sta svoje trditve tudi testirala in jih prikazala v svojem delu iz leta 1996. Zaposlene na univerzi sta razdelila v dve skupini in jim predstavila distribucije donosnosti za dva namišljena pokojninska sklada – A in B. Donosnosti in distribucije sta oblikovala na podlagi dejanskih distribucij donosnosti na delnice in obveznice od leta 1926 naprej. Prvi skupni, ki se je odločila in investirala 40 % delež denarja v delnice, sta prikazala simulirane distribucije letnih donosnosti. Drugi skupini zaposlenih pa sta predstavila simulirane donosnosti za obdobje 30-ih let, ki so bila naključno izbrana, kar je vplivalo na njihovo odločitev o investiranju 90 % denarja v delnice (Siegel, Thaler, 1997, str. 198).

3.2.8 REZULTATI ZADNJIH RAZISKAV

Število raziskav, v katerih avtorji na različne načine poskušajo razložiti uganko premije na lastniški kapital, je veliko. V tem delu povzemam le nekatere izmed njih.

Constantinides, Donaldson in Mehra poskušajo z novim pogledom na obe uganki, tako uganko premije na lastniški kapital, kakor uganko donosnosti netvegane naložbe, ki ga izrazijo z modelom tržnega gospodarstva, v katerem so prisotne omejitve izposojanja sredstev. Življenje reprezentativnega agenta v modelu je razdeljeno na tri obdobja, in sicer mladost, obdobje srednjih let in starost. Pričakovani prihodnji dohodki so za agenta, ki živi v obdobju mladosti ocenjeni na podlagi pričakovanih dohodkov od dela, ki jih bo prejemal v obdobju srednjih let, pričakovani prihodnji dohodek agenta v srednjih letih pa je oblikovan na podlagi njegovih prihrankov v obliki lastniškega kapitala in obveznic. Avtorji

spoznajo, da je heterogenost potrošnikov v obliki trajnih, heteroskedastičnih neobičajnih dohodkovnih šokov, proti katerim zavarovanje ni možno, potencialna rešitev empiričnih problemov, ki so prisotni v modelih reprezentativnega agenta. V gospodarstvu, kjer je izposojanje omejeno, bi mlad reprezentativni agent želeli kupovati delnice kot obliko zavarovanja spremenljivega dohodka od dela, saj sta dohodek od dela reprezentativnega agenta v srednjih letih in skupna dividenda popolnoma negativno korelirani. Vendar pa bi si, ob opustitvi predpostavke o omejitvah izposojanja, mlad reprezentativni agent izposojal obveznice, kar bi povzročilo povečanje donosnosti. Povečanje le-te prepriča reprezentativnega agenta v srednjih letih v preoblikovanje svojega portfolia v korist obveznic. Povečano povpraševanje po delnicah mladega reprezentativnega agenta in zmanjšanje povpraševanja po delnicah reprezentativnega agenta v srednjih letih delujeta v nasprotni smeri. Skupni učinek je povečanje tako donosnosti na lastniški kapital, kakor tudi na dolžniškega, medtem ko se premija na lastniški kapital zmanjšuje (Wang, 2002, str. 28).

Rezultati simulacije, kjer upoštevajo tako gospodarstvo z omejitvami pri izposoji, kakor tudi gospodarstvo brez tovrstnih omejitev kažejo, da se povprečna donosnost obveznic skoraj podvoji, ko se omejitve opustijo. Za tem rezultatom stoji razmišljanje, da v primeru možnosti izposojanja sredstev mladega reprezentativnega agenta le-ta to tudi stori in nakupuje lastniški kapital. Rezultat izposojanja je povečanje donosnosti obveznic, s čimer avtorji razlagajo uganko donosnosti na netvegane naložbe (Wang, 2002, str. 29).

Constantinides, Donaldson in Mehra v svoji raziskavi opazujejo tudi gibanje minimalne povprečne premije na lastniški kapital, ki za 20-letno obveznico znaša približno 3 %. Le-ta, ob opustitvi omejitev izposojanja pade. Za rezultatom stoji razlaga, da povečanja donosnosti tako obveznic, kakor tudi donosnosti na lastniški kapital istočasno, vplivajo na znižanje premije na lastniški kapital. Poleg tega ugotovijo tudi, da je korelacija premije na lastniški kapital z dohodkom od dela reprezentativnega agenta v srednjih letih nizka. Na podlagi tega zaključijo, da omejitev izposojanja sredstev vpliva na zniževanje obrestne mere in povečevanje premije na lastniški kapital. Sklep ponuja popolnoma nov pogled na razlaganje ugank (Wang, 2002, str. 29).

Z uporabo zgodovinskih podatkov o dividendah in na podlagi ostalih osnovnih informacij sta Fama in French poskušala razložiti ex-post premijo na lastniški kapital na dolgi rok, in sicer za obdobje od 1872 do 2000. Raziskavo sta opravila na podlagi tradicionalnega modela povprečnih donosnosti na delnice in uporabo dveh osnovnih metod, kot sta model rasti dividend in model rasti zaslužkov. Razlog za uporabo teh dveh modelov je stacionarnost razmerja dividend in cen ter razmerja zaslužkov in cen. Poleg tega sta rast dividend in zaslužkov alternativna načina ocenjevanja kapitalskih zaslužkov. Kot donosnost netvegane naložbe je v modelu upoštevana donosnost 6-mesečnih komercialnih papirjev (angl. »commercial paper«).

Na podlagi empiričnih rezultatov oblikovane ocene iz modela rasti dividend in realiziranih povprečnih donosnosti so podobne realni premiji na lastniški kapital skozi obdobje 1872 – 1950 in sicer 4,17 % in 4,40 %, za obdobje 1951 – 2000 pa so ocene nižje od realnih donosnosti, in sicer 2,55 % oziroma 4,32 %. Realna donosnost v tem obdobju pa je znašala 7,43 %. Ocenjena premija na lastniški kapital iz modela rasti dividend in zaslužkov za obdobje 1951 – 2000 je bližja pričakovani vrednosti. Zaključke oblikujeta zaradi večje natančnosti ocen iz osnovnih podatkov, podobnih koeficientov agregatne nenaklonjenosti tveganju za podobdobji 1872 – 1949 in 1950 – 2000 in zaradi vrednosti povprečnih donosnosti delnic v obdobju 1951 – 2000, ki je večja od povprečne donosnosti dohodka na knjižno vrednost lastniškega kapitala. Na podlagi raziskave Fama in French zaključita, da je brezpogojna pričakovana premija na lastniški kapital v zadnjih 50 letih verjetno veliko nižja od realizirane premije (Wang, 2002, str. 30).

V zadnjem delu »Ex-ante proučevanje uganke premije na lastniški kapital« Donaldsona, Kamstre in Kramerja poskušajo avtorji z razlikovanjem konceptov ex-ante in ex-post premije na lastniški kapital. Iz ekonomske teorije izhaja, da je izračunana premija na lastniški kapital premija, ki jo investitorji v ravnotežju ex-ante pričakujejo v trenutku sprejetja odločitve o nakupu delnic namesto netvegane naložbe v dolžniški kapital. Vendar pa je v tem trenutku izračunana premija za tveganje dejanska donosnost, ki jo investitorji prejmejo ex-post potem, ko so določeno obdobje imeli v lasti delnice. Avtorji v svojem delu poskušajo simulirati 6,2 % premijo na lastniški kapital, ki sta jo predlagala Mehra in Prescott, ex-post, pri stopnji značilnosti 1 % (Wang, 2002, str. 30).

Rezultati dela kažejo, da podatki o ex-post donosnosti delnic niso najboljši nadomestek za oblikovanje ex-ante pričakovanj investitorjev. Veliko nižja pričakovanja ex-ante premije od dejanske ex-post premije, lahko pripelje do izginotja uganke premije na lastniški kapital. Premija na lastniški kapital na delnice ZDA, zaradi dokaj enakomerne gospodarske rasti ZDA, je v zadnjem stoletju veliko višja od donosnosti na trgih drugih držav, zaradi česar lahko iz globalnega vidika uganke premije na lastniški kapital izgine (Wang, 2002, str. 30 – 31).

Avtorji rezultate analize primerjajo spremenljivo ex-post premijo na lastniški kapital različnih simuliranih gospodarstev z ex-ante premijo na lastniški kapital. Pri stopnji značilnosti 1 % so rezultati presenetljivi, saj ex-ante premija na lastniški kapital omogoča ocenjevanje ex-post premije na lastniški kapital v višini 6 %. Ocene velike ex-post premije na lastniški kapital so konsistentne z nizko ex-ante premijo na lastniški kapital. Interval vrednosti ex-post premije na lastniški kapital, ki so bile simulirane iz zgodovinskih podatkov, so dejansko kompatibilne z nizko, 2 %, ex-ante premijo na lastniški kapital. Dobljeni rezultati so v nasprotju z rezultati Epsteina in Zina (Wang, 2002, str. 31).

Dai razvije model splošnega ravnotežja z reprezentativnim agentom, proizvodnim gospodarstvom in notranjim stohastičnim oblikovanjem odvisnosti. V modelu je

opredeljeno gospodarstvo, v katerem je rangiranje neodvisno, značilna pa je tudi prisotnost serije edinstvenih stohastičnih investicijskih možnosti. Korelacija med stohastično obrestno mero in časovno odvisne tržne cene tveganja se določa endogeno in vodi k pravilnemu napovedovanju predznaka in velikosti številnih pomembnejših empiričnih ugank tako na trgu lastniškega kapitala, kakor na trgu dolžniškega kapitala. Rezultat njegovega modela vključuje tako model notranjega oblikovanja odvisnosti Constantinidesa in nekoliko presenetljivo tudi model zunanjega oblikovanja odvisnosti Campbella in Cochranea (Wang, 2002, str. 31 – 32).

V empiričnem razdelku njegovega dela predstavlja oblikovanje modela hkrati glede na uganko premije na lastniški kapital, uganko donosnosti netvegane naložbe in uganko pričakovanj. Rezultati modela nakazujejo, da so vse tri uganke rešene v celoti v primeru, da parametri zavzamejo razumne vrednosti (Wang, 2002, str. 32).

4 EKONOMETRIČNA RAZISKAVA UGANKE PREMIJE NA LASTNIŠKI KAPITAL ZA ZDA IN SLOVENIJO

V nadaljevanju povzemam rezultate lastne, ravni znanja primerne, empirične raziskave uganke premije na lastniški kapital za ZDA in Slovenijo. Natančnejši podatki, izračuni in grafičnimi prikazi so podani v prilogah.

Za obe raziskavi pričakujem, da pojasnjena varianca ne bo velika in bo še vedno velik vpliv ostalih spremenljivk, ki v model niso vključene.

V raziskavi sem uporabljal obrazce in postopke po Pfajfar (1998, str. 1 – 103 in 2000, str. 1 – 34).

4.1 PRIMER ZDA

Ekonometrično raziskavo uganke premije na lastniški kapital za ZDA izvajam za obdobje od leta 1929 do leta 1986. Podatke predstavljam v prilogi 2, natančnejše postopke in izračune pa v prilogi 3. Odvisnost razlike med realnima donosnostima proučujem v odvisnosti od naslednjih spremenljivk:

- realni BDP (*RBDP*), kot agregatna mera gospodarske aktivnosti,
- realne cene nafte za sod (*RPNAF*), ki s svojim gibanjem vplivajo na cene dobrin,
- obrestne mere Federal Reserve-a subjektom z najboljšo boniteto (»prime rate«) (*OM*), s katerimi Federal Reserva želi bodisi pospeševati bodisi zavirati investiranje.

Za funkcioniranje današnjih gospodarstev je zelo pomemben denar in denarna politika države. Z denarno politiko država zasleduje makroekonomske cilje in želi vplivati na rast BDP in zaposlenosti, stabilno ter nizko inflacijo, likvidnost pri plačevanju tako doma kot v tujini, ustreznost salda plačilne bilance, stabilnost valute in podobno. Na gospodarsko aktivnost v veliki meri vpliva likvidnost plačevanja, zaradi česar kot pojasnjevalno spremenljivko vključujem denarni agregat MZM^3 (»money zero maturity«). Vrednosti agregata MZM so s pomočjo CPI preračunane na realne vrednosti – RM .

