

# ACTA WASAENSIA

---

No 107  
Kansantaloustiede 7

Petri Kuosmanen

## Riski ja tuotto asuntomarkkinoilla

UNIVERSITAS WASAENSIS  
VAASA 2002

Esitarkastajat    Professori Jouko Ylä-Liedenpohja  
                         Tampereen yliopisto  
                         Kansantaloustieteen laitos  
                         33014 Tampereen yliopisto

Professori Eva Liljeblom  
Svenska handelshögskolan  
Institutionen för finansiell ekonomi och statistik  
PL 479  
00101 Helsinki

## ESIPUHE

Vaikka väitöskirjan tekeminen on usein melko yksinäistä puuhaa, niin useat henkilöt, säätiöt, työyhteisö ja muut tahot vaikuttavat merkittävästi työn edistymiseen. Haluan tässä mainita kiitokseni muutamille työni kannalta merkittävillä tahoille.

Haluan kiittää tutkimuksen esitarkastajia professori Jouko Ylä-Liedenpohjaa ja professori Eva Liljebloimia asiantuntevista kommentteista ja parannusehdotuksista. Professori Seppo Pynnöstä haluan kiittää eri tutkimuspapereista saamistani hyödyllisistä kommentteista ja avartavista näkemyksistä.

Vaasan yliopiston kansantaloustieteen laitoksella on vuosikausia vallinnut oma erityinen tiivis ja hyvä yhteishenki. Tämä on ollut suurelta osin jo vuosia laitoksen kantavina voimina toimineiden Heikki Paarlahden ja Juuso Vatajan ansiota. Heikki Paarlahtea haluan kiittää hienosta ja reilusta työtoveruudesta. Juuso Vatajalla on ollut monipuolinen rooli laitoksen johtajana, kehittäjänä, yhteishengen luojana ja tutkijakolleegana. Luvun 7 pohjana olevan yhteistutkimuksen tekeminen Juuso Vatajan kanssa sujui mukavassa ja kiitettävässä yhteishengessä. Kiitoksen ansaitsevat myös laitoksella aikaisemmin työskennelleet henkilöt ja laitoksen uudet voimat.

Tutkimuksen edistymistä ovat edesauttaneet useat eri säätiöt ja rahastot, joita haluan kiittää. Merkittävän taloudellisen tuen tutkimukselle ovat antaneet *Yrjö Jahnssonin säätiö*, *Osiuspankkiryhmän tutkimussäätiö*, *Jenny ja Antti Wihurin rahasto*, *Kiinteistötalouden instituutti & Kauppalehti*, *Ralf-Erik ja Kirsti Klockarsin rahasto*, *Liikesivistysrahasto* ja *Kauppias Gustav Svanlungin Lahjoitusrahaston Säätiö*.

Haluan kiittää vanhempiani Perttiä ja Sirkkaa kannustuksesta akateemisiin opintoihin. Oman perheen ja sukulaisten tuki ja kiinnostus ovat aina luoneet yhteenkuuluvuuden tunteita. Leenaa haluan kiittää avuliaista kirjastopalveluista - ja tietenkin ennen kaikkia haluan kiittää Leenaa hauskaista ja miellyttävästä yhteiselosta.

Vaasassa lokakuussa 2002

Petri Kuosmanen



**SISÄLLYS**

<b>ESIPUHE</b>	3
<b>ABSTRACT</b>	8
<b>1. TUTKIMUKSEN ESITTELY</b>	9
1.1. KATSAUS TEORIAAN JA TUTKIMUSONGELMIIN	11
1.1.1. Riski ja tuotto	11
1.1.2. Optimaalisen portfolion määritelmä	12
1.1.3. Sijoitushyödykkeiden hinnoittelu CAP-mallin avulla	16
1.1.4. Optimaalisen salkun ratkaisumenetelmien yksinkertaistaminen	18
1.1.4.1. Beeta-kerroin ja kovarianssi–varianssi matriisin yksinkertaistaminen	18
1.1.4.2. Yksinkertaistettu optimaalisen sijoitussalkun laskenta-algoritmi	21
1.1.5. Markkinaindeksit ja muut talouden indikaattorit	22
1.2. TUTKIMUKSESSA KÄYTETTY AINEISTO	23
<b>LÄHTEET</b>	25
<b>2. RISKIN JA TUOTON MITTAAMINEN ASUNTOMARKKINOILLA</b>	26
2.1. JOHDANTO	26
2.1.1. Tutkimusongelma	26
2.1.2. Jakaumien ominaisuudet	27
2.1.2.1. Osakemarkkinat	27
2.1.2.2. Kiinteistömarkkinat	28
2.1.2.3. Riskin mittaaminen	30
2.1.2.4. Tuoton mittaaminen	31
2.2. TUOTTOJEN NORMAALIJAKAUTUNEISUUDEN TESTAUS	32
2.2.1. Tutkittavat sarjat	33
2.2.2. Tulokset	34
2.3. RISKIN MITTAAMINEN	38
2.3.1. Riskimittarit	38
2.3.2. Tulokset	40
2.4. TUOTON MITTAAMINEN	41
2.4.1. Aritmeettinen vs. geometrinen keskiarvo	41
2.4.2. Tulokset	42
2.5. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET	43
<b>LÄHTEET</b>	45
<b>LIITTEET</b>	47
<b>3. CAP-MALLI JA BEETAN ESTIMOINTI ASUNTOMARKKINOILLA</b>	50
3.1. JOHDANTO	50
3.1.1. CAP-malli	51
3.1.2. CAP-mallin soveltaminen	53
3.1.2.1. Osakemarkkinat	53
3.1.2.2. Kiinteistömarkkinat	54
3.2. CAP-MALLIN ESTIMOINNIN ONGELMIA	55
3.2.1. Katsaus ekonometrisiin ongelmiin	55
3.2.2. Markkinaportfolion määrittely	57
3.2.3. Aikasarjojen varianssi	55

## ACTA WASAENSIA

3.2.4. Tutkimuksen metodi ja lähestymistapa	58
<b>3.3. MARKKINAMALLIT</b>	<b>59</b>
3.3.1. Markkinamallien estimointi	59
3.3.2. Markkinamallien tilastolliset ominaisuudet	60
3.3.2.1. Tilastolliset testit	60
3.3.2.2. Testien tulokset	61
<b>3.4. CAP-MALLIT</b>	<b>61</b>
3.4.1. CAP-mallien estimointi	61
3.4.2. CAP-mallien realistisuus	62
<b>3.5. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET</b>	<b>65</b>
<b>LÄHTEET</b>	<b>68</b>
<b>LIITTEET</b>	<b>71</b>
<b>4. PORTFOLIOSIJOITTAMINEN ASUNTOMARKKINOILLA</b>	<b>80</b>
4.1. JOHDANTO	80
4.1.1. Tutkimusongelma	80
4.1.2. Tutkimuksen historiallinen viitekehys	82
4.1.3. Tutkimuksen lähestymistapa	83
4.2. TEHOKKAAN MARKKINASALKUN TEORIA	84
4.3. EMPIIRINEN ANALYYSI	87
4.3.1. Optimaalinen maantieteellinen hajauttaminen	89
4.3.2. Optimaalinen asuntotyypeittäin tapahtuva hajauttaminen	92
4.4. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET	97
<b>LÄHTEET</b>	<b>100</b>
<b>LIITTEET</b>	<b>102</b>
<b>5. ASUNTOSIJOITUSTEN PORTFOLION RATKAISUMENETELMIEN VERTAILU</b>	<b>109</b>
5.1. JOHDANTO	109
5.2. TEORIA	110
5.2.1. Kovarianssi–varianssi -matriisin yksinkertaistaminen	112
5.2.2. Yksinkertaistettu optimaalisen sijoitussalkun laskenta-algoritmi	116
5.2.3. Yksinkertaistettuun algoritmiin liittyviä ongelmia	118
5.2.3.1. Virhetermien riippumattomuus	118
5.2.3.2. Estimointi- ja valintavirhe	119
5.3. ALGORITMIEN EMPIIRINEN VERTAILU	120
5.3.1. Maantieteellinen hajauttaminen	121
5.3.2. Asuntotyypeittäin tapahtuva hajauttaminen	122
5.3.3. Tuloksia vääristävien tekijöiden tarkastelu	124
5.3.3.1. Virhetermien riippumattomuus	124
5.3.3.2. Beeta-kertoimen estimointi	125
5.4. YHTEENVETO	127
<b>LÄHTEET</b>	<b>130</b>
<b>LIITTEET</b>	<b>131</b>
<b>6. ASUNNOT JA OSAKKEET OPTIMAALISESSA PORTFOLIOSSA</b>	<b>135</b>
6.1. JOHDANTO	135
6.1.1. Tutkimuksen ja aineiston esittely	135
6.1.2. Katsaus aikaisempiin tutkimuksiin	137
6.1.2.1. Kiinteistö- ja osaketuottojen välinen korrelaatio	137

# ACTA WASAENSIA

6.1.2.2. Kiinteistöjen osuus optimaalisessa portfolioissa	139
6.2. TEOREETTINEN MALLI	140
6.3. OPTIMAALINEN Sijoitussalkku	142
6.3.1. Aineiston kuvaus	143
6.3.1.1. Pörssin toimialaindeksit	143
6.3.1.2. Asuntomarkkina-aineisto	144
6.3.2. Aikasarjojen tarkastelu	145
6.3.2.1. Inflaatio, kiinteistöt ja osakkeet	145
6.3.2.2. Sijoituskohteiden tuotto ja volatiliteetti	146
6.3.3. Optimaaliset sijoitussalkut	146
6.3.3.1. Osakesalkku	146
6.3.3.2. Asuntomarkkinat ja hajautettu osakeportfolio	147
6.3.3.3. Toimialat ja asuntotyypit optimaalisessa portfolioissa	149
6.4. YHTEENVETO	151
<b>LÄHTEET</b>	155
<b>LIITTEET</b>	158
<b>7. SHOKKIEEN VÄLITTYMINEN ASUNTO- JA OSAKEMARKKINOILLA</b>	162
7.1. JOHDANTO	162
7.2. AIKAISEMMAAT TUTKIMUKSET	163
7.3. TUTKIMUSAINEISTO	165
7.4. EMPIIRINEN ANALYYSI	167
7.4.1. Staattinen analyysi	168
7.4.1.1. Muuttujien korrelaatioanalyysi	168
7.4.1.2. Staattiset useamman muuttujan regressiomallit	172
7.4.2. Dynaaminen analyysi	178
7.4.2.1. Grangerin kausaalisuustestit	178
7.4.2.2. VAR-analyysi	180
7.4.2.2.1. Impulssivasteet	184
7.4.2.2.2. Varianssihajotelmat	190
7.5. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET	192
<b>LÄHTEET</b>	196
<b>LIITTEET</b>	199
<b>8. TUTKIMUKSEN LOPPUSANAT</b>	206
8.1. TUTKIMUKSEN YLEINEN KONTRIBUUTIO	206
8.2. JATKOTUTKIMUKSEN SUUNTA VIIVOJA	207

**ABSTRACT**

Kuosmanen, Petri (2002). Riski ja tuotto asuntomarkkinoilla (Risk and Returns on the Housing Market). *Acta Wasaensia* No. 107, 208 p.

This thesis examines housing as an investment. In this study different aspects of risk, returns and their relationship on the housing market are compared. This study examines the applicability of the Markowitz full covariance model, the efficient frontier method and the CAP-model in analysing the housing market. Although the Markowitz full covariance model provides a general framework for diversified portfolio selection problems, the practical applications of mean-variance analysis have been neglected: portfolios are usually built up as pyramids, layer by layer, and covariances among assets are overlooked during the building process. The question in this study is, what types of flats, situated in which locations, should be included in the portfolio in order to obtain the best possible risk-return relationships in Finland? Elton, Gruber and Padberg (EGP) argued that quadratic programming algorithms are needlessly formalistic. They developed a simplified method, which is based on Sharpe's single index model (SIM). This study examines whether SIM yields the same solution for portfolio problems as that obtained with the exact quadratic programming, when analysing the housing market? This thesis also provides evidence on shock transmission and spillovers in and between the Finnish housing and stock markets.

Capital asset price models usually assume that investment returns are distributed normally; that the mean and variance include all the relevant information for making investment decisions. The results obtained in this study indicate that the assumption of a normal distribution is correct when yearly and quarterly returns are used in housing market analysis. The results also indicated that the assumption of the risk-return relationship is valid with regard to the housing market: systematic market risk is priced as predicted by the CAPM. Further the results showed that the optimal residential types for investment portfolios are one-room flats and flats with three or more rooms. From the geographic perspective, investments should not concentrate on the expanding cities of Southern Finland and the Helsinki area. The optimal portfolio should mainly include flats in Eastern and Northern Finland. According to the results of this study, SIM and EGP algorithms lead to similar housing investment portfolio selections if realistic risk-free interest rates are used. This study showed that although real estate had lower average returns than stock, it often outperformed stocks on a risk-adjusted basis. This research also showed that real estate substantially improved the return-risk trade-offs of diversified stock portfolios. The VAR analysis revealed that inflation and interest rate have negative effects and the GDP a positive effect on stock and housing prices. Granger causality tests showed that one-room flats in the Helsinki area first react to stock market shocks and that spillovers thereafter spread throughout the country.

*Petri Kuosmanen, University of Vaasa, Department of Economics, P.O. Box 700, FIN-65101 Vaasa, Finland.*

**KEYWORDS:** houses, risk and returns, diversification



## 1. TUTKIMUKSEN ESITTELY

Asunnot voivat olla joko kulutus- tai sijoitushyödykkeitä tai molempia yhtäaikaan: taloudenpitäjät voivat hankkia asuntoja oman asumistarpeensa vuoksi tai sijoitusmielessä. Asuntojen sijoitushyödykeominaisuuden vuoksi rationaalisen asunnonostajan on syytä olla tietoinen siitä, miten riskisen ja tuottavan sijoituksen hän on tehnyt, vaikka ei välttämättä aikoisikaan aktiivisesti spekuloida asuntomarkkinoilla. Tavallisen asunnonostajan ja usein myös institutionaalisen sijoittajan on ollut melko vaikeaa arvioida asuntojen merkitystä sijoitusmielessä ja portfolion hajauttamisen kannalta, koska asiaa ei ole oikein totuttu tarkastelemaan tästä näkökulmasta, eikä tutkimustietoa löydy kovinkaan paljoa. Tässä tutkimusprojektissa pyritään analysoimaan asuntosijoitusten sisältämää systemaattista riskiä ja asuntoja osana hajautettua sijoitusportfoliota.

Tutkimuksessa selvitetään sijoitushyödykkeiden analysointiin käytettävien menetelmien avulla asuntoihin liittyvän riskin ja tuoton välistä suhdetta. Käytännössä tämä tarkoittaa tavallisesti osakemarkkinoiden tutkimuksessa käytettyjen analyysimenetelmien soveltamista myös asuntomarkkinoille. Tutkimuksessa selvitetään CAP-mallin soveltuvuutta asuntomarkkinoiden hinnoittelun analysointiin sekä tutkitaan optimaalisen sijoitussalkun ratkaisua sijoitusten beeta-kertoimien ja yksinkertaistettujen algoritmien avulla. Tutkimuksessa ratkaistaan optimaalinen asuntosijoitusten portfolio, kun sijoittajan tavoitteena on maksimoida tuoton ja riskin välinen suhde sijoittamalla asuntoihin eri puolille Suomea ja eri koikiin asuntoihin. Tutkimuksen tavoitteena on myös selvittää asuntosijoitusten merkitystä osana hajautettua osakeportfoliota. Tarkastelua laajennetaan selvittämällä asunto- ja osakemarkkinoiden välisiä vuorovaikutussuhteita ja näiden markkinoiden reagoitua eri makrotaloudellisiin muuttujiin ja shokkeihin.

Portfolioteorian kehittäjä Harry Markowitz (1952; 1959) korosti analyysissään koko sijoitussalkun tuotto-riski -suhteen optimointia: jos osakkeiden hintojen kehitys ei ole täysin yhtenäistä, niin hajauttamalla sijoituksia voidaan tuoton ja riskin välistä suhdetta parantaa. Markowitzin lähtökohtana oli jokaiselle sijoittajalle tuttu normatiivinen ongelma: minkälainen sijoitushyödykkeiden kombinaatio maksimoi tuoton ja riskin välisen suhteen?

Markowitzin laskentamenetelmään liittyvien laajojen matriisien ratkaiseminen oli hyvin työlästä, joten menetelmän käyttöä haluttiin helpottaa. Sharpe (1963) yksinkertaisti matriisin laskentaa yhden indeksin mallin avulla: regressiosta saadun beeta-kertoimen avulla ilmaistiin osakkeiden varianssit ja kovarianssit muiden osakkeiden suhteen. Elton, Gruber & Padberg (1976) puolestaan yksinkertaistivat matriisien ratkaisumenetelmää siinä tapauksessa, kun beeta-kertoimilla on määritelty sijoitushyödykkeiden varianssit ja kovarianssit. Näitä menetelmiä on aikaisemmin sovellettu lähinnä vain osakemarkkinoiden osalta, mutta tässä tutkimuksessa tarkastelu laajennetaan koskemaan myös asuntomarkkinoita.

Markowitzin portfolioteorian pohjalta alettiin kehittämään laajempaa sijoitushyödykkeiden hinnoittelun mallia. Riskin ja tuoton välisen suhteen optimoiva tehokas rintama haluttiin määrittellä kaikkien sijoitushyödykkeiden suhteen (Fama 1968: 33). Kun normatiivista laskenta-algoritmia kehitettiin kohti positiivista teoriaa, piti muodostaa hyvin vahvoja oletuksia sijoittajien käyttäytymisestä ja tavoitteista, aikahorisontista, riskittömästä korosta, verotuksesta ja informaation saatavuudesta. Kun olosuhteet oli määritelty homogeenisiksi ja kaikki sijoittajat samanlaisiksi, voitiin laskea yksi kaikille sijoittajille sopiva optimaalinen sijoitussalkku. Kun talouteen määriteltiin riskitön korko, niin voitiin osoittaa, että kaikki sijoittajat pitävät hallussaan samanlaista riskipitoista markkinasalkkua. Riskinsietokyvyn mukaisesti sijoittajilla on osuus riskitöntä korkoinstrumenttia ja markkinasalkkua. Kuvattua teoreettista mallia kutsutaan CAP-malliksi (Capital Asset Pricing) ja yksittäisten sijoitushyödykkeiden sisältämää markkinariskiä mitataan beeta-kertoimen avulla.

CAP-mallin johdosta rahoitusmarkkinoiden tutkimuksessa alettiin kiinnittämään huomiota yksittäisten sijoitushyödykkeiden herkkyyteen reagoida talouden aggregaattitason muutoksiin. Osakemarkkinoiden osalta markkinariskistä eli systemaattisesta riskikomponentista tuli yksi tärkeimmistä analysoitavista riskitekijöistä, koska yksittäisen sijoitushyödykkeen arvon vaihteluilta voitiin suojautua yksikertaisesti portfoliota hajauttamalla. Sijoittajia kannalta on mielenkiintoista tietää, kuinka yksittäiset sijoitushyödykkeet reagoivat koko markkinoilla tapahtuviin muutoksiin: onko reagointitapa stabiili ajan kuluessa ja saako markkinariskin kantamisesta korvauksen suuremman tuoton muodossa. Tässä tutkimuksessa tarkastelua laajennetaan selvittämällä, miten kansantalouteen kohdistuvat shokit vaikut-

tavat asunto- ja osakemarkkinoille, ja kuinka eri sijoitushyödykkeiden markkinat vaikuttavat toisiinsa.

Tutkimus etenee siten, että luvussa 1 esitellään tutkimusta, selvitetään tutkimuksessa käytettyä teoreettista lähestymistapaa, pohditaan tutkimusongelmia ja esitellään tutkimuksessa käytettyä tilastoaineistoa. Luvussa 2 tarkastellaan riskin ja tuoton mittaamista asuntomarkkinoilla. Luvussa 3 sovelletaan CAP-mallia asuntomarkkinoille. Luvussa 4 optimoidaan Markowitzin määrittelemä optimaalinen asuntosijoitusten portfolio ja asuntosijoitusten portfolion laskennan yksinkertaistamista tarkastellaan luvussa 5. Luvussa 6 tarkastellaan asuntosijoitusten kykyä parantaa osakeportfolioiden tuotto–riski -suhdetta. Raha- ja reaali-taloudellisten shokkien vaikutuksia asunto- ja osakemarkkinoille tarkastellaan luvussa 7. Tutkimuksesta tehdään yleisluonteinen yhteenveto luvussa 8.

## 1.1. KATSAUS TEORIAAN JA TUTKIMUSONGELMIIN

### 1.1.1. Riski ja tuotto

Sijoitushyödykkeiden markkinoilla toimivat sijoittajat yleensä oletetaan riskinkarttajiksi: jotta he suostuisivat pitämään hallussaan riskipitoisia sijoitushyödykkeitä, pitää riskinottamisesta palkita suuremmalla tuotolla jollakin ajanjaksolla. Tätä pidetään yleisperiaatteena, vaikka oikeaa ja yksiselitteistä riskin tai edes tuoton määritelmää ei ole onnistuttu luomaan. Usein riski määritellään sijoitushyödykkeen arvon vaihteluksi tarkastellulla aikavälillä. Riski eroaa epävarmuudesta siten, että riskin realisoituminen voi aiheuttaa taloudellisia menetyksiä riskin kantajalle. Jos ajattelemme tulevaisuuden muistuttavan menneisyyttä, niin menneisyyden tuoton vaihteluilla voidaan yrittää arvioida sijoitushyödykkeen sisältämää riskiä myös tulevaisuudessa. Jos riski määritellään sijoitushyödykkeen keskihajonnaksi, tuottojakaumien pitäisi olla normaalijakautuneita, jotta tuottosarjojen huipukkuutta tai vinoutta ei tarvitsisi huomioida riskianalysissä. Tuotto puolestaan voidaan laskea aritmeettisena tai geometrisena tuottojen keskiarvona vaihdellen sovellettavan sijoitusstrategian perusteella.

Riski voi kohdistua pelkästään tiettyyn sijoitushyödykkeeseen eli kysymyksessä on sijoitushyödykekohtainen riski. Riskiä voidaan tällöin mitata sijoitushyödykkeen menneisyydessä tapahtuneen tuoton vaihtelulla. Portfolioteorian periaatteena on yksittäisiin sijoitushyödykkeisiin liittyvän riskin hajauttaminen, jolloin sijoittajan näkökulmasta yksittäisten sijoitushyödykkeiden arvonvaihtelut menettävät merkitystään. Tehokkaasti hajautetun portfolion riski liittyy koko markkinoiden sisältämään systemaattiseen riskiin. Tällöin ollaan kiinnostuneita siitä, paljonko markkinat heilahtelevat ja kuinka tähän eri sijoitushyödykkeet reagoivat. Sijoittajan kannalta on mielenkiintoista selvittää, saako riskin kantamisesta korvauksen, ja mikä on korvauksen suuruus. Sijoitushyödykkeiden tuottojakaumien muoto sisältää sijoittajille tärkeää tietoa, samoin kuin sijoitushyödykkeiden systemaattisen ja epäsystemaattisen riskin välisen suhteen analysointi. Tuoton mittaamisen osalta on oleellista selvittää, miten aritmeettisen tai geometrisen keskiarvon käyttö vaikuttaa tuloksiin ja muuttaa sijoituskohteiden paremmuusjärjestystä. Tuoton ja riskin mittaamiseen liittyvät kysymykset ovat relevantteja sekä osake- että asuntomarkkinoiden osalta.

### 1.1.2. Optimaalisen portfolion määrittely

Markowitz (1952; 1959) kehitti lähinnä osakemarkkinoita varten menetelmän, jonka avulla voidaan maksimoida sijoitussalkun tuotto suhteessa sen sisältämään riskiin. Tätä teoreettisista lähestymistapaa ja optimointimenetelmää voidaan toki soveltaa myös muihin sijoitushyödykkeisiin, jos sijoittajan ensisijaisena päämääränä on maksimoida koko portfolion tuoton suhde sen keskihajontaan. Sijoittajan maksimointiongelma voidaan tällöin kirjoittaa muodossa

$$(1.1) \quad V = \frac{\bar{R}_p - R_f}{\sigma_p} ,$$

jossa  $\bar{R}_p$  on portfolion odotettu tuotto,  $R_f$  on riskittömän sijoituskohteen tuotto ja  $\sigma_p$  portfolion keskihajonta eli riski. Tavoitefunktion (1.1) osoittajan arvon määrittelee yksittäisten sijoitushyödykkeiden painot ja tuotot sijoitussalkussa. Sijoitusportfolio koostuu yksittäisistä sijoitushyödykkeistä, joihin on sijoitettu osuus  $X_i$  koko salkun arvosta. Tavoitefunktion nimittäjän arvoon vaikuttavat varianssin määrittelymukaisesti sijoitushyödyk-

keen oma vaihtelu eli varianssi, yhteisvaihtelu muiden sijoitushyödykkeiden kanssa eli kovarianssi ja kunkin sijoitushyödykkeen  $X_i$  osuus sijoitussalkussa.. Maksimoitava funktio (1.1) voidaan kirjoittaa muodossa

$$(1.2) \quad V = \frac{\sum_{i=1}^N X_i (\bar{R}_i - R_f)}{\left[ \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N X_i X_j \sigma_{ij} \right]^{1/2}}$$

jossa  $X_i$  kuvaa sijoitushyödykkeen  $i$  osuutta portfolioissa,  $\bar{R}_i$  on sijoitushyödykkeen  $i$  odotettu tuotto,  $\sigma_i^2$  on sijoitushyödykkeen  $i$  varianssi ja  $\sigma_{ij}$  on sijoitushyödykkeiden  $i$  ja  $j$  välinen kovarianssi. Kaikkien sijoitusosuuksien summa on yksi eli maksimointia rajoittaa ehto

$$(1.3) \quad \sum_{i=1}^N X_i = 1 .$$

Sijoitushyödykkeen  $i$  optimaalinen määrä saadaan selville etsimällä maksimoitavan funktion ääriarvo derivaatan avulla. Tällöin optimoituva funktio (1.2) derivoidaan kunkin sijoitushyödykkeeseen  $i$  sijoitettavan osuuden  $X_i$  suhteen, asetetaan derivaatta nolaksi ja ratkaistaan  $X_i$ :n osuus koko portfolioista. Jos sijoitushyödykettä ei saa myydä ennen kun se omistetaan, eli lyhyeksimyynä on kielletty, niin silloin  $X_i$ :n arvo pitää olla positiivinen tai nolla. Kun  $X_i$  saa positiivisen arvon, niin silloin tiedetään, että  $\frac{dV}{dX_i} = 0$ .

Jos taas maksimoitavan funktion sallittu ääriarvo saadaan lyhyeksimyynnin kieltävän rajoitteen vuoksi silloin, kun funktion derivaatta on negatiivinen eli  $\frac{dV}{dX_i} < 0$ , niin tällöin sijoitushyödykkeeseen ei sijoiteta ollenkaan, joten sijoitusosuus on  $X_i = 0$ . Kun sijoitushyödykkeiden lyhyeksimyynä on kielletty, niin maksimoitavan funktion (1.2) derivaatta  $X_i$ :n suhteen on siis

$$(1.4) \quad \frac{dV}{dX_i} \leq 0.$$

Derivaatta voidaan kirjoittaa yhtälöksi lisäämällä apumuuttuja  $M_i$ , jolloin saadaan rajoitetun optimoinnin ensimmäinen Kuhn-Tucker -ehto:

$$(1.5) \quad \frac{dV}{dX_i} + M_i = 0.$$

Kun optimissa  $X_i$ :n arvo on positiivinen, niin silloin maksimoitavan funktion derivaatan arvo on nolla ja  $M_i$ :n arvon pitää olla nolla, jotta ehto (1.5) toteutuisi. Jos taas funktion sallittu maksimi löytyy  $X_i$ :n arvolla nolla, niin funktion derivaatan pitää olla negatiivinen. Tässä tapauksessa  $M_i$ :n pitää olla positiivinen, jotta ehto olisi edelleen voimassa. Toinen Kuhn-Tucker -ehto voidaan siis kirjoittaa muodossa:

$$(1.6) \quad \begin{aligned} \text{jos } X_i > 0, & \text{ niin } M_i = 0 \quad \text{ja} \\ \text{jos } X_i = 0, & \text{ niin } M_i > 0. \end{aligned}$$

Ehdosta seuraa, että

$$(1.7) \quad X_i M_i = 0.$$

Lyhyksimyyntin poissulkevat neljä rajoitetun optimoinnin Kuhn-Tucker -ehtoa voidaan kirjoittaa kompaktissa muodossa siten, että

$$(1.8) \quad \begin{aligned} 1) \quad & \frac{dV}{dX_i} + M_i = 0, \\ 2) \quad & X_i M_i = 0, \\ 3) \quad & X_i \geq 0 \quad \text{ja} \\ 4) \quad & M_i \geq 0. \end{aligned}$$

Kun optimoidaan portfolioon sisällytettäviä sijoitushyödykkeitä, niin sijoitusten osuuksien selville saamiseksi maksimointiongelma (1.2) on derivoitava kaikkien sijoitushyödykkeiden  $X_1, X_2, X_3, \dots, X_N$  osuuksien suhteen ja saadut derivaatat on asetettava nolliksi eli

$$(1.9) \quad \frac{dV}{dX_1} = 0 \quad ,$$

$$\frac{dV}{dX_2} = 0 \quad ,$$

$$\frac{dV}{dX_3} = 0 \quad \text{ja viimeisen sijoitushyödykkeen } N \text{ suhteen derivaatta on}$$

$$\frac{dV}{dX_N} = 0 \quad .$$

Koko sijoitussalkun optimointiongelman ratkaisu löydetään ratkaisemalla derivoinnista (1.9) saatava yhtälöryhmä (ks. esim. Elton & Gruber 1995: 111–113). Käyttämällä merkintää  $Z_i = \lambda X_i$ , jossa  $\lambda$  on vakio, ratkaistava yhtälöryhmä (1.9) saadaan muotoon

$$(1.10) \quad \bar{R}_1 - R_f = Z_1\sigma_1^2 + Z_2\sigma_{12} + Z_3\sigma_{13} + \dots + Z_N\sigma_{1N}$$

$$\bar{R}_2 - R_f = Z_1\sigma_{12} + Z_2\sigma_2^2 + Z_3\sigma_{23} + \dots + Z_N\sigma_{2N}$$

$$\bar{R}_3 - R_f = Z_1\sigma_{13} + Z_2\sigma_{23} + Z_3\sigma_3^2 + \dots + Z_N\sigma_{3N}$$

ja viimeisen sijoitushyödykkeen  $N$  osalta yhtälö on

$$\bar{R}_N - R_f = Z_1\sigma_{1N} + Z_2\sigma_{2N} + Z_3\sigma_{3N} + \dots + Z_N\sigma_N^2 \quad .$$

Matriisissa (1.10) olevat  $Z_i$ :n arvot ovat siis suhteessa optimaaliseen sijoitettavaan määrään, josta kuhunkin sijoituskohteeseen sijoitettava määrä saadaan kaavalla

$$(1.11) \quad X_i = \frac{Z_i}{\sum_{i=1}^N Z_i} \quad .$$

Markowitzin esittelemän algoritmin käytännön sovellutuksiin liittyvänä vaikeutena on sijoitushyödykkeiden odotusarvojen määrittely. Mallissa sijoittaja ennakoi tulevaisuuden tuottoa ja riskiä, mutta käytännössä tulevaisuutta usein joudutaan approksimoimaan menneisyyden avulla. Tällöin optimoinnin tuloksena on menneisyyden optimaalinen sijoitussalkku. Varsinkin lyhyellä aikavälillä suoritetuissa optimoinneissa tämä saattaa osoittautua ongelmalliseksi ja harhaanjohtavaksi jo pelkästään satunnaisvaihtelujen vuoksi. Lisäksi voidaan todeta, että asuntomarkkinoilla sijoitushyödykkeisiin liittyy paljon muitakin sijoitushyödykkeiden riskisyyteen liittyviä ominaisuuksia kuin arvon vaihtelut. Esimerkiksi asuntojen kaupankäyntiin, hallintointiin ja kunnostukseen liittyvät kustannukset ja epävarmuustekijät saattavat olla paljon ratkaisevampia ja merkittävämpiä kiinteistösijoitusten osalta kuin niiden arvon vaihteluun liittyvä epävarmuus. Tästä huolimatta tuotto–riski -suhteen maksimointi tarjoaa mielenkiintoisen ja hyödyllisen näkökulman myös kiinteistösijoitusten hajauttamisen suunnitteluun. Tutkimuksessa halutaan myös selvittää asuntosijoitusten merkitystä osana hajautettua osakeportfoliota: voidaanko asuntosijoitusten avulla parantaa osakesijoitusten tuotto–riski -suhdetta.

### 1.1.3. Sijoitushyödykkeiden hinnoittelu CAP-mallin avulla

Jos oletamme, että kaikki sijoittajat ovat täysin samanlaisia markkinavoiman, valittavien sijoitushyödykkeiden, informaation, sijoitusperiodin ja verotuksen suhteen, niin silloin sijoittajat kollektiivisesti kohtaavat samanlaisen Markowitzin esittämän optimointiongelman (ks. esim. Copeland & Weston 1988: 195–198). Kun he tällöin ratkaisevat optimaalisen sijoitussalkun sisällön, niin kaikki lopulta päätyvät samansisältöiseen riskisiä sijoitushyödykkeitä sisältävään markkinasalkkuun. Koska kaikki sijoitushyödykkeet on oltava jonkun hallussa, niin jokaisen identtisen sijoittajan täytyy pitää sama osuus salkussaan kaikkia mahdollisia riskisiä sijoitushyödykkeitä (Fama 1968). Jos sijoittajilla on täysin hajautetut salkut, niin yksittäisen sijoitushyödykkeen arvon vaihteluilla ei ole merkitystä, koska optimaalisessa salkussa vaihtelua kompensoi toisten sijoitushyödykkeiden arvon kehitys. Salkku ei enää sisällä sijoitushyödykekohtaista riskiä, vaan ainoa riskitekijä on koko markkinoiden vaihtelut. Kukin sijoitushyödyke reagoi koko markkinoiden vaihteluihin tietyllä tavalla, jota mitataan sijoitushyödykkeiden beeta-kertoimella.



Koska koko markkinoiden riskisyyttä ei voida poistaa hajauttamalla, niin suuremman markkinariskin sisältävien sijoitusyödykkeiden pitää tuottaa suurempi tuotto, jotta sijoittajat suostuvat pitämään niitä hallussaan. Sijoitusyödykkeiden hinnoittelu on tällöin suhteessa riskittömään korkotasoon, joka määrittelee sijoituksen alimman odotetun tuoton. Sijoitusyödykkeiden sisältämä markkinariski määrittelee tuoton, jolla sijoittajat suostuvat pitämään hallussaan kutakin sijoitusyödykettä. Jotta sijoitusyödyke tulisi valituksi laajasti hajautettuun optimaaliseen portfolioon, markkinariskin ja tuoton pitää olla lineaarisessa suhteessa toisiinsa. Sijoitusyödykkeen  $i$  odotettu tuotto voidaan lausua muodossa

$$(1.12) \quad E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_M) - R_f] ,$$

jossa  $E(R_i)$  on sijoitusyödykkeen  $i$  odotettu tuotto,  $R_f$  on riskittömän sijoitusyödykkeen tuotto,  $E(R_M)$  on odotettu markkinatuotto ja  $\beta_i$  on sijoitusyödykkeen  $i$  systemaattinen riskitekijä. CAP-mallin empiirinen vastine saadaan korvaamalla odotusarvot havaintoarvoilla, jolloin malli voidaan kirjoittaa muodossa

$$(1.13) \quad R_{it} = R_f + \beta_i (R_{Mt} - R_f) + \varepsilon_{it} ,$$

jossa  $R_{it}$  on sijoitusyödykkeen  $i$  tuotto hetkellä  $t$ ,  $R_f$  on riskittömän sijoitusyödykkeen tuotto,  $\beta_i$  on sijoitusyödykkeen  $i$  riski,  $R_{Mt}$  on markkinatuotto ja  $\varepsilon_{it}$  on sijoitusyödykkeen epäsystemaattista riskiä kuvaava satunnaistermi. Jotta CAP-malli olisi voimassa, niin markkinatuottoa pitäisi kuvata sellaisella indeksillä, jossa olisi mukana kaikki mahdolliset sijoitusyödykkeet. CAP-mallin estimointeja on suoritettu lähinnä vain osakemarkkinoiden osalta, jolloin markkinaindeksinä on käytetty jotakin yleisesti hyväksyttyä koko osakemarkkinoiden kehitystä kuvaavaa indeksiä. Kun sopiva markkinaindeksi on löydetty, niin beeta-kerroin voidaan estimoida pitkittäisregressiona markkinamallilla

$$(1.14) \quad R_{it} = a_i + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it} .$$

Vaikka CAP-malli sisältää kaikenlaisten sijoitusyödykkeiden hinnoittelun, niin sitä yleensä on testattu vain osakemarkkinoiden osalta. Teorian mukaisesti suoritettu CAP-

mallin empiirinen testaaminen on kuitenkin mahdotonta, koska emme tunne todellista kaikkia sijoitushyödykkeet sisältävää markkinasalkkua (Roll 1977). Mallin testaaminen voidaan kyseenalaistaa siinäkin mielessä, että jo etukäteen tiedetään varmuudella, ettei kaikilla sijoittajilla ole hallussaan samanlaista optimaalista markkinasalkkua. Toisaalta CAP-mallin toimivuuden kannalta on oleellista se, hinnoittelevatko kurssitason määräytymisen kannalta merkittävämät sijoittajat arvopaperit niiden sisältämän markkinariskin avulla. CAP-mallin testaamisessa on ollut pitkälti kyse myös käytetyn markkinaindeksin keskiarvo–varianssi -tehokkuuden testaamisesta.

CAP-mallin merkitys ei välttämättä tule sen realistisen teoreettisen kuvauksen ansiosta, vaan lähinnä sen empiirisen sovellusten kautta: tutkimuksessa on kiinnitetty paljon huomiota sijoitushyödykkeiden sisältämään systemaattiseen riskiin ja sen hinnoitteluun markkinoilla. Vaikka markkinariski ei ole välttämättä ainoa sijoitushyödykkeiden tuottoja selittävä tekijä, niin sillä voi olla merkitystä jollakin aikavälillä. Markkinariskiä karttava sijoittaja ainakin haluaa tietää sijoituskohteiden systemaattisen riskin määrän voidakseen välttää sitä, vaikka systemaattista riskiä ei hinnoteltaisi markkinoilla täysin CAP-mallin esittämällä tavalla. Sijoittajia voi myös kiinnostaa tietää, pysyykö sijoitushyödykkeiden systemaattinen riski vakiona ja saako tämän riskin kantamisesta korkeampaa tuottoa. Nämä samat kysymykset ovat relevantteja toimittaessa sekä osake- että asuntomarkkinoilla.

