UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

PREVERA MODELOV DONOSOV NA PODATKIH LJUBLJANSKE BORZE VREDNOSTNIH PAPIRJEV

Ljubljana, 7. september, 2005 JERNEJ HORVAT

IZJAVA

Študent Jernej Horvat izjavljam, da sem avtor tega diplomskega dela, ki sem ga napisal pod mentorstvom profesorja doktorja Lovrenca Pfajfarja in dovolim objavo diplomskega dela na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne 7. septembra, 2005 Podpis: ______________________________

KAZALO

1. UVOD

Pri investicijskih odločitvah podjetja ugotavljajo pričakovano donosnost projektov in jo primerjajo z vložkom. Odlive in prilive v časovni vrsti je potrebno ustrezno prilagoditi, saj je investiranje v nov projekt oportunitetni strošek držanja prostih sredstev. Poleg odlivov in prilivov je torej ustrezni diskontni faktor ključni dejavnik pri odločitvi o sprejemu investicijske odločitve. Za določitev tega faktorja je pomembna sestava kapitala podjetja, ki sprejema odločitev. Podjetja financirajo svoje delovanje iz dveh virov: z lastnim kapitalom in dolgom. Lastniki teh dveh virov pričakujejo donos na investicijo svojih sredstev v to podjetje. Z vidika podjetja je ta donos strošek kapitala. Na tej podlagi so razvili koncept tehtanega stroška kapitala (angl. 'weighted average cost of capital', v nadaljevanju *WACC*). *WACC* je pomemben za lastnike kapitala, saj jim pove pričakovani donos na investicijo, ter za podjetje, ki mora pri svojem delovanju upoštevati strošek kapitala. *WACC* zapišemo kot

$$WACC = \frac{E}{E+D} \times R_e + \frac{D}{E+D} \times R_d \times (1-t),$$

kjer je E lastni kapital, D dolg, R_e donos na lastniški kapital, R_d donos na dolg (oziroma cena dolga) ter t davčna stopnja. Pove nam kolikšen je oportunitetni strošek sprejemanja tveganja pri investiranju kapitala podjetja. Koncept *WACC* torej uporabljajo tako lastniki kapitala kot tudi uporabniki tega kapitala pri načrtovanju delovanja.

Izračun WACC tehnično ni zahteven in je pogosto uporabljen koncept pri sprejemanju investicijskih odločitev in pri vrednotenju podjetij. Podatki o kapitalu in dolgu so investitorjem in analitikom na voljo v bilancah podjetij, davčna stopnja in cena dolga sta bolj ali manj poznana parametra. Zaplete se pri določitvi cene lastniškega kapitala, ki je izpostavljena tržnim razmeram in zato zelo negotov in težko določljiv parameter. Modeli, ki ocenjujejo donos kapitala, so jedro tega diplomskega dela. *WACC* pa ni edini koncept, ki uporablja donos kapitala, in je bil v tem uvodu prikazan zgolj kot ilustracija uporabe teh donosov.

V analizi modelov se bom omejil na donos tistega kapitala, s katerim se trguje na organiziranih trgih kapitala, torej na borzah vrednostnih papirjev. Razlog za to omejitev je v dostopnosti podatkov ter na drugi strani tudi zelo zanimivem področju z vidika kapitala, ker je na organiziranem trgu izpostavljen veliki volatilnosti in s tem tveganju. Že na tem mestu je potrebno zapisati, da sta tveganje in donos dve strani iste enačbe. Vsak donos je namreč povezan z določenim tveganjem, vsako tveganje pa ima tudi svojo ceno: donos. Analitični del diplomskega dela bo temeljil na podatkih z Ljubljanske borze vrednostnih papirjev. Ugotavljal bom uporabnost znanih modelov donosov vrednotnih papirjev na slovenskem kapitalskem trgu.

Vsebinski del diplomskega dela sestavljajo tri poglavja. V prvem bom povzel teoretično ozadje obravnavanih modelov. Pokazal bom, kako sta povezana Markowitzeva teorija donosa trga in splošno znani model CAPM Nobelovega nagrajenca Sharpa. Model je požel mnogo slave in uporabe, na drugi strani pa je izzval mnogo kritik. Fama in French sta moderna raziskovalca področja modelov donosov, zato bom predstavil tudi njun model. V drugem vsebinskem poglavju bom na kratko predstavil Ljubljansko borzo vrednostnih papirjev, predvsem z vidika, ki je pomemben za uporabo analiziranih modelov. Tretji vsebinski del bo analiza omenjenih modelov. Z ekonometričnimi metodami bom ugotavljal uporabnost modelov donosov na domačem kapitalskem trgu.

2. TEORIJA MODELOV DONOSOV VREDNOSTNIH PAPIRJEV

V prvem vsebinskem delu bom navedel nekatere najpogosteje obravnavane modele, ki pojasnjujejo gibanje donosov vrednostnih papirjev. Omejil se bom na izpeljanke modelov, ki pojasnjujejo gibanje donosov delnic. Poglavje je razdeljeno na štiri podpoglavja, ki v grobem posnemajo raziskovalno pot razvoja eno- in večfaktorskih modelov. Takšen povzetek seveda še zdaleč ne zajame vseh modelov in raziskovanj s tega področja, vendar ilustrira eno od raziskovalnih smeri.

Modele donosov vrednostnih papirjev določajo številne predpostavke, kar omejuje pojasnjevalno vrednost teh modelov v praksi. Kot primer modela z zelo omejujočimi predpostavkami vzemimo dobro poznani CAPM[1] (angl. Capital Asset Pricing Model). Kljub vrsti predpostavk je CAPM uporabljen v mnogih teoretičnih analizah ter najde mesto v večini učbenikov s področja poslovnih financ in investicijskih priročnikih, dolgo pa je služil tudi kot osnovna teorija mnogih investitorjev pri odločitvah o izbiri naložb. Akademiki in analitiki ga uporabljajo kot osnovo za primerjavo z drugimi, izboljšanimi modeli. Predpostavke o investitorjih in okolju, ki ga zajema CAPM model (Copeland, 2005, str. 376):

- investitorji delujejo s ciljem maksimiziranja svojega premoženja, vendar niso nagnjeni k tveganju,
- investitorji sprejemajo tržno ceno sredstev kot dejstvo in imajo homogena pričakovanja o donosu teh sredstev, ki se porazdeljujejo po normalni porazdelitvi,
- investitorjem je na voljo sredstvo brez tveganja, ki ga lahko neomejeno najemajo ali posojajo po netvegani obrestni meri,
- število sredstev in število enot posameznega sredstva je fiksno. Prav tako so vsa sredstva tržna in popolno deljiva,
- trgi so popolni, vse relevantne informacije so istočasno dostopne vsem udeležencem na trgu brez omejitev.

[1] Na tem mestu navajam CAPM zgolj kot primer za navajanje predpostavk, ki določajo mnoge tovrstne modele. CAPM bo izpeljan ter obširneje definiran in razložen v nadaljevanju.

Navedene omejujoče predpostavke so široko uporabljene v teoretičnih raziskavah in poznane iz mnogih modelov, vendar vnašajo v CAPM pomembne lastnosti. Tako iz slednje predpostavke sledi, da investitorji ne morejo ustvarjati bogastva na račun drugih udeležencev, ker so vsi enako in istočasno informirani. Prav tako popolni trgi zagotavljajo enako obrestno mero za posojanje in najemanje sredstev. V tej točki se CAPM združi z Markowitzevo optimizacijo naložb (npr. Luenberger 1998, str. 173), saj predpostavki enakih obrestnih mer in obstoja sredstva brez tveganja omogočata izpeljavo premice optimalnih kombinacij donosov in tveganja (angl. CML, capital market line). Markowitzeva optimizacija sicer ni neposredno predmet te raziskave, vendar jo je potrebno predstaviti, ker CAPM temelji na njej. Pravzaprav se zgodba o CAPM začne pri ekonomistu Harryju Markowitzu, ki je bil eden od neuradnih svetovalcev Williama F. Sharpa pri doktorski nalogi o tveganju pri investicijah in nagradi za sprejem tega tveganja. Sharpove teorije se je kasneje prijelo ime CAPM[2], Capital asset-pricing model, oba ekonomista pa sta si leta 1990 delila Nobelovo nagrado za ekonomijo s profesorjem Mertonom Millerjem (Burton, 1998, str. 20).

2.1 Markowitzeva teorija optimalnih kombinacij donosov in tveganj

Optimizacija naložb, kot jo je predstavil Markowitz leta 1952[3], se ukvarja z diverzifikacijo tveganja. Znano je, da se investitorji srečujejo z dvema vrstama tveganja: sistematičnim in nesistematičnim. Prva vrsta je vezana na tveganje celotnega trga in se ji ne more izogniti nobeno sredstvo, ki ima od nič različno korelacijo s trgom. Druga vrsta tveganja ne vključuje korelacije s trgom in jo je možno zmanjšati ali pa celo izničiti s primerno diverzifikacijo naložb. Celotno tveganje posameznega sredstva ponazarja enačba

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_M^2 + \operatorname{var}(\varepsilon_i), \tag{1}$$

kjer je σ_i^2 varianca donosa sredstva *i*, $\beta_i^2 \sigma_M^2$ označuje sistematično tveganje in sestoji iz korelacije sredstva s trgom in variance donosa trga, slučajna spremenljivka $\operatorname{var}(\varepsilon_i)$ pa ponazarja nesistematično tveganje. Portfelj, ki zmanjšuje tveganje naložb v primerjavi s tveganjem posameznih sredstev, ima varianco sestavljeno prav tako kot posamezno sredstvo iz dveh delov. Varianco portfelja zmanjšuje število sredstev, ki sestavljajo ta portfelj, kovarianca med temi sredstvi pa varianco povečuje. Cilj diverzivikacije je torej vključiti sredstva, katerih donosi se odzivajo na različne vplive. Markowitzeva optimizacija deluje v smeri minimalizacije variance ob danem donosu oziroma maksimizacije donosa ob dani varianci (v literaturi pogosto zasledimo oznako 'mean-variance portfolio').

---

[2] Do podobnih zaključkov kot Sharpe leta 1963 je prišel tudi Treynor leta 1961, teorijo pa so naprej razvijali še Mossin 1966, Lintner 1969 in Black 1972. Ker je Capital asset-pricing model dokaj splošno ime za vse modele, ki se ukvarjajo s tematiko ocenjevanja donosov sredstev, se v literaturi za model, ki ga obravnavam v tem delu pojavlja oznaka SLB (Sharpe, Lintner, Black).

[3] Markowitz H. M., 1952, str. 77-91. To znamenito delo je spodbudilo Sharpa k nadaljnjemu raziskovanju področja in ustvarjanju modela CAPM.

Portfelj vključuje n vrednostnih papirjev s pričakovanimi donosi $\overline{r}_1, \overline{r}_2, ..., \overline{r}_n$ in kovarijancami σ_{ij}, kjer i, j =1,2,…,n. Posamezni vrednostni papirji so ponderirani z utežmi w_i, kjer i=1,2,…,n, katerih vsota je 1[4]. Ker je predvidena učinkovitost naložb investitorjev, izberemo naključno vrednost donosa $\overline{r}$ in zahtevamo minimalni standardni odklon donosa tega portfelja. Različni investitorji so različno nagnjeni k tveganju in zato oblikujejo svoje naložbe glede na svojo naravnanost k tveganju. V množici investitorjev, ki minimalizirajo standardni odklon svojih portfeljev, je vsaj teoretično tudi tisti, ki izbere portfelj z donosom $\overline{r}$. Minimaliziramo torej

$$\sum_{i,j=1}^{n} w_i w_j \sigma_{ij} \tag{2}$$

ob pogojih

$$\sum_{i=1}^{n} w_i \overline{r}_i = \overline{r} \text{ in } \sum_{i=1}^{n} w_i = 1. \tag{3}$$

Za reševanje tega problema je Markowitz uporabil znani Lagrangeov postopek z multiplikatorjema λ in μ. S tem postopkom pridobimo sistem n+2 enačb (n enačb (4) in enačbi (3)) z n+2 neznankami (n uteži w_j ter λ in μ):

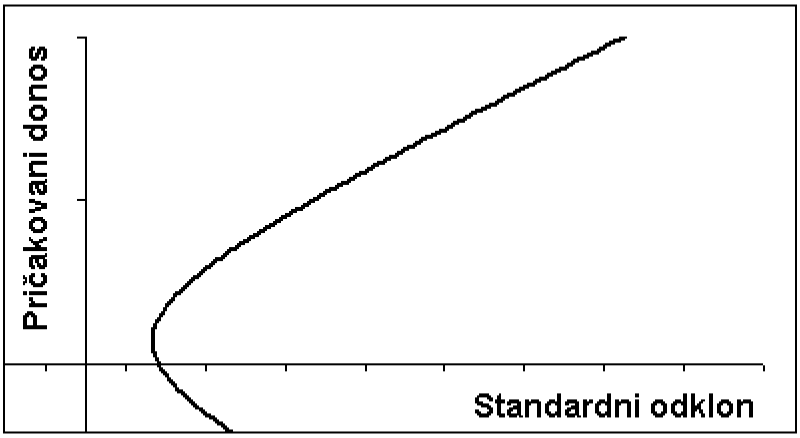
$$\sum_{j=1}^{n} w_j \sigma_{ij} - \lambda \overline{r}_i - \mu = 0 \text{, kjer } i=1,2,\ldots,n. \tag{4}$$

Ker število neznank ustreza številu enačb je sistem rešljiv. Rešitev sistema teh linearnih enačb je matrika uteži, katere določajo količino posameznih v portfelj vključenih vrednostnih papirjev. Postopek se nadaljuje tako, da isto optimizacijo izvedemo še za drugo prav tako arbitrarno določeno vrednost $\overline{r}$. Postopek da dva portfelja z matrikama $w^1 = (w_1^1, w_2^1, ..., w_n^1)$ in $w^2 = (w_1^2, w_2^2, ..., w_n^2)$ ter s pripadajočima pričakovanima donosoma $\overline{r}^1$ in $\overline{r}^2$. Nadalje oblikujmo kombinacijo investicij v ta dva portfelja kjer koeficient α pomeni delež investiranih sredstev v portfelj 1. Investicija $\alpha \overline{r}^1 + (1-\alpha)\overline{r}^2$ še vedno zadošča kriterijem (3) in (4), saj velja tudi $\alpha w^1 + (1-\alpha) w^2$ in ima torej minimalni standardni odklon donosa. S spreminjanjem α v celotnem definicijskem območju[5] dobimo matriko kombinacij pričakovanih donosov investicije in pripadajočih standardnih odklonov, ki so vse optimalne. Celoten spekter optimalnih kombinacij je torej določen z dvema portfeljema. V literaturi ta rezultat imenujejo

[4] Markowtzev postopek dovoljuje negativne vrednosti uteži, kar pomeni, da je dovoljena 'short' prodaja.
[5] α ima definicijsko območje (-∞, ∞), kar prav tako pomeni, da je dovoljena 'short' prodaja.

'Two fund theorem' (npr. Luenberger). Poudariti je potrebno, da začetna naključna izbira drugih pričakovanih donosov dveh portfeljev ne spremeni matrike optimalnih kombinacij, saj ta vključuje vse optimalne kombinacije. Te kombinacije prikazuje Slika 1, značilno konveksno krivuljo pa v literaturi imenujejo krivulja optimalnih kombinacij (angl. efficiency frontier). Obliko krivulje ne določa izbira začetnih dveh donosov ampak dejanski donosi vseh vrednostnih papirjev in pripadajoče kovariance. Krivuljo lahko razdelimo na dva dela. Krak nad točko minimalnega standardnega odklona je učinkoviti del krivulje. Vse točke na krivulji pod to točko minimalnega standardnega odklona so neučinkovite, saj lahko investitor pri istem standardnem odklonu doseže višji donos na zgornjem delu krivulje.