Realno razliko med donosnostima sem izračunal tako, da sem povprečne nominalne letne donosnosti po posameznih letih s pomočjo CPI preračunal na realne donosnosti in odštel realno donosnost obveznic od realne donosnosti delnic.

Namen ekonometričnega modela je, vsaj do določene mere proučiti vpliv posameznih, zgoraj naštetih, pojasnjevalnih spremenljivk na odvisno spremenljivko, ki je v tem primeru realna razlika med donosnostjo delnic in obveznic (Δ).

4.1.1 PROUČEVANI MODELI

Proučeval sem naslednje modele:

- a) linearno regresijsko funkcijo –

$$\Delta = \beta_1 + \beta_2 RBDP + \beta_3 RM + \beta_4 OM + \beta_5 RPNAF + u \quad (4.1)$$

- b) funkcijo delnega prilagajanja –

$$\Delta = \beta_1 + \beta_2 RBDP + \beta_3 RM + \beta_4 OM + \beta_5 RPNAF + \beta_6 \Delta_{t-10} + u \quad (4.2)$$

- c) linearno-logaritemsko funkcijo –

$$\Delta = \beta_1 + \beta_2 \ln RBDP + \beta_3 \ln RM + \beta_4 \ln OM + \beta_5 \ln RPNAF + u \quad (4.3)$$

Za najprimernejšo med njimi bom v nadaljevanju preverjal tudi prisotnost multikolinearnosti, heteroskedastičnosti in avtokorelacije.

³ MZM predstavlja denarni agregat, v katerega so vključene komponente denarnega agregata $M2$ minus manjši časovni depoziti, k čemur je prišteta vsota institucionalnega denarja tržnih vzajemnih skladov (le-ti so vključeni v $M3$ in izključeni iz $M2$) (St. Louis Fed: Monetary Trends).

Linearna regresijska funkcija uspe pojasniti le slabih 16 % celotne variance, kar je razvidno tudi iz predstavljenih rezultatov:

$$\Delta = \beta_1 + \beta_2 RBDP + \beta_3 RM + \beta_4 OM + \beta_5 RPNAF + u$$

$$\Delta = b_1 + b_2 RBDP + b_3 RM + b_4 OM + b_5 RPNAF \quad (4.4)$$

$$\Delta = 26,0459 + 0,08 RBDP - 0,160 RM - 5,679 OM - 0,507 RPNAF$$

$$t: (3,329) \quad (1,444) \quad (-1,359) \quad (-2,928) \quad (-0,360)$$

$$p: (0,002) \quad (0,155) \quad (0,180) \quad (0,005) \quad (0,720)$$

$$R^2 = 0,1570$$

$$\overline{R^2} = 0,0934$$

$$n = 58$$

$$F_{c(\alpha=0,05, m_1=4, m_2=53)} \approx 2,53$$

$$s_e = 20,2642$$

$$F_{(4,53)} = 2,467$$

$$\text{Durbin-Watson} = 2,09803$$

Vir: Lastni izračuni.

Na podlagi *t*-statistike ugotavljam, da je statistično značilen le koeficient b_4 , in sicer pri stopnji značilnosti ($p=0,005$), medtem ko za ostale koeficiente tega ne morem trditi. Na podlagi rezultatov sklepam, da na odvisno spremenljivko vpliva le obrestna mera, in sicer se, v primeru povečanja le-te razlika med realnima donosnostima zmanjša za 5,679 odstotne točke. Ocena standardne napake ocene regresije, ki meri velikost odklonov opazovanih vrednosti odvisne spremenljivke od ocenjene regresijske funkcije znaša $s_e=20,2642$ odstotne točke.

S funkcijo delnega prilagajanja lahko pojasnim slabih 20 % variance. Iz rezultatov izračunov funkcije delnega prilagajanja lahko izračunam funkcije realne razlike med donosnostima na dolgi rok. Oboje predstavljam v nadaljevanju.

$$\Delta = g_1 + g_2 RBDP + g_3 RM + g_4 OM + g_5 RPNAF + g_6 \Delta_{t-10}$$

$$\Delta = 22,973 + 0,046 RBDP - 0,991 RM - 4,49 OM + 0,201 RPNAF + 0,137 \Delta_{t-10} \quad (4.5)$$

$$t: (3,172) \quad (1,016) \quad (-0,982) \quad (-2,560) \quad (0,174) \quad (1,287)$$

$$p: (0,003) \quad (0,315) \quad (0,332) \quad (0,014) \quad (0,863) \quad (0,205)$$

$$R^2 = 0,1967$$

$$\overline{R^2} = 0,1011$$

$$n = 48$$

$$F_{(5,42)} = 2,06$$

$$s_e = 16,2498$$

$$\text{Durbin-Watson} = 2,23105$$

Vir: Lastni izračuni.

S pomočjo koeficienta d izračunamo funkcijo realne razlike med donosnostima na dolgi rok. Koeficient d v mojem primeru znaša $d = 0,863$, funkcija realne razlike med donosnostima na dolgi rok pa:

$$\Delta = 26,620 + 0,053RBDP - 1,148RM - 5,203OM + 0,233RPNAF \quad (4.6)$$

Vir: Lastni izračuni.

Na podlagi t-statistike ugotavljam, da nobena od spremenljivk na višino razlike med donosnostima ne vpliva, saj so vse statistično neznačilne (vrednost p je povsod večja od 0,005).

Rezultati ocene funkcije delnega prilagajanja kažejo, da nobena od pojasnjevalnih spremenljivk ne vpliva na odvisno spremenljivko, saj so vsi parcialni regresijski koeficienti statistično neznačilni. Kljub temu se le-ta izkaže za najprimernejšo in jo v nadaljevanju uporabljam zaradi izračunanih predznakov, ki so skladni s pričakovanimi.

Rezultati linearno-logaritemske funkcije kažejo, da z le-to lahko pojasnim le okrog 17 % variance.

$$\Delta = b_1 + b_2 \ln RBDP + b_3 \ln RM + b_4 \ln OM + b_5 \ln RPNAF$$

$$\Delta = -24,839 + 30,298 \ln RBDP - 22,825 \ln RM - 25,295 \ln OM + 3,173 \ln RPNAF \quad (4.7)$$

$$t: \quad (-0,947) \quad (0,946) \quad (-0,676) \quad (-3,160) \quad (0,569)$$

$$p: \quad (0,348) \quad (0,349) \quad (0,502) \quad (0,003) \quad (0,572)$$

$$R^2 = 0,1705$$

$$\overline{R^2} = 0,1079$$

$$n = 58$$

$$F_{c(\alpha=0,05, m_1=4, m_2=53)} \approx 2,53$$

$$s_e = 20,1014$$

$$F_{(4,53)} = 2,723$$

$$\text{Durbin-Watson} = 2,25450$$

Vir: Lastni izračuni.

Rezultati t-statistike kažejo, da v primeru linearno – logaritemske funkcije na odvisno spremenljivko vpliva le obrestna mera, in sicer se v primeru povečanja le-te razlika med donosnostima zmanjša.

Velikost odklonov opazovanih vrednosti odvisne spremenljivke od ocenjene regresijske funkcije meri ocena standardne napake ocene regresije, ki v tem primeru znaša $s_e = 20,1014$ odstotne točke.

4.1.2 IZBIRA NAJBOLJŠEGA MODELA

Na podlagi Box-Coxovega testa sem kot najboljši model izbral funkcijo delnega prilagajanja. V nadaljevanju bom vse ocene izvajal za funkcijo delnega prilagajanja. Natančnejši prikaz testa je prikazan v Prilogi 3.

4.1.3 PRISOTNOST MULTIKOLINEARNOSTI

VIF faktorji, s katerimi ugotavljam prisotnost multikolinearnosti, so prikazani v prilogi 3. Le-ti za funkcijo delnega prilagajanja odkrijejo prisotnost multikolinearnosti, kar pa ni presenečenje, saj imamo opravka s podatki iz časovnih vrst, za katere je značilna prisotnost le-te. V splošnem lahko trdim, da je prisotna dokaj močna multikolinearnost, ne glede na to, da je odložena odvisna spremenljivka, ki je uporabljena kot ena od pojasnjevalnih spremenljivk, ne povzroča.

Običajno prisotnost multikolinearnosti zahteva ukrepanje, a je velikokrat bolje, če pustimo model tak kakršen je (Pfajfar, 2004, 157 – 159).

4.1.4 PRISOTNOST HETEROSKEDASTIČNOSTI

Za problem heteroskedastičnosti velja, da je odkrivanje prisotnosti veliko enostavnejše, kakor odpravljanje posledic. Na izbiro imamo mnogo testov za ugotavljanje prisotnosti problema, s čimer je tudi povezan nadaljnji postopek odprave problema. Iz predpostavljene heteroskedastičnosti namreč izhaja t. i. transformacijski delitelj, s katerim delimo celotno ocenjeno regresijsko funkcijo in jo tako očistimo problema heteroskedastičnosti (Pfajfar, 2004, 172 – 185).

V mojem primeru opravljeni Breusch–Paganovi testi problema prisotnosti heteroskedastičnosti niso zaznali, zaradi česar temu delu ne posvečam večje pozornosti. Natančnejši prikaz testiranja prisotnosti le-te je predstavljen v prilogah 3.

4.1.5 PRISOTNOST AVTOKORELACIJE

Za testiranje prisotnosti avtokorelacije se najpogosteje uporablja Durbin–Watsonov test. Le-ta v primeru ZDA za funkcijo delnega prilagajanja, ki se je pokazala kot najboljša, ne odkrije prisotnosti avtokorelacije.

4.1.6 POVZETEK REZULTATOV

Kot najprimernejša za pojasnjevanje razlike med realnima donosnostima se je izkazala funkcija delnega prilagajanja, s katero je mogoče pojasniti le slabih 20 % variance. Za funkcijo delnega prilagajanja sem testiral prisotnost multikolinearnosti, heteroskedastičnosti in avtokorelacije. Izvedeni testi so odkrili le prisotnost multikolinearnosti.

Pričujoči rezultati potrjujejo domnevo, da bo na podlagi izračunanih modelov mogoče pojasniti le majhen delež variance in da bo vpliv ne vključenih spremenljivk velik.

4.2 PRIMER SLOVENIJE

Na podlagi uporabljenih podatkov, ki so prikazani v tabeli v prilogah 4, znaša premija na lastniški kapital za obdobje 1996 – 2002 približno 3,5 %.

Za proučevanje slovenske uganke premije na lastniški kapital uporabljam naslednje spremenljivke, katerih kvartalne podatke predstavljam v tabeli v prilogi 4:

- *BDP*, spremenljivka BDP po stalnih cenah iz leta 1995, s katero ponazarjam gospodarsko aktivnost,
- *MI*, denarni agregat, v katerega so vključeni gotovina v obtoku, vpogledne vloge pri bankah in hranilne vloge na vpogled,
- *DAX*, nemški borzni indeks, s katerim ponazarjam odvisnost domačega gospodarstva od dogajanja v nemškem gospodarstvu, ki nanj najbolj vpliva,
- Δ predstavlja razliko med realnima donosnostima, ki je ponazorjena z razliko med indeksoma SBI20 in BIO.

Za uporabo teh spremenljivk sem se odločil na podlagi razlik v proučevanih obdobjih ter splošno drugačnih razmer.

4.2.1 OCENE MODELOV

Enako kot na primeru ZDA, sem tudi za Slovenijo ocenjeval linearno regresijsko funkcijo, funkcijo delnega prilagajanja in linearno-logaritemsko funkcijo:

a) linearna regresijska funkcija

$$\Delta = \beta_1 + \beta_2 RBDP + \beta_3 MI + \beta_4 DAX + u \quad (4.8)$$

b) funkcija delnega prilagajanja

$$\Delta = \beta_1 + \beta_2 RBDP + \beta_3 MI + \beta_4 DAX + \beta_5 \Delta_{t-12} + u \quad (4.9)$$

c) linearno-logaritemska funkcija

$$\Delta = \beta_1 + \beta_2 \ln RBDP + \beta_3 \ln M1 + \beta_4 \ln DAX + u \quad (4.10)$$

$$\Delta = -18,3927 + 0,0416RBDP + 0,0008M1 - 0,0012DAX \quad (4.11)$$

$$t: \quad (-0,8298) \quad (1,079) \quad (0,347) \quad (-0,8425)$$

$$p: \quad (0,415) \quad (0,291) \quad (0,732) \quad (0,405)$$

$$R^2 = 0,0695 \quad \overline{R^2} = -0,0468$$

$$n = 28 \quad F_{c(\alpha=0,05, m_1=3, m_2=24)} = 3,01$$

$$s_e = 9,044 \quad F_{(3,24)} = 0,598$$

Vir: Lastni izračuni.