#### **1.1.4. Optimaalisen salkun ratkaisumenetelmien yksinkertaistaminen**

##### **1.1.4.1. Beeta-kerroin ja kovarianssi–varianssi -matriisin yksinkertaistaminen**

Vaikka CAP-mallin empiirisen testaamisen mielekkyys voidaan helposti kyseenalaistaa, niin on tärkeää muistaa, ettei CAP-malli ja beeta-kerroin ole sama asia. Beeta-kertoimella on paljon muitakin tehtäviä ja hyödyllisiä ominaisuuksia kuin toimia osana CAP-mallia. (ks. Grinold 1993; Grundy & Malkiel 1996). Beeta-kerroin alunperin kehitettiin yksinkertaistamaan Markowitzin esittelemän optimointialgoritmien laskentaa ja helpottamaan kovarianssi–varianssi -matriisin ennustamista.

Beeta-kertoimen avulla sijoitushyödykkeiden tuoton kehittyminen voidaan jakaa kahteen komponenttiin: sijoitushyödykkeen tuotto riippuu toisaalta siitä, miten hyvin markkinat kokonaisuudessaan kehittyvät ja toisaalta siitä, miten hyvin sijoituskohde menestyy markkinoiden tilasta riippumatta. Jaottelu suoritetaan estimoimalla empiirisellä aineistolla yhden indeksin malli

$$(1.15) \quad R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it},$$

jossa  $R_{it}$  on sijoitushyödykkeen  $i$  tuotto hetkellä  $t$ ,  $\alpha_i$  on estimoitava vakio,  $R_{mt}$  on markkinatuotto,  $\beta_i$  on estimoitava sijoitushyödykkeen  $i$  systemaattinen riski ja  $e_{it}$  on estimoinnin virhetermi. Termit  $\alpha_i$  ja  $e_{it}$  kuvaavat markkinoista riippumatonta ja niiden vaihteluihin reagoimatonta osuutta tuotosta. Jos yhden indeksin mallin avulla voidaan kuvata tuottojen kehitystä, niin sijoitushyödykkeen varianssi ja kovarianssi voidaan lausua muodossa

$$(1.16) \quad \sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2 \quad \text{ja}$$

$$(1.17) \quad \sigma_{ij} = \beta_i \beta_j \sigma_m^2,$$

jossa  $\sigma_i^2$  on sijoitushyödykkeen  $i$  varianssi,  $\sigma_{ij}$  on sijoitushyödykkeiden  $i$  ja  $j$  välinen kovarianssi,  $\sigma_m^2$  on markkinatuoton varianssi ja  $\sigma_{e_i}^2$  on yhden indeksin mallin residuaalin varianssi. Kaikkien kovarianssi- ja varianssitermien erikseen laskemisen sijaan siis riittää, että lasketaan sopivan markkinaindeksin avulla sijoitushyödykkeille niiden beeta-kertoimet. Kun sijoitushyödykkeiden varianssit ja kovarianssit on ilmaistu beeta-kertoimen avulla, matriisi (1.10) voidaan lausua muodossa

$$(1.18) \quad \begin{aligned} \bar{R}_1 - R_f &= Z_1(\beta_1^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e1}^2) + Z_2(\beta_1 \beta_2 \sigma_m^2) + Z_3(\beta_1 \beta_3 \sigma_m^2) + \dots + Z_N(\beta_1 \beta_N \sigma_m^2) \\ \bar{R}_2 - R_f &= Z_1(\beta_1 \beta_2 \sigma_m^2) + Z_2(\beta_2^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e2}^2) + Z_3(\beta_2 \beta_3 \sigma_m^2) + \dots + Z_N(\beta_2 \beta_N \sigma_m^2) \\ \bar{R}_3 - R_f &= Z_1(\beta_1 \beta_3 \sigma_m^2) + Z_2(\beta_2 \beta_3 \sigma_m^2) + Z_3(\beta_3^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e3}^2) + \dots + Z_N(\beta_3 \beta_N \sigma_m^2) \end{aligned}$$

ja viimeisen sijoitusyhödykkeen N osalta yhtälö on

$$\bar{R}_N - R_f = Z_1(\beta_1 \beta_N \sigma_m^2) + Z_2(\beta_2 \beta_N \sigma_m^2) + Z_3(\beta_3 \beta_N \sigma_m^2) + \dots + Z_N(\beta_N^2 \sigma_m^2 + \sigma_{eN}^2).$$

Yhden indeksin mallin virhetermit ovat usein positiivisesti korreloituneita, koska yhdellä markkinaindeksillä ei aina kyetä selittämään kaikkia sijoitusyhödykkeiden tuottoja, vaan tuottojen kehitykseen vaikuttavat markkinatuoton lisäksi erilaiset alakohtaiset tekijät. Tällöin positiivinen tai negatiivinen virhetermien korrelaatio antaa väärän kuvan yksittäisten sijoituskohteiden sisältämästä systemaattisesta riskistä ja koko sijoitussalkun varianssista. Kaavasta (1.19) nähdään, että portfolion varianssia kuvaavan kaavan viimeisen termin huomiotta jättäminen vääristää salkun todellista riskisyyttä, jos yhden indeksin mallin virhetermit eivät ole riippumattomia.

$$(1.19) \quad \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_{e_i}^2 + \left[ \sum_{i=1}^N X_i \beta_i \right]^2 \sigma_m^2 + \sum_{i=1, i \neq j}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \text{Cov}(e_i, e_j).$$

Sijoitusyhödykkeet voidaan koota salkuiksi, jolloin yksittäisten sijoitusyhödykkeiden yhden indeksin mallissa saadut virhetermit voivat kumoutua tai ainakin niiden merkitys yleensä pienentyy. Tällöin voidaan kysyä sekä osake- että asuntomarkkinoiden osalta, kuinka paljon sijoitusyhödykkeiden aikasarjoja pitää aggregoida, jotta beeta-kertoimella voidaan luotettavasti kuvata ja ennustaa optimaalisen salkun ratkaisussa tarvittavaa sijoitusyhödykkeiden kovarianssi-varienssi-matriisia.

### 1.1.4.2. Yksinkertaistettu optimaalisen sijoitussalkun laskenta-algoritmi

Elton, Gruber & Padberg (1976) esittivät yksinkertaisen menetelmän matriisiin (1.18) ratkaisemiseksi. Sijoitushyödykkeeseen sijoitettava osuus saadaan kaavan (1.20) avulla, kun huomioidaan, että  $Z_i = \lambda X_i$ . Kun lyhyeksi myyntiä ei ole sallittu, niin kaavan (1.20) sulkulausekkeen arvon pitää olla Kuhn-Tucker -ehtojen mukaisesti positiivinen, jotta sijoitushyödyke sisällytettäisiin sijoitusportfolioon. Jotta sulkulauseke olisi positiivinen, niin  $C^*$ :n pitää olla pienempi kuin yksittäisen sijoitushyödykkeen riskikorjattu tuotto. Sulkulauseessa verrataan yksittäisen sijoitushyödykkeen riskikorjattua tuottoa sellaisen salkun riskikorjattuun tuottoon, jossa sijoitushyödyke on mukana: jos sijoitushyödyke salkussa pienentää riskikorjattua tuottoa, niin se sisällytetään salkkuun.

Kun sijoitushyödykkeet on asetettu paremmuusjärjestykseen, niin  $C^*$ :n arvo määritellään lyhyeksi myynnin kiellon tapauksessa sellaiseksi, että sulkulauseke ja  $Z_i$ :n arvo pysyy positiivisena.  $Z_i$ :n arvo ei voi olla negatiivinen, jos sijoitushyödykkeiden lyhyeksi myyminen on kielletty eli sijoitushyödykkeitä ei saa myydä, ellei niitä omisteta. Jos lyhyeksi myyminen on sallittua, niin sijoitushyödykkeet sisältyvät salkkuun joko pitkänä positiona tai lyhyeksi myytyinä.

$$(1.20) \quad Z_i = \frac{\beta_i}{\sigma_{ei}^2} \left[ \frac{\bar{R}_i - R_f}{\beta_i} - C^* \right]$$

$$(1.21) \quad C^* = \frac{\sigma_m^2 \sum_{j=1}^N \frac{(\bar{R}_j - R_f) \beta_j}{\sigma_{ej}^2}}{1 + \sigma_m^2 \sum_{j=1}^N \frac{\beta_j^2}{\sigma_{ej}^2}}$$

Yhtälöstä (1.20) havaitaan, että salkkuun sisällytettävien sijoitushyödykkeiden lukumäärä ja sijoitushyödykkeen osuus koko salkusta riippuu  $C^*$ :n arvosta. Jos sulussa oleva lauseke on nolla, niin sijoitushyödykkeeseen  $i$  sijoitettava osuus on nolla; jos sulkulauseke on ne-

gatiivinen ja lyhyeksi myynnin mahdollisuus on suljettu pois, niin myös sijoitushyödykkeeseen sijoitettava osuus on nollla. Sijoitushyödykkeeseen sijoitettava osuus  $X_i$  on suhteessa  $Z_i$ :n kanssa kaavan (1.11) osoittamassa suhteessa.

Empiirisesti on mielenkiintoista tutkia, päädyttäänkö kaavoissa (1.20)–(1.21) esitetyllä menetelmällä samanlaiseen optimaaliseen sijoitussalkkuun kuin laskemalla koko Markowitzin kovarianssi–varianssi –matriisi (1.10). Kaavan (1.20) esittämä laskutoimitus on portfolioiden hoitajien melko helppo suorittaa, koska sen käyttö pohjautuu intuitiivisesti helppotajuiseen beeta-kertoimen soveltamiseen. Tutkimuksessa empiirisen aineiston avulla selvitetään Elton, Gruber & Padbergin (1976) esittelemän algoritmin soveltuvuutta ratkaista asuntomarkkinoiden optimaalinen sijoitusportfolio.

#### 1.1.5. Markkinaindeksit ja muut talouden indikaattorit

Yhden indeksin mallin estimoiminen perustuu relevantin markkinaindeksin käyttämiseen: jos markkinaindeksi ei kykene selittämään sijoitushyödykkeiden hintojen vaihteluja, niin voidaan todeta, ettei käytetty indeksi ollut tehokas. Osake- ja asuntomarkkinoita analysoidessa voidaan tutkia useita eri indeksejä tehokkaan markkinaindeksin löytämiseksi. Sijoitushyödykkeiden systemaattisia tuottoja halutaan siis selittää markkinoiden tilaa ja kehitystä kuvaavilla indekseillä. Tällöin voidaan tietenkin myös kysyä, mitkä tekijät puolestaan vaikuttavat markkinoiden tilaan ja sitä kuvaaviin markkinaindekseihin. Väitöskirjan lopuksi tutkitaan sekä asunto- että osakemarkkinoiden välisiä vuorovaikutussuhteita sekä muiden makrotaloudellisten muuttujien, kuten korkotason, bruttokansantuotteen ja inflaation, vaikutuksia asunto- ja osakemarkkinoille.

VAR-analyysi tarjoaa joustavan lähestymistavan eri muuttujien dynaamisten vuorovaikutussuhteiden selvittämiseksi olettamatta jotain tiettyä makrotaloudellista mallia. Menetelmän avulla voidaan tutkia erilaisten shokkien vaikutuksia ja etenemistä eri kansantalouden lohkoilla: menetelmän avulla osake- ja asuntomarkkinaindeksit saadaan liitettyä laajempaan kansantaloudelliseen kontekstiin. Viimeisessä osiossa pyritään myös selvittämään eri shokkien vaikutuksia asuntomarkkinoihin maantieteellisen ja asuntotyypikohtaisen

jaottelun pohjalta sekä tutkimaan shokkien kohdistumista osakemarkkinoihin toimialakohtaisen jaottelun pohjalta.

## 1.2. TUTKIMUKSESSA KÄYTETTY AINEISTO

Asuntomarkkinoiden osalta tutkimuksessa käytetään Tilastokeskuksen kokoamia vuosi- ja neljännesvuosihavaintoja. Paikkakuntaakohtaiset vuosihavaintojen sarjat oli saatavilla vuodesta 1970 lähtien ja neljännesvuosihavaintojen sarjat vuodesta 1983. Tutkimuksessa tarkastellaan myös paikkakunnittain yksidiöiden, kaksidiöiden ja suurempien perheasuntojen keskihintojen kehitystä vuodesta 1985. Aluksi tarkastelussa on mukana 15 eri kaupunkia, kaupungin osaa ja aluetta (liite 2.1), mutta tutkimuksen myöhemmässä vaiheessa jätetään kahden kaupungin asuntojen hintasarjat (Kouvola ja Pori) tarkastelun ulkopuolelle puuttuvien havaintojen vuoksi ja kahden alueen aggregoidut sarjat (Helsinki ja pääkaupunkiseutu) korvataan tarkemmin jaotelluilla sarjoilla.

Osakemarkkinoiden osalta tutkimuksessa käytetään HEXin kokoamia toimialaindeksejä, joita on kerätty vuodesta 1987 lähtien. Alkuperäisen jaottelun mukaan Helsingin pörssi oli jaettu seitsemään toimialaan: 1) *pankit ja rahoitus*, 2) *vakuutus*, 3) *muut palvelut*, 4) *metalliteollisuus*, 5) *metsäteollisuus*, 6) *monialayritykset* ja 7) *muu teollisuus*. Tutkimuksessa näistä toimialoista 'muut palvelut' jätetään pois sarjan luonteessa ja volatilitetissä tapahtuneen suuren muutoksen vuoksi. Suomen talouden rakennemuutos on aiheuttanut sen, ettei HEXin käyttämä vanha toimialajaottelu vastaa kovin hyvin nykyistä pörssin rakennetta. Pörssi on muuttunut toimialajaotteluun, mutta saatavilla olevat aikasarjat ovat liian lyhyitä tässä tutkimuksessa käytettäviksi, joten tutkimuksessa tyydytään käyttämään vanhaa toimialaluokitusta. Osakeindeksien havainnot on saatu laskemalla neljännesvuoden keskiarvot.

Tutkimuksessa käytetään hintaindeksejä sekä asunto- että osakemarkkinoiden osalta. Tällöin joudutaan oletamaan, että hintaindeksit approksimoivat riittävän hyvin tuottoindeksejä. Osakemarkkinoiden eri toimialoista olisi ollut saatavilla HEXin laskemat tuottoindeksit

vuodesta 1991, mutta asuntomarkkinoiden osalta riittävän pitkältä ajalta kattavien ja luotettavien tuottoindeksien saaminen osoittautui hyvin vaikeaksi. Tämän vuoksi tarkasteltavien sijoitushyödykkeiden käteiskomponenttien, vuokratuottojen ja osinkojen, merkitystä ja mahdollisia vääristäviä vaikutuksia joudutaan pohtimaan erikseen.

Koko markkinoiden tilaa kuvaavina markkinaindekseinä tutkimuksessa käytetään HEX-yleisindeksiä ja asuntomarkkinoiden osalta Tilastokeskuksen laskemaa asuntojen hintaindeksiä. Korkomarkkinoiden tilaa vuosina 1987–2000 kuvattiin 3 kuukauden Helibor-korolla vuoden 1998 loppuun asti ja vuodesta 1999 lähtien käytettiin vastaavaa Euribor-korkoa. Inflaatiota mitattiin Tilastokeskuksen laskemalla elinkustannusindeksillä ja bruttokansantuotetta kausitasoitettulla neljännesvuosisarjalla. Korko- ja inflaatiiosarjojen havainnot saatiin laskemalla neljännesvuosittaiset keskiarvot.



## LÄHTEET

- Copeland, T.E. & J.F. Weston (1988). *Financial Theory and Corporate Policy*. 3. painos. Reading jne.: Addison-Wesley Publishing Company.
- Elton, J.E., M.J. Gruber & M.W. Padberg (1976). Simple criteria for optimal portfolio selection. *Journal of Finance* 31, 1341–1357.
- Elton, J.E. & M.J. Gruber (1995). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 5. painos. New York jne.: John Wiley & Sons.
- Fama, E.F. (1968). Risk, return, and equilibrium: some clarifying comments. *Journal of Finance* 23, 29–40.
- Grinold, R.C. (1993). Is beta dead again? *Financial Analysts Journal* (July–August), 28–34.
- Grundy, K. & B.G. Malkiel (1996). Reports of beta's death have been greatly exaggerated. *Journal of Portfolio Management* (Spring), 36–44.
- Markowitz, H.M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance* 7, 77–91.
- Markowitz, H.M. (1959). *Portfolio Selection*. New Haven: Yale University Press.
- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory tests, part 1: on the past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics* 4:2, 129–176.
- Sharpe, W.F. (1963). A simplified model of portfolio analysis. *Management Science* 9:1, 277–293.

## 2. RISKIN JA TUOTON MITTAAMINEN ASUNTOMARKKINOILLA

Tutkimuksen luvussa 2 selvitetään riskin ja tuoton mittaamisen ongelmia asuntomarkkinoiden näkökulmasta. Riskin osalta vertaillaan systemaattisen ja epäsystemaattisen riskin välistä suhdetta ja selvitetään tuoton laskemista aritmeettisen ja geometrisen keskiarvon avulla. Tässä luvussa myös tutkitaan, voidaanko asuntosijoitusten riskin ja tuoton arvioinnissa soveltaa oletusta tuottojen normaalijakautuneisuudesta vai pitääkö analyysissä ottaa huomioon aikasarjojen huipukkuus tai vinous.

### 2.1. JOHDANTO

#### 2.1.1. Tutkimusongelma

Sijoitushyödykkeiden tutkimuksessa tuoton ja riskin mittaaminen ja niiden välisen suhteen selvittäminen ovat keskeisiä ongelmia. Tavallisesti oletetaan, että sijoittajat ovat riskinkarttasia ja he vaativat sitä suurempaa tuottoa mitä riskisempi sijoitushyödyke on kyseessä. Riskin ja tuoton mittaamisen ongelmiin on aikaisemmin kiinnitetty huomiota lähinnä vain osakemarkkinoiden osalta, vaikka sijoitushyödykkeiden hinnoittelun teorian mukaan riskin ja tuoton välisen suhteen hinnoittelun pitäisi koskea kaikkia sijoitushyödykkeitä (Fama 1968: 33). Sijoittajat joutuvat arvioimaan sekä yksittäisiin sijoituskohteisiin että koko talouteen liittyvän riskin suuruutta ja merkitystä. Sijoittajia pitäisi kiinnostaa erityisesti koko markkinoihin liittyvän systemaattisen riskin hinnoittelu, koska sitä ei voida poistaa sijoituksia hajauttamalla.

Tässä luvussa tutkitaan tuottosarjojen jakaumia, riskien ja tuottojen eri mittareita ja niiden ominaisuuksia sovellettuna kerrostaloasuntojen hintasarjoihin. Koska omakoti- ja rivitaloasunnot ovat melko heterogeenisiä sijoitushyödykkeitä, eikä näistä ole saatavilla luotettavia hintasarjoja, niitä ei tässä yhteydessä tarkastella. Tuottosarjojen jakaumaominaisuudet tutkitaan, koska useimmat portfolioteorian sovellukset olettavat tuottosarjojen olevan normaalijakautuneita: sijoituspäätökset voidaan tehdä tuottojakauman keskiarvon ja varians-

sin perusteella. Jos tuottojakaumat ei ole jakautunut normaalijakauman mukaisesti, sijoituspäätöksiin saattavat vaikuttaa myös jakaumien vinous (skewness) ja huipukkuus (kurtosis). Myös useat tilastolliset testit perustuvat normaalijakaumaoletukseen.

Tutkimus etenee siten, että luvussa 2.1 esitellään tutkimusongelmia ja tarkastellaan aikaisempia tutkimustuloksia tämän tutkimuksen näkökulmasta. Luvussa 2.2 tutkitaan asuntojen hintasarjojen jakaumaominaisuuksia ja luvussa 2.3 esitellään eri tapoja mitata sijoitushyödykkeen riskisyyttä ja vertaillaan eri riskimittarien antamia tuloksia asuntomarkkinoiden osalta. Luvussa 2.4 vastaavasti vertaillaan eri tuottomittarien antamia tuloksia sekä tutkitaan riski- ja tuottomittarien välistä suhdetta asuntosijoituksiin sovellettuna. Lopuksi luvussa 2.5 suoritetaan yhteenveto saaduista tutkimustuloksista.

## **2.1.2. Jakaumien ominaisuudet**

### **2.1.2.1. Osakemarkkinat**

Osakemarkkinoilla yksittäisten osakkeiden aikasarjojen on usein havaittu olevan vinoja, mutta jo muutaman osakkeen sisältämän salkun tuottojakauman on tavallisesti voitu todeta olevan normaalisti jakautunut. Koska sijoitushyödykkeen suurin mahdollinen tappio on 100 %, mutta suurin mahdollinen voitto voi olla yli tämän, ajatellaan tavallisesti, että tuottojakaumat ovat oikealle vinoja mitattaessa tuottoja pitkällä aika- ja havaintovälillä; lyhyellä havaintovälillä mitattujen tuottojen, esimerkiksi päivätuottojen, jakauman pitäisi muistuttaa helpommin normaalijakaumaa (Brealey & Myers 1991: 156). Käytännössä on havaittu, että varsinkin osakesalkkujen tuottojakaumat voivat olla myös vasemmalle vinoja: osakemarkkinoilla hinnat voivat tippua romahdusmaisesti, mutta kaikkien osakkeiden hinnat eivät todennäköisesti räjähdä yllättäen ylöspäin.

Frennberg & Hansson (1993) havaitsivat kuukausiaineistolla Ruotsissa käytettävän osakeindeksin (affärsvärldens generalindex) olevan sekä huipukas että vasemmalle vino: havainnot ovat joko kaukana keskiarvosta tai hyvin lähellä sitä; äärituotot ovat todennäköisemmin negatiivisia kuin positiivisia. Knif & Sandås (1989a) havaitsivat Suomen osakemark-

kinoilla logaritmitransformoitujen kuukausituottojen olevan myös huipukkaita (leptokurtisia) ja vasemmalle vinoja. Laakkonen & Pynnönen (1988) puolestaan totesivat Suomen osakemarkkinoilla tuottojen aikasarjojen olevan oikealle vinoja, mutta logaritmitransformaatio vähensi sarjojen vinoutta. Eri osakemarkkinoilla ja eri ajanjaksoina tuottojakaumat voivat siis olla joko oikealle tai vasemmalle vinoja; oikealle vinoista sarjoista voidaan saada normaali-jakautuneita logaritmitransformaation avulla.

Osaketuottosarjoissa vinouden lisäksi huipukkuus (leptokurtisuus) aiheuttaa poikkeamia normaali-jakaumasta. Useissa tutkimuksissa eri osakemarkkinoilla on voitu todeta tuottosarjojen olevan huipukkaita (esim. Kon 1984; Laakkonen & Pynnönen 1988; Campbell & Hentschel 1992; Frennberg & Hansson 1993). Dillén & Stoltz (1996) totesivat tuottosarjojen ja markkinamallin residuaalinen jakaumien huipukkuuden lisäksi, että sarjojen huipukkuus on tärkeämpi ominaisuus kuin vinous. Osakemarkkinoilla on myös havaittu, että markkinoiden kaupankäynnin volyymin kasvaessa tuottojakauman huipukkuus vähenee (Berglund & Liljebloom 1990).

#### 2.1.2.2. Kiinteistömarkkinat

Kiinteistömarkkinoiden tutkimuksessa voidaan käyttää joko kaupankäyntiin tai arvioihin pohjautuvia aikasarjoja. Kaupankäyntiin pohjautuvien aikasarjojen pohjana voi olla kiinteistösijoitusyhtiöiden osakkeet, joiden arvon muutosten oletetaan heijastelevan suoraan kiinteistöjen arvoissa tapahtuvia muutoksia. Tämän oletuksen pitävyyden on havaittu vaihtelevan eri periodien välillä (Hartzell, Wurtzschach & Watkins 1995). Jos kaupankäyntiin pohjautuvat aikasarjat perustuvat tapahtuneisiin kiinteistöjen kauppoihin, niin ongelmana ovat kauppojen epäsäännöllisyys ja kiinteistöjen heterogeenisuus. Kiinteistömarkkinoilla on myös todettu suhdannesyklin vaiheen vaikuttavan kaupattavien kohteiden laatuun: laskusuhdanteessa parempien kohteiden on havaittu käyvän ensin kaupaksi, joten tämä saattaa aluksi peittää alleen laskun jyrkkyyden (Quan & Titman 1997: 22). Kun aikasarjat muodostetaan arvioinnin perusteella, niin ongelmaksi nousee arvioiden luotettavuus: 1) arvioitsijat saattavat olla haluttomia muuttamaan arvioitaan suhteessa edelliseen arvioon, jolloin tuottojen varianssi helposti pienenee, 2) arviot voivat perustua varovaiseen keskiarvo-

jen laskemiseen edellisen ja nykyisen arvion välillä, jolloin sarjat sarjat tulevat autokorreloituneiksi tai 3) arvion ajankohdan ja indeksin intervallin poikkeaminen toisistaan saattaa aiheuttaa varianssin pienenemisen (ks. Lai & Wang 1996; Seiler, Webb & Myer 1999). Kiinteistöjen tuottoja kuvaavien aikasarjojen valinta, saatavuus ja luotettavuus ovat tämän alan tutkimuksen hankalampia ongelmia.

Myer & Webb (1994) tutkivat yhdysvaltalaisen kiinteistömarkkinoiden tuottojen jakamaominaisuuksia. Tutkituista neljännesvuosisarjoista kaikki tuottosarjat poikkesivat normaalijakaumasta. Yleensä kiinteistömarkkinoiden neljännesvuosisarjat olivat vasemmalle vinoja ja selvästi huipukkaampia kuin osakkeiden ja obligaatioiden tuottosarjat. Tuottojakaumien normalisuus voitiin saavuttaa, kun käytettiin puolivuosi- tai vuosihavaintoja tai autokorrelaatio poistettiin nimellishintojen sarjasta. Tutkimuksessa kiinteistö pääoman arvon muutos perustui arviointiin, kun taas osakemarkkinoilla se perustuu toteutuneisiin kauppoihin. Tämän arveltiin selittävän kiinteistömarkkinoiden tuottojakaumien autokorrelaation ja ei-normaalijakautuneisuuden.

Liu & Mei (1994) totesivat, että hintasarjojen ennustettavuutta voidaan hyväksikäyttää spekuloidessa kiinteistömarkkinoilla: osto- ja myyntipäätösten ajoitusstrategian perustues- sa havaittuihin aikasarjojen autokorrelaatioihin voitiin aktiivisella kaupankäynnillä saavuttaa suurempia tuottoja kuin passiivisella "osta ja pidä" (buy and hold) strategialla. Myer & Webbin (1994) tutkimustulosten mukaan kiinteistömarkkinoiden tuottojen sarjoissa esiintyy huomattavasti enemmän autokorrelaatiota ja tuottojakaumien poikkeamista normaalijakaumasta kuin finanssisijoitusyhödykkeiden sarjoissa. Tämän perusteella kiinteistömarkkinoiden analysointiin sovellettavien portfoliomallien ja tilastollisten testien käytössä pitää huomioida autokorrelaatio ja siitä mahdollisesti aiheutuva tuottojakaumien poikkeaminen normaalijakaumasta.

Osakemarkkinoiden osalta tuottojakaumien normalisuuteen voidaan päästä muodostamalla useita osakkeita sisältäviä salkkuja: yksittäisten äärihavaintojen merkitys pienenee, kun mukana on useita havaintoja. Tässä tutkimuksessa asuntojen hintojen aikasarjat ovat taval- laan jo salkkuja, koska tutkitaan tietyn maantieteellisen alueen tai asuntotyypin aggregaat-

tisarjojen tuottojen jakaumaominaisuuksia. Samoin kuin osakemarkkinoiden osalta, myös asuntomarkkinoiden kohdalla on oleellista tietää, miten tutkimuksen sarjojen ajanjakson ja havaintovälin pituudet vaikuttavat tuottojen jakaumaominaisuuksiin. Osakemarkkinoiden tuottojakaumien normaalisuuteen on myös päästy käyttämällä logaritmitransformoituja tuottoja: näiden on todettu noudattavan paremmin normaalijakaumaa kuin tavallisten tuottojen (Martikainen 1989). Tässä tutkimuksen osassa selvitetään kerrostaloissa olevien asunto-osakkeiden tuottojen jakaumaominaisuuksia sekä maantieteellisestä että asuntotyypeittäin lähtevästä näkökulmasta.

### 2.1.2.3. Riskin mittaaminen

Tutkimuksessa tarkastellaan sijoitushyödykkeiden riskin mittaamista eri tunnuslukujen avulla. Tässä yhteydessä ollaan erityisen kiinnostuneita CAP-mallissa esiintyvän beeta-kertoimen ominaisuuksista suhteessa muihin sijoitushyödykkeiden riskimittareihin: antaa-ko asuntomarkkinoilla beeta-kerroin samansuuntaisen kuvan sijoitushyödykkeen riskistä kuin muut riskiä kuvaavat tunnusluvut. Laakkonen & Pynnönen (1988) tutkivat neljän eri riskimittarin käyttäytymistä osakemarkkinoilla (keskihajonta, semi-deviation, MAD ja entropia). Tulosten mukaan keskihajonta osoittautui parhaimmaksi riskimittariksi. Knif & Sandås (1989a) lisäsivät useita riskimittareita analyysiin (mm. beeta-kertoimen, vinouden, huipukkuuden, vaihteluvälin, luottamusvälin alarajan). Tulosten mukaan keskihajonta osoittautui tällöinkin parhaimmaksi riskimittariksi. Knif & Sandås (1989b) totesivat, että useimmat riskimittarien antamat tulokset eivät ole stabiileja eri ajanjaksojen välillä, joten riskisyyttä pitäisi ennustaa dynaamisin menetelmin. Jos taas tuottosarjan vinous on pysyvää ja systemaattista, tuottosarjan kolmas momentti pitää ottaa huomioon arvioitaessa riskin ja tuoton suhdetta (Kraus & Litzenberger 1976). Ruotsin osakemarkkinoiden osalta Nummelin (1994: 33–51) osoitti, että myös ajassa muuttuva kolmas momentti hinnoiteltiin markkinoilla.

Knif & Sandásin (1989a) tutkimuksessa havaintojaksona oli päivähavainnot kahden vuoden ajalta, kun taas Nummelin (1994) käytti kuukausihavainnoja kymmenen vuoden ajalta. Tässä asuntomarkkinoiden riskimittareiden tutkimuksessa joudutaan käyttämään harvem-

piifrekvenssisiä aikasarjoja, mutta vastaavasti pyritään myös pidempiin aikasarjoihin kuin vastaavissa osakemarkkinoiden tutkimuksissa.

#### 2.1.2.4. Tuoton mittaaminen

Tuottojen mittaamiseen voidaan käyttää joko aritmeettista tai geometrista keskiarvoa. Valinta näiden välillä riippuu tarkastelun näkökulmasta ja sijoitusstrategiasta. Aritmeettista keskiarvoa on mielekästä käyttää ennakoitessa odotettua tulevaa tuottoa, kun taas geometrisen keskiarvon avulla voidaan paremmin arvioida menneen sijoitustoiminnan tuloksellisuutta. Jos sijoitusstrategiana on sijoitushyödykkeen ostaminen ja pitäminen, aritmeettinen keskiarvo yliarvioi saatua tuottoa. Todellista efektiivistä tuottoa laskettaessa pitää ottaa huomioon koron laskeminen korolle, joten tällöin geometrinen keskiarvo on oikeampi tapa arvioida todellista sijoitushyödykkeen tuottoa. Jos taas sijoittaja suorittaa kulutus- ja sijoituspäätöksensä joka periodin päättyessä, aritmeettinen keskiarvo soveltuu paremmin tuoton arviointiin (ks. Carleton & Lakonishok 1985: 38–39). Aritmeettista keskiarvoa käytetään useissa yhteyksissä myös siksi, että se liittyy riskimittareiden, kuten varianssin ja beeta-kertoimen, sekä tuottosarjojen tilastollisten ominaisuuksien laskemiseen. Useissa tapauksissa sijoitushyödykkeiden tuottojen järjestys pysyy samana laskettaessa tuotot kummalla tahansa menetelmällä (ks. Laakkonen & Pynnönen 1988).

Aikaisemmissa tutkimuksissa asunto- ja kiinteistömarkkinoiden riski–tuotto -suhdetta on analysoitu lähinnä pörssissä noteerattavien asuntosijoitusyhtiöiden osakkeiden tuottokehityksen avulla (esim. Brueggeman, Chen & Thibodeau 1984; Clascock 1991) tai käyttämällä kiinteistöjen tuottojen arviointiin perustuvia tuottosarjoja (esim. Ibbotson & Siegel 1984; Zerbst & Cambon 1984; Firstenberg, Ross & Zisler 1988; Webb & Rubens 1988). Tässä tutkimuksessa aineistona käytetään asuntomarkkinoilla tapahtuneita kauppvoja. Tilastoaineisto koostuu Tilastokeskuksen keräämistä asuntojen keskihintojen ja asuntohintaindeksin sarjoista, joista neljännesvuosiaineisto on vuosilta 1983–1998 ja vuosiaineisto on vuosilta 1970–1998. Osakemarkkinoiden tuotoissa on huomioitava osakkeiden splittaukset ja jaetut osingot. Osakkeiden osalta jaettu osinko on pois osakkeiden arvosta: välittömästi osingonjaon jälkeen osakkeen pörssissä noteerattu hinta tavallisesti laskee osingon verran.

Asuntomarkkinoilla osinkoa vastaa vuokratuotto, joka pitäisi analysiisissä huomioida vastaavalla tavalla kuin osingot osakemarkkinoilla. Toisaalta asuntojen ylläpitoon liittyy myös hoitokuluja, jotka pitäisi vähentää tuotoista. Koska Tilastokeskus ei ole kerännyt kattavia tilastoja asuntojen vuokrista ja hoitomenoista, joudutaan tutkimuksessa turvautumaan tuottoarvioissa pelkästään hintasarjoihin.

## 2.2. TUOTTOJEN NORMAALIJAKAUTUNEISUUDEN TESTAUS

Aluksi testataan, voidaanko asuntomarkkinoiden tuottojen aikasarjat todeta normaalijakautuneeksi ilman logaritimuunnosta (ks. Virtanen & Yli-Olli 1989) tai autokorrelaation poistamista (ks. Myer & Webb 1994). Vuosi- ja neljännesvuosisarjojen tavalliset tuotot ( $R_{it}$ ) lasketaan asuntojen hintojen aikasarjahavainnoista ( $P_{it}$ ) kaavalla

$$(2.1) \quad R_{it} = (P_{it} - P_{it-1}) / P_{it-1} .$$

Tavallisia tuottoja voidaan käyttää, kun ajatellaan sijoitusportfolion uudelleenallokoitavan joka periodin päätteeksi. Jos taas samaa sijoitusportfoliota pidetään useamman periodin yli, logaritmitransformoidut tuotot ovat oikea tapa mitata sijoituksen tuottoa: niiden avulla päästään geometriseen keskiarvoon. Logaritimuunnosta voidaan myös perustella sarjojen jakaumaominaisuuksilla, jos sijoitushyödykkeiden tuottosarjat todella ovat lognormaalijakautuneita. Pitkittäistutkimuksissa käytännöksi on muodostunut logaritmisten tuottojen käyttäminen (Campbell 1997: 12). Jos tuotot ovat pienet, molemmilla mittaustavoilla saadaan suurin piirtein sama tulos, koska  $\ln(1+R) \approx R$ . Logaritmitransformoidut tuotot saadaan kaavalla

$$(2.2) \quad R_{it} = \ln(P_{it}) - \ln(P_{it-1}) .$$

Finanssisijoitushyödykkeiden tuottojen normaalijakautuneisuutta voidaan teoreettisesti perustella keskeisellä raja-arvolausekkeella (CLT). Osakemarkkinoiden osalta tietyn aikavälin (esim. vuosi) tuottojen voidaan ajatella koostuvan itsenäisesti ja identtisesti jakautu-



neista lyhyemmän aikavälin summatuista tuotoista (esim. tunti- tai päivähavainnot). Jos tällöin satunnaisesti jakautuneen sarjan varianssi ei ole ääretön, niin summatuista sarjoista saadut havainnot lähestyvät normaalijakaumaa. Asuntomarkkinoiden hintasarjoista tietyn periodin tuottohavainto saadaan koottua periodin aikana tehtyjen useiden kauppojen perusteella. Esimerkiksi asuntojen hintojen neljännesvuosihavainnot eivät koostu päivähavainnoista, vaan koko periodin aikana tehdyistä useista yksittäisistä kaupoista. Jos ajatellaan, että keskimääräinen neljännesvuosihavainto koostuu useasta kymmenestä asuntokaupasta, niin havaintojen määrän kasvaessa riittävän suureksi keskeisen raja-arvolausekkeen mukaan asuntojenkin tuottosarjan pitäisi muistuttaa normaalijakaumaa.

Normaalijakautuneisuuden lisäksi tavallisista ja logaritmitransformoiduista tuottosarjoista tutkitaan niiden vinous (skewness) ja huipukkuus (kurtosis). Symmetrisessä sarjassa vinous on nolla ja huipukkuus on kolme. Jos vinouden arvo on negatiivinen, sarja on vasemmalle vino; jos vinouden arvo on positiivinen, sarja on oikealle vino. Huipukkuuden ollessa yli kolme, sarja on huipukkaampi (leptokurtinen) kuin normaalijakauma; huipukkuuden ollessa alle kolme on sarja tasaisempi (platykurtinen) kuin normaalijakauma. Tuottosarjojen jakaumien testaamiseen käytetään Jarque-Bera -testiä. Vinouden ja huipukkuuden testaus on esitetty liitteissä 2.2 ja 2.3.

### 2.2.1. Tutkittavat sarjat

Sarjojen jakaumaominaisuudet tutkitaan Tilastokeskuksen keräämän käytettyjen kerrostaloasuntojen hintatilastojen perusteella 15 eri kaupungin ja alueen osalta (liite 2.1). Helsingin kaupunki on tilastoissa jaettu neljään eri kaupunginosaan. Saman aineiston osalta tutkitaan eri kokoisten asuntojen keskihintojen sarjojen jakaumaominaisuudet. Tutkittavat aikasarjat ovat

1. Vuosiaineistosta: asuntojen hintojen indeksi 1970–1998 ja

2. Neljännesvuosiaineistosta:

- a) asuntojen hintojen indeksi 1983/1–1998/4 ,
- b) asuntojen keskihintojen sarja 1983/1–1998/4 ja
- c) yksiöiden, kaksioiden ja suurempien asuntojen keskihintojen sarjat 1985/2–1998/4 .

### 2.2.2. Tulokset

Vuosiaineistosta tutkittiin tuottojakaumien ominaisuuksia sekä tavallisilla että logaritmitransformoiduilla tuotoilla. Vaikka hypoteesia tuottojen normaalijakautuneisuudesta ei tarvinnut hylätä kummassakaan tapauksessa (taulukot 2.1 ja 2.2), tavallisten tuottojen sarjoilla johtopäätösten tilastollinen riski oli pienempi.

