

TARTU ÜLIKOOL  
Majandusteaduskond  
Rahanduse ja arvestuse instituut  
Ärerahanduse ja investeringute õppetool

Dissertatsioon *magister artium* kraadi taotlemiseks  
majandusteaduses

Nr .....

Andrei Haritonov

**TURUTASAKAALU MUDELID JA NENDE  
RAKENDAMINE ARENEVAL FINANTSTURUL**  
(Eesti aktsiaturu näitel)

Juhendaja: lektor Priit Sander

Tartu 2004

## SISUKORD

Sissejuhatus .....	3
1. Turutasakaalu mudelid ja nende testimise meetodid .....	7
1.1. Riski-tulu tasakaalu faktormudelid .....	7
1.2. Testimismeetodid aegridade andmetega .....	14
1.3. Testimismeetodid ristanndmetes .....	17
2. Turutasakaalu mudelite kehtivus Arenevatel finantsturgudel .....	20
2.1. Arenevate turgude iseärasused .....	20
2.2. Turutasakaalu mudelite varasemad testid .....	25
3. CAPM mudeli ja selle modifikatsioonide testimine eesti aktsiaturu näitel .....	32
3.1. Testides kasutatud andmed .....	32
3.2. Testid aegridade andmetel .....	40
3.2.1 Sõltumatud muutujad (faktorportfellid) .....	40
3.2.2 Sõltuvate muutujate konstrueerimine .....	46
3.2.3 Testide tulemused .....	48
3.3. Testide tulemused ristanndmetes .....	55
Kokkuvõte .....	61
Lisad .....	66
Lisa 1. Bootstrap-simulatsiooni rakendamine aegreamudelil .....	66
Lisa 2. Testid kogutulususte aegridades .....	67
Lisa 3. WLS meetod ristanndmetes (Litzenberger-Ramaswami algoritmi) .....	68
Lisa 4. EIV – korrektsiooniga regressiooni meetod ristanndmetes .....	69
Lisa 5. Turukapitalisatsiooniga kaalutud ( $VW$ ) ja võrdselt kaalutud ( $EW$ ) turuportfelli võrdlus aegrea-testides .....	70
Lisa 6. Aegrea-testid modifitseeritud CAPM mudelis – $SMB$ ja $WML$ turuportfellide lisamine. 71	
Lisa 7. Aegrea-testid modifitseeritud CAPM mudelis – $SMB$ , $HML$ , $WML$ , $HLSTDEV$ riskiportfellid .....	72
Lisa 8. Aegrea-testid modifitseeritud CAPM mudelis – tingimuslik tulusus ja risk. .73	
Lisa 9. Aegrea-testid modifitseeritud CAPM mudelis: välisurgude indeksid – WORLD ja SWED .....	74
Lisa 10. Testide tulemused ristanndmetes .....	75
Viidatud allikad .....	79
Summary .....	84

## SISSEJUHATUS

Turutasakaalu mudelitel, mis kirjeldavad seost aktive riski ja tulususe vahel, on kapitali hinna määramisel ja varade hindamisel keskne roll. Tuntuimaks mudeliks selles valdkonnas on Markowitz'i portfelliteooriast tuleneval CAPM mudelil, mida kasutatakse investeringute riski taseme määramiseks ja kapitali hinna leidmiseks üsna laialt nii arenenud kui areneva finantsturuga maades.

Teaduslik poleemika mudeli eelduste kehtimise ja selle kontrollimise võimalikkuse üle ei ole lõppenud siiani, kuid siiski on jõutud teatud ühiste seisukohtadeni seaduspärasuste suhtes industriaalmaade väärtpaberiturgudel, kus enamasti on tegemist pikkade vaatlusperioodide, mitmekesise tööstusstruktuuri, avalikult kaubeldavate firmade suure arvuga. Neil turgudel eksisteerib tulususe ja tururiski vahel positiivne seos, kuid peale tururiski on statistiliselt oluliseks tulususte kujundajaks ka väärtpaberite karakteristikud - P/B, P/E jt. hinnasuhtarvud ning ettevõtte turukapitalisatsioon.

Viimase kahe aastakümne kohta on empiiriliste uuringute objektiks saanud ka arengumaade väärtpaberiturud, mille karakteristikud erinevad arenenud riikide omadest, eelkõige suure volatiilsuse ja madala likviidsuse tõttu, mis koos lühikeste statistiliste aegriididega avaldab mõju testide tulemuste usaldusväärsusele. Samas majandusliku arengu vältel, kui tulusate investeerimisvõimaluste hulk väheneb pidevalt ja vastavalt kasvab ka investeringu tasuvusaeg, muutub kapitali hinna täpsem arvutamine üha kriitilisemaks teguriks investeringu tasuvuse hindamisel. Võib eeldada, et ülaltoodud omaduste tõttu ei pruugi klassikalise lineaarse mudeli rakendamine olla alati õigustatud, mistõttu on oluline defineerida, mis on risk areneval finantsturul ja kuidas on risk ja tulusus omavahel seotud.

Käesoleva töö eesmärgiks on areneva turu jaoks sobivaima riski-tulususe seost kirjeldava tasakaalumudeli väljaselgitamine. Eesmärgi saavutamiseks püstitatakse järgmised uurimisülesanded:

- 1) põhiliselt kasutatavate tasakaalumudelite, nende teoreetilise ja praktilise argumentatsiooni käsitus;
- 2) erinevate testimismeetodite ja nende eelduste väljatoomine;
- 3) arenevate turgude karakteristikute ja nende mõju analüüs varasemate testide põhjal, empiirilises osas kasutatavate muutujate kogumi piiritlemine;
- 4) testide läbiviimine Eesti aktsiaturu statistikal ja järelduste väljatoomine;

Uurimistöös kasutati põhiliselt välismaistes teadusaajakirjades (Journal of Finance, Review of Financial Studies) ja uurimistööde kogumikes (SSRN Working Papers, NBER working papers) avaldatud artikleid. Peale selle on kasutatud ka Eesti väärtpapieriturul teostatud uurimusi – bakalaureusetöid ja artikleid konverentsikogumikes. Seejuures ei ole autor teadlik teistest taolistest analüüsides Eesti aktsiaturul. Eesti turul tehtud varasemate uurimuste käsitlemisel selgus, et suurem osa teemaga seotud analüüse puudutavad turu efektiivsust. Need uurimused andsid siiski teatud teavet Eesti aktsiaturu karakteristikute kohta.

Suurimad empiirilises uurimuse kogemused on selles valdkonnas ameerika teadlastel, nende lähenemine arenevate turgude riski-tulususe funktsioonile on enamasti nõ “väline”, s.t. lähtutakse rahvusvaheliselt diversifitseeritud portfelist ning üritatakse leida areneva turu keskmist tulusust ja riski, vaadeldes kõiki areneval turul kaubeldavaid aktiivide ühe portfelliga. Niisuguse lähenemise korral on protsentuaalne ebatäpsus madalam kui iga konkreetse ettevõtte nõutava tulunormi leidmisel. Kuigi neid uurimusi on võimalik kasutada keskmise turutulususe väljaselgitamiseks areneval finantsturul, keskendub käesolev töö vaid seosele riskiparameetrite ja tulususte vahel.

Varasemad testid nii arenud kui arenevatel turgudel piirdusid reeglina ühe testimismeetodiga, mistõttu suurema ebakindluse ja vaatlusaluste aktiivide väikese arvu tingimustes on testide tulemused vähem usaldusväärsed. Vaatlusaluseks statistiliseks kogumiks on Tallinna Börsil kaubeldud 12 likviidsema aktsia hinnaliikumised perioodil 1997-2002, lisaks sellele aktsiate karakteristikud – turukapitalisatsioon ja P/B suhtarv. Kasutatud valimit võib hinnata suhteliselt väikeseks, mis koos lühikese ajalooga ongi

arenevate finantsturgude uurimise puhul suurim probleem, kuna tulemustele võib avaldada mõju üksiku aktsia hinnamuutused.

Käesoleva töö eripäraks on asjaolu, et statistilisi andmeid töödeldakse mitme meetodiga, testimaks tulemuste tundlikkust erinevate eelduste ja meetodite suhtes. Analüüsi teostatakse erinevatel ajaperioodidel – aktsiaturu langus ja tõus, mis muutliku turu tingimustes peaks võimaldama saada suurema kindluse tehtud järeldustes.

Uurimistöö koosneb kolmest osast. Esimeses käsitletakse levinumaid lineaarseid faktormudeid – CAPM ja selle modifikatsioone - eelkõige Fama-French'i ja Carhart'i mudeleid. Välja on toodud eri mudelite (riskifaktorite) kasutamise põhjendused. Samuti on uuritud mudelite kehtivuse kontrollimise meetodeid – testid aegriidade andmetes ja kahesammulised testid ristanandmetes, nende eelseid ja puudusi.

Töö teine osa on pühendatud arenevate väärtpaberiturgude iseärasuste uurimisele ning nende mõjule tasakaalumudelitele. Käsitletakse arenevate riikide statistilistel andmetel läbi viidud uuringute tulemusi, eesmärgiga piiritleda empiirilises osas kasutatavate muutujate ja testimismeetodite ringi.

Kolmandas osas rakendab autor esimeses ja teises peatükis käsitletud mudeleid Eesti aktsiaturu statistikal. Otsitakse vastuseid järgnevatele küsimustele:

- Kas on võimalik ümber lükata CAPM klassikalist mudelit üldkasutatavaid testimismeetodeid rakendades?
- Millised riskifaktorid mõjutavad kõige tõenäolisemalt oodatava tulususe kujunemist uuritaval finantsturul?
- Kas empiirilised andmed toetavad riski ja oodatava tulususe muutumist vaadeldava perioodi jooksul?
- Kuidas mõjutavad erinevad eeldused mudelite testimise tulemusi?

Testitavaks hüpoteesiks on vaatlusalustel väärtpaberiturgudel noteeritud aktsiate nii tururiski (beeta) kui muude riskifaktorite (eelkõige Fama ja Frenchi uurimustes väljapakutud alternatiivsete riskiindikaatorite – hinnasuhtarvud ja turukapitalisatsiooni e. firma suuruse) statistiliselt oluline seos aktsiate tulususega. Kuna arenevad

väärtpaberiturud ei paku enamasti ulatuslikke riski hajutamise võimalusi madala likviidsuse ja börsil kaubeldavate firmade vähese arvu tõttu, võib oletada, et ka aktiva spetsiifiline risk mängib investorite nõutava tulunormi kujunemisel olulist rolli.

Uurimus käsitleb eri eelduste, nagu tulususte mittenormaalse jaotuse ning autokorrelatsiooni, mõju mudeli testimise tulemustele. Peale vähimruutude meetodit on kasutatud ka kaalutud vähimruutude (WLS), üldistatud momentide (GMM) ja suurima tõepära (ML) meetodeid. Lisaks sellele on aegreatesides kasutatud ka *bootstrap*-simulatsiooni arvutatavate statistikute empiirilise jaotuse väljaselgitamiseks.

Arvutustes kasutati MS Excel ja ökonomeetrilist tarkvarapaketti EVIEWS 3.1.

# 1. TURUTASAKAALU MUDELID JA NENDE TESTIMISE MEETODID

## 1.1. Riski-tulu tasakaalu faktormudelid

Finantsturu tasakaalu modelleerimiseks kasutatakse enamasti lineaarseid faktormudeleid, kõige levinumateks on (Campbell *et al* 1997:182):

- CAPM (*Capital Asset Pricing Model* - finantsvarade hindamise mudel), autoriteks Sharpe ja Lintner.
- Dünaamiline (mitmefaktoriline) CAPM ja arbitraažhindade teooria mudel (*Arbitrage Pricing Theory* – APT)

CAPM põhineb teoreetilistel arutlustel, mis tulenevad ratsionaalse investori heaolu maksimeerimisest ja efektiivsete turgude teooriast. Mitmefaktoriliste mudelite – dünaamilise CAPM ja APT mudelite väljatöötamine on seotud teoreetilise mudeli ümberlükkamise tõendamisega ja empiiriliste seaduspärasuste tuvastamisega finantsturgude statistilistes andmetes.

CAPM mudeli kuju:

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

kus 
$$\beta_i = \frac{Cov_{im}}{\sigma_m^2}$$

$E(R_i)$  –  $i$ -nda aktsia oodatav tulusus

$R_f$  – riskivaba tulumäär

$E(R_m)$  – turuportfelli oodatav tulusus

$Cov_{im}$  – aktsia ja turuportfelli (turuindeksi) tulususte kovariatsioon

$\sigma_m^2$  – turuportfelli tulususe dispersioon

Beeta mõõdab väärtpaberi nn. turu- ehk süstemaatilist riski, mida ei ole võimalik hajutada eri väärtpaberite kombineerimisega portfellis. Tururisk kujutab endast teoreetilises mudelis ainsat väärtpaberi oodatavat tulusust kujundavat faktorit, kuna spetsiifilise (*idiosyncratic risk* – osa riskist, mis ei ole seotud väliste faktoritega) riski piisavate diversifitseerimise võimaluste korral (turul kaubeldavate väärtpaberite piisavalt suur arv ja ebaolulised transaktsioonikulud) puudub teistel faktoritel mõju väärtpaberi oodatavale tulususele. Staatilisus tähendab seejuures, et väärtpaberi ja turu karakteristikuid (risk ja riskipremia) käsitletakse muutumatuna.

Tegelikkuses ei ole väärtpaberite ja turuportfellide tulusused otseselt mõõdetavad. Seega tuginetakse eeldusele, et investorite ootused tulususte suhtes kujunevad mineviku aktsiainfo ekstrapoleerimisel, mis võimaldab kasutada ajaloolisi andmeid ootuste asendajana. Realiseerunud keskmine turuportfelli tulusus  $R_m$  on seega eelduste kohaselt oodatava väärtuse nihketa hinnang (Hansson *et al* 1997: 338).

Staatiline mudel eeldab muutumatut riskitaset ja riskipremiat, seejuures mitmed uurimused viitavad riskipremia muutumisele ajas (*Ibid*:335). Riskipremia varieeruvus võib seejuures osutada mudeli kehtimise ümberlükkamise põhjuseks.

Täiendavate tulusust kirjeldavate faktorite mudelisse lülitamisel võetakse reeglina aluseks Mertoni väljatöötatud nn. ICAPM (*Intertemporal Capital Asset Pricing Model*) e. mitmeperioodilise CAPM, kus oodatavad tulusused sõltuvad peale tururiski e. „beeta” ka korrelatsioonist teiste faktoritega, kui investeerimis- ja tarbimisvõimalused (*consumption and investment opportunity sets*) muutuvad aja jooksul (Merton 1973: 879). ICAPM teooria kohaselt modelleeritakse dünaamilist riski-tulususe tasakaalu CAPM mudelis, lülitades mudelisse viitajaga makroökonomilisi näitajaid (*state variables* – seisundi muutujad) – nt. inflatsiooniproгноos, SKP muutus jt., mis peaksid iseloomustama majanduskeskkonna tingimuste muutumist. Eeldatakse staatusmuutujate lineaarset seost tururiski (beeta) ja turupremiaga.

Peale CAPM mudeli on üldtuntuks saanud ka APT faktormudel, kus tulususte erinevust aktive vahel modelleeritakse mitmete faktorite (enamasti makroökonomiliste) abil. Faktoritena kasutatakse enamasti võlakirjaturu muutujaid, inflatsiooni, majandusproгноosidega seotud faktoreid. Faktorite hulka võib kuuluda ka

väärtpaberituruindeks. APT sarnaneb sisuliselt ICAPM mudeliga, põhiliseks erinevuseks on lähenemine faktorite identifitseerimisele – ICAPM faktorid on teoreetiliselt põhjendatud, APT-s aga lähtutakse empiirilise sobilikkusest (Connor *et al* 1989:386).

Paljudes viimase kahe aastakümne jooksul teostatud uuringutes (enamasti USA väärtpaberituru andmetel) on testitud CAPM staatilise versiooni paikapidavust realiseerunud tulususte kirjeldamisel. Empiiriliste uuringutega tõestati, et enamasti on võimalik koostada niisugune portfelli kogum, kus keskmiste realiseerunud tulususte erinevused portfelli lõikes ei ole kirjeldatavad ainult turubeetaga e. tundlikkuse turuportfelli suhtes. Tähele on pandud niisuguste “anomaaliate<sup>1</sup>” ilmnemine, nagu:

1. Väiksema turukapitalisatsiooniga aktsiate portfelliid toodavad keskmiselt kõrgemat tulusust kui suure kapitalisatsiooniga aktsiad sama tururiski taseme (beeta) juures (Jagannathan *et al*: 1).
2. Investeeringud väärtus- e. madala P/B suhtarvuga aktsiatesse (*value stocks*), toodab keskmiselt kõrgemat tulusust, kui investeeringud nn. kasvu- e. kõrge P/B suhtarvuga aktsiatesse (*growth stocks*). Tegemist on seega aktsiate alahindamise efektiga.
3. Minevikus kõrget tulusust tootnud aktsiad (*winners*) jäävad tulevikus alla madala tulususega aktsiatele (*losers*) – nn. *reversal* e. ümberpööramise efekt (Jegadeesh *et al*. 1993: 89). Teistes uurimustes on täheldatud nn. *momentum*- e. inertsiefekti – vastupidist *reversal*-efektile. Ülalmainitud vastassuunalisi efekte on tähele pandud erineva pikkusega vaatlusperioodidel, s.t. tulususte inerts ilmneb lühiajaliselt (pool aastat kuni aasta), ümberpööramine aga pikemaajaliselt (kuni viis aastat).

Nende anomaaliate ilmnemisel püütakse kirjeldada tulususe kujunemist mitmefaktoriliste mudelite abil, seejuures muutujate valikul ei ole põhiline mitte nende teoreetiline põhjendus, vaid empiiriline sobivus (Ferson *et al*, 1999:1326).

---

<sup>1</sup> Anomaaliana on antud juhul käsitletud üldkasutatavat teoreetilist mudelit ümberlukkavat tõendust

Markowitzi portfelliteooria kohaselt kajastab turuportfell representatiivse investori kõigi hoitavate aktive tulusust ning seetõttu kasutatav lähend (*proxy*) peaks teoorias korreleeruma võimalikult tugevalt investori aktive summaga. See asjaolu andis tõuke mitmefaktoriliste mudelite arendamiseks, kus faktoritena kasutatakse peale turuindeksi ka palgaindeksit, kogutarbimise dünaamika näitajaid (Campbell 2000: 15), kinnisvara- ja tööstusindekseid jt., kajastamaks erinevate investeerimisvõimaluste mõju.

Kõige levinumaks mudeliks mitmefaktoriliste regressioonide testimisel, mis kirjeldab suurema osa aktsiate tulususte varieerumist ristanametes, on Fama ja Frenchi kolmefaktoriline mudel, kus lisaks turutulususele on riskifaktoriteks 2 portfelli:

- 1) suure turukapitalisatsiooniga aktsiate lühikese positsiooniga ja väikse kapitalisatsiooniga pika positsiooniga (*SMB – small minus big*) null-summa portfell.
- 2) madala P/B suhtarvuga<sup>1</sup> aktsiate pika ja kõrge P/B suhtarvuga aktsiate lühikese positsiooniga null-summa portfell (*HML – high [book-to-market] minus low*) (Fama et al 1996: 55):

$$(2) \quad E(r_i) - r_f = b_i [E(r_m) - r_f] + s_i E(SMB) + h_i E(HML)$$

kus  $E(*)$  – oodatava väärtuse operaator

$b_i$  - turu-beeta ehk tundlikkus turuportfelli suhtes

$s_i$  - tundlikkus *SMB* portfelli liikumise suhtes

$h_i$  - tundlikkus *HML* portfelli liikumise suhtes

$r_i$  - aktiva tulusus

$r_f$  - riskivaba tulusus

$r_m$  - turuportfelli tulusus

Fama ja French (1996) seostasid oma mudelit sisselülitamist CAPM mudelisse Mertoni ICAPM (Intertemporal CAPM) mudeliga, väites, et turukapitalisatsiooni ja P/B

---

<sup>1</sup> Välismaises uurimustes kasutatakse B/M e. book-to-market suhtarvu, mis on pöördvõrdeline P/B suhtarvuga, seega „high book-to-market“ vastab madalale P/B suhtarvule.

suhtarvu järgi sorteeritud portfelli tulususte erinevus tuleneb makroökonomilistest riskidest, mis ei pruugi olla otseselt mõõdetavad ja mis ei ole hõlmatud turu-beeta näitajaga. Seega *SMB* ja *HML* portfelli tulusused kajastavad turu reaktsiooni ilmutamata riskidele ning väärtpaperite tulususe tundlikkus *SMB* ja *HML* portfelli suhtes peaks iseloomustama nende tundlikkust makroökonomilise konjunktuuri (e. tarbimis- ja investeerimisvõimaluste) muutuste suhtes (Fama *et al* 1996, p 74).

Aksiahindade liikumine on eeldatavasti seotud äri tsüklitega (*business cycles*). Seega on põhjusi oletada, et riskipremia muutub samuti koos keskkonna muutumisega. Mitmetes uurimustes on jõutud järeldusele, et intressimääradega seotud faktorid võimaldavad ennustada muutuvaid ärikeskkonna tingimusi ja investeerimisvõimalusi (Campbell 2000: 15). Arenenud maade väärtpaperiturgude puhul kasutatakse ICAPM mudelites tulususte erinevust kõrge- ja madala reitinguga võlakirjade vahel (*default premium* e. finantsriski premia) ning pika- ja lühiajaliste võlakirjade vahel (*term premium* e. tähtaja riskipremia) (Jagannathan *et al* 1996:10)

Hahn ja Lee (2001:29) väitel on turukapitalisatsioon ja P/B suhtarv seotud firma finantsvõimendusega ning mõõdavad efekti, mida avaldab kapitalituru ebatäiuslikkus firma laenamis- ja investeerimisvõimalustele. Kapitalituru ebatäiuslikkus väljendub välise ja sisemise finantseerimise hinna erinevuses informatsiooni asümmeetria ja muude faktorite tõttu. Kapitalituru konjunktuuri võimalikud muutused, mida enamasti mõõdetakse finantsriski premia ja tähtaja riskipremia abil, mõjutavad erinevalt suure ja väikse laenukoormusega ning suure ja väikese turukapitalisatsiooniga firmasid.

Carhart (1997:61) täiendas Fama-Frenchi mudelit veel ühe risifaktoriga, milleks on eelnevate kuude “võitjate” pika ja “kaotajate” lühikese positsiooniga portfelli (*WML* - *winner-minus-looser* e. inertsiportfelli):

$$(3) \quad E(r_i - r_f) = b_i [E(r_m) - r_f] + s_i E(SMB) + h_i E(HML) + w_i E(WML)$$

Ülaltoodud empiiriliste mudelite lahknevusele finantsteooriaga on leitud mitu põhjust. Üheks neist on andmekaeve probleem (ingl k. *data-mining*) – mudelite (2) ja (3) testimist teostati nende andmete põhjal, kus oli avastatud vaadeldavate riskiparameetrite olulisust, mistõttu mudel ei pruugi kehtida väljaspool valimit (Campbell 2000:15).

Üldtuntud argumentatsioon CAPM testimise tulemuste tõlgendamise vastu on nn. Roll'i kriitika (*Roll's critique*), mis põhjendab nullhüpoteesi ümberlukkamist uuritavate andmete iseloomuga. CAPM praktilisel rakendamisel võetakse tavaliselt turuportfelli tulususe  $r_m$  lähendiks (*proxy*) turul kaubeldavate aktsiate turukapitalisatsiooniga kaalutud keskmine tulusus. Teoreetiline mudel eeldab seda, et turuportfell asuks *ex-ante* efektiivsuspiiril (*ex-ante efficiency frontier*), sellisel juhul valem (1) annab 100%-se korrelatsiooni riski ja tulu vahel. Roll ja Ross näitasid, et CAPM rakendamise puhul on regressioon väga tundlik turuportfelli asendaja (indeksi) suhtes, ning valitava indeks isegi vähene kõrvalekalle efektiivsuspiirist tekitab olukorra, kus aktsiate tulusus ei ole kirjeldatav turuindeksi muutumisega. Samas on võimalik realiseerunud tulususte ja riskide puhul koostada portfelle, mis annavad kindla suurusega korrelatsioone tulususte ja tururiski vahel (Roll *et al* 1998: 110-111).

Empiirilisi anomaaliaid peab osa autoreid tõestuseks CAPM mudeli vastu, kuid mitte laiemal ratsionaalse mudeli vastu, mis sisaldab mitut riskifaktorit. Fama ja Frenchi tõlgendavad oma mudelit kui tõestust "finantsraskuste preemiale" (*distress premium*); väikese turukapitalisatsiooniga ja madala P/B suhtarvuga firmad satuvad kergemini finantsraskustesse ebasoodsate tingimuste tekkimisel, mistõttu nende oodatav tulusus peaks sisaldama täiendavat riskipremiat peale turupremia (Campbell 2000: 16).

Kõige radikaalsem seisukoht on see, et anomaaliad kajastavad püsivaid psühholoogilisi "nihkeid", mis toovad kaasa investorite poolt ebaratsionaalsete prognooside tegemist. Osade uurimuste kohaselt ekstrapoleerivad investorid ebaratsionaalselt ajaloolist tulude kasvu ning seetõttu ülehindavad aktsiaid, mis tootsid minevikus kõrget tulusust. Niisugustel aktsiatel on tavaliselt kõrge P/B suhtarv ning tulevikus nende hind kasvab aeglasemalt, kui firmade tulude tegelik kasv hakkab valmistama investoritele pettumust (*Ibid*:16).

Samuti arvatakse, et kuna tulusused on mehhaaniliselt seotud väärtpaberite hindadega nüüdisväärtuse valemi kaudu, siis suhtarvud, mis sisaldavad aktiva hinda, on seotud tulusustega oma ülesehituses. Kui niisuguse suhtarvu (P/B, P/E, P/CF) nimetaja kirjeldab oodatavate rahavoogude variatsiooni ristanametes, siis suhtarv kirjeldab eeldatavasti ka oodatavate tulususte erinevust. Seega ülalmainitud suhtarvud on

tõenäoliselt seotud tulusustega, sõltumata sellest, kas nad kajastavad majanduslike riskide ratsionaalset hindamist või ebaratsionaalseid hälbeid (Ferson *et al* 1999:1326).

Autori arvates peaks turuportfelli (turuindeksi) langus- ja tõusuperioodide võrdlemine võimaldama eristada anomaaliad riski realiseerumisest. Juhul kui kõrge hinnasuhtarvu (P/B, P/E) ja madala turukapitalisatsiooniga portfellid toodavad kõrgemat tulusust mõlemal juhul, siis on tegemist anomaaliaga, mida kasutades peaks investor teenima keskmisest kõrgemat tulu (transaktsioonikuludid arvesse võtmata). Juhul kui kõrgema finantsriskiga (*financially distressed*) ettevõtete aktsiate käitumine on väärpaberiturul tõusude ja mõõnade puhul vastupidine, siis on tegemist turul kompenseeritava riskifaktoriga. Taoline test eeldab pikemat aegrida mitme tõusu ja mõõnaga.

Vaatamata empiirilistele puudustele, ei üritata üldiselt tagasi lükata CAPM ideed tervikuna. Jagannathan ja Wang (1996: 1) pakuvad mitut põhjendust CAPM „ellujäämisele“:

- a) teiste riski-tulu tasakaalumudelite empiiriline tõendusmaterjal ei ole oluliselt tugevam;
- b) mudelil on tugev teoreetiline ja intuiitvne taust, mis puudub teistes mudelites;
- c) CAPM empiirilise ümberlökkamise majanduslik tähtsus ei ole alati selge.

Mudeli testimiseks realiseerunud tulususte statistika põhjal kasutatakse laias laastus kahte lähenemist:

- 1) regressioonid aegridades (*time-series regressions*);
- 2) regressioonid ristanndmetes (*cross-sectional regressions*) ja nende modifikatsioonid – Fama-MacBeth'i meetod, paneelandmete analüüs.