Rezultati linearne regresijske funkcije kažejo, da je z njo možno pojasniti le okrog 7 % variance razlike med realnima donosnostima. Na podlagi *t-statistike* ugotavljam, da noben od parcialnih regresijskih koeficientov ni statistično značilen. Ocena standardne napake ocene regresije, ki meri velikost odklonov opazovanih vrednosti odvisne spremenljivke od ocenjene regresijske funkcije znaša $s_e=9,044$ odstotne točke.

Nobena od pojasnjevalnih spremenljivk ni statistično značilna, kar pomeni, da nobena ne vpliva na velikost razlike med realnima donosnostima.

S funkcijo delnega prilagajanja je mogoče pojasniti dobrih 25 % variance razlike med realnima donosnostima:

$$\Delta = 19,2074 + 0,0032RBDP + 0,00077M1 - 0,0032DAX + 0,1194\Delta_{t-12} \quad (4.12)$$

$$t: \quad (0,340) \quad (0,043) \quad (0,356) \quad (-1,647) \quad (-0,526)$$

$$p: \quad (0,740) \quad (0,966) \quad (0,729) \quad (0,128) \quad (0,610)$$

$$R^2 = 0,256 \quad \overline{R^2} = -0,015$$

$$n = 16 \quad F_{c(\alpha=0,05, m_1=4, m_2=11)} = 3,36$$

$$s_e = 8,121 \quad F_{(4,11)} = 0,945$$

Vir: Lastni izračuni.

Na podlagi rezultatov izračunan *d* koeficient znaša $d = 0,8806$ in izračunana funkcija realne razlike med donosnostima na dolgi rok:

$$\Delta = 21,812 + 0,004RBDP + 0,00087M1 - 0,0036DAX \quad (4.13)$$

Vir: Lastni izračuni.

Statistična neznačilnost pojasnjevalnih spremenljivk je prisotna tudi v primeru funkcije delnega prilagajanja.

Izračuni za ocenjevanje linearno–logaritemskega modela prikazujejo, da je z le-to mogoče pojasniti le zelo majhen delež variance razlike med realnima donosnostima, in sicer le slabih 6 %.

$$\Delta = -79,353 + 14,689 \ln RBDP + 2,348 \ln M1 - 3,102 \ln DAX \quad (4.14)$$

$$t: \quad (-0,464) \quad (0,460) \quad (0,557) \quad (-0,475)$$

$$p: \quad (0,647) \quad (0,650) \quad (0,583) \quad (0,639)$$

$$R^2 = 0,0563 \quad \overline{R^2} = -0,0617$$

$$n = 28 \quad F_{c(\alpha=0,05, m_1=3, m_2=24)} = 3,01$$

$$s_e = 9,108 \quad F_{(3,24)} = 0,477$$

Vir: Lastni izračuni.

V linearno-logaritemskem modelu sklepam, na podlagi izračunane t-statistike, da so vsi parcialni regresijski koeficienti statistično neznačilni, kar pomeni, da nobena od pojasnjevalnih spremenljivk ne vpliva na velikost razlike med realnima donosnostima.

Predznaki parcialnih regresijskih koeficientov so enaki pričakovanim, zaradi česar, kljub temu, da so izračuni pokazali, da so pojasnjevalne spremenljivke statistično neznačilne, nadaljujem z izbiro najboljšega izmed ocenjenih modelov.

4.2.2 IZBIRA NAJBOLJŠEGA IZMED OCENJENIH MODELOV

Na podlagi rezultatov Box–Coxovega testa, ki se nahajajo, v prilogah 5, ugotavljam, da je za nadaljnje proučevanje najprimernejša funkcija delnega prilagajanja.

4.2.3 PRISOTNOST MULTIKOLINEARNOSTI

Na podlagi izračunanih VIF faktorjev postavljam sklep, da v ocenjevanem modelu delnega prilagajanja, multikolinearnost ni prisotna. Izračun je predstavljen v prilogi 5. Odsotnost multikolinearnosti v tem primeru je nenavadna, saj je model ocenjevan na podlagi podatkov iz časovnih vrst, za katere je prisotnost multikolinearnosti običajna.

4.2.3 PRISOTNOST HETEROSKEDASTIČNOSTI

Na podlagi rezultatov Breusch–Paganovega testa sprejemam sklep, da v funkciji delnega prilagajanja heteroskedastičnost v mojem primeru ni prisotna. Natančnejši izračuni se nahajajo v prilogi 5.

4.2.4 PRISOTNOST AVTOKORELACIJE

Na podlagi Durbin–Watsonove d-statistike sprejemam sklep, da avtokorelacija v funkciji delnega prilagajanja ni prisotna.

4.2.5 POVZETEK EKONOMETRIČNE RAZISKAVE

Tudi na primeru Slovenije se je kot najprimernejša funkcija za pojasnjevanje razlike med realnima donosnostima pokazala funkcija delnega prilagajanja. Z njo pojasnjena varianca znaša približno 25 %.

Za funkcijo delnega prilagajanja sem izračunal teste, s katerimi sem ugotavljal prisotnost multikolinearnosti, heteroskedastičnosti in avtokorelacije. Le-ti so pokazali, da noben od pojavov ni prisoten.

Tudi tokrat rezultati potrjujejo domnevo o težavnosti pojasnjevanja variance, saj je tudi tokrat vpliv spremenljivk, ki v model niso vključene, relativno velik.

4.3 PRIMERJAVA REZULTATOV Z OSTALIMI RAZISKAVAMI

Že na podlagi rezultatov primerjav med ZDA in Slovenijo lahko sklepamo, da se, kot je bilo že v tekstu omenjeno, premija na lastniški kapital lahko tudi močno razlikuje glede na državo oziroma geografsko območje, ki ga proučujemo in hkrati tudi glede na proučevano časovno obdobje ter dolžino le-tega. Trditev je dokaj logična, saj se razvitost trgovanja z vrednostnimi papirji po državah močno razlikuje, hkrati pa imajo dogodki, kot so na primer vojne, recesije in podobni, velik vpliv na donosnost.

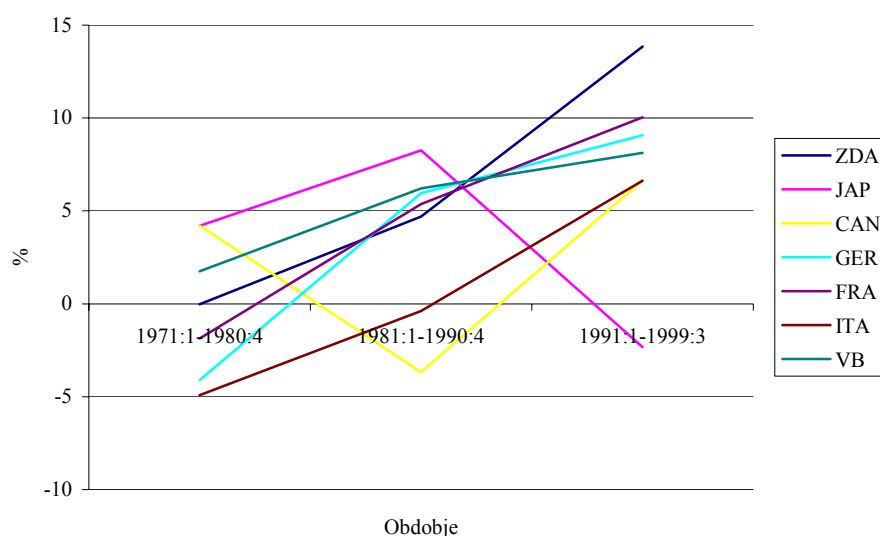
Izračunana premija na lastniški kapital za ZDA, na podlagi uporabljenih podatkov, znaša slabih 9 % in za Slovenijo približno 3,5 %. V literaturi so številne meddržavne primerjave višin premije na lastniški kapital, kjer različni avtorji za različna obdobja računajo bodisi ex-post ali pa ocenjujejo ex-ante premijo na lastniški kapital. V nadaljevanju povzemam nekatere izmed njih.

Najbolj sveži podatki o grobih ocenah premije za tveganje, s katerimi si lahko pomagamo tudi pri ocenjevanju tveganja trga lastniškega kapitala, so objavljeni na spletnih straneh Univerze Stern v New Yorku. Tabela z ocenami z dne 23. januarja 2004 podajam v prilogah 6. Na tem mestu pa naj vendarle navedem podatke za ZDA in Slovenijo kot primerjavo z rezultati izračunanimi iz podatkov, ki sem jih uporabil v regresiji. Za ZDA znaša premija za celotno tveganje 4,82 %, na podlagi katere bi lahko sprejeli sklep, da veljajo zaključki nekaterih avtorjev (na primer Cornell, 1999, str. 206–216) o nižanju

premije za tveganje na dolgi rok. Isti vir navaja tudi podatek za Slovenijo, in sicer znaša skupna premija za tveganje 6,17 %, ocenjeno deželno tveganje pa 1,35 %.

Primerjave med državami so se lotili tudi nekateri drugi avtorji. Med njimi izdavam novejša analiza, kot je na primer analiza Canova in Nicola iz leta 2003, ki navajata podatke za države skupine G7 po štirih različnih časovnih obdobjih. Tabela s točnejšimi podatki je vključena v prilogah 7.

Slika 4: Premija na lastniški kapital po različnih časovnih obdobjih za države skupine G7.



Vir: Canova, Nicolás, 2003, 226.

Iz grafičnega prikaza je razvidno gibanje premije na lastniški kapital za države G7, ki se v določenih primerih gibljejo popolnoma neodvisno med seboj, kar še enkrat potrjuje sklep, da se le-ta razlikuje glede na prostor in čas proučevanja.

Višina premije na lastniški kapital je odvisna tudi od metode izračunavanja povprečja ter od vrste netvegane naložbe, s katero podatke primerjamo. Dimson, Marsh in Staunton (2003, str. 12) navajajo podatke o premiji na lastniški kapital za 16 držav, njihovo povprečje ter za svetovno povprečje. Podatki so prikazani v tabeli v prilogi 8. Premija na lastniški kapital za obdobje 1900 – 2002 v povprečju za 16 držav znaša glede na zakladne menice 4,5 % v primeru izračunavanja geometrijskega povprečja ter 6,9 % v primeru aritmetične sredine. Glede na obveznice znaša premija 3,8 % oziroma 5,9 %. Razlik v podatkih o svetovnem povprečju po geometrijskem povprečju praktično ni, za aritmetično sredino pa so nižji za približno eno odstotno točko, kar nakazuje na to, da ostale države, ki niso vključene v tabelo, nimajo velikega vpliva na svetovno povprečje.

Napovedovanje prihodnosti pa je vendarle, vsaj za širšo javnost, bolj aktualno. Nekateri izmed avtorjev so se preizkusili v oblikovanju modela, s katerim bi bilo mogoče

napovedovati prihodnje vrednosti premije na lastniški kapital. Rezultati se med seboj, ravno tako kakor uporabljene metode, zelo razlikujejo. Avtorji pri napovedovanju uporabljajo tako enostavne grafične metode, kakor tudi bolj kompleksne ekonometrične postopke – Olesen in Risager v svoji raziskavi ugotovita, da je na primeru Danske mogoče napovedovati 5-letno premijo na lastniški kapital, s čimer bi si investitorji lahko pomagali pri oblikovanju svojega portfolia. Za primer Finske pa Veihekoski (2004, str. 1 – 23) preizkuša tri načine ocenjevanja premije za tveganje, in sicer metodo zgodovinskih povprečij, metodo ocenjevanja pogojnega CAPM modela in zadnja metoda, ki pa temelji na Ohlsonovem modelu ostankov dohodka (Veihekoski, 2004, str. 22). Veihekoski zaključuje, da so rezultati metode zgodovinskih povprečij zelo občutljivi na izbiro in dolžino proučevanega obdobja. Rezultat te metode je premija v višini 5,34 % letno. S pogojnim CAPM modelom ocenjena premija za tveganje za Finsko znaša presenetljivih 17,69 %, z zadnjo metodo ocenjena premija na lastniški kapital pa znaša med 3,31 % in 5,94 %.