Slika 1: Krivulja optimalnih kombinacij



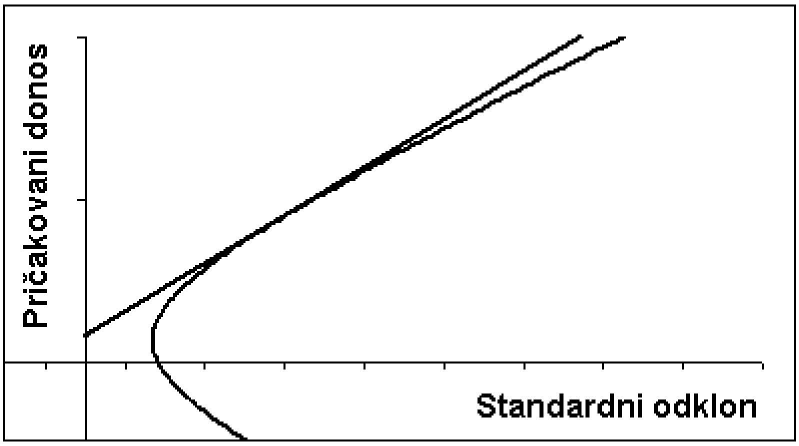
Vir: Lastno oblikovanje.

Posledica izpeljanega teorema je, da bi obstoj dveh vzajemnih skladov, katerima bi vlagatelji verjeli optimalno sestavo po Markowitzevem postopku, zadostil povpraševanje na celotnem trgu. Sklep temelji na vrsti predpostavk, ki so podobne kot predpostavke navedene za CAPM. Do končnega rezultata, ki ga potrebujemo za izpeljavo modela CAPM, je še en korak. V postopek je treba vključiti sredstvo brez tveganja, ki ga zahteva ena od predpostavk CAPM.

Vključitev sredstva brez tveganja v nabor investicijskih možnosti ima pomembne posledice. Slika 2 prikazuje spremembo na grafikonu donosa in standardnega odklona.Po definiciji sredstvo brez tveganja nima standardnega odklona donosa in je zato prikazano kot točka na osi pričakovanega donosa, njegov donos pa je determiniran. Investitorjem ponudi možnost najemanja in posojanja sredstev po (enaki[6]) netvegani obrestni meri, tako da ti vlagajo v kombinacijo netveganega in tveganih sredstev $\alpha r_f + (1-\alpha)\bar{r}$, standardni odklon donosa takšne investicije pa je $(1-\alpha)\sigma$, kjer je r_f donos sredstva brez tveganja. Z Markowitzevo optimizacijo rešimo problem, rešitev pa prikazuje poltrak na Sliki 2.

[6] Zaradi instituta popolnega trga.

Slika 2: Krivulja optimalnih kombinacij in poltrak CML



Vir: Lastno oblikovanje.

'One fund theorem' pravi, da portfelj s krivulje optimalnih kombinacij, ki ga označuje poltrak v tangencialnem dotikališču krivulje, s sredstvom brez tveganja tvori vse učinkovite portfelje. Sklad, ki bi imel lastnosti tega portfelja, bi torej skupaj s sredstvom brez tveganja zadostil povpraševanju na celotnem trgu. Donos tega portfelja je donos trga in ga zato vključimo v CAPM (v literaturi ga zato pogosto imenujejo tržni portfelj, angl. 'market portfolio'). V portfelju so zastopana vsa sredstva, katerih deleže predstavljajo uteži. Te uteži pomenijo delež kapitalizacije posameznega sredstva v celotni kapitalizaciji trga. Ob tem se seveda postavi vprašanje, kaj vse zajema trg. Analitiki kot približek za trg ponavadi jemljejo indekse kapitalskih trgov, vključevati pa bi moral po definiciji čisto vsa sredstva in trgovanje z njimi, tudi vsa nemerljiva in celo nelegalna.

2.2 CAPM

Posledica 'One fund theorem' so kombinacije portfelja z lastnostjo donosa trga in sredstva brez tveganja. Te kombinacije tvorijo poltrak, ki ga v literaturi (npr. Luenberger, 1998, str. 176) imenujejo CML (angl. Capital market line), in ga lahko zapišemo kot

$$\overline{R} = R_f + \frac{\overline{R}_M - R_f}{\sigma_M}\sigma\,, \qquad (5)$$

Kjer $\overline{R}_M$ in σ_M pomenita pričakovani donos in standardni odklon donosa trga. Smerni koeficient CML označujejo kot ceno tveganja in pove za koliko se mora povečati pričakovani donos portfelja, če se standardni odklon tega donosa poveča za eno enoto. Na osnovi CML je več avtorjev razvilo model CAPM, ki za razliko od poltraka poveže pričakovani donos posameznega sredstva s tveganjem tega sredstva. V razmerah učinkovite sestave tržnega portfelja v smislu Markowitza lahko zapišemo (Luenberger, 1998, str. 177)

$$\overline{R}_i - R_f = \alpha + \beta_i\left(\overline{R}_M - R_f\right), \text{ kjer } \beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}. \tag{6}$$

Sharpov CAPM je linearni enofaktorski model donosov sredstev. Pomembno je poudariti, da na tem mestu razlagani model pojasnjuje donose sredstev oziroma portfeljev, v katere posamezni investitor vloži denar za eno obdobje, in sicer celotno obdobje, za katerega izvajamo analizo. Sharpe predpostavlja (MacKinley, 1999, str. 2), da vpliv v model vključene pojasnjevalne spremenljivke pojasni celotno linearno variabilnost donosa analiziranega sredstva. Zapis (6) modela CAPM, kjer je donos brez tveganja prenesen na levo stran enačbe[7], nakaže, da ocenjeni model naj ne bi imel regresijske konstante. Slednje drži v primeru, da edina v model vključena pojasnjevalna spremenljivka zares zadostno pojasni variabilnost donosa. Uveljavljeni test ustreznosti specifikacije eno- in večfaktorskih modelov donosov na splošno je testiranje hipoteze o vrednosti nič regresijske konstante ocenjenih modelov. Testiramo torej (7) za model (6):

$$\begin{aligned} &H_0 : \alpha = 0 \ in \ H_1 : \alpha \neq 0 \\ &uporabljeni\, test : \\ &t = \frac{\alpha - 0}{se(\alpha)} \end{aligned} \tag{7}$$

V primeru, da ničelne domneve o vrednosti regresijske konstante pri ustrezni stopnji značilnosti ne moremo zavrniti, je to v skladu s prakso analiziranja faktorskih modelov donosov potrditev ustreznosti modela. Statistično bolj korektno je zaključiti, da v tem primeru ne moremo trditi, da model ni ustrezen.

Poleg regresijske konstante se v CAPM modelu ponavadi testira tudi domnevo, da ima posamezno sredstvo enako variabilnost kot trg, na katerem se s tem sredstvom trguje. S ponovno uporabo t testa lahko torej testiramo domnevo

$$\begin{aligned} &H_0 : \beta = 1 \ in \ H_1 : \beta \neq 1 \\ &uporabljeni\, test : \\ &t = \frac{\beta - 1}{se(\beta)} \end{aligned} \tag{8}$$

Poleg testiranja hipoteze v (8) seveda na CAPM modelu testiramo klasično hipotezo statistične značilnosti regresijskega koeficienta. V pregledu literature s področja analiziranja trgov z uporabo CAPM modela pogosto naletimo na skupno hipotezo, da je model veljaven,

[7] V nekaterih virih zasledimo tudi zapis $R_t = R_f + \beta\left(R_{Mt} - R_f\right)$. V tem primeru pričakujemo oceno regresijske konstante v vrednosti povprečnega donosa brez tveganja.

ter da ima enako tveganje kot trg. V tem primeru uporabimo F test in zavrnemo ničelno domnevo, če vsaj ena od obeh domnev ne drži.

$$\begin{aligned} & H_0 : \alpha = 0 \; in \; \beta = 1 \\ & H_1 : \alpha \neq 0 \; ali \; \beta \neq 1 \; ali \; \alpha \neq 0 \; in \; \beta \neq 1 \end{aligned} \tag{9}$$

Z vključitvijo testnih vrednosti iz (9) v model (6), dobimo model z omejitvami

$$\begin{aligned} & R_t - R_f = 0 + 1 \times (R_{Mt} - R_f) + \varepsilon_t \\ & R_t - R_{Mt} = \varepsilon_t \end{aligned} \tag{10}$$

F test izvedemo na podlagi nepojasnjenih vsot kvadratov osnovnega modela in modela z omejitvami. V slednjem uvedemo novo spremenljivko $\varepsilon_t = R_t - R_{Mt}$, da ocenimo nepojasnjeno vsoto kvadratov in izračunamo F vrednost.

Obrazec (6) modela CAPM razlagajo na več načinov. Leva stran obrazca pomeni pričakovan presežni donos sredstva oziroma portfelja *i* (od tu dalje omenjeni donos sredstva se nanaša tako na posamezno sredstvo kot tudi na portfelj) nad donosom sredstva brez tveganja. Podobno desna stran ponazarja pričakovani presežni donos trga, koeficient β_i pa je povezava med obema presežnima donosoma in je lastnost posameznega sredstva- pove za koliko se bo povečal pričakovani presežni donos sredstva *i*, če se presežni donos trga poveča za eno enoto. Sredstva z visokimi vrednostmi teh koeficientov imajo visoke pričakovane donose. Druga razlaga izhaja iz zapisa β_i in pravi, da je pričakovani presežni donos posameznega sredstva proporcionalen s pripadajočo kovarianco s trgom. Z zornega kota tveganja β_i pomeni prirast k celotnemu tveganju tržnega portfelja z vključitvijo sredstva *i* v ta portfelj (Fama, French, 2004, str. 5). Zaradi tega je tudi pomembno testirati ničelno domnevo o vrednosti ena regresijskega koeficienta. V primeru, da te hipoteze ne moremo zavrniti, ne moremo trditi, da vključitev takšnega sredstva v portfelj vpliva na skupno tveganje naložbe. β_i ponavadi zavzema vrednosti med 0.5 in 2 (Luenberger, 1998, str. 180), v izjemnih primerih je lahko celo negativna ali pa zelo velika, in je merilo donosa in tudi tveganja posameznega sredstva. Regresijski koeficient v literaturi pogosto zasledimo pod imenom *beta*. Pri tem nastane manjša zmeda, saj nekateri z *beta* označujejo tudi ime pojasnjevalne spremenljivke, tako da je treba iz vsebine razbrati, kaj natančno avtor označuje s tem terminom.

Mnogo analiz CAPM modela je posvečenih obstojnosti vrednosti regresijskega koeficienta. Cilj analiziranja donosov je pogosto napovedovanje prihodnjih donosov in zato je dvom o obstojnosti pogosto uporabljenega podatka v napovedih še kako upravičen. Znano je, da je model odvisen od vzorca, na katerega ga apliciramo. Postopek Sharpa so uporabili mnogi raziskovalci na podatkih z mnogih borz in ugotovili različne uporabne vrednosti tega modela. Poleg tega so opazna tudi nihanja uporabe vrednosti na istem trgu v različnih časovnih obdobjih. Eden od postopkov, ki lahko vsaj delno prispeva k odgovoru na vprašanje obstojnosti bete je razdelitev proučevanega vzorca na dve podobdobji z uporabo neprave oziroma dummy spremenljivke, pri čemer definiramo trenutek T_B kot prelomen v celotnem obdobju *1* do *T*. Test izvedemo po sledečem postopku:

$$D_t = \begin{cases} 0, & t \leq T_B \\ 1, & t > T_B \end{cases}$$
$$R_t - R_f = \alpha + \beta(R_{Mt} - R_f) + D_t(R_{Mt} - R_f) + \varepsilon_t$$

$$\begin{aligned} & za\, D_t = 0 \ torej\ velja: \\ & R_t - R_f = \alpha + \beta(R_{Mt} - R_f) + \varepsilon_t;\ t = 1,\ldots T_B \end{aligned} \tag{11}$$

$$\begin{aligned} & za\, D_t = 1 \ pa\ velja: \\ & R_t - R_f = \alpha + \beta(R_{Mt} - R_f) + \delta(R_{Mt} - R_f) + \varepsilon_t; t = T_{B+1},\ldots T \\ & \qquad = \alpha + (\beta + \delta)(R_{Mt} - R_f) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

S Student t testom ugotavljamo obstojnost vrednosti beta za posamezno sredstvo v času. Beta se razlikuje med podobdobjema, če je vrednost δ različna od nič. Hipoteze torej postavimo na naslednji način:

$$\begin{aligned} & H_0 : \delta = 0 \ in\ H_1 : \delta \neq 0 \\ & t = \frac{\hat{\delta} - 0}{se(\hat{\delta})} \end{aligned} \tag{12}$$

Pri analizi modela ne smemo pozabiti na predpostavke na katerih temelji. Celotna matematična podlaga modela in model sam slonita na nerealističnih predpostavkah. Predvsem izstopajo obrestne mere brez tveganja, neomejeno 'short' trgovanje in približek za svetovni trg. V drugem delu naloge bom preizkusil model na podatkih z Ljubljanske borze vrednostnih papirjev (v nadaljevanju LJSE). Pred tem pa je potrebno navesti še druge modele, ki opredeljujejo isto tematiko in so večinoma nastali zaradi pomanjkljivosti CAPM. Jedro kritik je, da beta ne pokriva vsega tveganja in zato ne more nastopati kot edini pojasnjevalni element v modelu.

2.3 Kritike CAPM

Sharpe- Lintnerjev CAPM model je hitro po objavi postal predmet številnih analiz, pridobil pa je tudi priljubljenost med investitorji in analitiki (Fama, French, 2004, str. 2). Medtem ko so slednji uporabnost modela preizkušali na oblikovanju portfeljev, so se akademiki ukvarjali predvsem s pomanjkljivostmi CAPM in iskali boljše nadomestke. Leta 1974 sta Fama in MacBeth objavila raziskavo, ki razvija model pod drugimi predpostavkami (Fama, MacBeth, 1974). Fama je tudi sicer eden vodilnih raziskovalcev tega področja, ki objavlja svoja dela predvsem v sodelovanjem s kolegom Frenchom, s katerim sta kasneje objavila zelo odmeven model.

CAPM je model, ki izenačuje pričakovani presežni donos sredstva s sistematičnim tveganjem tega sredstva glede na portfelj svetovnega trga pomnoženim s pričakovanim presežnim donosom na tem trgu. Leta 2003 je izšla raziskava, ki testira uporabljeno predpostavko svetovnega trga (Bartholdy 2003). Po definiciji ta trg vključuje prav vsa sredstva sveta in je kot tak nemerljiv, zato analitiki uporabljajo približke. V tej raziskavi (Bartholdy, Peare, 2003, str. 70) avtorja ugotavljata, da desna stran CAPM modela ponavadi vključuje zmnožek dveh različnih približkov in zato vodi do pristranskih rezultatov. V omenjeni raziskavi Fame in MacBetha najdeta postopek, kako se izogniti uporabi dveh približkov in oceniti CAPM na način, ki da nepristranske rezultate. Zelo zanimiva značilnost tako ocenjenega modela je, da ni važno kateri približek uporabimo za svetovni trg, ker vsi približki dajo dovolj podobne rezultate. To pa pomeni, da ni potrebna Markowitzeva optimizacija in je postopek precej poenostavljen.