Aegridade analüüsi rakendatakse klassikalise mudeli kehtimise hüpoteesi testimisel ning siis, kui riskifaktoriks on mingid koguturgu mõjutavad ning ajas muutuvad väärtused (nt. turuportfelli tulusus, rahaturu näitajad, makromajanduslikud parameetrid jt.). Rist-regressiooni kujul mudeli kontrollimine võimaldab lülitada mudelisse nt. väärtpaberi enda karakteristikud, mis peaksid iseloomustama selle riskantsust (nt. turukapitalisatsioon, P/B suhtarv, likviidsus jt – vt. alapunkt 1.2) (Cochrane 2000: 273)

## 1.2. Testimismeetodid aegridade andmetega

Järgnevalt käsitletakse CAPM mudelit nn. faktormudelite erijuhuna, kus ainsaks aktive tulususi mõjutatavaks faktoriks on turuportfelli tulusus.

$$(4) \quad \mathbf{R}_t = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta} \mathbf{R}_{Kt} + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

kus  $\mathbf{R}_t$  - väärtpaperite (portfellide) lisatulususte<sup>1</sup> Nx1 vektor,  
 $\mathbf{R}_{Kt}$  - faktorportfellide lisatulususte (Kx1) vektor,  
 $\boldsymbol{\beta}$  - regressiooniparameetrite (NxK) maatriks,  
 $\boldsymbol{\alpha}$  ja  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  - vabaliikmete ja juhuslike vigade (Nx1) vektorid,  
 $N$  - test-aktivate (*test assets*) arv,  
 $K$  - faktorportfellide (*benchmark assets*) arv.

Mudeliga testitakse järgmisi hüpoteese:

- 1) kui  $\mathbf{R}_t$  on lisatulususte (*excess returns*) vektor

$$H_0: \boldsymbol{\alpha} = \mathbf{0},$$

$$H_1: \boldsymbol{\alpha} \neq \mathbf{0},$$

kus  $\mathbf{0}$  on (Nx1) nullide vektor,

- 2) Riskivaba aktiva puudumise korral, kui  $\mathbf{R}_t$  on kogutulususte vektor

$$H_0: \boldsymbol{\alpha} = \gamma_0 * (\mathbf{I}_N - \boldsymbol{\beta} * \mathbf{I}_K)$$

$$H_1: \boldsymbol{\alpha} \neq \gamma_0 * (\mathbf{I}_N - \boldsymbol{\beta} * \mathbf{I}_K),$$

kus  $\gamma_0$  on null-beetaga aktiva tulusus (*zero-beta return*)

$\mathbf{I}_K$  on ühtede (Kx1) vektor

Nullhüpoteesi kehtimise korral ei võimalda üksikute väärtpaperite portfelli kombineerimine saada kõrgemat tulusust võrreldes faktorportfellidega (*benchmark assets*) sama riskitaseme juures (puudub arbitraažitulu saamise võimalus), kui riski taset

---

<sup>1</sup> Lisatulusus (*excess return* – ingl. k.) on siin ja edaspidi aktiva kogutulususe (*raw return*) ja riskivaba tulususe (*risk-free return*) vahe.

mõõdab tundlikkus faktorportfelli tulususe suhtes ( $\beta_K$ ). Kõige levinum test hüpoteesi  $H_0$  kontrollimiseks on Wald-tüüpi koefitsientide kitsenduste test:

$$(5) \quad J_0 = \hat{\alpha}' [Var(\hat{\alpha})]^{-1} \hat{\alpha} = T * [1 + \mu_K' \hat{\Omega} \mu_K]^{-1} * \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha},$$

kus  $Var(\alpha)$  – vabaliikmete kovariatsioonimaatriks,

$\mu_K$  – faktorportfellide keskmiste tuluste ( $K \times 1$ ) vektor.

$\Sigma$  – regressioonide jääkliikmete ( $N \times N$ ) kovariatsioonimaatriks,

$\hat{\Omega}$  – faktorportfellide tulususte ( $K \times K$ ) kovariatsioonimaatriks,

$T$  – perioodide arv.

$J_0$  on asümptootiliselt  $\chi^2$  – jaotusega  $N$  vabadusastmega ning võrdub nulliga nullhüpoteesi kehtimise korral. Suhteliselt lühikestes aegridades kipub aga ülaltoodud Wald-test lükkama nullhüpoteesi liiga tihti ümber. Lõpliku valimi jaoks töötasid Gibbons, Ross ja Shankeni (edaspidi GRS) välja F-testi, mis sisuliselt kujutab endast Wald-testi lineaarset modifikatsiooni lõpliku valimiga kohandamiseks. Test eeldab juhuslike vigade normaaljaotumust (Cochrane 2000: 233):

$$(6) \quad J_1 = \frac{T - N - K}{N} * \hat{\alpha}' [Var(\hat{\alpha})]^{-1} \hat{\alpha} = \frac{T - N - K}{TN} J_0$$

$J_1$  statistik on F-jaotusega  $N$  ja  $T-N-K$  vabadusastmega ning nullhüpoteesi juures ei erine statistiliselt oluliselt nullist. GRS ja Wald testidel on olemas ka geomeetriline tõlgendus – statistik mõõdab *Sharpe* suhtarvude erinevust kahe portfelli vahel (Crombez *et al* 1999:6):

1.  $N$  väärtpaberiportfelli ja  $K$  faktorportfelli koosnev efektiivne portfell (tangency portfolio)
2.  $K$  faktorportfelli koosnev portfell.

Juhul kui *Sharpe* suhtarvude ruutude erinevus (*squared Sharpe ratio*) on kahel ülaltoodud koondportfelligil piisavalt väike, siis Wald-statistiku väärtus on statistiliselt lähedane nullile ning hüpoteesi  $K$  faktorportfelli kombinatsiooni efektiivsuse kohta (e. mudeli kehtimise kohta) ei ole võimalik ümber lükata. Testi nimetatakse ka *spanning*- e. asenduse testiks, s.t. testitakse hüpoteesi, kas on võimalik asendada  $N+K$  aktivast

koosnev porfell  $K$  testaktivast koosneva portfelliga, mis vastab ühtlasi CAPM mudeli loogikale: iga aktiva riski-tulususe kombinatsiooni on võimalik sünteesida turuportfelli ja riskivaba aktiva abil (Kan *et al* 2000:3).

Ülaltoodud *spanning*-testide läbiviimiseks sorteeritakse aktiivaid portfellidesse eeldatava riski indikaatori järgi, - turukapitalisatsioon, P/B suhtarv, - ning testitakse regressiooni vabaliikmete ( $\alpha$ ) erinevust portfellide lõikes mudelis (4) (Fama *et al* 1996: 57). Juhul kui eri portfelli lõikes moodustatud aegrearegressioonide vabaliikmed on erinevad, s.t.  $J$ -statistik erineb oluliselt nullist, tehakse järeldus, et testitav mudel ei suuda kirjeldada aktive tulususte liikumist ajas ning turuaktivate ümbergrupeerimine võimaldab saada arbitraažtulu.

Paljud empiirilised uuringud näitavad, et väärtpaberite tulusused ei järgi alati normaaljaotust ning võivad sisaldada autokorrelatsiooni ja heteroskedastiivsust. Normaalsuse tingimuse mittetäidetuse korral peab tuginema suure valimi omadustele lõpliku valimi asemel. Mudeli testimisel võib kasutada üldistatud momentide meetodit e. GMM (*Generalized Method of Moments*) meetodit (Cambell *et al* 1997: 208). Antud meetod võimaldab saada robustseid (*robust*) hinnanguid jääkliikmete heteroskedastiivsuse, mitternormaalse jaotuse ja autokorrelatsiooni tingimustes. GMM meetodi rakendamine vajab vaid tulususte statsionaarsust ning lõplikku 4. momenti (Chou *et al*: 13). Wald-tüüpi GMM test:

$$(7) \quad J_{GMM} = \hat{\alpha}' [Var_{GMM}(\hat{\alpha})]^{-1} \hat{\alpha} = T \hat{\alpha}' \left[ \eta' \left[ D_T' S_T^{-1} D_T \right]^{-1} \eta' \right]^{-1} \hat{\alpha},$$

kus  $\eta = I_N \otimes [I \quad \theta],$

$$D_T = -\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[ I_N \otimes \left( I_N \quad R_{Kt}' \right)' \left( I_N \quad R_{Kt}' \right) \right],$$

$$S_T = \frac{1}{T} \sum_{s=-\infty}^{\infty} \sum_{t=1}^T \left[ \varepsilon_t \varepsilon_{t-s}' \otimes \left( I_N \quad R_{Kt}' \right) \left( I_N \quad R_{Kt-s}' \right)' \right]$$

$I_N$  – ühikmaatriks astakuga  $N$

$J_{GMM}$  statistik on asümptootiliselt  $\chi^2$  – jaotusega N vabadusastmega.

Asümptootiliste statistikute kasutamine on õigustatud vaid piisavalt suure valimimahu korral. Juhul kui aegrea pikkus ei ole piisav, võib hüpoteeside kontrollimisel nii esimest kui teist tüüpi vea tekkimise tõenäosus olla suur. Testi tulemuste modelleerimine näitas, et asümptootilised testid lükkavad nullhüpoteesi ümber liiga tihti lõplikus valimis ning esimest tüüpi vea tõenäosus on seda suurem, mida lühem on aegrida ja mida suurem on vaadeldavate aktive arv (Campbell *et al.* 1997: 204). Sel juhul on peetakse otstarbekaks kasutada Monte-Carlo või *bootstrap*-simulatsioonimeetodit (Söderlind 2001:55)

### 1.3. Testimismeetodid ristanndmetes

Mudeli statistiline kuju ristanndmetes (Ashgarian *et al* 2002: 5):

$$(8) \quad \mathbf{R}_t = \mathbf{I}_N \gamma_{0t} + \boldsymbol{\beta}_t * \gamma_{1t} + \mathbf{X}_t * \boldsymbol{\Gamma}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

kus  $\mathbf{R}_t$  – aktive tulususte (Nx1) vektor perioodil  $t$ ,  
 $\boldsymbol{\beta}_t$  – aktive (Nx1) „beetade“ vektor perioodil  $t$ ,  
 $\mathbf{X}_t$  - täiendavate riskiparameetrite (P/B, turukapitalisatsioon jt. – vt. alapunkt 1.1) (NxK) maatriks perioodil  $t$ ,  
 $\boldsymbol{\Gamma}_t$  - täiendavate riskiparameetrite preemiate (Kx1) vektor  $[\gamma_2, \dots, \gamma_{K+1}]'$ ,  
 $\gamma_0$  – *zero-beta return* e. turuportfelliga mittekorreleeritud aktiva lisatulusus.  
 $\mathbf{I}_N$  – ühtede (Nx1) vektor.

$\gamma_1$  võrdub mudeli järgi keskmise ajaloolise turupreemiaga (*ex-post price of risk*).  $\hat{\beta}_{it}$  leitakse eelnevalt aegrea- regressioonist (OLS meetodil) turuportfelli suhtes – vt. valem (2), „beeta“ tuletamise perioodi pikkuseks on reeglina 1 kuni 5 aastat, sõltuvalt testitava perioodi pikkusest.

Aegreamudelites eeldatakse, et testitavate faktorite riskipremia võrdub faktori realiseerunud tulususega, mis on vaadeldava perioodi jooksul muutumatu (Campbell *et al* 1997: 230). Rist-regressioonis tuletatakse faktorite riskipremia empiirilisel ning

muutuva riskipreemia ja muutuva riskiparameetri modelleerimine on oluliselt lihtsam (Cochrane 2000: 250).

Jagannathan ja Wang (1996:1) näitasid, et CAPM testimist niisugusel kujul võib tõlgendada kahe järgneva hüpoteesi ühise testimisena:

- a) staatiline CAPM peab paika;
- b) turutulusus (*market return*) on kasutatava turuindeksi lineaarne funktsioon.

Seega mudeli ümberlukkamine võib tähendada nii mudeli ebakorrektsust spetsifikatsiooni, kui ka seda, et kasutatav turuindeks on halvaks asendajaks turu- e. kogurikkuse (*aggregate wealth*) tulususele (vt. alapunkt 1.2.).

Mudeli testimisel ristanametega kasutatakse enamasti nn. Fama ja MacBeth algoritmi, mis võtab arvesse väärtpaberite tulususte korrelatsiooni ristanmetes. Ülaltoodud mudeli parameetrid  $\gamma_k = [\gamma_0, \gamma_1, \mathbf{\Gamma}]'$  kujutavad endast keskmisi regressioonikoefitsiente (*slope*) üle  $T$  perioodi, s.t. iga perioodi  $t$  kohta koostatakse eraldi rist-regressioon ning koefitsientide  $\gamma_k$  hinnangud arvutatakse kui osaperioodide regressiooniparameetrite vektori keskmine. Koefitsiendi standardvead (valem (9) – lõpliku valimi jaoks) tuletatakse parameetri varieeruvusest  $T$  perioodi rist-regressiooni lõikes (Fama, MacBeth 1973: 619):

$$(9) \quad \hat{\gamma}_k = \frac{\sum_{t=1}^T \gamma_{kt}}{T} \quad \text{var}(\gamma_k) = \frac{\sum_{t=1}^T (\gamma_{kt} - \hat{\gamma}_k)^2}{T(T-1)}$$

$t$ -statistikud hüpoteeside  $H_0 (\gamma_0 = 0 \text{ ja } \gamma_k > 0 \ \forall \ k > 0)$  testimiseks arvutatakse, jagades koefitsiendid (gammad) standardveaga.

Ristanmetes läbiviidavate testide puuduseks võrreldes aegrea-testidega on nn. *EIV* e. „*errors-in-variables*“ - vigaste muutujate probleem, mis on tingitud sellest, et võrrandi sõltumatud muutujad (beetad) ei ole otseselt vaadeldavad vaid on eelnevalt tuletatud hinnangud aegrea-regressioonidest ning eeldatavasti sisaldavad mõõtmisvigu. Shanken

(1992:3) näitas, et Fama-Macbeth'i algoritm ülehindab riskipreemiate täpsust, kuna ei võta arvesse vigade „beetade“ arvutamisel.

Ülaltoodud faktorite tõttu võivad regressiooniparameetrite standardvigade hinnangud olla nihkega ning hinnangute usalduspiiride hindamine  $t$ -statistikute abil ei ole võimalik. Selle probleemi leevendamiseks kasutatakse enamasti järgmisi võtteid:

- *WLS* e. kaalutud vähimruutude meetod, mille puhul parameetrite hindamisel võetakse arvesse jääkliikmete omavaheline sõltuvus ja heteroskedastiivsus. Kaalutud vähimruutude meetodiga arvatud perioodi  $t$  regressiooniparameetrid kaalutakse keskmise parameetri tuletamiseks aegridade lõikes pöördvõrdeliselt hinnangute perioodi  $t$  jääkliikmete kovariatsioonimaatriksiga. S.t. suurema kaalu keskmiste faktoripreemiate arvutamisel saavad väiksema parameetri standardveega perioodid. See võimaldab saada efektiivsemaid hinnanguid juhul, kui tulususte variatsioon erineb periooditi, mis on üsna tõenäoline arenevate turgude puhul. Metoodika kirjeldus on toodud Lisas 3.
- Testitavate väärtpaberite grupeerimine portfelligesse, mis teatud määral vähendab vigaste muutujate mõju testide tulemustele, eeldusel, et mõõtmisvead on üle aktsiate sõltumatud (Fama *et al* 1973: 615).
- Nn. Shanken'i *EIV*-korrektsioon, mis seisneb tavaliste meetoditega leitud standardvigade analüütilises korrigeerimises (*explicit correction*) e. spetsiaalse faktoriga korrutamises. Korrektsioon on proportsionaalne turuportfelli *Sharpe*-suhtarvu ja faktorite kovariatsioonimaatriksiga (Shanken 1992: 13). Samas on antud korrektsiooni mõju testidele enamasti ebaoluline.
- Litzenberger-Ramaswami *EIV* – korrektsioon, mis sarnaneb *WLS* meetodile, kuid muutujad ei kaaluta mitte esimese astme *OLS*-regressioonist tuletatud jääkliikme standardvea, vaid „beeta“ hinnangu standardveaga. *EIV*-korrektsiooni metoodika on kirjeldatud Lisas 4.
- Aegrea- ja rist-regressiooni ühendamist üldistatud momentide (*GMM*) meetodi abil, kus parameetrite hinnanguid tuletatakse iteratiivselt simultaansete võrranditega mudelis (Cochrane 2000:234).

## 2. TURUTASAKAALU MUDELITE KEHTIVUS ARENEVATEL FINANTSTURGUDEL

### 2.1. Arenevate turgude iseärasused

Teaduslik diskussioon finantsvarade hindamisest (*asset pricing*) arenevatel finantsturgudel sai alguse 80-ndate aastate lõpus. Siis leiti, et arenevad turud kujutavad endast rahvusvaheliste investorite jaoks atraktiivset raha paigutamise võimalust kahel põhjusel (Harvey 1995: 811):

1. Tänu nende vähesele korrelatsioonile arenenud riikide väärtpaberiturgudega on võimalik tõhusalt hajutada riski.
2. Arenevad turud pakuvad kõrgemat tulusust kiirema majanduskasvu tõttu.

Samas ei ole madalast korrelatsioonist tingitud diversifitseerimise positiivne efekt alati absoluutne. Nt. Schröder (2000:22) uurimusest selgub, et Ida-Euroopa turgudele investeerimise puhul ilmneb diversifitseerimise efekt vaid lühikeste positsioonide võtmisel. Schröderi uurimuses ei ole siiski lühikese müügi teostamiseks piirangute ulatust analüüsitud, kuid võib eeldada, et võimalused lühikese positsioonide võtmiseks on arenevatel turgudel palju väiksemad. Selle piirangu mõju testidele ei ole erialases kirjanduses laialdaselt käsitletud.

L'Her *et al* (1995:13), testides analüütikute hinnangute hajuvuse seost aktive tulususega Kanada väärtpaberiturul, leidis, et eksperthinnangute hajuvus oli negatiivselt korreleeritud keskmise tulususega, kusjuures see efekt on tugevamalt väljendatud vähelikviidsete aktive puhul. Seda seostatakse lühikeste positsioonide võtmise piirangust tekitatud alternatiivkuluga, mis alandab keskmist tulusust võrreldes turuga, kus need piirangud puuduvad. Sellest lähtudes, et arenevate turgude madala likviidsuse ja piiratud lühikeste positsioonide võtmise tingimustes võib globaalsest

diversifitseerimisest saavutatav efekt osutada väiksemaks võrreldes arenenud finantsturuga ning viia teatud anomaaliate tekkimiseni statistilistes andmetes.

Arenevaid finantsturge eristatakse elaniku kohta sise- või rahvamajanduse koguprodukti (siin ja edaspidi SKP või RKP) baasil, mis on riigi arenguastme näitajaks (Erb *et al* 1997:14). Maailmapanga klassifikatsiooni järgi kuuluvad arenevate turgude hulka need maad, kus SKP või RKP elaniku kohta on teatud piirist madalam, tabelis 2.1.1. on toodud Maailmapanga andmed 2002 aasta kohta – näitajad on arvatud nn. *Atlas-meetodiga* (metoodika ei ole ära toodud, kuna andmeid kasutatakse võrdluseks) :

**T a b e l 2.1.1.** RKP elaniku kohta 2002 aastal.

<b>Maa</b>	<b>RKP/in., USD</b>
Eesti	4 130
Läti	3 480
Leedu	3 660
Poola	4 570
Tšehhi	5 560
Arengumaade ülempiir – arenenud maade alampiir	9 075

Allikas: Maailmapank. [<http://www.worldbank.com/data/countryclass>]

Arenevate turgude olulisimateks tunnusteks peetakse nende kõrget volatiilsust ja madalat korrelatsiooni teiste turgudega madala integreerituse taseme tõttu. Tulusused arenevatel turgudel on rohkem mõjutatud kohaliku kui globaalse informatsiooni poolt. Seejuures ei ole kindlat tõestust sellele, et ülaltoodud korrelatsioon on kasvava trendiga, vaatamata arenevate riikide investeerimise tingimuste liberaliseerimisele ja majanduse integreerumisele (Serra 2000: 3).

Kõrge volatiilsus on tõenäoliselt suuremate makroökonomiliste riskide tagajärjeks: arenevate turgude puhul tuleb sageli kokku puutuda valuuta devalveerimisega või selle ohuga, regulatsioonide muutumise, rahvuslike finantsšokkidega. Selliseid sündmuseid on raske ette ennustada. Seejuures on tõestatud, et mida integreeritum globaalse finantsturuga on kohalik finantsturg, seda madalam on selle volatiilsus ja vastavalt ka kapitali hind (Bekaert *et al* 1997: 70).

Eksisteerib palju integratsiooni segavaid tegureid, nagu erinevad maksusüsteemid (nt dividendide maksustamine), piirangud kauplemisele jt. (Harvey 1995: 774). Turu integreerituse kontekstis võib rolli mängida ka informatsiooniline faktor – erinev kohustuslik informatsioon (firmade finantsnäitajate avalikustamine, raamatupidamistavad jne.), mistõttu on väärtpaberiturg efektiivne kohaliku informatsiooni suhtes, kuid mitte maailmaturu tingimustes. Kuna efektiivsus väljendub avaliku informatsiooni kiires kajastumises väärtpaberite hindades, siis ülalmainitud empiiriline tulemus võib tähendada seda, et info turul toimuvast liigub üle piiri suhteliselt aeglaselt.

Korrelatsioon eri turgude vahel võib kajastada majanduse integreerituse järku. Alustades lihtsast diskonteeritud rahavoogude mudelist, võib identifitseerida seoseid makroökonomiliste näitajate ja aktsiaturu vahel. Majanduslikud tegurid mõjutavad aktsiahindu kas diskontomäära või rahavoogude kaudu. Seega kui asjakohased majanduslikud tegurid on rahvusvahelise iseloomuga, peaksid nad mõjutama kõikide aktsiate tulususi üle maailma. Vastupidisel juhul korrelatsioon võib olla suhteliselt kõrge vaid siis kui riikide majandustsüklid langevad kokku. On täheldatud, et eri riikide aktsiaturud on tugevamini korreleeritud majanduslanguste vältel. Samas ei ole piisavat tõendust sellele, et finantsturgude liberaliseerimise tagajärjel suureneb korrelatsioon maailmaturuga – korrelatsioon võib jääda ka madalaks siis, kui finantsturg on avatud ja täielikult integreeritud rahvusvahelise turuga (Serra 2000: 4-5). Selle põhjuseks võivad olla näiteks kasutatavate indeksite ja vaatlusaluste majanduste erinev tööstuslik struktuur.

Turuintegratsiooni mõõduna kasutatakse väliskaubanduse osakaalu riigi SKP-s, mis peaks andma ülevaate majanduse ja investeringute sektori avatusest. Näitaja kasvades peaks maailma informatsiooni osakaal koduse informatsiooni kõrval suurenema. Riskifaktorite testimisel integreeritud turul kasutatakse “globaalset” CAPM (s.t. *benchmark* e. võrdlusbaas on maailmaturu portfell) mudelit. Eraldatud (*segmented*) turg nõuab aga “lokaalse” e. kohalikel turuindeksitel põhinevat CAPM kasutamist (Stulz 1999:10). Samas on väikeste eraldatud turgude puhul riski hajutamise võimalused piiratud, mistõttu võib nendel turgudel olla standardhälve sobivam riski parameeter kui „beeta“.

Arenevate finantsturgude vähene integratsioon ning informatsioonilised ja seadusandlikud tõkked kapitali liikumisele üle arengumaa piiri võivad tekitada üldkasutatavate mudelite mittesobivust nii välismaise kui kohaliku investori jaoks. Viimase puhul võivad riski hajutamise võimalused olla piiratud kohalike väärtpaberiportfellidega.

Tabelis 2.1.2. on toodud Eesti kommertsbankades kehtivad tasud väärtpaberitehingutele, mis teatud määral võib olla seotud finantsturu integreeritusega läbi välisinvesteeringutele kehtivate rahaliste piirangute.

**T a b e l 2.1.2.** Väärtpaberitehingute tasud Eesti kommertsbankades.

Väärtpaberi päritolumaa	Hansa-pank	Ühis-pank	Krediidi-pank	LHV	Sampo
Eesti	0,25%	0,25%	0,25%	0,20%	0,35%
Läti, Leedu	0,40%	0,40%	0,45%		0,35% + 300 kr.
Põhjamaad	0,45%	0,40%		0,40%	0,35% + 300 kr.
USA, Lääne-Euroopa	0,40%	0,40%		0,30%	0,35% + 300 kr.
Venemaa	0,50%	0,40%			0,35% + 300 kr.
Ida-Euroopa riigid	0,50%	0,40%			0,35% + 300 kr.

Allikas: Eesti pankade hinnakirjad 2003 a. lõpus.

Tabelist 2.1.2. selgub, et tehingutasud välisväärtpaberitega on keskmiselt 1,5-2 korda kõrgemad kui Eesti väärtpaberite puhul, mis aktiivse kauplemise korral võib osutada oluliseks teguriks. Kuigi tehingutasud välisinvesteeringutele võivad mõjutada vaid residendi investeerimisportfelli valikut, on see aktsiate tulususte kohaselt oluline tegur juhul, kui hinda kujundavad turul kohalikud investorid. Seega ka Eesti turul, kus puuduvad seadusandlikud ja informatsioonilised tõkked rahvusvaheliste investeeringute liikumisele, võib seos rahvusvahelise finantsturuga osutada küllaltki nõrgaks.

Arenevate turgude segmenteerituse tõenduseks on ka suhteliselt järsud ja ulatuslikud volatiilsuse muutumised, mis on enamasti tingitud kohaliku iseloomuga poliitilistest sündmustest (Aggarwal *et al* 2000:2; Bekaert *et al* 1997: 70 ). Volatiilsuse ebastabiilsus lisab ebamäärasust *ex-ante* karakteristikute suhtes ning suurendab seega nõutavat tulinormi.

Harvey (1995:801) väitel on tulusused arenevatel turgudel kergemini ennustatavad viitajaga makroökonomiliste muutujate abil, mis viitab oodatavate tulususte

muutustele sõltuvalt majanduslikust olukorrast. Peale selle on tulusused suhteliselt tugevalt autokorreleeritud, mis tõenäoliselt on tingitud kauplemise madalast sagedusest e. ebalikviidsusest.

Oluliseks erinevuseks on tulususte negatiivne asümmeetria ja liigne ekstsess, testid lükkavad ümber normaaljaotuse kehtimise hüpoteesi enamike arenevate maade puhul nii indeksites (Harvey 1997:35) kui üksikute väärtpaberite tulusustes. Liigse ekstsessi (üle 3) ja kõrge negatiivse asümmeetria puhul on ekstreemsetel negatiivsetel näitajatel suurem kaal, s.t. võrreldes normaalse jaotusega, mis on omane arenenud turgudele, on arenevatel turgudel suure kaotuse tõenäosus suurem, mis suurendab riskikartliku investori jaoks nõutavat tulunormi tulususe sama standardhälbe juures.

Empiirilise analüüsi läbiviimisel arenevate turgude andmetel kerkib enamasti esile aegriidade lühiduse probleem, mis koos kõrge volatiilsusega tingib tihti olukorra, kus faktorportfellide *ex-post* tulusused ei ole positiivsed, mistõttu ei ole võimalik võrdsustada neid *ex-ante* tulusustega, mida eeldavad mittetingimusliku CAPM mudelite testimised. Üheks võimaluseks on positiivse ja negatiivse riskipreemiaga kuude testimine kahe eraldi valimina Fama-MacBeth protseduuris, mis võimaldab eraldada kaks ülaltoodud hüpoteesi, testides vaid esimese neist teise *a priori* kehtimisel (Elsas *et al* 2001: 2). Seda nimetatakse CAPM mudelit kontrollimiseks tinglikul kujul. Samas ei ole niisuguse lähenemise puhul riskipreemia hinnangud sümmeetrilise jaotusega (sisuliselt jagatakse esialgse jaotuse pooleks) ning statistilise olulisuse üle otsustamine on raskendatud.