Kot zanimivost naj omenim raziskavo Jaina (2003, str. 1 – 26), ki je proučeval višino premije v odvisnosti od načina trgovanja. V raziskavo je vključil 118 vodilnih držav in na podlagi rezultatov analize ugotovil, da se ob uvedbi elektronskega načina trgovanja donosnosti znižujejo za 0,08 % mesečno. Način trgovanja torej vpliva na stroške kapitala podjetja.

SKLEP

Iz pričujočega dela je razvidno, da gre pri razreševanju uganke premije na lastniški kapital za zelo kompleksen problem, kar dokazujejo tudi številne na različne načine opravljene raziskave, s katerimi so tako ekonometriki, kakor tudi ekonomisti teoretiki poskušali razložiti pojav.

Na ta, zaenkrat še vedno nepopolno razložen, pojav sta kot prva naletela Mehra in Prescott, ki sta tudi imenovala nezmožnost pojasnjevanja višine premije na lastniški kapital, ki so j deležni investitorji v delnice.

Ne glede na načine, s katerimi so se posamezni avtorji lotili tega problema, še vedno trdijo bodisi, da problema sploh ni ali pa ga ne uspejo razložiti v popolnosti. Zanimivi so številni poizkusi, še posebno pa njihovi rezultati, na podlagi katerih se vedno odkrije povezanost med donosnostjo in pojavom, ki ga proučujejo posamezni avtorji. Posebno zanimiva pri tem je povezanost načina trgovanja, ki ravno tako vpliva na donosnost in posledično tudi na, v tem primeru zmanjšanje, stroškov kapitala podjetja.

Modela ali pa vsaj okvirja, ki bi zajemal številne spremenljivke in predpostavke, ki so nedvomno potrebne za uspešno razlago uganke še ni, saj poleg neenotnega mnenja glede

pravilnosti uporabe zgodovinskih podatkov in kasnejših izračunov med avtorji še vedno ni enotnega mnenja ali sploh tovrsten problem obstaja ali pa gre le za napačno sklepanje oziroma uporabo napačnih predpostavk, ki posledično privedejo do napačnih rezultatov. Problem modela je tudi dolžina obdobja, ki ga proučujemo. Velja pa, da daljše obdobje proučujemo manjša je razpoložljivost podatkov. S tem problemom sem se srečal tudi sam pri zbiranju podatkov o različnih parametrih, posebno za ZDA. Poleg manjše razpoložljivosti podatkov je problem tudi v kredibilnosti njihovega izdajatelja le-teh, v veliki večini primerov pa gre tudi le za ocene vrednosti, ki pa so podvržene subjektivnim ocenam posameznikov, ki so njihovi avtorji. Predvidevam, da se bodo avtorji, ki se ali pa se še bodo soočali z reševanjem tega problema, poleg vključevanja večjega števila pojasnjevalnih spremenljivk, srečevali tudi s problemom merjenja nekaterih izmed njih. Ekonomska teorija nam namreč postreže z nekaj cilji reprezentativnega agenta, k čemur je dodano precejšnje število možnih ocenjevanj tega cilja. Poseben problem pri proučevanju pa se mi zdi, da bo variabilnost donosnosti tako po kraju kot tudi po času.

Kot kaže, je zaenkrat edina točna trditev o prihodnjih donosnostih oglaševalski slogan: »Donosi v preteklosti niso garancija za prihodnost«.

LITERATURA

1. Canova Fabio, Nicoló Gianni de: The Properties of the Equity Premium and the Risk – Free Rate: An Investigation Across Time and Countries. Washington : IMF Staff Papers, 50(2003), 2. str. 222-249.
2. Cornell Bradford: The Equity Risk Premium: The Long-run Future of the Stock Market. New York : John Wiley and Sons, 1999. 227 str.
3. Dimson Elroy, Marsh Paul, Staunton Mike: Global Evidence on the Equity Risk Premium. Journal of Applied Corporate Finance, New York, 15(2003), 4, str. 8-19.
4. Friedman Milton, Schwartz Anna J.: Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867-1975. Chicago : The University of Chicago Press, 1983. 664 str.
5. Jain Pankaj: Financial Market Design and Equity Premium: Electronic versus Floor Trading. B. k., 2003, 30 str., 9 pril.
6. Mehra Rajnish, Prescott Edward: The equity premium: A puzzle, Journal of Monetary Economics, Amsterdam : North – Holland, marec 1985, str. 145-161.
7. Mrak Mojmir: Mednarodne finance, 1. natis. Ljubljana : GV založba, 2002. 682 str.
8. Mramor Dušan: Teorija poslovnih financ. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 2000. str. 191.
9. Olesen Overgaard Jan, Risager Ole: On the Predictability of the Danish Equity Premium. Copenhagen : Copenhagen Business School – Department of Economics, Working paper 5-2000, 20 str., 22 pril.
10. Pfajfar Lovrenc: Ekonometrija 1. del. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 1998. 103 str., 13 pril.
11. Pfajfar Lovrenc: Ekonometrija, Obrazci in postopki. Ljubljana : Ekonomska fakulteta 2000. 34 str.
12. Prohaska Zdenko: Finančni trgi, 1. izdaja. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 1999. 205 str.
13. Samuelson Paul Anthony, Nordhaus William D.: Ekonomija, 16. izdaja. Ljubljana : GV založba, 2002. 790 str.
14. Sharpe F. William, Alexander J. Gordon: Investments, 4. izdaja. Englewood Cliffs, New Jersey : Prentice – Hall, 1990. 833 str.
15. Siegel Jeremy J., Thaler Richard H.: Anomalies: The Equity Premium Puzzle. Journal of Economic Perspectives, Nashville, TN : American Economic Association, 11(1997), 1, str. 191-200.
16. Vaihekoski Mika: Estimating Equity Risk Premium: Case Finland: Work in process, 19. 04. 2004, 26 str., 5 pril.
17. Wang Wei Pierre: Asset Pricing and the Equity Premium Puzzle: A Review Essay, Kingston, Ontario : Queen's School of Business, april 2002. 33 str., 4 pril.

VIRI

1. Bank Prime Loan Rate Changes: Historical Dates of Changes and Rates. [URL: <http://research.stlouisfed.org/fred2/data/PRIME.txt>], 2.3.2004.
2. Country Default Spreads and Risk Premiums. [URL: http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/New_Home_Page/datafile/ctryprem.html], 17.5.2004.
3. Current-Dollar and »Real« Gross Domestic Product. [URL: <http://www.bea.doc.gov/bea/dn/gdplev.xls>], 25.3.2004.
4. Economagic: Economic Time Series Page. [URL: <http://www.economagic.com/em-cgi/data.exe/tmp/213-143-86-19!20040410060741>], 10.4.2004.
5. FreedomCAR & Vehicle Technologies Program: Crude Oil Prices Since 1870. [URL: http://www.eere.energy.gov/vehiclesandfuels/facts/favorites/fcvt_fotw210.shtml], 2.3.2004.
6. Historische Kurse- _GDAXI (Germany DAX Index). [URL: <http://de.table.finance.yahoo.com/d?b=1&a=0&c=1996&e=31&d=11&f=2002&g=m&s=%5EGDAXI>], 15.4.2004.
7. Letno poročilo Banke Slovenije za leto 1996. Ljubljana : Banka Slovenije, 1997. 60 str.
8. Letno poročilo Banke Slovenije za leto 1997. Ljubljana : Banka Slovenije, 1998. 74 str.
9. Letno poročilo Banke Slovenije za leto 1998. Ljubljana : Banka Slovenije, 1999. 95 str.
10. Letno poročilo Banke Slovenije za leto 1999. Ljubljana : Banka Slovenije, 2000. 101 str.
11. Letno poročilo Banke Slovenije za leto 2000. Ljubljana : Banka Slovenije, 2001. 96 str.
12. Letno poročilo Banke Slovenije za leto 2001. Ljubljana : Banka Slovenije, 2002. 105 str.
13. Letno poročilo Banke Slovenije za leto 2002. Ljubljana : Banka Slovenije, 2003. 104 str.
14. Ljubljanska Borza d. d., Trgovanje, Arhiv vrednosti borznih indeksov. [URL: <http://www.ljse.si/StrSlo/trgovanj/indeksi/inIntera.asp>], 15.4.2004.
15. Pfajfar, Ekonometrija, gradiva. [URL: <http://www.ef.uni-lj.si/predmeti/ekonometrija/>], 11.3.2004.
16. St. Louis Fed: Monetary Trends. [URL: <http://research.stlouisfed.org/publications/mt/notes.pdf>], 17. 05. 2004
17. St. Louis Fed: Economic Research. [URL: <http://research.stlouisfed.org/>], 10.04.2004.
18. Statistični urad Republike Slovenije. [URL: <http://www.stat.si/indikatorji.asp?ID=1>], 22.4.2004

SLOVAR TUJIH IZRAZOV

commercial paper – komercialni papir

debt – dolg

dummy variable – slamnata spremenljivka

equity – lastniški kapital

equity premium – premija na lastniški kapital

equity premium puzzle – uganka premije na lastniški kapital

external habit formation model – zunanji model oblikovanja odvisnosti

habit formation model – model oblikovanja odvisnosti

idiosyncratic risk – neobičajno tveganje

internal habit formation model – notranji model oblikovanja odvisnosti

mean reversion and aversion – vračanje k povprečju in nenaklonjenost

non-expected utility model – model nepričakovane koristnosti

risk-free rate puzzle – uganka donosnosti netvegane naložbe

survivorship bias – pristranskost preživetja

PRILOGE

PRILOGA 1: DONOSNOST PO VREDNOSTNIH PAPIRJIH

Tabela 1: Donosnost po vrednostnih papirjih za ZDA (1926-1986)

Leto	Zakladna menica (%)	Dolgoročna državna obveznica (%)	Dolgoročne obveznice podjetij (%)	Delnice (%)	Inflacija (CPI) (%)
1926	3,27	7,77	7,37	11,62	-1,49
1927	3,12	8,93	7,44	37,49	-2,08
1928	3,24	0,10	2,84	43,61	-0,97
1929	4,75	3,42	3,27	-8,42	0,19
1930	2,41	4,66	7,98	-24,90	-6,03
1931	1,07	-5,31	-1,85	-43,34	-9,52
1932	0,96	16,84	10,82	-8,19	-10,30
1933	0,30	0,08	10,38	53,99	0,51
1934	0,16	10,02	13,84	-1,44	2,03
1935	0,17	4,98	9,61	47,67	2,99
1936	0,18	7,51	6,74	33,92	1,21
1937	0,31	0,23	2,75	-35,03	3,10
1938	-0,02	5,53	6,13	31,12	-2,78
1939	0,02	5,94	3,97	-0,41	-0,48
1940	0,00	6,09	3,39	-9,78	0,96
1941	0,06	0,93	2,73	-11,59	9,72
1942	0,27	3,22	2,60	20,34	9,29
1943	0,35	2,08	2,83	25,90	3,16
1944	0,33	2,81	4,73	19,75	2,11
1945	0,33	10,73	4,08	36,44	2,25
1946	0,35	-0,10	1,72	-8,07	18,17
1947	0,50	-2,63	-2,34	5,71	9,01
1948	0,81	3,40	4,14	5,50	2,71
1949	1,10	6,45	3,31	18,79	-1,80
1950	1,20	0,06	2,12	31,71	5,79
1951	1,49	-3,94	-2,69	24,02	5,87
1952	1,66	1,16	3,52	18,37	0,88
1953	1,82	3,63	3,41	-0,99	0,62
1954	0,86	7,19	5,39	52,62	-0,50
1955	1,57	-1,30	0,48	31,56	0,37
1956	2,46	-5,59	-6,81	6,56	2,86
1957	3,14	7,45	8,71	-10,78	3,02
1958	1,54	-6,10	-2,22	43,36	1,76
1959	2,95	-2,26	-0,97	11,95	1,50
1960	2,66	13,78	9,07	0,47	1,48
1961	2,13	0,97	4,82	26,89	0,67
1962	2,73	6,89	7,95	-8,73	1,22
1963	3,12	1,21	2,19	22,80	1,65
1964	3,54	3,51	4,77	16,48	1,19
1965	3,93	0,71	-0,46	12,45	1,92
1966	4,76	3,65	0,20	-10,06	3,35
1967	4,21	-9,19	-4,95	23,98	3,04