Neljännesvuosiaineiston osalta vain yhdessä markkinapaikassa eli Kuopion asuntojen osalta voitiin todeta tuottojen olevan jakautuneen ei-normaalisti. Tarkemmassa jaottelussa havaittiin, että Kuopiossa asuntojen hintojen poikkeaminen normaalijakaumasta johtui yksiöiden jakauman ei-normaalisuudesta: tuottojakaumassa oli kolme poikkeuksellisen suurta tuottohavaintoa 1980-luvun lopussa. Tämän lisäksi Turussa voitiin todeta yksiöiden ja Helsingin kakkosalueella kaksioiden sekä Helsingin ykkös- ja kakkosalueella kolmioiden ja Oulun kolmioiden tuottojakaumien olevan ei-normaalit tavallisilla tuotoilla mitattuna. Kouvolan kolmioiden tuottosarjasta puuttui useita havaintoja, eikä sitä voitu todeta normaalijakautuneeksi. Tavallisilla tuotoilla mitatuista sarjoista yhdeksän ja logaritmitransformoiduista sarjoista kuusi voitiin todeta ei-normaalisti jakautuneiksi. Ei-normaalisti jakautuneiden tuottosarjojen voitiin todeta usein olevan huipukkaita ja oikealle vinoja (ks. liite 2.2). Poikkeavan suuret havainnot (outlier) olivat lähes aina positiivisia tuottoja.

Normaalisuuden testaus on hyvin herkkä poikkeushavaintojen suhteen: muutama poikkeushavainto saa helposti sarjan näyttämään ei-normaalisti jakautuneelta. Useimpien ei-normaalijakautuneiden tuottosarjojen osalta normaalijakaumaan päästiin poistamalla yksi tai kaksi havaintoa; Kuopion yksiöiden tuottosarjasta piti poistaa kolme poikkeuksellisen suurta havaintoa. Vain Kouvolan kolmioiden osalta normaalijakautuneisuuteen ei päästy tällä menetelmällä.

Yhteenvetona asuntojen tuottojakaumista voidaan todeta, että huolimatta neljännesvuosisarjojen taipumuksesta olla hieman huipukkaita ja oikealle vinoja, ne kuitenkin olivat useimmiten normaalijakautuneita ilman logaritmitransformaatiota tai autokorrelaation poistamista. Vuosiaineiston osalta logaritmitransformaatio teki sarjoista vasemmalle vinoja ja huipukkaita. Kun käytettävissä oli pitkät sarjat vuosiaineistosta, tavalliset tuotot muistuttivat parhaiten normaalijakaumaa. Kun sarjat olivat lyhyempiä eli havaintovälinä oli neljännesvuosi ja jaottelu oli asuntotyypeittäin, logaritmitransformaatio tasoitti sarjojen huipukkuutta ja vinoutta.

Tulosten perusteella voidaan päätellä, että käytettäessä vuosihavainnoista pitkiä aikasarjoja tavalliset tuotot ovat käypä tapa mitata tuottoja. Perusteluna voi käyttää sitäkin, että pitkällä aikavälillä salkunhoitajat allokoivat uudelleen salkkujaan, joten vuosituoton aritmeettinen keskiarvo kuvaa parhaiten sijoitustuottoja. Ei ole kohtuutonta olettaa, että sijoittajat voivat suorittaa jonkin asteisen uudelleenallokoinnin vuosittain. Suhteellisen lyhyiden neljännesvuosisarjojen osalta voidaan ajatella, että "osta ja pidä" -strategia korostuu, koska asuntoja ei yksinkertaisesti kannata tai ehdi ostaa ja myydä kovin nopeasti.

Taulukossa 2.1 on raportoitu Jarque-Bera -testin tulokset. Testiarvon alapuolella suluissa on ilmoitettu p-arvo. Testiarvo ja p-arvo ovat tummennetulla, kun testin mukaan ei-normaalijakautuneisuus on merkitsevää alle 5 %:n riskitasolla. Tuottojakaumien vinous ja huipukkuus on raportoitu liitteissä 2.2 ja 2.3.

Taulukko 2.1. Tavallisten tuottojen normaalijakautuneisuuden testaus.

J-B -testi	Vuosi	NVi	NVx	1	2	3+
espka	0,264	0,192	0,365	0,117	1,624	0,156
p-arvo	(0,876)	(0,908)	(0,833)	(0,991)	(0,443)	(0,924)
hkl	0,516	1,201	1,203	0,105	1,411	1,330
p-arvo	(0,773)	(0,548)	(0,548)	(0,949)	(0,493)	(0,514)
hkl1	0,968	2,709	3,421	1,984	0,328	9,037
p-arvo	(0,616)	(0,258)	(0,181)	(0,370)	(0,848)	(0,011)
hkl2	0,710	0,071	0,062	0,093	1,220	7,149
p-arvo	(0,701)	(0,964)	(0,969)	(0,954)	(0,543)	(0,028)
hkl3	0,639	0,117	0,206	1,368	0,035	2,157
p-arvo	(0,726)	(0,943)	(0,902)	(0,517)	(0,982)	(0,340)
hkl4	0,315	9,970	3,512	0,561	14,225	4,211
p-arvo	(0,854)	(0,137)	(0,172)	(0,755)	(0,000)	(0,121)
kou	0,452	0,334	0,297	0,489	1,503	47,928
p-arvo	(0,798)	(0,846)	(0,862)	(0,783)	(0,471)	(0,000)
kuo	0,267	18,609	10,740	24,995	0,604	1,202
p-arvo	(0,875)	(0,000)	(0,005)	(0,000)	(0,739)	(0,548)
lra	0,218	1,126	2,037	1,131	0,670	1,351
p-arvo	(0,854)	(0,569)	(0,361)	(0,568)	(0,715)	(0,509)
oulu	0,979	1,464	0,955	0,973	0,389	6,963
p-arvo	(0,613)	(0,480)	(0,620)	(0,614)	(0,823)	(0,031)
pks	0,331	1,297	1,485	0,178	0,797	1,815
p-arvo	(0,847)	(0,522)	(0,475)	(0,914)	(0,671)	(0,404)
pori	0,236	1,732	1,482	2,590	1,000	2,085
p-arvo	(0,889)	(0,420)	(0,477)	(0,274)	(0,606)	(0,352)
tku	0,445	3,123	4,756	13,918	1,357	1,882
p-arvo	(0,801)	(0,209)	(0,092)	(0,000)	(0,507)	(0,390)
tre	0,246	0,395	0,509	0,317	0,353	0,559
p-arvo	(0,864)	(0,820)	(0,775)	(0,853)	(0,838)	(0,756)
vantaa	0,309	1,406	2,051	0,482	0,044	1,313
p-arvo	(0,857)	(0,495)	(0,358)	(0,786)	(0,978)	(0,519)

espka: Espoo ja Kauniainen, hki: koko Helsingin alue, hki1(2,3,4): Tilastokeskuksen määrittelemä Helsingin osa-alue 1(2,3,4), kou: Kouvola, kuo: Kuopio lra: Lappeenranta, pks: pääkaupunkiseutu, tku: Turku, tre: Tampere. J-P -testi: Jarque-Bera-testi

Vuosi : vuosihavaintojen tuottosarja 1970–1998 (indeksi)  
 NVi : indeksistä neljännesvuosihavaintojen tuottosarja 1983/1–1998/4  
 NVx : keskihinnasta neljännesvuosihavaintojen tuottosarja 1983/1–1998/4  
 1 : yksioiden keskihinnan tuottosarja 1985/2–1998/4  
 2 : kaksioiden keskihinnan tuottosarja 1985/2–1998/4  
 3+ : kolmioiden ja sitä suurempien asuntojen keskihinnan tuottosarja 1985/2–1998/4

Taulukko 2.2. Logaritmitransformoitujen tuottojen normaalijakautuneisuuden testaus.

J-B -testi	Vuosi	NVi	NVx	1	2	3+
espka	0,531	0,083	0,009	0,559	1,599	0,833
p-arvo	(0,770)	(0,959)	(0,995)	(0,756)	(0,449)	(0,659)
hki	3,014	0,407	0,621	0,360	0,361	0,204
p-arvo	(0,222)	(0,816)	(0,732)	(0,835)	(0,835)	(0,903)
hki1	3,788	0,882	1,095	1,462	1,484	2,647
p-arvo	(0,150)	(0,643)	(0,578)	(0,481)	(0,476)	(0,266)
hki2	2,896	0,270	0,221	0,675	0,422	20,177
p-arvo	(0,235)	(0,873)	(0,896)	(0,714)	(0,810)	(0,000)
hki3	3,556	0,631	0,790	2,164	0,127	1,690
p-arvo	(0,168)	(0,729)	(0,674)	(0,339)	(0,938)	(0,430)
hki4	1,483	1,137	0,981	0,355	5,891	1,995
p-arvo	(0,476)	(0,566)	(0,612)	(0,837)	(0,053)	(0,369)
kou	2,131	0,420	0,340	0,590	1,789	13,502
p-arvo	(0,344)	(0,811)	(0,844)	(0,745)	(0,409)	(0,001)
kuo	0,086	10,654	5,865	15,394	0,093	0,148
p-arvo	(0,958)	(0,005)	(0,053)	(0,000)	(0,954)	(0,929)
lra	0,165	1,484	4,075	1,530	3,184	0,318
p-arvo	(0,921)	(0,476)	(0,130)	(0,465)	(0,204)	(0,853)
oulu	0,392	2,400	1,412	1,297	0,042	15,326
p-arvo	(0,822)	(0,301)	(0,494)	(0,523)	(0,979)	(0,000)
pks	2,484	0,501	0,815	0,378	0,068	1,100
p-arvo	(0,289)	(0,779)	(0,665)	(0,828)	(0,967)	(0,577)
pori	0,091	1,574	1,051	0,993	1,829	0,631
p-arvo	(0,995)	(0,455)	(0,591)	(0,609)	(0,401)	(0,729)
tku	0,006	1,577	2,604	7,729	0,514	0,491
p-arvo	(0,997)	(0,454)	(0,272)	(0,021)	(0,774)	(0,782)
tre	0,168	0,049	0,155	0,045	0,031	1,234
p-arvo	(0,910)	(0,976)	(0,925)	(0,978)	(0,985)	(0,540)
vantaa	1,440	3,183	4,161	1,678	0,160	3,385
p-arvo	(0,487)	(0,204)	(0,125)	(0,432)	(0,923)	(0,184)

espka: Espoo ja Kauniainen, hki: koko Helsingin alue, hki1(2,3,4): Tilastokeskuksen määrittelemä Helsingin osa-alue 1(2,3,4), kou: Kouvola, kuo: Kuopio lra: Lappeenranta, pks: pääkaupunkiseutu, tku: Turku, tre: Tampere. J-P -testi: Jarque-Bera-testi

Vuosi : vuosihavaintojen tuottosarja 1970–1998 (indeksi)  
 NVi : indeksistä neljännesvuosihavaintojen tuottosarja 1983/1–1998/4  
 NVx : keskihinnasta neljännesvuosihavaintojen tuottosarja 1983/1–1998/4  
 1 : yksitoisten keskihinnan tuottosarja 1985/2–1998/4  
 2 : kaksitoisten keskihinnan tuottosarja 1985/2–1998/4  
 3+ : kolmtoisten ja sitä suurempien asuntojen keskihinnan tuottosarja 1985/2–1998/4

### 2.3. RISKIN MITTAAMINEN

CAP-mallissa sijoitushyödykkeiden sisältämää systemaattista riskiä mitataan beeta-kertoimen avulla. Sijoitushyödykkeiden riskisyyttä voidaan tarkastella myös useilla muilla mittareilla, jotka liittyvät sijoitushyödykekohtaiseen eli epäsystemaattiseen riskiin. Seuraavaksi tutkitaan erityisesti beeta-kertoimen suhdetta muihin riskimittareihin. Riskimittareiksi on valittu rahoitustutkimuksessa käytettäviä sijoituksen riskisyyttä kuvaavia tunnuslukuja. Riskimittareiksi ei ole kuitenkaan valittu vinoutta ja huipukkuutta, koska muutamia poikkeuksia lukuunottamatta asuntojen tuottosarjat osoittautuivat normaalisti jakautuneiksi. Riskimittareita sovelletaan 15 kaupunkiin ja asuntomarkkina-alueelle (ks. liitteet 2.1 ja 7.5). Asuntojen hintakehitystä kuvaa Tilastokeskuksen laskema indeksi vuosilta 1970–1998, jonka perusteella analyysissä on laskettu tavalliset tuotot.

#### 2.3.1. Riskimittarit

Sijoitushyödykkeiden riskin arviointiin käytetään seuraavia mittareita:

##### a) Beeta-kerroin (Beeta)

Beeta-kerroin estimoidaan Sharpen markkinamallilla, jolloin estimoitava yhtälö on muotoa

$$(2.3) \quad R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it},$$

jossa  $R_i$  on sijoitushyödykkeen  $i$  tuotto,  $\alpha_i$  on estimoitava vakio,  $\beta_i$  on sijoitushyödykkeen  $i$  estimoitava riski,  $R_{mt}$  on markkinatuotto ja  $\epsilon_{it}$  on virhetermi.

##### b) Keskihajonta (S)

$$(2.4) \quad S_i = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (R_{it} - \bar{R}_i)^2}$$

c) Puoli-keskihajonta (semi-deviation (**SD**))

$$(2.5) \quad SD_i = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (R_{it}^* - \bar{R}_i)^2} \quad , \text{ jossa}$$

$$R_{it}^* = R_{it}, \text{ kun } R_{it} < \bar{R}_i \\ \bar{R}_i, \text{ kun } R_{it} > \bar{R}_i$$

d) Keskipoikkeama (**MAD**)

$$(2.6) \quad MAD_i = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |R_{it} - \bar{R}_i|$$

e) Vaihteluväli (**RANGE**)

$$(2.7) \quad RANGE_i = \max(R_{it}) - \min(R_{it}) \quad , \text{ jossa}$$

$\max(R_{it})$  on sijoitusyhödykkeen  $i$  havaintovälin suurin havainto ja vastaavasti  $\min(R_{it})$  on havaintovälin pienin havainto.

f) Luottamusvälin alaraja (95 %) (**LCL**)

$$(2.8) \quad LCL_i = \bar{R}_i - 2S_i \quad , \text{ jossa}$$

$\bar{R}_i$  on sijoitusyhödykkeen  $i$  keskimääräinen tuotto ja  $S_i$  on vastaavan tuoton keskihajonta.

Riskimittareiden välisiä suhteita selvitetään tutkimalla niiden välisiä korrelaatioita sekä kappaleessa 2.4 riskin ja tuoton välistä suhdetta.

### 2.3.2. Tulokset

Tulosten mukaan käytettäessä pitkää aikasarjaa (1970–1998) ja vuosittaista havaintoväliä beeta-kerroin korreloi merkittävästi kaikkien muiden riskimittareiden kanssa. Vertailussa aikaisempiin tutkimuksiin voidaan todeta, että Knif & Sandås (1989a) eivät havainneet merkittävää korrelaatiota vaihteluvälin ja beeta-kertoimen välillä osakemarkkinoiden osalta. Lisäksi voidaan todeta, että aikaisemmissa tutkimuksissa hyväksi riskimittariksi havaittu keskihajonta korreloi eniten beeta-kertoimen kanssa (vrt. Knif & Sandås 1989a; Laakkonen & Pynnönen 1988). Beeta-kertoimen ja keskihajonnan suuren korrelaation voi tietenkin ajatella myös johtuvan näiden mittareiden määritelmällisestä läheisyydestä. Tulosten perusteella asuntomarkkina-aineistolla beeta-kerroin osoittautui käyttökelpoiseksi riskimittariksi myös suhteessa muihin rahoitustutkimuksessa käytettäviin riskimittareihin (vrt. Gar 1994: 51).

**Taulukko 2.3.** Riskimittareiden väliset korrelaatiot.

	Beeta	S	SD	MAD	Range	LCL
Beeta	1					
S	0,988	1				
SD	0,927	0,947	1			
MAD	0,963	0,976	0,930	1		
Range	0,974	0,971	0,915	0,926	1	
LCL	-0,980	-0,980	-0,917	-0,926	-0,984	1

Beeta: beeta-kerroin, S: keskihajonta, SD: semi-deviation (puoli-keskihajonta), MAD: keskipoikkeama, Range: vaihteluväli, LCL: luottamusvälin alaraja.



## 2.4. TUOTON MITTAAMINEN

### 2.4.1. Aritmeettinen vs. geometrinen keskiarvo

Tuoton mittaamiseen voidaan käyttää joko aritmeettista ( $R_a$ ) tai geometrista ( $R_g$ ) keskiarvoa. Aritmeettinen keskiarvo ei huomioi koron korkoa, joten tulokset yliarvioivat todellista tuottoa sijoittajan pitäytyessä samoissa sijoituskohteissa periodilta toiselle: mitä suurempi on tuottosarjan varianssi sitä suurempi on aritmeettisen keskiarvon yliarviointi. "Osta ja pidä" -sijoitusstrategialla geometrinen keskiarvo on oikeampi tapa mitata tuottoa, kun arvioidaan menneen sijoitustoiminnan tuloksellisuutta. Jos taas sijoittaja allokoi uudelleen sijoitukset joka periodilla ja ennakoi tulevaa tuottoa, niin tällöin aritmeettinen keskiarvo kuvaa parhaiten tuottoa. Oletukset sijoittajan käyttäytymisestä ja näkökulmasta ovat siis ratkaisevia sen suhteen, pitäisikö käyttää aritmeettistä vai geometristä keskiarvoa sijoitusten tuoton arvioinnissa. Seuraavaksi tutkitaan, kuinka paljon tulokset poikkeavat toisistaan käytettäessä tuoton eri mittaustapoja vuosiaineistolla ja kuinka riski-tuotto -suhde tuoton eri mittaustavoilla vaihtelee. Sijoitushyödykkeen  $i$  tuoton aritmeettinen keskiarvo ( $R_{ai}$ ) lasketaan kaavalla

$$(2.9) \quad R_{ai} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (1 + R_{it}) - 1$$

ja vastaavasti geometrinen keskiarvo ( $R_{gi}$ ) saadaan kaavalla

$$(2.10) \quad R_{gi} = \sqrt[n]{\prod_{t=1}^n (1 + R_{it})} - 1$$

Aritmeettinen keskiarvo on aina suurempi tai yhtäsuuri kuin geometrinen keskiarvo. Voidaan osoittaa, että

$$(2.11) \quad (1 + R_{ai}) \approx \sqrt{(1 + R_{gi})^2 + \sigma_i^2}, \text{ jossa}$$

$\sigma_i^2$  on sijoitushyödykkeen  $i$  tuoton varianssi.

Varianssin voimakkuuden mukaan tuottosarjojen järjestys voi vaihdella laskettaessa tuottoa joko aritmeettisen tai geometrisen keskiarvon mukaan. Vaikka aritmeettisen keskiarvon poikkeaminen geometrisesta keskiarvosta riippuu varianssin voimakkuudesta, osakemarkkinoilla saatujen tuottojen perusteella järjestys kuitenkin usein säilyy (Laakkonen & Pynnönen 1988).

#### 2.4.2 Tulokset

Asuntomarkkinoiden osalta aritmeettinen ja geometrinen tuottojen mittaustapa säilytti ääriarvojen osalta saman järjestyksen: eniten ja vähiten tuottavat kohteet olivat samat molemmilla mittaustavoilla, mutta näiden välillä järjestys vaihteli jonkin verran. Suurimmillaan mittaustapojen ero oli Vantaan osalta prosentin ja pienimmillään Lappeenrannan kohdalla alle puoli prosenttia. Aritmeettisen ja geometrisen tuoton väliseksi korrelaatioksi mitattiin 0,975.

**Taulukko 2.4.** Keskimääräiset vuosituotot 1970–1998.

	ARI	Järjestys	GEO	Järjestys
espka	0,083	8	0,075	9
hki	0,090	3	0,081	3
hki1	0,101	1	0,092	1
hki2	0,090	2	0,082	2
hki3	0,087	6	0,078	6
hki4	0,087	5	0,077	7
kou	0,073	15	0,067	15
kuo	0,085	7	0,073	5
lra	0,079	13	0,074	11
oulu	0,082	10	0,077	8
pks	0,088	4	0,079	4
pori	0,073	14	0,068	14
tku	0,080	12	0,074	12
tre	0,082	11	0,075	10
vantaa	0,082	9	0,072	13

ARI: aritmeettinen keskiarvo, GEO: geometrinen keskiarvo.  
 espka: Espoo ja Kauniainen, hki: koko Helsingin alue, hki1(2,3,4):  
 Tilastokeskuksen määrittelemä Helsingin osa-alue 1(2,3,4), kou:  
 Kouvola, kuo: Kuopio lra: Lappeenranta, pks: pääkaupunkiseutu,  
 tku: Turku, tre: Tampere.

Suurin riskin ja tuoton välinen korrelaatio voitiin havaita olevan keskiarvoikkeman ja aritmeettisen keskiarvon välillä. Vaikka Knif & Sandås (1989a) ja Laakkonen & Pynnönen (1988) tutkimuksissa keskihajonta osoittautui suositeltavimmaksi riskimittariksi osakemarkkinoiden osalta, asuntomarkkinoiden osalta yhtä selvää johtopäätöstä ei voida tehdä. Tulosten perusteella asuntomarkkinoiden riskisyyttä analysoitaessa beeta-kerrointa voidaan pitää järkevänä riskimittarina suhteessa muihin riskimittareihin. Lisäksi havaittiin selvästi, että aritmeettisella tuoton mittaustavalla saatiin suurempi riskin ja tuoton välinen korrelaatio kuin geometrisen keskiarvon avulla. Tulosta ei toisaalta voi pitää kovin yllättävänä, kun huomioidaan näiden mittareiden määritelmät ja ominaisuudet.

**Taulukko 2.5.** Riskimittareiden ja tuottojen välinen korrelaatio.

	ARI	GEO
Beeta	0,634	0,452
S	0,685	0,507
SD	0,690	0,522
MAD	0,782	0,629
Range	0,546	0,350
LCL	-0,527	-0,327

ARI : aritmeettinen keskiarvo  
 GEO : geometrinen keskiarvo

## 2.5. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Tilastokeskuksen keräämistä asuntojen hintojen sarjoista tutkittiin tavallisten ja logaritmi-transformoitujen tuottojen jakaumaominaisuuksia: neljännesvuosiaineiston ja vuosiaineiston alueellisten tarkasteluiden osalta voitiin todeta, että kaikki tuottosarjat yhtä lukuunottamatta olivat normaalijakautuneita. Vuosituottojen osalta tavalliset tuotot muistuttivat parhaiten normaalijakaumaa, kun taas neljännesvuosituottojen osalta normaalijakautuneisuuden päästiin paremmin logaritmitransformaation avulla. Kun neljännesvuosittaisia tuottosarjoja tarkasteltiin alueellisesti asuntotyypeittäin, muutamissa sarjoissa esiintyi poikkeamia normaalijakaumasta. Jakaumaominaisuuksia saatiin kuitenkin parannettua käyttämällä

logaritmisia tuottoja. Toisaalta, jos tuottojakauma ei vastannut normaalijakaumaoletusta, voitiin myös yhdestä kolmeen poikkeushavaintoa poistamalla päästä normaalijakaumaan yhtä sarjaa lukuunottamatta.

Seuraavaksi tutkittiin eri riskimittareiden antamia tuloksia suhteessa toisiin riskimittareihin. Tutkimuksen kohteena oli erityisesti CAP-mallissa esiintyvän sijoitushyödykkeen systemaattista riskiä kuvaavan beeta-kertoimen suhde muihin riskimittareihin. Tulosten mukaan tutkittujen riskimittareiden väliset korrelaatiot olivat hyvin korkeita vaihdellen 0,915–0,988 välillä. Suurin korrelaatio havaittiin beeta-kertoimen ja keskihajonnan välillä. Riskimittareista keskihajonta korreloi keskimäärin eniten muiden riskimittareiden kanssa.

Asuntomarkkinoiden tuottojen mittaamista tutkittiin sekä aritmeettisen että geometrisen keskiarvon avulla: aritmeettinen keskiarvo antoi noin prosentista puoleen prosenttiin suurempia arvioita tuoton suuruudesta verrattuna geometriseen keskiarvoon. Asetettaessa sijoituskohteita paremmuusjärjestykseen molemmat mittaustavat antoivat saman järjestyksen ääripäiden osalta, mutta niiden välissä järjestys hieman vaihteli. Lopuksi tutkittiin eri riskimittareiden ja eri tuottomittareiden välisiä korrelaatioita. Vaikka tuloksia voidaan osittain ennakoida mittareiden määritelmällisten ominaisuuksien perusteella, niin saatujen tulostenkin mukaan aritmeettinen keskiarvo korreloi kaikkien riskimittareiden kanssa enemmän kuin geometrinen keskiarvo.

Tutkittujen sarjojen osalta on mahdollista todeta, että pääsääntöisesti sijoituspäätöksiä voidaan tehdä, jos tuottosarjoista tunnetaan kaksi ensimmäistä momenttia eli keskiarvo ja varianssi. Lisäksi tulokset osoittivat, että pitkän aikasarjan (28 vuotta) vuosituottojen mittaamiseen aritmeettisen keskiarvon käyttö on mahdollista, kun taas neljännesvuosisarjojen käsittelyssä turvallisinta on suorittaa logaritmitransformaatio ja mitata tuottoja geometrisella keskiarvolla.

## LÄHTEET

- Berglund, T. & E. Liljeblom (1990). The impact of trading volume on stock return distributions: an empirical analysis. *Finnish Economic Papers* 3:2, 108–123.
- Brealey, R.A. & S.C. Myers (1991). *Principles of Corporate Finance*. New York jne.: McGraw-Hill Inc.
- Brueggeman, W.B., A.H. Chen & T.G. Thibodeau (1984). Real estate investment funds: performance and portfolio considerations. *AREUEA Journal* 12:3, 333–354.
- Campbell, J.Y. & L. Hentschel (1992). No news is good news – an asymmetric model of changing volatility in stock returns. *Journal of Financial Economics* 31, 281–318.
- Campbell, J.Y., A.W. Lo & A.C. MacKinlay (1997). *Econometrics of Financial Markets*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Carleton, W.T & J. Lakonishok (1985). Risk and return on equity: the use and misuse of historical estimates. *Financial Analyst Journal* (January–February), 38–47.
- Gat, D. (1994). Risk and return in residential spatial markets: an empiric and theoretic model. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 9, 51–67.
- Clascock, J.L. (1991). Market conditions, risk, and real estate portfolio returns: some empirical evidence. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 4, 367–373.
- Dillén, H. & B. Stoltz (1996). The distribution of stock market returns and the market model. *Working Paper Series* 8, Department of Economics, Uppsala University.
- Fama, E.F. (1968). Risk, Return, and equilibrium: some clarifying comments. *Journal of Finance* 23, 29–40.
- Frennberg, P. & Hansson, B. (1993). Some distributional properties of monthly stock returns in Sweden 1919–1990. *Finnish Economic Papers* 6:2, 108–122.
- Firstenberg, P.M., S.A. Ross & R.C. Zisler (1988). Real estate: the whole story. *Journal of Portfolio Management* (Spring), 22–34.
- Hartzell, D.J., C.H. Wurtzbaach & D.E. Watkins (1995). Combining publicly traded real estate securities with privately held portfolios. *Real Estate Finance* 12:3.
- Ibbotson, R. G. & L. B. Siegel (1984). Real estate returns: a comparison with other investments. *AREUEA Journal* 12:3, 219–242.
- Knif, J. & D. Sandås (1989a). Interdependence and usefulness of different market risk measures. *Meddelanden* No 195. Svenska Handelshögskolan.

- Knif, J. & D. Sandås (1989b). Risk persistence in common stock returns. *Meddelanden* No 196. Svenska Hadelhögskolan.
- Kon, S.J. (1984). Models of stock returns – a comparison. *Journal of Finance* XXXIX:1, 147–165.
- Kraus, A. & R.H. Litzenberger (1976). Skewness preference and the valuation of risk assets. *Journal of Finance* XXXI:4, 1085–1100.
- Laakkonen, A. & S. Pynnönen (1988). Return, risk and distribution statistics of common stocks. *Vaasan korkeakoulun julkaisuja, Tutkimuksia* No 130.
- Lai, T.-Y., & K. Wang (1998). Appraisal smoothing: the other side of the story. *Real Estate Economics* 26:3, 511–536.
- Liu, J. & C.H. Mei (1994). The predictability of real estate returns and market timing. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 8, 115–135.
- Martikainen, T. (1989). Osakeen riskin mittaaminen beeta-kertoimen avulla. *Rahoitusmarkkinat*, toim. Malkamäki-Martikainen. Weilin + Göös, 98–112.
- Myer, N.F.C. & J.R. Webb (1994). Statistical properties of returns: financial assets versus commercial real estate. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 8, 267–282.
- Nummelin, K. (1994). Expected Asset Returns and Financial Risks: Some Empirical Evidence on Swedish Data. *Skrifter utgivna vid svenska handelshögskola: Ekonomi och Samhälle* Nr 51.
- Quan, D.C. & S. Titman (1997). Commercial real estate prices and stock returns: an international analysis. *Financial Analysts Journal* (May/June), 21–34.
- Seiler, M.J., J.R. Webb & F.C.N. Myer (1999). Diversification issues in real estate investment. *Journal of Real Estate Literature* 7:2. 163–179.
- Virtanen, I. & P. Yli-Olli (1989). Cross-sectional properties and time-series persistence of financial ratio distributions. *European Institute for Advanced Studies in Management, Working Paper* 89–104.
- Webb, J.R. & J.H. Rubens (1988). The effect of alternative return measures on restricted mixed-asset portfolios. *AREUEA Journal* 16:2, 123–137.
- Zerbst, R.H. & B.R. Cambon (1984). Real estate: historical returns and risks. *Journal of Portfolio Management* (Spring) 3, 5–29.

**LIITE 2.1. Kaupunkien ja osa-alueiden lyhenteet**

## Vuosi- ja neljännesvuosiaineisto

1. **espka** : Espoo + Kauniainen
2. **hki** : Helsinki (koko kaupunki)
3. **hki1** : Helsinki, alue 1
4. **hki2** : Helsinki, alue 2
5. **hki3** : Helsinki, alue 3
6. **hki4** : Helsinki, alue 4
7. **kou** : Kouvola
8. **kuo** : Kuopio
9. **lrta** : Lappeenranta
10. **oulu** : Oulu
11. **pks** : pääkaupunkiseutu (Helsinki, Espoo, Vantaa ja Kauniainen)
12. **pori** : Pori
13. **tku** : Turku
14. **tre** : Tampere
15. **vantaa**: Vantaa

## LIITE 2.2. Tavallisten tuottosarjojen vinous (skewness) ja huipukkuus (kurtosis)

		Vuosi	NVi	NVx	1	2	3+
espka	skewness	0,154	0,106	0,181	-0,037	0,225	-0,033
	kurtosis	3,364	3,169	3,092	3,046	2,279	3,256
hki	skewness	-0,300	0,144	0,093	-0,029	0,294	0,313
	kurtosis	3,286	3,612	3,651	2,792	3,531	3,446
hki1	skewness	-0,450	0,366	0,431	0,402	-0,320	0,729***
	kurtosis	3,147	3,703	3,748	2,516	3,376	4,374*
hki2	skewness	-0,390	0,000	0,016	-0,038	0,363	-0,630
	kurtosis	3,012	2,835	2,850	3,189	2,874	4,261*
hki3	skewness	-0,345	-0,096	-0,121	-0,347	0,053	0,043
	kurtosis	3,266	3,089	3,142	2,676	3,063	3,976
hki4	skewness	0,048	0,370	0,342	0,178	0,698***	0,655*
	kurtosis	3,511	3,982	3,932	2,593	5,090***	3,396
kou	skewness	-0,280	0,063	0,074	0,116	-0,075	1,195***
	kurtosis	3,271	3,334	3,302	3,570	2,196	8,037***
kuo	skewness	0,212	0,868***	0,721**	1,383***	0,244	0,282
	kurtosis	2,781	5,018***	4,418***	5,082***	3,174	3,465
lra	skewness	0,137	-0,247	-0,431	-0,247	-0,217	0,424
	kurtosis	2,665	2,570	3,180	2,463	3,330	2,954
oulu	skewness	0,435	-0,003	0,026	-0,201	0,204	-0,490
	kurtosis	2,712	3,747	3,601	2,480	2,917	4,461**
pks	skewness	-0,211	0,139	0,095	-0,012	0,247	0,128
	kurtosis	3,325	3,646	3,728	2,720	3,333	3,861
pori	skewness	0,205	0,223	0,296	0,660	-0,235	0,555
	kurtosis	3,184	2,321	2,537	3,188	2,526	3,129
tku	skewness	0,308	0,484	0,588*	1,041***	0,360	0,276
	kurtosis	2,965	3,504	3,654	4,362*	3,290	3,729
tre	skewness	0,177	0,179	0,175	0,183	0,198	-0,194
	kurtosis	3,291	3,149	3,268	2,915	2,978	2,688
vantaa	skewness	0,074	-0,125	-0,131	-0,226	0,044	0,032
	kurtosis	3,494	3,688	3,844	2,900	2,892	3,761

\*\*\* 1% , \*\* 5% , \* 10% riskitaso

$$\text{Vinouden testaus } z = Sk \sqrt{\frac{(N-1)(N-2)}{6N}} \sim N(0,1)$$

$$\text{Huipukkuuden testaus } z = Ku \sqrt{\frac{(N-1)(N-2)(N-3)}{24N(N-1)}} \sim N(0,1)$$

- Vuosi : vuosihavaintojen tuottosarja 1970–1998 (indeksi)  
 NVi : indeksien neljännesvuosihavaintojen tuottosarja 1983/1–1998/4  
 NVx : keskihintojen neljännesvuosihavaintojen tuottosarja 1983/1–1998/4  
 1 : yksidiöiden keskihinnan tuottosarja 1985/2–1998/4  
 2 : kaksidiöiden keskihinnan tuottosarja 1985/2–1998/4  
 3+ : kolmiöiden ja sitä suurempien asuntojen keskihinnan tuottosarja 1985/2–1998/



**LIITE 2.3. Logaritmitransformoitujen tuottosarjojen vinous (skewness) ja huipukkuus (kurtosis)**

		Vuosi	NVi	NVx	1	2	3+
espka	skewness	-0,291	-0,057	0,028	-0,245	0,114	-0,245
	kurtosis	3,341	3,137	3,018	3,091	2,188	3,360
hki	skewness	-0,734	-0,033	-0,087	-0,175	0,104	0,133
	kurtosis	3,655	3,388	3,454	2,805	3,343	3,140
hki1	skewness	-0,849*	0,159	0,224	0,271	-0,269	0,429
	kurtosis	3,601	3,485	3,466	2,404	3,609	3,664
hki2	skewness	-0,756	-0,138	-0,123	-0,238	0,202	-0,965***
	kurtosis	3,442	2,837	2,847	3,270	2,845	5,289
hki3	skewness	-0,785	-0,245	-0,273	-0,488	-0,118	-0,209
	kurtosis	3,764	2,975	3,054	2,909	2,966	3,760
hki4	skewness	-0,469	0,168	0,142	0,025	0,353	0,470
	kurtosis	3,627	3,566	3,541	2,573	4,456**	3,047
kou	skewness	-0,634	-0,150	-0,131	-0,172	-0,212	0,178
	kurtosis	3,470	3,264	3,248	3,581	2,216**	5,938***
kuo	skewness	-0,087	0,634**	0,517	1,171**	0,093	0,046
	kurtosis	2,792	4,565**	4,080*	4,381*	3,085	3,240
lra	skewness	-0,106	-0,348	-0,572	-0,382	-0,453	0,193
	kurtosis	2,690	2,714	3,492	2,633	3,770	2,854
oulu	skewness	0,200	-0,169	-0,127	-0,326	0,066	-0,789**
	kurtosis	2,581	3,894	3,688	2,612	2,963	5,079***
pks	skewness	-0,659	-0,039	-0,088	-0,150	0,074	-0,096
	kurtosis	3,628	3,430	3,529	2,720	3,090	3,672
pori	skewness	-0,117	0,112	0,168	0,405	-0,397	0,306
	kurtosis	3,153	2,258	2,464	2,845	2,572	2,930
tku	skewness	-0,027	0,334	0,438	0,827**	0,175	0,080
	kurtosis	2,952	3,392	3,473	3,837	3,324	3,439
tre	skewness	-0,199	0,032	0,021	0,018	0,025	-0,337
	kurtosis	3,055	3,122	3,239	2,863	2,894	2,694
vantaa	skewness	-0,449	-0,337	-0,354	-0,423	-0,118	-0,236
	kurtosis	3,653	3,870	4,041	3,171	2,875	4,132

\*\*\* 1% , \*\* 5% , \* 10% riskitaso

$$\text{Vinouden testaus } z = Sk \sqrt{\frac{(N-1)(N-2)}{6N}} \sim N(0,1)$$

$$\text{Huipukkuuden testaus } z = Ku \sqrt{\frac{(N-1)(N-2)(N-3)}{24N(N-1)}} \sim N(0,1)$$

- Vuosi** : vuosihavaintojen tuottosarja 1970–1998 (indeksi)  
**NVi** : indeksien neljännesvuosihavaintojen tuottosarja 1983/1–1998/4  
**NVx** : keskihintojen neljännesvuosihavaintojen tuottosarja 1983/1–1998/4  
**1** : yksibiiden keskihinnan tuottosarja 1985/2–1998/4  
**2** : kaksibiiden keskihinnan tuottosarja 1985/2–1998/4  
**3+** : kolmioiden ja sitä suurempien asuntojen keskihinnan tuottosarja 1985/2–1998/4

### 3. CAP-MALLI JA BEETAN ESTIMOINTI ASUNTOMARKKINOILLA

#### 3.1. JOHDANTO

Asunnot ovat sijoitushyödykkeitä, mutta käyttäytyvätkö asuntomarkkinat sijoitushyödykkeiden hinnoittelumallien mukaisesti: vastaako sijoituksen suurta systemaattista riskiä eli markkinariskiä suuri odotettavissa oleva tuotto? Asunnonostajat pyrkivät yleensä parhaansa mukaan selvittämään ostettavan asunnon kunnan, jotta myöhemmin ei paljastuisi ikäviä asuntoon liittyviä yllätyksiä. Asunnon ostamiseen liittyy myös markkinariski: markkinoiden vaihtelut vaikuttavat kaikkien asuntojen hintoihin asunnon kunnosta riippumatta. Markkinariskiiin ei ole aikaisemmin kiinnitetty kovin paljoa huomiota asuntomarkkinoiden osalta, vaikka kyseessä ovat merkittävän suuret markkinat.