Olsen (2000:30) tõendas oma küsitluses USA finantsturul, et nii professionaalsed kui ka algajad väärtpaberituru osalised keskenduvad riski hindamisel kahele dimensioonile

- *Downside-risk* – kaotuse risk e. sihttulususe mittesaavutamise tõenäosus
- ebaselgusele ehk info ebapiisavusele aktiva *ex-ante* tulususe kohta, s.t. investorid on ebakindluskartlikud (*ambiguity averse*).

Seega peaksid väärtpaberite tulusused sisaldama nii kaotuse riski- kui ebakindluse preemiaid. Konventsionaalne CAPM kipub alahindama nõutavat tulunormi kuna ei kajasta ebakindluse preemiat. Ebakindluse preemiaga põhjendab Olsen *et al* (2000:30)

väikeste ja madala P/B suhtarvuga firmade kõrgemat tulusust, kuna neile iseloomulikud karakteristikud, nagu kõrgem efektiivsus, kiirem kasv ja madalam turujõud, tekitavad raskusi nende tulevase tulususe jaotuse määramisel. Seega ebakindlus ja vastavalt ka nõutav tulunorm peaks olema nende puhul kõrgem. Ülaltoodud argumentatsiooni võib siduda ka arenevate turgude iseloomuga, kus aktive tulusused on mitternormaalse jaotusega ning jaotus muutub aja jooksul, mistõttu tulusused peaksid sisaldama suuremat ebakindluse preemiat võrreldes arenenud maadega.

## 2.2. Turutasakaalu mudelite varasemad testid

Punktis 1.1.1 ja 1.1.2. kirjeldatud faktormudelit testimisel arenenud maade (USA, Jaapan, Inglismaa jt.) statistika põhjal vaadeldakse viimase kümne aasta uurimistes maailma finantsurgu integreerituna, s.t. lähtutakse globaalse investori heaolu maksimeerimisest. CAPM rahvusvaheline versioon eeldab täielikult integreeritud turge, mis väljendub selles, et sama riskiga varadel peaks olema samasugune tulusus, sõltumata nende asukohast (Harvey 1995:787). Sellest tulenevalt võetakse turuportfelli lähendiks (*proxy*) maailma turuindeks, enamasti MSCI (*Morgan Stanley Capital International*) ja IFC (*International Finance Corporation*) poolt koostatavad rahvusvahelise finantsturu indeksid (Harvey *et al* 1998:177). Paljud uurimused, mis testisid ülemaailmset CAPM mudeli kehtimist arenenud riikide finantsturgudel, on jõudnud järeldusele, et maailmaturu „beeta“ on statistiliselt oluline tulususte kirjeldamisel, arenevate turgude puhul osutus maailmaturu „beeta“ enamasti ebaoluliseks, kuid leiti, et suuruse ja P/B suhtarvu efektid vastavalt Fama ja Frenchi mudelile (2), esinevad isegi rahvusvahelisel tasemel (Barry *et al* 2001:2).

Suuruse kui teguri all võidakse mõista seost nii firma kui selle asukohariigi suuruse ja oodatava tulususe vahel (Harvey, 1997: 70). Riigi usaldusväärsus võib kanduda mingil määral üle ka kõigile kohalikele firmadele. Firmade puhul kehtib tavaliselt selline seaduspärasus: mida suurem firma, seda rohkem informatsiooni on tema kohta saadaval. See aga omakorda alandab volatiilsust ning seega ka nõutavat tulunormi. On täheldatud, et suurte firmade aktsiad reageerivad kasumiteadetele väiksema amplituudiga kui väikesed firmad. Samuti on leitud, et globaalsed majanduslikud faktorid, mis avaldavad volatiilsusele mõju, on väikeste firmade korral olulisemad.

Barry *et al* (2001: 21) uurimus käsitleb Fama-French riskifaktorite mõju seost turuintegratsiooniga, testides nii absoluutset turukapitalisatsiooni ja P/B suhtarvu, kui nende suhtelist suurust kohaliku finantsturu kontekstis. Testides arenevatel turgudel noteeritud väärtpaberid ühe kogumina, jõuti järeldusele, et statistiliselt oluline ei ole mitte absoluutväärtus, vaid väärtuse suhe kohaliku turu keskmisesse näitajasse, mis tõendab seda, et aktsiate hinnaliikumisi mõjutab kohalik informatsioon (kohalik investor). Teatud mõju võib siinjuures olla ka erinevatel raamatupidamisstandarditel, mis mõjutavad P/B suhtarvu kujunemist.

Üldiselt on valdkonna uurijad ühel meelel selles osas, et Fama-French'i faktoritel on oluline mõju arenevatel turgudel. Seaduspärasused väärtpaberite tulususte erinevuses on kvalitatiivselt enamasti samad mis arenenud turgudel. Teatud parameetrite järgi sorteerimise tagajärjel saavutati keskmisest kõrgemat tulusust sama riskitaseme juures: täheldati suuruse preemia (*size premium*) (Rouwenhorst 1998: 22) ja väärtuspreemia efekte (Aydogan *et al* 2000:65), s.t. väikese kapitalisatsiooniga ja madala P/B suhtarvuga aktsiad tootsid keskmiselt kõrgemat tulusust.

Osadel turgudel on täheldatud ka *momentum*- ja *reversal* efektide esinemist (vt. ptk 1.1.). (Serra 2000:21; Bildik *et al* 2002: 23, Ferson 1998:1627).

Tuleb aga mainida, et ülaltoodud seaduspärasuste suhtes ei olda täiesti üksmeelsed, osades testides (valimites) jõuti vastupidiste järeldusteni – nt. Claessens *et al* (1999:15) väitel on suuremad firmad ja kasvuaktsiad (kõrge P/B väärtusega aktsiad) keskmiselt tulusamad ning „beeta“ on kompenseeritud faktor. Serra (2000: 17), testides 21 riigi aktsiaturgude andmeid (põhiliselt Kaug-Aasias ja Ladina Ameerikas) perioodil 1990-1996, täheldas „vale“ suunaga efekte kapitalisatsiooni ja P/B osas 17 turul. Serra (2000:12-13) käsitles turukapitalisatsiooni (suurust) kui likviidsuse faktorit, s.t. suuremad firmad peaksid reeglina olema enam likviidsed ja seega väiksema nõutava tulunormiga. P/B ja P/E suhtarv võivad kajastada nii turu ülereageerimist kasumiteadetele kui tundlikkust finantsriski suhtes, mis ei tohiks siiski avaldada mõju mudeli testimisele, kuna oodatav seos tulususega jääb mõlemal juhul samaks.

„Vale“ riskipremia märgi võimalikuks põhjuseks tuuakse muuseas ka ekstreemsete väärtuste mõju tulemustele – testide tulemused muutuvad reeglina mõnevõrra, kui

valimist elimineeritakse osad vaatlused. Arenevate turgude puhul võib see probleem osutada teravaks, kuna analüüsitavate väärtpaperite arv on väike. Peale selle võib ülaltoodud efekt olla tingitud aktive karakteristikute ebastabiilsusest, mistõttu on oluline viia analüüs läbi erinevaid perioode kasutades.

Tulususte standardhälve kui aktsia riski mõõt on statistiliselt oluliselt seotud keskmiste tulusustega paljudel arenevatel turgudel. Poolhälbe kasutamine annab paremaid tulemusi kui standardhälve juhul, kui tulususte jaotuses esineb asümmeetria (Harvey 2000:6).

Jaotuse asümmeetria ja liigse ekstsessi tõttu ei ole tulusused arenevatel turgudel normaalselt jaotunud. Arenevate väärtpaperiturgudel läbiviidavad uurimused tõendasid enamasti tulususte mittevastavust normaaljaotusele, nende jaotused näitasid liigset ekstsessi (*excess kurtosis*) ja asümmeetriat (*skewness*) (Harvey 1995: 779), Ebasümmeetrilise jaotuse puhul võib teist järku momentide (standardhälve ja kovariatsioon) kasutamine riskiparameetrina viia valede riski hajutamise otsusteni. Probleemi lahendamiseks pakutakse mudelit, kus põhiliseks määravaks teguriks oodatava tulususe kujunemisel on nn. “allapoolne risk” (*downside risk*), mis kujutab endast tulususe keskmist kõrvalkallet kindlast tasemest (nulltulusus, riskivaba tulusus, turutulusus) allapoole. Javier Estrada (2000: 15) tõestas mitmete arengumaade näitel, et arenevate turgude puhul annab parema tulemuse aktsiate tulususte kirjeldamisel aktsiate koguriski, mittesüsteemilise (idiosyncratic) ja mitme “allapoolse” riski näitaja kasutamine e. nn. poolhälbe (*semideviation*) kasutamine. Poolhälvet arvutatakse tavaliselt baasi  $B$  suhtes. Baasiks on kas keskmine tulusus, riskivaba tulumäär või null (*Ibid*:5):

$$(10) \quad \Sigma_B = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (r_t - B)^2}{T}} \quad \forall r_t \leq B$$

Tihti viidatakse ka Markowitzi uurimustele, kus on samuti käsitletud riski parameetrina poolhälvet, kuid selle kasutamist peeti tehniliselt komplitseerituks, mis ei ole tänapäeval enam probleemiks (*Ibid.*).

Harvey (2000: 17) analüüsis asümmeetriakordaja (*skewness*) kui riskifaktori mõju arenevatel turgudel ning leidis, et osadel turgudel kirjeldas see näitaja statistiliselt oluliselt tulusute erinevusi.

Kui tööstusriikide puhul on mitmetes uurimustes kasutatud konstantseid riskiparameetreid, siis arengumaades, kus tihti on tegemist tööstusstruktuuri arengu ja muutumisega, taoline eeldus ei pea tõenäoliselt paika. Ajas muutuv volatiilsus ning seega riski ja oodatava tulususe muutmine ajas võivad nõuda tingimuslike (*conditional*) empiiriliste mudelite rakendamist riski-tulu vahekorra uurimisel (Harvey 1995: 774). Kui riigi riski väljendada tema ettevõtete riskide kaalutud keskmisena, siis arenevatel turgudel on ettevõtluse pidevate muudatuste tõttu tagajärjeks ettevõtete riski ja kaalude pidevad muutused.

Muutuv volatiilsus raskendab tulemuste interpreteerimist, kuna aktive ümbergrupeerimisega tekitatav lisatulususe hindamisel tuleb alati arvestada riski. Riski mõõdetakse diversifitseeritud portfelli tulususe standardhälvena, mistõttu muutuva volatiilsuse turul võib suurema tulususe seostada nii suurema riskiga kui investorite ebaratsionaalsusega. Turutasakaalu mudelid ei erista ebaratsionaalset käitumist riskitundlikkusest, vaid lähtuvad eeldusest, et suurem tulusus peab olema alati seotud suurema riskiga.

Enamikes uurimustes, mis käsitlevad arenevaid turge, on jõutud järeldusele, et tulusused arenevatel turgudel on rohkem mõjutatud kohalikest kui globaalsetest faktoritest. Arenevate turgude korrelatsioon ülejäänud maailmaga on ajalooliselt olnud madal, viimase ajani kehtisid enamusel neist piirangud välisinvesteeringutele. Vaatamata viimase aastakümne trendile rahvusvaheliste kapitalivoogude suurenemiseks jääb paljudes arenevates riikides suurem osa omakapitalist kohalike investorite kätte, kes tõenäoliselt hindavad oma portfelle lähtudes kohalikust turusituatsioonist.

Bilson *et al* (2000:19-20) on testinud ülemaailmse börsiindeksi mõju koos lokaalsete makroökonomiliste muutujatega mitmel areneval turul, mille tulemusel jõuti järeldusele, et maailmaturu faktor on statistiliselt oluline vaid üksikutes suhteliselt kõrgema arenguastmegamaades (Filipiinid, Indoneesia, Portugal, Tai, Korea). Lisaks

sellele on makroökonomiliste muutujate mõju eri maade lõikes sarnane, olulisemateks faktoriteks on rahapakkumise, valuutakursi ja inflatsiooni muutujad. Tuleb aga märkida, et nende muutujate kasutamine tulususte modelleerimiseks on õigustatud ainult pikema aegrea analüüsis, kuna makromajanduslike muutujate avaldamise (ja vastavalt ka turuhindades kajastumine) sagedus on madal.

Võttes kokku ülalpool käsitletud teoreetilist ja empiirilist argumentatsiooni, võib teha järgmised järeldused lineaarsete faktormudelite rakendamise kohta arenevate finantsturgude statistika põhjal:

- 1) staatilise (mittetingimusliku) CAPM kehtimine ristingimustes on vähetõenäoline;
- 2) riskifaktorid on lokaalse, mitte rahvusvahelise, iseloomuga;
- 3) täiendavateks riskifaktoriteks, mis võivad aidata kirjeldada tulususte erinevust, on suurema tõenäosusega P/B suhtarv, kapitalisatsioon ja ajalooline tulusus. Lisaks sellele võivad osutada statistiliselt olulisteks makroökonomilised viitajaga muutujad;
- 4) asümptootiliste testide puhul võib esimese tüüpi vea tõenäosus olla kõrge aegrea lühiduse tõttu;
- 5) simulatsioonimeetodite rakendamine võib parandada testide usaldusväärsust;
- 6) eksogeensete muutujate kasutamise puhul on usaldusväärsemad aegrea-regressioonitestid;
- 7) kõrge volatiilsuse tõttu on testide võimsus reeglina madal. Vajalikuks võib osutada tõusu- ja langusperioodide eraldi käsitlemine e. tingimusliku mudeli testimine;
- 8) ristingimete põhjal koostatud regressioonide testimise korral võib vigaste muutujate (*errors-in-variables*) probleemi mõju olla suurem, kuna vähese testitavate aktive arvu tõttu ei ole võimalik testimiseks moodustada portfelle, kus riskifaktorite mõõtmisvead oleksid väiksemad. Peale selle võib ettevõtete risk („beeta“) olla suurema tõenäosusega ajas muutuv.

Käesolev uurimus ei hõlma riskipremia tuletamist arenevatel finantsturgudel, vaid piirdub riski ja tulu seose statistilise väljaselgitamisega. Arenevate turgude kõrge ja

muutliku volatiilsuse tõttu ei ole võimalik üheselt määrata oodatavat (keskmist) tulusust, rakendamaks faktormudeli diskontomäärade leidmisel, seetõttu lähtutakse tavaliselt kahest võimalikust variandist :

1. Arenevate turgude ajalooline tulusus. Kasutatakse teiste arengumaade (näiteks, uuritavale riigile sarnase arenguetapi läbinud maa) statistikat. Levinud on ka GARCH-M – tüüpi mudelid, kus turupremia on muutuv ning sõltub turu ajaloolisest volatiilsusest. Antud lähenemist käesolev töö ei analüüsi.
2. Lihtsamad mudelid kasutavad tuletatud riskipremiat, kus aluseks on näiteks USA turupremia + riigipremia vastavalt rahvusvahelisele krediidireitingule (Damodaran 2000). Keerulisemad võtavad arvesse ka arenenud ja arenevate turgude volatiilsuse suhte. Nende mudelite hulka kuulub näiteks Godfrey and Espinosa empiirilisel tuletatud mudel (Estrada 2000:14):

$$(11) \quad CE_i = r_f + YS_i + 0,6 * RP_{US} * \left( \frac{\sigma_i}{\sigma_{US}} \right)$$

kus  $CE_i$  –  $i$ -nda areneva turuportfelli tulu,  
 $r_f$  – riskivaba tulumäär,  
 $YS_i$  – *yield spread* – erinevus  $i$ -nda riigi dollarites noteeritud valitsuse võlakirjade tulususe ja võrreldavate USA valitsuse võlakirjade tulususe vahel,  
 $RP_{US}$  – ameerika turu riskipremia,  
 $\sigma_i$  –  $i$ -nda turu standardhälve,  
 $\sigma_{US}$  – USA turu standardhälve.

Ülaltoodud mudel viitab sellele, et arenevaid turge vaadeldakse segmenteeritult, kuna ei ole arvestatud portfelliteooria kohaselt olulise kovariatsiooniga faktorportfelliga (*benchmark asset*), vaid opereeritakse koguriski e. standardhålbega.

Erb *et al* (1997: 15) uurimuses jõuti järeldusele, et turutulusus arenevate riikide lõikes on statistiliselt oluliselt korreleeritud makroökonomiliste parameetritega, nagu SKT elaniku kohta ning riigi krediidireitingu tase.

Neid tulemusi kasutades on võimalik välja arvutada keskmine oodatav turutulusus konkreetsel finantsturul, lähtudes makroökonomilistest parameetritest e. majandusliku arengu staadiumist või rakendades lähenemist, mis võtab arvesse arenenud ja areneva turu volatiilsuse suhte.

Autori arvates on oluline leida oodatava tulususe ja riski seostamisel kompromiss keerukuse ja täpsuse vahel, s.t. alati ei pruugi olla ratsionaalne järgida teoreetiliselt rangelt põhjendatud mudelit selle asemel, et koostada kergemalt arvutatav ja töötav, kuigi teatud teoreetiliste mõõndustega.

### **3. CAPM MUDELI JA SELLE MODIFIKATSIOONIDE TESTIMINE EESTI AKTSIATURU NÄITEL**

#### **3.1. Testides kasutatud andmed**

Eesti väärtpaberituru uurimisel kasutati 12 aktsiast koosnevat valimit. Valimisse kuulusid suhteliselt likviidsed aktsiad, milledega teostatud tehingute arv kuus ületas 100. Vaadeldavaks perioodiks on oktoober 1997 kuni veebruar 2002. Piirangu valimi suurusele kehtestasid kaubeldavate aktsiate arv ning nende likviidsus. Hilisemal perioodil on aktsiatehingute arv turul langenud, mistõttu hindade käitumist oleks olnud raskem interpreteerida.

Väärtpaberite tulusused kujutasid endast geomeetrilist tulusust, mis arvestas ka dividendide väljamakseid. Arvutustes kasutati nii lisa- kui kogutulususi, lisatulusus kujutas endast kogu tulususe ja 1 kuu TALIBOR (*Tallinn Interbank Offered Rate*) intressimäära vahet antud kuul.

Kohalike portfelli kōrval kasutati testides ülemaailmse koondindeksi (tabelites tähistusega *WORLD*) ja Rootsi väärtpaberituru indeksi (*SWED*) parameetreid, uurimaks maailmaturu mõju Eesti aktsiate liikumisele ning riski hajutamise võimalustele. Rootsi kapitalil on kõige suurem osakaal noteeritud väärtpaberites – vt. tabel 3.1.1, mistõttu „keskmine investor“ võib riski hajutamisel lähtuda hoopis välismaa aktsiaturgude liikumisest. Maailmaturuindeks ja Rootsi turuindeksi tulusused on arvutatud Eesti kroonides vastavalt antud kuu valuutakursile.

**Tabel 3.1.1.** Osalused Tallinna Börsil noteeritud aktsiates riigiti 2001. a lõpu seisuga.

<b>Päritolumaa</b>	<b>Osakaal</b>
Rootsi	45%
Eesti	24%
Soome	7%
Suurbritannia	7%
USA	8%
Muud	9%
<b>KOKKU</b>	<b>100%</b>

Allikas: Tallinna Börsi statistika [<http://www.hex.ee>]

Koguinvesteeringute struktuur riigiti ei pruugi kajastada aktiivselt kauplevate e. turuhindasid kujundavate investorite struktuuri, kuna suur osa turukapitalisatsioonist on tuumikinvestorite käes – nt. 1999 a. lõpus moodustas Tallinna Börsi kapitalisatsioon 27,9 mld. kr., investorite oluline osalus (üle 5%) börsil noteeritud ettevõtetes 24,2 mld. kr. e. 87%. Rist-osaluste tõttu ei olnud võimalik teostada olulise osaluse riigiti jagunemise analüüsi. Samas eeldades, et aktsiad, mis kuulu olulisse osalusse, on turul aktiivselt kaubeldavad, võib väita, et vähemalt 75% tehingute summast teostatakse kohalike investorite poolt.

Kohaliku turuindeksi kasutamine (nt. S&P 500 USA väärtpaberiturul) alusfaktorina on kõige levinum moodus CAPM testimistes. Osade indeksite kasutamise puudujäägiks võib pidada dividenditulude mittekajastumist. Seetõttu moodustatakse tavaliselt uus indeks dividenditulud sisaldavatest väärtpaberite tulusustest. Tuleks märkida, et TALSE, mis on arvatud Paasche indeksi järgi, võtab arvesse ka dividenditulu [[http://files.hex.ee/oigusaktid/ee\\_bors\\_talse\\_index.pdf](http://files.hex.ee/oigusaktid/ee_bors_talse_index.pdf)].

Testides kasutati järgnevaid kohaliku turuportfelli lähendeid:

- TALSE indeks,
- *EW (Equally Weighted* e. lihtkeskmine tulusus)
- *VW (Value-Weighted* e. turukapitalisatsiooniga kaalutud keskmine tulusus).

*EW* ja *VW* portfellid on moodustatud valimisse kuuluvatest väärtpaberitest, arvesse on võetud dividenditulu. *VW* portfell sarnaneb rohkem TALSE indeksile, kuna aktsiad on indeksis esindatud vastavalt nende turukapitalisatsioonile, kuid erinevalt TALSE'ist ei

ole moodustatud mitte kõigist põhi- ja investorinimekirjas olevatest aktsiatest, vaid testides kasutatud 12 (alates 2000 aastast 13-st, kuna börsil hakati noteerima Eesti Telekomi aktsiaid) likviidsest aktsiast, mis peaks elimineerima mittelikviidsete aktsiate hinnamuutustest tingitud võimaliku moonutava mõju testidele.

Arenevatel finantsturgudel kontekstis võib võrdselt kaalutud keskmist (*EW*) tulusust vaadelda kui piiratud investeerimisvõimalustega investori investeringute tulusust. Võrdne kaalumise kõrvaldab ka üksikute suure kapitalisatsiooniga aktsiate turuindeksis domineerimise probleemi, mis on reeglina iseloomulik arenevatele turgudele. Tuleb märkida, et osade aktsiate domineerimine turu kapitalisatsioonis ei pruugi kajastada aktiivselt kaubeldavate aktsiate struktuuri õigesti, kuna suur osa kapitalisatsioonist võib olla tuumikaktsionäride käes.

Lähtudes alapunkt 1 toodud argumentatsioonist, moodustati testimiseks järgnevad riskiportfellid: *SMB*, *HML*, *WML*, *HLSTDEV*. Portfellide moodustamise protseduur sarnaneb Fama-French'i uurimuses (1996:56) järgitud algoritmiga

*SMB* (*small-minus-big*) portfell moodustati järgnevalt: iga aasta detsembris olid kõik likviidsed börsil noteeritud aktsiad jagatud kahte võrdsesse gruppi (valimisse sattunud paaritu arvu aktsiate korral oli *small*-portfellis aktsiaid ühe võrra rohkem) nende turukapitalisatsiooni järgi. Aktsiate tulusused portfellides on võrdse kaaluga. Mõlemat portfelli hoitakse ühe aasta jooksul ning formeeritakse ümber järgmise aasta detsembris. *SMB* portfell sisaldab väikese turukapitalisatsiooniga aktsiate portfelli pikka ja suure turukapitalisatsiooniga aktsiate portfelli lühikest positsiooni.

*HML* (*high book-to-market minus low book-to-market*) portfell oli moodustatud analoogiliselt ülaltooduga. Aktsiad jagati kahte gruppi vastavalt nende P/B suhtarvule iga aasta lõpus – madala P/B suhtarvuga pika ja kõrge P/B suhtarvuga aktsiate lühikese positsiooniga - ning positsioonid hoiti järgmise aasta detsembrini. Aktsiate tulusused kaaluti portfellides võrdselt.

*WML* (*Winner-Minus-Loser*) portfelli koostamisel fikseeriti iga aasta detsembri ja juuni kõigi aktsiate eelneva 12 kuu tulusused ning vastavalt nendele jagati aktsiad kahte võrdsesse portfelli. Mõlemat hoiti kuue kuu jooksul ning seejärel uuendati. *WML*

portfell kujutab endast kõrge eelneva 12 kuu tulususega portfelli pika ning madala tulususega portfelli lühikese positsiooni summat.

*HLSTDEV* (*high minus low standard deviation*) portfell kujutab endast ülaltoodud sama meetodikaga grupeeritud kõrge (pikk positsioon) ja madala (lühike positsioon) standardhälbega portfellide tulususte vahet. Näitaja on välja pakutud autori poolt, arvestades ülaltoodud faktorite moodustamise meetodikat ja arenevate turgude eripära – standardhälbe kui koguriski olulisust oodatavate tulususte kirjeldamisel. Juhul kui standardhälve kätkeb endas informatsiooni aktsia riskantsuse kohta peale turu-“beeta”, siis peaks volatiilsemate ja stabiilsemate aktsiate *spread*-portfell kuuluma efektiivse portfelli moodustava portfellide kombinatsiooni hulka.

Lähtudes alapunkt 1.2. toodud ICAPM mudeli argumentatsioonist on käsitletud kahte makroökonomilise iseloomuga parameetrit:

1. 1 kuu TALIBOR miinus 1 kuu Euribor. See näitaja peaks vastama nn. *default*- ehk finantsriski-preemiale (tabelites viidatud kui *DEF*). Arenenud turgudel kasutatakse reeglina testide läbiviimisel madala ja kõrge reitinguga võlakirjade tulususte vahet. Kuna Eesti oludes ei ole taolise kombinatsiooni moodustamine võimalik, kasutas autor Eesti ja Euroopa pankadevahelise üleöödeposiidi erinevust, mis peaks kajastama ootuste muutumist Eesti investeerimiskeskkonnas.
2. 12 kuu TALIBOR miinus 1 kuu TALIBOR väärtused (*TERM*). Vastab *term-premium* ehk intressi tähtajapreemiale. USA turul kasutatakse sel juhul 30 ja 90 päevase tähtajaga

Aegreatestides on kasutatud ülaltoodud muutujate 1 järku diferentse (vastavalt  $\Delta DEF$  ja  $\Delta TERM$ )

Tabel 3.1.2. iseloomustab aktsiate ja faktorportfellide põhilisi parameetreid vaadeldaval perioodil.

**Tabel 3.1.2.** Uuritavate aktive ja portfellide karakteristikud vaadeldaval perioodil

Aktiva/portfell	Keskmine lisatulus kuus	Kuine Standardhälve	Keskmine aastatulus	Ruut -- Sharpe	Asümmeetria	Ekstsess	Jarque-Bera	J-B olulisus	PAC 1	PAC 2
BALTIKA	-1,00%	12,07%	-12,00%	0,007	-0,450	3,99	3,96	0,138	0,516*	0,032
ESTIKO	-1,89%	13,59%	-22,62%	0,019	0,221	4,50	5,40	0,067	0,239	-0,192
FARMA	-4,66%	26,78%	-55,95%	0,030	-0,688	6,96	38,79	0,000	0,439*	-0,042
HANSA	-0,76%	14,82%	-9,07%	0,003	-1,570	6,38	46,96	0,000	0,174	-0,132
HARJU	-0,50%	9,97%	-5,96%	0,002	-0,261	3,98	2,74	0,254	0,283*	-0,179
KALEV	-3,01%	16,49%	-36,08%	0,033	-1,007	6,67	38,74	0,000	0,249	0,032
KLEMENTI	-2,99%	14,40%	-35,84%	0,043	-0,183	4,37	4,46	0,107	0,379*	-0,173
NORMA	-0,88%	18,10%	-10,50%	0,002	-0,656	4,62	9,60	0,008	0,343*	-0,121
RAKVERE	-1,51%	14,03%	-18,18%	0,012	-0,830	5,55	20,43	0,000	0,221	0,021
SAKU	0,93%	7,40%	11,21%	0,016	0,274	3,80	2,07	0,355	0,128	-0,131
TKM	-0,29%	10,87%	-3,43%	0,001	-0,932	6,47	34,33	0,000	0,395	0,091
MERKO	-0,07%	15,75%	-0,79%	0,000	0,227	5,60	15,41	0,000	0,474*	-0,211
EW	-1,58%	10,63%	-18,90%	0,022	-1,377	6,76	48,02	0,000	0,470*	-0,079
VW	-3,38%	13,13%	-40,58%	0,066	-1,883	8,21	91,21	0,000	0,299*	0,039
TALSE	-2,56%	12,22%	-30,76%	0,044	-1,814	7,62	76,26	0,000	0,243	-0,080
SMB	2,52%	9,44%	30,27%	0,071	0,897	4,02	9,38	0,009	0,078	-0,136
HML	2,82%	8,62%	33,80%	0,107	1,158	5,09	21,54	0,000	0,097	-0,235
MOMENT	0,90%	5,64%	10,76%	0,025	0,476	3,87	3,69	0,158	0,013	-0,126
HLSTDEV	-0,40%	7,35%	-4,84%	0,003	-1,341	6,85	48,70	0,000	-0,267*	-0,104
SWED	0,35%	7,06%	4,21%	0,002	-0,168	2,82	0,32	0,851	0,228	-0,085
WORLD	0,43%	5,36%	5,16%	0,006	-0,482	3,12	2,09	0,353	0,198	-0,191

Allikas: Tallina Börsi kodulehekülg [<http://www.tse.ee>]; Morgan Stanley Capital International Inc. kodulehekülg [<http://www.msci.com>];

Rootsi väärtpaperibörsi statistika [<http://www.omx.se>]; Autori arvutused.