Leto	Zakladna menica (%)	Dolgoročna državna obveznica (%)	Dolgoročne obveznice podjetij (%)	Delnice (%)	Inflacija (CPI) (%)
1968	5,21	-0,26	2,57	11,06	4,72
1969	6,58	-5,08	-8,09	-8,50	6,11
1970	6,53	12,10	18,37	4,01	5,49
1971	4,39	13,23	11,01	14,31	3,36
1972	3,84	5,68	7,26	18,98	3,41
1973	6,93	-1,11	1,14	-14,66	8,80
1974	8,00	4,35	-3,06	-26,47	12,20
1975	5,80	9,19	14,64	37,20	7,01
1976	5,08	16,75	18,65	23,84	4,81
1977	5,12	-0,67	1,71	-7,18	6,77
1978	7,18	-1,16	-0,07	6,56	9,03
1979	10,38	-1,22	-4,18	18,44	13,31
1980	11,24	-3,95	-2,62	32,42	12,40
1981	14,71	1,85	-0,96	-4,91	8,94
1982	10,54	40,35	43,79	21,41	3,87
1983	8,80	0,68	4,70	22,51	3,80
1984	9,85	15,43	16,38	6,27	3,95
1985	7,72	30,97	30,90	32,16	3,77
1986	6,17	24,44	19,85	18,47	1,13
\bar{Y}	3,51	4,71	5,33	12,12	3,14
σ_y	3,34	8,48	8,44	21,04	4,84

Vir: Sharpe, Alexander, 1990, str. 5 – 6.

PRILOGA 2: UPORABLJENI PODATKI (ZDA)

Tabela 2: Podatki, uporabljeni pri ekonometrični analizi za primer ZDA

Leto	Donosnost obveznic	Donosnost delnic	Razlika (3-2)	Inflacija	Donosnost popravljena za inflacijo	Realna cena nafte	Realni BDP	Realna količina denarja v obtoku (MZM)	Obrestna mera (»prime rate«)
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1929	4,75	-8,42	-13,17	0,19	-13,15	1,27	103,4	46,51	5,750
1930	2,41	-24,9	-27,31	-6,03	-29,06	1,27	97,1	48,66	4,750
1931	1,07	-43,34	-44,41	-9,52	-49,08	0,72	84,5	47,18	3,875
1932	0,96	-8,19	-9,15	-10,3	-10,20	0,97	65,5	40,19	3,625
1933	0,3	53,99	53,69	0,51	53,42	0,67	56,1	32,06	2,750
1934	0,16	-1,44	-1,60	2,03	-1,57	0,98	64,7	33,68	1,500
1935	0,17	47,67	47,50	2,99	46,12	0,94	71,2	37,94	1,500
1936	0,18	33,92	33,74	1,21	33,34	1,08	82,8	42,96	1,500
1937	0,31	-35,03	-35,34	3,1	-34,28	1,14	89,1	44,31	1,500
1938	-0,02	31,12	31,14	-2,78	32,03	1,16	88,6	46,81	1,500
1939	0,02	-0,41	-0,43	-0,48	-0,43	1,02	92,6	49,51	1,500
1940	0,00	-9,78	-9,78	0,96	-9,69	1,01	100,5	54,68	1,500
1941	0,06	-11,59	-11,65	9,72	-10,62	1,04	115,5	56,97	1,500
1942	0,27	20,34	20,07	9,29	18,36	1,09	148,1	65,11	1,500
1943	0,35	25,9	25,55	3,16	24,77	1,16	192,5	87,16	1,500
1944	0,33	19,75	19,42	2,11	19,02	1,18	215,2	104,61	1,500
1945	0,33	36,44	36,11	2,25	35,32	1,03	218,2	123,84	1,500
1946	0,35	-8,07	-8,42	18,2	-7,13	0,89	188,1	117,40	1,500
1947	0,5	5,71	5,21	9,01	4,78	1,47	224,0	133,93	1,521
1948	0,81	5,5	4,69	2,71	4,57	1,94	262,1	144,20	1,855
1949	1,1	18,79	17,69	-1,8	18,01	1,87	272,2	150,16	2,000
1950	1,2	31,71	30,51	5,79	28,84	1,62	277,7	142,56	2,069
1951	1,49	24,02	22,53	5,87	21,28	1,62	320,5	147,78	2,556
1952	1,66	18,37	16,71	0,88	16,56	1,70	355,2	163,48	3,000
1953	1,82	-0,99	-2,81	0,62	-2,79	1,92	377,0	170,14	3,087
1954	0,86	52,62	51,76	-0,5	52,02	1,94	382,3	178,05	3,051
1955	1,57	31,56	29,99	0,37	29,88	1,92	413,2	183,01	3,157
1956	2,46	6,56	4,10	2,86	3,99	1,88	425,3	181,67	3,771
1957	3,14	-10,78	-13,92	3,02	-13,51	2,02	447,6	186,20	4,203
1958	1,54	43,36	41,82	1,76	41,10	2,04	459,1	197,64	3,833
1959	2,95	11,95	9,00	1,5	8,87	1,87	499,1	207,38	4,479
1960	2,66	0,47	-2,19	1,48	-2,16	1,73	518,7	209,46	4,821
1961	2,13	26,89	24,76	0,67	24,60	1,79	541,1	222,19	4,500
1962	2,73	-8,73	-11,46	1,22	-11,32	1,78	578,6	233,82	4,500

Leto	Donosnost obveznic	Donosnost delnic	Razlika (3-2)	Inflacija	Donosnost popravljena za inflacijo	Realna cena nafte	Realni BDP	Realna količina denarja v obtoku (MZM)	Obrestna mera (»prime rate«)
1963	3,12	22,8	19,68	1,65	19,36	1,77	607,7	247,88	4,500
1964	3,54	16,48	12,94	1,19	12,79	1,78	655,8	264,67	4,500
1965	3,93	12,45	8,52	1,92	8,36	1,77	705,6	283,80	4,536
1966	4,76	-10,06	-14,82	3,35	-14,34	1,74	762,3	301,78	5,629
1967	4,21	23,98	19,77	3,04	19,19	1,75	808,0	325,97	5,634
1968	5,21	11,06	5,85	4,72	5,59	1,72	869,0	349,52	6,315
1969	6,58	-8,50	-15,08	6,11	-14,21	1,70	927,9	367,37	7,958
1970	6,53	4,01	-2,52	5,49	-2,39	1,71	984,5	384,83	7,906
1971	4,39	14,31	9,92	3,36	9,60	2,11	1090,5	438,39	5,725
1972	3,84	18,98	15,14	3,41	14,64	2,40	1197,5	484,42	5,251
1973	6,93	-14,66	-21,59	8,8	-19,84	3,58	1270,9	504,71	8,034
1974	8,00	-26,47	-34,47	12,2	-30,72	6,12	1336,9	530,61	10,814
1975	5,8	37,2	31,40	7,01	29,34	7,17	1531,0	598,97	7,857
1976	5,08	23,84	18,76	4,81	17,90	7,81	1741,5	684,71	6,840
1977	5,12	-7,18	-12,30	6,77	-11,52	8,03	1902,2	742,77	6,827
1978	7,18	6,56	-0,62	9,03	-0,57	8,25	2104,7	768,24	9,063
1979	10,38	18,44	8,06	13,3	7,11	11,16	2262,2	740,60	12,670
1980	11,24	32,42	21,18	12,4	18,84	19,21	2481,8	761,46	15,264
1981	14,71	-4,91	-19,62	8,94	-18,01	29,16	2871,7	828,23	18,870
1982	10,54	21,41	10,87	3,87	10,47	27,46	3133,7	967,65	14,849
1983	8,80	22,51	13,71	3,8	13,21	25,23	3407,2	1290,77	10,793
1984	9,85	6,27	-3,58	3,95	-3,44	24,90	3783,7	1364,98	12,047
1985	7,72	32,16	24,44	3,77	23,55	23,21	4066,9	1533,60	9,930
1986	6,17	18,47	12,30	1,13	12,16	12,37	4413,0	1787,97	8,340

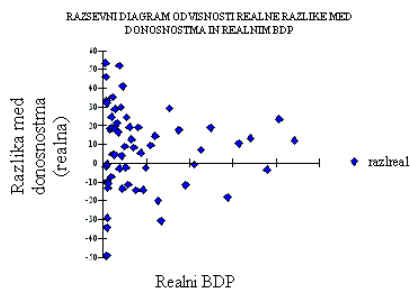
Vir:

- FreedomCAR & Vehicle Technologies Program: Crude Oil Prices Since 1870.
- Current-Dollar and »Real« Gross Domestic Product.
- Friedman M., Schwartz Anna J., Monetary Trends in the U.S. and the UK: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867-1975. str. 124 – 126.
- St. Louis Fed: Economic Research.
- Ecomagic: Economic Time Series Page.
- Bank Prime Loan Rate Changes: Historical Dates of Changes and Rates.
- Lastni izračuni.

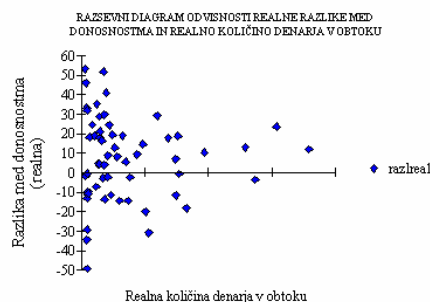
PRILOGA 3: EKONOMETRIČNA ANALIZA ZA ZDA

1 DOLOČANJE PREDZNAKOV

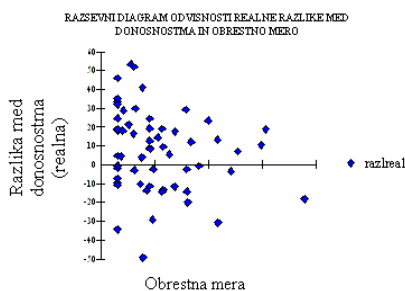
Slika 1: Razsevni diagram odvisnosti realne razlike med donosnostjo delnic in obveznic od realnega BDP.



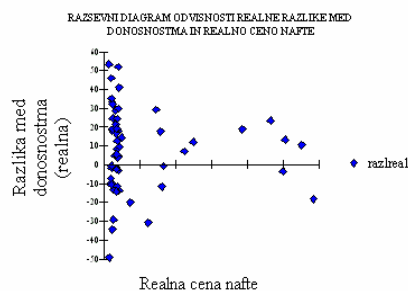
Slika 2: Razsevni diagram odvisnosti realne razlike med donosnostjo delnic in obveznic od realne količine denarja.



Slika 3: Razsevni diagram odvisnosti realne razlike med donosnostjo delnic in obveznic od obrestne mere.



Slika 4: Razsevni diagram odvisnosti realne razlike med donosnostjo delnic in obveznic od realne cene nafte.



Vir: Lastni izračuni.