Tieto tai käsitys asuntojen markkinariskistä ja tuotto–riski -suhteesta voi vaikuttaa asuntomarkkinoilla toimivien taloudenpitäjien käyttäytymiseen, vaikka asunnonhankinnan ensisijainen motiivi ei olisikaan sijoittaminen tai spekulointi. Asuntojen omistamiseen liittyvän tuotto–riski -suhteen tiedostaminen voi tällöin olla esimerkiksi muuttoliikettä voimistava tai hillitsevä tekijä. Suurien institutionaalisten sijoittajien pitää yrittää hahmottaa, mihin maantieteelliselle alueelle ja minkälaisiin asuntoihin kannattaisi investoida tavoitellessaan asuntosijoituksilleen tiettyä tuoton ja systemaattisen riskin kombinaatiota. Yhteiskunnan rakennekehityksen kannalta on myös oleellista tietää, tukeeko institutionaalisten sijoittajien optimaalinen käyttäytyminen yhteiskunnan hyödyllisenä pitämää kehitystä. Tässä tutkimuksen luvussa pyritään valottamaan asuntoihin liittyvää markkinariskiä, ja tämän riskin kantamisesta mahdollisesti saatavaa tuottoa.

CAP-malli määrittelee tietyn markkinariskin sisältäville sijoitushyödykkeille odotettavissa olevan tuoton. Vaikka teorian mukaan CAP-mallin pitäisi hinnoitella kaikki sijoitushyödykkeet, mallin empiiriset testaukset on tehty lähes yksinomaan osakemarkkinoihin sovellettuina. Tutkimuksen tässä osassa laajennetaan mallin empiirisen soveltamisen alueeksi myös asuntomarkkinat. Laajennettua näkökulmaa voidaan perustella asuntovarallisuuden suurella osuudella kokonaisvarallisuudesta: tehokkaaseen markkinaportfolioon pitäisi kuu-

lua ainakin kaikki merkittävät sijoituskohteet. Tutkimuksen tämä osa pyrki luomaan laajennetun näkökulman CAP-mallin empiiriseen testaamiseen, ja mallin pitkän aikavälin kykyyn ennustaa asuntosijoitusten tuottoja.

Tutkimus etenee siten, että luvussa 3.1 esitellään CAP-mallia ja sen soveltamista sijoitushyödykkeiden analysointiin. Luvussa 3.2 käsitellään CAP-mallin estimointiin liittyviä ongelmia ja tutkimuksessa sovellettavia menetelmiä. Luvussa 3.3 tarkastellaan estimoituja markkinamalleja ja niiden tilastollisia ominaisuuksia. CAP-mallit estimoidaan ja estimoitujen mallien realistisuutta arvioidaan luvussa 3.4. Lopuksi luvussa 3.5 tehdään yhteenveto tuloksista.

### 3.1.1. CAP-malli

CAP-malli on sijoitushyödykkeiden hinnoittelumalli, jonka avulla voidaan määrittää eri riskitasoilla olevien sijoitusten tuottojen odotusarvot. Mallin kehitystyö sai alkusysäyksen Markowitzin (1952) kehittämästä normatiivisesta portfolioteoriasta, jossa selvitettiin riskiä karttavan sijoittajan optimaalista osakesalkun hajauttamista sijoittajan optimoidessa koko sijoitussalkun tuoton ja riskin suhdetta. Sharpe (1963) yksinkertaisti tehokkaan rintaman laskentaa olettamalla, että kaikki osakkeet liittyvät toisiinsa yhteisen tekijän eli markkina-portfolion kautta: kovarianssi-variانسsi -matriisin kaikkia termejä ei tarvitse erikseen laskea, koska yhden indeksin mallin virhetermien oletetaan olevan riippumattomia toisistaan. Shape (1964) sisällytti malliin tasapainorajoitteen, jonka toteutuminen hinnoittelee kaikki sijoitushyödykkeet. Jos jokin sijoitushyödyke ei sisälly markkinaportfolioon siinä suhteessa kuin sen arvo on markkinoilla, silloin kukaan ei halua omistaa kyseistä sijoitushyödykettä (Fama 1968). CAP-mallin kehittäjinä voidaan vielä mainita Lintner (1965), Mossin (1966), Treynor (1965) ja Black (1972). Vaikka Roll (1977) usein mainitaan CAP-mallin empiirisen testaamisen kriitikkona, hän kuitenkin vahvisti näkemystä, että CAP-mallin testaamisen suurin haaste on löytää oikea ja tehokas markkinaindeksi, jonka teoriassa pitäisi sisältää kaikki mahdolliset sijoitushyödykkeet.

CAP-mallin mukaan sijoitushyödykkeiden odotettu tuotto on lineaarisessa ja positiivisessa suhteessa sijoitushyödykkeen sisältämään systemaattiseen riskiin, jota mitataan beeta-kerroimella. Sijoitushyödykkeiden beeta-kerroin kuvaa herkkyyttä, jonka mukaan yksittäisen sijoitushyödykkeen tuotto heilahtelee suhteessa koko markkinoiden tuottoon. CAP-malli voidaan esittää muodossa

$$(3.1) \quad E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_m) - R_f] ,$$

jossa  $E(R_i)$  on sijoitushyödykkeen  $i$  odotettu tuotto,  $R_f$  on riskittömän sijoitushyödykkeen tuotto,  $E(R_m)$  on odotettu markkinatuotto ja  $\beta_i$  on sijoitushyödykkeen  $i$  systemaattinen riskitekijä.

Mallin empiirinen vastine saadaan korvaamalla odotusarvot havaintoarvoilla. Tällöin malli on muotoa

$$(3.2) \quad R_{it} = R_f + \beta_i(R_{mt} - R_f) + \varepsilon_{it} ,$$

jossa  $R_{it}$  on sijoitushyödykkeen  $i$  tuotto hetkellä  $t$ ,  $R_f$  on riskittömän sijoitushyödykkeen tuotto,  $\beta_i$  on sijoitushyödykkeen  $i$  systemaattinen riski,  $R_{mt}$  on markkinatuotto ja  $\varepsilon_{it}$  on virhetermi, joka mallin empiirisessä vastineessa kuvaa myös sijoitushyödykkeen satunnaista markkinoista riippumatonta tuottoa.

Ryhmittelemällä mallin (3.2) termit uudelleen saadaan

$$(3.3) \quad R_{it} = R_f (1 - \beta_i) + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} .$$

Beeta-kerroin estimoidaan usein pitkittäisregressiona Sharpen markkinamallilla

$$(3.4) \quad R_{it} = a_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} .$$

Tässä muodossa estimoitavassa markkinamallissa oletetaan, että riskittömän sijoitusyödykkeen tuotto ( $R_f$ ) pysyy vakiona ajan suhteen, jolloin vakion estimaatti on  $a_i = R_f(1 - \beta_i)$ . Jos kuitenkin riskitön tuotto  $R_f$  vaihtelee ajassa ja on korreloitunut markkinatuoton ( $R_m$ ) kanssa, aiheuttaa puuttuva muuttuja harhan beetan estimaattiin. Lisäksi voidaan havaita, että sijoitusyödykkeen suurilla beetan arvoilla ( $\beta_i > 1$ ) vakiolla on taipumus estimoitua negatiiviseksi ja pienillä beetan arvoilla ( $\beta_i < 1$ ) positiiviseksi. Jos markkinamalli estimoidaan ylituottomuodossa, niin silloin teorian mukaan markkinamallin vakion eli markkinoiden ulkopuolisen tuoton pitäisi olla nolla ja sijoitusyödykkeiden hintoihin vaikuttavien tekijöiden pitäisi tulla markkinatuoton kautta.

CAP-mallin testaus tapahtuu kaksivaiheisesti. Ensimmäisessä vaiheessa Sharpen markkinamallilla estimoidaan pitkäaikaisregressiolla sijoitusyödykkeen riskisyyttä kuvaavat beeta-kertoimet. Toisessa vaiheessa markkinamallilla estimoitujen beeta-kertoimien ja tuottojen suhdetta tarkastellaan poikittaisregression avulla. Poikittaisregressiossa estimoidaan beeta-kertoimen ja riskin välinen suhde eli empiirinen markkinasuora, jota nimitetään arvopaperimarkkinasuoraksi. Poikittaisregressiossa estimoidaan yhtälö

$$(3.5) \quad r_i = c + \beta_i \lambda + \epsilon_i,$$

jossa  $r_i$  on sijoitusyödykkeen  $i$  ex post tuotto,  $c$  on estimoitava vakio, joka kuvaa riskitöntä tuottoa,  $\beta_i$  on sijoitusyödykkeen  $i$  systemaattinen riski,  $\lambda$  on estimoitava riskipreemio ja  $\epsilon_i$  on virhetermi.

### 3.1.2. CAP-mallin soveltaminen

#### 3.1.2.1. Osakemarkkinat

Kansainvälisten tutkimusten perusteella ei voida todeta selvää empiiristä tukea CAP-mallille, mutta sitä ei ole myöskään kyetty empiirisesti osoittamaan vääräksi. Roll (1977) asetti kyseenalaiseksi ylipäänsä mallin empiirisen testaamisen mielekkyyden; Frankfurter & Phillips (1995) kiistivät mallin teoreettisen pohjan ja vaativat normatiivista lähestymistä-

paa rahoitusmarkkinoiden tutkimukseen. CAP-mallin kritiikot viittaavat usein Fama & Frenchin (1992) tuloksiin, joiden mukaan mallilla ei pystytä selittämään historiallisia tuottoja eikä ennustamaan tulevia tuottoja. Toisaalta Black (1993) ja Grundy & Malkiel (1996) osoittivat, että Beeta-kerroin ja CAP-malli eivät ole kuolleita käsitteitä: malli on edelleen hyödyllinen sijoittajille, jotka haluavat välttää markkinoiden systemaattista riskiä. Suomalaiset tutkimukset eivät ole kovin hyvin kyenneet osoittamaan CAP-mallin mukaisista osakemarkkinoiden käyttäytymistä. CAP-mallin vastaisten tulosten on arveltu johtuvan estimointiin liittyvistä ekonometrisista ongelmista (esim. Korhonen 1977; Vieru 1990). Beetan estimoinnissa on kokeiltu menetelmiä, jotka sallivat beetan muuttuvan ajan mukaan (Knif 1989; Berglund & Knif 1992; Malkamäki 1993). Suomalaisissa tutkimuksissa on usein käytetty toisen vaiheen poikittaisregression estimoinnissa Fama & MacBethin (1973) esittelemää iteratiivista estimointimetodia. Poikittaisregression tuloksia on puolestaan yritetty parantaa siirtymällä OLS-estimoinnista WLS-estimointiin, jossa "huonommat" beeta-kertoimet saavat pienemmän painon (Berglund & Knif 1992). CAP-mallin estimointiin liittyvillä ekonometrisesti sofistikoituneimmilla menetelmillä on saatu jonkin verran parannettua tuloksia.

### 3.1.2.2. Kiinteistömarkkinat

Kiinteistömarkkinoiden analyysissä yleensä hyväksytään näkemys, jonka mukaan suurta riskiä pitää vastata suuri tuotto. Erilaisia käsityksiä on siitä, miten riski pitää määritellä, ja voidaanko asuntomarkkinoiden analysointiin soveltaa portfolionäkökulmaa. Jos asunto ymmärretään sijoitushyödykkeeksi, jonka hinnoitteluun ei sisälly ajatusta asunnonomistajan koko sijoitettavan omaisuuden optimaalisesta allokoinnista, asuntosijoituksen riskiä voidaan kuvata sen varianssilla (esim. Gat 1994; Crone & Voith 1999). Jos taas tarkastellaan koko sijoitussalkun, johon myös asuntovarallisuus sisältyy, optimaalista allokoointia, riskiä voidaan kuvata suhteessa markkinariskiin (ks. Berkovec 1989; Goetzmann 1993). Voidaan myös ajatella, että sijoittajat eivät pidä markkinariskistä, vaikka heillä ei olisikaan täysin hajautettuja sijoitussalkkuja.

CAP-mallia on sovellettu kiinteistömarkkinoiden tutkimukseen vertaamalla eri kiinteistösijoitusyhtiöiden osakkeiden riskin ja tuoton kehitystä suhteessa toisiinsa samanlaisiin yhtiöihin (Miles & Estay 1982; Miles & McQue 1982) tai vertaamalla suoraan kiinteistösijoituksia muihin sijoitushyödykkeisiin (Brueggeman, Chen & Thibodeau 1984). Tulosten mukaan sijoitussalkun riski-tuotto -suhdetta on yleensä saatu huomattavasti parannettua ottamalla kiinteistösijoitukset mukaan sijoitusportfolioon. Tässä luvussa suoritettavassa tutkimuksessa systemaattisen riskin kantamisesta saatavaa tuottoa ei verrata muihin sijoitushyödykkeisiin, vaan suhteessa asuntosijoituksiin muilla paikkakunnilla.

CAP-mallia sovellettaessa osakemarkkinoiden tutkimiseen osakkeista usein muodostetaan salkkuja, joiden beeta-kertoimien avulla tehdään päätelmiä salkun tuoton ja riskin välisestä suhteesta. Suomessa CAP-mallin soveltamista osakemarkkinoiden tutkimiseen on rajoittanut vaikeus muodostaa riittävän monta järkevän kokoista salkkua (ks. esim. Korhonen 1977). Sovellettaessa CAP-mallia asuntomarkkinoiden analysointiin markkinapaikat (kaupungit, kaupungin osat tai alueet) ja asuntotyypit (yksiöt, kaksiot ja suuremmat asunnot) muodostavat salkut. Tällöin voidaan olettaa, että estimointitulokset ovat verrannollisia sellaisten tutkimusten kanssa, joissa on muodostettu osakesalkkuja.

## 3.2. CAP-MALLIN ESTIMOINNIN ONGELMIA

### 3.2.1. Katsaus ekonometrisiin ongelmiin

Tutkimuksessa estimoitavien beeta-kertoimien oletetaan olevan ajan suhteen stabiileja, koska kyseessä on laajat sijoitussalkut. Jos beeta-kertoimet eivät ole stabiileja, tarvitaan menetelmä, joka määrittelee muuttuvat kertoimet. Riski-tuotto -suhteen olemassaolo voidaan myös kiistää, jos beetan kertoimet muuttuvat ennakoita arvaamattomalla tavalla. Pitkittäisregressiossa markkinamallin estimoinnin tilastollinen tehokkuus paranee, kun estimointi suoritetaan riittävän pitkällä aikavälillä. Martikaisen (1989: 109) osakemarkkinoilla suorittaman tutkimuksen mukaan beeta-kertoimien stabiilisuus lisääntyi estimointiperiodia pidennettäessä. Parhaimmat tulokset saatiin, kun periodin pituus oli 8 vuotta. Markkina-

mallin avulla tapahtuvassa beetan estimoinnissa tavallisesti oletetaan kiinteä riskittömän sijoituskohteen tuotto, mikä puolestaan voi asettaa rajoitteita estimointiperiodin pituudelle. Lisäksi on huomioitava sekin mahdollisuus, että sijoitussalkkujen kuten yksittäisten osakkeiden beeta-kertoimien luonteeseen kuuluu niiden muuttuminen ajan kuluessa.

Markkinamallin pitkittäisregression residuaalin autokorrelaatiota vähennetään yleensä pidemmällä havaintojen väliä. Suomessa osakemarkkinoiden perättäisten tuottojen on havaittu olevan autokorreloituja (Berglund 1986). Käytettäessä päivähavaintoja pidempää havaintoväliä tuottojen autokorreloituneisuuden on todettu vähenevän.

Pitkittäisregression heteroskedastisuuden voidaan vaikuttaa siirtymällä ajan mukaan muuttuvien beeta-kertoimien estimointiin. Estimointi voidaan suorittaa instrumenttimuuttujien, Kalman filterin tai (G)ARCH-mallien avulla. Esimerkiksi mitä voimakkaampi ehdollinen heteroskedastisuus (ARCH-efekti) havaitaan sitä tehottomampi OLS-estimointi on suhteessa ML-estimointiin (Maximum Likelihood). Poikittaisregression heteroskedastisuuden voidaan puolestaan vaikuttaa suorittamalla OLS-estimoinnin sijaan WLS-estimointi, jolloin beeta-kertoimia painotetaan regressiossa eri tavoin.

EIV-ongelma (Errors In Variables) aiheutuu siitä, että poikittaisregressiossa estimoidaan todellisten beeta-kertoimien sijaan pitkittäisregressiossa saadut virhetermin sisältävät beeta-estimaatit. Tällöin regression tilastollinen voimakkuus saattaa tulla niin heikoksi, ettei riski-tuotto -suhdetta havaita, vaikka sellainen todellisuudessa esiintyisikin. EIV-ongelman vuoksi poikittaisregression vakio eli riskitön korko yliestimoiduu ja riskipremio aliestimoiduu. Osakemarkkinoilla tähän ongelmaan ratkaisuksi Blume (1971) esitti salkkujen muodostamisen. Fama & MacBeth (1973) puolestaan esittivät tavan, jolla sopivia salkkuja voidaan muodostaa.



### 3.2.2. Markkinaportfolion määrittely

Rollin (1977) esittämän kritiikin mukaisesti CAP-mallin empiirinen testaus on hyvin vaikeaa tai jopa mahdotonta, koska ei tunneta kaikkia sijoitushyödykkeitä sisältävää todellista markkinasalkkua: empiirisessä testauksessa on käytettävä jotain tehokasta indeksiä, joka approksimoi todellista markkinasalkkua. Osakkeiden yleisindeksi ei välttämättä kuvaa sijoittajien käytettävissä olevaa markkinasalkkua kovinkaan hyvin, koska osakkeiden osuus kaikesta sijoitusomaisuudesta on suhteellisen pieni. USA:ssa sijoitettavissa olevasta omaisuudesta pelkästään asuntojen osuus on 39,1 %, koko kiinteistökannan osuus 53,5 % ja osakkeiden vain 20 % (Ibbotson, Siegel & Love 1985). Kiinteistöomaisuuden arvo koko maailman investoitavissa olevasta omaisuudesta on yli 33 % (Ibbotson & Siegel 1983). Suomessa asuntovarallisuus on yli 35 % kansallisvarallisuudesta (Parkkinen 1993). Kritiikin mukaan CAP-mallin empiirinen testaus liittyy siis enemmän annetun markkinaportfolion keskiarvo–variantsi -tehokkuuden testaamiseen kuin varsinaisen CAP-mallin testaamiseen (Lehmann 1992).

Webb (1990) osoitti, että markkinaportfolion valinnalla on ratkaiseva vaikutus tehtäessä sijoituspäätöksiä CAP-mallin antamien tulosten perusteella: sijoitusportfolion koostumus vaihteli käytettäessä eri markkinaportfolioita. Tutkimuksessa osoitettiin, että kiinteistöomaisuus tulisi sisältyä sekä markkinaportfolioon että sijoitusportfolioon.

Rosenbergin (1981) käsityksen mukaan "todellinen tehokas markkinaportfolio" ei ole hyödyllinen käsite. Oleellista ei ole se, että jokin epätehokas markkinaportfolio johtaa väärään tilastolliseen päätelmään; tärkeämpää on testata "järkevien" markkinaportfolioiden antamia tuloksia. Stambaugh (1982) ja Brown & Brown (1987) osoittivat, että käytettäessä järkeviä markkinaportfolioita Rollin (1977) esittämien ristiriitaisten tulosten todennäköisyys on pieni. Tässä tutkimuksessa markkinaportfoliona käytettävää Tilastokeskuksen laskemaa asuntojen hedonista hintaindeksiä (ks. esim. Asuntojen hinnat 1999, 1. neljännes: 9–10) ei tuki voida esittää Rollin (1977) vaatimana markkinaportfoliona, mutta ainakin se voidaan mieltää järkeväksi asuntomarkkinasalkun approksimaatioksi (ks. liite 3.7).

### 3.2.3. Aikasarjojen varianssi

Asuntojen hintojen aikasarjojen perusteella ei voida tietää yksittäisten asuntojen hintojen todellista vaihtelua. Asunnoilla ei ole yhtä markkinahintaa kuten osakkeilla, koska asunnot ovat melko heterogeenisiä laadun ja sijainnin suhteen ja koska yksittäisellä asunnolla käydään harvoin kauppaa. Kiinteistöjen hinnat ja tuotot joudutaan usein arvioimaan muiden vastaavien asuntojen perusteella. Jos volatiileilla markkinoilla asuntojen hinta-arvioinnissa ollaan liian varovaisia, niin hintojen todellinen varianssi voi helposti tasoittua ja tällöin asuntosijoitusten riskisyys aliarvioidaan. Osassa tutkimuksia varianssin mahdollinen tasoittuminen on jätetty kokonaan huomiotta (esim. Brueggeman, Chen & Thibodeau 1984; Miles & McCue 1984; Hartzell, Hekman & Miles 1987). Varianssin tasoittumista voidaan yrittää korjata lisäämällä varianssia keinotekoisesti (esim. Firstenberg, Ross & Zissler 1988; Webb & Rubens 1988) tai soveltamalla aikasarjatekniikkaa varianssin lisäämiseksi (Geltner 1991). Hinta-arvioinnissa tapahtuva volatilitietin tasoittuminen ei kuitenkaan ole täysin kiistatonta, vaan kiinteistösijoitukset voivat aidosti olla selvästi vähemmän riskipitoisia sijoituksia kuin osakesijoitukset (Lai & Wang 1998). Tässä tutkimuksessa aikasarjojen varianssin mittaamiseen liittyvät ongelmat pyritään ratkaisemaan olettamalla kukin asuntojen hintojen aikasarja yhdeksi sijoitusvaihtoehdoksi ja mittaamalla asuntosijoitusten tuottoja tapahtuneiden kauppojen perusteella. Puutteellisten vuokratuottotilastojen vuoksi hintasarjoja joudutaan käyttämään tuottosarjojen approksimaatioina.

### 3.2.4. Tutkimuksen metodi ja lähestymistapa

Tutkimuksen ensimmäisessä vaiheessa estimoidaan markkinamallilla asuntosijoitusten riskisyyttä kuvaavat beeta-kertoimet vuosiaineistolla viidelletoista alueelliselle asuntomarkkinalle (liite 3.1). Markkinamallien beetan estimointi suoritetaan koko käytettävissä olevalla aineistolla, jotta saataisiin luotettavat pitkän aikavälin riskisyyttä kuvaavat estimaatit. Tarkastelun suorittamista pitkällä aikavälillä voidaan myös perustella kotitalouksien elinkaariajattelulla tai portfoliosijoituksista vastaavien salkunhoitajien suunnitteluhorisontilla, joka on mieluummin pitkä kuin lyhyt: salkunhoitajat pyrkivät pitkän aikavälin tuottotavoitteisiinsa, eivätkä he ole välttämättä kiinnostuneita lyhyen aikavälin volatilitietista

(Bauman & Miller 1994). Pitkällä aikavälillä myös realisoituneet tuotot vastaavat paremmin odotettuja tuottoja, jos odotukset ovat rationaalisia ja keskimäärin oikeita. Pitkän aikavälin tarkastelu käytännössä tarkoittaa sitä, että analysointiperiodin pitäisi ulottua ainakin yli koko suhdannejakson.

Seuraavassa vaiheessa tarkastellaan estimoitujen markkinamallien tilastollisia ominaisuuksia: ovatko markkinamallit tilastollisesti hyväksyttäviä ja beeta-kertoimet stabiileja koko estimointiperiodin ajan. Jos beeta-kertoimet ovat stabiileja, voidaan asuntomarkkinoilla todeta vakioriskisyys pitkällä aikavälillä. Lopuksi suoritetaan CAP-mallin testaus poikkittaisregressioiden avulla. Päätelmät mallin toimivuudesta tehdään mallin tilastollisten ominaisuuksien ja mallin antamien tulosten realistisuuden perusteella. Tutkimuksen tavoitteena on siis selvittää 1) saadaanko asuntomarkkinoilla CAP-mallia tukevia tuloksia, ja voidaanko mallia hyödyntää analysoitaessa asuntomarkkinoiden markkinariskiä; 2) mitkä ovat asuntomarkkinoihin sovellettavan CAP-mallin ekonometriset ja tilastotieteelliset ongelmat, ja miten näitä ongelmia voidaan käsitellä; 3) mikä on asuntomarkkinoilta estimoidun markkinamallin ja beeta-kertoimen stabiilisuus ajan suhteen; 4) minkälainen on asuntomarkkinoilla systemaattisen riskin ja tuoton välinen suhde.

### 3.3. MARKKINAMALLIT

#### 3.3.1. Markkinamallien estimointi

Markkinamallit estimoidaan vuosiaineistolla ajanjaksona 1970–1998 viidelletoista markkinapaikalle (liite 3.1). Markkinamallin ja CAP-mallin estimointi suoritetaan käyttäen sekä tavallisia että logaritmitransformoituja tuottoja. Koko markkinoiden riskisyyttä kuvaavana markkinaportfoliona käytetään Tilastokeskuksen laskemaa koko maan kattavaa asuntojen hintaindeksiä. Markkinamallissa tuotto koostuu vakioisesta sijoitusyödykekohtaisesta tuotosta ( $\alpha_i$ ) ja markkinatuottoon liittyvästä tuotosta ( $\beta_i R_M$ ). Estimoidut markkinamallit on esitetty liitteessä 3.2.

Vuosiaineistosta estimoidut beeta-kertoimet vaihtelivat 0,744–1,223 välillä (liite 3.2). Kaikkien beeta-kertoimien t-arvot olivat selvästi tilastollisesti merkitseviä. Odotusten mukaisesti markkinamallien vakiotermin estimaatit (a) eivät poikenneet tilastollisesti merkitsevästi nolasta Vantaata ja Helsingin nelosaluetta lukuunottamatta. Vakiotermeillä oli taipumus olla negatiivisia suurilla ja positiivisia pienillä beetakertoimien arvoilla, mitä ilmiötä on aikaisemmin selitetty nolla-beeta -mallin avulla (ks. Elton & Gruber 1991: 345–346). Markkinamallien selityksasteet olivat korkeita vaihdellen 0,71–0,97 välillä. Estimointien perusteella voitiin havaita, että beeta-kertoimilla oli taipumus kasvaa selityksasteiden noustessa. Tavallisten tuottojen perusteella estimoitujen beeta-kertoimien keskiarvo oli 1,015 ja logaritmitransformoitujen osalta 1,020.

### **3.3.2. Markkinamallien tilastolliset ominaisuudet**

#### **3.3.2.1. Tilastolliset testit**

Markkinamalleista tutkittiin seuraavat tilastolliset ominaisuudet:

##### **1) Autokorrelaatio**

###### **a) DW -testi**

- 1. asteen autokorrelaatio

###### **b) LM -testi**

- 2. asteen autokorrelaatio

##### **2) Heteroskedastisuus**

###### **a) White-testi**

##### **3) Spesifikaatio ja stabiilisuus**

###### **a) RESET-testi**

- 2. ja 3. asteen epälineaarisuus

###### **b) CUSUM-neliötesti**

### 3.3.2.2. Testien tulokset

Tilastollisten testien perusteella markkinamalleissa ei voitu havaita autokorrelaatiota tai heteroskedastisuutta (liite 3.3). Reset-testi osoitti spesifikaatiovirhettä ainoastaan logaritmitransformoitujen tuottojen osalta Oulun markkinamallin kohdalla. CUSUM-neliötestissä muutamalla markkinamallilla oli havaittavissa selvästi epästabiilisuutta 5 %:n riskitasolla (liitteet 3.5 ja 3.6). Tilastollisten testien perusteella markkinamallit osoittautuivat suhteellisen hyväksyttäväksi, vaikka kaikki mallit eivät olleet täysin stabiileja.

## 3.4. CAP-MALLIT

### 3.4.1. CAP-mallien estimointi

CAP-mallit estimoidaan käyttäen sekä tavallisia että logaritmitransformoituja tuottoja. Aluksi estimoidaan CAP-malli koko periodille vuosien 1970–1998 väliseltä ajanjaksolta. Tämän jälkeen tarkastellaan hintojen nousukausia (1970–1986, 1987–1989 ja 1993–1998) ja laskukautta (1990–1993) erikseen (taulukot 3.1 ja 3.2).

**Taulukko 3.1.** CAP-malli tavallisilla tuotoilla estimoituna.

Periodi	C	$\lambda$	F-arvo	$R^2$
1970-1998	0,054 (5,26)***	0,030 (2,96)**	8,77	0,40
1970-1986	0,049 (3,40)***	0,057 (4,05)***	16,4	0,56
1987-1989	0,115 (5,80)***	0,116 (6,03)***	36,4	0,74
1990-1993	0,046 (2,15)*	-0,163 (-7,80)***	60,9	0,82
1994-1998	0,042 (2,18)**	0,041 (2,16)*	4,66	0,26

Riskitasot: \*\*\* 1 %, \*\* 5 %, \* 10 %

Taulukko 3.2. CAP-malli logaritmitransformoiduilla tuotoilla estimoituna.

Periodi	C	$\lambda$	F-arvo	$R^2$
1970-1998	0,058 (6,53)***	0,016 (1,83)*	3,36	0,21
1970-1986	0,049 (4,11)***	0,049 (4,24)***	18,0	0,58
1987-1989	0,121 (7,87)***	0,083 (5,57)***	31,1	0,70
1990-1993	0,061 (3,14)***	-0,188 (-10,0)***	99,9	0,88
1994-1998	0,048 (2,87)**	0,028 (1,73)	3,00	0,19

Riskitasot: \*\*\* 1 % , \*\* 5 % , \*10 %

### 3.4.2. CAP-mallien realistisuus

Estimoitujen CAP-mallien realistisuutta voidaan arvioida useiden kriteerien perusteella:

- sijoitushyödykkeiden pitkän aikavälin tuoton suuruus suhteessa riskittömään korkokantaan,
- riskipreemion realistisuus,
- riskittömän korkokannan realistisuus,
- mallin toimivuus eri indekseillä ja ajanjaksoilla ja
- tuoton ja beeta-kertoimen välinen lineaarinen riippuvuus.

CAP-mallin logiikan mukaan ainakin pitkällä aikavälillä arvopaperimarkkinasuoran kulmakertoimen pitäisi olla positiivinen. Sijoittaja saa tällöin korvauksen systemaattisen riskin kantamisesta, kun malttaa pitää sijoituskohdetta hallussaan yli suhdannejaksojen. Tämä toteutui molemmissa CAP-mallin estimoinnissa, vaikka palkkio riskin kantamisesta vaihteli: tavallisilla tuotoilla estimoituna riskipreemio oli miltei puolet suurempi. Tavallisilla tuotoilla estimoidun CAP-mallin mukaan kantamalla markkinariskin saa kolmen prosentin ylimääräisen tuoton riskittömän sijoituskohteen tuoton lisäksi. Riskipreemion kertoimen tilastollinen merkitsevyys oli myös parempi tavallisilla tuotoilla mitattuna.

Mallia testattaessa lyhyemmillä aikaväleillä voitiin todeta, että asuntojen jyrkässä hintojen nousussa ja laskussa riskipremio sai huomattavasti korkeamman arvon kuin pitkän aikavälin estimoinnissa: riskisellä asunosijoituksella voi hintabuumin aikana ansaita huomattavasti enemmän ja toisaalta hintojen romahtaessa hävitä enemmän kuin pitkän aikavälin tarkastelussa. Asuntojen hintabuunit tarjoavat spekulioijille mahdollisuuden ansaita hyvin, jos oivaltaa ajoissa hypätä pelistä pois. Tavallisen asunnonostajan kannalta on kuitenkin lohdullista se, että pitämällä asunto yli suhdannehuippujen riskinkantamisesta palkitaan.

Molemmissa pitkän aikavälin estimoinnissa riskittömän sijoituskohteen koroksi estimoitui noin 5,5 %. Riskitöntä sijoituskohdetta ei ole yksiselitteisesti määritelty: se voi olla valtion obligaatio tai pankkitalletus. Suomessa on perinteisesti koettu pankkitallettaminen riskisijoittamisen vaihtoehdoksi, joten lienee realistista etsiä riskitöntä korkoa pankkisektorin tarjoamista talletuskoroista. OECD:n tilastojen mukaan Suomessa vuosina 1970–1997 painotettu keskimääräinen talletuskorko oli noin 4,9 %. Tähän verrattuna CAP-mallien antama pitkän aikavälin riskitöntä korkoa voidaan pitää järkevän suuruisena estimaattina. Toisaalta voidaan todeta, että CAP-mallissa oletetaan vakioinen riskitön korko ja kuitenkin voidaan havaita vuoden 1994 jälkeen keskimääräisten talletuskorkojen laskeneen selvästi alle pitkän aikavälin keskiarvon alapuolelle.

Osaperiodien tarkastelussa havaitaan, että vuosien 1987–1989 estimoinnissa riskitön korko oli yli 11 %, mikä on yli 6 % korkeampi kuin pankkien talletuksille maksama keskimääräinen painotettu korko. Ilmiötä voi yrittää tulkita rahoitusmarkkinoiden vapautumista seuranneeksi tapahtumaksi, jossa uusien sijoitusvaihtoehtojen korostuminen markkinoilla saatoi myös aiheuttaa nousun riskittömän koron vaatimuksessa. Tällöin saatettiin mieltää myös riskiä sisältävät sijoituskohteetkin riskittömiksi. Tavallisilla tuotoilla mitattuna vuosille 1990–1993 estimoitui 4,6 % ja vuosille 1994–1998 4,2 % riskittömän sijoituskohteen koroiksi, mitkä voidaan tulkita realistisiksi estimaateiksi. Molemmissa CAP-mallien estimoinnissa 1990-luvun loppupuolelle siirryttäessä riskittömän sijoituskohteen korko on laskussa, mikä hyvin vastaa reaali maailman kehitystä.

CAP-mallien lineaarista riippuvuutta testattiin Reser-testillä ja heteroskedastisuutta White-testillä. Mallit osoittautuivat homoskedastisiksi, eikä arvopaperimarkkinasuorassa voitu havaita toisen asteen epälineaarisuutta (liite 3.4). Taulukoissa 3.3 ja 3.4 verrataan estimoitua riskittömän sijoituskohteen tuottoa (C) empiiriseen vastineeseen ( $R_f$ ) sekä estimoitua riskipremiota ( $\lambda$ ) sen empiiriseen havaintoon ( $R_m - R_f$ ). Taulukoista 3.3 ja 3.4 havaitaan, että estimoitujen mallien kertoimet vastaavat varsin hyvin empiirisiä vastineitaan sekä riskittömän korkokannan että riskipremion osalta. EIV-ongelma, jonka mukaan riskitön korkokanta yliestimoituu ja riskipremio aliestimoituu, ei ollut tässä tutkimuksessa vaikutukseltaan kovin merkittävä, vaikka riskipremiolla olikin taipumus hieman aliestimoitua. Riskitön korko puolestaan estimoitui lähelle empiiristä vastinetta, eikä sen arvo systemaattisesti yliestimoitunut.

**Taulukko 3.3.** CAP-malli tavallisilla tuotoilla ja empiiriset vastineet.

Tavalliset tuotot					
Periodi	$R_m$	$R_f$	C	$R_m - R_f$	$\lambda$
1970-1998	0,083	0,049	0,054	0,034	0,030
1970-1986	0,107	0,050	0,049	0,057	0,057
1987-1989	0,233	0,052	0,115	0,181	0,116
1990-1993	-0,116	0,063	0,046	-0,179	-0,163
1994-1998	0,075	0,024	0,042	0,051	0,041

$R_m$ : markkinatuotto (koko maan indeksi)

$R_f$ : riskittömän sijoituskohteen tuotto (pankkien keskimääräinen painotettu talletuskorko)

C: CAP-mallilla estimoitu riskitön tuotto

$R_m - R_f$ : empiirinen riskipremio

$\lambda$ : CAP-mallilla estimoitu riskipremio



Taulukko 3.4. CAP-malli logaritmitransformoiduilla tuotoilla ja empiiriset vastineet.

Logaritmitransformoidut tuotot					
Periodi	R <sub>m</sub>	R <sub>f</sub>	C	R <sub>m</sub> -R <sub>f</sub>	λ
1970-1998	0,074	0,047	0,058	0,027	0,016
1970-1986	0,100	0,049	0,049	0,051	0,049
1987-1989	0,206	0,050	0,121	0,156	0,083
1990-1993	-0,124	0,061	0,061	-0,185	-0,188
1994-1998	0,070	0,024	0,048	0,046	0,028

R<sub>m</sub>: markkinatuotto (koko maan indeksi)

R<sub>f</sub>: riskittömän sijoituskohteen tuotto (pankkien talletuskoron logaritmitransformoitu tuotto)

C: CAP-mallilla estimoitu riskitön tuotto

R<sub>m</sub> - R<sub>f</sub>: empiirinen riskipremio

λ: CAP-mallilla estimoitu riskipremio

### 3.5. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkimuksen luvussa 3 sovellettiin sijoitushyödykkeiden hinnoitteluun käytettävää CAP-mallia asunto-osakkeiden systemaattisen riskin hinnoitteluun. Mallin perusteella sijoittajien pitäisi saada korvaus systemaattisen riskin eli markkinariskin kantamisesta suuremman tuoton muodossa. Sijoituskohteiden systemaattinen riski estimoitiin Sharpen markkinamallilla, jossa markkinaindeksinä käytettiin Tilastokeskuksen laskemaa koko maan kattavaa asuntohintaindeksiä. Analysoitavina sijoituskohteina olivat eri paikkakuntien eli markkinapaikkojen (kaupunkien ja Helsingin osalta neljän kaupunginosan) käytettyjen kerrostaloasuntojen hintojen kehitys Tilastokeskuksen laskemalla ja painottamalla tavalla.

Sijoituskohteiden riskisyyttä kuvaavien beeta-kertoimien estimoinnin metodologisena lähestymistapana oli ensin estimoida beeta-kertoimien arvot koko käytettävissä olevan aineiston osalta. Tämän jälkeen tutkittiin markkinamallien tilastollisia ominaisuuksia. Vuosiaineistosta estimoidut markkinamallit osoittautuvat diagnostisten tarkistusten perusteella jokseenkin moitteettomiksi ja useimmat mallit voitiin todeta ajan suhteen melko

stabiileiksi. Tämä on mielenkiintoinen havainto, kun ottaa huomioon tutkimusperiodin aikana tapahtuneet suuret institutionaaliset muutokset rahoitus- ja asuntomarkkinoilla.

CAP-mallien käyttökelpoisuutta ja realistisuutta arvioitiin vertaamalla mallien antamaa riskitöntä tuottoa ja riskipremiötä reaali maailmassa havaittavissa oleviin arvoihin. Vertailussa CAP-mallien estimaatit osoittautuivat varsin tarkoiksi sekä riskittömän korkokannan että riskipremion osalta: EIV-ongelma ei osoittautunut kovin merkittäväksi.