Analiza primerja štiri indekse kot približke za svetovni trg. Osnovne opisne statistike kažejo na zelo raznolike donose teh indeksov v istih časovnih obdobjih in različne korelacijske koeficiente med njimi. Presenetljiva ugotovitev je, da iz CAPM modela, uporabljenega na primeru teh štirih indeksov, sledijo različni beta koeficienti za iste vrednostne papirje[8]. Avtorja sta rezultate primerjala z rezultati komercialnih ponudnikov izračunov beta koeficientov, kateri prav tako zelo variirajo, in zaključila, da so vsaj nekateri od teh rezultatov pristranski (bete nekaterih vrednostnih papirjev variirajo tudi za več deset odstotkov med posameznimi viri). V naslednjem koraku je skladno z modelom potrebno bete pomnožiti s premijo za tveganje (pričakovani presežni donos trga). Tudi v tem koraku različni viri ponujajo različne odgovore, saj je že iz osnovnih statistik razvidno, da se povprečni donosi trga zelo razlikujejo med viri. Oba elementa zmnožka sta torej variabilna, operacija množenja pa variabilnost še poveča. Mnoga podjetja ocene donosov sredstev uporabljajo v svojih izračunih in planih novih investicij. Glede na raznolikost ocen tako pridobljenih rezultatov se uporabniki soočajo s problemom izbire ustrezne ocene za svoje potrebe. Pristranskost rezultatov lahko iznajdljivi uporabniki izkoristijo sebi v prid in uporabijo tisti vir, ki jim bolj ustreza.

Rešitev problema je v tem, da je potrebno poiskati nepristransko oceno celotnega donosa posameznega sredstva in ne le posameznih sestavnih delov. Bartholdy in Peare sta algebraično pokazala, da množenje posameznih komponent v CAPM modelu vedno rezultira

---

[8] *Beta* koeficiente sta ocenila po Sharpe- Lintnerjevem modelu $R_{i_t} - R_{f_t} = \alpha_i + \beta_i^{PR}\left(R_{PR,t} - R_{f_t}\right) + \varepsilon_t$, kjer oznaka *PR* pomeni, da je uporabljen približek za svetovni trg, na standardnem petletnem vzorcu.

v pristranski oceni donosa, tudi če oba dela izhajata iz istega približka (Bartholdy, 2003, str. 74). V Fama- MacBeth raziskavi sta poiskala rešitev problema, ki seveda uporablja zgolj en približek, vendar na drugačen način kot klasičen CAPM model. Postopek poteka v dveh korakih. V prvem je potrebno oceniti bete posameznih vrednostnih papirjev na klasičen način po modelu

$$R_{it} - R_{f\,t} = \alpha_i + \beta_i^{PR}\left(R_{PR,t} - R_{f\,t}\right) + \varepsilon_t \text{, kjer PR pomeni približek, } t=1,\ldots,T,\ i=1,\ldots,N, \tag{13}$$

in ima nabor podatkov v mesečnih donosih za serijo petih let do vključno leta *T*. V drugem koraku uporabimo ocenjene bete iz (13) v modelu

$$R^a_{it+1} - R^a_{ft+1} = \gamma_{0i} + \gamma_1\beta^{PR}_{it} + \varepsilon_{it}\text{, } i=1,\ldots,N, \tag{14}$$

ki uporabi letne donose R^a_{t+1} za leto *t+1*, torej naslednje leto od tistega iz modela (13). Postopek (14) lahko ponovimo za več zaporednih let in izračunamo $\overline{\gamma}_1$, ki služi kot ocena za tržno premijo za tveganje, in pomnožen z β^{PR}_{it} služi kot nepristranska ocena za pričakovani presežni donos posameznega vrednostnega papirja. Beta torej ni zadosten podatek za oceno pričakovanih donosov.

Avtorja sta postopek uporabili na istih podatkih za štiri indekse in dobila izboljšane rezultate. Rezultati so potrdili domnevo, da za pridobivanje nepristranskih rezultatov izbira približka ni pomembna, saj so vsi štirje indeksi v postopku (14) dali dovolj podobne rezultate. Presenetljivo je edino neskladje vrednosti γ_{0i} s teorijo. Ta vrednost bi namreč morala znašati nič (Luenberger, 1998, str. 177), vendar je v vseh ocenjenih letih in v vseh štirih indeksih od nič različna. Ugotovitev komentirata kot možno neveljavnost CAPM modela, kar nakazuje tudi še vedno izredno nizek R^2 in številne ostale študije, ki predlagajo povsem drugačno sestavo modela. Vsekakor rezultat izboljšanega modela postavlja pod vprašaj še vedno zelo razširjeno uporabo CAPM modela v praksi.

2.4 Fama French raziskave

Rezultati mnogih analiz Sharpe- Lintnerjevega CAPM modela so že zelo zgodaj pokazali na nizko pojasnjevalno vrednost bete. Ob apliciranju modela na različnih vzorcih podatkov, je ta dosegal v nekaterih primerih odločno prenizke vrednosti determinacijskega koeficienta (npr. Bartholdy, 2003, str. 78). Zato se je pojavila domneva, da beta oziroma faktor trga kot edina pojasnjevalna spremenljivka ne zadostuje pri pojasnjevanju porazdelitve pričakovanih donosov. Raziskava Fame in Frencha z Univerze v Chicagu iz leta 1992[9] opozarja na

[9] Fama F., French K., 1992, str. 427-465.

dognanja mnogih akademikov, ki so izpostavili vrsto spremenljivk z višjo pojasnjevalno močjo. Predvsem so to postavke iz računovodskih izkazov. Na prvo mesto med njimi postavljata velikost podjetja, ki jo je Banz vključil v svoj model kot tržno vrednost kapitala (ME, tržna vrednost delnice pomnožena s številom izdanih delnic). V primerjavi z beto ima pojasnjevalna spremenljivka *ME* večjo moč glede na Banzovo raziskavo in ugotavlja, da so povprečni donosi kotirajočih podjetij z nizko vrednostjo *ME* previsoki glede na ocenjeno vrednost beta in obratno. Kot drugo pomembno spremenljivko navajata razmerje bilančne vrednosti kapitala in tržne vrednosti kapitala (*BE/ME*), ki so jo raziskovali Stattman 1980 ter Rosenberg, Reid in Lanstein 1985. Raziskavi sta potrdili pozitivno povezanost povprečnih donosov delnic na trgih ZDA s spemenljivko *BE/ME*, Chan, Hamao in Lakonishok pa so leta 1991 to povezavo potrdili na vzorcu japonskih delnic. Na tretjem mestu razpravljata o pojasnjevalni moči koeficienta *E/P* (donos/cena), ki jo je analiziral Basu leta 1983, in je tako kot pojasnjevalna spremenljivka *BE/ME* skupaj z velikostjo in beto tvorila boljši model od Sharpe- Lintnerjevega. Fama in French citirata Keima (Fama, French, 1993, str. 19), ki pravi da vsaka izmed omenjenih spremenljivk lahko delno pojasni vpliv tveganja na ceno delnice.

Večfaktorski model (Fama, French, 1992), ki sta ga analizirala Fama in French (FF v nadaljevanju), vključuje različne kombinacije omenjenih in nekaterih drugih pojasnjevalnih spremenljivk in ugotavlja njihovo pojasnjevalno vrednost pričakovanih donosov. Podatkovna baza njune raziskave so bili indeksi NYSE, NASDAQ in AMEX[10] v razdobju 1963 do 1990. Izvzela sta vsa finančna podjetja z obrazložitvijo, da njihov tipično visok delež dolga v celotni pasivi (angl. leverage) nima enakega pomena kot pri ostalih nefinančnih podjetjih, kjer lahko visok delež opozarja investitorje na nevarnost in to prav gotovo vpliva na ceno delnice. Pri izračunu pojasnjevalnih spremenljivk, ki so sestavljene iz bilančnih kategorij in tržnih vrednosti, sta uporabila polletni zamik. Tako sta jemala podatke iz letnih poročil s konca leta *t-1* in jih uporabila v izračunih skupaj s tržnimi vrednostmi za julij leta *t*. S tem sta zagotovila, da je vpliv bilančnih podatkov že opažen s strani investitorjev in zato vključen v ceno delnice na borzi.

FF raziskava uporablja regresije, ki sta jih definirala Fama in MacBeth (FM v nadaljevanju), in so predstavljene v prejšnjem poglavju. Donose sta ocenjevala s spremenljivkami, ki naj bi pojasnjevale njihovo gibanje, in sicer za vsak mesec v omenjenem obdobju, povprečje mesečnih ocen pa je predstavljalo osnovo za presojanje pojasnjevalne vrednosti posamezne spremenljivke. Avtorja sta tudi potrdila domnevo, da v FM regresiji ni potrebno uporabiti optimalnih portfeljev za ocenjevanje gibanja donosov (Fama, French, 1992, str. 430), in uporabila posamezne vrednostne papirje za razliko od mnogih drugih raziskav.

Zaradi izredno velikega števila v raziskavo vključenih delnic je izvedba FF raziskave potekala zelo strukturirano. Delnice sta razdelila v skupine po velikosti in nato znotraj teh še po beti in

[10] Navedene kratice simbolizirajo znamenite borze vrednostnih papirjev: New York Stock Exchange (NYSE), NASDAQ je OTC (angl. 'over-the-counter') trg, AMEX pa American Stock and Options Exchange.

tako dobila veliko število zelo natančno opredeljenih portfeljev. Tako razporejene podatke sta uporabila za izračun bete, omeniti pa je potrebno da sta prerazporejala delnice po teh portfeljih vsako leto. Namen tega postopka je ločiti vpliv bete in velikosti podjetja na donos. Ugotovila sta značilno negativno povezanost med velikostjo podjetja in donosom njegove delnice. Ta vpliv je precej bolj zabrisan med beto in donosom. Izračunano beto za vsako delnico sta skupaj z ostalimi pojasnjevalnimi spremenljivkami uporabila za ocenjevanje donosov. Ponovno sta izvedla regresije za vsak mesec v obdobju ter nato izračunala povprečja regresijskih koeficientov za celotno obdobje in sicer za različne kombinacije pojasnjevalnih spremenljivk.

Raziskava tako zajemo veliko število izvedenih regresij. Rezultati govorijo v prid nasprotnikom relevantnosti Sharpe- Lintnerjevega modela, saj se beta kot edina pojasnjevalna spremenljivka na proučevanem vzorcu in v proučevanem obdobju ne obnese najbolje in nima od nič značilno različnih regresijskih koeficientov. Najboljše rezultate FF raziskave dosegata spremenljivki *ME* in *BE/ME*, tako posamezno kot v kombinaciji z drugimi spremenljivkami (Fama, French, 1992, str. 439). Raziskava pa uči, da dodajanje nekaterih spremenljivk poslabša pojasnjevalno vrednost modela, saj se vplivi teh spremenljivk očitno delno prekrivajo. Končni rezultat opravljene raziskave je model

$$R_{it} = a + b_{2t} \ln(ME_{it}) + b_{3t} \ln(BE/ME_{it}) + e_{it}, \quad (15)$$

ki vključuje le *ME* in *BE/ME* kot pojasnjevalni spremenljivki. Ekonomsko osnovo za vključitev teh dveh spremenljivk sta navedla v ločeni raziskavi[11]. Tisti model, ki je poleg omenjenih vključeval tudi *beto*, je pokazal na regresijski koeficient, ki ni značilno različen od nič pri *beti*. Namen ni bil oceniti najboljši model, temveč pokazati na nizko pojasnjevalno moč *bete* in predstaviti spremenljivke, ki bolje opravijo svoje delo. Ta raziskava je odprla vrata nadaljnjim analizam modelov z omenjenima spremenljivkama, svoje delo pa sta nadaljevala tudi Fama in French.

Že naslednjega leta sta avtorja objavila raziskavo[12], ki temelji na rezultatih prej povzete in analizira donose delnic in obveznic. Zaradi te razširitve v vzorec vključenih sredstev sta ustrezno prilagodila tudi nabor pojasnjevalnih spremenljivk. Ugotavljata, da nekatere spremenljivke pojasnjujejo le gibanje donosa delnic, druge le gibanje donosa obveznic, tretje pa donose obojih. Največja sprememba glede na analizo iz leta 1992 pa je sprememba postopka ocenjevanja donosov. Nista več uporabila regresijskega postopka FM, ki temelji na presečnih podatkih, pač pa časovne vrste donosov. Sprememba je posledica vrste pojasnjevalnih spremenljivk, ki pojasnjujejo gibanje donosov obveznic. Te bi bilo namreč težko vključiti v model kot presečne podatke. Zato sta donose delnic in obveznic ocenjevala z donosi portfeljev, ki sta jih variirala glede na velikost, vrednost *BE/ME* ter na na donose

[11] Fama, F. French K., 1992a, 56 str.
[12] Fama F., French K., 1993, str. 3-56.

obveznic vezane spremenljivke. S tem sta dosegla tudi možnost interpretacije regresijskih koeficientov kot faktorjev tveganja. Ugotovitev prvotne FF raziskave je bila, da naj model gibanja donosov delnic vključuje le pojasnjevalni spremenljivki *ME* in *BE/ME* (model (15)). Zaradi vključitve obveznic v model sta Fama in French ugotovila, da ti dve spremenljivki ne moreta pojasniti velike razlike med donosi delnic in nekaterimi kratkoročnimi obveznicami. Zato sta v model ponovno vključila *beto* kot faktor trga, ki poveže donose obeh vrst vrednostnih papirjev. Postopek izvajanja analize je zelo natančno definiran in ga je možno prilagoditi in izvesti na drugih vzorcih. V drugem delu te naloge bom ocenil njun trifaktorski model in ga primerjal s CAPM na primeru LJSE.

V analizo bom vključil le delnice, saj so te jedro analize v tem diplomskem delu. Raziskava ameriških avtorjev je znamenita predvsem po analizi donosov delnic, ki je tudi statistično najbolje pojasnjen del celotne študije. Zato od celotne raziskave FF navajam le model

$$R_t - R_{ft} = a + b\left(R_{Mt} - R_{ft}\right) + sSMB_t + hHML_t + e_t \,. \tag{16}$$

Leva stran modela je že poznana iz (6), desna stran pa poleg *bete* vključuje dve še nedefinirani spremenljivki. Avtorja sta vzorec razdelila v šest portfeljev glede na *ME* in *BE/ME* vrednosti. Na podlagi mesečnih donosov teh portfeljev sta določila pojasnjevalni spremenljivki modela (16). *SMB* (angl. *small minus big*) je faktor tveganja vezan na velikost podjetja in je po vsebini donos, izračunan kot razlika med povprečnim mesečnim donosom majhnih in velikih podjetij. Podobno je izračunan tudi donos *HML* (angl. *high minus low*), ki je faktor tveganja vezan na razmerje bilančne vrednosti kapitala in tržne vrednosti kapitala. Obe pojasnjevalni spremenljivki merita premijo za tveganje, ki jo investitor pričakuje glede na izbrano vlaganje. Korelacija med obema pojasnjevalnima spremenljivkama je zelo nizka kljub delnemu prekrivanju vzorcev in potrjuje smiselnost tako oblikovanih spremenljivk. Skupaj z *beto* (R_{Mt} - R_{ft}) naj bi ti dve spremenljivki dovolj dobro pojasnjevali presežne donose v proučevanem obdobju. Trifaktorski model FF pojasnjuje presežne donose, ki so tehtana mesečna povprečja portfeljev, oblikovanih glede na *ME* in *BE/ME*. Formula (17) je uporabljena za izračun teh povprečij:

$$\mu_y = \frac{\sum_{g=1}^{H} w_g y_g}{\sum_{g=1}^{H} w_g}, \text{ kjer je } w_g \text{ utež.} \tag{17}$$

Modela (15) in (16) se ne razlikujeta le po vključenih pojasnjevalnih spremenljivkah, vendar predvsem po konceptu razvoja teh spremenljivk. V prejšnjem poglavju o prvi FF raziskavi je sklep, da spremenljivki SMB in HML v tako zasnovanem modelu optimalno pojasnjujeta donose. Vendar je ozadje modela (16) drugačno predvsem v regresijskem postopku in cilju modela, s katerim sta avtorja želela pojasnjevati tako donose delnic kot tudi obveznic. Poleg tega modela sta avtorja za namen pojasnjevanja donosov delnic ocenila tudi modela, ki vključujeta le *beto* oziroma le *SMB* in *HML*. Rezultat analize je znatna nepokritost variabilnosti donosov v primeru slednjih dveh modelov, medtem ko model (16) precej uspešno opravi nalogo z visokimi R^2 in statistično značilnimi regresijskimi koeficienti. Dodatni kazalec uspešnosti modela (16) so koeficienti α, ki so zelo blizu 0 (ostala dva ocenjena modela nimata te lastnosti).