2 OCENE FUNKCIJ

2.1 LINEARNA REGRESIJSKA FUNKCIJA

$$\Delta = \beta_1 + \beta_2 RBDP + \beta_3 RM + \beta_4 OM + \beta_5 RPNAF + u$$

$$\Delta = b_1 + b_2 RBDP + b_3 RM + b_4 OM + b_5 RPNAF$$

$$\Delta = 26,0459 + 0,08 RBDP - 0,160 RM - 5,679 OM - 0,507 RPNAF$$

$$t: (3,329) \quad (1,444) \quad (-1,359) \quad (-2,928) \quad (-0,360)$$

$$p: (0,002) \quad (0,155) \quad (0,180) \quad (0,005) \quad (0,720)$$

$$R^2 = 0,1570$$

$$\overline{R^2} = 0,0934$$

$$n = 58$$

$$F_{c(\alpha=0,05, m_1=4, m_2=53)} \approx 2,53$$

$$s_e = 20,2642$$

$$F_{(4,53)} = 2,467$$

$$\text{Durbin-Watson} = 2,09803$$

Vir: Lastni izračuni.

2.2 FUNKCIJA DELNEGA PRILAGAJANJA

$$\Delta = g_1 + g_2 RBDP + g_3 RM + g_4 OM + g_5 RPNAF + g_6 \Delta_{t-10}$$

$$\Delta = 22,973 + 0,046 RBDP - 0,991 RM - 4,49 OM + 0,201 RPNAF + 0,137 \Delta_{t-10}$$

$$t: (3,172) \quad (1,016) \quad (-0,982) \quad (-2,560) \quad (0,174) \quad (1,287)$$

$$p: (0,003) \quad (0,315) \quad (0,332) \quad (0,014) \quad (0,863) \quad (0,205)$$

$$R^2 = 0,1967$$

$$\overline{R^2} = 0,1011$$

$$n = 48$$

$$F_{(5,42)} = 2,06$$

$$s_e = 16,2498$$

$$\text{Durbin-Watson} = 2,23105$$

Iz ocenjene funkcije delnega prilaganja s pomočjo koeficienta d izračunamo koeficiente funkcije realne razlike med donosnostma na dolgi rok.

$$d = 1 - g_6 = 1 - 0,137 = 0,863$$

$$b_1 = \frac{g_1}{d} = \frac{22,973}{0,863} = 26,620$$

$$b_4 = \frac{g_4}{d} = \frac{-4,49}{0,863} = -5,203$$

$$b_2 = \frac{g_2}{d} = \frac{0,046}{0,863} = 0,053$$

$$b_5 = \frac{g_5}{d} = \frac{0,201}{0,863} = 0,233$$

$$b_3 = \frac{g_3}{d} = \frac{-0,991}{0,863} = -1,148$$

$$b_6 = \frac{g_6}{d} = \frac{0,137}{0,863} = 0,159$$

Vrednost koeficienta $d=0,864$, pove, da se vsako desetletje odpravi 86,3% vrzeli med željeno razliko in dejansko.

Dolgoročna funkcija realne razlike med donosnostma ima naslednjo obliko:

$$\Delta = 26,620 + 0,053 RBDP - 1,148 RM - 5,203 OM + 0,233 RPNAF$$

Vir: Lastni izračuni.

2.3 LINEARNO – LOGARITEMSKA FUNKCIJA

$$\Delta = \beta_1 + \beta_2 \ln RBDP + \beta_3 \ln RM + \beta_4 \ln OM + \beta_5 \ln RPNAF + u$$

$$\Delta = b_1 + b_2 \ln RBDP + b_3 \ln RM + b_4 \ln OM + b_5 \ln RPNAF$$

$$\Delta = -24,839 + 30,298 \ln RBDP - 22,825 \ln RM - 25,295 \ln OM + 3,173 \ln RPNAF$$

$$t: (-0,947) \quad (0,946) \quad (-0,676) \quad (-3,160) \quad (0,569)$$

$$p: (0,348) \quad (0,349) \quad (0,502) \quad (0,003) \quad (0,572)$$

$$R^2 = 0,1705$$

$$\overline{R^2} = 0,1079$$

$$n = 58$$

$$F_{c(\alpha=0,05, m_1=4, m_2=53)} \approx 2,53$$

$$s_e = 20,1014$$

$$F_{(4,53)} = 2,723$$

$$\text{Durbin-Watson} = 2,25450$$

Vir: Lastni izračuni.

3 IZBIRA NAJBOLJŠE FUNKCIJE

3.1 BOX-COX-OV TEST

LINEARNA FUNKCIJA: $NVK_L = 21763,8$,

FUNKCIJA DELNEGA PRILAGAJANJA: $NVK_{DELPRIL} = 11090,3$ in

LINEARNO – LOGARITEMSKA FUNKCIJA: $NVK_{LINLOG} = 21415,5$.

linearna in funkcija delnega prilagajanja

$$(l = 13,498) < (\chi^2_{(\alpha=0,05,m=1)} = 3,841)$$

Na podlagi l-statistike zavračam ničelno domnevo, pri stopnji značilnosti $\alpha=0,05$, da sta ocenjena linearna funkcija in funkcija delnega prilagajanja empirično enakovredni in sprejemam sklep, da se razlikujeta po njihovi razlagalni moči.

$$\frac{21763,8}{1,11^2} = 17663,99 > 11090,3 \Rightarrow \text{primernejša je funkcija delnega prilagajanja}$$

linearna in linearno – logaritemska funkcija

$$(l = -5,585) < (\chi^2_{(\alpha=0,05,m=1)} = 3,841)$$

Na podlagi vzorčnih podatkov pri stopnji značilnosti $\alpha=0,05$ ničelne domneve ne morem zavrniti in sprejemam sklep, da sta modela empirično enakovredna.

$$\frac{21763,8}{1,099^2} = 17663,99 < 21415,5 \Rightarrow \text{bolj primerna linearna funkcija.}$$

funkcija delnega prilagajanja in linearno – logaritemska funkcija

$$(l = -25,136) < (\chi^2_{(\alpha=0,05,m=1)} = 3,841)$$

Tudi v tem primeru na podlagi vzorčnih podatkov pri stopnji značilnosti $\alpha=0,05$ ničelne domneve ne morem zavrniti in sprejemam sklep, da sta modela empirično enakovredna.

$$\frac{11090,3}{1,099^2} = 9001,14 < 21415,5 \Rightarrow \text{boljša funkcija delnega prilagajanja.}$$

Vir: Lastni izračuni.

4 PRISOTNOST MULTIKOLINEARNOSTI

4.1 OCENJEVANJE POMOŽNIH REGRESIJ MED POJASNJEVALNIMI SPREMENLJIVKAMI IN IZRAČUN VARIANČNEGA INFLACIJSKEGA FAKTORJA – VIF

- $RBDP = b_1 + b_2 RM + b_3 OM + b_4 RPNAF + b_5 \Delta_{t-10}$

$$RBDP = -120,434 + 2,22 RM + 30,098 OM + 20,494 RPNAF - 0,054 \Delta_{t-10}$$

$$R^2_{RBDP, RM, OM, RPNAF, \Delta_{t-10}} = 0,9979$$

- VIF:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \Rightarrow VIF = \frac{1}{1 - 0,9979} = 476,19$$

$$F_{c(\alpha=0,05,m_1=3,m_2=44)} \approx 2,84 \Rightarrow F_c < F_j$$

Na podlagi izračunanega VIF faktorja, ki močno presega vrednost 10 sklepam, da je v funkciji z delnim prilagajanjem prisotna multikolinearnost, ki jo povzroča linearna odvisnost spremenljivke RBDP. Do enakega sklepa pridemo tudi z uporabo faktorja VIF, saj močno presega vrednost 10, kar nakazuje, da je prisotna močna multikolinearnost.

- $RM = b_1 + b_2 RBDP + b_3 OM + b_4 RPNAF + b_5 \Delta_{t-10}$

$$RM = 54,985 + 0,446 RBDP - 13,248 OM - 8,738 RPNAF + 0,033 \Delta_{t-10}$$

$$R_{RM, RBDP, OM, RPNAF, \Delta_{t-10}}^2 = 0,9967$$

- VIF:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \Rightarrow VIF = \frac{1}{1 - 0,9967} = 303,03$$

$$F_{c(\alpha=0,05,m_1=3,m_2=44)} \approx 2,84 \Rightarrow F_c < F_j$$

Izračunan faktor VIF tudi v tem primeru močno presega vrednost 10, kar pomeni, da je v funkciji z delnim prilagajanjem prisotna multikolinearnost, ki jo povzroča linearna odvisnost RM od ostalih pojasnjevalnih spremenljivk.

- $OM = b_1 + b_2 RBDP + b_3 RM + b_4 RPNAF + b_5 \Delta_{t-10}$

$$OM = 3,558 + 0,02 RBDP - 0,044 RM - 0,254 RPNAF + 0,0045 \Delta_{t-10}$$

$$R_{OM, RBDP, RM, RPNAF, \Delta_{t-10}}^2 = 0,8935$$

- VIF:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \Rightarrow VIF = \frac{1}{1 - 0,8935} = 9,39$$

$$F_{c(\alpha=0,05,m_1=3,m_2=44)} \approx 2,84 \Rightarrow F_c < F_j$$

Faktor VIF je v tem primeru manjši od 10, kar pa ne pomeni, da multikolinearnost ni prisotna. Tudi v tem primeru je multikolinearnost, ki jo povzroča linearna odvisnost OM od ostalih pojasnjevalnih spremenljivk, prisotna, vendar ni tako problematična kot v prejšnjih dveh primerih.

- $RPNAF = b_1 + b_2 RBDP + b_3 RM + b_4 OM + b_5 \Delta_{t-10}$

$$RPNAF = 2,558 + 0,031 RBDP - 0,067 RM - 0,583 OM - 0,0077 \Delta_{t-10}$$

$$R_{RPNAF, RBDP, RM, OM, \Delta_{t-10}}^2 = 0,9326$$

- VIF:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \Rightarrow VIF = \frac{1}{1 - 0,9326} = 14,84$$

$$F_{c(\alpha=0,05,m_1=3,m_2=44)} \approx 2,84 \Rightarrow F_c < F_j$$

Tudi tokrat VIF faktor presega vrednost 10, kar nakazuje na prisotnost relativno močne multikolinearnosti, ki jo povzroča linearna odvisnost RPNAF od ostalih pojasnjevalnih spremenljivk.

- $\Delta_{t-10} = b_1 + b_2 RBDP + b_3 RM + b_4 OM + b_5 RPNAF$

$$\Delta_{t-10} = 4,536 - 0,0098 RBDP + 0,029 RM + 1,22 OM - 0,92 RPNAF$$

$$R^2_{\Delta_{t-10}, RBDP, RM, OM, RPNAF} = 0,0341$$

- VIF:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \Rightarrow VIF = \frac{1}{1 - 0,0341} = 1,035$$

$$F_{c(\alpha=0,05, m_1=3, m_2=44)} \approx 2,84 \Rightarrow F_c < F_j$$

Vrednost VIF faktorja v tem zadnjem primeru je zelo blizu 1, kar pomeni, da v tem primeru multikolinearnosti, ki bi jo povzročala linearna odvisnost odložene odvisne spremenljivke od ostalih pojasnjevalnih spremenljivk, ni.

Vir: Lastni izračuni.

5 PRISOTNOST HETEROSKEDASTIČNOSTI

5.1 BREUSCH-PAGAN-OV TEST

test heteroskedastičnosti

$$H_0 : a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = a_6 = 0$$

H_1 : vsaj ena je različna od 0

$$\theta = \frac{PVK_{ei}}{2 * \sigma_i^4} = \frac{474555,868}{2 * 231,048^2} = 4,445 \quad \chi^2_{c(m=1=6-1=5, \alpha=0,01)} = 15,0863 \quad \theta < \chi^2_c$$

Na podlagi vzorčnih podatkov ne morem zavrniti ničelne domneve in postavljam sklep, da v funkciji delnega prilagajanja heteroskedastičnost ni prisotna. Sklep postavljam pri stopnji značilnosti $\alpha=0,01$.

Vir: Lastni izračuni.