Aikaisemmista suomalaisista osakemarkkinatutkimuksista poiketen tutkimuksessa saatiin CAP-mallia tukevia tuloksia. Tutkimuksessa käytetty markkinasalkun indeksi voidaan määrittellä mallin logiikan mukaisesti keskiarvo-varianssi -tehokkaaksi. Vaikka käytettyä markkinaindeksiä ei toki voida pitää Rollin (1977) kritiikin mukaisena kaikki sijoitushyödykkeet sisältävänä markkinaindeksinä, niin ainakin voidaan todeta, että systemaattisen riskin kantamisesta asuntomarkkinoilla sai pitkällä aikavälillä paremman tuoton. Yleisperiaatteena voidaan todeta, että tutkimuksessa analysoitavan periodin pitää olla riittävän pitkä, jotta estimoidut beeta-kertoimet olisivat luotettavia ja pitkän aikavälin keskimääräinen tuotto riskin kantamisesta tulisi esiin. Lisäksi voidaan todeta, että valittavina olevien sijoituskohteiden pitäisi olla riittävän laajoja sijoitussalkkuja, jotta yksittäisten poikkeushavaintojen merkitys tasoittuisi.

CAP-mallien estimoidut arvopaperimarkkinasuorat voivat olla myös alaspäin osoittavia, jos tarkasteluperiodina on laskukausi, jolloin riski on toteutunut. CAP-mallin toimivuuden arvioinnin kannalta luotettavimpia tuloksia saadaan, kun estimointiperiodi on vähintään suhdannejakson mittainen. Lisäksi suomalaisessa osakemarkkinatutkimuksessa on ollut vaikeutena riittävän monien järkeväen kokoisten osakesalkkujen muodostaminen. Kun osakesalkkujen muodostaminen on kierretty käyttämällä yksittäisiä osakkeita, beettojen stabiilisuus on tullut heikoksi. Stabiilisuusongelma on taas pyritty hoitamaan käyttämällä lyhempiä periodeja, mikä taas on johtanut satunnaisvaihteluista aiheutuviin ongelmiin. Tämän tutkimuksen osalta voidaan tietenkin kritisoida sitä, että päähuomion ollessa kiinnitetynä beeta-kertoimien pitkän aikavälin estimaatteihin ja niiden stabiilisuuteen, niin tutkimuksessa ei ole voitu käyttää osaa havaintoaineistosta beettojen tutkimiseen ja toista osaa

CAP-mallin testaukseen. Tämän tutkimuksen valossa CAP-mallin estimoinnin ongelmat ovat kuitenkin usein enemmän metodologisia kuin ekonometrisia.

Tutkimuksen tulosten mukaan eniten systemaattista riskiä eli markkinariskiä sisältävät asunnot ovat Uudellamaalla ja Helsingissä, mitä ei voida pitää kovin yllättävänä tuloksena. Institutionaalisten sijoittajien ja tavallisen asunnonostajan kannalta on kuitenkin mielenkiintoista havaita, että tämän riskin kantamisesta palkitaan pitkällä aikavälillä suuremmalla odotettavissa olevalla tuotolla. Tämä seikka voi motivoida institutionaalisia sijoittajia panostamaan nimenomaan pääkaupunkiseudulle, ja toisaalta tämä voi helpottaa joidenkin kansalaisten muuttopäätöstä ja asunnonhankintaa. Toisaalta pääkaupunkiseudulta asuntoa hankittaessa on varauduttava muuta maata voimakkaampiin asuntojen hintojen heilahteluihin ylös- ja alaspäin: myyntipaniikki laskusuhdanteessa voi tulla erityisen kalliiksi.

## LÄHTEET

- Asuntojen hinnat 1999* (House prices). 1. neljännes. Helsinki: Tilastokeskus.
- Bauman, W. S. & E.M. Miller (1994). Can managed portfolio performance be predicted. *Journal of Portfolio Management* 20:4, 31–40.
- Berglund, T. (1986). Anomalies in stock returns on a thin security market. *Julkaisuja* 37, Svenska handelshögskolan.
- Berglund, T. & J. Knif (1992). Time varying risk and CAPM-tests on data from a small stock market. *Meddelande* No 276, Svenska handelshögskolan.
- Berkovec, J. (1989). A general equilibrium model of housing consumption and investment. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 2, 157–172.
- Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business* 45, 444–455.
- Black, F. (1993). Return and beta. *Journal of Portfolio Management* 20:1, 8–18.
- Blume, M.E. (1971). On the assesment of risk. *Journal of Finance* 26:1, 1–10.
- Brown, K.C. & G.D. Brown (1987). Does the composition of the market portfolio really matter. *Journal of Portfolio Management* (Winter), 26–32.
- Brueggeman, W.B., A.H. Chen & T.G. Thibodeau (1984). Real estate investment funds: performance and portfolio considerations. *AREUEA Journal* 12:3, 333–354.
- Crone, T.M. & R.P. Voith (1999). Risk and return within the single-family housing market. *Real Estate Economics* 27:1, 63–78.
- Elton, E.J. & M.J. Gruber (1991). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. New York jne.: John Wiley & Sons, Inc.
- Fama, E.F. (1968). Risk, Return, and equilibrium: some clarifying comments. *Journal of Finance* 23, 29–40.
- Fama, E.F. & J.O. MacBeth (1973). Risk, return and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy* 81, 607–636.
- Fama, E.F. & K.R. French (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 47:2, 427–465.
- Firstenberg, P.M., S.A. Ross & R.C. Zisler (1988). Real estate: the whole story. *Journal of Portfolio Management* (Spring), 22–34.

- Frankfurter, G.M. & H.E. Phillips (1995). *Forty Years of Normative Portfolio Theory: Issues, Controversies, and Misconceptions*. Greenwich jne.: JAI Press Inc.
- Gat, D. (1994). Risk and return in residential spatial markets: an empiric and theoretic model. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 9, 51–67.
- Geltner, D.M. (1991). Smoothing in appraisal-based returns. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 4, 327–345.
- Goetzmann, W.N. (1993). The single family home in the investment portfolio. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 6, 201–222.
- Grundy, K. & B.G. Malkiel (1996). Reports of beta's death have been greatly exaggerated. *Journal of Portfolio Management* (Spring), 36–44.
- Hartzell, D., J. Hekman & M. Miles (1987). Real estate returns and inflation. *AREUEA Journal* 15, 617–637.
- Ibbotson, R.G. & L.B. Siegel (1983). The world market wealth portfolio. *Journal of Portfolio Management* (Winter), 5–17.
- Ibbotson, R.G., L.B. Siegel & K.S. Love (1985). World wealth: market values and returns. *Journal of Portfolio Management* (Fall), 4–43.
- Knif, J. (1989). Parameter variability in the single factor market model, an empirical comparison of tests and estimation procedures using data from the Helsinki stock exchange. *Commentationes Scientiarum Socialium* 40, Societas Scientiatium Fennica.
- Korhonen, A. (1977). Stock prices, information and the efficiency of the finnish stock market: empirical tests. *Helsingin kauppakorkeakoulun julkaisu* A-23.
- Lai, T.-Y. & K. Wang (1998). Appraisal smoothing: the other side of the story. *Real Estate Economics* 26:3, 511–538.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics* 47:1, 13–37.
- Lehmann, B.N. (1992). Empirical testing of asset pricing models. *National Bureau of Economic Research, Working Paper* No. 4043.
- Malkamäki, M. (1993). Essays on conditional pricing of finnish stocks. *Bank of Finland* B:48.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance* 7:1, 77–91.

- Martikainen, T. (1989). Osakeen riskin mittaaminen beeta-kertoimen avulla. *Rahoitusmarkkinat*, toim. Malkamäki-Martikainen. Weilin + Göös, 98–112.
- Miles, M.E. & A.S. Estay (1982). How well do real estate funds perform? *Journal of Portfolio Management* (Winter), 62–68.
- Miles, M.E. & T. McQue (1982). Historic returns and institutional real estate portfolios. *AREUEA Journal* (Summer), 184–199.
- Miles, M. & McCue, T. (1984). Commercial real estate returns. *AREUEA Journal* 12, 355–377.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica* 34:4, 768–783.
- Parkkinen, P. (1993). Asuntokanta, asuntovarallisuus ja kansallisvarallisuus. Kansallis-Osake-Pankki, *Taloudellinen katsaus* 1/1993.
- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory tests, part 1: on the past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics* 4:2, 129–176.
- Rosenberg, B. (1981). The capital asset pricing model and the market model. *Journal of Portfolio Management* (Winter), 5–16.
- Stambaugh, R.F. (1982). On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model. *Journal of Financial Economics* 10:3, 237–268.
- Sharpe, W.F. (1963). A simplified model of portfolio analysis. *Management Science* 9:1, 277–293.
- Sharpe, W.F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19:3, 425–442.
- Treynor, J. (1965). How to rate management of investment funds. *Harvard Business Review* 43:1, 63–75.
- Vieru, M. (1990). Risk-return relationship in the Finnish stock market. *Vaasan korkeakoulun julkaisuja*, Tutkimuksia No 151.
- Webb, J.R. & J.H. Rubens (1988). The effect of alternative return measures on restricted mixed-assets portfolios. *AREUEA Journal* 16:2, 123–137.
- Webb, J.R. (1990). On the exclusion of real estate from the market portfolio. *Journal of Portfolio Management* (Fall), 78–84.

**LIITE 3.1. Asuntomarkkina-aineisto ja käytetyt lyhenteet**

## Vuosiaineisto

1. **espka** : Espoo + Kauniainen
2. **hki** : Helsinki (koko kaupunki)
3. **hki1** : Helsinki, alue 1
4. **hki2** : Helsinki, alue 2
5. **hki3** : Helsinki, alue 3
6. **hki4** : Helsinki, alue 4
7. **kou** : Kouvola
8. **kuo** : Kuopio
9. **lrta** : Lappeenranta
10. **oulu** : Oulu
11. **pk** : pääkaupunkiseutu (Helsinki, Espoo, Vantaa ja Kauniainen)
12. **pori** : Pori
13. **tku** : Turku
14. **tre** : Tampere
15. **vantaa**: Vantaa

## LOTE 3.2. Markkinamallit

## a) Tavallisilla tuotoilla estimoidut markkinamallit

	Beeta	t-arvo	a	t-arvo	R <sup>2</sup>
vantaa	1,215	26,98***	-0,019	-2,90***	0,97
hki4	1,204	23,59***	-0,007	-1,78*	0,96
hki1	1,138	14,86***	0,007	0,63	0,89
pks	1,130	23,14***	-0,006	-0,80	0,95
hki3	1,130	19,27***	-0,007	-0,82	0,93
hki	1,123	20,51***	-0,004	-0,45	0,94
espka	1,104	19,37***	-0,008	-1,02	0,94
hki2	1,040	12,80***	0,004	0,35	0,86
tku	1,002	18,20***	-0,003	-0,35	0,93
tre	0,963	11,79***	0,002	0,14	0,84
kuo	0,913	11,13***	0,010	0,81	0,83
kou	0,906	15,95***	-0,003	-0,32	0,91
oulu	0,846	12,67***	0,012	1,23	0,86
lirta	0,768	10,36***	0,015	0,01	0,80
pori	0,744	8,02***	0,011	0,85	0,71

Keskiarvo 1,015

Riskitasot: \*\*\* 1% , \*\* 5% ja \* 10%

## b) Logaritmitransformoiduilla tuotoilla estimoidut markkinamallit

	Beeta	t-arvo	a	t-arvo	R <sup>2</sup>
vantaa	1,223	29,14***	-0,021	-3,67***	0,97
hki4	1,209	25,58***	-0,015	-2,38**	0,96
hki1	1,154	14,57***	0,003	0,25	0,89
pks	1,145	23,86***	-0,008	-1,27	0,96
hki3	1,157	19,46***	-0,010	-1,32	0,94
hki	1,143	20,90***	-0,007	-0,90	0,94
espka	1,099	20,59***	-0,009	-1,24	0,94
hki2	1,065	13,44***	0,000	0,04	0,87
tku	0,985	18,77***	-0,002	-0,23	0,93
tre	0,952	11,78***	0,002	0,16	0,84
kuo	0,904	11,90***	0,009	0,92	0,84
kou	0,930	16,96***	-0,004	-0,56	0,92
oulu	0,816	12,22***	0,014	1,56	0,85
lirta	0,768	11,15***	0,015	1,60	0,83
pori	0,744	8,27***	0,011	0,93	0,72

Riskitasot: \*\*\* 1% , \*\* 5% ja \* 10%



## LITE 3.3. Vuosiaineistosta estimoitujen markkinamallien tilastolliset ominaisuudet

## a) Tavalliset tuotot

	DW	LM	p-arvo	White	p-arvo	Reset	p-arvo
vantaa	2,156	0,189	0,829	2,433	0,108	1,126	0,300
hki4	2,245	1,400	0,266	2,683	0,088	0,957	0,398
hki1	1,513	1,806	0,186	1,244	0,305	0,648	0,532
pks	1,813	0,734	0,490	0,488	0,619	0,947	0,402
hki3	2,006	0,868	0,433	0,232	0,795	1,113	0,345
hki	1,728	0,988	0,387	0,129	0,879	1,086	0,353
espka	2,278	0,526	0,598	1,655	0,211	0,640	0,536
hki2	1,844	0,054	0,948	0,047	0,954	0,965	0,395
tku	2,020	1,189	0,322	2,256	0,126	1,018	0,377
tre	1,697	0,175	0,840	0,121	0,887	0,381	0,684
kuo	1,851	2,186	0,134	1,779	0,190	0,084	0,919
kou	1,670	0,598	0,558	0,410	0,668	0,987	0,387
oulu	1,467	0,956	0,398	0,086	0,918	2,923	0,073
lra	2,221	2,608	0,094	2,069	0,147	1,298	0,291
pori	2,144	1,442	0,256	0,175	0,840	0,314	0,733

## b) Logaritmitransformoidut tuotot

	DW	LM	p-arvo	White	p-arvo	Reset	p-arvo
vantaa	2,152	0,289	0,751	0,936	0,406	1,449	0,255
hki4	2,123	1,355	0,282	1,242	0,306	1,052	0,365
hki1	1,465	2,402	0,112	2,348	0,116	0,798	0,462
pks	1,719	0,934	0,407	0,195	0,824	1,575	0,228
hki3	2,079	0,940	0,404	0,961	0,396	1,795	0,188
hki	1,662	1,263	0,301	0,321	0,728	1,704	0,203
espka	2,144	0,288	0,752	0,974	0,391	0,431	0,655
hki2	1,777	0,052	0,949	0,095	0,910	1,181	0,324
tku	2,017	0,918	0,413	1,193	0,320	1,144	0,335
tre	1,662	0,166	0,848	0,061	0,941	0,194	0,825
kuo	1,806	2,450	0,108	1,385	0,269	0,068	0,935
kou	1,598	1,762	0,458	0,118	0,889	0,907	0,417
oulu	1,397	1,300	0,291	0,634	0,539	3,757	0,038
lra	2,158	2,672	0,090	1,447	0,254	0,828	0,449
pori	2,110	1,560	0,231	0,023	0,977	0,391	0,683

LM-testi: 2. asteen autokorrelaatio

Reset-testi: 2. ja 3. asteen epälineaarisuus

**LIITE 3.4. CAP-mallien tilastolliset ominaisuudet**

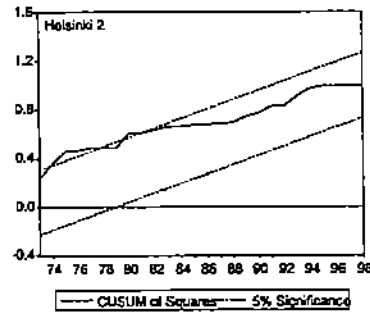
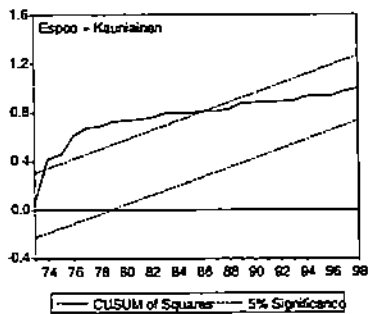
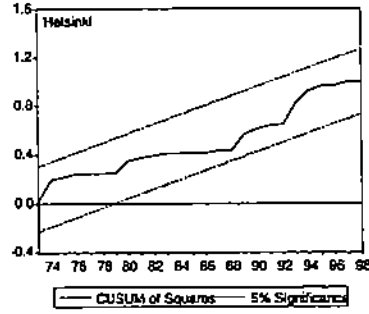
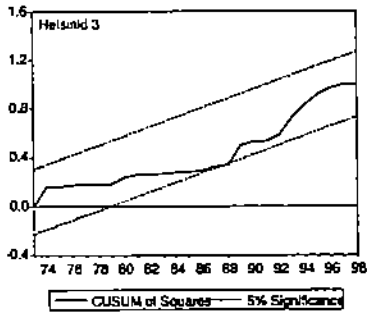
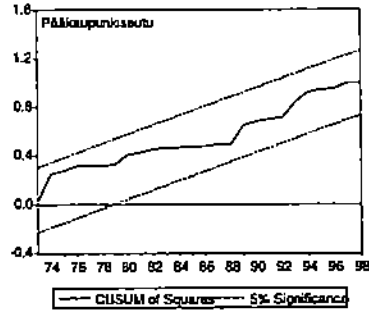
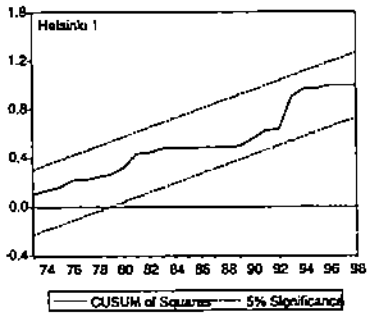
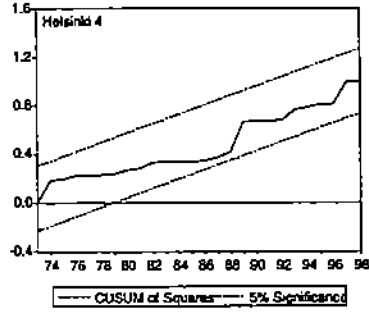
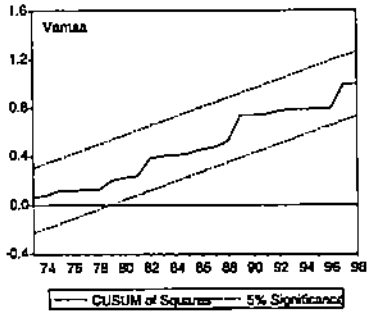
## a) Tavalliset tuotot

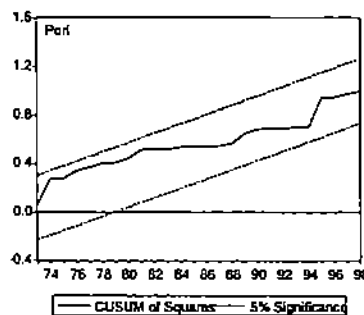
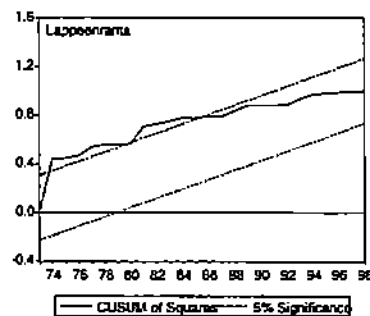
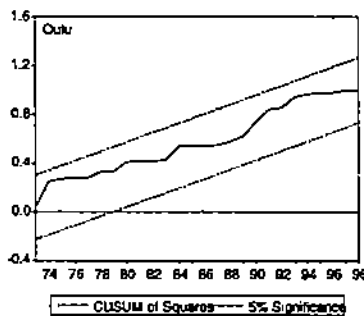
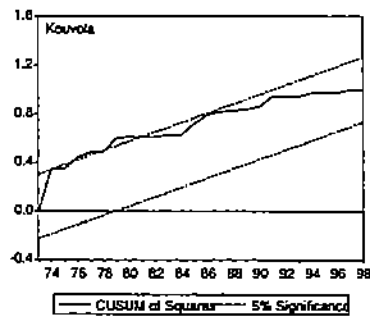
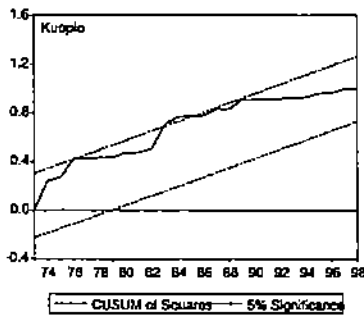
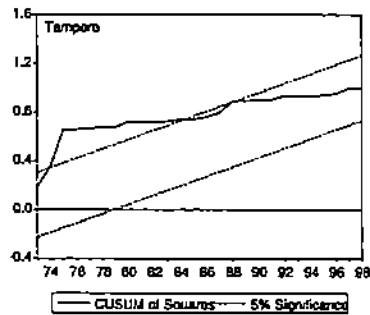
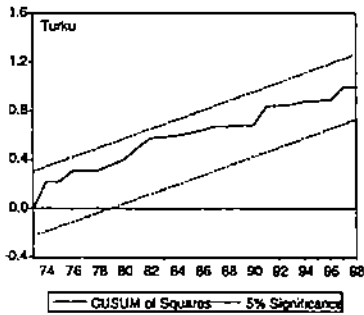
<u>Periodi</u>	<u>White</u>	<u>RESET</u>
<b>1970-1998</b>	0,402	0,487
p-arvo	0,68	0,50
<b>1970-1986</b>	0,406	1,010
p-arvo	0,68	0,33
<b>1987-1989</b>	0,789	0,000
p-arvo	0,48	0,99
<b>1990-1993</b>	1,222	0,110
p-arvo	0,33	0,75
<b>1994-1998</b>	0,619	0,406
p-arvo	0,55	0,54

## b) Logaritmitransformoidut tuotot

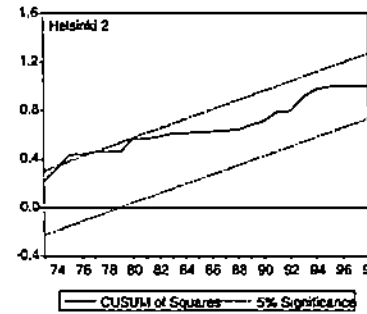
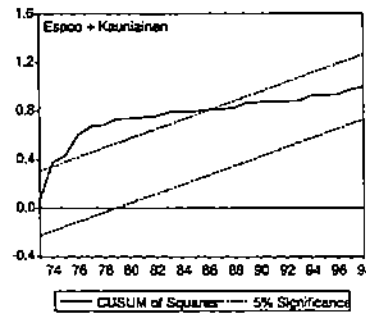
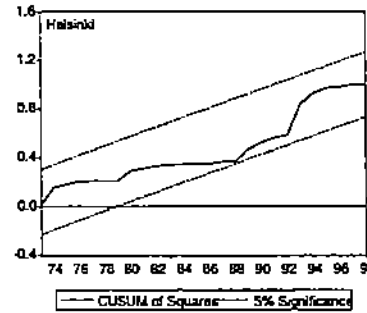
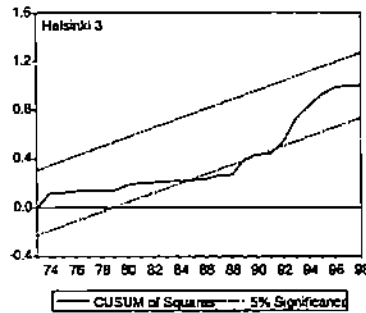
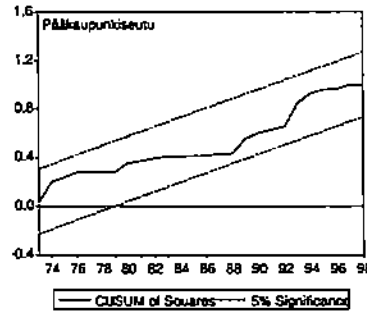
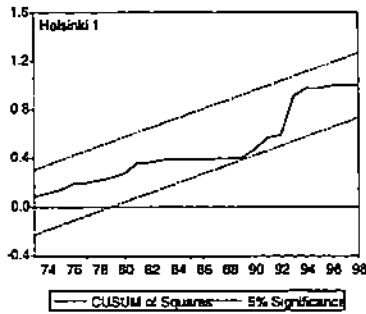
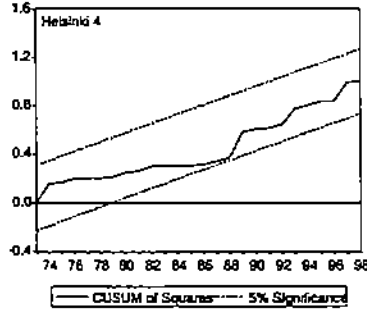
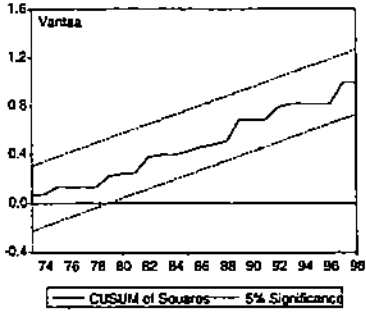
<u>Periodi</u>	<u>White</u>	<u>RESET</u>
<b>1970-1998</b>	0,340	0,253
p-arvo	0,72	0,62
<b>1970-1986</b>	0,527	0,644
p-arvo	0,60	0,44
<b>1987-1989</b>	0,910	0,059
p-arvo	0,43	0,81
<b>1990-1993</b>	1,494	0,014
p-arvo	0,26	0,91
<b>1994-1998</b>	1,064	0,362
p-arvo	0,38	0,56

LIITE 3.5. Markkimallien stabilisuus. CUSUM-neliötesti, tav. tuotot

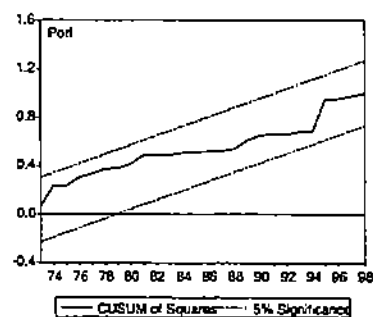
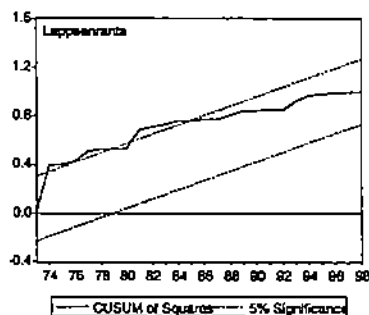
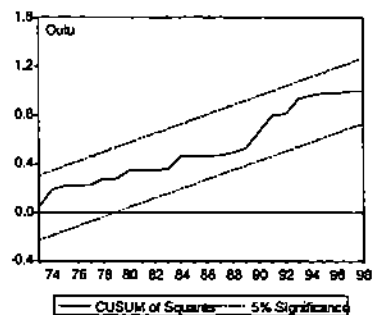
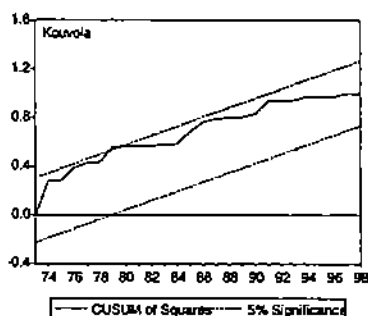
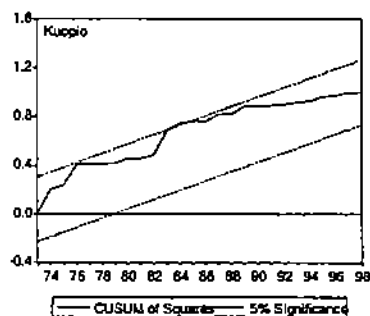
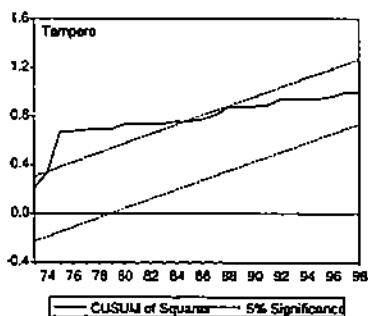
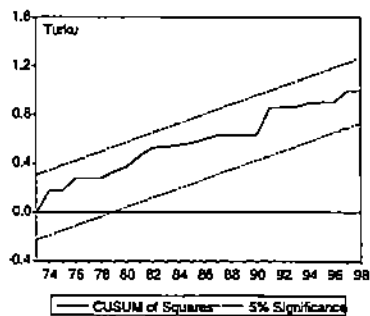


**LIITE 3.5. Markkimallien stabiilisuus. CUSUM-neliötesti, tav. tuotot**


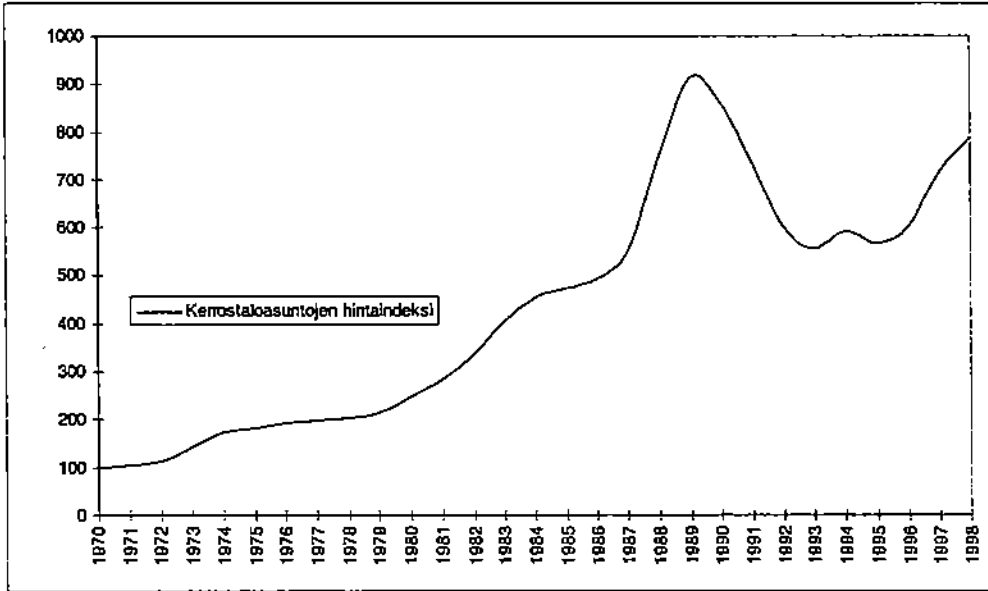
**LIIITE 3.6. Markkimallien stabilisuus. CUSUM-neliötesti, logaritmitransformoidut tuotot.**



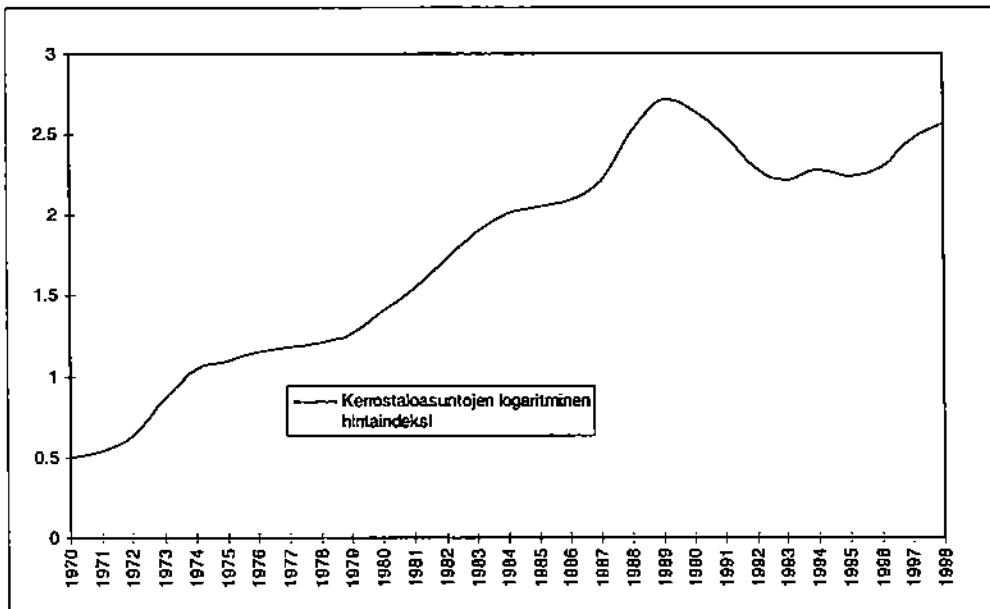
**LIITE 3.6. Markkimallien stabiilisuus. CUSUM-neliötesti, logaritmitransformoidut tuotot**



## LIITE 3.7. Koko maan kerrostaloasuntojen hintojen kehitys vuosina 1970–1998



Liitekuvio 3.1. Kerrostaloasuntojen hintaindeksi.



Liitekuvio 3.2. Kerrostaloasuntojen logaritminen hintaindeksi.

## 4. PORTFOLIOSIJOITTAMINEN ASUNTOMARKKINOILLA

### 4.1. JOHDANTO

#### 4.1.1. Tutkimusongelma

Jos sijoittaja haluaisi tietyn tuoton pienimmällä mahdollisella riskillä asuntoihin sijoittamalla, niin mistä päin Suomea asunnot kannattaisi hankkia: pitäisikö ostaa pääkaupunkiseudulta ja Etelä-Suomen kasvukeskuksista vai pitäisikö sijoituksia hajauttaa koko maan alueelle? Lisäksi sijoittajan täytyisi päättää, minkä tyyppisiä asuntoja sijoitussalkkuun kannattaisi hankkia: yksioita, kaksioita vai suurempia perheasuntoja. Asuntoihin sijoittavan on siis konkreettisesti harkittava, sijoittaisiko esimerkiksi yksioihin Helsingin keskustassa vai kolmioihin Oulussa. Kiinteistösijoituksia on alettu yhä enemmän ymmärtää myös portfoliosijoituksina, jolloin hajauttaminen on tärkeää koko sijoitussalkun riskisyyden vähentämiseksi (Froland, Gorlow & Samson 1986; Grissom, Kuhle & Walther 1987; Firstenberg, Ross & Zisler 1988). Tässä tutkimuksen osassa pyritään löytämään vastauksia asuntosijoittajan ongelmiin portfoliosijoittamisen näkökulmasta.

Tutkimuksen lähtökohtana on optimaalisen sijoitussalkun muodostaminen Markowitzin (1952; 1959) esittämällä tavalla. Sijoittajan optimointiongelmana on valita sellainen sijoitushyödykkeiden yhdistelmä, joka maksimoi tuoton määrättyllä riskin tasolla tai minimoi riskin määrättyllä tuoton tasolla. Sijoittajan ensisijaisena ongelmana ei siis ole yksittäisen sijoitushyödykkeen tuoton maksimointi suhteessa tuoton vaihteluun eli riskiin, vaan sijoittajan pitää ottaa huomioon koko sijoitussalkun sisältämä tuotto ja riski. Sijoittajan käyttäytymiseen ja arvioon riskin suuruudesta vaikuttaa ratkaisevasti se, miten eri sijoituskohteet ovat vuorovaikutuksessa keskenään. Sijoitushyödykkeiden välistä vuorovaikutusta mitataan korrelaation tai kovarianssin avulla. Koko sijoitussalkun riskiä voidaan hajauttaa sitä tehokkaammin mitä vähemmän sijoitushyödykkeiden arvonkehitys liikkuu samansuuntaisesti eli mitä pienempi on eri sijoitushyödykkeiden välinen korrelaatio. Aikaisemmissa tutkimuksissa on jo pystytty osoittamaan, että maantieteellisesti ja eri tyyppisiin kiinteistöi-



hin hajauttamalla voidaan parantaa tuoton ja riskin suhdetta myös kiinteistösjoitusten osalta (esim. Goetzmann & Wachter 1995; Kallberg & Liu 1996: 369).

Kun alunperin osakemarkkinoiden analysointiin tarkoitettua menetelmää sovelletaan myös asuntomarkkinoiden analysointiin, joudutaan tekemään muutamia tutkimusaineistoon liittyviä tarkennuksia ja oletuksia. Osakemarkkinoiden osalta tiedetään pörssissä noteerattavan osakkeen arvo joka hetki. Pörssiosakkeet ovat homogeenisiä sijoitushyödykkeitä eli noteerattavat osakkeet ovat täysin samanlaisia keskenään. Asunnot ovat puolestaan ominaisuuksiltaan sekä kulutushyödykkeitä että sijoitushyödykkeitä. Tutkimuksessa tarkastellaan kuitenkin vain asuntojen sijoitushyödykeominaisuutta (vtl. Kuosmanen 1997).

Asunnot ovat myös sijoitushyödykkeinä melko heterogeenisiä eli ominaisuuksiltaan erilaisia. Täysin identtisillä asunnoilla käydään harvoin kauppaa, joten asunnon tarkan arvon määrittäminen jatkuvasti tietyn ajan hetkenä on melko vaikeaa. Tämän ongelman ratkaisemiseksi tutkimuksessa tarkastellaan keskenään mahdollisimman tasalaatuisia asuntoja eli kerrostalohuoneistoja. Kerrostaloasunnot ovat sijoittajien suosimia kohteita, joten niiden tarkastelu sijoittajan näkökulmasta on perusteltua. Asuntojen vähäisestä kaupankäynnistä johtuva vaikeus arvioida tietyn asunnon hinta joka hetki pyritään ratkaisemaan tarkastelemalla asuntojen aggregoitua hintakehitystä: samantyyppisten asuntojen hintojen oletetaan kehittyvän samalla tavalla. Jos sijoittaja toimii riittävän isossa mittakaavassa, voidaan samantyyppisten asuntojen hintaindeksi ymmärtää sijoitussalkuksi, jonka arvon kehitystä indeksi kuvaa.

Asuntojen vähäiseen likviditeettiin liittyviä ongelmia voidaan pienentää tarkastelemalla riittävän pitkän aikavälin kehitystä (Fogler 1984: 11–12; Quan & Titman 1997: 24) ja käyttämällä aggregoituja hintasarjoja (Goetzmann & Wachter 1995: 273–274). Koska tilastoaineiston saatavuusongelmien vuoksi asuntojen tuottoja approksimoidaan hintasarjojen avulla, niin vuokratkomponentin mahdollista merkitystä tulosten kannalta tarkastellaan erikseen suppeamman tilastoaineiston avulla.

#### 4.1.2. Tutkimuksen historiallinen viitekehys

Markowitzin väitöskirja oli merkittävä ja tärkeä kehitysvaihe modernin portfolioteorian kannalta, vaikka aluksi sen kontribuutiota vähäteltiin (ks. Franfurter & Phillips 1995: 1–2; Miller 1999: 96–97). Chicagon yliopiston professori Milton Friedman jopa esitti väitöskirjan hylkäämistä, koska se ei ollut hänen mielestään kansantaloustiedettä eikä muutenkaan tiedettä (ks. Markowitz 1991a: 382). Friedmanin mielestä kansantaloustieteeseen ei oikeastaan edes kuulunut tämän tyyppisten normatiivisten ongelmien pohtiminen ja ratkaiseminen, vaan paljon tärkeämpää oli positiivista teoriaa edustavien mallien kehitystyö. Positiivista tieteen teoriaa edustavien mallien rakentelussa oleellista ei ole välttämättä malleihin liittyvien oletusten realistisuus, vaan mallien antamien tulosten ja ennusteiden oikeellisuus (Friedman 1953).