3. PODATKOVNI VIRI

3.1 LJSE in SBI 20 indeks

Na spletni strani Ljubljanske borze vrednostnih papirjev (www.ljse.si) lahko preberemo, da je Slovenski borzni indeks vodilni indeks Ljubljanske borze. Njegov temeljni namen je zagotavljati zbirno in jedrnato informacijo o gibanju tečajev največjih in najlikvidnejših delnic v borzni kotaciji Ljubljanske borze (»blue chip« indeks). Kot najreprezentativnejši indeks Ljubljanske borze, ki obsega okoli 70% celotne tržne kapitalizacije delnic borzne kotacije, pa je metodologija izračuna indeksa SBI 20 prilagojena tudi za uporabo v indeksnih skladih.

Indeks SBI 20 je naslednik indeksa SBI, ki ga je Ljubljanska borza izračunavala od 1.1.1994[13], objavljati pa ga je pričela 1.7.2000. Od 1.4.2003 je v SBI 20 vključenih 15 delnic. Poleg SBI 20 LJSE izračunava še druge indekse kotacije in ostalih trgov ter nekatere panožne indekse.

Indeks SBI 20 je cenovni indeks, ki ne vključuje dividend, kar pomeni, da z njim merimo spremembe tečajev vključenih delnic.

Sestava indeksa SBI 20 je tehtana s tržno kapitalizacijo delnic v prostem obtoku. Na ta način imajo večji vpliv na gibanje vrednosti indeksa delnice z višjo tržno kapitalizacijo, ki ni v rokah strateških lastnikov (delnice teh so izločene iz izračuna). Udeležba posamezne delnice v indeksu je omejena na deset odstotkov. Ta omejitev je potrebna, da ne bi prišlo do prevelikega vpliva določenih delnic oziroma panog na gibanje vrednosti indeksa.

Kriteriji za uvrstitev v indeks sledijo osnovnima ciljema izračuna indeksa. V SBI 20 so tako uvrščene največje in najprometnejše delnice, ki kotirajo na Ljubljanski borzi. Delnice se uvrstijo v indeks na podlagi štirih kriterijev:

– tržna kapitalizacija delnic v prostem obtoku,
– povprečna absolutna dnevna vrednost prometa,

[13] Vrednost SBI dne 31.12.1993 je bila določena na 1000 indeksnih točk.

– povprečno dnevno število poslov,
– vrednostni obrat kapitalizacije.

Indeks SBI20 Ljubljanska borza izračunava po obrazcu

$$SBI20_T = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{i,t} * q_{i,R}}{\sum_{i=1}^{n} p_{i,0} * q_{i,R}} * 1000 * C_T \,, \qquad (18)^{14}$$

kjer je C_t popravni koeficient, ki zagotavlja kontinuiteto vrednosti indeksa ob spremembi sestave. Izračunan je po obrazcu

$$C_t = C_{t-1} * \frac{Vrednost\ indeksa\ po\ stari\ sestavi\ pred\ pricetkom\ izracuna\ indeksa\ po\ novi\ sestavi}{Vrednost\ indeksa\ po\ novi\ sestavi\ pred\ pricetkom\ izracuna\ indeksa\ po\ novi\ sestavi},\ C_0 = 1.$$

Odbor za revizije borznih indeksov se sestaja štirikrat letno in uskladi sestavo indeksa s stanjem na trgu in kriteriji SBI 20 in ostalih indeksov Ljubljanske borze. V primeru izrednih dogodkov se lahko odbor odloči tudi za izredno revizijo indeksa, na primer ob umiku katere od delnic indeksa iz kotacije ali trgovanja, stečaju katere od družb ali drugem dogodku[15]. Tako je odbor z izredno revizijo dne 28. aprila 2005 spremenil sestavo indeksa in je nadomestil delnico Droge Portorož, d.d. z delnico Term Čatež, d.d. V analitičnem delu te naloge upoštevam sestavo SBI 20 pred to spremembo in zato analiziram delnice, navedene v Tabeli 1.

Tabela 1: Sestava SBI 20 indeksa, vključenega v analizo

Izdajatelj	**Trgovalna oznaka**	**Prvi dan kotacije**
Aerodrom Ljubljana	AELG	8. oktober 1997
Delo	DELR	13. januar 1999
Droga Portorož	DRPG	12. junij 1996
Gorenje	GRVG	10. november 2000
Intereuropa	IEKG	12. januar 1998
Istrabenz	ITBG	16. junij 1997
Krka	KRKG	4. november 1997
Luka Koper	LKPG	20. november 1996
Mercator	MELR	22. december 1997
Merkur	MER	30. november 1998
Kompas MTS	MTSG	8. december 2000
Petrol	PETG	5. maj 1997
Pivovarna Laško	PILR	1. februar 2000

[14] Oznake: t- dan trgovanja; R- dan revizije indeksa; T- trenutek pred pričetkom izračuna indeksa po novi sestavi; $p_{i,t}$- tekoči enotni tečaj posameznih rednih delnic, vključenih v košaro za indeks, na dan t; $p_{i,0}$- bazni tečaj delnice i; $q_{i,R}$- prilagojeno število delnic na dan revizije indeksa. LJSE, 2005.
[15] Podrobnosti o sestavi SBI 20 so navedene v dokumentu Metodologije izračunavanja indeksov Ljubljanske borze na spletni strani LJSE.

Nadaljevanje Tabele 1:

Izdajatelj	Trgovalna oznaka	Prvi dan kotacije
Sava	SAVA	6. januar 2000
Žito	ZTOG	20. marec 2000

Vir: LJSE, 2005.

Pred začetkom same analize velja pogledati nekaj osnovnih statistik LJSE. V Tabeli 2 so zbrani nekateri pregledi Letnih statistik LJSE. Občutno se povečuje tržna kapitalizacija skozi vsa leta, v povprečju 28 odstotno letno. Promet je v letu 2002 dosegel vrhunec, njegova izjemna rast je povezana z odmevnejšimi dogajanji na borzi, na primer s prevzemom Leka. Zadnja dva stolpca sta nekoliko zaskrbljujoča. Leta 2004 se je trgovalo z manj vrednostnimi papirji kot leta 2000, novih izdaj pa ni na vidiku. To je gotovo povezano z umikom tujih lastnikov z borze, katerih delež v lastništvu delnic je po prevzemu Leka padel pod pet odstotkov s skoraj 20 leta 2002 pred prevzemom. Manjšanje števila trgovanih vrednostnih papirjev je pomemben podatke tudi za to nalogo, vendar o tem nekoliko kasneje.

Tabela 2: Izbrane opisne statistike LJSE

	Tržna kapitalizacija (v mrd SIT)	Promet (v mrd SIT)	Število vrednostnih papirjev	Delež tujcev v lastništvu delnic
2000	1138,4	269,6	267	7,8%
2001	1380	348,6	271	10,5%
2002	2174,2	481	265	19,7%
2003	2442	340,2	254	5,9%
2004	3050	397	254	4,5%

Vir: LJSE, 2005.

3.2 Delnice

Analize modelov, ki pojasnjujejo gibanje vrednosti vrednostnih papirjev, ponavadi temeljijo na indeksu trga kot približku za celoten trg. Indeksi vključujejo vrednostne papirje, ki izpolnjujejo pogoje glede kapitalizacije in predvsem likvidnosti posameznega papirja. Modeli, ki jih ocenjujem v tej nalogi, sicer v teoretičnem izhodišču nimajo izrecnih zahtev glede likvidnosti analiziranih papirjev, saj predpostavljajo celoten trg. Kljub tej ugotovitvi, ki jo najdemo tudi v uporabi Markowitzevega modela na slovenskem trgu (Čok, 2004, str. 22), pa analize tovrstnih modelov vzorec večinoma skrčijo na indeks zaradi problema definicije. Razlog za uporabo indeksov je tudi v visoki reprezentativnosti te skupine papirjev, saj na primer delnice SBI 20 indeksa predstavljajo okoli 70 odstotkov dnevnega trgovanja na LJSE (LJSE). V (Bartholdy, 2003, str. 74) na primer najdemo opombo, ki pravi, da so v analizo vključene le delnice, s katerimi se je trgovalo 95 odstotkov trgovalnih dni v obdobju izvajanja analize. Kljub temu, da visoka likvidnost nikjer ni navedena kot pogojena karakteristika analiziranih vrednostnih papirjev, se avtorji študij s tega področja raje zavarujejo z vključevanjem izključno visoko likvidnih papirjev v vzorec. Temu načelu bom sledil tudi v tej nalogi ter analiziral delnice, ki so na dan 31.12.2004 sestavljale SBI 20 indeks.

Vzorec petnajstih delnic bom analiziral za obdobje 1.1.2001 do 31.12.2004. V tem obdobju se je struktura indeksa spreminjala, prav tako se je spreminjala velikost (kapitalizacija) posameznih delnic, vendar sem se zaradi preglednosti in enostavnosti odločil za stalno strukturo indeksa. Modeli, ki jih ocenjujem sicer ne pogojujejo stalne sestave; tako modeli Fame in Frencha (1993) vključujejo spremenljivo število vrednostnih papirjev v obdobju ocenjevanja 1963 do 1990.

Osnovni podatek analize je dnevni enotni tečaj delnice. Po definiciji LJSE (2003) je enotni tečaj delnice na Ljubljanski borzi tehtana aritmetična sredina tečajev delnice tokom trgovalnega dne, kjer kot uteži služijo deleži količine posameznega posla v celotni dnevni trgovani količini z delnico. Posli s svežnji in aplikacije v izračunu niso upoštevani. Aplikacijski posli se upoštevajo le, če le ti predstavljajo na ta dan edine posle s tem vrednostnim papirjem. Podatke za ocenjevalno obdobje sem pridobil iz baze LJSE, dosegljivi pa so med drugim tudi na spletnih naslovih mnogih medijev s poslovno vsebino ter nekaterih borznoposredniških hiš.

Ocenjevani modeli izhajajo iz mesečnih donosov delnic v vzorcu. Mesečne donose sem izračunal kot kvocient med zadnjim in prvim trgovalnim dnem posameznega meseca za vse opazovane delnice v obdobju. V modele vključene pojasnjevalne spremenljivke pojasnjujejo presežne donose delnic, zato je potrebno od mesečnega donosa odšteti donos brez tveganja.

3.3 Donos brez tveganja

Fama in French ter drugi avtorji ponavadi kot približek za donos brez tveganja (angl. risk free rate) v modele vključujejo 91 dnevne državne obveznice (T-bills). Zaradi nizke likvidnosti obveznic sem v model vključil medbančno obrestno mero. Podatke sem pridobil na spletni strani Banke Slovenije, ki je te obrestne mere izračunavala in objavljala do 31.12.2004, od tedaj dalje pa jih objavljata Ministrstvo za finance in Davčni urad RS. V Tabeli 4 na strani 26 so zbrane nekatere opisne statistike mesečnih donosov ter presežnih mesečnih donosov izračunanih iz osnovnih podatkov.

4. ANALIZA

V analitičnem delu te naloge bom sledil v prvem delu predstavljeni teoretični podlagi. Uporabil bom v prejšnjem delu naloge predstavljene podatke 15 slovenskih delnic, ki so sestavljale SBI 20 indeks konec leta 2004, v obdobju 1.1.2001 do 31.12.2004. Velik del analize je namenjen izpeljavi donosa trga po Markowitzevi teoriji, ki je ključen del CAPM modela. Slednji bo ocenjen po klasičnem Sharpovem postopku, ugotavljal bom tudi uporabnost popravka Fame in MacBetha za CAPM model. V zadnjem delu bom ocenjeval Fama French modele ter zaključil analizo z ugotovitvijo najprimernejšega modela za uporabo na slovenskem kapitalskem trgu.

4.1 Donos trga

Cilj investitorja pri diverzifikaciji naložb z ustvarjanjem portfelja je zniževanje tveganja glede na posamezne vrednostne papirje. Pri tem je ključni parameter korelacija med posameznimi vrednostnimi papirji, vključenimi v ta portfelj. V Tabeli 3 so navedeni korelacijski koeficienti med vsemi pari delnic, vključenimi v analizo. Izračunani so na podlagi dnevnih tečajev delnic v proučevanem obdobju.

Tabela 3: Korelacijski koeficienti med dnevnimi donosi delnic, ki tvorijo SBI20 indeks, v obdobju 1.1.2001 do 31.12.2004

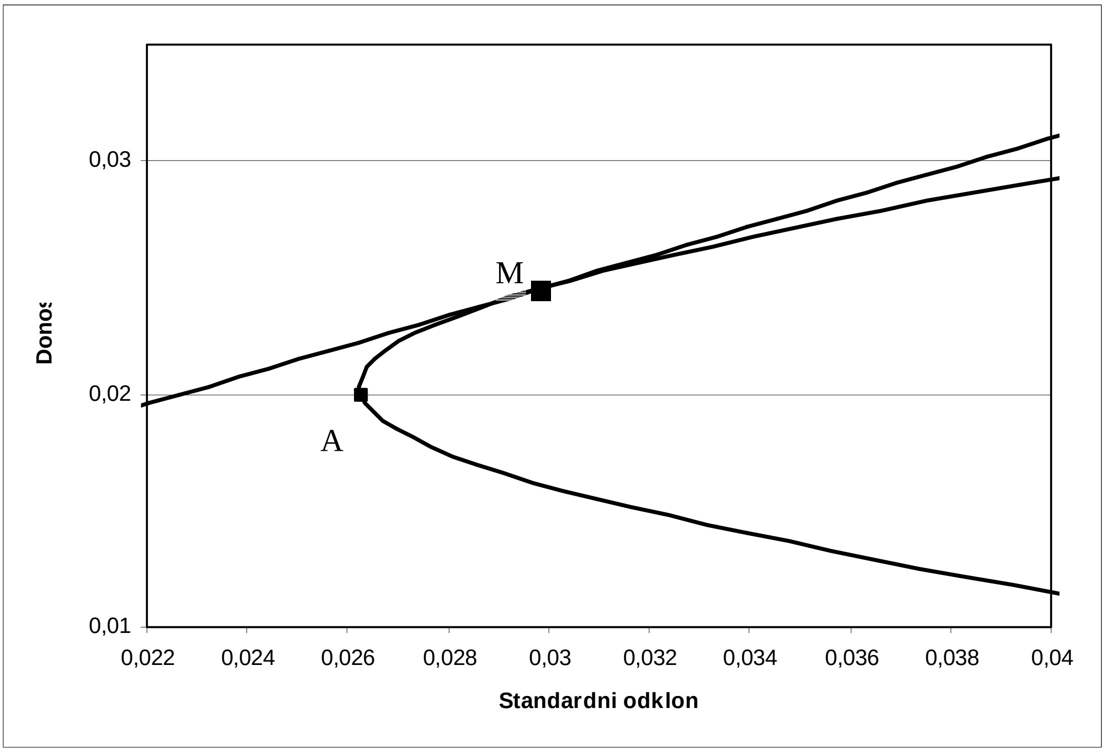
	KRKG	PETG	MELR	PILR	SAVA	IEKG	GRVG	LKPG	ITBG	DRPG	MER	MTSG	ZTOG	AELG
PETG	0,66	1												
MELR	0,66	0,64	1											
PILR	0,34	0,31	0,39	1										
SAVA	0,40	0,38	0,38	0,25	1									
IEKG	0,52	0,47	0,49	0,27	0,25	1								
GRVG	0,67	0,60	0,60	0,31	0,37	0,46	1							
LKPG	0,56	0,50	0,48	0,32	0,29	0,48	0,49	1						
ITBG	0,42	0,47	0,40	0,19	0,25	0,38	0,40	0,39	1					
DRPG	0,31	0,27	0,28	0,15	0,17	0,20	0,30	0,21	0,22	1				
MER	0,33	0,30	0,34	0,16	0,25	0,25	0,33	0,21	0,20	0,15	1			
MTSG	0,06	0,04	0,09	0,07	0,05	0,06	0,10	0,03	0,04	0,04	0,09	1		
ZTOG	0,41	0,36	0,38	0,22	0,31	0,27	0,36	0,30	0,25	0,19	0,22	0,06	1	
AELG	0,22	0,21	0,21	0,12	0,15	0,17	0,19	0,21	0,12	0,08	0,09	-0,03	0,15	1
DELR	0,07	0,05	0,02	-0,04	0,01	0,10	0,11	0,06	0,05	0,04	0,04	0,04	-0,01	0,03

Vir: Lastni izračun.