PRILOGA 4: PODATKI, UPORABLJENI ZA EKONOMETRIČNO ANALIZO ZA SLOVENIJO

Tabela 3: Podatki uporabljeni za ekonometrično analizo – primer Slovenije

Obdobje	Rsb20-Rbio	<i>BDP</i>	<i>M</i>	<i>DAX</i>
1996.I	-1,71	547788	187,50	2476,5
1996.II	-19,08	571221	205,30	2536,5
1996.III	0,13	579973	204,00	2556,4
1996.IV	14,19	600918	235,10	2797,8
1997.I	11,31	569565	224,70	3241,3
1997.II	-3,16	607546	251,10	3589,2
1997.III	10,12	606176	250,30	4160,1
1997.IV	-3,10	621477	270,50	3983,4
1998.I	18,78	603716	262,20	4744,6
1998.II	1,69	622759	293,00	5524,7
1998.III	2,92	626454	307,40	5060,8
1998.IV	-2,08	643028	332,70	4898,7
1999.I	8,49	621061	335,30	4985,3
1999.II	-6,98	671548	387,00	5280,5
1999.III	11,63	654939	371,10	5174,2
1999.IV	-5,66	678394	399,80	6126,5
2000.I	-1,99	662339	362,60	7359,8
2000.II	-4,55	692844	394,10	7135,6
2000.III	-1,22	692389	399,00	7077,8
2000.IV	8,35	699450	424,00	6627,8
2001.I	-4,25	683114	402,70	6277,8
2001.II	3,66	712304	437,80	6148,7
2001.III	8,58	712846	438,10	5119,2
2001.IV	8,18	717242	502,20	4903
2002.I	18,64	699224	485,20	5181,3
2002.II	12,46	734020	524,10	4747,4
2002.III	14,80	735998	524,50	3394
2002.IV	-0,48	739571	564,80	3121,9

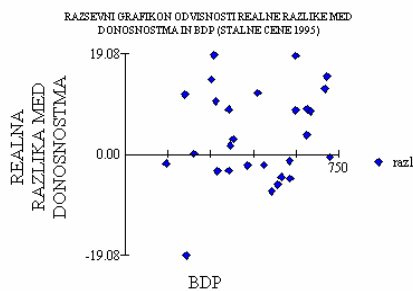
Vir:

- Ljubljanska Borza d. d., Trgovanje, Arhiv vrednosti borznih indeksov.
- Statistični urad Republike Slovenije.
- Letna poročila Banke Slovenije.
- Historische Kurse- _GDAXI (Germany DAX Index).
- Lastni izračuni.

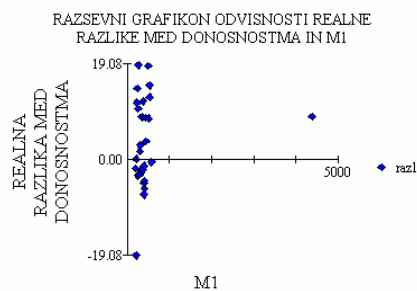
PRILOGA 5: EKONOMETRIČNA ANALIZA ZA SLOVENIJO

1. PREDZNAKI

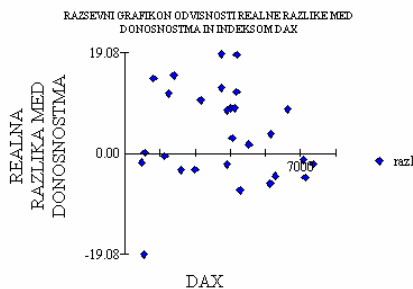
Slika 5: Razsevni grafikon odvisnosti realne razlike med donosnostma in BDP v stalnih cenah iz leta 1995.



Slika 6: Razsevni grafikon odvisnosti realne razlike med donosnostma in denarnega agregata M1.



Slika 7: Razsevni grafikon odvisnosti realne razlike med donosnostma in indeksom DAX.



Vir: Lastni izračuni.

2. OCENE FUNKCIJ

2.1 LINEARNA REGRESIJSKA FUNKCIJA

$$\Delta = -18,3927 + 0,0416RBDP + 0,0008M1 - 0,0012DAX$$

$$t: \quad (-0,8298) \quad (1,079) \quad (0,347) \quad (-0,8425)$$

$$p: \quad (0,415) \quad (0,291) \quad (0,732) \quad (0,405)$$

$$R^2 = 0,0695$$

$$\overline{R^2} = -0,0468$$

$$n = 28$$

$$F_{c(\alpha=0,05, m_1=3, m_2=24)} = 3,01$$

$$s_e = 9,044$$

$$F_{(3,24)} = 0,598$$

$$\text{Durbin-Watson} = 2,1764$$

Vir: Lastni izračuni.

2.2 FUNKCIJA DELNEGA PRILAGAJANJA

$$\Delta = 19,2074 + 0,0032RBDP + 0,00077M1 - 0,0032DAX + 0,1194\Delta_{t-12}$$

$$t: \quad (0,340) \quad (0,043) \quad (0,356) \quad (-1,647) \quad (-0,526)$$

$$p: \quad (0,740) \quad (0,966) \quad (0,729) \quad (0,128) \quad (0,610)$$

$$R^2 = 0,256$$

$$\overline{R^2} = -0,015$$

$$n = 16$$

$$F_{c(\alpha=0,05, m_1=4, m_2=11)} = 3,36$$

$$s_e = 8,121$$

$$F_{(4,11)} = 0,945$$

$$\text{Durbin-Watson} = 2,14285$$

Iz ocenjene funkcije delnega prilagajanja s pomočjo koeficienta d izračunamo koeficiente funkcije realne razlike med donosnostma na dolgi rok.

$$d = 1 - g_5 = 1 - 0,1194 = 0,8806$$

$$b_1 = \frac{g_1}{d} = \frac{19,2074}{0,8806} = 21,812$$

$$b_4 = \frac{g_4}{d} = \frac{-0,0032}{0,8806} = -0,0036$$

$$b_2 = \frac{g_2}{d} = \frac{0,0032}{0,8806} = 0,004$$

$$b_5 = \frac{g_5}{d} = \frac{0,1194}{0,8806} = 0,1356$$

$$b_3 = \frac{g_3}{d} = \frac{0,00077}{0,8806} = 0,00087$$

Vrednost koeficienta $d=0,8806$, pove, da se vsake 3 leta odpravi 88,06% vrzeli med željeno razliko in dejansko.

Dolgoročna funkcija realne razlike med donosnostma ima naslednjo obliko:

$$\Delta = 21,812 + 0,004RBDP + 0,00087M1 - 0,0036DAX$$

Vir: Lastni izračuni.

2.3 LINEARNO-LOGARITEMSKA FUNKCIJA

$$\Delta = -79,353 + 14,689 \ln RBDP + 2,348 \ln M1 - 3,102 \ln DAX$$

$$t: \quad (-0,464) \quad (0,460) \quad (0,557) \quad (-0,475)$$

$$p: \quad (0,647) \quad (0,650) \quad (0,583) \quad (0,639)$$

$$R^2 = 0,0563$$

$$\overline{R^2} = -0,0617$$

$$n = 28$$

$$F_{c(\alpha=0,05, m_1=3, m_2=24)} = 3,01$$

$$s_e = 9,108$$

$$F_{(3,24)} = 0,477$$

$$\text{Durbin-Watson} = 2,11030$$

Vir: Lastni izračuni.

3. IZBIRA NAJBOLJŠE FUNKCIJE

3.1 BOX-COX-OV TEST

LINEARNA FUNKCIJA: $NVK_L = 1963,12$,

FUNKCIJA DELNEGA PRILAGAJANJA: $NVK_{DELPRIL} = 725,449$ in

LINEARNO – LOGARITEMSKA FUNKCIJA: $NVK_{LINLOG} = 1991,09$.

linearna in funkcija delnega prilagajanja

H_0 : modela sta empirično enakovredna

H_1 : modela nista empirično enakovredna, kar pomeni, da se razlikujeta po njuni razlagalni moči.

$$\left(\chi^2_{(\alpha=0,05,m=1)} = 3,841\right) < (I = 85,73)$$

Na podlagi l-statistike zavračam ničelno domnevo, pri stopnji značilnosti $\alpha=0,05$, da sta ocenjena linearna funkcija in funkcija delnega prilagajanja empirično enakovredni in sprejemam sklep, da se razlikujeta po njuni razlagalni moči.

$$\frac{1963,12}{35,1506^2} = 1,59 < 725,449 \quad \Rightarrow \text{primernejša je linearna funkcija}$$

linearna in linearno – logaritemska funkcija

H_0 : modela sta empirično enakovredna

H_1 : modela nista empirično enakovredna

$$\left(\chi^2_{(\alpha=0,05,m=1)} = 3,841\right) < (I = 99,868)$$

Na podlagi vzorčnih podatkov pri stopnji značilnosti $\alpha=0,05$ ničelne domneve ne morem zavrniti in sprejemam sklep, da sta modela empirično enakovredna.

$$\frac{1963,12}{35,1506^2} = 1,59 < 1991,09 \Rightarrow \text{bolj primerna linearna funkcija.}$$

funkcija delnega prilagajanja in linearno – logaritemska funkcija

H_0 : modela sta empirično enakovredna

H_1 : modela nista empirično enakovredna

$$\left(\chi^2_{(\alpha=0,05,m=1)} = 3,841\right) < (I = 113,8)$$

Tudi v tem primeru na podlagi vzorčnih podatkov pri stopnji značilnosti $\alpha=0,05$ ničelne domneve ne morem zavrniti in sprejemam sklep, da sta modela empirično enakovredna.

$$\frac{725,449}{35,1506^2} = 0,587 < 1991,09 \Rightarrow \text{boljša funkcija delnega prilagajanja.}$$

Vir: Lastni izračuni.

4. PRISOTNOST MULTIKOLINEARNOSTI

4.1 OCENJEVANJE POMOŽNIH REGRESIJ

- $BDP = b_1 + b_2 M1 + b_3 DAX + b_4 \Delta_{t-12}$

$$BDP = 751,916 + 0,507 M1 - 0,0111 DAX + 0,209 \Delta_{t-12}$$

$$R_{RBDP, RM, OM, RPNAF, \Delta_{t-10}}^2 = 0,2166$$

- VIF:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \Rightarrow VIF = \frac{1}{1 - 0,2166} = 1,276$$

$$F_{c(\alpha=0,05, m_1=2, m_2=13)} = 3,81 \Rightarrow F_c > F_j$$

Na podlagi izračunanega faktorja VIF sklepam, da multikolinearnost, ki bi jo povzročala linearna odvisnost BDP od ostalih pojasnjevalnih spremenljivk ni prisotna, saj vrednost faktorja VIF ne presega 10.

- $M1 = b_1 + b_2 BDP + b_3 DAX + b_4 \Delta_{t-12}$

$$M1 = -3093,41 + 5,83759 BDP - 0,0517 DAX + 3,685 \Delta_{t-12}$$

$$R_{RBDP, RM, OM, RPNAF, \Delta_{t-10}}^2 = 0,05$$

- VIF:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \Rightarrow VIF = \frac{1}{1 - 0,05} = 1,053$$

$$F_{c(\alpha=0,05, m_1=2, m_2=13)} = 3,81 \Rightarrow F_c > F_j$$

Ker vrednost faktorja VIF ne presega vrednosti 10 sklepam, da multikolinearnost, ki bi jo povzročala linearna odvisnost M1 od ostalih pojasnjevalnih spremenljivk, ni prisotna.

- $DAX = b_1 + b_2 BDP + b_3 M1 + b_4 \Delta_{t-12}$

$$DAX = 16481,6 - 15,8053 BDP - 0,0638 M1 + 31,98 \Delta_{t-12}$$

$$R_{RBDP, RM, OM, RPNAF, \Delta_{t-10}}^2 = 0,2517$$

- VIF:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \Rightarrow VIF = \frac{1}{1 - 0,05} = 1,053$$

$$F_{c(\alpha=0,05, m_1=2, m_2=13)} = 3,81 \Rightarrow F_c > F_j$$

Tudi v tem primeru faktor VIF ne presega vrednosti 10, kar pomeni, da multikolinearnost, ki bi jo povzročala linearna odvisnost DAX od ostalih pojasnjevalnih spremenljivk, ni prisotna.