Normatiivisesta lähestymistavasta katsottuna mallit ovat yhtä hyviä kuin ne oletukset, joiden pohjalta mallit ovat johdettuja. Markowitzin (1991b: 469) on ollut jälkeensä helppo myöntää, ettei portfolioteoria vielä kuulunut kansantaloustieteen traditioon väitöskirjan valmistuttua vuonna 1952, mutta nykyään se on oleellinen osa kansantaloustiedettä. Portfolioteorian kehitykseen liittyvä paradoksi on se, että teorian normatiivinen alkukehitystyö tapahtui kansantaloustieteen puolella, kun taas sen kehittäminen positiiviseksi teoriaksi CAP-mallin muodossa tapahtui pitkälti liiketaloustieteen piirissä (esim. Sharpe 1963; 1964).

Vaikka Markowitz (1952; 1959) alunperin kehitti optimointialgoritmin pörssiosakkeiden analysointia varten, laajentui se myöhemmin Markowitzin teorian pohjalta kehitetyn CAP-mallin kautta koskemaan kaikkia sijoitusyhödykkeitä (Fama 1968: 33). CAP-malli on pelkistetty teoreettinen malli, jossa tärkeintä on sen sisäinen konsistenssi – ei välttämättä oletusten realistisuus (Frankfurter & Phillips 1995: 99–101; Miller 1999: 97–98). CAP-mallin soveltaminen käytännön sijoitusongelmien ratkaisuun voi olla hieman arveluttavaa mallin sisältämien melko epärealististen oletusten perusteella (ks. esim. Copeland & Weston 1988: 194). Jos sijoittajilla on Markowitzin algoritmeilla kuvattavia sijoitusongelmia, niin

ongelmia ainakin voidaan yrittää ratkaista soveltamalla suoraan Markowitzin teoriaa ilman CAP-mallia (ks. Frankfurter & Phillips 1995: 127).

#### 4.1.3. Tutkimuksen lähestymistapa

Modernissa portfolioteoriassa korostetaan sijoitusten riskisyyden arvioinnin liittyvän koko sijoitussalkun arvon vaihteluihin. Sijoittajan siis oletetaan olevan kiinnostunut koko varallisuuden sisältämästä riskistä – ei yksittäisten sijoituskohteiden arvon vaihteluista: yksittäisten sijoituskohteiden riskisyyttä voidaan pienentää valitsemalla salkkuun eri suuntaan heilahtelevia sijoituskohteita. Portfoliomallia testattaessa pitää muistaa, että teoriassa käsitellään tuottojen odotusarvoja ja empiirisissä sovelluksissa usein käytetään realisoituneita tuottoja, joten odotusten oletetaan olevan keskimäärin oikeita.

Portfolioteoriaan kuuluu oleellisena osana kahden portfolion oletus: sijoittajan valittavana on riskitön sijoitusvaihtoehto, markkinasalkku tehokkaalta rintamalta tai jokin näiden kombinaatio. Markkinasalkku muodostuu niistä riskiä sisältävistä sijoitushyödykkeistä, jotka antavat parhaan mahdollisen tuotto–riski -kombinaation tehokkaalla rintamalla. Kun näiden kahden salkun välille piirretään jana, niin saadaan pääomamarkkinasuora. Kun sijoittajien oletetaan olevan riskinkarttajia, niin he pääsevät korkeimmalle mahdolliselle indifferenssikäyrälle valitsemalla riskinsietokykynsä mukaisen kombinaation näistä kahdesta salkusta. Mitä suurempi on sijoittajan riskinsietokyky, sitä suuremman osuuden hän valitsee markkinasalkkua.

Mielenkiintoinen empiirinen ongelma on selvittää riskisiä sijoitushyödykkeitä sisältävän markkinasalkun sisältö ja sijoitusten painotukset. Vaihtelemalla riskittömän sijoituskohteen korkotasoa voidaan ratkaista koko riskisten sijoituskohteiden tehokas rintama. Tässä tutkimuksen osassa halutaan selvittää, mikä on asuntomarkkinoiden osalta optimaalinen markkinasalkku eri riskittömän korkotason oletuksilla. Vastuksia haetaan kysymyksiin, minne päin Suomea ja minkä tyyppiisiin asuntoihin kannattasi sijoittaa saadakseen mahdollisimman hyvän tuotto–riski -kombinaation. Tutkimuksen luvussa 4.1 kuvataan tutkimusongelma ja esitellään sen ratkaisemiseen kehitettyä menetelmää. Mallin yksityiskohtaisem-

pi johtaminen on luvussa 4.2, ja luvussa 4.3 esitetään empiiriset tulokset. Tutkimustulosten yhteenveto ja johtopäätökset ovat luvussa 4.4.

#### 4.2. TEHOKKAAN MARKKINASALKUN TEORIA

Markowitzin määrittelemä riskisiin sijoitusyödykkeisiin liittyvä perusongelma on maksimoida koko sijoitusportfolion odotettavissa oleva tuotto suhteessa salkun sisältämään riskiin. Sijoittajan tavoitteena on siis maksimoida funktio  $V$ , joka on muotoa

$$(4.1) \quad V = \frac{\bar{R}_p - R_f}{\sigma_p} ,$$

jossa  $\bar{R}_p$  on portfolion odotettu tuotto,  $R_f$  on riskittömän sijoituskohteen korko ja  $\sigma_p$  portfolion keskihajonta eli riski. Optimoinnissa salkkuun sisältyvien sijoitusyödykkeiden yhteenlasketut osuudet rajoitetaan yhdeksi eli rajoite voidaan kirjoittaa muodossa

$$(4.2) \quad \sum_{i=1}^N X_i = 1 .$$

Jos markkinoilla ei ole sallittu sijoitusyödykkeiden lyhyeksimyntiä eli myyntiä ennen kun sijoitusyödykettä omistetaan, tavoitefunktion maksimointia rajoittaa lisäksi ehto

$$(4.3) \quad X_i \geq 0 \quad \text{kaikille sijoitusyödykkeille } i = 1, \dots, N.$$

Tavoitefunktion (4.1) osoittajan arvon määrittelee yksittäisten sijoitusyödykkeiden painot ja tuotot sijoitussalkussa, ja nimittäjän arvoon vaikuttavat varianssin määritelmän mukaan sekä sijoitusyödykkeen oma vaihtelu että kovarianssi muiden sijoitusyödykkeiden kesken. Maksimoitava funktio (4.1) voidaan kirjoittaa muodossa

$$(4.4) \quad V = \frac{\sum_{i=1}^N X_i (\bar{R}_i - R_f)}{\left[ \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N X_i X_j \sigma_{ij} \right]^{1/2}}$$

jossa  $X_i$  kuvaa sijoitushyödykkeen  $i$  osuutta markkinaportfoliossa,  $\bar{R}_i$  on sijoitushyödykkeen  $i$  odotettu tuotto,  $\sigma_i^2$  on sijoitushyödykkeen  $i$  varianssi ja  $\sigma_{ij}$  on sijoitushyödykkeiden  $i$  ja  $j$  välinen kovarianssi. Sijoitushyödykkeen  $k$  optimaalinen määrä saadaan selville etsimällä maksimoitavan funktion ääriarvo derivaatan avulla eli funktio (4.4) derivoidaan sijoitushyödykkeeseen  $k$  sijoitettavan osuuden  $X_k$  suhteen ja saadaan

$$(4.5) \quad \frac{dV}{dX_k} = - \left[ \frac{\sum_{i=1}^N X_i (\bar{R}_i - R_f)}{\sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N X_i X_j \sigma_{ij}} \right] * \left[ X_k \sigma_k^2 + \sum_{j=1, j \neq k}^N X_j \sigma_{kj} \right] + \left[ \bar{R}_k - R_f \right] = 0$$

Yhtälön (4.5) oikean puolen ensimmäisen termin kertoja on optimissa vakio, jota voidaan merkitä  $\lambda$ -kirjaimella. Yhtälö voidaan nyt kirjoittaa muodossa

$$(4.6) \quad \frac{dV}{dX_k} = - \left[ \lambda X_k \sigma_k^2 + \sum_{j=1, j \neq k}^N \lambda X_j \sigma_{kj} \right] + \left[ \bar{R}_k - R_f \right] = 0$$

Summalauseke kaavassa (4.6) voidaan kirjoittaa auki muotoon (ks. esim. Elton & Gruber 1995: 111–113)

$$(4.7) \quad \frac{dV}{dX_i} = - \left[ \lambda X_1 \sigma_{1i} + \lambda X_2 \sigma_{2i} + \dots + \lambda X_i \sigma_i^2 + \dots + \lambda X_{N-1} \sigma_{N-1i} + \lambda X_N \sigma_{Ni} \right] + \left[ \bar{R}_i - R_f \right] = 0$$

Yhtälö (4.7) voidaan kirjoittaa yhtälöryhmän hahmottamisen ja ratkaisun kannalta selkeämmässä muodossa esittämällä erikseen kunkin sijoitushyödykkeisuuden derivointi. Rat-

kaistavissa oleva yhtälöryhmä (4.10) saadaan aluksi derivoimalla funktio kaikkien sijoitushyödykkeiden sijoitusosuuksien  $X_1, X_2, X_3, \dots, X_N$  suhteen (4.8), asettamalla saadut derivaatat nolliksi ja käyttämällä kaavan (4.9) merkintää eli

$$(4.8) \quad \frac{dV}{dX_1} = 0 \quad ,$$

$$\frac{dV}{dX_2} = 0 \quad ,$$

$$\frac{dV}{dX_3} = 0 \quad \text{ja viimeisen sijoitushyödykkeen } N \text{ suhteen derivaatta on}$$

$$\frac{dV}{dX_N} = 0 \quad .$$

Kaavoista (4.5) ja (4.6) nähtiin, että optimissa vakiolla  $\lambda$  kerrottiin sijoitushyödykkeeseen  $k$  sijoitettava osuus  $X_k$  eli

$$(4.9) \quad Z_k = \lambda X_k \quad .$$

Derivointi (4.8) ja merkintä (4.9) johtavat ratkaistavissa olevaan yhtälöryhmään (4.10).

$$(4.10) \quad \bar{R}_1 - R_f = Z_1 \sigma_1^2 + Z_2 \sigma_{12} + Z_3 \sigma_{13} + \dots + Z_N \sigma_{1N}$$

$$\bar{R}_2 - R_f = Z_1 \sigma_{12} + Z_2 \sigma_2^2 + Z_3 \sigma_{23} + \dots + Z_N \sigma_{2N}$$

$$\bar{R}_3 - R_f = Z_1 \sigma_{13} + Z_2 \sigma_{23} + Z_3 \sigma_3^2 + \dots + Z_N \sigma_{3N}$$

ja viimeisen sijoitushyödykkeen  $N$  osalta yhtälö on

$$\bar{R}_N - R_f = Z_1 \sigma_{1N} + Z_2 \sigma_{2N} + Z_3 \sigma_{3N} + \dots + Z_N \sigma_N^2 \quad .$$

Matriisissa (4.10) olevat  $Z_k$ :n arvot ovat siis suhteessa optimaaliseen sijoitettavaan määrään, josta kuhunkin sijoituskohteeseen sijoitettava määrä saadaan kaavalla

$$(4.11) \quad X_k = \frac{Z_k}{\sum_{i=1}^N Z_i} .$$

Yhtälöryhmä voidaan ratkaista, koska muuttujia ja yhtälöitä on yhtä monta. Käytännön empiirisissä sovellutuksissa hankaluutena on suuri kovarianssitermien määrä, kun sijoitus-  
hyödykkeiden määrä kasvaa. Nykyiset tietokoneet pystyvät vaivattomasti ratkaisemaan  
suuren määrän muuttujia sisältävät yhtälöryhmät ilman suuria datan hallintaan ja lasken-  
taan liittyviä ongelmia. Kun tässä tutkimuksessa ensimmäisessä ratkaistavassa matriisissa  
on 14 sijoituskohdetta, niin silloin kovarianssitermejä on  $13 \cdot 14$  eli 182 kappaletta ja kun  
vastaavasti toisessa matriisissa on 42 sijoituskohdetta, niin kovarianssitermejä on  $42 \cdot 41$  eli  
1722 kappaletta. Varianssitermejä on luonnollisesti yhtä monta kuin on sijoituskohteita.

Matriisissa (4.10) esiintyvä riskittömän sijoituskohteen tuotto, eli riskitön korko, ei ole yksiselitteinen käsite. Riskitön korko voi olla julkisen vallan toimenpitein turvattu pankkital-  
letus tai valtion bondien korkotaso. Kun matriisi (4.10) ratkaistaan usean riskittömän kor-  
kotason suhteen, saadaan estimoitua tehokas rajapinta eli optimaaliset tuotto-riski -kombi-  
naatiot.

### 4.3. EMPIIRINEN ANALYYSI

Aluksi empiirisessä osassa tarkastellaan optimaalista asuntosijoitusstrategiaa maantieteelli-  
sestä näkökulmasta: mihin päin Suomea asuntosijoitukset kannattaisi tehdä sijoittajan toi-  
miessa pitkällä aikavälillä. Tarkastelussa käytetään asuntojen hintojen vuosihavaintoja 14  
eri paikkakunnalta ja alueelta vuosilta 1970–1998 (liite 4.1). Samalla periaatteella opti-  
moidaan eri asuntotyypeistä koostuva sijoitussalkku käyttäen neljännesvuosiaineistoa ajan-  
jaksolta 1985/2–1998/4 (liite 4.2). Asuntotyypit on jaettu kolmeen ryhmään: yksiöt, kak-  
siot ja kolmiot ja suuremmat asunnot. Tilastokeskuksen keräämä aineisto asettaa puitteet  
valittavien paikkakuntien ja tutkittavien ajanjaksojen suhteen. Analyysin luotettavuutta  
muutamien aikasarjojen osalta heikentävät puuttuvat havainnot, ja toisaalta pitkän aikavä-

lin analyysin kannalta on huomioitava aikasarjojen päätyminen kesken hintojen nousukautta (liite 4.3).

Optimaaliset asuntosijoitussalkut lasketaan ilman sijoitushyödykkeiden lyhyeksimyynnin mahdollisuutta. Esimerkiksi pörssissä noteerattavien osakkeiden lyhyeksimyyntiä saataan rajoittaa lainsäädännön avulla tai osakevälittäjien toimesta. Asuntojen osalta lyhyeksimyntiä rajoittavat jo käytännön seikat: kuka ostaisi asunnon sellaiselta henkilöltä, joka ei vielä edes omista myymäänsä asuntoa. Asuntomarkkinoille on toki mahdollista luoda asuntojen hintojen indekseihin sidottuja sijoitusinstrumentteja, joita voitaisiin myös myydä lyhyeksi. Vaikka sijoitushyödykkeiden arvopaperistuminen voi tulevaisuudessa luoda tällaisia mahdollisuuksia, niin tässä vaiheessa tämä vaihtoehto jätetään tutkimatta.

Optimaalinen sijoitussalkku ei ole yksiselitteinen käsite sikäli, että sen sisältämät sijoitushyödykkeet ja niiden painot vaihtelevat riskittömän sijoituskohteen tuoton muuttuessa. Tutkimuksessa selvitetään tehokkaan rintaman kehitystä eri riskittömän koron oletuksilla. Mielenkiintoisin tehokas salkku lienee kuitenkin se, jonka riskittömän koron oletus vastaa lähinnä reaali maailmassa havaittua arvoa. Molemmissa aineistoissa käytetään logaritmi-transformatoituja tuottoja, jotka saadaan hintasarjoista kaavalla

$$(4.12) \quad R_{it} = \ln(P_{it}) - \ln(P_{it-1}),$$

jossa  $P_t$  on asunnon hinta tai hintaindeksin arvo hetkellä  $t$ . Rahoitustutkimuksessa on käytännöksi muodostunut tuottojen mittaaminen logaritmisina, vaikka se ei ole yksiselitteisesti ainoa oikea tapa tuottojen määrittelyyn varsinkaan portfolioanalyysin osalta (Campell 1997: 11–12; Laakkonen & Pynnönen 1988).

Asuntosijoitusten tuottojen mittaamisessa ei ole otettu huomioon vuokratuottoja lähinnä aineiston saatavuuteen ja luotettavuuteen liittyvien seikkojen vuoksi. Osakemarkkinoiden tutkimuksessa on usein tärkeää huomioida osinkojen osuus hintasarjoissa: osingon irrotesa osakkeen arvo laskee juuri osingon verran, jos markkinoilla ei tule muuta osakkeen hintaan vaikuttavaa informaatiota. Asuntomarkkinoilla vuokra on samantyyppinen voitonja-



koerä kuin osinko osakemarkkinoilla: maksettu vuokra vähennettynä asunnon hoitokuluilla on asuntosijoituksesta saatava tuoton käteiskomponentti. Jos asuntosijoituksille saatavat käteistuotot eivät poikkea merkittävästi asuntojen maantieteellisen sijainnin tai asuntotyypin mukaan, niin asuntojen hintasarjat voivat toimia analyysissä luotettavana asuntosijoitusten tuottojen approksimaationa. Vuokratuottojen mahdollisia vääristäviä vaikutuksia pyritään tutkimuksessa pohtimaan erikseen saatavilla olevan tilastoaineiston avulla.

#### 4.3.1. Optimaalinen maantieteellinen hajauttaminen

Maantieteellisen hajauttamisen tarkastelussa asuntojen hinnat ovat aggregoituja kerrostalo-asuntojen hintasarjoja, jotka Tilastokeskus on kerännyt ja laskenut. Optimaaliset asuntosijoitussalkut tutkitaan riskittömän koron tasoilla 0–5,4 %. Korkein mahdollinen riskitön korkotaso on se, jonka arvolla vielä pystytään estimoimaan tietty piste tehokkaalla rajapinnalla. Kun eri riskittömän sijoituskohteen koron oletuksilla optimoitiin markkinasalkut, saatiin taulukoissa 4.1–4.7 esitetyt markkinasalkkuun kuuluvat optimaaliset sijoitukset ja niiden painot.

**Taulukko 4.1.** Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 0$  %.

<u>Paikkakunta</u>	<u>Sijoitettava osuus</u>
Lappeenranta	52,3 %
Oulu	42,0 %
Helsinki 1	3,8 %
Pori	1,9 %
<hr/>	
Yhteensä	100 %
Portfolion tuotto*	7,30 %
Portfolion keskihajonta	9,40 %
<hr/>	
$R_f$ : riskitön korko	*keskimääräinen vuosituotto

**Taulukko 4.2.** Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 1 \%$ .

<u>Paikkakunta</u>	<u>Sijoitettava osuus</u>
Lappeenranta	49,2 %
Oulu	42,1 %
Helsinki 1	8,7 %
<hr/>	
Yhteensä	100 %
Portfolion tuotto*	7,40 %
Portfolion keskihajonta	9,51 %
<hr/>	
R <sub>f</sub> : riskitön korko *keskimääräinen vuosituotto	

**Taulukko 4.3.** Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 2 \%$ .

<u>Paikkakunta</u>	<u>Sijoitettava osuus</u>
Lappeenranta	42,6 %
Oulu	42,1 %
Helsinki 1	15,3 %
<hr/>	
Yhteensä	100 %
Portfolion tuotto	7,50 %
Portfolion keskihajonta	9,70 %
<hr/>	

**Taulukko 4.4.** Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 3 \%$ .

<u>Paikkakunta</u>	<u>Sijoitettava osuus</u>
Oulu	42,1 %
Lappeenranta	32,5 %
Helsinki 1	25,4 %
<hr/>	
Yhteensä	100 %
Portfolion tuotto	7,70 %
Portfolion keskihajonta	10,00 %
<hr/>	

Taulukko 4.5. Optimaalinen salkku, kun  $R_r = 4 \%$ .

<u>Paikkakunta</u>	<u>Sijoitettava osuus</u>
Helsinki 1	42,6 %
Oulu	42,1 %
Lappeenranta	15,3 %
<hr/>	
Yhteensä	100 %
Portfolion tuotto*	7,94 %
Portfolion keskihajonta	10,70 %
<hr/>	
R <sub>r</sub> : riskitön korko	*keskimääräinen vuosituotto

Taulukko 4.6. Optimaalinen salkku, kun  $R_r = 5 \%$ .

<u>Paikkakunta</u>	<u>Sijoitettava osuus</u>
Helsinki 1	73,6 %
Oulu	26,4%
<hr/>	
Yhteensä	100 %
Portfolion tuotto*	8,41 %
Portfolion keskihajonta	12,16 %
<hr/>	

Taulukko 4.7. Optimaalinen salkku, kun  $R_r = 5,4 \%$ .

<u>Paikkakunta</u>	<u>Sijoitettava osuus</u>
Helsinki 1	93,8 %
Oulu	6,2%
<hr/>	
Yhteensä	100 %
Portfolion keskimääräinen tuotto	8,69 %
Portfolion keskihajonta	13,21 %
<hr/>	

Taulukoista 4.1–4.7 havaitaan, että maantieteellinen hajauttaminen vuosina 1970–1998 olisi kannattanut suorittaa eri puolille Suomea muutamain kaupunkeihin. Helsingin ydinkeskustan ja Oulun voimakas painotus ei ole välttämättä kovin hämmästyttävä tulos; Lappeenrannan suurta osuutta voidaan pitää mielenkiintoisena ja myös yllättävänä tuloksena. Samoin merkittävänä havaintona voidaan pitää Etelä-Suomen kasvukeskusten puuttumista Helsingin ydinkeskustaa lukuunottamatta optimaalisen hajautusstrategian mukaisesta sijoitussalkusta. Tuloksista voidaan havaita Oulun voimakas ja stabiili painotus riskittömän sijoitusshyödykkeen 0–4 %:n korkotasolla: Ouluun kannatti sijoittaa noin 42 % koko salkusta. Riskittömän korkotason noustessa Helsingin ydinkeskustan painotus kasvoi ja Lappeenrannan väheni. Analyysistä puuttuva tuottojen vuokratkomponentin huomioiminen ei ainkaan lisäisi pääkaupunkiseudun painotusta sijoitussalkussa: alueellisesti huonoimmat vuokratuotot suhteessa sijoitettuun pääomaan tulivat ainakin lyhyen aikavälin tarkastelun perusteella Helsingistä, Espoosta ja Kauniaisista (liite 4.6). Vuokratkomponentin mukaanottaminen vahvistaisi edelleen Porin ja Kouvolan merkitystä optimaalisessa sijoitussalkussa, koska näistä kaupungeista saatiin myös parhaat vuokratuotot. Oulun ja Lappeenrannan asunnoista sai keskimäärin yhtäsuuret vuokratuotot, jotka ylittivät aineiston keskiarvon.

Jos pankkitalletusten perusteella riskittömänä korkotasona vuosina 1970–1998 voitaisiin pitää noin 4 prosentin korkoa, niin taulukon 5 perusteella kuuluisi optimaaliseen sijoitussalkkuun Oulu ja Helsingin ydinkeskustan asunnot hieman yli 42 % osuudella ja Lappeenrannan osuudeksi jäisi loput noin 15 %. Sijoitussalkun pitkän aikavälin tuotto olisi ollut vajaat 8 % vuodessa ja riski eli salkun keskihajonta olisi ollut 10,7 %.

#### **4.3.2. Optimaalinen asuntotyyppittäin tapahtuva hajauttaminen**

Optimaaliseen sijoitussalkkuun valittavia eri kokoisia asuntoja haetaan vuosien 1985–1998 vuosien välisenä aikana neljännesvuosiaineiston perusteella. Tilastokeskuksen keräämä aineisto ohjaa voimakkaasti tutkittavien ajanjaksojen, asuntotyyppien ja paikkakuntien valintaa. Tilastokeskuksen aineistossa ensimmäinen neljännesvuosihavainto on toiselta neljännekseltä vuodelta 1985. Eri asuntotyyppien aikasarjat on saatu yksioiden, kaksioiden ja suurempien kerrostaloasuntojen keskihintatilastoista keräämällä, kun taas alueellisessa

analyysissa oli käytetty Tilastokeskuksen laskemaa indeksiä. Joidenkin asuntotyyppien ja paikkakuntien sarjoista puuttui useita havaintoja, joten tutkittavaksi aineistoksi valittiin niiden samojen 14 paikkakunnan asuntotyypit, joita tutkittiin maantieteellisen hajauttamisen yhteydessä. Tästä huolimatta joistakin sarjoista puuttui useita havaintoja (ks. liite 2.4). Puuttuvat havainnot aluksi korvattiin keskimääräisellä tuottohavainnolla (taulukot 4.8–4.11), mikä tietenkin helposti vääristää riskiä ja mahdollisesti tuottoakin. Tämän jälkeen aineistossa poistettiin ne sarjat, joissa oli alle 45 havaintoa (taulukot 4.12–4.15). Poistettavia sarjoja oli Kouvolan yksiöt ja kolmiot sekä Porin yksiöt ja kolmiot. Paikkakuntia tilastossa oli aluksi 14 ja asuntotyyppejä 3 eli yhteensä sarjoja on 42 kappaletta. Toisessa vaiheessa neljä sarjaa poistettiin, jolloin tutkittavia sarjoja jäi 38 kappaletta.

Tutkittu ajanjakso oli sikäli ongelmallinen, että aikasarjassa oli kolme aallonpohjaa, mutta vain kaksi huippua: aikasarjan päättyessä 1998 asuntojen hinnat jatkoivat nousuaan, eikä huippu ollut vielä tiedossa (liite 4.3). Koska tässä käytetty aineisto perustui neljännesvuosihavaintoihin, niin riskittömän koron tasot ovat neljäsosa vuosikoroista, jos korkoa korolle -ilmiötä ei huomioida. Ensimmäisessä optimoinnissa korkein mahdollinen riskittömän korkotason oletus oli 1,52 % ja toisessa 1,25 %.

**Taulukko 4.8.** Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 0\%$  ( $N = 42$ ).

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Osuus (%)		
1. Kouvola	yksiö	28,2 %	yksiöt	51,3 %
2. Pori	kolmio+	20,4 %	kaksiot	0,2 %
3. Oulu	yksiö	14,2 %	kolmiot+	48,5 %
4. Kuopio	kolmio+	10,3 %	YHT.	100,0 %
5. Oulu	kolmio+	9,2 %		
6. Lappeenranta	yksiö	8,9 %	Portfolion tuotto*	1,42 %
7. Lappeenranta	kolmio+	8,6 %	Portfolion keskihajonta	3,26 %
8. Pori	kaksio	0,2 %		
YHTEENSÄ		100,0 %		

R<sub>f</sub>: riskitön korko N: sijoituskohteiden lkm kolmio+: kolmiot ja niitä suuremmat asunnot  
\*keskimääräinen neljännesvuosituotto

**Taulukko 4.9.** Optimaalinen salkku, kun  $R_r = 0,50\%$  ( $N = 42$ ).

<u>Paikkakunta</u>	<u>Asuntotyyppi</u>	<u>Osuus (%)</u>		
1. Kouvola	yksiö	32,5 %	ykslöt	51,2 %
2. Pori	kolmio+	24,1 %	kakslot	0 %
3. Oulu	yksiö	14,2 %	kolmiot+	48,8 %
4. Kuopio	kolmio+	10,1 %	YHT.	100,0 %
5. Oulu	kolmio+	7,9 %		
6. Lappeenranta	kolmio+	6,7 %	Portfolion tuotto*	1,46 %
7. Lappeenranta	yksiö	4,5 %	Portfolion keskihajonta	3,37 %
YHTEENSÄ		100,0 %		

$R_r$ : riskitön korko     $N$ : sijoituskohteiden lkm    kolmio+: kolmiot ja niitä suuremmat asunnot  
\*keskimääräinen neljännesvuosituotto

**Taulukko 4.10.** Optimaalinen salkku, kun  $R_r = 1,00\%$  ( $N = 42$ ).

<u>Paikkakunta</u>	<u>Asuntotyyppi</u>	<u>Osuus (%)</u>		
1. Kouvola	yksiö	45,4 %	ykslöt	54,4 %
2. Pori	kolmio+	36,5 %	kakslot	0 %
3. Oulu	yksiö	9,0 %	kolmiot+	45,6 %
4. Kuopio	kolmio+	5,7 %	YHT.	100,0 %
5. Oulu	kolmio+	3,4 %		
YHTEENSÄ		100,0 %	Portfolion tuotto*	1,56 %
			Portfolion keskihajonta	3,89 %

$R_r$ : riskitön korko     $N$ : sijoituskohteiden lkm    kolmio+: kolmiot ja niitä suuremmat asunnot  
\*keskimääräinen neljännesvuosituotto

**Taulukko 4.11.** Optimaalinen salkku, kun  $R_r = 1,25\%$  ( $N = 42$ ).

<u>Paikkakunta</u>	<u>Asuntotyyppi</u>	<u>Osuus (%)</u>		
1. Kouvola	yksiö	51,0 %	ykslöt	51,0 %
2. Pori	kolmio+	49,0 %	kakslot	0 %
YHTEENSÄ		100,0 %	kolmiot+	49,0 %
			YHT.	100,0 %
			Portfolion tuotto*	1,64 %
			Portfolion keskihajonta	4,56 %

$R_r$ : riskitön korko     $N$ : sijoituskohteiden lkm    kolmio+: kolmiot ja niitä suuremmat asunnot  
\*keskimääräinen neljännesvuosituotto

**Taulukko 4.12.** Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 0,00\%$  ( $N = 38$ ).

<u>Paikkakunta</u>	<u>Asuntotyyppi</u>	<u>Osuus (%)</u>		
1. Oulu	yksiö	25,3 %	yksiöt	46,4 %
2. Oulu	kolmio+	22,3 %	kaksiot	0 %
3. Lappeenranta	kolmio+	21,4 %	kolmiot+	53,6 %
4. Lappeenranta	yksiö	14,0 %	YHT.	100,0 %
5. Kuopio	kolmio+	9,9 %		
6. Tampere	yksiö	5,6 %	Portfolion tuotto*	1,25 %
7. Kuopio	yksiö	1,5 %	Portfolion keskihajonta	3,56 %
YHTEENSÄ		100,0 %		

$R_f$ : riskitön korko N: sijoituskohteiden lkm kolmio+: kolmiot ja niitä suuremmat asunnot  
\*keskimääräinen neljännesvuosituotto

**Taulukko 4.13.** Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 0,50\%$  ( $N = 38$ ).

<u>Paikkakunta</u>	<u>Asuntotyyppi</u>	<u>Osuus (%)</u>		
1. Oulu	yksiö	27,8 %	yksiöt	46,2 %
2. Oulu	kolmio+	22,8 %	kaksiot	0 %
3. Lappeenranta	kolmio+	21,1 %	kolmiot+	53,8 %
4. Tampere	yksiö	10,0 %	YHT.	100,0 %
5. Kuopio	kolmio+	9,9 %		
6. Lappeenranta	yksiö	8,4 %	Portfolion tuotto*	1,27 %
YHTEENSÄ		100,0 %	Portfolion keskihajonta	3,63 %

$R_f$ : riskitön korko N: sijoituskohteiden lkm kolmio+: kolmiot ja niitä suuremmat asunnot  
\*keskimääräinen neljännesvuosituotto

**Taulukko 4.14.** Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 1,00\%$  ( $N = 38$ ).

<u>Paikkakunta</u>	<u>Asuntotyyppi</u>	<u>Osuus (%)</u>		
1. Oulu	yksiö	30,5 %	yksiöt	54,5 %
2. Oulu	kolmio+	24,4 %	kaksiot	0 %
3. Tampere	yksiö	24,0 %	kolmiot+	45,5 %
4. Lappeenranta	kolmio+	20,4 %	YHT.	100,0 %
5. Kuopio	kolmio+	0,7 %		
YHTEENSÄ		100,0 %	Portfolion tuotto*	1,31 %
			Portfolion keskihajonta	3,92 %

$R_f$ : riskitön korko N: sijoituskohteiden lkm kolmio+: kolmiot ja niitä suuremmat asunnot  
\*keskimääräinen neljännesvuosituotto

**Taulukko 4.15.** Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 1,25\%$  ( $N = 38$ ).

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Osuus (%)		
1. Tampere	yksiö	67,8 %	yksiot	67,8 %
2. Lappeenranta	kolmio+	30,7 %	kaksiot	0 %
3. Oulu	kolmio+	1,5 %	kolmiot+	32,2 %
YHTEENSÄ		100,0 %	YHT.	100,0 %
			Portfolion tuotto*	1,35 %
			Portfolion keskihajonta	5,05 %

R<sub>f</sub>: riskitön korko N: sijoituskohteiden lkm kolmio+: kolmiot ja niitä suuremmat asunnot  
\*keskimääräinen neljännesvuosituotto

Puuttuvien havaintojen voidaan epäillä vääristäneen ensimmäisen vaiheen (taulukot 4.8–4.11) tehokkaan rintaman estimointia, koska poistetuista sarjoista Kouvolan yksiot ja Porin kolmiot esiintyivät tehokkaassa salkussa kaikilla riskittömän korkotason oletuksilla varsin suurella painolla. Vaikka yleensä tilastoissa havaintoja lisäämällä keskivirhe pienenee, niin tämä ei päde tehokkaan rintaman optimoinnissa: sijoituskohteiden määrän kasvaessa riski virheellisten havaintojen painottamisesta kasvaa (ks. Goetzmann & Wachter 1995: 272). Toisessa optimoinnissa (taulukot 4.12–4.14) poistettujen sijoituskohteiden tilalle tuli merkittävällä painolla Tampereen yksiot. Liitteissä 4.4–4.5 täydennetään taulukoissa 4.8–4.15 esitettyä tehokkaan rintaman kehitystä eri riskittömän korkotason oletuksilla. Toisaalta on hyvä pitää mielessä se, että alueellisen tarkastelun parhaimmat vuokratuotot tulivat juuri Porista ja Kouvolasta, joten aikasarjoista puuttuva vuokratuotokomponentti voi vääristää tuloksia kumpaankin suuntaan (liite 4.6)

Tulosten perusteella havaitaan, että optimaalinen sijoittaminen tapahtuu yksioihin tai suuriin perheasuntoihin. Ainoastaan ensimmäisessä optimoinnissa oletettaessa riskitön korkotaso nollassi Porin kaksiot saivat 0,2 %:n painon tehokkaassa sijoitussalkussa (taulukko 4.8); muilla riskittömän korkotason oletuksilla kaksiot eivät sisällyneet mihinkään salkkuun. Kaksioiden hintojen kehitystä voi rajoittaa ihmisten mahdollisuus ohittaa kokonaan tämä asumisvaihe. Vaikka perinteisesti yksioita on pidetty sijoitusasuntoina, analyysissa voitiin havaita myös suurien asuntojen merkittävä painotus optimaalisessa sijoitussalkussa. Kolmioiden ja sitä suurempien asuntojen osuus eri riskittömillä korkotasoiilla vaihteli



50 %:n molemmin puolin. Lisäksi voitiin havaita, että varsinkin korkeimmilla riski- ja tuottotasolla sijoituksia eri kolmiokohteisiin oli määrällisesti enemmän kuin yksiökohteisiin. Vuokratkomponentin puuttuminen tuottosarjoista ei ilmeisesti vääristä tuloksia kovinkaan paljoa, koska yksiöistä ja kaksioista saatava vuokratuotto on lähes yhtä suuri ja kolmoissakin vain hieman pienempi suhteessa sijoitettavaan pääomaan (liite 4.7).

Molemmilla aineistoilla estimoitujen optimaalisten sijoitussalkkujen maantieteelliset jakaumat olivat myös siinä suhteessa mielenkiintoisia, että sijoitussalkuissa painotettiin niin vähän pääkaupunkiseudun asuntoja. Etelä-Suomen kasvukeskuksista ainoastaan Tampereen yksiöt tulivat valituksi optimaaliseen sijoitussalkkuun, kun oli poistettu vähän havaintoja sisältävät sarjat. Pitkän aikavälin maantieteellisesti hajautettuun sijoitussalkkuun sisältyi Helsingin ydinkeskustan kohteet, mutta asuntotyyppien perusteella suoritetussa analyysissä mikään Helsingin alueen asuntotyyppistä ei tullut valituksi optimaaliseen sijoitusportfolioon. Ajanjakson valinta voi olla yksi selitys havaitulle ilmiölle: asuntojen hinnat jatkoivat voimakasta nousuaan Helsingissä vuoden 1998 jälkeen. Tutkimus on syytä suorittaa uudelleen, kun tämän suhdannejakson huippu on saavutettu. Tuloksia tulkittaessa ja hyödynnettäessä on myös muistettava Michaudin (1989: 33) esittämä huomio siitä, että usein dataan ja estimointiin liittyvät ongelmat johtavat tuloksiin, joissa itseasiassa onkin maksimoitu estimointivirhettä. Lisäksi asuntojen vuokrien ja hoitokulujen tarkempi ja pidempiaikainen tilastointi mahdollistaisi tuottosarjojen käytön hintasarjojen sijaan ja parantaisi näin myös tulosten luotettavuutta. Tämän tutkimuksen perusteella voidaan kuitenkin korostaa riskin hajauttamisen merkitystä asuntosijoitusten valinnassa: huomioitaessa koko salkun tuotto-riski -suhde pääkaupunkiseudun ja Etelä-Suomen asunnot eivät välttämättä ole kovin houkuttelevia sijoituskohteita portfoliosijoittamisen näkökulmasta.

#### 4.4. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkimuksessa tarkasteltiin kerrostaloasuntoja portfoliosijoittamisen näkökulmasta. Taivoitteena oli etsiä sijoitussalkkuun paras tuotto-riski -kombinaatio sijoittamalla kerrostaloasuntoihin eri puolilla Suomea pitkällä aikavälillä. Optimaalinen asuntosijoitussalkku etsit-

tiin soveltamalla Markowitzin kehittämää portfolioteoriaa, joka ottaa huomioon paitsi sijoituskohteiden tuotot, niin myös sijoituskohteiden sisältämän riskin. Menetelmässä riski ei ole pelkästään sijoituskohteiden oma tuoton vaihtelu, vaan oleellista on se, kuinka paljon sijoituskohteiden tuottojen vaihtelut kumoavat toisiaan. Tällöin algoritmien ratkaisussa kovarianssitermien merkitys korostuu. Vaikka ratkaistu algoritmi ilmoittaa optimaalisen sijoitussalkun menneen kehityksen suhteen, sitä voidaan käyttää tulevaisuuden optimaalisen sijoitussalkun ennustamiseen, jos voidaan olettaa odotusten olevan keskimäärin oikeita ja jos matriisi säilyy suhteellisen stabiilina myös tulevaisuudessa.