Rezultati izračuna korelacijskih koeficientov med pari analiziranih delnic niso vzpodbudni za investitorja, ki želi z diverzifikacijo odpraviti nesistematično tveganje. Vrednosti teh koeficientov so z izjemo treh pozitivne in večinoma sodijo v srednjo in močno korelacijo, kar pomeni, da so delnice SBI 20 indeksa izpostavljene istovrstnim vplivom in se zato njihovi donosi gibljejo v večinoma isti smeri. Če se spremeni vrednost ene delnice, se bodo znatno spremenile tudi vrednosti ostalih. Opazimo, da imajo nekatere delnice izrazito visoke korelacije z ostalimi: na primer Krkina delnica, Petrolova ter Gorenjeva. Korelacije teh delnic z ostalimi analiziranimi delnicami dosegajo vrednosti nad 0.65 v nekaterih kombinacijah. V vseh omenjenih primerih gre za delnice iz zgornje polovice razvrstitve delnic po velikosti. To dejstvo nakazuje, da so spremembe tečaja večjih delnic povod za spremembo tečaja ostalih. Ugotovimo lahko, da je vključevanje delnic manjših družb v portfelj ena od možnih strategij diverzificiranja na LJSE z vidika tveganja, ne pa nujno tudi z vidika donosov. To ugotovitev potrjujejo vrednosti korelacijskih koeficientov delnic Kompasa MTS, Aerodroma Ljubljana in Žita z ostalimi delnicami, ki so najmanjše po tržni kapitalizaciji v celotnem obdobju analize. Velikost podjetja je eden od faktorjev, ki jih testiramo v modelih Fame in Frencha. Na podlagi rezultatov korelacij med posameznimi delnicami ugotavljam, da je velikost eden ključnih faktorjev tveganja donosov delnic na LJSE.

Celoten koncept Markowitzevega modela je strnjen v doseganje učinkovitih kombinacij med donosom in tveganjem. Druga stran analize tega Nobelovega nagrajenca je torej donos portfeljev. V Tabeli 4 na strani 26 so prikazani celotni donosi posameznih delnic in donosi, preračunani na mesečno raven, ki je osnovna za preučevane modele v nadaljevanju. Medtem ko se celotni donosi delnic precej razlikujejo med seboj, se povprečni mesečni donosi gibajo v razponu od enega do dobrih treh odstotkov. Standardni odkloni vrednostni delnic od njihovega povprečja se gibljejo od petih do devetih odstotnih točk, standardna napaka posameznih povprečnih mesečnih donosov delnic pa se giblje okoli 0.01. Povprečni mesečni donos je izračunan kot enostavno povprečje 48 mesečnih donosov in je vključen v izračun krivulje optimalnih kombinacij.

Slika 3: Krivulja optimalnih kombinacij in CML z označenim donosom trga v točki M za LJSE (analiza 15 delnic v obdobju 1.1.2001 do 31.12.2004)



Vir: Lastni izračun in oblikovanje.

Krivulja učinkovitih kombinacij na Sliki 3 je sestavljena na podlagi dveh naključno izbranih točk. Izbral sem donosa portfeljev A in B (glej Tabela 5 na strani 26; točka A je označena na

Sliki 3, točka B presega razsežnost slike) in minimaliziral njun standardni odklon. Postopek sem izvedel z orodjem Solver, ki je del Microsoft Excela. Kot je razvidno iz Slike 3, standardni odklon portfelja A ne odstopa mnogo od minimalnega standardnega odklona, ki leži na krivulji učinkovitih kombinacij. Po Markowitzevi teoriji, predstavljeni v prvem delu tega dela, lahko iz teh dveh točk izpeljemo celotno krivuljo, ki predstavlja vse učinkovite kombinacije donosov in minimalnih standardnih odklonov teh donosov za vlaganja na LJSE. Obliko krivulje določajo kovariance med donosi delnic in bi jo bilo zanimivo primerjati s krivuljami drugih trgov. Splošne lastnosti te krivulje so navedene v teoretičnem delu naloge in jih zato tu ni smiselno ponavljati. Zanima nas seveda predvsem točka M. Do nje pridemo s premico CML, ki poteka od točke donosa brez tveganja. Donos brez tveganja sem izračunal kot enostavno povprečje medbančnih obrestnih mer za 31 dni v celotnem obdobju in znaša približno 6.7 odstotka na letni ravni. Točka, kjer se CML tangencialno dotika krivulje učinkovitih kombinacij, predstavlja pričakovani donos trga LJSE po Markowitzu. Ta donos znaša 2.45 odstotka mesečno, njegov minimalizirani standardni odklon pa približno tri odstotne točke. Uteži, s katerimi določimo to iskano točko, so navedene v Tabeli 5 na strani 26.

V celotnem Markowitzevem modelu sem upošteval predpostavko dopustnosti 'short' prodaje z namenom izpeljave kar se da učinkovitega portfelja. Zato dobimo tudi v končni rešitvi štiri negativno predznačene uteži, kar pomeni 'short' prodajo teh papirjev v tržnem portfelju. Za namen dejanske investicijske odločitve bi v tem primeru v optimizacijski postopek vključili dodatno zahtevo po pozitivnih utežeh, kar bi seveda spremenilo strukturo portfelja in verjetno tudi njegov donos ter standardni odklon. Rešitev bi še bolj približali realnosti, če bi zahtevali, da portfelj tvorijo cela števila delnic in ne realna števila kot v tem izračunu. Vse te dodatne omejitve bi pomenile odmik od teoretične krivulje učinkovitih kombinacij. Uporaba medbančne obrestne mere kot približka za obrestno mero oziroma donos brez tveganja je smiselna v realnosti, saj tovrstne investicijske odločitve sprejemajo predvsem institucionalni investitorji, med njimi gotovo banke.

Točka M nam kot rečeno predstavlja pričakovani mesečni donos na LJSE v proučevanem obdobju 1.1.2001 do 31.12.2004. Za potrebe modela CAPM potrebujemo donos portfelja, ki ga predstavlja točka M, za vsak mesec v preučevanem obdobju. Tu si pomagamo z utežmi, ki jih poznamo za ta portfelj in z njimi izračunamo donos za vsak mesec tako, da z utežmi pomnožimo donose 15 v portfelj vključenih delnic.

Slika 4 na strani 27 prikazuje primerjavo gibanja indeksov vrednosti portfelja M in vrednosti SBI 20 indeksa. Vidimo, da ima portfelj M konstantno višji donos od SBI 20 indeksa v preučevanem obdobju. Povprečni mesečni donos indeksa SBI 20 v tem obdobju je znašal 2.13 odstotka, njegov standardni odklon pa 4.2 odstotni točki. V primerjavi z opisnimi statistikami portfelja M lahko ugotovimo, da SBI 20 ne leži na krivulji optimalnih kombinacij saj ima nižji pričakovani donos in višje tveganje.

Tabela 4: Donosi posameznih delnic, ki tvorijo SBI20 indeks, ter nekatere druge opisne statistike

	KRKG	PETG	MELR	PILR	SAVA	IEKG	GRVG	LKPG	ITBG	DRPG	MER	MTSG	ZTOG	AELG	DELR
Celotni donos[18]	208,4%	240,5%	169,2%	76,5%	169,4%	176,7%	200,4%	168,1%	253,8%	162,2%	133,7%	-1,5%	93,0%	286,1%	92,2%
	Donosi, izračunani iz osnovnih podatkov														
Povprečni mesečni donos	2,38%	2,48%	2,12%	1,37%	2,19%	2,08%	2,23%	2,23%	3,03%	2,49%	1,80%	0,98%	1,95%	2,72%	1,91%
Standardna napaka	0,0080	0,0074	0,0081	0,0065	0,0088	0,0062	0,0091	0,0095	0,0118	0,0107	0,0083	0,0131	0,0088	0,0092	0,0103
Standardni odklon	0,0553	0,0510	0,0564	0,0450	0,0609	0,0432	0,0628	0,0661	0,0821	0,0740	0,0573	0,0910	0,0609	0,0639	0,0717
	Presežni donosi														
Povprečni mesečni donos	1,92%	2,02%	1,66%	0,91%	1,72%	1,62%	1,77%	1,77%	2,56%	2,02%	1,33%	0,51%	1,48%	2,25%	1,44%
Standardna napaka ocene	0,0080	0,0074	0,0082	0,0065	0,0088	0,0062	0,0091	0,0095	0,0118	0,0107	0,0083	0,0131	0,0088	0,0092	0,0104
Standardni odklon	0,0555	0,0510	0,0565	0,0447	0,0612	0,0431	0,0630	0,0661	0,0820	0,0741	0,0576	0,0911	0,0612	0,0640	0,0719

[18] Celotni donos je izračunan za obdobje analize

Vir: Lastni izračun.

Tabela 5: Uteži različno sestavljenih portfeljev A, B, in M

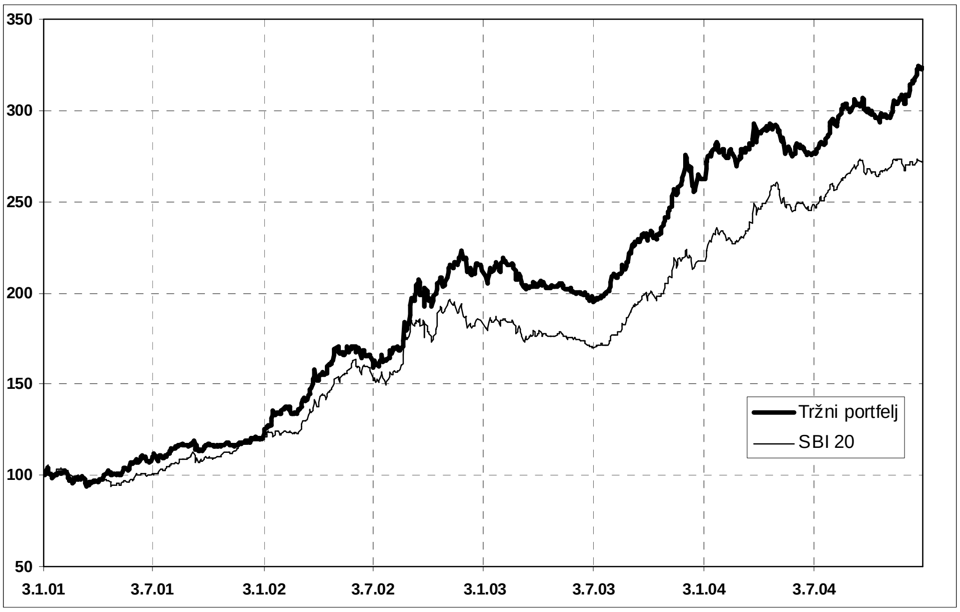
Portflej A																
St. odklon	**E[r]***	**KRKG**	**PETG**	**MELR**	**PILR**	**SAVA**	**IEKG**	**GRVG**	**LKPG**	**ITBG**	**DRPG**	**MER**	**MTSG**	**ZTOG**	**AELG**	**DELR**
0,0267	0,020	-0,113	0,056	0,005	0,149	0,222	0,069	-0,052	0,093	0,006	0,121	0,131	0,036	0,087	0,090	0,100
Portfelj B																
St. odklon	**E[r]***	**KRKG**	**PETG**	**MELR**	**PILR**	**SAVA**	**IEKG**	**GRVG**	**LKPG**	**ITBG**	**DRPG**	**MER**	**MTSG**	**ZTOG**	**AELG**	**DELR**
0,1039	0,050	0,311	0,743	-0,267	-1,048	0,469	-0,253	-0,188	0,043	0,849	0,512	-0,330	-0,201	-0,239	0,634	-0,033
Portfelj M- tržni portfelj																
St. odklon	**E[r]***	**KRKG**	**PETG**	**MELR**	**PILR**	**SAVA**	**IEKG**	**GRVG**	**LKPG**	**ITBG**	**DRPG**	**MER**	**MTSG**	**ZTOG**	**AELG**	**DELR**
0,0298	0,0245	-0,0496	0,1590	-0,0361	-0,0304	0,2590	0,0209	-0,0726	0,0855	0,1323	0,1797	0,0620	0,0006	0,0377	0,1717	0,0803

* E[r]- pričakovani donos

Vir: Lastni izračun.

Na podlagi rezultata analize lahko sklenem, da obstoj indeksnega sklada, ki bi posnemal gibanje SBI 20 indeksa, ne bi bil racionalen, saj je možno z istimi delnicami sestaviti bolj učinkovit sklad. Pri tem je potrebno seveda pripomniti, da se je sestava SBI 20 v preučevanem obdobju stalno spreminjala, v Markowitzevi analizi pa sem uporabil fiksni nabor delnic v tem obdobju.

Slika 4: Bazna indeksa vrednosti tržnega portfelja in SBI 20 indeksa v obdobju od prvega trgovalnega dne leta 2001 do zadnjega trgovalnega dne leta 2004 (vrednost 3.1.2001 je 100)



Vir: Lastni izračun in oblikovanje.

4.2 CAPM

Z uporabo donosa trga, izračunanega po Markowitzevem modelu za vsak mesec preučevanega obdobja v prejšnji točki, so zbrani vsi potrebni podatki za ocenjevanje Sharpovega CAPM modela. Zaradi preglednosti navajam obrazec modela ponovno na tem mestu:

$$R_t - R_{ft} = a + b\left(R_{Mt} - R_{ft}\right) + e_t \text{, kjer:} \qquad (19)$$

R_t- donos posamezne delnice v posameznem mesecu t
R_{ft}- medbančna obrestna mera za posamezni mesec t
a- ocena regresijske konstante, presečišče z ordinatno osjo
b- ocena regresijskega koeficienta, koeficient beta
R_{Mt}- donos trga za posamezni mesec t; tržni portfelj je določen po Markowitzevem postopku v prejšnji točki

Leva stran enačbe predstavlja presežni donos, ki sem ga izračunal in predstavil v poglavju o podatkovnih virih- v regresijo torej vstopa zgolj vrednost presežnega donosa posamezne delnice in ne razlika dveh vrednosti, kot je navedeno v obrazcu (19). V Tabeli 6 so navedeni rezultati ocenjevanja modela (19). Najpomembnejša je seveda vrednost *b*, ki pomeni beta koeficient posamezne delnice in jo nekatera podjetja uporabljajo v svojih izračunih. V teoretičnem delu naloge sem navedel vrsto testov, ki jih avtorji tovrstnih študij pogosto izvajajo na vrednosti beta. Od vseh navedenih v spodnji tabeli navajam zgolj test statistične značilnosti regresijskega koeficienta.