Enamiku aktsiate tulusused sisaldavad 1. järku autokorrelatsiooni (PAC 1 – *partial autocorrelation coefficient* e. esimest järku osakorrelatsioonikordaja, statistiliselt olulised väärtused on märgitud tärniga), mis on tõenäoliselt tingitud turu madalast likviidsusest ning võib viidata turu ebaefektiivsusele nõrgas vormis. Ka valimisse kuuluvate 12 likviidsete aktsiate kaalumata kui kaalutud (*EW* ja *VW* portfelligid) keskmine tulusus näitab suhteliselt kõrget autokorrelatsiooni. Ei ole tõene, et lühiajaline spekulatsioon sellise portfelliga võib tekitada lisatulu, kuna paljudest aktivatest koosneva portfelli puhul on tehingukulud suhteliselt kõrged.

Statistiliselt olulise autokorrelatsiooni esinemist on täheldatud kõikides analüüsitud Eesti aktsiaturul läbi viidud efektiivsuse testides, samas ei ole saavutatud ühist seisukohta selles, kas autokorrelatsioon toob kaasa lisatulu teenimise võimalust tehingukuludid (kasutades tehingukuludeks 0,25-0,5% summast) arvestades. Szirko (2001: 36) uurimusest selgus, et Tallina Väärtpaberibörs on olnud nõrgas vormis ebaefektiivne perioodil 1997-1999 (langus), millal oli võimalus teenida osade aktsiate puhul lisakasumit ajaloolise hinnainfo põhjal, ning efektiivne perioodil 1999-2001 (tõus). Valge (2000: 43,47) on testinud aktsiaturu liikumist perioodil 1996-1999 ning jõudis samuti järeldusele, et enamus teste lükkas nõrgas vormis efektiivsuse hüpoteesi ümber ning filterreeglit kasutades on võimalik teenida lisatulu ka pärast tehingukuludid. Asi (1999:34-35, viidatud Szirko 2001:28 vahendusel) tõendas, et tehingukulud elimineerivad täiendava kasumi teenimise võimalust 1998 aasta hinnaliikumistes.

Palm (2001: 73) uuris tehnilise analüüsi võtete kasulikkust Eesti aktsiaturul perioodil 1996-2001, ning leidis, et ajaloolisel tulususel põhinevad kauplemisstrateegiad toovad kaasa lisatulususe võrreldes osta-hoia strateegiaga enamiku Eesti turul kaubeldavate aktsiate puhul.

Seega varasemaid turu efektiivsuse uuringuid käsitledes on võimalik järeldada, et käesoleva uurimuse vaatlusperioodi esimesel osapoolel (aa. 1997-1999) on anomaaliat esinemine tõenäolisem ning testide tulemustele võib olulist mõju avaldada aegriidade autokorrelatsioon. Sellest lähtudes võib oodata, et ajalooline tulusus (ning, vastavalt *WML* faktor aegrea- ja *MOMENTUM* riskiindikaator ristanmetes) võivad osutada statistiliselt olulisteks oodatava tulususe kujunemisel.

Sander (2001: 245) oma päevakursside dünaamika analüüsis Tallinna Börsil osutab tähelepanu sellele, et ostu-müügipakkumise vahe võib vähemlikviidsete aktsiate puhul küündida 10%-ni, mis võib kaasa tuua olulisi moonutusi tulususte momentides, kui kasutada päeva sulgemishindu. Aktsiate „beeta“ arvutamine kuulise intervalli põhjal on usaldusväärsem võrreldes päevatulusustega, mistõttu oli käesolevas uurimuses opereeritud kuu keskmiste hindadega, välistamaks võimalikku mittesünkroonset kauplemisest tekitatud efekti.

Peale CAPM on kõikide teiste tasakaalu mudelite teoreetilised alused olnud küllaltki nõrgad, tuginedes on rohkem empiiriliste seaduspärasuste tuletamisele, mistõttu oht saavutada statistiliselt hästi töötav mudel andmekaeve (*data-mining*) efekti tagajärjel on väga suur. Suure arvu võimalike makroökonomiliste ja muude parameetrite läbiproovimisel on suhteliselt tõenäoline leida need, mis kirjeldavad ideaalset vaadeldavat nähtust. Selle vältimiseks tuleks tugineda kas teoreetiliselt hästi põhjendatud või laiemat empiirilist kinnitust leidnud faktorite piiratud ringile.

Dünaamilise mudeli koostamisel on lähtunud Fama ja French'i argumentatsioonist, s.t. eelduste kohaselt võib tabelis esitatud *SMB*, *HML* ja *WML* (vt ptk 1.1.) portfelli tulusus väljendada makromajandusliku konjunktuuri muutusest tingitud tulususte erinevust.

Rist-regressioonide testides on peale tururiski (*BETA*) sõltumatute muutujatena testitud:

- a) firma suurus, mille näitajaks on turukapitalisatsiooni naturaallõgaritm (tähistusega *SIZE*);
- b) P/B suhtarv (*P/B*);
- c) Ajalooline tulusus (*MOM*);
- d) eelneva perioodi tulususe standardhälve – aktiva koguriski näitaja (*STDEV*);
- e) Asümmeetriakordaja (*SKEW*), areneva turu tulususte mitternormaalse jaotuse testidele mõju uurimiseks

Selgus, et korrelatsioon standardhälbe ja poolhälbe (*semideviation, downside risk*) vahel on uuritavate aktsiate lõikes keskmiselt 98%, mistõttu poolhälbe kasutamine ei tekita lisaväärtust.

Ülaltoodud muutujate väärtused fikseeriti iga aasta detsembri seisuga ning uuendati järgneva aasta detsembris, v.a. viitajaga tulususe näitaja (*MOM*), mida uuendati poole aasta tagant. Ülaltoodud meetod vastab väärtpaperiportfelli positsiooni üheaastasele hoidmisele.

Uuritavate aktsiate tulusused ei jaotunud enamasti normaalselt (Jarque-Bera statistikute *p*-väärtused olid alla 5%), see oli tingitud liigsest ekstsessist (*kurtosis*), asümmeetriakordaja on enamasti negatiivne (9 juhul 12-st), keskmine absoluutväärtus moodustas ligi 0,5.

Aktsiate tulususte mitternormaalset jaotust (kõrge ekstsessiga) ja olulist autokorrelatsiooni kinnitavad ka Listra *et al* (2001a: 175) uuringud. Lisaks sellele on täheldatud turu ülereageerimist aktsiadividendide väljamaksetele ja fondiemissioonidele – aktsiate tulusused *ex-dividend* päeval on olnud keskmiselt 2,9% oodatust kõrgemad perioodil 1996-2001. Fondiemissioonide puhul põhjendati positiivset tulusust suurenenud likviidsusega. Lähtudes Serra (2000:13) argumentatsioonist, võivad ülereageerimise tunnused viidata hinnasuhtarvu (*P/B*, *P/E*) efekti esinemisele keskmistes tulusustes.

Ülaltoodust lähtudes võib oodata erinevate „anomaaliate“ esinemist. Tabel 3.1.3 kirjeldab kokkuvõtlikult aegrea- ja rist-regressioonides vaadeldud riskiparameetreid (sulgudes on toodud tulemuste kirjeldustes kasutatud tähistused):

**Tabel 3.1.3.** Empiiriliste testide sõltumatute muutujate koondtabel.

<b>Faktor aegridades</b>	<b>Vastav riski näitaja ristanndmetes</b>
Turuportfell – <i>VW, EW, TALSE</i>	Turuportfelli tundlikkus ( <i>BETA</i> )
Suurusepreemia ( <i>SMB</i> )	Turukapitalisatsiooni logaritmi ( <i>SIZE</i> )
Väärtuspreemia ( <i>value premium, HML</i> )	<i>P/B</i> suhtarv ( <i>P/B</i> )
Võitja preemia ( <i>momentum, WML</i> )	Ajalooline tulusus ( <i>MOMENT, MOM</i> )
Standardhälbe preemia ( <i>HLSTDEV</i> )	Standardhälve ( <i>STDEV</i> )
Välisturu indeksid ( <i>WORLD, SWED</i> )	
Intressituru näitajad ( <i>TERM, DEF</i> )	
	Asümmeetriakordaja ( <i>SKEW</i> )

## 3.2. Testid aegridade andmetel

### 3.2.1 Sõltumatud muutujad (faktorportfellid)

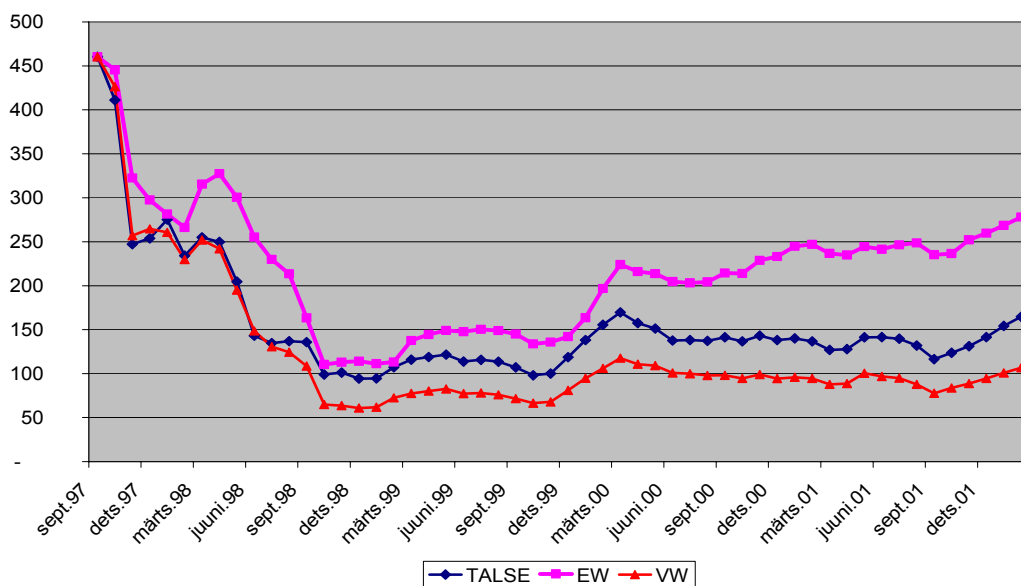
Erinevalt enamlevinud statistilise analüüsi meetoditest, kus algul lülitatakse mudelisse kõik vaadeldavad sõltumatud muutujad ning jättes järjest välja ebaolulised muutujad, rakendatakse käesolevas uurimuses „vastupidist“ lähenemist: alustatakse teoreetilisest (mittetingimuslik e. *unconditional* CAPM) mudelist, kus muutujaks on turutulusus ning muud faktorid lisatakse vaid siis, kui testimine võimaldab lükata nullhüpooteesi ümber tavapärase olulisusnivoo juures.

Faktorite testimise järjekord on järgmine:

- 1) TALSE indeks;
- 2) *VW* – kapitalisatsiooniga kaalutud keskmine;
- 3) *EW* - võrdselt kaalutud keskmine (*equally-weighted portfolio*);
- 4) ülaltoodutest parima tulemuse andnud faktori kombinatsioonid *SMB*, *HML*, *WML* faktorportfellide ning staatusmuutujatega (vt. alapunkt 1.1.2.);

Kuna aegrea-regressioonitestid mõõdavad *Sharpe*-suhtarvu erinevust vaadeldava faktori ja efektiivse portfelli vahel, siis testi võimsus langeb koos faktori *Sharpe*-suhtarvu langusega (Campbell *et al* 1997). Seetõttu viidi läbi mudeli testimist ka tinglikul kujul, s.o. eraldi vaadeldi turu tõusu- ja langusperioode. Joonisel 1 on kujundatud Eesti väärtpaberituru kolme erineva portfelli väärtuse dünaamika:

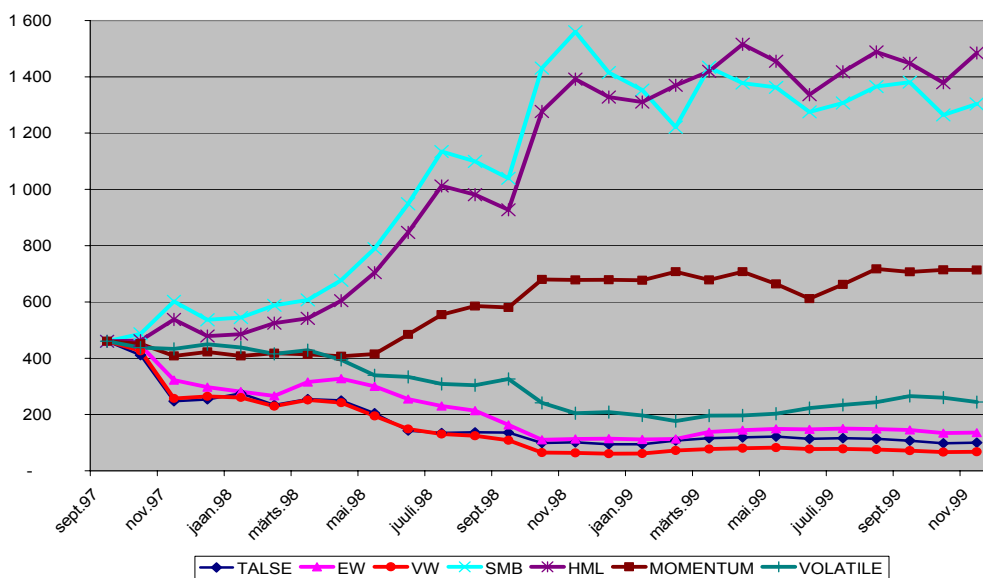
*EW* ja *VW* portfelli lähteväärtuseks on võetud TALSE indeksi väärtus vaatlusperioodi algul. Jooniselt selgub, et kõigi kolme indeksi liikumine on tugevalt korreleeritud ning peaks tootma identseid tulemusi hüpooteeside testimisel.



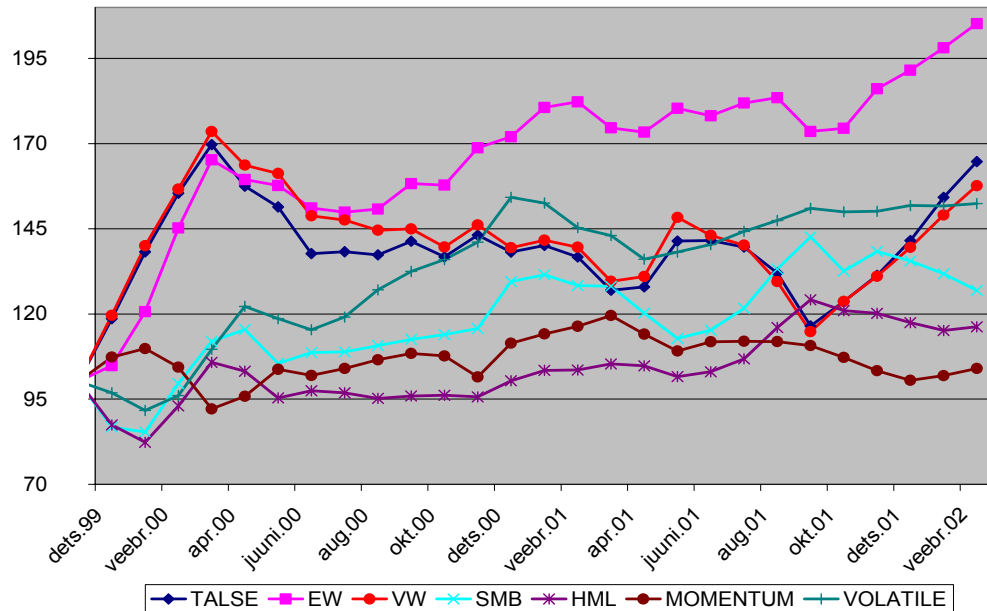
Joonis 1. Eesti aktsiaturu liikumine vaatlusperioodil Autori arvutused.

Kontrollimaks test-statistikute olulisuse stabiilsust on analüüs läbi viidud ka osaperioodide alusel.

Testitavate faktorportfellide käitumist iseloomustavad joonised 2 ja 3.



Joonis 2. Faktorportfellide käitumine vaadeldava perioodi esimesel poolel (okt 1997- nov. 1999). Autori arvutused.



Joonis 3. Faktorportfellide käitumine vaadeldava perioodi teisel poolel (detš 1999-veebr. 2002). Autori arvutused.

Vastupidiselt turuportfellile on *SMB* ja *HML* ning *WML* portfellide keskmine tulusus langusperioodil positiivne, s.t. aktive ümbergrupeerimine teatud näitaja järgi võimaldas saada turuportfellist oluliselt suurema tulususe. Selle efekti võimalikud seletused on toodud alapunktis 1.1. Tuleb aga märkida, et reaalse tulususe saamine nendest portfellidest eeldab oluliste lühikeste positsioonide võtmist, mille võimalikkus on areneval turul piiratud. Peale selle võib niisugune tulusus võib eeldada ka palju suuremat volatiilsust e. „lotovõidu“ sarnast tulemust, mida saab aga välja selgitada vaid vastavate testide käigus. Tabelist 3.2.1 selgub, et antud portfellidel on suhteliselt tugev negatiivne seos turuportfelliga (kõigi kolme variandiga), mis viitab sellele, et positiivne tulusus turu languse perioodil võib olla seotud portfelli kõrge negatiivse „beetaga“.

Tähelepanu väärib ka asjaolu, et perioodil november 1997- november 1999 olid *SMB* ja *HML* portfellid identsed, mis on tingitud sellest, et nende moodustamise hetkel, oktoobris 1997, olid valimisse kuuluvate aktsiate turukapitalisatsioon ja P/B suhtarv tugevalt korreleeritud, s.t. suurema kapitalisatsiooniga aktsiatel oli enamasti ka madalam P/B suhtarv.

Perioodil 1997 a oktoober kuni 1999 november oli tegemist kiire langusega, millele järgnes suhteliselt tasane tõus. Faktorportfellide korrelatsioonimaatriksist (tabel 3.2.1) selgub, et *spread*-portfellidel on suhteliselt tugev negatiivne korrelatsioon turuportfellidega, v.a. HLSTDEV – portfellil, mis viitab sellele, et volatiilsematel aktsiatel on ka kõrgem turu-, „beeta“.

**Tabel 3.2.1.** Faktorportfellide korrelatsioonimaatriks perioodil okt. 1997 – veebr. 2002.

	EW	VW	TALSE	SMB	HML	MOM	HLSTD EV	SWED	WORLD
EW									
VW	87%								
TALSE	77%	95%							
SMB	-32%	-65%	-60%						
HML	-41%	-67%	-63%	90%					
MOM	-33%	-26%	-21%	12%	18%				
HLSTDEV	43%	38%	29%	-25%	-44%	-38%			
SWED	16%	13%	10%	6%	9%	-7%	-21%		
WORLD	11%	12%	10%	-2%	2%	-11%	-7%	76%	

Allikas: Autori arvutused.

Kohaliku turuportfelli ja välismaisete turgude mõju võrdlemiseks on tabelis 3.2.2 esitatud ühefaktoriliste regressioonide determinatsioonikordajad ( $R^2$ ), kus sõltuvaks muutujaks on aktsiate tulusused, sõltumatuteks muutujateks on TALSE, Rootsi väärtpaberituru indeks (*SWED*), Soome väärtpaberituru indeks (*FIN*) ning MSCI<sup>1</sup> poolt koostatavad indeksid: maailmaturuindeks (*WORLD*), Ida-Euroopa arenevate turgude indeks (*EMERG\_EURO*) ja arenenud Euroopa riikide koondindeks (*EURO*). Indeksite tulusused on arvutatud võtavad arvesse ka Eesti krooni kursimuutused.

<sup>1</sup> finantsagentuur Morgan Stanley Capital International, mis spetsialiseerub indeksite koostamisele.

**Tabel 3.2.2.** Ühefaktoriliste regressioonide determinatsioonikordajad.

	Baltika	Estiko	Farma	Hansa	Harju	Kalev	Klementi	Norma	Rakvere	Saku	TKM	Merko	Telekom	Keskmine
<b>Kogu periood: okt. 1997- veeb. 2002</b>														
TALSE	32%	19%	30%	87%	19%	18%	24%	45%	24%	23%	37%	32%		33%
SWED	3%	6%	0%	0%	8%	2%	1%	3%	2%	5%	0%	3%		3%
WORLD	1%	2%	4%	0%	2%	3%	1%	1%	0%	5%	0%	3%		2%
EMERG_EURO	2%	7%	7%	1%	4%	2%	0%	5%	2%	5%	0%	5%		3%
EUROPE	2%	5%	2%	0%	8%	2%	0%	3%	1%	9%	0%	5%		3%
<b>I osaperiood okt. 1997- nov. 1999</b>														
TALSE	25%	18%	33%	90%	12%	12%	29%	41%	23%	20%	42%	27%		31%
SWED	5%	30%	2%	6%	3%	2%	3%	3%	4%	3%	0%	5%		5%
WORLD	2%	24%	11%	1%	0%	3%	1%	2%	3%	2%	0%	8%		5%
EMERG_EURO	5%	32%	15%	0%	0%	2%	1%	7%	6%	4%	2%	10%		7%
EUROPE	4%	29%	9%	1%	4%	2%	3%	5%	8%	6%	0%	12%		7%
<b>II osaperiood dets. 1999- veeb. 2002</b>														
TALSE	26%	9%	4%	75%	55%	13%	4%	58%	4%	40%	9%	44%	82%	33%
SWED	12%	1%	1%	23%	26%	0%	4%	28%	7%	10%	0%	12%	41%	13%
WORLD	4%	2%	7%	5%	14%	0%	4%	5%	0%	17%	1%	5%	34%	8%
EMERG_EURO	0%	2%	2%	11%	24%	1%	0%	8%	0%	9%	3%	1%	35%	7%
EUROPE	6%	0%	2%	6%	18%	0%	0%	9%	0%	18%	0%	4%	28%	7%
FIN	0%	3%	1%	3%	4%	0%	0%	6%	0%	1%	0%	1%	27%	3%

Allikas: Autori arvutused

Tabelist 3.2.2 selgub, et korrelatsioon välisturgudega on tüüpiliselt madal (5-13%) ning erineb osaperioodide lõikes, mis võib viidata välisinvestorite poolt teostavate tehingute mahu varieerumisele periooditi. Kuna determinatsioonikordajad ei kajasta seose suunda, siis tuleb märkida, et tabelis 3.2.2 oli kõikide üle 6% determinatsioonikordajate puhul seos positiivne. TALSE indeksi seos üksikute aktsiate liikumisega on samuti osaperiooditi ebastabiilne, mille põhjus seisneb tõenäoliselt selles, et aktive vähese arvu tõttu on iga üksiku ettevõtte hinna liikumise mõju indeksile suhteliselt suur ning kõrge volatiilsuse tingimustes toob see kaasa ka indeksi koosseisu muutusi. Keskmine  $R^2$  aktsiate lõikes on ligi 33%, mis tõendab suhteliselt tugevat omavahelist korrelatsiooni väärtpaberites. Fama-French'i (1996: 71) uurimuses varieerub CAPM mudeli testides determinatsioonikordaja USA väärtpaberituru puhul vahemikus 70-90%, kuid see näitaja on saadud suuremate hajutatud portfelli jaoks, kus aktive individuaalne risk on elimineeritud.

Esimesel osaperioodil, mida iseloomustas kiire langus, on Eesti aktsiate korrelatsioon välisindeksitega üldiselt madal (5-7%), mis viitab sellele, et huvi aktsiate suhtes välismaalt oli perioodil oktoober 1997 kuni detsember 1999 madal. Samuti võis suurem osa välisinvestorite tehinguid (müük) olla teostatud languse algul. Võimalik on ka see, et Eesti väärtpaberiturg on teisel osaperioodil esmakordselt sattunud välisinvestorite huviorbiiti, kuna turu ajalugu on käsitletava andmerea moodustamise algusel olnud küllaltki lühike.

Teisel perioodil on osade väärtpaberite korrelatsioon tunduvalt suurenenud, valitud indeksitest on tugevam seos Rootsi turuindeksil Telekomi, Norma, Hansapanga ja Harju Elektri aktsiatega. Kõrgem korrelatsioon välisturuga võib olla tingitud ka ettevõtte tegevuse ekspordile suunatusest, isegi siis, kui välisinvestorid turul ei kauple. Analüüsides ettevõtete turustruktuuri 2001 aastal, selgus et nt. Harju Elektri puhul on 2001 aastal 1/3 toodangust turustatud Soome ja Rootsi, Norma puhul oli olulisemaks turuks Venemaa (60%), 30% toodangust turustati ka Rootsi. Samas Hansapanga põhiliseks turuks on Baltimaad ja Eesti Telekomil Eesti. Viimase kolme puhul on Rootsi kapitalil suurim osalus aktsiakapitalis. Kokkuvõttes võib järeldada, et korrelatsioon välisturuga on tõenäolisemalt tingitud välisinvestorite huvist kui käibe jaotusest riikide lõikes.

Ülaltoodud korrelatsioonianalüüsi tulemused sarnanevad varasemate testidega, kus leiti, et väärtpaberituru integratsioon rahvusvahelise turuga on keskmiselt madal ning muutub aja jooksul. Väliskapitali esindatus Eesti aktsiates on pidevalt kasvanud alates 1997 a. – kui 1997 a. alguseks moodustas see 33% (Sander 2001:249), siis 2003 aastaks oli välisinvestorite osalus juba 80%. Sander (*Ibid.*: 250) märgib, et välisinvesteeringute objektideks on peamiselt suuremad ja likviidsemad ettevõtted.

### 3.2.2 Sõltuvate muutujate konstrueerimine

Regressioonide sõltuvateks muutujateks on 5 eri parameetri järgi sorteeritud väärtpaberite portfelli. Iga sorteerimise korral on 12-st väärtpaberist moodustatud 6 portfelli 2 aktiva kaupa, sõltuvalt parameetri väärtusest:

1. „Beeta“ turuportfelli suhtes (testides viidatud kui *BETA*-sorteerimine).
2. Tulususe standardhälve (*STDEV*-sorteerimine)
3. P/B väärtus (*P/B*-sorteerimine)
4. Ajalooline tulusus (*MOMENTUM*-sorteerimine)
5. Turukapitalisatsioon (*SIZE*-sorteerimine)

Igat mudelit e. faktorportfelli kombinatsiooni efektiivsust testitakse seega 5 korda 6-st portfelist koosneva kogumi põhjal. Aktsiate portfellidesse grupeerimise eesmärgiks on:

- a) vähendada aktive arvu ( $N$ ) testides, suurendades seega testi võimsust, kuna kontrollida tuleb väiksem arv kitsendusi ( $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N = 0$ ). Cambell *et al* (1997:207) analüüs näitas, et  $N$  vähenedes testi võimsus kasvab, samas väheneb efektiivse portfelli Sharpe suhtarv, kokkuvõttes soovitatakse kasutada mitte rohkem kui 10 portfelist koosneva kogumit;
- b) leida väärtpaberite kombinatsioonid, mille tulususte erinevust ei ole võimalik põhjendada ainult tundlikkusega testitava(te) faktorportfelli(de) suhtes.
- c) vähendada aktive spetsiifiliste riski mõju testidele, siinjuures tuleb märkida, et kahe kaupa aktive grupeerimisel portfelliga on spetsiifilise riski hajutamine eeldatavasti väga tagasihoidlik.