Tulosten perusteella pitkällä aikavälillä "osta ja pidä"-strategialla toimittaessa asuntosijoitukset kannattaisi jakaa Helsingin ydinkeskustan, Oulun ja Lappeenrannan asuntomarkkinoiden kesken. Sijoitussuosituksena olisi painottaa salkussa hieman yli 40 % Helsingin ydinkeskustan ja Oulun asuntoja, ja sijoittaa loput noin 15 % Lappeenrannan asuntomarkkinoille. Jos liikuttaessa tehokkaalla rintamalla halutaan pienempää riskiä ja tyydytään pienempään tuottoon, Lappeenrannan painotusta lisätään ja Helsingin ydinkeskustan osuutta vähennetään; riskinsietokyvyn kasvaessa menetellään päinvastoin. Mielenkiintoinen havainto oli Oulun suuri paino kaikilla riski-tuotto -kombinaatioilla: Oulu säilytti melko stabiilisti yli 40 % sijoitusosuuden riskin kasvaessa. Vasta oletettaessa riskittömälle korkotasolle ääriarvoja, Oulun osuus alkoi pudota sijoitusten tehokkaalla rintamalla.

Keskipitkän aikavälin (13 vuotta) tarkastelussa etsittiin yhtäältä optimaalista asuntotyyppiä ja toisaalta haluttiin tarkistaa, ovatko asunnot samoilla paikkakunnilla kuin pitkän aikavälin alueellinen analyysi osoitti. Tulosten perusteella optimaaliseen sijoitussalkkuun pitäisi sisällyttää yksioita ja suuria perheasuntoja noin puolet kumpiakkin; kaksioita ei puolestaan kannattasi sisällyttää ollenkaan optimaaliseen sijoitusportfolioon. Alueellisen tarkastelun näkökulmasta saatiin sikäli yllättävä tulos, että optimaaliseen portfolioon ei enää sisällynyt Helsingin ydinkeskustan asuntoja. Ilmiö voi johtua siitä, että tutkittu ajanjakso päättyi kesken voimakkaan asuntojen hintojen nousun. Tulos kuitenkin viittaa myös siihen, etteivät Helsingin alueen asunnot ole välttämättä houkuttelevia sijoituskohteita toimittaessa tutkittulla sijoitusstrategialla. Vuokratuoton huomioiminen analyysissä vahvistaa edelleen tätä havaintoa: vuokrat eivät helposti nouse samassa suhteessa kuin asuntojen hinnat. Lappeen-

ranta ja Oulu olivat puolestaan vahvasti painotettuina optimaalisessa sijoitusportfoliossa sekä yksiöiden että suurien perheasuntojen osalta. Koko asuntotyyppikohtaisen aineiston tarkastelussa muita optimaaliseen sijoitusportfolioon valittuja sijoituskohteita olivat Kouvolan yksiöt, Porin ja Kuopion kolmiot.

Kun vähän havaintoja sisältäneet sarjat poistettiin asuntotyyppikohtaisesta aineistosta, niin Oulun merkitys sijoituskohteena korostui entisestään ja Tampereen yksiöt tulivat vahvasti edustettuina optimaaliseen sijoitussalkkuun. Kun riskittömäksi vuosikoroksi oletettiin 4 %, niin optimaalisen sijoitussalkun sijoituksista tulisi tehdä noin 30 % Oulun yksiöihin, noin 25 % Oulun kolmioihin ja Tampereen yksiöihin ja noin 20 % Lappeenrannan kolmioihin. Yksiöihin sijoitettaisiin noin 55 % ja suuriin perheasuntoihin noin 45 % koko asuntosijoitussalkun arvosta.

## LÄHTEET

- Campbell, J.Y., A.W. Lo & A.C. MacKinlay (1997). *Econometrics of Financial Markets*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Copeland, T.E. & J.F. Weston (1988). *Financial Theory and Corporate Policy*. 3. painos. Reading jne.: Addison-Wesley Publishing Company.
- Elton, J.E. & M.J. Gruber (1995). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 5. painos. New York jne.: John Wiley & Sons.
- Fama, E.F. (1968). Risk, return, and equilibrium: some clarifying comments. *Journal of Finance* 23, 29–40.
- Firstenberg, P.M., S.A. Ross & R.C. Zisler (1988). Real estate: the whole story. *Journal of Portfolio Management*, (Spring), 22–34.
- Fogler, H.R. (1984). 20% in real estate: can theory justify it. *Journal of Portfolio Management* (Winter), 6–13.
- Frankfurter, G.M. & H.E. Phillips (1995). *Forty Years of Normative Portfolio Theory: Issues, Controversies, and Misconceptions*. Greenwich jne.: JAI Press Inc.
- Friedman, M.M. (1953). The methodology of positive economics. Teoksessa: *Essays in Positive Economics*, 3–43. Chicago: The University of Chicago Press.
- Froland, C., R. Gorlow & R. Samson (1986). The market risk of real estate. *Journal of Portfolio Management* (Spring), 12–19.
- Goetzmann, W.N. & S.M. Wachter (1995). Clustering methods for real estate portfolios. *Real Estate Economics* 23:3, 271–310.
- Grissom, T.V., J.L. Kuhle & C.H. Walther (1987). Diversification works in real estate, too. *Journal of Portfolio Management* (Winter), 66–71.
- Kallberg, J.G. & C.H. Liu (1996). The role of real estate in the portfolio allocation process. *Real Estate Economics* 24:3, 359–378.
- Kuosmanen, P. (1997). Tutkimus asuntomarkkinoiden hintariippuvuudesta. Julkaisematon lisensiaatintutkimus. Kansantaloustieteen laitos, Vaasan yliopisto.
- Laakkonen, A. & S. Pynnönen (1988). Return, risk and distribution statistics of common stocks. *Vaasan korkeakoulun julkaisuja, Tutkimuksia* No 130.
- Markowitz, H.M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance* 7, 77–91.

- Markowitz, H.M. (1959). *Portfolio Selection*. New Haven: Yale University Press.
- Markowitz, H.M. (1991a). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. 2. painos. Cornwall: T J press Ltd.
- Markowitz, H.M. (1991b). Foundations of portfolio theory. *Journal of Finance* 46:2, 469–477.
- Michaud, R.O. (1989). The Markowitz optimization enigma: is 'optimized' optimal. *Financial Analysts Journal* (January–February), 31–42.
- Miller, M.H. (1999). The history of finance. *Journal of Portfolio Management* 25:4, 95–101.
- Quan, D.C. & S. Titman (1997). Commercial real estate prices and stock returns: an international analysis. *Financial Analysts Journal* (May/June), 21–34.
- Sharpe, W.F. (1963). A simplified model of portfolio analysis. *Management Science* 9:1, 277–293.
- Sharpe, W.F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19:3, 425–442.

**LIITE 4.1. Tutkimuksessa käytetty vuosiaineisto**

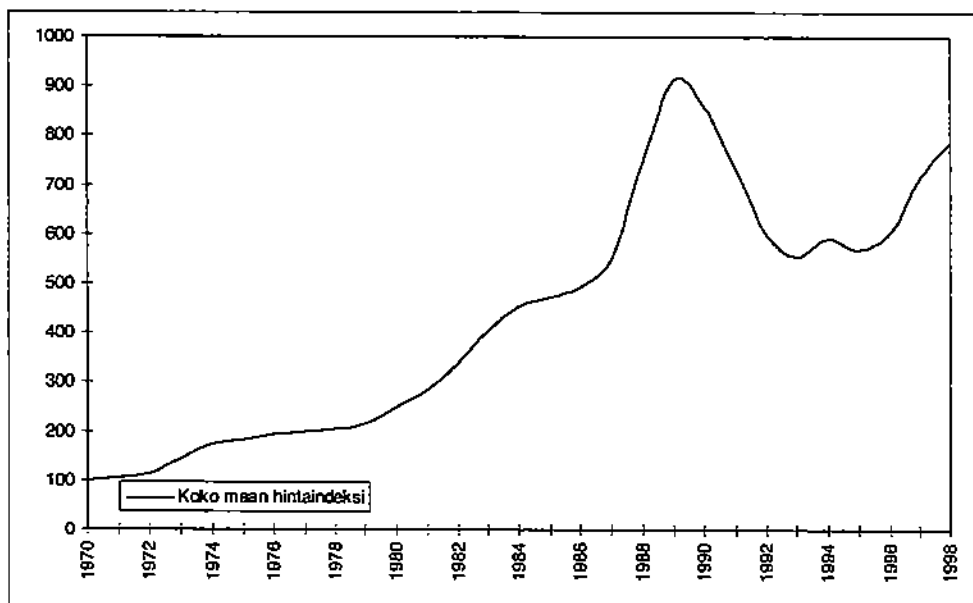
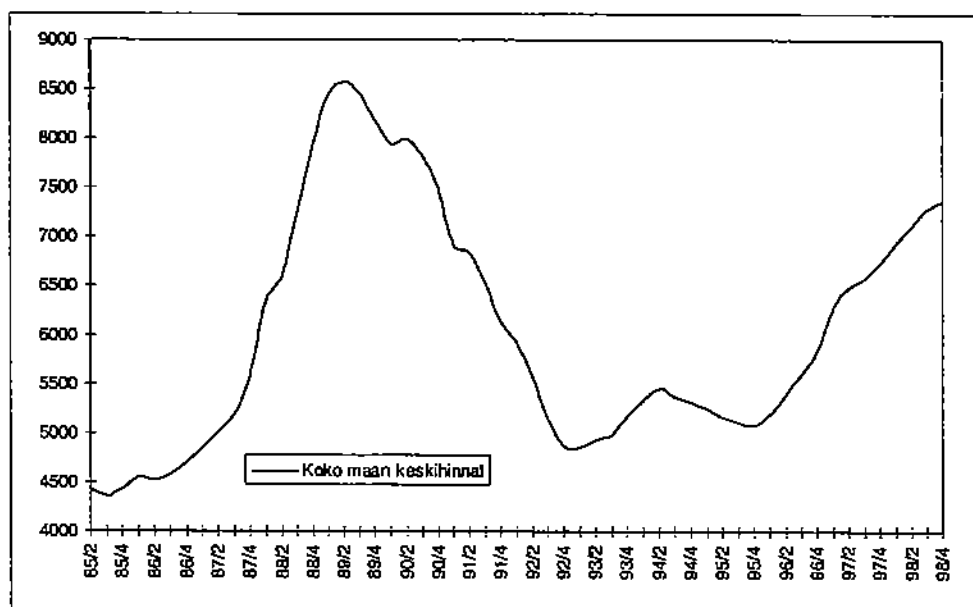
	<u>Kaupungit ja alueet</u>	<u>Lyhenne</u>	<u>Havaintojen lkm</u>
1	Espoo + Kauniainen	espka	28
2	Helsinki, alue 1	hki1	28
3	Helsinki, alue 2	hki2	28
4	Helsinki, alue 3	hki3	28
5	Helsinki, alue 4	hki4	28
6	Kouvola	kou	28
7	Kuopio	kuo	28
8	Lappeenranta	lrta	28
9	Oulu	oulu	28
10	Pääkaupunkiseutu*	pks	28
11	Pori	pori	28
12	Turku	tku	28
13	Tampere	tre	28
14	Vantaa	vantaa	28

---

\*Helsinki, Espoo, Vantaa ja Kauniainen

**LIITE 4.2. Tutkimuksessa käytetty neljännesvuosiaineisto**

<u>Kaupungit ja alueet</u>	<u>Asuntotyyppi</u>	<u>Havaintojen lkm</u>
Espoo + Kauniainen	yksiö	54
	kaksio	54
	kolmio+	54
Helsinki, alue 1	yksiö	54
	kaksio	54
	kolmio+	54
Helsinki, alue 2	yksiö	54
	kaksio	54
	kolmio+	54
Helsinki, alue 3	yksiö	54
	kaksio	54
	kolmio+	54
Helsinki, alue 4	yksiö	46
	kaksio	54
	kolmio+	54
Kouvola	yksiö	31
	kaksio	54
	kolmio+	37
Kuopio	yksiö	50
	kaksio	54
	kolmio+	54
Lappeenranta	yksiö	51
	kaksio	54
	kolmio+	45
Oulu	yksiö	54
	kaksio	54
	kolmio+	54
pääkaupunkiseutu*	yksiö	54
	kaksio	54
	kolmio+	54
Pori	yksiö	35
	kaksio	54
	kolmio+	40
Turku	yksiö	54
	kaksio	54
	kolmio+	54
Tampere	yksiö	54
	kaksio	54
	kolmio+	54
Vantaa	yksiö	54
	kaksio	54
	kolmio+	54

**LIITE 4.3. Koko maan käytettyjen kerrostaloasuntojen hintojen kehitys**

**Liitekuvio 4.1. Kerrostaloasuntojen hintojen kehitys vuosina 1970-1998 (indeksi).**

**Liitekuvio 4.2. Kerrostaloasuntojen keskihinnat koko maassa neljännesvuosittain 1985/2 - 1998/4.**



**LIITE 4.4. Tehokas salkku (analyysissä kaikki sarjat)**

**Liitetaulukko 4.1.** Optimaalinen salkku, kun  $R_r = 0,25\%$  ( $N = 42$ ).

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Osuus (%)		
1. Kouvola	yksiö	29,8	yksiöt	51,2 %
2. Pori	kolmio+	21,9	kaksiot	0 %
3. Oulu	yksiö	14,2	kolmiot+	48,8 %
4. Kuopio	kolmio+	10,3	YHT.	100,0 %
5. Oulu	kolmio+	8,7		
6. Lappeenranta	kolmio+	7,9	Portfolion keskim. tuotto	1,43 %
7. Lappeenranta	yksiö	7,2	Portfolion keskihajonta	3,30 %
YHTEENSÄ		100,0		

$R_r$ : riskitön korko kolmio+ : kolmiot ja niitä suuremmat asunnot N: sijoituskohteiden lkm

**Liitetaulukko 4.2.** Optimaalinen salkku, kun  $R_r = 0,75\%$  ( $N = 42$ ).

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Osuus (%)		
1. Kouvola	yksiö	37,2	yksiöt	51,2 %
2. Pori	kolmio+	28,1	kaksiot	0 %
3. Oulu	yksiö	14,0	kolmiot+	48,8 %
4. Kuopio	kolmio+	9,7	YHT.	100,0 %
5. Oulu	kolmio+	6,5		
6. Lappeenranta	kolmio+	4,5	Portfolion keskim. tuotto	1,50 %
YHTEENSÄ		100,0	Portfolion keskihajonta	3,53 %

$R_r$ : riskitön korko kolmio+ : kolmiot ja niitä suuremmat asunnot N: sijoituskohteiden lkm

**Liitetaulukko 4.3.** Optimaalinen salkku, kun  $R_r = 1,35\%$  ( $N = 42$ ).

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Osuus (%)		
1. Pori	kolmio+	54,4	yksiöt	45,6 %
2. Kouvola	yksiö	45,6	kaksiot	0 %
YHTEENSÄ		100,0	kolmiot+	54,4 %
			YHT.	100,0 %
			Portfolion keskim. tuotto	1,65 %
			Portfolion keskihajonta	4,75 %

$R_r$ : riskitön korko kolmio+ : kolmiot ja niitä suuremmat asunnot N: sijoituskohteiden lkm

**LIITE 4.5. Tehokas salkku (Poistettu sarjat, joissa alle 45 havaintoa)**

Poistettut sarjat: Kouvola yksiö, Kouvola kolmio+, Pori yksiö ja Pori kolmio+

**Liitetaulukko 4.4. Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 0,25\%$  ( $N = 38$ ).**

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Osuus (%)		
1. Oulu	yksiö	26,3	yksiöt	45,9
2. Oulu	kolmio+	22,4	kaksiot	0
3. Lappeenranta	kolmio+	21,3	kolmiot+	54,1
4. Kuopio	kolmio+	10,4	YHT.	100,0
5. Lappeenranta	yksiö	11,8	Portfolion keskim. tuotto	1,26
6. Tampere	yksiö	7,8	Portfolion keskihajonta	3,59
YHTEENSÄ		100		

$R_f$ : riskittömän korko kolmio+ : kolmiot ja niitä suuremmat asunnot N: sijoituskohteiden lkm

**Liitetaulukko 4.5. Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 0,75\%$  ( $N = 38$ ).**

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Osuus (%)		
1. Oulu	yksiö	30,7	yksiöt	46,6
2. Oulu	kolmio+	23,5	kaksiot	0
3. Lappeenranta	kolmio+	20,8	kolmiot+	53,2
4. Tampere	yksiö	14,6	YHT.	100,0
5. Kuopio	kolmio+	8,9	Portfolion keskim. tuotto	1,29
6. Lappeenranta	yksiö	1,5	Portfolion keskihajonta	3,75
YHTEENSÄ		100		

$R_f$ : riskittömän korko kolmio+ : kolmiot ja niitä suuremmat asunnot N: sijoituskohteiden lkm

**LIITE 4.6. Alueelliset vuokratuotot**

- Vertailukelpoiset prosentuaaliset vuosittaiset vuokratuotot vuosilta 1998–2000  
(asunnon neliömetrin vuosivuokra/neliömetrin hinta)

	<u>Kaupungit ja alueet</u>	<u>1998</u>	<u>1999</u>	<u>2000</u>	<u>Keskiarvo</u>
1	Espoo + Kauniainen	7,2	6,9	6,3	6,8
2	Helsinki, alue 1	6,0	6,0	5,2	5,8
3	Helsinki, alue 2	6,7	6,6	6,1	6,5
4	Helsinki, alue 3	7,5	7,2	6,8	7,1
5	Helsinki, alue 4	8,1	7,7	7,3	7,7
6	Kouvola	11,2	10,8	10,9	11,0
7	Kuopio	8,6	8,4	8,4	8,5
8	Lappeenranta	8,5	9,0	8,9	8,8
9	Oulu	8,8	8,8	8,9	8,8
10	Pääkaupunkiseutu*	7,0	6,8	6,2	6,7
11	Pori	9,7	9,2	9,8	9,6
12	Turku	9,5	9,3	8,7	9,2
13	Tampere	9,1	8,8	8,3	8,7
14	Vantaa	9,1	8,5	8,4	8,7

\*Helsinki, Espoo, Vantaa ja Kauniainen

- Vuokratuotot saatu Tilastokeskuksen keräämistä keskimääräistä alueellisista uusien vuokrasubteiden vuokrasta huhtikuussa

- Asuntojen hintoina on käytetty toisen vuosineljänneksen hintoja

- Huom. vuokratuotoissa ei ole huomioitu asuntojen hoitokuluja

## LIITE 4.7. Asuntotyyppikohtaiset vuokratuotot (vuosituotto prosentteina)

<u>Kaupungit ja alueet</u>	<u>Asuntotyyppi</u>	<u>1998</u>	<u>1999</u>	<u>2000</u>	<u>Keskiarvo</u>
Espoo + Kauniainen	yksiö	7,7	7,8	8,0	7,8
	kaksio	8,0	7,5	6,8	7,4
	kolmio+	7,8	7,5	6,9	7,4
Helsinki, alue 1	yksiö	7,6	7,2	6,6	7,2
	kaksio	6,5	6,5	5,6	5,2
	kolmio+	5,7	6,1	4,7	5,5
Helsinki, alue 2	yksiö	7,7	7,9	7,3	7,6
	kaksio	7,0	7,1	6,4	6,8
	kolmio+	6,4	6,2	5,7	6,1
Helsinki, alue 3	yksiö	9,0	8,8	8,1	8,6
	kaksio	7,9	7,6	7,5	7,7
	kolmio+	7,4	7,6	7,0	7,3
Helsinki, alue 4	yksiö	n/a	7,8	8,0	7,9
	kaksio	9,7	8,5	7,8	8,7
	kolmio+	9,4	8,2	8,1	8,5
Kouvola	yksiö	13,6	12,8	n/a	13,2
	kaksio	11,7	11,1	11,6	11,5
	kolmio+	11,6	n/a	n/a	n/a
Kuopio	yksiö	10,9	9,4	9,3	9,9
	kaksio	9,6	9,5	9,7	9,6
	kolmio+	9,0	8,6	9,0	8,9
Lappeenranta	yksiö	8,8	n/a	10,3	9,6
	kaksio	10,5	10,8	10,3	10,5
	kolmio+	9,2	9,4	9,3	9,3
Oulu	yksiö	9,2	9,7	10,0	9,6
	kaksio	10,1	10,6	10,5	10,4
	kolmio+	9,7	9,1	9,2	9,4
Pori	yksiö	n/a	n/a	n/a	n/a
	kaksio	11,1	10,3	11,1	10,8
	kolmio+	10,2	8,7	n/a	9,5
Turku	yksiö	9,7	9,4	9,2	9,4
	kaksio	10,7	10,6	9,8	10,4
	kolmio+	10,3	10,0	9,2	9,8
Tampere	yksiö	9,7	10,1	9,6	9,8
	kaksio	9,8	9,3	9,0	9,4
	kolmio+	9,8	9,1	8,5	9,2
Vantaa	yksiö	9,8	9,3	9,2	9,4
	kaksio	10,4	9,2	9,7	9,8
	kolmio+	9,8	9,5	9,5	9,6

n/a = havaintoa ei ollut saatavilla (ei voitu laskea) . Huom. Laskelmissa ei ole huomioitu asuntojen hoitokuluja  
 - Asuntojen hintoina käytetty vanhojen osakehuoneistojen keskihintoja toisella vuosineljänneksellä  
 - Vuokrat on saatu Tilastokeskuksen keräämistä uusien vuokrasuhteiden keskimääräisistä kuukausivuokrista huhtikuussa

## 5. ASUNTOSIJOITUSTEN PORTFOLION RATKAISUMENETELMIEN VERTAILU

### 5.1. JOHDANTO

Harry Markowitzin vuonna 1952 valmistunut väitöskirja oli modernin portfolioteorian kehityksen alkusysäys. Markowitzin lähtökohtana oli sijoittajille hyvin tuttu ongelma: kuinka epävarmuuden vallitessa sijoitukset kannattaisi hajauttaa, jotta saavuttaisi suurimman mahdollisen tuoton tietyllä riskillä tai pienimmällä mahdollisella riskillä tietyn tuoton. Sijoittajan kannalta ei ole välttämättä oleellista omistamiensa yksittäisen sijoituskohteen arvon vaihtelut ja tuoton kehitys, vaan sijoittaja on kiinnostunut koko sijoitussalkunsa tuotosta ja riskistä. Sijoitussalkun koostumus riippuu tällöin ratkaisevasti siitä, kuinka yksittäisten sijoitushyödykkeiden arvon vaihtelut kumoavat toisiaan. Sijoittajan kannattaa etsiä sellainen kombinaatio eri sijoitushyödykkeistä, joka maksimoi koko salkun tuoton suhteessa salkun sisältämään riskiin.

Markowitzin (1952; 1959) kehittämän teorian empiirisen soveltamisen kannalta oli ongelmallista algoritmin ratkaisemiseksi tarvittava suuri aineiston ja laskennan määrä: koko salkun riskisyyttä laskettaessa tarvittiin paitsi sijoitushyödykkeiden varianssit, niin myös kovarianssit kaikkien sijoitushyödykkeiden kesken. Vaikka nykyaikaiset tietokoneet pystyvät hallitsemaan suuren määrän tietoa, niin Markowitzin algoritmin intuitiivinen ymmärtäminen ja sen ennustaminen on usein salkunhoitajille hankalaa. Laskentaongelmien vuoksi Sharpe (1963) yksinkertaisti Markowitzin kuvaaman matriisin varianssi- ja kovarianssitermien laskemista. Elton, Gruber & Padberg (1976) puolestaan esittivät yksinkertaisemman menetelmän optimaalisen sijoitussalkun ratkaisemiseksi silloin, kun beeta-kerrointa voidaan soveltaa kovarianssi-varienssi -matriisin kuvaamiseen.

Tässä tutkimuksessa halutaan selvittää, voidaanko asuntomarkkinoita analysoitaessa kovarianssi-varienssi -matriisia yksinkertaistaa Sharpen (1963) kuvaamalla tavalla. Toisaalta tutkimuksessa selvittää mahdollisuutta käyttää Elton, Gruber & Padbergin (lyhyesti EGP) kehittämää laskentamenetelmää tehokkaiden sijoitussalkkujen määrittelyyn asuntomarkki-

noilla: ovatko tällä algorithmillä saadut sijoitussalkut identtisiä suhteessa Markowitzin esittämällä menetelmällä saatuihin salkkuihin vai johtavatko eri menetelmät poikkeaviin tuloksiin, kuten helposti käy sovellettaessa näitä menetelmiä yksittäisistä osakkeista koostuvien salkkujen muodostamiseen (ks. Phillips 1993).

Tutkimus etenee siten, että luvussa 5.2 esitellään Markowitzin kovarianssi–varianssi -matriisi, johdetaan sen yksinkertaistaminen käyttäen yhden indeksin mallista saatavaa beeta-kerrointa ja esitellään Elton, Gruber & Padbergin (1976) vaihtoehtoinen menetelmä ratkaista optimaalinen sijoitussalkku. Luvussa 5.3 tutkitaan menetelmien empiiristä soveltamista asuntomarkkinoille. Yhteenvedo tutkimuksen tuloksista tehdään luvussa 5.4.

## 5.2. TEORIA

Markowitzin teorian perusteella salkunhallinnan perusongelma on maksimoida koko sijoitussalkun odotettavissa oleva tuotto suhteessa sen sisältämään riskiin eli maksimoitava funktio  $V$  voidaan ilmaista muodossa

$$(5.1) \quad V = \frac{\bar{R}_p - R_f}{\sigma_p} ,$$

jossa  $\bar{R}_p$  on portfolion odotettu tuotto,  $R_f$  on riskittömän sijoituskohteen korko ja  $\sigma_p$  portfolion keskihajonta eli riski.

Tavoitefunktion (5.1) osoittajan arvon määrittelee yksittäisten sijoitushyödykkeiden painot ja tuotot sijoitussalkussa ja nimittäjän arvoon vaikuttaa varianssin määritelmän mukaan sekä sijoitushyödykkeen oma vaihtelu eli varianssi että kovarianssi muiden sijoitushyödykkeiden kanssa. Maksimoitava funktio (5.1) voidaan kirjoittaa muodossa

$$(5.2) \quad V = \frac{\sum_{i=1}^N X_i (\bar{R}_i - R_f)}{\left[ \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=2, j \neq i}^N X_i X_j \sigma_{ij} \right]^{1/2}} ,$$

jossa  $X_i$  kuvaa sijoitushyödykkeen  $i$  osuutta portfolioissa,  $\bar{R}_i$  on sijoitushyödykkeen  $i$  odotettu tuotto,  $\sigma_i^2$  on sijoitushyödykkeen  $i$  varianssi ja  $\sigma_{ij}$  on sijoitushyödykkeiden  $i$  ja  $j$  välinen kovarianssi. Esimerkiksi sijoitushyödykkeen  $k$  optimaalinen osuus sijoitussalkussa saadaan selville etsimällä maksimoitavan funktion ääriarvo derivaatan avulla eli funktio (5.2) derivoidaan sijoitushyödykkeeseen  $k$  sijoitettavan osuuden  $X_k$  suhteen ja saadaan

$$(5.3) \quad \frac{dV}{dX_k} = \left[ \frac{\sum_{i=1}^N X_i (\bar{R}_i - R_f)}{\sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N X_i X_j \sigma_{ij}} \right] * \left[ X_k \sigma_k^2 + \sum_j X_j \sigma_{kj} \right] + \left[ \bar{R}_k - R_f \right] = 0 .$$

Yhtälön (5.3) oikean puolen ensimmäinen termi on optimissa vakio, jota voidaan merkitä  $\lambda$ -kirjaimella. Yhtälö voidaan nyt kirjoittaa muodossa

$$(5.4) \quad \frac{dV}{dX_k} = \left[ \lambda X_k \sigma_k^2 + \sum_{j=1, j \neq k}^N \lambda X_j \sigma_{kj} \right] + \left[ \bar{R}_k - R_f \right] = 0 .$$

Kun yhtälö (5.2) derivoidaan kaikkien sijoitushyödykeosuuksien  $X_1, X_2, X_3, \dots, X_N$  suhteen, saadaan ratkaistavissa oleva simultaaniryhmä (5.5)

$$(5.5) \quad \bar{R}_1 - R_f = Z_1 \sigma_1^2 + Z_2 \sigma_{12} + Z_3 \sigma_{13} + \dots + Z_N \sigma_{1N}$$

$$\bar{R}_2 - R_f = Z_1 \sigma_{12} + Z_2 \sigma_2^2 + Z_3 \sigma_{23} + \dots + Z_N \sigma_{2N}$$

$$\bar{R}_3 - R_f = Z_1 \sigma_{13} + Z_2 \sigma_{23} + Z_3 \sigma_3^2 + \dots + Z_N \sigma_{3N}$$

ja viimeisen sijoitushyödykkeen  $N$  osalta yhtälö on

$$\bar{R}_N - R_f = Z_1 \sigma_{1N} + Z_2 \sigma_{2N} + Z_3 \sigma_{3N} + \dots + Z_N \sigma_N^2 .$$

Kun matriisi (5.5) ratkaistaan usean riskittömän korkotason suhteen, saadaan esimoitua tehokas rajapinta eli optimaaliset tuotto-riski -kombinaatiot. Jos hyväksytään sijoittajan kahden salkun teoria, saadaan realistisen riskittömän korkotason määrittelyn jälkeen esimoitua tehokas markkinasalkku: sijoittaja pitää hallussaan riskisietokykyään vastaavan kombinaation riskitöntä sijoituskohdetta ja markkinasalkkua.

Jotta yhtälöryhmä (5.5) voidaan ratkaista, pitää siihen sijoittaa  $N$  kappaletta sijoitushyödykkeiden varianssi-termejä ja  $N(N-1)$  kappaletta kovarianssi-termejä. Sijoitushyödykkeiden määrän kasvaessa matriisit laajenevat nopeasti hyvin suuriksi kovarianssi-termien suuren määrän vuoksi. Vaikka nykyaikaisilla tietokoneilla pystytään hallitsemaan suuret määrät dataa ja ratkaisemaan valtavia matriiseja, ratkaisun stabiilisuus, käyttökelpoisuus ja intuitiivinen sisältö jäävät helposti epäselväksi. Tämän vuoksi olisi hyödyllistä, jos kovarianssi-varianssi -matriisin laskemista voitaisiin yksinkertaistaa Sharpen (1963) esittämällä tavalla siten, että kaikkia termejä ei tarvitsisi erikseen laskea, vaan matriisi voitaisiin kuvata helpommin määriteltävällä ja mielletävällä tavalla. Seuraavaksi esitellään menetelmät, joiden avulla sekä matriisin termien laskentaa että matriisin ratkaisua voidaan yksinkertaistaa.

### 5.2.1. Kovarianssi-varianssi -matriisin yksinkertaistaminen

Sijoitushyödykkeen tuoton kehittyminen voidaan jakaa kahteen komponenttiin: yksittäisen sijoitushyödykkeen tuotto riippuu toisaalta siitä, miten hyvin markkinat kokonaisuudessaan kehittyvät ja yhtäältä siitä, miten hyvin sijoituskohde menestyy markkinoiden tilasta riippumatta. Sijoitushyödykkeen tuoton kehittyminen voidaan lausua muodossa

$$(5.6) \quad R_i = \alpha_i + \beta_i R_m \quad ,$$

jossa  $R_i$  on sijoitushyödykkeen  $i$  tuotto,  $\alpha_i$  on sijoitushyödykkeen  $i$  markkinoista riippumaton tuotto ja  $\beta_i$  kuvaa sijoitushyödykkeen  $i$  herkkyyttä markkinaindeksin ( $R_m$ ) vaihteluille. Jos sijoitushyödykkeen beeta-kerroin on yli yhden, niin sen tuoton vaihtelu on voimakkaampaa kuin markkinoiden; jos kerroin on pienempi kuin yksi, niin sijoitushyödyke rea-



goi viimeasti markkinoiden reaktioihin. Sellainen sijoitushyödyke, jonka tuotonvaihtelut ovat keskimäärin voimakkaampia kuin markkinoiden, on helppo mieltää riskiseksi sijoitukseksi. Rahoitusteorian mukaan suurempaa riskiä pitäisi kompensoida markkinatuottoa suuremmalla odotettavissa olevalla tuotolla, jotta sijoittajat suostuisivat pitämään hallussaan riskisempiä sijoitushyödykkeitä.

Kun yhtälö (5.6) estimoidaan empiirisesti, sisältyy  $a_i$ :n arvoon sekä markkinoista riippumaton tuotto ( $\alpha_i$ ) että sen satunnaisvaihtelu ( $e_i$ ). Kun  $a_i$  jaetaan näihin kahteen komponenttiin, voidaan yhtälö (5.6) kirjoittaa

$$(5.7) \quad R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i .$$

Virhetermin  $e_i$  odotusarvo on nolla, joten sijoitushyödykkeen  $i$  tuoton odotusarvo voidaan kirjoittaa muodossa

$$(5.8) \quad \bar{R}_i = \alpha_i + \beta_i \bar{R}_m .$$

Yhtälö (5.7) ilmaisee realisoituneen tuoton joka hetkenä sisältäen satunnaiskomponentin  $e_i$  ja yhtälö (5.8) kuvaa tuoton odotusarvoa. Sijoitushyödykkeen  $i$  tuoton varianssi saadaan varianssin määritelmästä kaavan (5.9) mukaisesti

$$(5.9) \quad \sigma_i^2 = E(R_i - \bar{R}_i)^2 .$$

Sijoittamalla yhtälöiden (5.7) ja (5.8) osoittamat määritelmät kaavaan (5.9) voidaan sijoitushyödykkeen  $i$  varianssi kirjoittaa muodossa

$$(5.10) \quad \sigma_i^2 = E[(\alpha_i + \beta_i R_m + e_i) - (\alpha_i + \beta_i \bar{R}_m)]^2 .$$

Suorittamalla sulkulausekkeen toiseen potenssiin korotus saadaan yhtälö (5.10) muotoon

$$(5.11) \quad \sigma_i^2 = \beta_i^2 E(R_m - \bar{R}_m)^2 + 2\beta_i E[e_i(R_m - \bar{R}_m)] + E(e_i)^2 .$$

Olettamalla, että virhetermi ei ole korreloitunut markkinatuoton  $R_m$ :n kanssa eli

$$(5.12) \quad E[e_i(R_m - \bar{R}_m)] = 0,$$

yhtälöstä (5.11) häviää keskimmäinen osa, joten se voidaan kirjoittaa muodossa

$$(5.13) \quad \sigma_i^2 = \beta_i^2 E(R_m - \bar{R}_m)^2 + E(e_i)^2.$$

Sijoitushyödykkeen  $i$  varianssi voidaan esittää muodossa

$$(5.14) \quad \sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2.$$

Sijoitushyödykkeiden  $i$  ja  $j$  välinen kovarianssi voidaan vastaavalla tavalla lausua yksinkertaistetussa muodossa. Lähtökohtana on kovarianssin määritelmä

$$(5.15) \quad \sigma_{ij}^2 = E[(R_i - \bar{R}_i)(R_j - \bar{R}_j)], \text{ johon sijoittamalla saadaan}$$

$$(5.16) \quad \sigma_{ij} = E[(\alpha_i + \beta_i R_m + e_i) - (\alpha_i + \beta_i \bar{R}_m)][(\alpha_j + \beta_j R_m + e_j) - (\alpha_j + \beta_j \bar{R}_m)].$$

Lauseke (5.16) voidaan järjestellä muotoon

$$(5.17) \quad \sigma_{ij} = E[(\beta_i(R_m - \bar{R}_m) + e_i)(\beta_j(R_m - \bar{R}_m) + e_j)].$$

Suorittamalla suluissa esiintyvä kertolasku saadaan lauseke (5.17) muotoon

$$(5.18) \quad \sigma_{ij} = \beta_i \beta_j E(R_m - \bar{R}_m)^2 + \beta_i E[e_i(R_m - \bar{R}_m)] + \beta_j E[e_j(R_m - \bar{R}_m)] + E(e_i e_j).$$

Samalla periaatteella kuin varianssin osalta tehtiin oletus selittävän tekijän eksogeenisuudesta kaavassa (5.12), niin myös kovarianssia johdettaessa voidaan tehdä vastaava oletus:

$$(5.19) \quad \beta_i E[e_i(R_m - \bar{R}_m)] = 0 \quad \text{ja} \quad \beta_j E[e_j(R_m - \bar{R}_m)] = 0.$$

Kaavan (5.18) viimeinen termi  $E(e_i e_j)$  on myös nolla, jos markkinaindeksi on ainoa tekijä, joka vaikuttaa sijoitushyödykkeen tuottoon. Tällöin oletetaan, ettei esimerkiksi tietyn toi-

mialan tai maantieteellisen alueen kehitys vaikuta tuottoihin, vaan valittu markkinaindeksi on ainoa tuottojen vaihtelua selittävä tekijä. Jos yhden indeksin mallin estimoinnissa saadut eri sijoitushyödykkeiden virhetermit ovat riippumattomia keskenään, niin yhtälössä (5.18) esiintyvä termi  $E(e_i e_j)$  voidaan todeta nolllaksi ja jättää pois. Sijoitushyödykkeiden  $i$  ja  $j$  tuottojen kovarianssi voidaan tällöin lausua muodossa

$$(5.20) \quad \sigma_{ij} = \beta_i \beta_j E(R_m - \bar{R}_m)^2 \quad \text{eli}$$

$$(5.21) \quad \sigma_{ij} = \beta_i \beta_j \sigma_m^2 .$$

Kaavan  $\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2$  avulla voidaan siis lausua sijoitushyödykkeen  $i$  varianssi ja kaava  $\sigma_{ij} = \beta_i \beta_j \sigma_m^2$  puolestaan ilmaisee sijoitushyödykkeiden  $i$  ja  $j$  välisen kovarianssin. Sijoitushyödykkeiden varianssit ja kovarianssit voidaan nyt lausua beeta-kertoimien avulla. Kunkin sijoitushyödykkeen beeta-kerroin puolestaan saadaan estimoimalla empiirisellä aineistolla yhden indeksin malli  $R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i$ . Matriisi (5.5) voidaan nyt lausua muodossa:

$$(5.22) \quad \bar{R}_1 - R_f = Z_1(\beta_1^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_1}^2) + Z_2(\beta_1 \beta_2 \sigma_m^2) + Z_3(\beta_1 \beta_3 \sigma_m^2) + \dots + Z_N(\beta_1 \beta_N \sigma_m^2)$$

$$\bar{R}_2 - R_f = Z_1(\beta_1 \beta_2 \sigma_m^2) + Z_2(\beta_2^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_2}^2) + Z_3(\beta_2 \beta_3 \sigma_m^2) + \dots + Z_N(\beta_2 \beta_N \sigma_m^2)$$

$$\bar{R}_3 - R_f = Z_1(\beta_1 \beta_3 \sigma_m^2) + Z_2(\beta_2 \beta_3 \sigma_m^2) + Z_3(\beta_3^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_3}^2) + \dots + Z_N(\beta_3 \beta_N \sigma_m^2)$$

ja viimeisen sijoitushyödykkeen  $N$  osalta yhtälö on

$$\bar{R}_N - R_f = Z_1(\beta_1 \beta_N \sigma_m^2) + Z_2(\beta_2 \beta_N \sigma_m^2) + Z_3(\beta_3 \beta_N \sigma_m^2) + \dots + Z_N(\beta_N^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_N}^2)$$