Tabela 6: Analiza modela CAPM za obdobju 1.1.2001 do 31.12.2004

Delnica	*a*	*t(a)*	*p*	*b*	*t(b)*	*p*	R^2	s_e
AELG	0,0152	1,609	0,115	0,408	2,281	0,027	0,102	0,0613
DELR	0,00181	0,186	0,854	0,698	3,765	0,001	0,236	0,0635
DRPG	-0,00378	-0,735	0,466	1,326	13,57	0,000	0,800	0,0335
GRVG	0,00360	0,468	0,642	0,779	5,323	0,000	0,381	0,0501
IEKG	0,0101	1,633	0,109	0,337	2,872	0,006	0,152	0,0402
ITBG	0,00618	0,642	0,524	1,075	5,883	0,000	0,429	0,0626
KRKG	0,00860	1,172	0,247	0,585	4,201	0,000	0,277	0,0477
LKPG	0,00674	0,738	0,464	0,605	3,483	0,001	0,209	0,0595
MELR	0,00546	0,741	0,462	0,615	4,398	0,000	0,296	0,0479
MER	0,00419	0,521	0,605	0,506	3,310	0,002	0,192	0,0523
MTSG	0,000745	0,0531	0,958	0,243	0,912	0,366	0,018	0,0912
PETG	0,00799	1,341	0,186	0,674	5,954	0,000	0,435	0,0388
PILR	0,00271	0,423	0,674	0,352	2,898	0,006	0,154	0,0416
SAVA	0,00296	0,406	0,686	0,788	5,697	0,000	0,414	0,0473
ZTOG	-0,00246	-0,414	0,681	0,956	8,472	0,000	0,609	0,0387

Vir: Lastni izračun.

Bete vseh delnic razen Kompas MTS-ove so statistično značilne. Opazimo precejšen razpon vrednosti beta koeficientov, vendar je za večino delnic značilno, da imajo vrednost bete med 0.5 in 1. To pomeni, da so delnice manj volatilne od trga ter zato manj tvegane. Preseneča primerjava dobljenih rezultatov s tistimi, ki jih objavlja LJSE v svojih publikacijah. V približno polovici primerov so odstopanja znatna, kar pomeni, da na podlagi uradnih statistik LJSE uporabnik ugotovi povsem drugačno stanje delnice kot v primeru rezultatov v tej nalogi. Možen vzrok razlike je različno obdobje opazovanja; medtem ko je analiza v tej nalogi v celoti izvedena za obdobje 1.1.2001 do 31.12.2004, je analiza LJSE strnjena na leto 2003. Drugačen je tudi pristop, saj je kazalnik beta v analizi LJSE izračunan na osnovi tedenskih donosnosti (brez dividendne donosnosti) posamezne delnice v obravnavanem obdobju na osnovi tehtanega indeksa SBI 20. Izračunan je pod predpostavko, da se netvegana obrestna mera v času analiziranja ni spreminjala (LJSE, 2003, str. 4). Primerjavo obeh skupin rezultatov bi lahko sklenil z ugotovitvijo, da je beta verjetno precej neobstojen kazalnik ter zato neprimeren za napovedovanje prihodnjih donosov delnic. Pri razlagi bete na LJSE opozarjajo tudi, da slovenski trg kapitala ne izpolnjuje zahtev CAPM modela in da je zato ta kazalnik potrebno interpretirati s precejšnjo mero rezerve. Ta kazalnik je še posebej nezanesljiv pri nizko likvidnih delnicah. Poleg tega je za investitorje pomembna prihodnja beta vrednostnega papirja, ki pa se lahko od bete, izračunane na osnovi preteklih podatkov, občutno razlikuje (LJSE, 2003, str. 4).

Kljub statistični značilnosti regresijskih koeficientov (natančne stopnje značilnosti so večinoma zanemarljive) nizki determinacijski koeficienti opozarjajo na slabo pojasnjevalno vrednost modela na primeru LJSE v preučevanem obdobju. Razen delnice Droge Portorož, pri kateri je ocena modela CAPM pokazala, da je 80 odstotkov variance donosa pojasnjenega z linearnim vplivom trga v preučevanem obdobju, ter morda delnice Žita, pri kateri je pojasnjeni delež variance znašal 60.9 odstotka, donosov delnic, ki so konec leta 2004 sestavljale indeks SBI 20, ne moremo uspešno pojasnjevati s Sharpovim modelom.

Slabemu rezultatu *t* statistike navkljub je rezultat testiranja statistične značilnosti regresijske konstante v CAPM modelu na primeru LJSE ugoden, saj se sklada s teorijo. Nobena regresijska konstanta namreč ni statistično značilno različna od nič, kot rezultat testa torej ne moremo zavrniti ničelne domneve. V nekaterih študijah takšen rezultat jemljejo za neposredni dokaz veljavnosti CAPM modela. Tu gre predvsem za dokaz, da faktor trga v zadostni meri pojasni varianco donosa, ter da ni nepojasnjenih vplivov, ki bi se kazali v od nič različni vrednosti regresijske konstante.

Model je torej ustrezen, vendar je velik del variance donosov posameznih delnic še nepojasnjen. To je tudi normalen rezultat analize CAPM modela na večini vzorcih. V teoretičnem delu naloge sem navedel nekaj običajnih kritik modela in nakazal grob potek raziskav, ki so vodile od CAPM proti popolnejšim modelom. V nadaljevanju analiziram popravek CAPM modela in Fama French model, katerega superiornost sta leta 1993 dokazala avtorja na primeru New Yorške borze v obdobju 1963 do 1990.

4.3 Model Fame in MacBetha

Očitek ene od raziskav (Bartholdy, 2003) je bil, da CAPM vodi do pristranskih ocen zaradi poteka analiziranja, pri katerem uporabi različen približek v dveh fazah analize. Avtorja omenjene študije sta uporabila postopek Fame in MacBetha, s katerim naj bi na eleganten način prišli do nepristanskih ocen modela. Ponovno bom sledil postopku, navedenem v teoretičnem delu tega diplomskega dela.

Ocenjeval bom model (13). V skladu s Bartholdyjevo študijo ni pomembno kateri približek uporabimo v analizi, važno je, da smo pri uporabi konsistentni. Kot približek za trg sem ponovno vzel indeks SBI 20, da lahko uporabim rezultate iz točke 4.2 s strani 27- na ta način v tem koraku ocenimo klasični Sharpov CAPM model za vsako delnico v indeksu. Rezultati so torej navedeni v Tabeli 6 in komentirani.

Ocene regresijskih koeficientov iz prvega koraka uporabimo v naslednji fazi za ocenjevanje tržne premije za tveganje. Analiziramo presežne donose v obdobju, ki sledi obdobju iz prvega koraka. V prvem koraku sem ocenjeval *bete* za obdobje 1.1.2001 do 31.12.2004, v drugem koraku pa tržne premije za tveganje za obdobje 1.1.2005 do 31.3.2005, torej prvo četrtletje 2005 (*Q1*). Tržno premijo za tveganje γ_1 ocenimo po modelu (14)[16]. Rezultat apliciramo na celoten vzorec tako, da pomnožimo bete posameznih delnic s to premijo.

$$R_{it+1}^{Q1} - R_{ft+1}^{Q1} = \gamma_{0i} + \gamma_1 \beta_{it}^{PR} + \varepsilon_{it}$$

$$\begin{array}{l} R_{it+1}^{Q1} \hat{-} R_{ft+1}^{Q1} = 0.00180 - 0.0000510 \beta_{it}^{PR} \\ \quad t: \ 0.119 \qquad -1.483 \\ \quad p: \ 0.907 \qquad\ \ 0.162 \\ n = 15 \ \ R^2 = 0.145 \ \ \overline{R^2} = 0.0789 \\ s_e = 0.0547 \ \ F = 2.198 \left(p = 0.162 \right) \end{array} \tag{20}$$

Regresijski koeficient ni statistično značilno različen od nič. Tudi v primeru, da bi se ga odločili uporabiti v izračunih, je zelo majhen in precej odstopa od izračunanih tržnih premij za tveganje iz osnovnih podatkov. Ideja tega postopka je, kakor pri vseh drugih, napovedati prihodnje donose. Zmnožku tržne premije za tveganje in bete delnice bi prišteli le predvidevano medbančno obrestno mero ter tako izračunali prihodnje donose. Pri tem se seveda upošteva, da sta beta in premija v času konstantni, obrestne mere pa so tudi v realnosti vse bolj konstantne in predvidljive. Vendar rezultat analize Fama MacBeth postopka ni prepričljiv.

4.4 Modeli Fame in Frencha

Eugene F. Fama in Kenneth R. French sodita med najdejavnejše avtorje področja modelov donosov. V številnih analizah sta razvila znameniti trifaktorski model donosov. V raziskavi, ki jo jemljem kot glavni vir tega poglavja (Fama, French, 1993) postopoma gradita proti modelu, ki vsebuje tri pojasnjevalne spremenljivke. Poglavje sem razdelil v tri podpoglavja, v vsakem pa ocenjujem enega od njunih modelov.

[16] Uporabljeni simboli v modelu:

R_{it+1}^{Q1} - donos posamezne delnice v prvem četrtletju 2005; subindeks *t+1* pomeni, da gre za obdobje po tistem iz prvega koraka

R_{ft+1}^{Q1} - medbančna obrestna mera za 31 dni, preračunana na četrtletje, v prvem četrtletju 2005; subindeks *t+1* pomeni, da gre za obdobje po tistem iz prvega koraka

γ_1 - regresijski koeficient, tržna premija za tveganje

4.4.1 Faktor trga

V prvem delu analizirata model, ki je podoben Sharpovemu CAPM; od izvirnika se razlikuje le po drugačnem načinu izračuna donosa trga. Avtorja nista uporabila Markowitzevega postopka, temveč sta za vsak mesec v obdobju izračunala vrednost portfelja vseh delnic v vzorcu s tehtano aritmetično sredino po obrazcu (17). V Tabeli 7 so zbrani rezultati ocene modela za vzorec s slovenskega kapitalskega trga.

$$R_t - R_{ft} = a + b\left(R_{Mt} - R_{ft}\right) + e_t \text{, kjer:} \quad (21)$$

R_{Mt}- donos trga za posamezni mesec *t*; tržni portfelj je določen kot tehtano povprečje 15 delnic v SBI 20 indeksu, pri čemer kot utež upoštevamo tržno kapitalizacijo vsake delnice v obdobju t. V tem se model (21) razlikuje od CAPM modela (19).

Povprečna vrednost presežnega donosa trga (R_M-R_F) v preučevanem obdobju znaša 0.0169, kar pomeni, da je povprečna premija za tveganje znašala 1.7 odstotne točke. Standardni odklon od povprečne vrednosti presežnega donosa trga je znašal 0.0431.

Tabela 7: Analiza enofaktorskega modela Fame in Frencha za obdobju 1.1.2001 do 31.12.2004

Delnica	*a*	*t(a)*	*p*	*b*	*t(b)*	*p*	R^2	s_e
AELG	0,00851	1,022	0,312	0,829	4,567	0,000	0,312	0,0536
DELR	0,000107	0,0110	0,991	0,847	4,001	0,000	0,258	0,0626
DRPG	0,00534	0,535	0,596	0,879	4,037	0,000	0,262	0,0643
GRVG	-0,00369	-0,741	0,463	1,263	11,64	0,000	0,747	0,0321
IEKG	0,00584	1,088	0,282	0,610	5,220	0,000	0,372	0,0346
ITBG	0,00387	0,408	0,685	1,286	6,222	0,000	0,457	0,0611
KRKG	-0,000586	-0,159	0,874	1,168	14,58	0,000	0,822	0,0237
LKPG	-0,000647	-0,0880	0,930	1,083	6,763	0,000	0,499	0,0473
MELR	-0,00258	-0,579	0,565	1,133	11,65	0,000	0,747	0,0287
MER	0,000500	0,0672	0,947	0,759	4,676	0,000	0,322	0,0479
MTSG	-0,000777	-0,0551	0,956	0,350	1,138	0,261	0,027	0,0908
PETG	0,00352	0,791	0,433	0,985	10,17	0,000	0,692	0,0286
PILR	-0,000983	-0,171	0,865	0,594	4,735	0,000	0,328	0,0371
SAVA	0,00362	0,458	0,649	0,802	4,649	0,000	0,320	0,0510
ZTOG	-0,00222	-0,328	0,745	1,008	6,835	0,000	0,504	0,0436

Vir: Lastni izračun.

Ocene regresijskih koeficientov so tudi v primeru Fama French modela s tržnim faktorjem kot edino pojasnjevalno spremenljivko značilne pri zanemarljivi stopnji značilnosti, razen ponovno v primeru delnice Kompasa MTS. V primerjavi s Sharpovim CAPM modelom opazimo očitno razliko v vrednosti teh koeficientov. Razlika niti ni presenetljiva, če upoštevamo ugotovitev že omenjene raziskave Bartholdyja, ki pokaže, da izbira približka za trg močno vpliva na ocene *bet* (Bartholdy, 2003, str. 71). V tej nalogi so tako navedene že tri različne vrednosti *bete* za vsako delnico: *bete* navedene v analizah LJSE, *bete* pridobljene s Sharpovim modelom ter *bete* pridobljene s Fama Frenchevim enofaktorskim modelom.

Morebitni uporabnik tako nima nikakršnega zagotovila, da bo katerakoli od navedenih *bet* odražala pravo oceno za tveganje delnice. Bartholdyjeva študija sicer ponuja elegantno rešitev iz te zagate, vendar rezultati analize v točki 4.3 kažejo, da ta postopek za opazovani vzorec na LJSE v preučevanem obdobju ne daje uporabnih rešitev.

Kot v točki 4.2 sem tudi v modelu (21) testiral domnevo o vrednosti nič regresijske konstante. Rezultat testa, ki je naveden v Tabeli 7, kaže na skladnost rezultata s teorijo in pove, da je model ustrezen. Determinacijski koeficienti so na splošno nekoliko višji kot v CAPM modelu, zanimivo pa je, da je R^2 ravno v primeru delnice Droge Portorož, ki je bil v Sharpovem modelu najvišji, pri tem modelu najnižji. Verjetno gre za naključje in je na podlagi vzorca 15 delnic nemogoče ugotavljati splošne zakonitosti primerjave teh dveh modelov. Kljub nekoliko boljšem rezultatu delež nepojasnjene variance donosov še vedno ostaja previsok, da bi lahko ta model z gotovostjo uporabljali za napovedovanje prihodnjih donosov.

Cilj avtorjev modela (21) pa ni bil poiskati čim boljši približek za trg in tako izboljšati Sharpov model, temveč poiskati in utemeljiti pojasnjevalne spremenljivke, katerih vpliv bi povečal delež pojasnjene variance donosov.