Aegrea pikkuse ja mudeli parameetrite arvu vahekord on kriitiline statistiliste järelduste tegemisel. Juhul kui testitavate aktive (ja, vastavalt, parameetrite) arv on suur ja aegrea pikkus väike, on nii esimest kui teist tüüpi vea tekkimise tõenäosus kõrge. Aegrea pikkuse piisavuse näitajana kasutatakse nn. *saturation ratio* e. vaatluste arvu suhet parameetrite arvu, mis peaks olema suurem kui 10 (Söderlind 2001: 55). Käesolevate andmete puhul on iga testi korral vaatluste arv  $TxN = 53*6$ , minimaalne parameetrite arv regressioonivõrrandites on  $NxK = 6*2 = 12$  ning  $Nx(N+1)/2 = 6*(6+1)/2 = 21$  parameetrit  $\Sigma$  (vt. valem (5)) jääkliikmete kovariatsioonimaatriksis, seega võrdub *saturation ratio*  $53*6/(6+6*(6+1)/2) \approx 12$ , mis on küll üle kriitilise taseme, kuid osaperioodide puhul on see kaks korda väiksem. Seetõttu rakendatakse käesolevas uurimuses *bootstrap*-simulatsiooni.

Kuna suurema osa aktive ja portfelli tulusused sisaldasid 1 järgu autokorrelatsiooni (vt. osakorrelatsiooni näitajad PAC1 ja PAC2 tabelis 3.1.2, statistiliselt olulised väärtused on tähistatud “\*\*\*-ga”), siis  $J_{GMM}$  statistiku konstrueerimisel oli kasutatud Newey-West korrelatsioonimaatriksit ühe viitajaga. Newey-West maatriks võtab arvesse ka juhuslike vigade võimaliku heteroskedastiivsuse, millele on viidatud mitmetes arenevaid turge käsitletavates uurimustes.

Suurema osa väärtpaberite ja portfelli tulusused ei olnud normaalselt jaotunud (vt. *Jarque-Bera* statistikute väärtused tabelis 3.1.2) ning vaatlusperiood oli suhteliselt lühike, mistõttu statistikute jaotused võisid erineda asümptootilistest jaotusfunktsioonidest. Wald-statistikute jaotusfunktsiooni hindamiseks empiirilisel teel kasutati *bootstrap*-simulatsioone, lähtudes ühiselt ja sõltumatult jaotunud (*iid*) juhuslike vigade eeldusest. Simulatsiooni protseduur on kirjeldatud Lisas 1, selle idee seisneb juhuslike vigade ümberjärjestamises eesmärgiga tuletada Wald-statistiku empiiriline jaotus ja vastavad usalduspiirid. GMM – statistiku ( $J_{GMM}$ ) empiirilise jaotuse tuletamisel on oluline säilitada eeldatava juhuslike vigade autokorrelatsiooni ja heteroskedastiivsuse struktuuri, mis on arvesse võetud vabaliikmete e. alfade kovariatsioonimaatriksis. Seetõttu toimub *bootstrap*-väljavõtmine juhuslike vigade maatriksist  $[\varepsilon_t]$  plokkidena, kus ploki pikkus sõltub autokorrelatsiooni järgust. Tuginedes Eesti väärtpaberite aegridade analüüsile, kasutatakse ploki pikkuseks 2 kuud, mis vastab autokorrelatsiooni esimesele järgule.

Peale lisatulusustel põhinevate analüüside teostati teste ka kogutulususte (*raw returns*) baasil (vt. alapunkt. 1.2.). Tabelites toodud *LR*-statistiku (*Likelihood ratio*)  $J_5$  kirjeldatud Lisas 2.

### 3.2.3 Testide tulemused

TALSE indeksi ning konstrueeritud *VW* portfelli tulused on väga kõrgelt korreleeritud (vt. tabel 3.2.1.) ning nende käitumine testides on väga sarnane, mistõttu TALSE abil läbi viidud testide tulemused ei ole tabelites eraldi ära toodud.

Lisas 5 on toodud *EW* ja *VW* portfelli võrdlus turuportfelli asendajana CAPM mudelis. „*p-value*“ tähistab nullhüpoteesi (*J*-statistik võrdub nulliga) ümberlükkamise olulisusnivood, „*bootstrap*“ kujutab endast *bootstrap*-simulatsioonidega tuletatud olulisusnivood (jäakliikmete ümberjärjestamise abil tekitatakse *bootstrap*-statistikute jaotus, olulisusnivoo näitab sel juhul, mitu protsenti empiirilisest jaotusest ületab antud statistikut - vt. lisa 1.

„*Zero-beta*“ on kogutulususte kasutamise puhul tuletatud null-„beetaga“ aktiva aastatulusust, sellele vastav olulisusnivoo („*p-value*“ tabeli järgmises reas) võimaldab otsustada selle statistilise olulisuse üle. „Keskmine  $R^2$ “ on keskmine kohandatud determinatsioonikordaja 6 üheaegselt testitava regressiooni lõikes.

Statistikute võrdlusest selgub, et *EW* portfelli on keskmiselt tugevam korrelatsioon sorteeritud portfelliidega, ning teisel osaperioodil on *J*-statistikute väärtused lisatulususte puhul madalamad. Mõlema indeksi kasutamine annab teisel osaperioodil peaaegu kõikide sorteerimiste korral aluse CAPM mudeli ümberlükkamiseks 5% olulisusnivoo juures. Samas andis *EW* kasutamine palju tugevama  $H_0$  ümberlükkamise tõenduse kogutulususte kasutamise korral ning seega on edaspidistes testides on kasutatud ainult *VW* portfelli.

Tabel 3.1.3 kujutab endast Wald-testide tulemuste kokkuvõtet. Hüpotheside testimisel kasutati 5%-st olulisusnivood. Tähistused kokkuvõtetabelis:

- „+“ – null-hüpoteesi ei lükka ümber ükski statistik
- „-“ –  $H_0$  „üksmeelne“ ümberlükkamine

- „+/-“ – erinevad test-statistikud andsid erinevaid tulemusi.
- „n/a“ – statistikut ei olnud võimalik välja arvutada singulaarse kovariatsioonimaatriksi tõttu.

Testide arvulised tulemused on esitatud lisades 5-7.

**T a b e l 3.2.3.** Fama-French ja Carhart'i faktorite testimise tulemuste koond.

Faktor(id)	Period 10.1997 02.2002					Period 10.1997 11.1999					Period 12.1999 02.2002				
	Sorteerimise alus					Sorteerimise alus					Sorteerimise alus				
	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE
<b>VW</b>															
Lisatulusus	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	-	-	-	-	+
Kogutulusus	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	-	-	-	-	-
<b>VW+SMB</b>															
Lisatulusus	+	+	+/-	+	+	-	+	+	+	+	-	-	-	-	n/a
Kogutulusus	+	+	+	+	+	-	+	+	+	-	-	-	-	-	-
<b>VW+WML</b>															
Lisatulusus	+	+	+/-	+	+	-	+	+	+	+	-	-	-	n/a	+
Kogutulusus	+	+	+/-	+	+	-	+	+	+	-	+	-	-	-	-
<b>VW + HML+ SMB + WML</b>															
Lisatulusus	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	-	-	n/a	n/a	+/-
Kogutulusus	+	+	+	+	+	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+

Allikas: Autori arvutused.

Testide tulemuste analüüsil võimaldas *VW* turuindeksi kasutamine ümber lükata nullhüpooteesi CAPM mudeli kehtimise kohta esimesel osa- e. langusperioodil *BETA*-sorteerimise puhul. Suhteliselt tugev tõendus oli CAPM mudeli ümberlükkamiseks teisel e. tõusuperioodil, kus *VW* indeks suutis kirjeldada portfelli tulusust vaid *SIZE*-sorteerimise korral lisatulususte kasutamisel. Fama-French'i lisafaktorite ja Carhart'i inertiportfelli kasutamine ei võimaldanud alandada Wald-statistikute väärtusi, leidmaks kinnitust faktorportfelli kombinatsioonide suuremale efektiivsusele võrreldes *VW* portfelliga. Tabelist 3.2.3 selgub, et Fama-French'i ja Carharti portfellidel on suhteliselt tugev negatiivne korrelatsioon turuportfelliga, mistõttu joonisel 2 nähtav kõrge positiivne tulusus turu languse tingimustes on tõenäoliselt tingitud ülaltoodud portfelli negatiivsest „beetast“.

Wald-statistikute väärtused osutusid hoopis suuremaks täiendavate faktorite mudelisse lülitamisel. Statistiku väärtusele avaldab mõju mitte ainult faktori *Sharpe*-suhtarv (e. efektiivsus) vaid ka korrelatsioon ülejäänud test-aktivate ja faktorportfelliga. Reeglina lisafaktori lisamine suurendas mudelis faktorportfelli kombinatsiooni ruut-*Sharpe* suhtarvu, kuid seda enamasti olulise volatiilsuse kasvu ning oluliste lühikeste positsioonide võtmise korral (ei ole käesolevas uurimuses raporteeritud), mis läheb vastuollu arenevate turgude investeerimisvõimalustega. Seetõttu puudub andmete kohaselt ülaltoodud faktoritel statistiline lisaväärtus<sup>1</sup>.

Väärivad tähelepanu olukorrad, kus regressioonide koostamine viis singulaarse jääkliikmete kovariatsioonimaatriksini  $\Sigma$  ning statistiku arvutamine ei olnud võimalik – tabelis tähistatud kui „n/a“. Efekt ilmnis vaid tõusuperioodil ning ainult siis, kui sorteerimise alus faktorportfelli kujundamiseks ja kuue portfelli moodustamiseks langes kokku. Näiteks *SMB* faktorportfelli (väikeste aktivite tulusus miinus suurte aktivite tulusus) ja turukapitalisatsiooni (*SIZE*) alusel kuue test-portfelli koostamise korral. Selle põhjuseks on tõenäoliselt väike aktivite arv (nii sõltuvaks kui sõltumatuks muutujaks on ühede ja samade aktivite väga piiratud kogum) ja lühike vaatlusperiood. Samas faktori olulisuse üle otsustamiseks efektiivse turuportfelli kujundamisel võib siiski tugineda

---

<sup>1</sup> Esimesel osaperioodil langesid *SMB* ja *HML* portfelli tulusused kokku (portfelli jagamisel suure ja väikse kapitalisatsiooniga ning väikse ja suure P/B suhtarvuga gruppi andis identseid tulemusi) seega Carhart'i mudeli testimisel kasutati vaid ühte neist.

teiste sorteerimisviiside analüüsile. Peale selle on näiteks *SMB* ja *HML* portfelli tulusused tugevalt korreleeritud, mistõttu võib neid kasutada teineteise asendajatena.

Ülaltoodud arvestades võib väita, et Fama-French'i ja Carhart'i mudelite kasutamine ei anna Eesti väärtpaberituru tingimustes eelist võrreldes klassikalise CAPM mudeliga.

Võrreldes eri test-statistikute olulisusnivoosid ühe ja sama mudeli ning aktive komplekti puhul, võib järeldada, et asümptootiline Wald-statistik ( $J_0$ ) lükkab nullhüpooteesi ümber 1,5 kuni 3 korda sagedamini kui GRS-statistik ( $J_1$ ), s.t. olulisusnivoo e. I tüüpi viga on 1,5-3 korda väiksem, mis näitab seda, et asümptootiline statistik ei ole tõenäoliselt adekvaatseks mõõduks lühikese aegrea puhul.

GMM-statistik ( $J_7$  e.  $J_{GMM}$ ), mis erinevalt  $J_0$  ja  $J_1$ -st võtab arvesse jääkliikmete autokorrelatsiooni ja heteroskedastiivsuse, üldjuhul toodab tugevamat tõendusmaterjali  $H_0$  vastu, kui  $J_0$ , – statistiku väärtus on enamasti suurem, kuid reeglina ei muuda otsuse hüpooteesi vastuvõtmist või ümberlükkamise valikut 5%-se olulisusnivoo juures. Sama kehtib ka  $J_5$  e. kogutulususte kasutamisel lisatulususte asemel.

*Bootstrap*-simulatsioon alandab peaaegu kõikjal statistiku olulisusnivoosid, mis on kooskõlas teoreetilise arutlusega (Chou *et al* 1999, p 27), kuid enamasti ei muuda hüpooteesi vastuvõtmist või ümberlükkamist 5% olulisusnivoo juures. *Bootstrap*-olulisusnivoo erinevus asümptootilise statistiku olulisusnivoo viitab sellele, et antud andmerea pikkuse juures ei ole statistiku asümptootiline  $\chi^2$ -jaotus heaks asendajaks jaotusele lõplikus valimisis.

Turuindeks kuulus kõikide vaadeldavate mudelite koosseisu, ning lisafaktorite lülitamist vaadeldi kui CAPM mudeli modifikatsiooni muutuvate investeerimistingimustega kohandamiseks (Merton'i *Intertemporal CAPM*), kuna CAPM mudel omas ainsana tugevat teoreetilist põhjendatust.

Kuigi *SMB*, *HML* ja *WML* portfelli kasutamisel ilma *VW*-portfelli saavutati kohati paremaid tulemusi (ei ole käesolevas töös esitatud), jäi regressioonide keskmine kirjeldatuse tase ( $R^2$ ) portfelli lõikes väga madalaks, reeglina 5-20% piiridesse (*VW* portfelli puhul 34-50%), mis tähendab seda, et ülaltoodud faktorite kasutamisel sõltusid

testi tulemused olulisemal määral aktive spetsiifilisest riskist ning testi võimsus võis langeda.

Mõnevõrra paremaid tulemusi „probleemsel“ teisel osaperioodil võrreldes staatilise CAPM mudeliga andis *VW* ja *STDEV* portfelli kombinatsioon (vt. Lisa 8) – statistikute väärtused on vähenenud, mis viitab sellele, et väärtpaperiportfellide tulususte erinevused võivad olla tingitud nende koguriski ehk tulususte standardhälbe erinevusest.

Ferson *et al* (1999: 1328) uurimuses on rakendatud muutuva aktive „beeta“ ja tulususe riskipremia testimise tehnikat aegridades, lähtudes eeldusest, et aktiva „beeta“ ja tulusus on eelmise perioodi makroökonomiliste näitajate lineaarsed funktsioonid:

$$(12) \quad R_{i,t+1} = (\alpha_{0i} + \alpha'_{1i} \mathbf{Z}_t) + (\beta_{0i} + \beta'_{1i} \mathbf{Z}_t) R_{m,t+1} + \varepsilon_{t+1} ,$$

kus  $R_{i,t+1}$  - aktiva  $i$  tulusus perioodil  $t+1$ ,  
 $R_{m,t+1}$  – turuportfelli tulusus perioodil  $t+1$ ,  
 $\mathbf{Z}_t$  – staatusmuutujate ( $L \times 1$ ) vektor perioodil  $t$ ,  
 $\alpha_{0i}$  ja  $\beta_{0i}$  – vabaliikme ja „beeta“ konstantsed osad  
 $\alpha_{1i}$  ja  $\beta_{1i}$  – vabaliikme ja „beeta“ staatusmuutujate  $\mathbf{Z}$  suhtes tundlikkuse koefitsientide vektorid.

Muutuva „beeta“ testimine seisneb seega tehniliselt „beeta“ ja staatusmuutuja korrutise lisamises „beetale“ CAPM mudelis. Tingimuslikku „alfat“ modelleerib seega  $\mathbf{Z}_t$  muutuja lisamine mudelisse. Arvestades alapunktis 1.1. toodud argumentatsiooni täiendavate portfelli lülitamise kohta CAPM mudelisse, võivad *SMB*, *HML*, *WML* portfelliid samuti olla muutuva alfa mõjutajaks.

Lisas 8 on toodud intressimääramuutujate ( $\Delta DEF$  ja  $\Delta TERM$  – vt. alapunkt.3.1.) testide tulemused osaperioodide jaoks. Andmete nappuse tõttu ( $\Delta TERM$  aegrida algas 1998 aasta lõpust) on esimesel osaperioodil kasutatud vaid  $\Delta DEF$ . Analüüsi tulemusel selgus, et nende näitajate kasutamine võimaldas enamasti alandada Wald-statistikute väärtusi, s.t. mudeli kehtimist oli võimalik ümber lükata vaid suurema olulisusnivoo korral kui staatilise CAPM puhul. Keskmiselt andis see mudel paremaid tulemusi kui *VW* ja *HLSTDEV* kombinatsioon. „Probleemsel“ teisel osaperioodil (dets. 1999 – veebr. 2002)

ei võimaldanud enam GRS statistik ( $J_1$ ) ega GMM ( $J_{GMM}$ ) *Bootstrap*-simulatsioon mudelit ümber lükata 5% taseme juures ühegi sorteerimise tunnuse korral.

Staatusmuutujast sõltuva „beeta“ kasutamise tulemused on toodud lisa 8. Võrdlemine baasmudeliga näitas, et statistikute väärtused on enamasti suurenenud, mis tähendab seda, et ülaltoodud intressimääradel ei ole statistiliselt olulist seost väärtpaberite tururiski muutumisega.

Võttes kokku tingimusliku CAPM (12) kehtimise kontrollimist võib järeldada, et erialakirjanduses laialt kasutatavatel võlakirjaturu parameetritel – finantsraskuste (*default spread*) ja tähtaja (*term spread*) preemiatel on tõenäoliselt seos aktive tulususte, kuid mitte tururiski muutumisega.

Peale ülaltoodud FF ja Carhart'i mudeli testiti ka efektiivsust rahvusvahelise MSCI indeksi (*WORLD*) ja Rootsi väärtpaberituru indeksi (*SWED*) kombinatsioonis *VW* portfelliga. Välistegurite lisamine mudelisse ei ole parandanud tõendust mudeli kehtimise kasuks (vt. Lisa 9): osadel juhtudel on statistikute väärtused langenud, teistel aga tõusnud, ühelgi korral ei ole mudel muutnud nullhüpoteesi ümberlükkamist. Kohandatud determinatsioonikordajate võrdlemisel selgus, et välisturu tegurid on üksikutel juhtudel parandanud mudeli kirjeldatuse taset 5% võrra.

Null-„beeta“ tulususe hinnang ja selle variatsioon erines enamasti mudelite ja vaatlusperioodide lõikes. Nullist oluliselt erineva hinnangu andsid kõik mudelid ainult vaatlusperioodi teisel osapoolel (tõus), baasmudeli jaoks moodustas see 18-20% aastas, täiendavate faktorportfellide mudelisse lülitamine alandas seda tasemeni 11-14%, intressimääramuutujate kasutamise puhul (tingimuslik riskipremia) on aga hinnang vastupidi, suurenenud 2-3% võrra. Hinnangute varieeruvus mudelite lõikes on tõenäoliselt tingitud kõrgeast volatiilsusest ja vaatlusaluste aktsiate väiksest arvust, mistõttu üksikute aktsiate spetsiifilised hinnamuutused avaldavad olulist mõju mudeli parameetritele.

Kõikide mudelite puhul ületab tuletatud „null-beeta“ hinnang mitmekordselt lisatulususte arvutamiseks kasutatud riskivaba tulususe asendajat e. 1 kuu TALIBOR'i, mille väärtus varieerus perioodil 2000-2002 piirides. 3,7-6%. Teooria kohaselt tekib

taoline olukord siis, kui laenuintress ületab riskivaba investeringu tulususe, mis vastab ka reaalse finantsturu tingimustele. Kuigi kogutulususi kasutava testi ( $J_5$ ) tulemused ei erinenud oluliselt lisatulususi kasutavate testide omadest, viitab null-beeta hinnangute hajuvus, et TALIBOR ei pruugi olla heaks asendajaks riskivaba tulumäärale ning kontrollimine null-“beeta” tulusust kasutava testi tulemuste abil on alati vajalik.

Aegreatestide põhjalikumal analüüsil selgus, et vaatlusalustest väärtpaberitest koostatavad efektiivsed portfellid sisaldavad olulisi lühikesi positsioone, mis on tegelikult vältimatu volatiilse turu tingimustes. Israilevich (2000:9) uurides lühikeste positsioonide võtmise piirangute mõju aegreatestidele, jõudis järeldusele, et taoline piirang alandab oluliselt Wald-testi võimsust ning testid ei võimalda praktiliselt kunagi mudelit ümber lükata. Antud lähenemist ei ole käesolevas uurimuses kontrollitud, kuna Wald-statistiku jaotuse tuletamist ei ole valdkonna kirjanduses laialdaselt käsitletud ning puudus kindlus selle lähenemise õigsuses.

### 3.3. Testide tulemused ristanmetes

Arvestades punktis 3.2.3 toodud erinevate indeksite võrdlusi, võeti tururiski näitaja arvutamise aluseks  $VW$  e. turukapitalisatsiooniga kaalutud portfelli.

Testimaks erinevate eelduste ja vigaste muutujate mõju mudelile oli autor kasutanud nelja alapunktis 1.3 käsitletud meetodikat:

- 1) Klassikaline Fama-MacBeth'i meetod. Eeldab sõltumatuid ja sama jaotusega jääkliikmeid.
- 2) Litzenberger-Ramaswamy  $WLS$  e. Fama-MacBeth'i kaalutud versioon. Antud meetod arvestab jääkliimete võimaliku heteroskedastiivsusega nii aktive kui ajaperioodide lõikes (Ferson *et al* 1999: 1354-1355).
- 3) Paneelandmete analüüs. Kasutati nn. SUR (*seemingly unrelated regression*) meetodit, mis võimaldab saada mõjusa hinnangu tingimustes, kus aktsiate tulusused on omavahel korreleeritud ja erineva jaotusega. Juhuslike vigade variatsioon ajas on seejuures antud meetodi eelduste kohaselt konstantne (Claessens *et al* 1995:5).

- 4) Fama-MacBeth'i *EIV*- korrektsiooniga meetod. Hinnangud kaalutakse vastavalt turupreemia hinnangu standardveale, mis saadakse esimese astme aegrea-regressioonidest (Asgharian *et al* 2002: 8). Antud meetodi kasutamine võimaldab hinnata vigaste muutujate mõju mudelile.

Võttes arvesse tabelite 3.2.2 toodud madalaid korrelatsioone välisturgudega, ei ole ristanndmete puhul testitud rahvusvahelise turu „beeta“ olulisust, kuna nõrga seose puhul on „beeta“ mõõtmisviga oluliselt suurem ning korrektsete järelduste tegemine on raskendatud.

Lisas 10 on esitatud kõikide mudelite ja faktorite testimise tulemused – faktorite riskipreemiad ja vastavad *t*-statistikud (kursiivis). Vabaliikmete väärtusi seejuures toodud ei ole, kuna testides keskenduti faktorite statistilise olulisusele. Tabelis 3.3.1. on esitatud eri meetodite ja muutujate kasutamise kokkuvõte.

„+“ ga on tähistatud riskifaktorid, mis on osutunud oluliseks 5%-se olulisusnivoo juures. Analüüs näitab, et testide tulemused sõltusid nii meetodist kui vaadeldavast perioodist. „-“ tähistab ebaolulist muutujat ning „+/-“ märk tähendab seda, et erinevad mudelid andsid erinevaid tulemusi või *t*-statistik on küllaltki lähedal kriitilise piirile

**Tabel 3.3.1.** Faktorite testimise tulemused ristanndmetes

	<i>BETA</i>	<i>SIZE</i>	<i>P/B</i>	<i>MOM</i>	<i>STDEV</i>	<i>SKEW</i>
<b>Period</b>		<b>10.1997</b>	<b>02.2002</b>			
Fama-Macbeth	+/-	-	-	-		+/-
FM - WLS	-	-	-	-	+	+/-
SUR paneelandmed	-	-	-	-	+	+/-
EIV-korrektsioon	+	+/-	+/-			+/-
<b>Period</b>		<b>10.1997</b>	<b>11.1999</b>			
Fama-Macbeth	+	-	-	-	+	+/-
FM - WLS	+	-	-	-	-	-
SUR paneelandmed	+	-	-	-	+	-
EIV-korrektsioon	+	-	-	-	+	-
<b>Period</b>		<b>12.1999</b>	<b>02.2002</b>			
Fama-Macbeth	-	-	-	-	+	-
FM - WLS	-	-	-	-	-	-
SUR paneelandmed	-	-	-	-	+	+/-
EIV-korrektsioon	-	-	-	-	-	-

Allikas: autori arvutused

Tabelist selgub, et suhteliselt tugev seos lisatulusustega on ainult turu-„beetal“ ja standardhälbel. Firma suurus ja P/B suhtarv on osutunud statistiliselt oluliseks vaid EIV-korrektsooni meetodi kasutamisel, ainult ühes sõltumatute muutujate kombinatsioonis ja ainult languse perioodil (vt. Lisa 10), mistõttu võib selle olulisust pidada juhuslikuks, tingituna vigadest sõltumatutes muutujates.

Lisas 10 kirjeldatud testide analüüs näitas, et erinevad meetodid parameetrite hindamisel annavad sarnaseid parameetrite väärtusi, kuid erinevaid standardvigade hinnanguid. Turuportfelli (*VW*) lisatulusus moodustas kogu vaatlusperioodil keskmiselt -3,4% kuus, eri meetoditega tuletatud „beeta“ riskipreemia hinnang ristandmetes varieerus -1,0%-st kuni -5,2%-ni ühefaktorilise regressiooni puhul. Fama-MacBeth'i klassikaline algoritm andis seejuures tegelikule riskipreemiale kõige lähedasema hinnangu. Kõige „skeptilisemaks“ osutus SUR paneelandmete meetod, mis ühtlasi hindas turupreemia statistiliselt kõige ebaolulisemaks – *t*-statistiku väärtus vaid -0,833, teiste meetodite puhul moodustas see -1,7 kuni -1,9, mis vastab olulisusnivoole 6-9,5%. Esimesel osaperioodil on hinnangute hajuvus eri meetodite lõikes väiksem (-6,9% kuni -9,1% staatilise CAPM jaoks), teisel (tõusuperioodil) suurem.

Lisa 10 tabelites on toodud keskmised kohandatud (mis võtavad arvesse parameetrite arvu) determinatsioonikordajad iga mudeli jaoks kasutades Fama-Macbeth algoritmi. Determinatsioonikordajad arvutatakse iga kuu ristandmetes ning võetakse keskmine kuude lõikes, analoogselt koefitsientide hinnangute arvutamisega. Analüüs näitas, et keskmine seos tulususte ja riskiparameetrite vahel on suhteliselt nõrk, 3-14% sõltuvalt perioodist ja mudelist.

Standardhälbe CAPM mudelisse lülitamisel lisaks „beetale“, muutis enamasti „beeta“ koefitsiendi (riskipreemia) hinnangut, nt. Fama-French algoritmis on kõigil kolmel perioodil standardhälbe preemia osaliselt „asendanud“ turu-„beeta“ preemiat – languse perioodil muutus „beeta“ koefitsient -9,1%-lt kuus -10,4%-le, samas standardhälbe preemia oli positiivne – 9,7%, kuigi statistiliselt ebaoluline. Tõusuperioodil aga langes „beeta“ preemia 1,7%-lt 0,4%-le ja standardhälbe oma suurenes. Mõlema riskifaktori kasutamisel oli ühel neist koefitsient peaaegu kõikjal ebaoluline, v.a. WLS ja SUR meetodite kasutamisel esimesel osaperioodil (langus), „preemia asendamise“ efekt esines samal kujul. Seega võib järeldada, et „beeta“ ja standardhälbe üheaegse

kasutamise puhul esineb testides multikollineaarsus – põhjuseks eeldatavasti testitavate aktsiate väike arv – ja regressiooni parameetrid e. turupreemiad ei ole usaldusväärselt hinnatavad.