- $\Delta_{t-12} = b_1 + b_2 BDP + b_3 M1 + b_4 DAX$

$$\Delta_{t-12} = -26,3602 + 0,02204 BDP + 0,000338 M1 + 0,00238 DAX$$

$$R_{RBDP, RM, OM, RPNAF, \Delta_{t-10}}^2 = 0,0789$$

- izračunam F-statistiko:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \Rightarrow VIF = \frac{1}{1 - 0,0789} = 1,0857$$

$$F_{c(\alpha=0,05, m_1=2, m_2=13)} = 3,81 \Rightarrow F_c > F_j$$

Vrednost faktorja VIF ne presega vrednosti 10, kar pomeni, da multikolinearnost, ki bi jo povzročala linearna odvisnost odložene pojasnjevalne spremenljivke od ostalih pojasnjevalnih spremenljivk, ni prisotna.

Vir: Lastni izračuni.

5. PRISOTNOST HETEROSKEDASTIČNOSTI

5.1 BREUSCH-PAGAN-OV TEST

test heteroskedastičnosti

$$H_0 : a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = 0$$

H_1 : vsaj ena je različna od 0

$$\theta = \frac{PVK_{ei}}{2 * \sigma_i^4} = \frac{6456,093}{2 * 45,34^2} = 1,57$$

$$\chi_{c(m=n-1=5-1=4, \alpha=0,01)}^2 = 13,2767 \quad \theta < \chi_c^2$$

Na podlagi vzorčnih podatkov ne morem zavrniti ničelne domneve in postavljam sklep, da v funkciji delnega prilagajanja heteroskedastičnost ni prisotna. Sklep postavljam pri stopnji značilnosti $\alpha=0,01$.

Vir: Lastni izračuni.

PRILOGA 6: PREMIJE ZA TVEGANJE PO DRŽAVAH

Tabela 4: Premija za tveganje po državah

Country	Long-Term Rating	Adj. Default Spread	Total Risk Premium	Country Risk Premium
Alderney	Aaa	0	4.82%	0.00%
Andorra	Aaa	0	4.82%	0.00%
Argentina	B3	850	17.57%	12.75%
Australia	Aaa	0	4.82%	0.00%
Austria	Aaa	0	4.82%	0.00%
Bahamas	A1	100	6.32%	1.50%
Bahrain	Baa1	150	7.07%	2.25%
Barbados	A3	135	6.85%	2.03%
Belgium	Aa1	75	5.95%	1.13%
Belize	Ba2	400	10.82%	6.00%
Bermuda	Aaa	0	4.82%	0.00%
Bolivia	B3	850	17.57%	12.75%
Botswana	A1	100	6.32%	1.50%
Brazil	B2	750	16.07%	11.25%
Bulgaria	Ba2	400	10.82%	6.00%
Canada	Aaa	0	4.82%	0.00%
Cayman Islands	Aa3	90	6.17%	1.35%
Chile	A1	100	6.32%	1.50%
China	A2	125	6.70%	1.88%
Colombia	Baa2	175	7.45%	2.63%
Costa	Ba1	325	9.70%	4.88%
Croatia	Baa1	150	7.07%	2.25%
Cuba	NR	750	16.07%	11.25%
Cyprus	A2	125	6.70%	1.88%
Czech Republic	A1	100	6.32%	1.50%
Denmark	Aaa	0	4.82%	0.00%
Dominican Rep.	B2	750	16.07%	11.25%
Ecuador	Caa1	750	16.07%	11.25%
Egypt	Baa1	150	7.07%	2.25%
El Salvador	Baa2	175	7.45%	2.63%
Estonia	A1	100	6.32%	1.50%
Eurozone	Aaa	0	4.82%	0.00%
Fiji Islands	Ba2	400	10.82%	6.00%
Finland	Aaa	0	4.82%	0.00%
France	Aaa	0	4.82%	0.00%
Germany	Aaa	0	4.82%	0.00%
Greece	A1	100	6.32%	1.50%
Guatemala	Ba1	325	9.70%	4.88%
Guernsey	Aaa	0	4.82%	0.00%
Honduras	B2	750	16.07%	11.25%
Hong	A1	100	6.32%	1.50%
Hungary	A1	100	6.32%	1.50%
Iceland	Aaa	0	4.82%	0.00%
India	Baa3	200	7.82%	3.00%
Indonesia	B2	750	16.07%	11.25%
Ireland	Aaa	0	4.82%	0.00%
Isle of Man	Aaa	0	4.82%	0.00%
Israel	A2	125	6.70%	1.88%
Italy	Aa2	85	6.10%	1.28%
Jamaica	Ba2	400	10.82%	6.00%
Japan	A2	125	6.70%	1.88%
Jersey	Aaa	0	4.82%	0.00%
Jordan	Baa3	200	7.82%	3.00%
Kazakhstan	Baa1	150	7.07%	2.25%
Korea	A3	135	6.85%	2.03%
Kuwait	A2	125	6.70%	1.88%

Country	Long-Term Rating	Adj. Default Spread	Total Risk Premium	Country Risk Premium
Latvia	A2	125	6.70%	1.88%
Lebanon	B3	850	17.57%	12.75%
Liechtenstein	Aaa	0	4.82%	0.00%
Lithuania	A3	135	6.85%	2.03%
Luxembourg	Aaa	0	4.82%	0.00%
Macau	A1	100	6.32%	1.50%
Malaysia	A3	135	6.85%	2.03%
Malta	A3	135	6.85%	2.03%
Mauritius	A2	125	6.70%	1.88%
Mexico	Baa1	150	7.07%	2.25%
Moldova	Caa1	750	16.07%	11.25%
Monaco	Aaa	0	4.82%	0.00%
Morocco	Ba1	325	9.70%	4.88%
Netherlands	Aaa	0	4.82%	0.00%
New Zealand	Aaa	0	4.82%	0.00%
Nicaragua	B3	850	17.57%	12.75%
Norway	Aaa	0	4.82%	0.00%
Oman	Baa2	175	7.45%	2.63%
Pakistan	B2	750	16.07%	11.25%
Panama	Baa1	150	7.07%	2.25%
Papua New Guinea	B1	600	13.82%	9.00%
Paraguay	Caa1	750	16.07%	11.25%
Peru	Baa3	200	7.82%	3.00%
Philippines	Baa3	200	7.82%	3.00%
Poland	A2	125	6.70%	1.88%
Portugal	Aa2	85	6.10%	1.28%
Qatar	A3	135	6.85%	2.03%
Romania	Ba3	525	12.70%	7.88%
Russia	Baa3	200	7.82%	3.00%
Sark	Aaa	0	4.82%	0.00%
Saudi Arabia	Baa1	150	7.07%	2.25%
Singapore	Aaa	0	4.82%	0.00%
Slovakia	A3	135	6.85%	2.03%
Slovenia	Aa3	90	6.17%	1.35%
South Africa	A2	125	6.70%	1.88%
Spain	Aaa	0	4.82%	0.00%
Sweden	Aaa	0	4.82%	0.00%
Switzerland	Aaa	0	4.82%	0.00%
Taiwan	Aa3	90	6.17%	1.35%
Thailand	Baa1	150	7.07%	2.25%
Trinidad	Baa1	150	7.07%	2.25%
Tunisia	Baa2	175	7.45%	2.63%
Turkey	B3	850	17.57%	12.75%
Turkmenistan	B2	750	16.07%	11.25%
Ukraine	B1	600	13.82%	9.00%
UAE	A2	125	6.70%	1.88%
UK	Aaa	0	4.82%	0.00%
USA	Aaa	0	4.82%	0.00%
Uruguay	B3	850	17.57%	12.75%
Venezuela	Caa1	750	16.07%	11.25%
Vietnam	B1	600	13.82%	9.00%
United Kingdom	Aaa	0	4.82%	0.00%
United States	Aaa	0	4.82%	0.00%
Uruguay	B3	850	17.57%	12.75%
Venezuela	Caa1	750	16.07%	11.25%
Vietnam	B1	600	13.82%	9.00%

Vir: Country Default Spreads and Risk Premiums.

PRILOGA 7: PREMIJA NA LASTNIŠKI KAPITAL ZA DRŽAVE G7

Tabela 5: Premija na lastniški kapital po državah skupine G7

Country		1971:1–1999:3		1971:1–1980:4		1981:1–1990:4		1991:1–1999:3	
		EP	R	EP	R	EP	R	EP	R
United States	Mean	5.68	1.61	−0.03	−0.78	4.69	3.89	13.84	1.95
	SD	16.76	1.49	19.14	1.23	17.48	1.26	11.66	0.77
	AR(1)	0.05	0.57	0.06	0.28	0.03	0.17	−0.17	0.17
Japan	Mean	3.63	1.38	4.19	−0.81	8.27	3.80	−2.33	1.33
	SD	21.57	2.18	19.82	2.79	24.61	1.25	20.12	1.34
	AR(1)	0.01	0.43	0.15	0.34	−0.21	0.00	0.18	0.31
Canada	Mean	2.26	2.95	4.22	−0.16	−3.67	5.67	6.64	3.70
	SD	17.46	1.82	17.31	1.65	19.90	1.03	14.43	1.21
	AR(1)	0.08	0.67	0.12	0.45	0.15	0.37	−0.22	0.20
Germany	Mean	3.19	3.13	−4.10	2.14	5.95	4.15	9.08	3.17
	SD	20.08	1.51	16.66	1.84	24.36	0.99	18.33	1.40
	AR(1)	0.02	0.28	−0.06	0.24	0.08	0.31	−0.09	0.23
France	Mean	4.12	2.91	−1.86	−0.30	5.37	5.06	10.03	4.40
	SD	22.95	1.66	22.66	1.15	26.64	1.03	18.32	1.21
	AR(1)	0.03	0.72	0.09	0.25	0.04	0.22	−0.16	0.71
Italy	Mean	0.17	2.89	−4.91	−2.49	−0.38	6.23	6.62	5.22
	SD	27.08	2.61	27.42	2.17	29.66	1.38	23.85	1.41
	AR(1)	0.03	0.66	0.01	0.04	0.08	0.32	−0.01	0.58
United Kingdom	Mean	5.15	1.58	1.75	−3.29	6.21	4.03	8.13	3.85
	SD	21.42	3.05	27.82	3.50	19.34	1.75	13.70	1.20
	AR(1)	0.08	0.47	0.19	0.19	−0.05	−0.01	−0.17	0.47

Notes: EP is the equity premium and R is the risk-free rate. SD is the standard deviation of the series; AR(1) is the first-order autoregressive coefficient. Means and standard deviations are annualized.

Vir: Canova Fabio, Nicoló Gianni de: The Properties of the Equity Premium and the Risk – Free Rate: An Investigation Across Time and Countries, str. 226.

PRILOGA 8: PREMIJA NA LASTNIŠKI KAPITAL GLEDE NA POVPREČJE

Tabela 6: Premija na lastniški kapital za nekatere države glede na povprečje

	Equity risk premiums (percent per year)					
	Relative to bills			Relative to bonds		
	Geometric Mean	Arithmetic Mean	SD	Geometric Mean	Arithmetic Mean	SD
Australia	6.8	8.3	17.2	6.0	7.6	19.0
Belgium	2.2	4.4	23.1	2.1	3.9	20.2
Canada	4.2	5.5	16.8	4.0	5.5	18.2
Denmark	2.2	3.8	19.6	1.5	2.7	16.0
France	6.4	8.9	24.0	3.6	5.8	22.1
Germany	3.9	9.4	35.5	5.7	9.0	28.8
Ireland	3.6	5.5	20.4	3.2	4.8	18.5
Italy	6.3	10.3	32.5	4.1	7.6	30.2
Japan	6.1	9.3	28.0	5.4	9.5	33.3
The Netherlands	4.3	6.4	22.6	3.8	5.9	21.9
South Africa	5.9	7.9	22.2	5.2	6.8	19.4
Spain	2.8	4.9	21.5	1.9	3.8	20.3
Sweden	5.2	7.5	22.2	4.8	7.2	22.5
Switzerland	3.2	4.8	18.8	1.4	2.9	17.5
United Kingdom	4.2	5.9	20.1	3.8	5.1	17.0
United States	5.3	7.2	19.8	4.4	6.4	20.3
Average	4.5	6.9	22.8	3.8	5.9	21.6
World	4.4	5.7	16.5	3.8	4.9	15.0

Vir: Dimson Elroy, Marsh Paul, Staunton Mike: Global Evidence on the Equity Risk Premium, str. 12.