4.4.2 Velikost in vrednost

Fama in French sta s študijo (1992) ugotovila visoko pojasnjevalno moč spremenljivk tržna kapitalizacija (*ME*) ter razmerje knjigovodske in tržne vrednosti kapitala (*BE/ME*). Istega leta sta objavila tudi študijo o teoretičnem ozadju obeh pojasnjevalnih spremenljivk (Fama, French, 1992a). V tej točki ocenjujem model (22), katerega edini pojasnjevalni spremenljivki sta izpeljani iz vrednosti *ME* in *BE/ME* v analizo vključenih delnic. Podatke za izračun potrebnih vrednosti sem pridobil iz analiz LJSE (2003a) in letnih poročil družb, katerih delnice so vključene v analizo v tem delu.

Pojasnjevalna spremenljivka *ME* predstavlja vpliv velikosti podjetja na donos delnice. Tržno kapitalizacijo delnice izračunamo kot zmnožek števila delnic, ki kotirajo na borzi, in enotnega tečaja te delnice na določeni dan. Spremenljivka *BE/ME* naj bi predstavljala vpliv vrednosti podjetja na donos delnice. Iz imena spremenljivke sledi, da posamezno vrednost tega parametra izračunamo kot kvocient med knjigovodsko in tržno vrednostjo podjetja. Po definiciji LJSE, ki tudi izračunava knjigovodsko vrednost delnice, je ta izračunana kot razmerje med knjigovodsko vrednostjo navadnega lastniškega kapitala in številom izdanih navadnih delnic podjetja. Pri tem knjigovodsko vrednost navadnega lastniškega kapitala zmanjšajo za vrednost rezerv za lastne deleže, iz števila izdanih delnic podjetja pa izločijo odkupljene lastne delnice konec obdobja. Kot navadne delnice se za potrebe analize upoštevajo tudi prednostne participativne delnice (LJSE, 2003a).

V modelu (22) nastopata pojasnjevalni spremenljivki *SMB* in *HML*. Avtorja tega modela sta na podlagi podatkov oblikovala šest portfeljev delnic, v primeru analize na LJSE pa sem zaradi majhnega vzorca oblikoval le štiri. Za izračun teh dveh spremenljivk sem razvrstil vrednosti *ME* in *BE/ME* po velikosti in določil njuni mediani. Zaradi lihega števila delnic v opazovanem vzorcu izgubimo po eno delnico v vsaki skupini, saj upoštevamo le delnice, ki so nad oziroma pod mediano. Na podlagi rangov delnic v skupini *ME* sem določil velika podjetja- *B* (vrednost *ME* nad mediano), ter majhna podjetja- *S* (vrednost *ME* pod mediano). Na podlagi rangov delnic v skupini *BE/ME* sem določil podjetja z visoko vrednostjo- *H* (vrednost *BE/ME* nad mediano), ter podjetja z nizko vednostjo- *L* (vrednost *BE/ME* pod mediano). Omenjene skupine sem oblikoval prvega julija vsakega leta v opazovanem obdobju, saj se predvideva, da so do tega datuma javnosti že poznana vsa letna poročila preteklega leta[17]. V tem postopku za analizo leta *t* jemljemo knjigovodske vrednosti iz konca leta *t-1*, tržne vrednosti pa na dan prvega julija leta *t*. Od prvega julija leta *t* do 30. junija leta *t+1* torej velja razvrstitev delnic glede na *ME* iz leta *t* ter glede na *BE/ME* iz leta *t-1*.

V naslednjem koraku sem oblikoval omenjene štiri portfelje za vsako leto v preučevanem obdobju. Portfelj *S/L* vsebuje delnice, ki so po rangiranju spadale hkrati v skupino *S* in *L*. Na isti način sem oblikoval še portfelje *B/L*, *S/H* in *B/H*. V Tabeli 8 na strani 35 je predstavljena sestava teh štirih portfeljev za vsako leto na dan prvi julij (navedena je tudi sestava portfelja za leto 2000, ker je njegova sestava upoštevana za izračun vrednosti spremenljivk do 30. junija 2001[18]). Po obrazcu (17) za tehtano aritmetično sredino sem izračunal mesečni donos vsakega od štirih portfeljev za vseh 48 mesecev v preučevanem obdobju. Pri tem sem kot uteži upošteval tržne kapitalizacije delnic v vsakem portfelju. Končno sem v zadnjem koraku izračunal donos *S* kot enostavno povprečje donosov *S/L* in *S/H*, donos *H* kot enostavno povprečje donos *S/H* in *B/H* ter po enakem postopku še donosa *B* in *L*. Vrednost pojasnjevalne spremenljivke *SMB* (angl. *S* minus *B*) izračunamo kot razliko donosov portfeljev *S* in *B*, Vrednost pojasnjevalne spremenljivke *HML* (angl. *H* minus *L*) pa izračunamo kot razliko donosov portfeljev *H* in *L*. *SMB* naj bi glede na raziskavo (Fama, French, 1993) ponazarjala tveganje glede na velikost podjetja, *HML* pa tveganje glede na vrednost podjetja.

Povprečna vrednost pojasnjevalne spremenljivke *SMB* v preučevanem obdobju znaša 0.00033, kar pomeni, da je povprečna razlika med donosom delnic velikih in majhnih družb majhna (0.033 odstotne točke). Standardni odklon od povprečne vrednosti *SMB* je 0.02776. Povprečna vrednost pojasnjevalne spremenljivke *HML* v preučevanem obdobju znaša 0.00284 s standardno napako 0.00350, kar pomeni, da je povprečna razlika med donosom delnic družb z veliko in majhno vrednostjo tudi majhna (0.28 odstotne točke). Standardni odklon od povprečne vrednosti *HML* znaša 0.02421. Nizka korelacija med obema pojasnjevalnima

[17] Fama in French zapišeta, da je domneva dokaj konzervativna, saj podjetja objavijo revidirana poročila že dosti pred tem datumom (Fama, French, 1992a). Kljub tej opazki je prvi julij ostal datum, ki je prelomen za oblikovanje portfeljev.

[18] Nekatere delnice so bile uvrščene v kotacijo LJSE šele po prvem juliju 2000 (glej Tabelo 1, str. 16), zato je za te delnice pri izračunu tržne vrednosti upoštevan enotni tečaj na dan vključitve v kotacijo in ne tečaj prvega julija.

spremenljivkama (0.0774, kar je celo nižje od korelacije, ki sta jo z oblikovanjem spremenljivk dosegla avtorja modela (Fama, French, 1993, str. 9)) kaže na dobro oblikovanje teh dveh spremenljivk, saj sta vpliva velikosti in vrednosti ločena eden od drugega- to je tudi namen celotnega postopka oblikovanja teh dveh spremenljivk.

Tabela 8: Sestava štirih portfeljev, ki so osnova za izračun vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk *SMB* in *HML*, na dan prvi julij vsakega leta

2000		2001		2002		2003		2004	
S/L	AELG	*S/L*	DELR	*S/L*	AELG	*S/L*	DELR	*S/L*	DELR
	DRPG		AELG		DELR		DRPG		DRPG
	DELR		DRPG		LKPG	*S/H*	MTSG	*S/H*	MTSG
S/H	MTSG	*S/H*	MTSG	*S/H*	MTSG		AELG		ZTOG
	ZTOG		ZTOG		ZTOG		ZTOG		MER
	ITBG		ITBG		MER		MER		IEKG
	MER		MER	*B/L*	IEKG	*B/L*	IEKG	*B/L*	LKPG
B/L	LKPG	*B/L*	LKPG		PILR		PILR		ITBG
	PILR		PILR		KRKG		PETG		PILR
	PETG		KRKG	*B/H*	GRVG		KRKG		PETG
	KRKG	*B/H*	SAVA		SAVA	*B/H*	SAVA		KRKG
B/H	GRVG		PETG		PETG		GRVG	*B/H*	GRVG
	SAVA		GRVG		MELR		MELR		MELR
	MELR								

Vir: Lastni izračun.

V Tabeli 8 opazimo, da se je sestava portfeljev *S/L*, *S/H*, *B/L* in *B/H* med leti spreminjala, vendar vsebuje vsak od teh štirih portfeljev nekatere delnice, ki niso zamenjale portfelja v celotnem obdobju preučevanja vzorca. Tipični predstavnik porfelja *S/L* je delnica Dela, kar pomeni, da je bilo Delo v vsakem letu opazovanja manjše od medianskega podjetja ter, da je imelo nižjo vrednost od medianskega podjetja. Stalni predstavniki portfelja *S/H* so delnice Žita, Kompasa MTS in Merkurja. Vsa ta podjetja so bila v obdobju preučevanja manjša od medianskega podjetja ter so imela vrednost višjo od medianskega podjetja. V portfelj *B/L* sta se vsako leto uvrstili delnici Pivovarne Laško in Krke, v *B/H* pa delnica Gorenja. Slednja je bila torej ves čas večja od medianskega podjetja in je imela večjo vrednost. Delnice ostalih podjetij so v preučevanem obdobju menjale portfelje ali pa so bile medianske in zato niso bile uvrščene v noben portfelj. V razvrstitvi leta 2000 je bila medianska delnica Intereurope v obeh razvrstitvah, v ostalih štirih letih pa sta imeli razvrstitvi različno mediansko delnico (zato je število delnic razvrščenih v portfelje v letu 2000 večje od tega števila v ostalih letih).

Podatki za odvisno spremenljivko so enaki kot v CAPM modelu, zato jih tu ne bom posebej predstavljal. V tem poglavju sem ocenjeval model (22):

$$R_t - R_{ft} = a + sSMB_t + hHML_t + e_t \text{, kjer:} \tag{22}$$

s- parcialni regresijski koeficient, ki pove za koliko se poveča donos delnice, če se vrednost *SMB* poveča za eno enoto,

SMB_t- donos SMB za vsak mesec v preučevanem obdobju, izračunan po zgoraj opisanem postopku, *h*- parcialni regresijski koeficient, ki pove za koliko se poveča donos delnice, če se vrednost *HML* poveča za eno enoto,

HML_t- donos SMB za vsak mesec v preučevanem obdobju, izračunan po zgoraj opisanem postopku.

V Tabeli 9 so zbrani rezultati ocenjevanja modela (22):

Tabela 9: Analiza dvofaktorskega modela Fame in Frencha za obdobju 1.1.2001 do 31.12.2004

Delnica	*s*	*t(s)*	*p*	*h*	*t(h)*	*p*	R^2	s_e
AELG	-0,735	-2,279	0,028	-0,333	-0,902	0,372	0,124	0,061
DELR	0,291	0,757	0,453	0,0294	0,0667	0,947	0,0129	0,0730
DRPG	0,822	2,306	0,026	0,928	2,269	0,028	0,201	0,0676
GRVG	-0,707	-2,402	0,021	1,071	3,172	0,003	0,247	0,0559
IEKG	-0,189	-0,818	0,418	0,0385	0,146	0,885	0,0148	0,0438
ITBG	0,288	0,706	0,484	1,216	2,596	0,013	0,144	0,0775
KRKG	-0,926	-3,630	0,001	0,648	2,218	0,032	0,274	0,0484
LKPG	-0,126	-0,355	0,724	-0,207	-0,509	0,614	0,009	0,0673
MELR	-0,638	-2,392	0,021	0,913	2,987	0,005	0,232	0,0506
MER	-0,0673	-0,245	0,808	1,105	3,507	0,001	0,215	0,0522
MTSG	0,587	1,330	0,190	1,450	2,866	0,006	0,191	0,0837
PETG	-0,634	-2,527	0,015	0,530	1,843	0,072	0,169	0,0476
PILR	-0,181	-0,754	0,455	0,0298	0,108	0,914	0,013	0,0454
SAVA	-0,488	-1,546	0,129	0,501	1,385	0,173	0,081	0,0599
ZTOG	0,182	0,621	0,538	1,132	3,377	0,002	0,213	0,0555

Vir: Lastni izračun.

Rezultat ocenjevanja modela Fame in Frencha, ki ima kot pojasnjevalni spremenljivki le *SMB* in *HML*, kateri predstavljata na velikost in vrednost vezano tveganje, ni vzpodbuden za uspeh tega modela na LJSE. Manj kot polovica delnic ima statistično značilne parcialne regresijske koeficiente, med njimi so le štiri take, ki imajo značilna oba. Fama in French sta v svoji analizi ugotovila, da *SMB* sorazmerno dobro deluje pri pojasnjevanju presežnih donosov delnic manjših družb, *HML* pa pri pojasnjevanju družb z nizko vrednostjo. Pomembna ugotovitev njune analize je pozitiven predznak parcialnega regresijskega koeficienta *s* in negativni predznak koeficienta *h* (Fama, French 1993, str. 22).

Z ocenjevanjem modela pridobljeni podatki za LJSE ne razkrijejo tako očitnih vzorcev. Delnice, ki imajo statistično značilnega vsaj enega od obeh parcialnih regresijskih koeficientov, so uvrščene v vse vrste portfeljev, tako da ni možno reči, katere vrste delnic spremenljivki bolje pojasnjujeta. Parcialna regresijska koeficienta sta enako predznačena za večino delnice, vendar ravno nasprotno kot v izvirni analizi ameriških avtorjev. Če se vrednost *SMB* poveča, se donos delnice v povprečju zmanjša; če se vrednost *HML* poveča, pa se donos delnice v povprečju poveča za večino opazovanih delnic. Model (22) tudi v izvirni analizi nima posebnega pomena, saj pušča precejšen delež variance donosov nepojasnjen. Avtorja mu pri razlagah nista namenila posebne pozornosti, saj gre za vmesno stopnjo pri oblikovanju končnega modela.

4.4.3 Trifaktorski model

Modelu iz prejšnje točke sta Fama in French dodala beto in tako sklenila modeliranje donosov na New Yorški borzi v obdobju 1963 do 1990. Njun model je dosegel neverjetne rezultate deleža pojasnjenih varianc donosov. Mnogi raziskovalci ponavljajo njuno raziskavo na različnih trgih in časovnih obdobjih, vendar pregled nekaterih del kaže, da se model ne obnese najbolje zunaj trga, na katerem je nastal; celo sprememba izvirnega časovnega obdobja znatno poslabša rezultat (npr. Burton 1998, kjer Sharpe opozarja na pomanjkljivosti trifaktorskega modela Fame in Frencha).

V tem poglavju ocenjujem naslednji model:

$$R_t - R_{ft} = a + b\left(R_{Mt} - R_{ft}\right) + sSMB_t + hHML_t + e_t \tag{23}$$

Vse oznake so poznane iz prejšnjih modelov, zato jih ne bom tu ponovno opredeljeval. V analizi Fame in Frencha (1993) so vsi trije parcialni regresijski koeficienti statistično značilni za vse ocenjene funkcije. Pojasnjevalne spremenljivke se medsebojno dopolnjujejo, iz rezultatov pa je razvidno padanje oziroma naraščanje vrednosti regresijskih koeficientov glede na pripadajoče vrednost delnic; v skladu s teorijo torej. Rezultati analize za LJSE so navedeni v Tabeli 10:

Tabela 10: Analiza trifaktorskega modela Fame in Frencha za obdobju 1.1.2001 do 31.12.2004

Delnica	***b***	***t(b)***	***p***	***s***	***t(s)***	***p***	***h***	***t(h)***	***p***	R^2	s_e
AELG	0,936	5,087	0,000	-0,314	-1,155	0,254	-0,899	-2,838	0,007	0,448	0,0491
DELR	1,093	4,919	0,000	0,783	2,386	0,021	-0,631	-1,650	0,106	0,363	0,0593
DRPG	1,045	5,173	0,000	1,292	4,330	0,000	0,295	0,849	0,401	0,503	0,0540
GRVG	1,167	9,903	0,000	-0,182	-1,048	0,300	-1,048	1,801	0,079	0,767	0,0314
IEKG	0,701	5,481	0,000	0,127	0,671	0,506	-0,385	-1,749	0,087	0,415	0,0341
ITBG	1,370	6,563	0,000	0,905	2,934	0,005	0,388	1,078	0,287	0,567	0,0557
KRKG	1,098	13,94	0,000	-0,432	-3,710	0,001	-0,0153	-0,113	0,911	0,866	0,0210
LKPG	1,347	8,738	0,000	0,480	2,108	0,041	-1,021	-3,846	0,001	0,638	0,0411
MELR	1,056	9,905	0,000	-0,163	-1,032	0,308	0,274	1,493	0,142	0,762	0,0285
MER	0,674	3,978	0,001	0,236	0,943	0,351	0,698	2,390	0,021	0,422	0,0453
MTSG	0,234	0,743	0,462	0,692	1,487	0,144	1,308	2,410	0,020	0,201	0,0841
PETG	0,960	8,935	0,000	-0,202	-1,271	0,210	-0,0506	-0,274	0,786	0,705	0,0287
PILR	0,684	4,964	0,000	0,127	0,625	0,535	-0,384	-1,617	0,113	0,367	0,0368
SAVA	0,772	3,965	0,001	-0,141	-0,488	0,628	0,0343	0,102	0,919	0,323	0,0520
ZTOG	1,026	7,204	0,000	0,643	3,058	0,004	0,512	2,087	0,043	0,639	0,0380

Vir: Lastni izračun.