„Beeta“ ja standardhälbe  $t$ -statistikute võrdlemine ühe muutujaga regressioonides andis vasturääkivaid tulemusi kogu vaadeldaval perioodil ja esimesel osaperioodil, kus turg on „keskmiselt langenud“. Nt. Fama-Frenchi meetod näitas standardhälbe ebaolulisust, samas ülejäänud meetodid hindasid seda tugevamaks tulususte kirjeldajaks kui „beeta“. Teisel osaperioodil (tõus) näitasid kõik meetodid standardhälbe domineerimist teiste riskifaktorite üle. „Beeta“ ei olnud ühegi meetodi kasutamisel statistiliselt oluline 5% nivoo juures ( $t$ -statistiku väärtus 0,7 kuni 1,4). Standardhälbel kui riskifaktoril oli kahel juhul neljast oluline seos keskmiste tulusustega. „Beeta“ oli standardhälbest suhteliselt tugevam esimesel osaperioodil, kus koefitsientide e. riskipreemiate absoluutväärtused on olnud suuremad.

Tabel 3.3.2. kirjeldab viie aasta detsembris eelneva 12 kuu põhjal arvatud riskiparameetrite omavahelisi statistilisi seoseid – tabeli lahtrites on vastava paari näitaja vahel koostatud regressiooni  $R^2$ . Tabelist selgub, et „beeta“ ja standardhälbe vahel on keskmiselt suhteliselt tugev seos, v.a. 1998 aasta, kuid arvestades turu kõrget muutlikkust võib seda pidada juhuslikuks kõrvalekaldeks. Teistel perioodidel varieerus determinatsioonikordaja 50%-70% piirides, mis tähendab tõenäoliselt seda, et väärtpaberite tulusustega suhteliselt nõrga seose tingimustes võivad need kaks näitajat olla teineteise asendajaks.

**Tabel 3.3.2.** Riski näitajate vaheliste regressioonide determinatsioonikordajad ristandmetes.

Period	<i>BETA-STDEV</i>	<i>BETA-SKEW</i>	<i>STDEV-SKEW</i>
12.2001	53%	7%	6%
12.2000	67%	2%	19%
12.1999	0%	6%	0%
12.1998	78%	27%	6%
12.1997	73%	5%	16%

Allikas: autori arvutused

Asümmeetriakordaja (*SKEW*) seos nii „beeta“ kui standardhälbega on olnud keskmiselt nõrk. Testides on selle näitaja koefitsient suhteliselt muutlik ning selle turupreemia märk on osadel juhtudel ebaloogiline – nt. paneelandmete meetodit kasutades on tõusuperioodil kriitilise piirile lähedase *t*-statistiku juures asümmeetria turupreemia +0,8%. See on vastuolus teoreetilise arutlusega, mille kohaselt negatiivse asümmeetriaga (s.t. negatiivsetel väärtustel on suurem tõenäosus) aktsiatel on suurem oodatav tulusus, langeval turul peaksid vastavate aktsiate hinnad langema rohkem. Kogu vaatlusperioodil on asümmeetriakordaja koefitsiendi *t*-statistik kriitilisel piiril (~2,01) või üle selle WLS ja SUR meetodi puhul kogu vaatlusperioodil. Fama-MacBeth'i meetodi puhul perioodi esimesel osapoolel, märk vastas ootustele - oli positiivne. Võib järeldada, et selle näitaja mõju on ebastabiilne ning testide tulemus allub suurel määral mõõtmisveale.

Kuigi WLS meetod on efektiivsem kui Fama-MacBeth'i oma, allub see rohkem mudeli spetsifikatsiooni ja valimi muutustele, mis võib olla tingitud sõltumatute muutujate varieerumisest perioodide lõikes. Tabelis 3.3.2 on toodud kolme kõige olulisemaks osutunud riskifaktori korrelatsioonikordajate ruudud ( $R^2$ ) ristanemete regressioonis, kus sõltumatuks muutujaks on eelmise aasta detsembris arvatud näitajad väärtpaperite lõikes. Tabel näitab, kui suures osas on iga aasta detsembris arvatud näitajad aktsiate lõikes seotud eelneva aasta detsembri näitajatega.

**Tabel 3.3.3.** Determinatsioonikordajad riski näitajate rist-regressioonides eelneva aasta suhtes.

	<i>BETA</i>	<i>STDEV</i>	<i>SKEW</i>
12.2001 vs. 12.2000	0%	0%	3%
12.2000 vs. 12.1999	11%	1%	18%
12.1999 vs. 12.1998	26%	29%	10%

Allikas: autori arvutused

Näitajate stabiilsus aktsiate lõikes on tabelis toodud suhtarvude kohaselt praktiliselt olematu, riskifaktorite muutlikus on ajan väga kõrge, mis on tegelikult kooskõlas arenevate turgude varasemate testidega.

Mõõdetud „beetade“ olulisele ebastabiilsusele on osutatud ka Sanderi (2001:250) töös, mistõttu soovitatakse kasutada alternatiivseid riskimõõde – nt. raamatupidamislik „beeta“. Samas on oluline välja selgitada, missuguste tagajärgedeni viib “klassikalise” lähenemise kasutamine.

Mõõdetud näitaja ebastabiilsus ei välista rakendatud lähenemiste õigsust, kuna testitakse sisuliselt väidet, et keskmiselt suurema riskiga aktsiad toodavad keskmiselt kõrgemat (tõusval turul) või madalamat (langeval turul) tulusust, aktsiatele lähenetakse kui portfelliges, s.t. 12 aktsia puhul on tegemist 12 portfelliga, mis on järjestatud vastava riskitunnuse järgi: „vähima riskiga – suurema riskiga-...- kõige riskantsem“. Kui riskiparameetrid muutuvad, järjestatakse aktsiad ümber. Samas on muutuva riski tingimustes korrektsiooni kasutatavate mudelite (*WLS* ja *EIV*-korrektsiooniga) usaldusväärsus madalam.

Kokkuvõttes võib järeldada, et tulususte standardhälve on kõige stabiilsem riskiparameeter tulususte varieerumise kirjeldamiseks aktsiate lõikes, kuigi selle muutuja koeffitsiendi olulisus on osadel perioodidel ja osade meetodite puhul jäänud alla teiste turupremia omale.

## KOKKUVÕTE

Käesolevas töös on käsitletud mitut finantsuru tasakaalu kirjeldavat mudelit ning nende kehtivuse testimise meetodit. Valdkonnas põhiliselt kasutatavaks mudeliks on CAPM, mis seob oodatavat tulusust aktiva turu-riski e. korrelatsiooni turuportfelli tulususega. Reaalsete andmetega kontrollimisel saadud tulemused ei sobinud enamasti kokku teoreetilise mudeliga, mistõttu osutus vajalikuks täiendavate näitajate (turukapitalisatsioon, P/B suhtarv, ajalooline tulusus) mudelisse lülitamine. Mitmefaktoriliste mudelite põhjenduseks tuuakse mudeli kohandamist keskkonna majandusliku keskkonna ja investeerimisvõimaluste muutumisele.

Mudeli testimise meetodid jagunevad üldjoontes kaheks tüübiks: testid aegriade andmetel ja kahesammulised testid ristanandmetes. Aegriade andmetel kasutatavates testides modelleeritakse aktive tulususi eri aktsiaportfellide ja makroökonomiliste muutujate dünaamika abil, nende testide eeliseks on mõõtmisvea puudumine. Ristregressiooni andmetel testimine võimaldab lülitada mudelisse riskifaktorina aktive enda parameetreid: fundamentaalnäitajaid, hinnasuhtarve jt. Selle meetodi kasutamisel võib oluliseks osutada tururiski mõõtmisviga, mis vajab vastavate korrektsioonide kasutamist – nt. kaalutud vähimruutude meetodit, Litzenberger-Ramaswami EIV-korrektsiooni. Arenenud turgudel annab reeglina efekti test-aktive portfellisse grupeerimine, areneva turu tingimustes kaubeldavate aktive vähesuse tõttu on see tihti võimatu, mistõttu tulemused on rohkem mõjutatud üksikute väärtpaperite hinnadünaamikast.

Varasemate testide uurimine tuvastas mitmed arenevatele finantsturgudele iseloomulikud jooned, nagu madal korrelatsioon välisturgudega, kõrge volatiilsus, mittenormalse ja muutuva jaotusega tulusused ning madalam likviidsus, mis oluliselt kahandab testide usaldusväärsust ning suurendab määramatust turutasakaalu mudeli kuju suhtes võrreldes arenenud turgudega. Lühikese aegrea tingimustes läbi viidavate asümptootiliste test-statistikute kasutamine võib viia mudeli kehtimise liiga sagedase ümberlukkamiseni.

Analüüs näitas, et arenevate turgude puhul on reeglina statistiliselt olulisteks riskifaktoriteks samad parameetrid mis arenenud turgude puhulgi – tulusused on seotud ettevõtte turukapitalisatsiooni, P/B suhtarvu ja ajaloolise tulususega. Seejuures on leitud, et arenevad turud on reeglina suhteliselt eraldatud globaalsest turust, mistõttu riskifaktorid on kohaliku iseloomuga.

Osadel turgudel on tuvastatud asümmeetriakordaja, poolhälbe ja ekstsessi kui riskiindikaatori olulisust, mis on tingitud sellest, et tulusused ei ole enamasti normaaljaotusega. Varasema empiirilise kogemuse analüüs võimaldas piiritleda Eesti turul testitavate faktorite ringi: tururisk, turukapitalisatsioon, P/B suhtarv, ajalooline tulusus, asümmeetriakordaja ja tulususe standardhälve. Riskipremia ja tururiski muutumist ajas üritati modelleerida intressimääramuutujate – finants- ja tähtajapremia – abil. Arvestades valdkonnas sageli mainitava andmekaeve e. *data-mining* probleemi tekkimise ohtu ei peetud otstarbekaks muutujate hulga laiendamist, vaid piirduti üldkasutatavate näitajate testimisega.

Areneval turul ei ole tihti võimalik tuletada riskipremia suurust vaadeldavatest andmetest aegridade lühiduse, kõrge volatiilsuse ja selgete trendide puudumise tõttu väärtpaberite tulusustes. Seetõttu taandus CAPM mudeli kehtimise kontrollimine „beta“ ja tulususe vahel statistiliselt olulise seose hüpoteesi testimisele.

Aegreatestide abil on kontrollitud välismaisete (Rootsi) ja erinevate rahvusvaheliste indeksite sobivus turuportfelli asendajana, ning on tõestatud, et nende indeksite kasutamine ei võimalda kirjeldada tulususte erinevusi eri tunnuste järgi sorteeritud portfelli lõikes. Välismaisete indeksitega on tugevam korrelatsioon tuvastatud vaid üksikutele väärtpaberitel ning ainult vaatlusaluse perioodi teisel poolel – 1999 aasta lõpp kuni 2002 algus. Põhjalikum analüüs näitas, et nõrk seos välismaisete turgudega on tõenäolisemalt tingitud välisinvestorite madalast huvist Eesti ettevõtete aktsiate vastu.

Kuna ülaltoodud piirangute mõjul ei ole analüüsitavate andmete jaotuslikud karakteristikud (jaotuse stabiilsus ajas, autokorrelatsiooni esinemine) üheselt määratavad, on empiirilises uurimuses pandud rõhk erinevate lähenemiste rakendamisele, eesmärgiga välja selgitada testide tulemuste varieeruvus sõltuvalt

rakendatavatest eeldustest. Testi tulemuste võimaliku varieeruvust sõltuvalt valimist kontrolliti käsitledes langus- ja tõusuperioodi eraldi.

*Wald*-tüüpi koefitsientide kitsenduste testid aegridades, mis sisaldasid erinevaid eeldusi, andsid sarnaseid tulemusi. Autokorrelatsioon, heteroskedastiivsus ja mittenormaalne jaotus ei avaldanud olulist mõju tulemustele. Kuigi tulususte aegread näitasid arenevatele turgudele iseloomulikku olulist esimest järku autokorrelatsiooni, ei ole see asjaolu mõjutanud testide tulemusi. Põhjuseks on tõenäoliselt autokorrelatsiooni võrdne mõju nii sõltuvatele kui sõltumatutele muutujatele.

Käsitletud Eesti väärtpaberite tulusused on omavahel suhteliselt tugevalt korreleeritud, mis koos nõrga seosega välismaisete turgudega annab alust väita, et nende hindade kujunemise faktorid on ühised ja kohaliku iseloomuga.

Testid aegridades lükkasid klassikalise CAPM mudeli kehtimise ümber tõusuperioodil, langusperioodil aga mitte. Tõusuperioodil on testitud dünaamilist CAPM mudelit, mida modelleeriti täiendavate faktorite abil. Valdkonnas populaarsed *spread*-portfellid (*SMB*, *HML*, *WML*) ei avaldanud olulist mõju CAPM tulemustele. Nende lisamine turuindeksile ei ole parandanud turuportfelli efektiivsust. Eri tunnuste järgi portfellidesse sorteeritud aktsiate tulususe varieeruvus on vähemalt osaliselt seotud erinevustega koguriski näitajas e. standardhälbes, mistõttu võib järeldada, et investorid käsitlevad riskina peale kovariatsiooni turuindeksiga ka aktiva koguvarieeruvust e. spetsiifilist riski. Võib järeldada, et tulususte erinevus eri näitajate järgi sorteeritud portfelli vahel on kirjeldatav tururiski või standardhälbe erinevusega.

Makromajanduslike faktorite mõju asendajana on testitud intressituru näitajatest (TALIBOR ja EURIBOR) konstrueeritud finantsriski- ja tähtajapreemiaid. Selgus, et nendel faktoritel võib olla seos keskmiste tulususte muutumisega ajas, samas testid lükkasid ümber hüpoteesi, et ülaltoodud kirjeldavad tururiski parameetri e. „beeta“ ajas muutumist. Intressimäärataseme muutujate kui faktorite lülitamne mudelisse on parandanud mudeli kehtivust, mis annab põhjust arvata, et oodatavad tulusused väärtpaberiturul on teatud määral seotud makromajandusliku konjunktuuriga.

Peale aegridade on tasakaalu mudeleid testitud kahesammuliste regressioonidena ristanametes. Mõõtmisvea ja parameetrite ebastabiilsuse mõju selgitamiseks on rakendatud nelja lähenemisviisi. Selgus, et mõõtmisvea ja ajas muutuvate riskiparameetrite arvessevõtmine avaldab olulist mõju regressioonide parameetrite hinnangute statistilise olulisusele, kuid mitte parameetrite e. riskipreemiate endi hinnangute väärtusele. Täheldatud on mõõdetud riski näitajate ulatuslik varieeruvus ajas, mistõttu kindla riski tasemega portfelli moodustamisel ja hoidmisel peaks investor Eesti turu tingimustes portfelli koosseisu suhteliselt tihti ümber vaatama.

Statistiliselt oluliseks tulususte kirjeldamisel on osutunud ainult „beeta“ ja standardhälve, tõendus muude üldkasutatavate faktorite riskipreemia statistilise olulise kohta on juhusliku iseloomuga. „Beeta“ ja standardhälve on omavahel suhteliselt tugevalt korreleeritud. Standardhälbe statistiline olulisus on stabiilsem languse ja tõusuperioodi suhtes, „beeta“ on aga osutunud ebaoluliseks tõusuperioodil. Kokkuvõttes on standardhälve on keskmiselt parem tegur näitaja oodatava tulususe kujundamisel Eesti aktsiaturu tingimustes.

Testide tulemusi analüüsid ei saanud välistada ka võimalust, et aktsiate tulususe asümmeetria võib mõjutada investeerimisotsuste tegemist, kuigi selle näitaja olulisus osutus üsna ebastabiilseks meetodite ja ajaperioodide lõikes.

Eesti väärtpaberituru testimise tulemused on kokkuvõttes mõningas vastuolus teiste arenevate riikide turgudel läbiviidud testide tulemustega, kus leiti, sarnaselt arenenud turgudga, et firma turukapitalisatsioon, hinnasuhtarvud ja ajalooline tulusus mängivad olulist rolli oodatavate tulususte kujunemisel.

Käesolev töö ei hõlmanud turupreemia kujundamist, kuid uurimistöo tulemused on aluseks konkreetse aktiva kapitali hinna väljaselgitava mudeli koostamiseks. See aga nõuaks ulatuslikuma statistilise andmete komplekti kasutamist, mis hõlmab mitmete arenevate finantsturgude erinevatel arengustaadiumitel. Uurimuses on kajastatud levinumad lähenemised, mis võivad olla olulised rahvusvahelise investori seisukohalt areneva turu kapitali hinna määramiseks

Kuna empiirilise analüüsi ühe järeldusena võib ära tuua kõrge muutlikkusest tingitud ebamäärasust väärtpaperite tulususte karakteristikute suhtes, peab autor edaspidist käsitlemist vajavaks valdkonnaks tulususte jaotuste (volatiilsuse) ja mõõtmisvea analüüsi ning Monte-Carlo ja bootstrap-simulatsioone kasutamist testide võimsuse väljaselgitamiseks.

# LISAD

## Lisa 1. Bootstrap-simulatsiooni rakendamine aegreamudelis

1. Mudeli (4) hindamine vähimruutude meetodiga, genereerides vabaliikmete vektor  $\hat{\alpha}$  ja juhuslike vigade maatriks  $\hat{\varepsilon} = \{\hat{\varepsilon}_t\}$ .  $\Sigma = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \varepsilon_t'$  – regressioonide jääkliikmete (NxN) kovariatsioonimaatriks, kus  $\varepsilon_t$  on jääkliikmete vektor perioodil  $t$ .
2. Wald-statistiku arvutamine – valem (5)
3. Mudeli hindamine nullhüpoteesi all ( $\alpha = 0$  kitsendusega mudel), genereeritakse kitsendusega mudeli parameetrid.

$$\beta_{res} = (\mathbf{R}'_K \mathbf{R}_K)^{-1} \mathbf{R}'_K \mathbf{R}_t$$

4. Järgnevad sammud korratakse suur arv (nt. 1000) kordi:
  - a) Jääkliikmete maatriksist  $\hat{\varepsilon}$  valitakse juhuslikult jääkliikmete vektorid  $\hat{\varepsilon}_t^*$ , ( $t=1, \dots, T$ ). Simuleeritud väärtpaberite tulususi genereeritakse mudelist  $\mathbf{R}_t^* = \beta_{res} \mathbf{R}_{Kt} + \varepsilon_t^*$ ,  $t = 1, \dots, T$ .
  - b) Simuleeritud tulusustega mudelit hinnatakse vähimruutude meetodiga, tulemuseks on *bootstrapp*-hinnangud  $\hat{\alpha}^*$  ja  $\hat{\Sigma}^*$ , millest tuletatakse simuleeritava Wald-statistiku:

$$J_0^* = T * \left[ 1 + \mu'_K \hat{\Omega} \mu_K \right]^{-1} * \hat{\alpha}^* \Sigma^{-1} \hat{\alpha}$$

5. Asümptootilise testi Wald-statistikust  $J_0$  suuremate simuleeritud  $J_0^*$  statistikute protsentuaalne osakaal kujutab endast nullhüpoteesi ümberlukkamise olulisusnivood (Chou *et al* 1998: 12).

Analoogselt  $J_0$  statistikuga simuleeriti ka  $J_{GMM}$  statistiku jaotust.

## Lisa 2. Testid kogutulususte aegridades

Kogutulususte testimisel tingimustes, kus puudub riskivaba aktivad, kasutatakse suurima tõepära meetodit (*ML, Maximum Likelihood*) (Campbell *et al* 1997:224).

$$(12) \quad J_5 = -\left(T - \frac{N}{2} - K - 1\right) * \left[\log|\hat{\Sigma}| - \log|\hat{\Sigma}^*|\right]$$

kus  $\hat{\Sigma}$  on jääkliikmete kovariatsioonimaatriks kitsendusteta mudelist – vt. valem (4)

$\hat{\Sigma}^*$  on jääkliikmete koefitsientide maatriks kitsendusega  $\alpha = \gamma_0 * (I_N - \beta^* I_K)$  mudelist:

$$(13) \quad R_t = (1 - \beta^* * 1)\gamma_0 + \beta^* R_{Kt} + \varepsilon_t ,$$

kus  $R_t$  - väärtpaperite (portfellide) kogutulususte Nx1 vektor,

$R_{Kt}$  – faktorportfellide kogutulususte (Kx1) vektor,

$\beta^*$  - kitsendusega regressiooni parameetrite (NxK) maatriks,

$\varepsilon_t$  - juhuslike vigade (Nx1) vektor

$I$  – ühtede (Nx1) vektor

$\gamma_0$  - null-beetaga aktiva tulusus.

$N$  – test-aktivate (*test assets*) arv

$K$  - faktorportfellide (*benchmark assets*) arv

Suurima tõepära meetod nõuab sõltumatult ja normaalselt jaotunud jääkliikmeid (*normal iid*).  $J_2$  asümptootiliselt  $\chi^2_{N-1}$  – jaotusega, kus  $N-1$  on kitsenduste e. antud juhul võrrandite arv. Kitsendusega regressioonide koefitsiendid ei ole võimalik tuletada analüütilised, mistõttu kasutatakse iteratiivset tuletamist.

### Lisa 3. WLS meetod ristanndmetes (Litzenberger-Ramaswami algoritm)

Mudeli statistiline kuju ristanndmetes:

$$(14) \quad \mathbf{R}_t = \mathbf{X}_t * \boldsymbol{\gamma}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

kus  $\mathbf{R}_t$  – aktive tulususte (Nx1) vektor perioodil  $t$

$\boldsymbol{\gamma}_t = [\gamma_{0t} \dots \gamma_{kt}]'$  riskipreemiate ((K+1)\*1) vektor perioodil  $t$

$\mathbf{X}_t$  – konstantide, „beetade“ ja teiste riski näitajate ( $\mathbf{x}_t$ ) (Nx(K+1)) maatriks perioodil  $t$ :

$$\mathbf{X}_t = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{1t} & x_{1t} \\ \dots & \dots & \dots \\ 1 & \beta_{Nt} & x_{Nt} \end{bmatrix}$$

$\boldsymbol{\gamma}_t = [\gamma_{0t} \dots \gamma_{kt}]'$  – koefitsientide e. riskipreemiate (Kx1) vektor perioodil  $t$

kus  $\boldsymbol{\Omega}_t = E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t')$  – perioodi  $t$  rist-regressiooni jääkliikmete kovariatsioonimaatriks,

mis hinnatakse esialgse tavalise vähimruutude (OLS) regressiooni abil. Kuna väärtpaberite tulusused on perioodil  $t$  tugevalt korreleeritud, siis osutub  $\boldsymbol{\Omega}_t$  tihti singulaarseks, mistõttu eeldatakse selle maatriksi diagonaalset struktuuri, võttes arvesse jääkliikmete erinevat jaotust väärtpaberite lõikes.

$$(15) \quad \boldsymbol{\gamma}_t = (\mathbf{X}_t' \boldsymbol{\Omega}_t^{-1} \mathbf{X}_t)^{-1} \mathbf{X}_t' \boldsymbol{\Omega}_t^{-1} \mathbf{R}_t$$

$$(16) \quad \boldsymbol{\gamma}_{WLS} = \sum_{t=1}^T w_t \boldsymbol{\gamma}_t$$

$$(17) \quad w_t = \left( \sum_{t=1}^T \mathbf{X}_t' \boldsymbol{\Omega}_t^{-1} \mathbf{X}_t \right)^{-1} \mathbf{X}_t' \boldsymbol{\Omega}_t^{-1} \mathbf{X}_t$$

Ülaltoodud valemities tuletatakse riskipreemia kui kaalutud keskmist perioodide lõikes, kus kaaluks on perioodi  $t$  hinnangute variatsiooni pöördväärtus  $\mathbf{X}_t' \boldsymbol{\Omega}_t^{-1} \mathbf{X}_t$ , s.t. täpsemate hinnangutega kuud saavad suurema kaalu. WLS – hinnangute  $\boldsymbol{\gamma}_{WLS}$  variatsioon leitakse analoogiliselt Fama-Macbeth'i meetodiga (vt. alapunkt. 1.3)

**Lisa 4. EIV – korrektsiooniga regressiooni meetod ristanndmetes**

$$(18) \quad \gamma_{t(EIV)} = (\mathbf{H}'_t \mathbf{H}_t)^{-1} \mathbf{H}'_t \mathbf{R}_t^*$$

$$\mathbf{H}_t = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{1t} & x_{1t} \\ \frac{1}{se(\beta_{1t})} & \frac{\beta_{1t}}{se(\beta_{1t})} & \frac{x_{1t}}{se(\beta_{1t})} \\ \dots & \dots & \dots \\ \frac{1}{se(\beta_{Nt})} & \frac{\beta_{Nt}}{se(\beta_{Nt})} & \frac{x_{Nt}}{se(\beta_{Nt})} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{R}_t^* = \begin{bmatrix} R_{Nt} \\ \frac{R_{Nt}}{se(\beta_{1t})} \\ \dots \\ \frac{R_{Nt}}{se(\beta_{Nt})} \end{bmatrix}$$

$se(\beta_t)$  kujutab endast „beeta” hinnangu standardviga, mis arvutatakse koos „beeta” tuletamisega aegridadest. Standardveaga jagamisel korrigeeritakse mudeli muutujad, vastavalt “beeta” arvutamise täpsusele – täpsemalt mõõdetud beetaga portfelliid saavad suurema kaalu (Asgharian et al 2002: 8).

EIV-korrigeeritud hinnanguid arvutatakse kas lihtsa keskmisena  $t$  perioodi lõikes (Fama-Macbeth'i meetod) või kaalutud keskmisena analoogiliselt WLS-meetodiga (Lisa 4). Käesolevas uurimuses on kasutatud kuupreemiate  $\gamma_{t(EIV)}$  kaalumist vastavalt  $t$ -nda kuu hinnangute OLS kovariatsioonimaatriksile.