Pri analizi rezultatov ponovno ni opaziti nobene povezave med naraščanjem velikosti in vrednostjo parcialnega regresijskega koeficienta *s* na primer ali katere druge kombinacije, ki so tako očitne v originalni raziskavi tega modela. Prav tako kot v prejšnjem modelu so tudi tu problemi s statistično značilnostjo parcialnih regresijskih koeficientov. Še manj je takšnih delnic, ki bi imele značilne koeficiente. Za razliko od prejšnjega modela tu ne moremo trditi kakšen je v poprečju predznak teh koeficientov. Zdi se, da pojasnjevalne spremenljivke ne opravijo dobro dela, čeprav imajo modeli donosov vseh delnic občutno večje determinacijske koeficiente kot v primeru Sharpovega CAMP modela ali pa prejšnjih dveh modelov Fame in Frencha. Analiza ničelne hipoteze o vrednosti regresijske konstante je kot v prejšnjih modelih tudi v tem primeru pokazala na ustrezno specificiran model.

V zaključku analize zlasti slednjega modela lahko ugotovim, da model ne deluje dobro na slovenskem kapitalskem trgu. Razlog je verjetno v tem, da je bil postopek izračunavanja pojasnjevalnih spremenljivk in pa celotna logika modela razvita za bistveno večji trg v (po mnenju nekaterih) specifičnem času.

4.5 Prisotnost avtokorelacije in heteroskedastičnosti

Večinoma velja, da je avtokorelacija značilna za časovne vrste, heteroskedastičnost pa za presečne podatke. Zmožnost napovedovanja vrednosti spremenljivk časovnih vrst s finančnega področja (na primer vrednosti delnic, stopnje inflacije, menjalniških razmerij med valutami itd.) je bila za raziskovalce s tega področja vprašljiva (Gujarati, 1995, str. 436). V nekaterih časovnih obdobjih so opazili majhne napake napovedi, v naslednjih večje in nato spet manjše; brez pravega reda. Razlogi za takšna nihanja so med drugim lahko v volatilnosti finančnih trgov, izpostavljenosti investitorjev raznim (ne)utemeljenim govoricam, vpliva političnih sprememb ter sprememb v monetarni in fiskalni politiki. Varianca slučajne napake *u* ocenjevanih regresijskih modelov v takem primeru vsekakor ni konstantna, nekateri menijo, da vsebuje neke vrste avtokorelacijo (na primer Gujarati, 1995, str. 437). Z namenom merjenja te avtokorelacije je Engle razvil model ARCH[19] (angl. 'autoregressive conditional heteroscedasticity'). Ideja ARCH je v tem, da je varianca slučajne napake *u* v času *t* (σ_t^2) odvisna od kvadrata vrednosti slučajne napake v času *t-1* (u_{t-1}^2):

$$u_t \sim N\left[0, \left(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2\right)\right]. \tag{24}$$

Če ničelne hipoteze H_0: $\alpha_1=0$ z ustreznim testom v ARCH postopku ne moremo zavrniti, pomeni, da je v modelu prisotna homoskedastičnost.

ARCH postopek je vključen v nekatera analitična orodja (na primer EViews 3.0) in ga lahko uporabimo na preučevanih časovnih vrstah. V analizi donosov 15 delnic indeksa SBI 20 sem izvedel postopek ARCH in dobil naslednje natančne stopnje značilnosti:

[19] Engle R., 1982, str. 987-1007.

Tabela 11: Rezultati postopka ARCH- natančne stopnje značilnosti- za analizo 15 delnic SBI 20 indeksa v razdobju 1.1.2001 do 31.12.2004 v štirih modelih

	p(CAPM)	*p(FF1*)*	*p(FF2*)*	*p(FF3*)*
AELG	0,2829	0,1099	0,3797	0,1656
DELR	0,0087	0,4352	0,0000	0,0035
DRPG	0,2816	0,0000	0,1592	0,0007
GRVG	0,0007	0,2556	0,7164	0,2433
IEKG	0,1152	0,2475	0,0532	0,0005
ITBG	0,0274	0,7187	0,0048	0,0005
KRKG	0,8188	0,0034	0,0042	0,0770
LKPG	0,2132	0,3716	0,0180	0,2870
MELR	0,6271	0,1403	0,0313	0,3559
MER	0,0057	0,0395	0,0122	0,1053
MTSG	0,0006	0,0056	0,0011	0,0054
PETG	0,1326	0,0341	0,3237	0,3967
PILR	0,2469	0,4661	0,3702	0,5253
SAVA	0,0959	0,0069	0,0003	0,0055
ZTOG	0,0520	0,0015	0,8895	0,1875

*FF1: Fama French enofaktorski model; FF2: Fama French dvofaktorski model; FF2: Fama French trifaktorski model.

Vir: Lastni izračun.

Ničelno hipotezo o vrednosti variance slučajne napake zavrnemo pri natančni stopnji značilnosti, manjši od 0.05. V Tabeli 11 vidimo, da heteroskedastičnost, ki jo povzroča avtokorelacija slučajne napake, ni prisotna pri večini delnic katerega od modelov (poudarek je na modelu CAPM in trifaktorskem modelu Fame in Frencha; eno- in dvofaktorski model slednjih avtorjev sta zgolj vmesna koraka analize). Kljub temu, da pri nekaterih delnicah ne moremo zavrniti ničelne domneve, bi težko trdili, da je heteroskedastičnost te vrste problematična vsebina v katerem od modelov. V primeru, da bi ugotovili to heteroskedastičnost kot problematično vsebino, bi jo odpravili po znanih postopkih za odpravljanje heteroskedastičnosti, ki krši predpostavko metode najmanjših kvardatov.

Pričakovati je, da je v časovnih vrstah vrednosti delnic prisotna vsaj avtokorelacija, to je vpliv preteklih vrednosti delnic na sedanjo vrednost. V primeru mesečnih podatkov, ki sem jih uporabil v tej analizi, sem pričakoval avtokorelacijo prvega reda (odlog enega meseca) oziroma avtokorelacijo z odlogi četrtletja, šestih mesecev ali pa celega leta. Test vseh naštetih avtokorelacij pri vsakem od obravnavanih modelov je sicer pokazal na prisotnost povezanosti vrednosti delnic z vrednostmi iz preteklosti, vendar podobno kot v primeru postopka ARCH nobena od avtokorelacij ni prisotna pri večini delnic enega modela ali pa pri posamezni delnici v vseh modelih. Zato tudi avtokorelacije ne bom odpravljal.

5. SKLEP

V diplomskem delu sem obravnaval del izredno obširnega področja raziskav modelov donosov. Cilj analize je bil ugotoviti uporabnost modelov Sharpa ter Fame in Frencha na Ljubljanski borzi vrednostih papirjev. Kljub ugotovitvi analize (Deželan, 2000, str. 61), da je slovenski kapitalski trg igral dokaj nepomembno vlogo kot vir kapitala, me je zanimala uporabnost teh modelov na LJSE v primeru, da se investitorji ravnajo v skladu s priporočili avtorjev tovrstnih finančnih modelov in konceptov. Analizo sem izvedel na vzorcu 15 delnic, ki so na dan 31.12.2004 sestavljale borzni indeks SBI 20, v obdobju od prvega trgovalnega dne leta 2001 do zadnjega trgovalnega dne leta 2004.

Z uporabo teorije Markowitza sem določil portfelj obravnavanih delnic, ki ustreza optimalnemu razmerju donosa in tveganja. Tako sestavljen model v obravnavanem obdobju v večini trgovalnih dni presega vrednost indeksa SBI 20. Pri tem je treba poudariti, da pretekli donosi portfelja niso garancija za prihodnje donose. V analizi nisem sprostil nekaterih predpostavk (na primer 'short selling') z namenom izračuna čim bolj optimalnega portfelja.

Model CAPM je dokaj splošno uporabljen, tudi v izračunu WACC, predstavljenem v uvodu tega dela. Rezultat analize tega modelu na primeru LJSE v preučevanem obdobju je pokazal na ustrezno specificiran model z značilnimi regresijskimi koeficienti vseh analiziranih delnic, vendar nizkimi determinacijskimi koeficienti. Slednji dajejo prostor spremenljivkam poleg *bete* pri pojasnjevanju donosov delnic. To je splošna ugotovitev večine analiz tega modela in je vzpodbudila raziskave na mnogih trgih. Bartholdyjeva izboljšava CAPM se je izkazala za neuporabno na LJSE. Morda bi res dala nepristranske ocene, vendar regresijski koeficienti takšnega modela niso statistično značilni.

Zadnja dva obravnavana avtorja v tem delu Fama in French sta razvila v zadnjih letih zelo pogosto citiran trifaktorski model. Slednji naj bi v nasprotju s CAPM zelo dobro pojasnjeval vrednosti donosov. Analiza 15 delnic na LJSE v štirih letih je pokazala, da ta model na slovenskem kapitalskem trgu ne opravi dobro svojega namena. S tem se je ta rezultat priključil mnogim analizam, ki so model Fame in Frencha testirali na trgih izven izvirnega, na katerem je model nastal.

Predvsem me preseneča rezultat ugotavljanja heteroskedastičnosti in avtokorelacije. Ti dve vsebnosti, ki sta pogosti v finančnih časovnih vrstah, v vzorcu obravnavanem v tej analizi nista splošno prisotni pri večini delnic. To pomeni, da pretekle vrednosti delnic večinoma ne vplivajo na sedanje vrednosti delnic ter da vlagatelji izbirajo druge informacijske vire pri svojih odločitvah.

Za konec navajam še nekatera odprta vprašanja. Analizo obstoječih modelov bi bilo vredno poglobiti z bolj naprednimi ekonometričnimi metodami. Poleg tega je potrebno analizirati še mnogo drugih modelov, ki prav tako kot v tem delu obravnavani pojasnjujejo donose delnic. Predvsem pa je potrebno razširiti opazovani vzorec in prilagoditi obdobje pojasnjevanja.

LITERATURA

1. Bartholdy Jan, Peare Paula: Unbiased estimation of expected return using CAPM. International Review of Financial Analysis, Birmingham, 2003, 12, str. 69-91.

2. Basu S.: The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. Journal of Financial Economics, Rochester, 1983, 12, str. 129-156.

3. Burton Jonathan: Revisiting The Capital Asset Pricing Model. Dow Jones Asset Manager. New York, May/June 1998, str. 20-28.

4. Chan. K. C. et. al: An explanatory investigation of the firm size effect. Journal of Financial Economics, Rochester, 1985, 14, str. 451-471.

5. Copeland T. et al: Financial Theory and Corporate Policy. Upper Saddle River : Pearson Education, 2005. 1000 str.

6. Čok Pungeršič Alenka: Markowitzev model optimizacije naložb na primeru slovenskega kapitalskega trga. Bančni vestnik, Ljubljana, 2004, 6, str. 21- 25.

7. Deželan S.: Efficiency of the Slovene equity market. EBR, Ljubljana, 2(2000), 1, str. 61-83.

8. Engle R.: Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica, Evanston, 50(1982), 1, str. 987-1007.

9. Fama, E., MacBeth, J.: Tests of the multiperiod two-parameter model. Journal of Financial Economics, Rochester, 1974, 1, str. 43-66.

10. Fama Eugene F., French Kenneth R.: The Cross-Section of Expected Stock Returns. The Journal of Finance, Oxford, 1992, 2, str. 427-465.

11. Fama Eugene F., French Kenneth R.: The economic fundamentals of size and book-to-market equity. Working paper. Chicago : Graduate School of Business, University of Chicago, 1992a. 56 str.

12. Fama Eugene F., French Kenneth R.: Common risk factors in the returns on stocks and bonds. Journal of Financial Economics, Rochester, 1993, 33, str. 3-56.

13. Fama Eugene F., French Kenneth R.: The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. Working paper. Chicago : Graduate School of Business, University of Chicago. 2004. 42 str.

14. Gujarati D.: Basic econometrics. 3. izdaja. Boston : McGraw-Hill. 1995. 838 str.

15. Luenberger David G.: Investment Science. Oxford : Oxford University Press. 1998. 494 str.

16. MacKinley Craig A., Pastor Luboš: Asset Prcing Models: Implications for Expected Returns and Portfolio Selection. Working paper. Chicago : Graduate School of Business, University of Chicago. 1999. 47 str.

17. Markowitz, H. M., Portfolio selection. Journal of finance, Oxford, 7(1952), 1, str. 77-91.

18. Pfajfar Lonvrenc: Ekonometrija. Obrazci in postopki. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 2002. 34 str.

19. Sharpe W.: Capital asset prices: A theeory of market equilibrium under conditions of risk. Journal of Finance, Oxford, 1964, 19, str. 425-442.

VIRI

1. Interna baza podatkov LJSE. Ljubjana : Ljubljanska borza vrednostnih papirjev.

2. Letna statistična poročila LJSE 2001 – 2004. Ljubjana : Ljubljanska borza vrednostnih papirjev.

3. Letni imenik in analiza vrednostnih papirjev Ljubljanske borze 2003. Ljubjana : Ljubljanska borza vrednostnih papirjev.

4. Medbančna obrestna mera. Banka Slovenije.
[URL: http://www.bsi.si/html/denarni_trg/povp_obr_medban.asp], 15. april 2005.

5. SSRN Electronic library. Social Science Research Network.
[URL: http://papers.ssrn.com/sol3/DisplayAbstractSearch.cfm], 27. marec 2005.

6. Wikipedia. [URL: http://www.wikipedia.com], 2. maj 2005.

7. Metodologija izračuna kazalnikov. Ljubjana : Ljubljanska borza vrednostnih papirjev, 2003

8. Letni imenik in analiza vrednostnih papirjev Ljubljanske borze. Ljubjana : Ljubljanska borza vrednostnih papirjev, 2003a.

9. Metodologije izračunavanja indeksov Ljubljanske borze. Ljubjana : Ljubljanska borza vrednostnih papirjev, 2004.

ZAHVALA

Za pomoč pri izdelavi diplomskega dela se zahvaljujem mentorju profesorju doktorju Lovrencu Pfajfarju. Pri študiju zajete literature mi je z nasveti pomagal mag. Paul Schneider z dunajske Wirtschaftsuniversität. Zahvaljujem se tudi Simonu Mastnaku z Ljubljanske borze vrednostnih papirjev za posredovane podatke iz interne baze Borze.