Lisa 5. Turukapitalisatsiooniga kaalutud (*VW*) ja võrdselt kaalutud (*EW*) turuportfelli võrdlus aegrea-testides

CAPM -- EW	Period		okt.97 veebr.02			Period		okt.97 nov.99			Period		dets.99 veebr.02		
	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE
$J_1$	2,25	1,12	1,87	1,83	1,13	3,86	1,13	0,95	1,41	0,94	1,34	2,37	1,61	3,30	0,93
p-value	<b>0,055</b>	<b>0,368</b>	<b>0,106</b>	<b>0,115</b>	<b>0,359</b>	<b>0,011</b>	<b>0,384</b>	<b>0,486</b>	<b>0,263</b>	<b>0,491</b>	<b>0,285</b>	<b>0,068</b>	<b>0,195</b>	<b>0,020</b>	<b>0,497</b>
$J_0$	15,52	7,71	12,95	12,63	7,83	31,66	9,25	7,77	11,55	7,70	10,88	19,17	13,06	26,75	7,50
p-value	<b>0,017</b>	<b>0,260</b>	<b>0,044</b>	<b>0,049</b>	<b>0,251</b>	<b>0,000</b>	<b>0,160</b>	<b>0,256</b>	<b>0,073</b>	<b>0,261</b>	<b>0,092</b>	<b>0,004</b>	<b>0,042</b>	<b>0,000</b>	<b>0,277</b>
bootstrap	<b>0,010</b>	<b>0,290</b>	<b>0,070</b>	<b>0,030</b>	<b>0,280</b>	<b>0,000</b>	<b>0,170</b>	<b>0,370</b>	<b>0,110</b>	<b>0,350</b>	<b>0,080</b>	<b>0,000</b>	<b>0,070</b>	<b>0,000</b>	<b>0,340</b>
$J_{GMM}$	11,26	5,91	17,09	9,71	6,58	36,51	11,55	12,43	11,88	5,79	13,23	16,10	10,08	37,86	9,04
p-value	<b>0,081</b>	<b>0,434</b>	<b>0,009</b>	<b>0,138</b>	<b>0,362</b>	<b>0,000</b>	<b>0,073</b>	<b>0,053</b>	<b>0,065</b>	<b>0,447</b>	<b>0,040</b>	<b>0,013</b>	<b>0,121</b>	<b>0,000</b>	<b>0,171</b>
bootstrap	<b>0,100</b>	<b>0,460</b>	<b>0,020</b>	<b>0,130</b>	<b>0,380</b>	<b>0,000</b>	<b>0,240</b>	<b>0,130</b>	<b>0,240</b>	<b>0,530</b>	<b>0,070</b>	<b>0,100</b>	<b>0,320</b>	<b>0,020</b>	<b>0,280</b>
$J_5$	4,89	1,63	7,95	10,75	5,52	11,87	3,82	3,74	7,75	4,27	95,84	73,13	32,25	127,77	52,87
p-value	<b>0,430</b>	<b>0,897</b>	<b>0,159</b>	<b>0,057</b>	<b>0,356</b>	<b>0,037</b>	<b>0,576</b>	<b>0,588</b>	<b>0,171</b>	<b>0,511</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>
zero-beta	1,2%	1,2%	1,3%	1,5%	1,0%	2,0%	2,0%	2,0%	0,5%	2,5%	1,5%	0,8%	0,3%	3,0%	0,5%
p-value	<b>0,817</b>	<b>0,793</b>	<b>0,790</b>	<b>0,753</b>	<b>0,840</b>	<b>0,827</b>	<b>0,817</b>	<b>0,828</b>	<b>0,954</b>	<b>0,797</b>	<b>0,769</b>	<b>0,877</b>	<b>0,962</b>	<b>0,567</b>	<b>0,919</b>
R <sup>2</sup>	67%	71%	67%	68%	67%	70%	73%	68%	68%	66%	51%	58%	55%	53%	56%

CAPM -- VW	Period		okt.97 veebr.02			Period		okt.97 nov.99			Period		dets.99 veebr.02		
	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE
$J_1$	1,04	0,63	1,54	1,61	0,75	2,53	0,64	0,69	1,13	0,72	2,32	2,79	1,85	3,33	1,28
p-value	<b>0,413</b>	<b>0,702</b>	<b>0,188</b>	<b>0,166</b>	<b>0,614</b>	<b>0,057</b>	<b>0,694</b>	<b>0,660</b>	<b>0,382</b>	<b>0,636</b>	<b>0,073</b>	<b>0,039</b>	<b>0,140</b>	<b>0,019</b>	<b>0,310</b>
$J_0$	7,17	4,38	10,62	11,14	5,17	20,78	5,29	5,67	9,28	5,94	18,77	22,56	14,97	26,96	10,38
p-value	<b>0,305</b>	<b>0,625</b>	<b>0,101</b>	<b>0,084</b>	<b>0,522</b>	<b>0,002</b>	<b>0,507</b>	<b>0,461</b>	<b>0,158</b>	<b>0,430</b>	<b>0,005</b>	<b>0,001</b>	<b>0,020</b>	<b>0,000</b>	<b>0,110</b>
bootstrap	<b>0,370</b>	<b>0,640</b>	<b>0,140</b>	<b>0,150</b>	<b>0,660</b>	<b>0,000</b>	<b>0,560</b>	<b>0,590</b>	<b>0,170</b>	<b>0,510</b>	<b>0,000</b>	<b>0,010</b>	<b>0,040</b>	<b>0,000</b>	<b>0,160</b>
$J_{GMM}$	4,85	3,21	15,35	9,33	3,68	24,34	6,34	10,67	13,95	3,45	19,03	17,52	12,74	37,59	11,94
p-value	<b>0,564</b>	<b>0,782</b>	<b>0,018</b>	<b>0,156</b>	<b>0,720</b>	<b>0,000</b>	<b>0,386</b>	<b>0,099</b>	<b>0,030</b>	<b>0,750</b>	<b>0,004</b>	<b>0,008</b>	<b>0,047</b>	<b>0,000</b>	<b>0,063</b>
bootstrap	<b>0,640</b>	<b>0,830</b>	<b>0,030</b>	<b>0,210</b>	<b>0,820</b>	<b>0,000</b>	<b>0,610</b>	<b>0,150</b>	<b>0,160</b>	<b>0,840</b>	<b>0,020</b>	<b>0,050</b>	<b>0,140</b>	<b>0,000</b>	<b>0,130</b>
$J_5$	4,76	1,16	6,96	8,65	5,67	11,92	3,41	4,19	7,29	3,86	5,92	9,84	15,11	10,55	32,52
p-value	<b>0,445</b>	<b>0,949</b>	<b>0,223</b>	<b>0,124</b>	<b>0,340</b>	<b>0,036</b>	<b>0,637</b>	<b>0,522</b>	<b>0,200</b>	<b>0,569</b>	<b>0,315</b>	<b>0,080</b>	<b>0,010</b>	<b>0,061</b>	<b>0,000</b>
zero-beta	10,7%	10,9%	10,8%	10,9%	10,4%	5,5%	5,8%	5,1%	4,6%	5,6%	19,3%	19,4%	18,5%	20,5%	18,0%
p-value	<b>0,091</b>	<b>0,072</b>	<b>0,086</b>	<b>0,069</b>	<b>0,076</b>	<b>0,646</b>	<b>0,607</b>	<b>0,674</b>	<b>0,682</b>	<b>0,631</b>	<b>0,002</b>	<b>0,002</b>	<b>0,002</b>	<b>0,001</b>	<b>0,001</b>
R <sup>2</sup>	49%	52%	50%	51%	50%	50%	52%	49%	50%	48%	34%	39%	39%	33%	43%

Lisa 6. Aegrea-testid modifitseeritud CAPM mudelis – SMB ja WML turuportfellide lisamine.

VW +SMB	Period					Period					Period				
	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE
$J_1$	0,88	0,55	1,36	1,47	0,62	2,44	0,62	0,66	1,21	0,70	2,29	3,20	2,81	3,22	N/A
p-value	<b>0,515</b>	<b>0,767</b>	<b>0,252</b>	<b>0,208</b>	<b>0,710</b>	<b>0,067</b>	<b>0,716</b>	<b>0,679</b>	<b>0,348</b>	<b>0,655</b>	<b>0,079</b>	<b>0,024</b>	<b>0,040</b>	<b>0,024</b>	<b>N/A</b>
$J_0$	6,24	3,89	9,61	10,42	4,41	21,14	5,33	5,76	10,45	6,05	19,51	27,32	23,93	27,45	N/A
p-value	<b>0,397</b>	<b>0,691</b>	<b>0,142</b>	<b>0,108</b>	<b>0,621</b>	<b>0,002</b>	<b>0,502</b>	<b>0,451</b>	<b>0,107</b>	<b>0,418</b>	<b>0,003</b>	<b>0,000</b>	<b>0,001</b>	<b>0,000</b>	<b>N/A</b>
bootstrap	<b>0,320</b>	<b>0,760</b>	<b>0,210</b>	<b>0,100</b>	<b>0,710</b>	<b>0,000</b>	<b>0,540</b>	<b>0,580</b>	<b>0,140</b>	<b>0,560</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>N/A</b>
$J_{GMM}$	4,83	2,85	14,53	10,03	3,58	21,86	6,41	10,77	21,29	3,38	24,03	22,03	29,84	41,74	N/A
p-value	<b>0,566</b>	<b>0,827</b>	<b>0,024</b>	<b>0,123</b>	<b>0,733</b>	<b>0,001</b>	<b>0,379</b>	<b>0,096</b>	<b>0,002</b>	<b>0,760</b>	<b>0,001</b>	<b>0,001</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>N/A</b>
bootstrap	<b>0,620</b>	<b>0,900</b>	<b>0,040</b>	<b>0,200</b>	<b>0,770</b>	<b>0,020</b>	<b>0,490</b>	<b>0,240</b>	<b>0,030</b>	<b>0,820</b>	<b>0,000</b>	<b>0,010</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>N/A</b>
$J_5$	4,71	1,56	4,50	7,71	3,58	11,58	2,78	2,87	7,34	3,50	6,98	9,15	11,45	10,62	N/A
p-value	<b>0,453</b>	<b>0,906</b>	<b>0,480</b>	<b>0,173</b>	<b>0,611</b>	<b>0,041</b>	<b>0,734</b>	<b>0,721</b>	<b>0,197</b>	<b>0,623</b>	<b>0,222</b>	<b>0,103</b>	<b>0,043</b>	<b>0,060</b>	<b>N/A</b>
zero-beta	5,3%	5,2%	5,2%	5,4%	5,1%	6,6%	6,9%	6,2%	5,8%	6,7%	12,4%	11,6%	11,3%	13,4%	11,5%
p-value	<b>0,365</b>	<b>0,332</b>	<b>0,335</b>	<b>0,332</b>	<b>0,308</b>	<b>0,548</b>	<b>0,491</b>	<b>0,553</b>	<b>0,574</b>	<b>0,513</b>	<b>0,014</b>	<b>0,019</b>	<b>0,019</b>	<b>0,008</b>	<b>0,001</b>
$R^2$	60%	63%	64%	59%	65%	62%	64%	63%	61%	61%	52%	58%	61%	51%	68%

VW +WML	Period					Period					Period				
	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE
$J_1$	1,44	0,64	1,48	1,68	0,72	2,44	0,55	0,74	1,09	0,67	2,75	2,68	1,73	N/A	1,21
p-value	<b>0,221</b>	<b>0,697</b>	<b>0,207</b>	<b>0,148</b>	<b>0,632</b>	<b>0,066</b>	<b>0,762</b>	<b>0,628</b>	<b>0,407</b>	<b>0,677</b>	<b>0,043</b>	<b>0,047</b>	<b>0,169</b>	<b>N/A</b>	<b>0,344</b>
$J_0$	10,16	4,53	10,46	11,88	5,12	21,19	4,78	6,38	9,42	5,79	23,43	22,84	14,73	N/A	10,31
p-value	<b>0,118</b>	<b>0,605</b>	<b>0,107</b>	<b>0,065</b>	<b>0,529</b>	<b>0,002</b>	<b>0,572</b>	<b>0,382</b>	<b>0,151</b>	<b>0,447</b>	<b>0,001</b>	<b>0,001</b>	<b>0,023</b>	<b>N/A</b>	<b>0,112</b>
bootstrap	<b>0,170</b>	<b>0,690</b>	<b>0,170</b>	<b>0,070</b>	<b>0,650</b>	<b>0,000</b>	<b>0,700</b>	<b>0,470</b>	<b>0,260</b>	<b>0,510</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,020</b>	<b>N/A</b>	<b>0,200</b>
$J_{GMM}$	7,35	3,43	14,86	17,03	3,64	24,71	3,23	10,59	13,18	4,33	23,87	17,63	12,40	N/A	12,14
p-value	<b>0,290</b>	<b>0,754</b>	<b>0,021</b>	<b>0,009</b>	<b>0,725</b>	<b>0,000</b>	<b>0,780</b>	<b>0,102</b>	<b>0,040</b>	<b>0,633</b>	<b>0,001</b>	<b>0,007</b>	<b>0,054</b>	<b>N/A</b>	<b>0,059</b>
bootstrap	<b>0,350</b>	<b>0,800</b>	<b>0,060</b>	<b>0,040</b>	<b>0,690</b>	<b>0,000</b>	<b>0,780</b>	<b>0,170</b>	<b>0,100</b>	<b>0,650</b>	<b>0,010</b>	<b>0,020</b>	<b>0,100</b>	<b>N/A</b>	<b>0,160</b>
$J_5$	5,37	1,16	7,18	8,28	5,95	11,19	2,17	4,42	8,22	3,36	5,82	9,54	14,79	N/A	33,06
p-value	<b>0,372</b>	<b>0,949</b>	<b>0,208</b>	<b>0,142</b>	<b>0,311</b>	<b>0,048</b>	<b>0,825</b>	<b>0,491</b>	<b>0,145</b>	<b>0,645</b>	<b>0,324</b>	<b>0,089</b>	<b>0,011</b>	<b>N/A</b>	<b>0,000</b>
zero-beta	12,0%	12,3%	12,4%	11,7%	11,9%	8,2%	8,3%	8,1%	5,7%	8,5%	20,1%	20,4%	19,6%	21,2%	18,8%
p-value	<b>0,057</b>	<b>0,041</b>	<b>0,048</b>	<b>0,043</b>	<b>0,042</b>	<b>0,499</b>	<b>0,456</b>	<b>0,506</b>	<b>0,602</b>	<b>0,462</b>	<b>0,000</b>	<b>0,001</b>	<b>0,001</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>
$R^2$	50%	54%	51%	56%	51%	50%	55%	49%	56%	48%	40%	41%	47%	41%	46%

Lisa 7. Aegrea-testid modifitseeritud CAPM mudelis – *SMB, HML, WML, HLSTDEV* riskiportfellid.

VW +SMB+HML + WML	Period					Period					Period				
	okt.97		veebr.02			okt.97		nov.99			dets.99		veebr.02		
	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE
$J_1$	1,25	0,67	1,48	1,73	0,51	2,25	0,51	0,79	0,98	0,60	2,39	2,27	N/A	N/A	0,98
p-value	<b>0,301</b>	<b>0,673</b>	<b>0,209</b>	<b>0,138</b>	<b>0,794</b>	<b>0,088</b>	<b>0,790</b>	<b>0,591</b>	<b>0,467</b>	<b>0,724</b>	<b>0,071</b>	<b>0,083</b>	<b>N/A</b>	<b>N/A</b>	<b>0,468</b>
$J_0$	9,23	4,97	10,92	12,77	3,80	20,63	4,71	7,23	9,01	5,54	21,47	20,44	N/A	N/A	8,80
p-value	<b>0,161</b>	<b>0,548</b>	<b>0,091</b>	<b>0,047</b>	<b>0,703</b>	<b>0,002</b>	<b>0,581</b>	<b>0,300</b>	<b>0,173</b>	<b>0,476</b>	<b>0,002</b>	<b>0,002</b>	<b>N/A</b>	<b>N/A</b>	<b>0,185</b>
bootstrap	<b>0,160</b>	<b>0,560</b>	<b>0,090</b>	<b>0,010</b>	<b>0,730</b>	<b>0,000</b>	<b>0,760</b>	<b>0,350</b>	<b>0,220</b>	<b>0,520</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>N/A</b>	<b>N/A</b>	<b>0,320</b>
$J_{GMM}$	10,15	5,38	13,57	15,99	3,35	21,13	3,30	9,62	12,97	5,01	21,07	21,04	N/A	N/A	14,00
p-value	<b>0,118</b>	<b>0,496</b>	<b>0,035</b>	<b>0,014</b>	<b>0,764</b>	<b>0,002</b>	<b>0,770</b>	<b>0,141</b>	<b>0,043</b>	<b>0,542</b>	<b>0,002</b>	<b>0,002</b>	<b>N/A</b>	<b>N/A</b>	<b>0,030</b>
bootstrap	<b>0,180</b>	<b>0,660</b>	<b>0,060</b>	<b>0,010</b>	<b>0,800</b>	<b>0,030</b>	<b>0,810</b>	<b>0,240</b>	<b>0,140</b>	<b>0,610</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>N/A</b>	<b>N/A</b>	<b>0,080</b>
$J_5$	5,86	2,28	1,70	8,40	2,99	10,73	2,59	4,15	6,52	3,57	8,37	11,98	N/A	N/A	15,33
p-value	<b>0,320</b>	<b>0,809</b>	<b>0,889</b>	<b>0,135</b>	<b>0,701</b>	<b>0,057</b>	<b>0,763</b>	<b>0,528</b>	<b>0,259</b>	<b>0,613</b>	<b>0,137</b>	<b>0,035</b>	<b>N/A</b>	<b>N/A</b>	<b>0,009</b>
zero-beta	8,4%	8,4%	8,5%	7,7%	8,4%	3,3%	3,5%	3,1%	0,9%	3,6%	11,8%	11,6%	11,4%	12,7%	11,3%
p-value	<b>0,133</b>	<b>0,111</b>	<b>0,105</b>	<b>0,149</b>	<b>0,088</b>	<b>0,773</b>	<b>0,734</b>	<b>0,768</b>	<b>0,930</b>	<b>0,741</b>	<b>0,017</b>	<b>0,025</b>	<b>0,016</b>	<b>0,010</b>	<b>0,005</b>
$R^2$	64%	66%	67%	64%	68%	60%	63%	62%	61%	57%	55%	55%	63%	56%	62%

VW +HLSTDEV	Period					Period					Period				
	okt.97		veebr.02			okt.97		nov.99			dets.99		veebr.02		
	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE
$J_1$	1,13	0,63	1,75	1,58	0,73	2,50	1,00	0,76	1,24	0,92	2,11	N/A	1,21	3,10	1,59
p-value	<b>0,358</b>	<b>0,702</b>	<b>0,132</b>	<b>0,175</b>	<b>0,626</b>	<b>0,061</b>	<b>0,455</b>	<b>0,608</b>	<b>0,335</b>	<b>0,505</b>	<b>0,100</b>	<b>N/A</b>	<b>0,344</b>	<b>0,027</b>	<b>0,205</b>
$J_0$	8,01	4,49	12,34	11,18	5,18	21,68	8,67	6,61	10,70	7,96	17,99	N/A	10,32	26,41	13,54
p-value	<b>0,237</b>	<b>0,611</b>	<b>0,055</b>	<b>0,083</b>	<b>0,521</b>	<b>0,001</b>	<b>0,193</b>	<b>0,358</b>	<b>0,098</b>	<b>0,241</b>	<b>0,006</b>	<b>N/A</b>	<b>0,112</b>	<b>0,000</b>	<b>0,035</b>
bootstrap	<b>0,230</b>	<b>0,670</b>	<b>0,060</b>	<b>0,060</b>	<b>0,570</b>	<b>0,000</b>	<b>0,170</b>	<b>0,410</b>	<b>0,090</b>	<b>0,400</b>	<b>0,000</b>	<b>N/A</b>	<b>0,060</b>	<b>0,000</b>	<b>0,060</b>
$J_{GMM}$	6,00	3,25	15,49	9,95	3,82	25,05	11,14	11,34	15,45	5,85	18,64	N/A	12,65	31,96	12,67
p-value	<b>0,423</b>	<b>0,777</b>	<b>0,017</b>	<b>0,127</b>	<b>0,701</b>	<b>0,000</b>	<b>0,084</b>	<b>0,078</b>	<b>0,017</b>	<b>0,440</b>	<b>0,005</b>	<b>N/A</b>	<b>0,049</b>	<b>0,000</b>	<b>0,048</b>
bootstrap	<b>0,300</b>	<b>0,810</b>	<b>0,000</b>	<b>0,120</b>	<b>0,720</b>	<b>0,000</b>	<b>0,180</b>	<b>0,140</b>	<b>0,250</b>	<b>0,530</b>	<b>0,070</b>	<b>N/A</b>	<b>0,130</b>	<b>0,000</b>	<b>0,210</b>
$J_5$	4,93	N/A	9,45	8,89	6,57	11,79	5,65	5,51	7,52	4,31	6,42	N/A	8,60	11,03	18,53
p-value	<b>0,424</b>	<b>N/A</b>	<b>0,092</b>	<b>0,114</b>	<b>0,254</b>	<b>0,038</b>	<b>0,342</b>	<b>0,357</b>	<b>0,185</b>	<b>0,506</b>	<b>0,267</b>	<b>N/A</b>	<b>0,126</b>	<b>0,051</b>	<b>0,002</b>
zero-beta	10,0%	10,2%	10,1%	10,5%	9,8%	6,0%	6,3%	5,6%	4,7%	6,1%	14,1%	11,9%	11,7%	14,1%	12,8%
p-value	<b>0,095</b>	<b>0,066</b>	<b>0,102</b>	<b>0,072</b>	<b>0,093</b>	<b>0,602</b>	<b>0,552</b>	<b>0,628</b>	<b>0,667</b>	<b>0,586</b>	<b>0,022</b>	<b>0,032</b>	<b>0,040</b>	<b>0,017</b>	<b>0,016</b>
$R^2$	52%	59%	52%	54%	51%	52%	57%	52%	54%	50%	40%	50%	46%	42%	50%

Lisa 8. Aegrea-testid modifitseeritud CAPM mudelis – tingimuslik tulusus ja risk.

VW +ΔDEF +ΔTERM	Period					dets.99					veebr.02				
	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE
$J_1$	0,96	0,58	1,30	1,36	0,54	2,14	0,68	0,78	1,11	0,53	1,60	2,09	1,45	1,18	1,48
p-value	<b>0,461</b>	<b>0,746</b>	<b>0,277</b>	<b>0,253</b>	<b>0,779</b>	<b>0,098</b>	<b>0,671</b>	<b>0,598</b>	<b>0,393</b>	<b>0,779</b>	<b>0,204</b>	<b>0,106</b>	<b>0,252</b>	<b>0,359</b>	<b>0,241</b>
$J_0$	6,81	4,09	9,19	9,58	3,78	18,58	5,86	6,74	9,65	4,59	14,42	18,77	13,02	10,64	13,32
p-value	<b>0,339</b>	<b>0,665</b>	<b>0,163</b>	<b>0,144</b>	<b>0,706</b>	<b>0,005</b>	<b>0,440</b>	<b>0,346</b>	<b>0,140</b>	<b>0,597</b>	<b>0,025</b>	<b>0,005</b>	<b>0,043</b>	<b>0,100</b>	<b>0,038</b>
bootstrap	<b>0,310</b>	<b>0,710</b>	<b>0,280</b>	<b>0,260</b>	<b>0,780</b>	<b>0,000</b>	<b>0,450</b>	<b>0,310</b>	<b>0,200</b>	<b>0,680</b>	<b>0,030</b>	<b>0,000</b>	<b>0,030</b>	<b>0,130</b>	<b>0,060</b>
$J_{GMM}$	5,20	3,56	12,92	9,74	3,53	15,87	7,64	12,20	12,68	4,33	24,15	12,39	12,78	11,59	18,28
p-value	<b>0,518</b>	<b>0,736</b>	<b>0,044</b>	<b>0,136</b>	<b>0,740</b>	<b>0,014</b>	<b>0,266</b>	<b>0,058</b>	<b>0,048</b>	<b>0,631</b>	<b>0,000</b>	<b>0,054</b>	<b>0,047</b>	<b>0,072</b>	<b>0,006</b>
bootstrap	<b>0,550</b>	<b>0,760</b>	<b>0,090</b>	<b>0,190</b>	<b>0,810</b>	<b>0,080</b>	<b>0,530</b>	<b>0,130</b>	<b>0,160</b>	<b>0,770</b>	<b>0,140</b>	<b>0,270</b>	<b>0,190</b>	<b>0,210</b>	<b>0,110</b>
$J_5$	8,30	3,56	5,41	8,75	4,56	11,83	4,71	4,02	4,67	4,20	7,01	9,25	15,43	2,67	27,61
p-value	<b>0,140</b>	<b>0,615</b>	<b>0,367</b>	<b>0,119</b>	<b>0,471</b>	<b>0,037</b>	<b>0,452</b>	<b>0,547</b>	<b>0,458</b>	<b>0,521</b>	<b>0,220</b>	<b>0,099</b>	<b>0,009</b>	<b>0,751</b>	<b>0,000</b>
zero-beta	7,1%	7,2%	7,3%	7,3%	7,0%	-6,9%	-6,7%	-7,1%	-7,8%	-6,5%	23,5%	23,9%	21,9%	23,0%	21,9%
p-value	<b>0,257</b>	<b>0,223</b>	<b>0,226</b>	<b>0,217</b>	<b>0,229</b>	<b>0,575</b>	<b>0,550</b>	<b>0,550</b>	<b>0,501</b>	<b>0,580</b>	<b>0,002</b>	<b>0,003</b>	<b>0,005</b>	<b>0,002</b>	<b>0,002</b>
$R^2$	52%	56%	55%	54%	52%	56%	58%	57%	54%	51%	32%	38%	39%	34%	42%

TINGIMUSLI K BEETA	Period					okt.97					nov.99					dets.99					veebr.02				
	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE
$J_1$	0,92	0,76	1,49	1,81	0,76	2,40	0,81	0,63	1,02	0,64	2,53	3,39	1,83	5,27	1,61										
p-value	<b>0,491</b>	<b>0,604</b>	<b>0,203</b>	<b>0,118</b>	<b>0,602</b>	<b>0,070</b>	<b>0,576</b>	<b>0,705</b>	<b>0,446</b>	<b>0,700</b>	<b>0,059</b>	<b>0,020</b>	<b>0,149</b>	<b>0,003</b>	<b>0,203</b>										
$J_0$	6,49	5,38	10,53	12,81	5,40	20,76	7,02	5,46	8,80	5,52	22,75	30,50	16,50	47,47	14,46										
p-value	<b>0,371</b>	<b>0,496</b>	<b>0,104</b>	<b>0,046</b>	<b>0,494</b>	<b>0,002</b>	<b>0,319</b>	<b>0,487</b>	<b>0,185</b>	<b>0,479</b>	<b>0,001</b>	<b>0,000</b>	<b>0,011</b>	<b>0,000</b>	<b>0,025</b>										
bootstrap	<b>0,400</b>	<b>0,680</b>	<b>0,160</b>	<b>0,050</b>	<b>0,550</b>	<b>0,000</b>	<b>0,380</b>	<b>0,600</b>	<b>0,300</b>	<b>0,570</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,010</b>	<b>0,000</b>	<b>0,030</b>										
$J_{GMM}$	4,80	4,10	15,09	10,67	4,11	27,27	7,41	10,21	12,89	3,40	24,55	25,82	15,58	61,01	14,67										
p-value	<b>0,570</b>	<b>0,664</b>	<b>0,020</b>	<b>0,099</b>	<b>0,661</b>	<b>0,000</b>	<b>0,284</b>	<b>0,116</b>	<b>0,045</b>	<b>0,758</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,016</b>	<b>0,000</b>	<b>0,023</b>										
bootstrap	<b>0,630</b>	<b>0,650</b>	<b>0,060</b>	<b>0,110</b>	<b>0,730</b>	<b>0,000</b>	<b>0,400</b>	<b>0,230</b>	<b>0,110</b>	<b>0,800</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,010</b>	<b>0,000</b>	<b>0,040</b>										
$J_5$	N/A	N/A	4,85	N/A	4,15	10,56	0,37	3,64	3,71	4,00	0,39	12,21	20,08	2,19	40,33										
p-value	<b>N/A</b>	<b>N/A</b>	<b>0,434</b>	<b>N/A</b>	<b>0,528</b>	<b>0,061</b>	<b>0,996</b>	<b>0,602</b>	<b>0,591</b>	<b>0,550</b>	<b>0,996</b>	<b>0,032</b>	<b>0,001</b>	<b>0,823</b>	<b>0,000</b>										
zero-beta	12,4%	12,8%	12,1%	13,3%	11,9%	7,2%	7,9%	6,4%	7,2%	7,0%	19,7%	19,7%	18,8%	20,7%	18,3%										
p-value	<b>0,048</b>	<b>0,034</b>	<b>0,057</b>	<b>0,025</b>	<b>0,047</b>	<b>0,548</b>	<b>0,486</b>	<b>0,605</b>	<b>0,514</b>	<b>0,555</b>	<b>0,001</b>	<b>0,002</b>	<b>0,002</b>	<b>0,000</b>	<b>0,001</b>										
$R^2$	50%	53%	50%	55%	50%	50%	54%	47%	54%	47%	35%	40%	39%	36%	44%										

Lisa 9. Aegrea-testid modifitseeritud CAPM mudelis: välisurgude indeksid – WORLD ja SWED

VW +WORLD+ SWED	Period					Period					Period				
	okt.97		veebr.02			okt.97		nov.99			dets.99		veebr.02		
	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE	BETA	STDEV	P/B	MOM	SIZE
$J_1$	0,99	0,61	1,53	1,61	0,73	3,43	0,41	0,65	1,45	0,63	2,22	2,33	1,90	2,77	1,12
p-value	<b>0,442</b>	<b>0,721</b>	<b>0,191</b>	<b>0,168</b>	<b>0,631</b>	<b>0,021</b>	<b>0,862</b>	<b>0,689</b>	<b>0,254</b>	<b>0,703</b>	<b>0,089</b>	<b>0,076</b>	<b>0,136</b>	<b>0,044</b>	<b>0,391</b>
$J_0$	7,18	4,41	11,05	11,62	5,25	31,51	3,76	5,97	13,28	5,79	19,94	21,00	17,09	24,91	10,06
p-value	<b>0,305</b>	<b>0,621</b>	<b>0,087</b>	<b>0,071</b>	<b>0,512</b>	<b>0,000</b>	<b>0,709</b>	<b>0,426</b>	<b>0,039</b>	<b>0,447</b>	<b>0,003</b>	<b>0,002</b>	<b>0,009</b>	<b>0,000</b>	<b>0,122</b>
bootstrap	<b>0,310</b>	<b>0,580</b>	<b>0,040</b>	<b>0,030</b>	<b>0,570</b>	<b>0,000</b>	<b>0,710</b>	<b>0,530</b>	<b>0,020</b>	<b>0,430</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,130</b>
$J_{GMM}$	5,55	3,48	14,32	10,64	4,25	41,77	5,83	11,22	14,32	6,89	21,44	17,97	12,48	35,46	11,35
p-value	<b>0,475</b>	<b>0,747</b>	<b>0,026</b>	<b>0,100</b>	<b>0,643</b>	<b>0,000</b>	<b>0,443</b>	<b>0,082</b>	<b>0,026</b>	<b>0,331</b>	<b>0,002</b>	<b>0,006</b>	<b>0,052</b>	<b>0,000</b>	<b>0,078</b>
bootstrap	<b>0,470</b>	<b>0,850</b>	<b>0,030</b>	<b>0,160</b>	<b>0,660</b>	<b>0,000</b>	<b>0,750</b>	<b>0,190</b>	<b>0,160</b>	<b>0,530</b>	<b>0,020</b>	<b>0,050</b>	<b>0,150</b>	<b>0,000</b>	<b>0,160</b>
$J_5$	4,95	1,53	6,23	8,42	5,45	14,28	2,30	3,07	7,86	3,60	7,72	10,60	13,44	12,52	15,14
p-value	<b>0,422</b>	<b>0,909</b>	<b>0,284</b>	<b>0,135</b>	<b>0,363</b>	<b>0,014</b>	<b>0,806</b>	<b>0,689</b>	<b>0,164</b>	<b>0,609</b>	<b>0,172</b>	<b>0,060</b>	<b>0,020</b>	<b>0,028</b>	<b>0,010</b>
zero-beta	10,6%	10,7%	10,4%	10,8%	10,2%	-0,6%	-0,3%	-1,0%	-1,2%	-0,3%	15,7%	16,0%	7,0%	20,2%	9,5%
p-value	<b>0,097</b>	<b>0,077</b>	<b>0,094</b>	<b>0,073</b>	<b>0,088</b>	<b>0,963</b>	<b>0,979</b>	<b>0,934</b>	<b>0,920</b>	<b>0,981</b>	<b>0,003</b>	<b>0,003</b>	<b>0,236</b>	<b>0,003</b>	<b>0,012</b>
$R^2$	49%	53%	51%	51%	49%	53%	56%	54%	51%	49%	34%	40%	44%	33%	41%



**Lisa 10 (järg)**

<i><b>SUR paneel</b></i>	Period					
	BETA	SIZE	10.1997 P/B	kuni MOM	02.2002 STDEV	SKEW
<b>gamma</b>	<b>-0,010</b>					
<i>t-stat</i>	-0,83					
<b>gamma</b>	<b>-0,008</b>	<b>-0,002</b>				
<i>t-stat</i>	-0,69	-0,61				
<b>gamma</b>	<b>-0,004</b>	<b>0,000</b>	<b>-0,001</b>			
<i>t-stat</i>	-0,37	0,05	-1,75			
<b>gamma</b>	<b>0,005</b>	<b>-0,002</b>	<b>-0,001</b>	<b>0,011</b>	<b>-0,142</b>	
<i>t-stat</i>	0,37	-0,53	-1,16	1,13	-1,49	
<b>gamma</b>	<b>0,003</b>				<b>-0,165</b>	
<i>t-stat</i>	0,19				-1,84	
<b>gamma</b>					<b>-0,171</b>	
<i>t-stat</i>					-2,14	
<b>gamma</b>	<b>-0,007</b>					<b>0,010</b>
<i>t-stat</i>	-0,60					2,12
<b>gamma</b>						<b>0,011</b>
<i>t-stat</i>						2,41
<hr/>						
<i><b>EIV-korreksioon</b></i>	Period					
	BETA	SIZE	10.1997 P/B	kuni MOM	02.2002 STDEV	SKEW
<b>gamma</b>	<b>-0,018</b>					
<i>t-stat</i>	-1,91					
<b>gamma</b>	<b>-0,026</b>	<b>0,003</b>				
<i>t-stat</i>	-2,70	1,84				
<b>gamma</b>	<b>-0,023</b>	<b>0,008</b>	<b>-0,004</b>			
<i>t-stat</i>	-2,35	2,90	-2,44			
<b>gamma</b>	<b>0,004</b>	<b>0,002</b>	<b>-0,002</b>	<b>-0,001</b>	<b>-0,300</b>	
<i>t-stat</i>	0,37	0,94	-1,81	-0,05	-2,26	
<b>gamma</b>	<b>0,005</b>				<b>-0,371</b>	
<i>t-stat</i>	0,58				-2,32	
<b>gamma</b>	<b>-0,013</b>					<b>0,000</b>
<i>t-stat</i>	-1,69					0,00

**Lisa 10 (järg)**

<b>Fama-MacBeth</b>		Period		10.1997	11.1999	
	BETA	SIZE	P/B	STDEV	SKEW	adj. R2
<b>gamma</b>	<b>-0,091</b>					10,4%
<i>t-stat</i>	-2,65					
<b>gamma</b>	<b>-0,088</b>	<b>0,002</b>				14,0%
<i>t-stat</i>	-2,61	0,37				
<b>gamma</b>	<b>-0,085</b>	<b>0,006</b>	<b>-0,001</b>			21,2%
<i>t-stat</i>	-2,88	0,84	-0,47			
<b>gamma</b>	<b>-0,104</b>			<b>0,097</b>		14,0%
<i>t-stat</i>	-2,40			0,48		
<b>gamma</b>				<b>-0,413</b>		6,4%
<i>t-stat</i>				-2,15		
<b>gamma</b>	<b>-0,081</b>				<b>0,015</b>	9,5%
<i>t-stat</i>	-2,34				2,00	
<b>gamma</b>					<b>0,017</b>	2,7%
<i>t-stat</i>					1,92	
<b>WLS -- FM</b>		Period		10.1997	11.1999	
	BETA	SIZE	P/B	STDEV	SKEW	
<b>gamma</b>	<b>-0,091</b>					
<i>t-stat</i>	-1,25					
<b>gamma</b>	<b>-0,074</b>	<b>-0,013</b>				
<i>t-stat</i>	-1,97	-1,80				
<b>gamma</b>	<b>-0,052</b>	<b>-0,004</b>	<b>-0,001</b>			
<i>t-stat</i>	-1,98	-0,65	-0,63			
<b>gamma</b>	<b>-0,186</b>			<b>0,742</b>		
<i>t-stat</i>	-2,37			1,71		
<b>gamma</b>				<b>-0,163</b>		
<i>t-stat</i>				-0,29		
<b>gamma</b>	<b>-0,090</b>				<b>-0,001</b>	
<i>t-stat</i>	-1,36				-0,03	
<b>gamma</b>					<b>0,010</b>	
<i>t-stat</i>					0,29	
<b>SUR paneel</b>		Period		10.1997	11.1999	
	BETA	SIZE	P/B	STDEV	SKEW	
<b>gamma</b>	<b>-0,069</b>					
<i>t-stat</i>	-2,63					
<b>gamma</b>	<b>-0,064</b>	<b>-0,005</b>				
<i>t-stat</i>	-2,47	-0,89				
<b>gamma</b>	<b>-0,052</b>	<b>-0,004</b>	<b>-0,001</b>			
<i>t-stat</i>	-1,98	-0,65	-0,63			
<b>gamma</b>	<b>-0,125</b>			<b>0,380</b>		
<i>t-stat</i>	-3,52			2,26		
<b>gamma</b>				<b>-0,187</b>		
<i>t-stat</i>				-1,52		
<b>gamma</b>	<b>-0,071</b>				<b>-0,002</b>	
<i>t-stat</i>	-2,66				-0,42	
<b>gamma</b>					<b>0,003</b>	
<i>t-stat</i>					0,60	
<b>EIV-korreksioon</b>		Period		10.1997	11.1999	
	BETA	SIZE	P/B	STDEV	SKEW	
<b>gamma</b>	<b>-0,090</b>					
<i>t-stat</i>	-2,58					
<b>gamma</b>	<b>-0,078</b>	<b>-0,003</b>				
<i>t-stat</i>	-2,75	-0,47				
<b>gamma</b>	<b>-0,070</b>	<b>-0,001</b>	<b>-0,001</b>			
<i>t-stat</i>	-2,46	-0,08	-1,16			
<b>gamma</b>	<b>-0,033</b>			<b>-0,380</b>		
<i>t-stat</i>	-0,85			-1,38		
<b>gamma</b>	<b>-0,087</b>				<b>0,005</b>	
<i>t-stat</i>	-2,55				0,57	

### Lisa 10 (järg)

<b>Fama-MacBeth</b>		Period		12.1999	02.2002	
	BETA	SIZE	P/B	STDEV	SKEW	adj. R2
<b>gamma</b>	<b>0,017</b>					8,4%
<i>t-stat</i>	1,21					
<b>gamma</b>	<b>0,018</b>	<b>-0,002</b>				9,2%
<i>t-stat</i>	1,36	-0,74				
<b>gamma</b>	<b>0,014</b>	<b>-0,002</b>	<b>-0,001</b>			8,0%
<i>t-stat</i>	1,13	-0,52	-0,45			
<b>gamma</b>	<b>0,004</b>			<b>0,224</b>		10,3%
<i>t-stat</i>	0,23			1,91		
<b>gamma</b>				<b>0,226</b>		3,3%
<i>t-stat</i>				2,75		
<b>gamma</b>	<b>0,012</b>				<b>0,004</b>	12,3%
<i>t-stat</i>	0,85				0,35	
<b>gamma</b>					<b>0,002</b>	5,6%
<i>t-stat</i>					0,17	

<b>WLS -- FM</b>		Period		12.1999	02.2002	
	BETA	SIZE	P/B	STDEV	SKEW	
<b>gamma</b>	<b>-0,007</b>					
<i>t-stat</i>	-0,14					
<b>gamma</b>	<b>-0,005</b>	<b>-0,001</b>				
<i>t-stat</i>	-0,31	-0,15				
<b>gamma</b>	<b>-0,005</b>	<b>-0,002</b>	<b>0,000</b>			
<i>t-stat</i>	-0,67	-0,05	0,06			
<b>gamma</b>	<b>-0,014</b>			<b>0,213</b>		
<i>t-stat</i>	-0,56			1,04		
<b>gamma</b>				<b>0,164</b>		
<i>t-stat</i>				0,74		
<b>gamma</b>	<b>-0,009</b>				<b>0,008</b>	
<i>t-stat</i>	-0,60				0,43	
<b>gamma</b>					<b>0,006</b>	
<i>t-stat</i>					0,29	

<b>SUR paneel</b>		Period		12.1999	02.2002	
	BETA	SIZE	P/B	STDEV	SKEW	
<b>gamma</b>	<b>0,004</b>					
<i>t-stat</i>	0,38					
<b>gamma</b>	<b>0,008</b>	<b>-0,001</b>				
<i>t-stat</i>	0,72	-1,28				
<b>gamma</b>	<b>0,008</b>	<b>-0,001</b>	<b>0,000</b>			
<i>t-stat</i>	0,69	-0,97	-0,10			
<b>gamma</b>	<b>0,004</b>			<b>0,195</b>		
<i>t-stat</i>	0,39			4,14		
<b>gamma</b>				<b>0,178</b>		
<i>t-stat</i>				3,75		
<b>gamma</b>	<b>0,005</b>				<b>0,008</b>	
<i>t-stat</i>	0,51				1,85	
<b>gamma</b>					<b>0,007</b>	
<i>t-stat</i>					1,64	

<b>EIV-korreksioon</b>		Period		12.1999	02.2002	
	BETA	SIZE	P/B	STDEV	SKEW	
<b>gamma</b>	<b>0,004</b>					
<i>t-stat</i>	0,66					
<b>gamma</b>	<b>-0,001</b>	<b>0,001</b>				
<i>t-stat</i>	-0,09	0,94				
<b>gamma</b>	<b>-0,001</b>	<b>0,003</b>	<b>-0,002</b>			
<i>t-stat</i>	-0,08	1,07	-0,82			
<b>gamma</b>	<b>0,005</b>			<b>-0,027</b>		
<i>t-stat</i>	0,61			-0,21		
<b>gamma</b>	<b>0,005</b>				<b>-0,019</b>	
<i>t-stat</i>	0,84				-1,48	

## VIIDATUD ALLIKAD

1. **Aggarwal, R. Inclan, C, Leal, R.** Volatility in Emerging Stock Markets. - SSRN working papers 2000, 16 p. [www.ssrn.com]. 12.02.2003
2. **Asgharian, H., Hansson, B.** Cross Sectional Analysis of the Swedish Stock Market. - Scandinavian Working Papers in Economics, 2002, 25 p. [http://swopec.hhs.se/lunewp/abs/lunewp2002\_019.htm]
3. **Aydogan, K. Gursoy, G.** P/E and PBV Ratios as Predictors of Stock Returns in Emerging Equity Markets. - Emerging Markets Quarterly, Winter 2000, pp. 60-66.
4. **Barry, C., Goldreyer, E, Lockwood, L., Rodriquez, M.** Robustness of size and Value effects in Emerging Equity Markets, 1985-2000. - SSRN working papers, 2001, 48 p. [www.ssrn.com]. 18.05.2003
5. **Bekaert, G.,** Harvey, C. Emerging Equity Market Volatility. - Journal of Financial Economics, 1997, Vol. 43, pp. 29-77.
6. **Bildik, R., Gülay, G.** The Winners and Losers Effects: Evidence from Istanbul Stock Exchange. - SSRN Working Papers, 2002.
7. **Bilson, C. Brailsford, T., Hooper, V.** Selecting Macroeconomic Variables as Explanatory Factors of Emerging Stock Markets. - SSRN working paper, 2000, 30p. [www.ssrn.com]. 30.07.2003
8. **Campbell, J. Lo A. MacKinlay, C.** The Econometrics of Financial Markets. Princeton: Princeton University Press 1997, 632 p.
9. **Campbell, J.** Asset Pricing at the Millenium, - Journal of Finance, 2000, Vol. 55, pp. 1515-1567.
10. **Carhart, M.** On Persistence In Mutual Fund Performance. - Journal of Finance 1997, Vol. 52, pp. 57-82.

11. **Claessens, S., Dasgupta, S, Glen, J.** The Cross-Section of Stock Returns. Evidence from Emerging Markets. - The World Bank 1995: Policy Research Working Paper 1505, 18 p.
12. **Cochrane, J.** Asset Pricing. Princeton: Princeton University Press 2001, 524 p.
13. **Connor, G., Korajczyk, R.** An Intertemporal Equilibrium Beta Pricing Model. - The Review of Financial Studies, 1989, Vol. 2, Nr. 3, pp. 373-392
14. **Crombez J., Vennet, R.** Exact factor pricing in a European framework. - SSRN Working Papers, Oct. 2000. 18 p.[www.ssrn.com].12.04.2003.
15. **Damodaran, A.** Estimating Risk Parameters. - Academic Homepage. New York University, L. Stern School of Business. [<http://www.stern.nyu.edu/~adamodar>]
16. **Elsas, R., El-Shaer, M.,Theissen, E.** Beta and Returns Revisited - Evidence from the German Stock Market. - SSRN working papers, 2001, 33 p. [www.ssrn.com]. 7.02.2003
17. **Erb, C., Harvey, C., Viskanta, T.** The Making of an Emerging Market. - Emerging Markets Quarterly, Spring 1997, pp. 14-19
18. **Estrada, J.** The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach. - SSRN Working Papers, 2000. [www.ssrn.com].12.04.2003.
19. **Fama, E., MacBeth, J.** Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. - The Journal of Political Economy, Vol. 81, 1973, pp. 607-636.
20. **Fama, E., French, K.** The cross-section of expected stock returns. - Journal of Finance 1992, Vol. 47: 427-465
21. **Fama, E., French, K.,** Multifactor explanations of asset pricing anomalies. - Journal of Finance 1996, Vol. 51, pp. 55-84.
22. **Ferson, W.,** Harvey, C. Conditioning Variables and the Cross-Section of Stock Returns. - Journal of Finance, 1999, Vol. 54, Nr. 4, pp. 1325-1360

23. **Hansson, B., Hördahl, P.** Changing Risk Premia: Evidence form a Small Open Economy. - Scandinavian Journal of Economics, 1997, pp. 335-350.
24. **Hart, J. v.d., Slagter, E, Dijk, D. van.** Stock Selection Strategies in Emerging Markets. Tinbergen Institute Discussion Papers  
[<http://www.tinbergen.nl/discussionpapers/01009.pdf>]
25. **Hahn, J., Lee, H.** An Empirical Investigation of Risk and Return under Capital Market Imperfections. SSRN working papers, 2001, 48 p.  
[[www.ssrn.com](http://www.ssrn.com)].15.04.2003.
26. **Harvey, C.** Predictable Risk and Returns in Emerging Markets. - Review of Financial Studies 1995, pp. 773-816
27. **Harvey, C.** Drivers of Expected Return in International Markets. - Emerging Markets Quarterly, Fall 2000, pp. 32-49.
28. **Harvey. C., Bekaert. G., Erb, C., Viskanta, T.** The Cross-Sectional Determinants of Emerging Equity Market Returns. Quantitative Investing of the Global Markets: Strategies, Tactics, and Advanced Analytical Techniques. Chicago: Glenlake Publishing, 1997, pp. 221-272.
29. **Harvey. C., Bekaert. G., Erb, C., Viskanta, T.** The Behavior of Emerging Market Returns. The Future of Emerging Market Capital Flows. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1998, Ch. 5, pp. 107-173.
30. **Israilevich, G.** Test of the CAPM Without the Unrestricted Short-Selling Assumption. Academic Homepage.  
[<http://home.uchicago.edu/~guille/capmpaper.pdf>] 09.12.2002.
31. **Jagannathan, R., Wang, Z.** The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. Journal of Finance 1996, Vol. 53: 3–53.
32. **Jegadeesh, N., Titman, S.** Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. The Journal of Finance, 1993, Vol. 48., pp. 65-91.

33. **Kan, R., Zhou, G.** Tests of Mean-Variance Spanning. - Toronto: Rotman School of Management, University of Toronto, 2001, 65 p.  
[<http://www.rotman.utoronto.ca/~kan/papers/span5.pdf>]. 12.04.2003.
34. **L'Her J.-F., Suret, J.-M.** Heterogeneous Expectations, Short Sales Regulation and the Risk Return Relationship. - CIRANO Working Papers 1995, 95s-29, 22 p.
35. **Listra, E., Rahu, K.** The efficiency of financial markets: the case of thin market in a transition economy. - Estonia on the threshold of the European Union: financial sector and enterprise restructuring in the changing economic environment. 2001, pp. 161-176.
36. Maaailmapank. Statistika [<http://www.worldbank.com>]
37. **Merton, R.** An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. - *Econometrica*, 1973, Vol. 41, pp. 867-887
38. Morgan Stanley Capital International Inc. Rahvusvaheliste turuindeksite statistika. [<http://www.msci.com>] 05.03.2003.
39. **Olsen, R., Troughton, G.** Are Risk Premium Anomalies Caused by Ambiguity? - *Financial Analyst Journal*, 2000, March/April, Vol. 56(2), pp. 24-31.
40. **Palm, R.** Aktsiaturu tehniline analüüs ja selle kasutamine Eesti näitel. TÜ äriühenduse ja investeringute õppetool, 2001, 97 lk. (bakalaureusetöö)
41. **Ross, S., Roll, R.** On The Cross-Sectional Relation between Expected Returns and Betas. - *Journal of Finance*, 1994, Vol. 49, pp. 101-121.
42. Rootsi Väärtpaberibörs. Statistika [<http://www.omx.se>] 15.07.2003.
43. **Rouwenhorst, G.** Local return factors and turnover in emerging stock markets. - *Journal of Finance*, 1999, vol. 54, pp. 1439-1464.
44. **Sander, P.** Estimating Systematic Risk in Estonian Stock Market. – IV International Scientific Conference. Topical Financial Problems in Transition Economies. Tartu, 9-10 November 2001, pp. 243-253

45. **Schröder, M.** Investment Opportunities in Central and Eastern European Equity Markets. - SSRN working papers, 2002, 24 p. [[www.ssrn.com](http://www.ssrn.com)].09.11.2003.
46. **Serra, A.** The Cross-Sectional Determinants of Returns: Evidence from Emerging Stock Markets' Stocks. - SSRN working papers, 2000, 39 p. [[www.ssrn.com](http://www.ssrn.com)].15.06.2003.
47. **Shanken, J.** On the Estimation of Beta-Pricing Models. - The Review of Financial Studies, 1992, Vol. 5, Nr. 1, pp. 1-33.
48. **Söderlind, P.** Lecture Notes for Empirical Finance. Stockholm School of Economics and CEPR, 2001. 131 p. [<http://home.tiscalinet.ch/paulsoderlind/Courses/OldCourses/APAll.pdf>]
49. **Stulz, R.** Globalization of Equity Markets and the Cost of Capital. – NBER Working Papers, 1999, 68 p., [<http://www.nber.org/papers>] 01.04.2003.
50. **Szirko, O.** Efektiivsete turgude hüpoteesi nõrga vormi testimine Tallinna Väärtpapieribörsil. TÜ ökonomeetria õppetool, 2001, 63 lk. (bakalaureusetöö)
51. Tallinna Börs. Kauplemisstatistika ja ettevõtete aruanded. [<http://www.hex.ee>]. 12.12.2002.
52. Tallinna Börs. TALSE indeksi arvutamise meetoodika [[http://files.hex.ee/oigusaktid/ee\\_bors\\_talse\\_index.pdf](http://files.hex.ee/oigusaktid/ee_bors_talse_index.pdf)].15.06.2003.
53. **Valge, I.** Aktsiaturgude efektiivsuse hindamine Eesti näitel. TÜ ärirahanduse ja investeringute õppetool, 2000, 65 lk. (bakalaureusetöö)

# **THE MARKET EQUILIBRIUM MODELS AND THEIR IMPLEMENTATION ON THE EMERGING STOCK MARKET (on the Estonian stock market data)**

Andrei Haritonov

## Summary

The determination of the risk of an asset and the corresponding risk premium is the crucial point in the calculation of the cost of capital and asset pricing. The present research deals with the first part of that problem, which primarily consist of either looking for certain patterns in their returns or testing of the relation between returns and assumed risk parameters. The validity of the equilibrium between return and risk is assumed, and the task is to find the most probable risk parameters the return variance across the assets is connected to.

The main goal of the research was to determine the most suitable model for a particular emerging stock market through the analysis of different approaches and corresponding assumptions.

In order to achieve the goal the following steps were undertaken:

- 1) identification of primarily used equilibrium models and their theoretical and practical argumentation;
- 2) analysis of different methods of testing and their assumptions
- 3) analysis of the features of the emerging stock markets and the impact on tests, and identifying the restricted set of variables, based on the former researches;
- 4) applying the tests on statistical data and concluding

The research also includes an overview of the methods of defining the risk premiums in emerging stock markets is also provided, while leaving the empirical implementation for succeeding researches.

The first chapter gives an overview of the primarily used linear equilibrium models – classical CAPM and its modifications. Modifying classical CAPM by inclusion of additional risk factors is based on the deviations from theory (often called “anomalies”) found in the real statistical data – the size, value and momentum effects. These effects are mostly motivated by the change of the investment opportunities in the economy, which is found to be particularly topical for emerging stock markets. Chapter includes the consideration of two methods of testing the models: time-series (spanning) and cross-sectional tests. The advantage of the second type (two-step cross-sectional tests) is the possibility to include the parameters of particular asset into the model, e.g. fundamentals, market capitalization or price-to-book value. These tests are still subject to the estimation error of the market risk which can be severe for volatile market data. The time-series tests are preferable if the portfolios of assets are used to model the dynamics of the returns, they do not contain measurement error. Test can be adapted for autocorrelation and heteroskedasticity in the returns, which is typical for less developed markets.

The second part of the research provides the consideration of the features of emerging stock markets. The “emergence” is defined according to the level gross domestic or national product per capita below the certain level, which is found to be directly connected to the stage of development of local financial markets. By the analysis of the former researches the characteristics of emerging stock market were defined, such as high and probably changing volatility of returns due to high macroeconomic and political risks, high expected returns due to higher rate of economic growth, low liquidity of assets, causing the serial correlation in returns

The local risk factors are found to dominate compared to the international ones due to either weak integration into the world market or different industrial pattern of the country. Due to low correlation with the world financial market and restricted number of investable securities, the total volatility (standard deviation of returns) rather than

covariance with the market portfolio can be proper proxy for security risk in emerging market.

The rate and effect of the short selling restriction are still unclear due to very limited research.

The empirical patterns in the returns and corresponding risk parameters of different assets are qualitatively the same, resulting in the size, value and momentum effects. The returns usually do not conform to the normal distribution, showing negative skewness and excess kurtosis, which means the higher probability of extreme (negative) values of returns compared to normal. Some researches detected that greater negative skewness or semi-deviation (the deviation to the left from mean) is compensated above the market beta on emerging markets.

The shorter time-series diminish the power of the tests, above that the use of asymptotic statistics can result in greater rejection of the true hypotheses. As remedy against this feature the bootstrap simulations were conducted for comparison of asymptotic distribution of the test statistics to the empirically derived one.

The empirical part of the work uses the data of Estonian stock market. The data is characterized with short time-series (53 months) as well as narrow cross-section (12 observed assets). The test as in the time-series as in cross-section are conducted.

Due to the ambiguity in the characteristics and the lack of comparisons of different methods in the field of emerging markets statistical data, the of the returns the several modifications of time-series and cross-sectional test are used, aiming to find out the impact of different assumptions on the results. The Maximul Likelihood, Generalized Method of Moments, Weighted Least Squares and error-correction methods were implemented in order to analyse the impact of the autocorrelation and heteroskedasticity in the data as well as errors-in-variables problem on results.

Avoiding the data-mining problem the limited set of risk parameters and benchmark assets was defined based on the consideration of the former researches. It has included local market index, foreign market indices and spread portfolios (*SMB*, *HML* and *WML*) as the spanning frontier portfolios in the time-series, as well as beta, standard deviation,

market capitalization, P/B value, skewness and past returns as risk parameters in the cross-section.

The time-series tests showed up a great commonality in the results among different testing methods, demonstrating that results are not significantly different under different assumptions of the distributional characteristics of the returns. The spread portfolios are found not to capture the difference in the stock returns. The Wald-type tests in time-series data rejected the CAPM model in few asset sorts with the single factor (value-weighted local market index), but the additional portfolios did not improve the results. Some improvement was gained by use of spread portfolio assets with volatile and stable returns, probably implying that the expected returns depend, above the covariance with market, at least partially on the total volatility. Testing the conditional nature of returns of assets and betas with respect of the interest-rate variables, some improvement has been detected compared to unconditional CAPM. The test showed that returns are partially related to the dynamics default and term premium in fixed return market, while the assumption of market beta linear in interest risk variables was not supported.

The consideration of the foreign (Swedish) and worldwide indexes as benchmarks for investors in Estonian securities revealed comparably weak correlation of Estonian market, which was even weaker in the first part of considered period oct. 1997 to nov. 1999, during the fast recession of the market after the crash in falls of 1997. As the former researches showed, the low correlation can be caused by different industrial structures of local and foreign indices. The only barrier for international investing can be the transaction costs for abroad investing, which are twice as higher compared to those of local securities.

The cross-sectional tests, on the contrary, revealed some difference in the results depending on the implemented methods and assumptions. While the estimates for risk premiums are found to be similar, the greater variability in the estimates of the standard errors, and, correspondingly, the statistical significance measured by *t*-statistics is achieved. Accounting for error of measured local market beta as well as for its variability seems to play important role in the calculations.

The comparison of testing methods showed, however, that among considered risk factors the local market beta, standard deviation and, in some few cases, skewness can be proxies for asset riskiness. This conclusion somewhat differs from the patterns in the other emerging markets, where the patterns similar to the developed markets ones were distinguished.

Due to the variability of the results depending on the method and observation period, some deeper research is needed, in order to measure the power of the implemented tests and possible impact of the measurement errors on results.