### 5.2.2. Yksinkertaistettu optimaalisen sijoitussalkun laskenta-algoritmi

Matriisin (5.22) ratkaisuun voidaan tietenkin soveltaa samanlaista normaalia yhtälöryhmien ratkaisumenetelmää, jolla myös Markowitzin (1959) esittämä simultaaniryhtälöiden optimi voidaan ratkaista: matriisien (5.5) ja (5.22) erona on vain varianssi- ja kovarianssi-termien laskenta. Elton, Gruber & Paddock (1976) esittivät vaihtoehtoisen yksinkertaisemman ja intuitiivisempiä helpotajuisemman menetelmän matriisin (5.22) ratkaisumenetelmäksi. Sijoitushyödykkeen  $i$  osalta voidaan ratkaistava yhtälö kirjoittaa muotoon

$$(5.23) \quad \bar{R}_i - R_f = Z_i(\beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{ei}) + \sum_{j=1, j \neq i}^N Z_j \beta_i \beta_j \sigma_m^2.$$

Yhtälö (5.23) voidaan kirjoittaa muotoon

$$(5.24) \quad \bar{R}_i - R_f = Z_i \sigma_{ei} + \sum_{j=1}^N Z_j \beta_i \beta_j \sigma_m^2, \text{ josta ratkaisemalla } Z_i \text{ saadaan}$$

$$(5.25) \quad Z_i = \frac{\bar{R}_i - R_f}{\sigma_{ei}^2} - \frac{\beta_i \sigma_m^2}{\sigma_{ei}^2} \sum_{j=1}^N Z_j \beta_j. \text{ Kun merkitään}$$

$$(5.26) \quad C^* = \sigma_m^2 \sum_{j=1}^N Z_j \beta_j, \text{ niin yhtälö (5.24) voidaan kirjoittaa muodossa}$$

$$(5.27) \quad Z_i = \frac{\beta_i}{\sigma_{ei}^2} \left[ \frac{\bar{R}_i - R_f}{\beta_i} - C^* \right].$$

Yhtälöstä (5.27) havaitaan, että sijoitushyödykkeeseen  $i$  sijoitettava määrä riippuu  $C^*$ :n arvosta. Jos sulussa oleva lauseke on nolla, niin sijoitushyödykkeeseen  $i$  sijoitettava osuus on nolla; jos sululauseke on negatiivinen ja lyhyeksimyynnin mahdollisuus on suljettu pois, niin myös sijoitushyödykkeeseen sijoitettava osuus on nolla. Sijoitushyödykkeeseen sijoitettava osuus  $X_i$  on suhteessa  $Z_i$ :n kanssa kaavan

$$(5.28) \quad Z_i = \lambda X_i \text{ osoittamassa suhteessa, jossa } \lambda \text{ on vakio.}$$

Jotta sijoitettava osuus  $X_i$  voidaan ratkaista, niin  $C^*$  on ratkaistava tunnettujen muuttujien avulla. Ratkaisu tapahtuu yhtälön (5.25) avulla, jonka molemmat puolet aluksi kerrotaan  $\beta_i$ llä. Tämän jälkeen summataan yhtälöt kaikkien sijoitushyödykkeiden  $i = 1, 2, \dots, N$  suhteen, joten yhtälö saadaan muotoon

$$(5.29) \quad \sum_{j=1}^N Z_j \beta_j = \sum_{j=1}^N \frac{(\bar{R}_j - R_f) \beta_j}{\sigma_{ej}^2} - \sigma_m^2 \sum_{j=1}^N \frac{\beta_j^2}{\sigma_{ej}^2} \sum_{j=1}^N Z_j \beta_j \quad .$$

Yhtälössä (5.29) molemmilla puolilla on termi  $\sum_{j=1}^N Z_j \beta_j$ , jonka suhteen yhtälö voidaan ratkaista eli

$$(5.30) \quad \sum_{j=1}^N Z_j \beta_j = \frac{\sum_{j=1}^N \frac{(\bar{R}_j - R_f) \beta_j}{\sigma_{ej}^2}}{1 + \sigma_m^2 \sum_{j=1}^N \frac{\beta_j^2}{\sigma_{ej}^2}} \quad .$$

Kun huomioidaan merkintä (5.26), niin yhtälö (5.30) voidaan kirjoittaa muodossa

$$(5.31) \quad C^* = \frac{\sigma_m^2 \sum_{j=1}^N \frac{(\bar{R}_j - R_f) \beta_j}{\sigma_{ej}^2}}{1 + \sigma_m^2 \sum_{j=1}^N \frac{\beta_j^2}{\sigma_{ej}^2}} \quad .$$

Kaavassa (5.31) ilmaistaan  $C^*$ :n arvo sellaisten tunnettujen muuttujien avulla, jotka saadaan yhden indeksin mallin eli kaavan (5.7) empiirisellä estimoinnilla. Kun  $C^*$ :n arvo on laskettu, niin  $Z_i$ :n arvo saadaan kaavalla (5.27).  $Z_i$  arvo on suorassa suhteessa sijoitushyödykkeen  $i$  suhteelliseen osuuteen portfoliossa kaavan (5.28) kautta. Kunkin sijoitushyödykkeen  $i$  suhteellinen osuus portfoliossa saadaan kaavalla

$$(5.32) \quad X_i = \frac{Z_i}{\sum_{i=1}^N Z_i} .$$

Empiirisesti tutkittava ongelma on tietenkin se, päädytäänkö kaavoissa (5.23)–(5.32) esitetyllä menetelmällä samanlaiseen optimaaliseen sijoitussalkkuun kuin laskemalla Markowitzin kovarianssi–varianssi -matriisi (5.5). Kaavan (5.31) esittämä laskutoimitus on portfolioiden hoitajien melko helppo suorittaa, koska sen käyttö pohjautuu intuitiivisesti helppotajuksen beeta-kertoimen käyttöön. Empiirisessä osassa tarkastellaan sekä matriisin yksinkertaistamiseen liittyviä ongelmia että vertaillaan keskenään molemmilla esitetyillä algoritmeilla saatavia optimaalisia sijoitussalkkuja asuntomarkkinoilla.

### 5.2.3. Yksinkertaistettuun algoritmiin liittyviä ongelmia

#### 5.2.3.1. Virhetermien riippumattomuus

Kovarianssi–varianssi -matriisin laskentaa yksinkertaistetaan sijoitushyödykkeiden systemaattista riskiä kuvaavan beeta-kertoimen avulla. Sijoitushyödykkeiden beeta-luvut saadaan estimoimalla yhden indeksin mallista kerroin, joka kuvaa sijoitushyödykkeen reagointia koko markkinoiden kehityksen suhteen. Käytännössä markkinoiden kehitystä kuvataan valitun markkinaindeksin avulla. Matriisin yksinkertaistamisen yhteydessä oletetaan yhden indeksin mallin virhetermien olevan riippumattomia eli kaavan (5.18) viimeinen termi  $E(e_i e_j)$  määritellään nollassa. Tähän Sharpen (1963) kovarianssi-varianssi -matriisin yksinkertaistukseen liittyvään ongelmaan King (1966) kiinnitti huomiota jo melko varhaisessa vaiheessa Sharpen innovaation jälkeen. Jos virhetermien riippumattomuus ei toteudu, niin matriisit (5.5) ja (5.22) eivät luonnollisesti kuvaa samaa optimointiongelmaa, eikä niiden ratkaisu voi olla sama optimaalinen sijoitussalkku.

Usein virhetermit ovat positiivisesti korreloituneita, koska sijoitushyödykkeiden tuottojen kehitykseen vaikuttavat markkinatuoton lisäksi erilaiset alakohtaiset tekijät. Tällöin positiivinen tai negatiivinen virhetermien korrelaatio antaa väärän kuvan yksittäisten sijoitus-

kohteiden sisältämästä systemaattisesta riskistä ja koko sijoitussalkun varianssista. Lisäksi on tärkeä muistaa, että arvioitaessa virhetermien vaikutusta koko portfolion varianssiin oleellista ei ole yksittäisten virhetermien tilastollinen merkittävyys, vaan virhetermien absoluuttinen summa kuten koko portfolion varianssia kuvaava kaava (5.33) osoittaa.

$$(5.33) \quad \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_{e_i}^2 + \left[ \sum_{i=1}^N X_i \beta_i \right]^2 \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \text{Cov}(e_i, e_j).$$

### 5.2.3.2. Estimointi- ja valintavirhe

Kovarianssi-varianssi -matriisin yksinkertaistamiseen käytettävä beeta-kerroin saadaan otoksen estimoinnista. Koska kyseessä on estimoitu parametri, liittyy sen arvoon epävarmuustekijöitä: käytetty otos voi olla kovin pieni ja sisältää poikkeavia havaintoja. Näiden seikkojen vuoksi estimoitu beetan arvo voi poiketa todellisesta koko aineistolla estimoidusta arvosta. Optimaalista salkkua muodostettaessa EGP-algoritmi etsii sellaisia sijoituskohteita, joiden beetalla kuvattu riskisyys on mahdollisimmin pieni suhteessa tuottoon. Vaikka kaikkien sijoitushyödykkeiden todellinen beeta-arvo olisi sama, estimointivirheen vuoksi etusijan optimaalista salkkua muodostettaessa saavat ne sijoitushyödykkeet, joiden estimoinnissa on suurin negatiivinen satunnaisvirhe. Satunnaisvirheen vuoksi todellista riskisemmiksi estimoidut sijoitushyödykkeet puolestaan karsiutuvat sijoitussalkusta. Beetan estimoinnissa tapahtuvien virheiden vuoksi optimaaliseen sijoitussalkkuun saatetaan valita sellaisia sijoitushyödykkeitä, jotka eivät sinne todellisuudessa kuuluisi tai ainakin salkun painotukset helposti vääristyvät. Estimointi- ja valintavirhe liittyvät siis kiinteästi toisiinsa.

Beetan estimointiin liittyviä virheitä voidaan yrittää karsia valitsemalla riittävän pitkä ajanjakso, jotta todellinen beeta saataisiin tunnistettua. Ongelmana voi olla tietenkin beetan muuttuminen ajassa. Blume (1971) havaitsi perättäisten ajanjaksojen välillä estimoitujen beeta-kertoimien arvojen lähestyvän ykköstä. Ilmiö voi johtua satunnaisvirheestä ja salkkujen muodostamistekniikasta. Jos salkut muodostetaan jakamalla sijoitushyödykkeet eri salkkuihin estimoitujen beeta-kertoimien mukaisesti, satunnaisvirheet korostuvat sel-

laisten salkkujen osalta, joiden beetan arvot poikkeavat huomattavasti ykkösestä. Tällöin ei ole mitään syytä olettaa, että salkkuun valittujen sijoitushyödykkeiden beeta-kertoimien estimoinnissa tapahtuva satunnaisvirhe olisi samansuuntainen myös seuraavalla periodilla, joten salkkujen beetan arvo lähestyy kohti ykköstä seuraavalla periodilla.

Salkkujen muodostamiseen liittyvään beetan muuttumisen systematiikkaan voidaan vaikuttaa salkkujen kokoamiseen käytettävän menetelmän avulla: salkut voidaan muodostaa esimerkiksi pörssiosakkeiden osalta toimialakohtaisesti tai asuntomarkkinoilla maantieteellisen sijainnin tai tietyn asuntotyypin mukaisesti, eikä sijoitushyödykkeille estimoitujen beeta-kertoimien perusteella. Beetan estimointiin liittyvien poikkeavien havaintojen ja ajanjaksojen aiheuttamaa satunnaisvirheen merkitystä voidaan myös yrittää vähentää valitsemalla estimointiperiodiksi muutamaa vuotta pidempi ajanjakso (vrt. esim. Fama & McBeth 1973).

### 5.3. ALGORITMIEN EMPIIRINEN VERTAILU

Empiirisessä osassa vertaillaan Markowitzin esittämän laskentamenetelmän antamia tuloksia vaihtoehtoiseen, paljon yksinkertaisempaan algoritmiin. Elton, Gruber & Padbergin (1976) esittämä algoritmi pohjautuu Sharpen (1963) kehittämän kovarianssi-variassi -matriisiin ratkaisun yksinkertaistamiseen. Aluksi ratkaisumenetelmiä vertaillaan asuntomarkkinoille sovellettuna pitkän aikavälin vuosiaineistolla, jossa salkun hajautus on suoritettu maantieteellisestä näkökulmasta. Tarkastelussa on mukana kerrostaloasuntojen hintasarjat 14 kaupungin ja kaupunginosan osalta (liite 5.1). Seuraavassa vaiheessa algoritmien antamia tuloksia vertaillaan tarkemmin jaotellulla aineistolla: samojen kaupunkien osalta tarkastellaan yksidioiden, kaksidioiden ja suurempien asuntojen osuutta optimaalisessa sijoitussalkussa (liite 5.2). Tavoitteena on selvittää, miten identtiset optimaaliset sijoitussalkut molemmilla algoritmeilla saadaan. Lisäksi pyritään selvittämään mahdollisten poikkeamien syitä. Molemmissa aineistoissa on käytetty logaritmisia tuottoja, joiden avulla beeta-kertoimet on estimoitu.



### 5.3.1. Maantieteellinen hajauttaminen

Taulukoissa 5.1–5.3 esitetään 14 maantieteellisen alueen pohjalta estimoitu optimaalinen asuntosijoitussalkku molemmilla algoritmeilla laskettuina. Taulukoissa esitetty prosenttiosuus ilmaisee sijoitushyödykkeen painon optimaalisessa asuntosijoitussalkussa. Viimeisessä sarakkeessa on esitetty salkkujen painotusten erotus. Sijoitusten tehokas rintama saadaan vaihtamalla riskittömän korkotason oletusta. Aineistossa on vuosihavainnot ajanjaksoilta 1970–1998. Korkein estimoitavissa ollut riskittömän korkotason oletus oli 5,4 %. Liitteissä 5.3–5.4 on esitetty osa eri riskittömän sijoitushyödykkeen korkotason oletuksilla suoritetuista optimoinneista.

**Taulukko 5.1.** Optimaalinen sijoitussalkku, kun  $R_f = 0 \%$ .

R <sub>f</sub> = 0 %			
Palkkakunta	Markowitz	EGP	Ero
1. Lappeenranta	52,3 %	47,6 %	4,7 %
2. Oulu	42,0 %	39,5 %	2,5 %
3. Helsinki1	3,8 %	0,0 %	3,8 %
4. Pori	1,9 %	12,9 %	-11,0 %
	100,0 %	100,0 %	0 %

R<sub>f</sub>: riskittömän sijoituskohteen vuosituotto

**Taulukko 5.2.** Optimaalinen sijoitussalkku, kun  $R_f = 2 \%$ .

R <sub>f</sub> = 2 %			
Palkkakunta	Markowitz	EGP	Ero
1. Lappeenranta	42,6 %	46,2 %	-3,6 %
2. Oulu	42,1 %	46,5 %	-4,4 %
3. Helsinki1	15,3 %	0,0 %	15,3 %
4. Kuopio	0,0 %	5,1 %	-5,1 %
5. Pori	0,0 %	2,2 %	-2,2 %
	100,0 %	100,0 %	0 %

R<sub>f</sub>: riskittömän sijoituskohteen vuosituotto

**Taulukko 5.3.** Optimaalinen sijoitussalkku, kun  $R_f = 4\%$ .

R <sub>f</sub> = 4 %			
Paikkakunta	Markowitz	EGP	Ero
1. Helsinki	42,6 %	34,0 %	8,6 %
2. Oulu	42,1 %	39,3 %	2,8 %
3. Lappeenranta	15,3 %	20,9 %	-5,6 %
4. Kuopio	0,0 %	5,8 %	-5,8 %
	100,0 %	100,0 %	0 %

R<sub>f</sub>: riskittömän sijoituskohteen vuosituotto

Tulosten perusteella havaitaan, että molemmilla laskentamenetelmillä päästään pitkälti samansuuntaisiin tuloksiin, vaikka sijoituskohteiden valinnat ja niiden painotukset eivät olleet täysin identtisiä. Muutamissa tapauksissa EGP-algoritmilla oli taipumus ylidiversifioida suhteessa Markowitzin laskentamenetelmään, mutta se ei tapahtunut systemaattisesti alhaisen riskittömän korkotason oletuksilla (vrt. Phillips 1993: 93–94). Helsingin alueelle sijoittamista Markowitzin algoritmi painotti voimakkaammin pienillä korkotason oletuksilla, mutta jo 4,0 % korko-oletuksella ero EGP-algoritmiin oli huomattavasti kaventunut. Vaikka riskittömän sijoituskohteen korkotaso ei ole yksiselitteisesti määriteltävissä, niin oletettaessa sen vuosituotto 2–4 % välille EGP-algoritmia käytettäessä ei tehdä ratkaisevasti Markowitzin määrittelemästä optimaalisesta sijoitussalkusta poikkeavia valintoja.

### 5.3.2. Asuntotyyppittäin tapahtuva hajauttaminen

Taulukoissa 5.4–5.6 vertaillaan molemmilla algoritmeilla saatuja optimaalisia sijoitussalkkuja, kun aineistona on kerrostaloasunnot jaoteltuna 14 kaupungin osalta yksiöihin, kaksioihin ja kolmioihin. Kolmioiden sarjat sisältävät myös kolmioita suuremmat kerrostalojen perheasunnot. Asuntotyyppikohtaisessa analyysissä käytettävät aikasarjat ovat nyt lyhyempiä kuin vuosiaineistolla suoritetussa tutkimuksessa, mutta havaintovälin ollessa neljännesvuosi havaintojen lukumäärä on kuitenkin suurempi. Tutkimusajanjaksona on 1985/2–1998/4.

**Taulukko 5.4.** Optimaalinen sijoitussalkku, kun  $R_f = 0 \%$ . $R_f = 0 \%$ 

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Markowitz	EGP	Erotus
1. Kouvola	yksiö	28,2 %	8,0 %	-20,2 %
2. Pori	kolmio+	20,0 %	16,7 %	-3,7 %
3. Oulu	yksiö	14,2 %	14,7 %	0,5 %
4. Kuopio	kolmio+	10,3 %	2,1 %	-8,2 %
5. Oulu	kolmio+	9,2 %	15,9 %	6,7 %
6. Lappeenranta	yksiö	8,9 %	6,4 %	-2,5 %
7. Lappeenranta	kolmio+	8,6 %	2,9 %	-5,7 %
8. Pori	kaksio	0,2 %	3,5 %	3,3 %
Oulu	kaksio	0 %	13,1 %	13,1 %
Pori	yksiö	0 %	7,1 %	7,1 %
Tampere	kaksio	0 %	5,7 %	5,7 %
Tampere	kolmio+	0 %	1,9 %	1,9 %
Tampere	yksiö	0 %	1,5 %	1,5 %
Lappeenranta	kaksio	0 %	0,5 %	0,5 %
<b>YHTEENSÄ</b>		<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>0 %</b>

 $R_f$  : riskittömän sijoituskohteen neljännesvuosituotto**Taulukko 5.5.** Optimaalinen sijoitussalkku, kun  $R_f = 0,5 \%$ . $R_f = 0,5 \%$ 

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Markowitz	EGP	Erotus
1. Kouvola	yksiö	32,5 %	12,5 %	-20,0 %
2. Pori	kolmio+	24,1 %	21,0 %	-3,1 %
3. Oulu	yksiö	14,2 %	15,4 %	1,2 %
4. Kuopio	kolmio+	10,1 %	0,7 %	-9,4 %
5. Oulu	kolmio+	7,9 %	17,0 %	9,1 %
6. Lappeenranta	kolmio+	6,7 %	3,9 %	-2,8 %
7. Lappeenranta	yksiö	4,5 %	2,3 %	-2,2 %
Pori	yksiö	0 %	7,6 %	7,6 %
Tampere	kaksio	0 %	6,1 %	6,1 %
Oulu	kaksio	0 %	5,7 %	5,7 %
Tampere	yksiö	0 %	5,6 %	5,6 %
Pori	kaksio	0 %	2,2 %	2,2 %
<b>YHTEENSÄ</b>		<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>0 %</b>

 $R_f$  : riskittömän sijoituskohteen neljännesvuosituotto

**Taulukko 5.6.** Optimaalinen sijoitussalkku, kun  $R_r = 1,0 \%$ . $R_r = 1,0 \%$ 

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Markowitz	EGP	Erotus
1. Kouvola	yksiö	45,4 %	23,6 %	-21,8 %
2. Pori	kolmio+	36,5 %	33,2 %	-3,3 %
3. Oulu	yksiö	9,0 %	9,2 %	0,2 %
4. Kuopio	kolmio+	5,7 %	0,0 %	-5,7 %
5. Oulu	kolmio+	3,4 %	13,9 %	10,5 %
Tampere	yksiö	0 %	8,8 %	8,8 %
Pori	yksiö	0 %	6,8 %	6,8 %
Lappeenranta	kolmio+	0 %	4,5 %	4,5 %
<b>YHTEENSÄ</b>		<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>0 %</b>

$R_r$ : riskittömän sijoituskohteen neljännesvuosituotto

Asuntotyyppiokohtaisessa tarkastelussa havaitaan EGP-algoritmin taipumus salkun ylidiversifointiin alhaisella riskittömän korkotason oletuksella saman suuntaisesti kuin Phillips (1993: 93) havaitsi ilmiön osakemarkkinoiden osalta. Salkkujen koostumuksesta voidaan todeta, että Markowitzin algoritmi hyväksyy optimaaliseen sijoitussalkkuun vain yksiöitä ja kolmioita, mutta ei kaksioita, kun taas EGP-algoritmi sisällyttää salkkuun myös kaksioita.

### 5.3.3. Tuloksia vääristävien tekijöiden tarkastelu

#### 5.3.3.1. Virhetermien riippumattomuus

EGP-algoritmin ratkaisun määrittelevät beeta-kertoimet ja virhetermit saadaan yhden indeksin mallin estimoinnista. Jotta beeta-kertoimilla pystyttäisiin kuvaamaan sijoitushyödykkeiden välisiä kovariansseja, pitäisi yhden indeksin mallin virhetermien olla riippumattomia. EGP-algoritilla tapahtuva ylidiversifointi voi siis johtua yhden indeksin mallin virhetermien käyttäytymisestä: jos valittujen sijoituskohteiden virhetermit ovat positiivisesti korreloituneita, algoritmi kelpuuttaa sijoitussalkkuun liian riskisiä sijoituskohteita, koska virhetermiin sisältyvä riskisyys jää huomioimatta.

Vuosiaineistosta estimoitujen virhetermien tarkastelussa havaittiin, että 182 virhetermin kovarianssista 86 kappaletta eli 47,3 % oli positiivisia ja 96 kappaletta eli 52,7 % oli nega-

tiivisia. Neljännesvuosiaineistossa puolestaan 1722 virhetermin kovarianssista oli 890 kappaletta eli 51,7 % positiivisia ja 832 kappaletta eli 48,3 % oli negatiivisia. Virhetermien kovarianssit eivät siis olleet positiivisesti dominoivia samalla tavalla kuin osakemarkkinoilla on havaittu yksittäisten osakkeiden osalta (Hammer & Phillips 1992: 39–50; Frankfurter & Phillips 1995: 94–97). Vaikka keskimäärin virhetermien kovarianssit eivät olleet jakautuneet toiseen suuntaan, se ei kuitenkaan vielä todista, ettei nämä kovarianssit vääristä valitun optimaalisen salkun riskisyyttä. Virhetermien positiivinen riippuvuus on havaittu ongelmaksi varsinkin, kun tarkastelu suoritetaan yksittäisten osakkeiden tasolla (ks. Phillips 1993). Kun tarkastelussa on aggregoidut sarjat, tämä ongelma on selvästi pienempi. Beetan estimointiin käytettävän indeksin valinta (ks. Webb 1990) ja datan luotettavuus ovat kuitenkin EGP-algoritmin käytön ongelmana.

#### 5.3.3.2. Beeta-kertoimen estimointi

EGP-algoritmin suorittama ylidiversifointi voi myös johtua beeta-kertoimen aliestimoinnista: algoritmi hyväksyy optimaaliseen sijoitussalkkuun sijoituskohteita, joiden beeta-kertoimen on satunnaistekijän tai käytetyn markkinaindeksin vuoksi estimoitu todellista pienemmäksi. Kun tarkastellaan EGP-algoritmillä valittuja sijoituskohteita havaitaan algoritmin painottavan alle yhden beeta-kertoimen arvon olevia sijoituskohteita (vrt. Gunthorpe & Levy 1994).

Kun tarkastelusta poistetaan sarjat, joiden beeta-arvojen voi epäillä olevan harhaisia puuttuvien havaintojen vuoksi, EGP-algoritmin ylidiversifointi vähenee selvästi. Seuraavissa optimoinnissa (taulukot 5.7–5.9) on poistettu ne sarjat, joissa on vähemmän kuin 45 havaintoa. Poistettuja sarjoja ovat Kouvolan ja Porin yksiöt ja kolmiot.

**Taulukko 5.7.** Optimaalinen sijoitussalkku, kun  $Rr = 0\%$  ( $n = 38$ ). $Rr = 0\%$ 

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Markowitz	EGP	Erotus
1. Oulu	yksiö	25,3 %	19,2 %	-6,1 %
2. Oulu	kolmio+	22,3 %	20,1 %	-2,2 %
3. Lappeenranta	kolmio+	21,4 %	4,3 %	-17,1 %
4. Lappeenranta	yksiö	14,0 %	8,8 %	-5,2 %
5. Kuopio	kolmio+	9,9 %	3,8 %	-6,1 %
6. Tampere	yksiö	5,6 %	5,4 %	-0,2 %
7. Kuopio	yksiö	1,5 %	0,0 %	-1,5 %
Oulu	kaksio	0 %	18,2 %	18,2 %
Tampere	kaksio	0 %	8,9 %	8,9 %
Pori	kaksio	0 %	5,1 %	5,1 %
Tampere	kolmio+	0 %	4,5 %	4,5 %
Lappeenranta	kaksio	0 %	1,7 %	1,7 %
		100,0 %	100,0 %	0 %

Rr: riskittömän sijoituskohteen neljännesvuosituotto n: sarjojen lukumäärä

**Taulukko 5.8.** Optimaalinen sijoitussalkku, kun  $Rr = 0,5\%$  ( $n = 38$ ). $Rr = 0,5\%$ 

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Markowitz	EGP	Erotus
1. Oulu	yksiö	27,8 %	21,9 %	-5,9 %
2. Oulu	kolmio+	22,8 %	23,2 %	0,4 %
3. Lappeenranta	kolmio+	21,1 %	6,2 %	-14,9 %
4. Tampere	yksiö	10,0 %	12,6 %	2,6 %
5. Kuopio	kolmio+	9,9 %	3,0 %	-6,9 %
6. Lappeenranta	yksiö	8,4 %	4,7 %	-3,7 %
Oulu	kaksio	0 %	11,1 %	11,1 %
Tampere	kaksio	0 %	10,9 %	10,9 %
Pori	kaksio	0 %	4,1 %	4,1 %
Tampere	kolmio+	0 %	2,3 %	2,3 %
YHTEENSA		100,0 %	100,0 %	0 %

**Taulukko 5.9.** Optimaalinen sijoitussalkku, kun  $Rr = 1,0\%$  ( $n = 38$ ). $Rr = 1,0\%$ 

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Markowitz	EGP	Erotus
1. Oulu	yksiö	30,5 %	22,3 %	-8,2 %
2. Oulu	kolmio+	24,4 %	27,2 %	2,8 %
3. Tampere	yksiö	24,0 %	30,8 %	6,8 %
4. Lappeenranta	kolmio+	20,4 %	10,8 %	-9,6 %
5. Kuopio	kolmio+	0,7 %	0,0 %	-0,7 %
Tampere	kaksio	0 %	8,9 %	8,9 %
YHTEENSA		100,0 %	100,0 %	0 %

Rr: riskittömän sijoituskohteen neljännesvuosituotto n: sarjojen lukumäärä

Tulokset viittaavat siihen, että mahdollisen virhetermien korreloituneisuuden lisäksi beetan estimointiin liittyvät ongelmat vaikeuttavat EGP-algoritmin käyttöä myös asuntomarkkinoille sovellettuna. Lisäksi voidaan todeta, että vaikka EGP-algoritmi ei kaikissa tapauksissa sovellu sijoitusten koko tehokkaan rintaman estimointiin asuntomarkkinoiden osalta, niin realistisilla riskittömän sijoitushyödykkeen korkotason oletuksilla voidaan ainakin melko luotettavasti määritellä tehokas sijoitusallokaatio. Tulokset osoittavat, että beeta-kerroin on määrätyn edellytyksin hyödyllinen ja käyttökelpoinen väline myös asuntomarkkinoilla salkunhallintaan liittyvien ongelmien käsittelyssä.

#### 5.4. YHTEENVETO

Tutkimuksessa vertailtiin Markowitzin ja Elton, Gruber & Padbergin kehittämällä menetelmällä valittuja optimaalisia sijoitussalkkuja ja salkuissa olevien sijoitusten painotuksia asuntosijoitusten osalta. Markowitzin esittämällä algoritmilla optimoidaan koko sijoitussalkun tuotto suhteessa sen sisältämään riskiin: menetelmällä pyritään etsimään sellainen sijoitushyödykkeiden kombinaatio, joka maksimoi tämän suhdeluvun. Menetelmän haittana ja hankaluutena on analyysissa tarvittava suuri datan ja laskennan määrä. Ratkaistavat matriisit kasvavat sijoituskohteita lisättäessä nopeasti hyvin suuriksi. Nykyaikaisten tietokoneiden avulla voidaan ratkaista valtavia matriiseja, mutta tulosten soveltajalle jää helposti epäselväksi saatujen tulosten intuitiivinen tulkinta ja tulosten soveltamismahdollisuudet tulevaisuuteen ulottuvien salkunhallinnan ongelmien ratkaisuisissa.

Sharpe (1963) yksinkertaisti Markowitzin esittämän kovarianssi–varianssi -matriisin laskentaa beeta-kertoimen avulla. Tämä oli tärkeä innovaatio myös siksi, että beeta-kertoimella on järkevä talousteoreettinen tulkinta ja useita hyödyllisiä ominaisuuksia ja käyttötarkoituksia (ks. Grinold 1993). Normaalisti sijoitushyödykkeet reagoivat eri voimakkuudella kokonaistaloudellisiin muutoksiin: jotkut sijoitukset tuottavat tasaisesti suhdanteista riippumatta ja toisten tuotto liittyy läheisesti markkinoiden kehitykseen. Beeta-kerroin kuvaa yksittäisten sijoituskohteiden riippuvuutta valitusta markkinoiden tilaa kuvaavasta indeksistä. Vaikka beeta-kertoimen estimointiin käytettävän markkinoiden kehitystä kuvaava-

van oikean ja sopivan indeksin valinta ei ole yksiselitteistä, niin käytännön salkunhallintaan liittyvissä ongelmissa kussakin tapauksessa voidaan valita järkevä, saatavissa oleva markkinaindeksi. Menetelmän luotettavuuden kannalta on oleellista, tapahtuuko sijoitus-hyödykkeiden reagointi markkinoiden vaihteluihin samalla tavalla ja voimakkuudella ajan kuluessa ja eri suhdannevaiheissa. Toisaalta sijoittajia kiinnostaa tietenkin myös se, saadaanko jollakin aikavälillä systemaattisen riskin kantamisesta korvauksena suurempi tuotto.

Elton, Gruber & Padberg (1976) esittivät Sharpen matriisin pohjalta yksinkertaistetun ratkaisumenetelmän optimaalisen sijoitussalkun ratkaisemiseksi. Ideaalitapauksessa EGP-algoritmin pitäisi antaa täysin sama tulos Markowitzin esittämän laskentamenetelmän kanssa. Phillips (1993) kuitenkin osoitti, etteivät tulokset olleet identtisiä osakemarkkinoiden osalta, kun analysoitiin yksittäisiä osakkeita. Tässä tutkimuksessa puolestaan selvitettiin beeta-kertoimen ja EGP-algoritmin soveltuvuutta optimaalisen sijoitussalkun määrittämiseen asuntomarkkinoilla.

Asuntomarkkinoiden analyysissä vuosiaineiston perusteella suoritettujen optimaalisen sijoitussalkun määrittäykset päättyivät molemmilla tavoilla tarkasteltuina pitkälti samansuuntaisiin tuloksiin, vaikka sijoituskohteiden valinnassa ja painotuksissa oli hieman eroja. Vuosiaineisto pohjautui maantieteellisesti aggregoitujen hintasarjojen käyttöön, joten yksittäiset sijoituskohteet ovat niin isoja salkkuja, että niiden beetojen stabiilisuus on helpommin varmistettavissa. Toisaalta analysoituja sijoituskohteita oli vain 14 kappaletta, joten nykyisillä tietokoneilla koko kovarianssi-varianssi -matriisin muodostaminen ja ratkaiseminen Markowitzin esittämällä tavalla ei ole kovin vaikea tehtävä. Tulevaisuuden suunnittelun välineenä ja päätöksenteon tukena sijoituskohteiden beetojen arvot ja niiden stabiilisuus sisältävät informaatiota, jota Markowitzin esittämä algoritmi ei tuo esille.

Tarkasteltaessa sijoitusportfoliota eri kokoisten asuntojen osalta EGP-algoritmeilla oli taipumus ylidiversifioida varsinkin matalan riskittömän korkotason oletuksilla. Kun aineistosta poistettiin sarjoja, joista puuttui havaintoja, ylidiversifiointi väheni. Asuntomarkkinoiden sarjojen osalta yhden indeksin mallin virhetermien riippumattomuusoletus ei ollut



samalla tavalla ongelmallinen kuin se on yksittäisten pörssiosakkeiden osalla. Beetan estimointiin ja stabiilisuuteen liittyviä ongelmia ei kuitenkaan voida sivuuttaa asuntomarkkinoidenkaan osalta. Jos jonkin asuntotyypin beeta estimoidaan esimerkiksi satunnaisvirheen vuoksi liian pieneksi, EGP-algoritmi pyrkii valitsemaan sen ja painottamaan sitä sijoituskohtetta valintavirheen vuoksi.

Käytettäessä EGP-algoritmia optimaalisen asuntosijoitusten määrittelyyn ja salkun suunnitteluun on tärkeää selvittää beeta-kertoimien stabiilisuus menneisyydessä ja varmistaa virhetermien riippumattomuus. Vaikka menneisyys ei ole tae tulevaisuudesta, niin stabiilin beeta-kertoimen pohjalta on luotettavampaa ennakoida systemaattista riskiä. Vaikka EGP:n algoritmi ei välttämättä sovellu koko tehokkaan rintaman estimointiin, niin realistisilla riskittömän korkotason oletuksilla päädyttiin pitkälti samanlaisiin tuloksiin kuin Markowitzin esittämällä laskentamenetelmällä.

## LÄHTEET

- Blume, M.E. (1971). On the assessment of risk. *Journal of Finance* 26:1, 1–10.
- Elton, J.E., M.J. Gruber & M.W. Padberg (1976). Simple criteria for optimal portfolio selection. *Journal of Finance* 31, 1341–1357.
- Elton, J.E. & M.J. Gruber (1995). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 5. painos. New York jne.: John Wiley & Sons.
- Fama, E.F. & J.D. McBeth (1973). Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy* 71, 607–636.
- Grinold, R.C. (1993). Is beta dead again? *Financial Analysts Journal* (July–August), 28–34.
- Gunthorpe, D. & H. Levy (1994). Portfolio composition and the investment horizon. *Financial Analysts Journal* (January–February), 51–56.
- Hammer, J.A. & H.E. Phillips (1992). The single-index model: cross-sectional residual covariances and superfluous diversification. *International Review of Financial Analysis* 1, 39–50.
- Phillips H.E. (1993). Portfolio optimization algorithms, simplified criteria, and security selection: a contrast and evaluation. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 3, 91–97.
- Frankfurter, G.M. & H.E. Phillips (1995). *Forty Years of Normative Portfolio Theory: Issues, Controversies, and Misconceptions*. Greenwich jne.: JAI Press Inc.
- King, B.F. (1966). Market and industry factors in stock price behavior. *Journal of Business* 39, 139–190.
- Markowitz, H.M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance* 7, 77–91.
- Markowitz, H.M. (1959). *Portfolio Selection*. New Haven: Yale University Press.
- Sharpe, W.F. (1963). A simplified model of portfolio analysis. *Management Science* 9:1, 277–293.
- Webb, J.R. (1990). On the exclusion of real estate from the market portfolio. *Journal of Portfolio Management* (Fall), 78–84.

## LIITE 5.1. Tutkimuksessa käytetty vuosiaineisto 1970–1998

	<u>Kaupungit ja alueet</u>	<u>Lyhenne</u>	<u>Havaintojen lkm</u>	<u>Beeta</u>
1	Espoo + Kauniainen	espka	28	1,099
2	Helsinki, alue 1	hki1	28	1,154
3	Helsinki, alue 2	hki2	28	1,065
4	Helsinki, alue 3	hki3	28	1,157
5	Helsinki, alue 4	hki4	28	1,209
6	Kouvola	kou	28	0,930
7	Kuopio	kuo	28	0,904
8	Lappeenranta	lrta	28	0,768
9	Oulu	oulu	28	0,816
10	Pääkaupunkiseutu*	pks	28	1,145
11	Pori	pori	28	0,744
12	Turku	tku	28	0,985
13	Tampere	tre	28	0,952
14	Vantaa	vantaa	28	1,223

---

\*Helsinki, Espoo, Vantaa ja Kauniainen

## LITTE 5.2. Tutkimuksessa käytetty neljännesvuosiaineisto 1985/2–1998/4

<u>Kaupungit ja alueet</u>	<u>Asuntotyyppi</u>	<u>Havaintojen lkm</u>	<u>Beeta</u>
Espoo + Kauniainen	yksiö	54	1,204
	kaksio	54	1,175
	kolmio+	54	1,131
Helsinki, alue 1	yksiö	54	1,181
	kaksio	54	1,133
	kolmio+	54	1,233
Helsinki, alue 2	yksiö	54	1,132
	kaksio	54	1,141
	kolmio+	54	0,952
Helsinki, alue 3	yksiö	54	1,179
	kaksio	54	1,170
	kolmio+	54	1,192
Helsinki, alue 4	yksiö	46	1,203
	kaksio	54	1,214
	kolmio+	54	1,160
Kouvola	yksiö	31	0,932
	kaksio	54	0,941
	kolmio+	37	1,019
Kuopio	yksiö	50	0,887
	kaksio	54	0,950
	kolmio+	54	0,857
Lappeenranta	yksiö	51	0,655
	kaksio	54	0,663
	kolmio+	45	0,902
Oulu	yksiö	54	0,718
	kaksio	54	0,681
	kolmio+	54	0,633
Pääkaupunkiseutu*	yksiö	54	1,174
	kaksio	54	1,178
	kolmio+	54	1,128
Pori	yksiö	35	0,476
	kaksio	54	0,762
	kolmio+	40	0,260
Turku	yksiö	54	1,063
	kaksio	54	0,858
	kolmio+	54	0,763
Tampere	yksiö	54	1,033
	kaksio	54	0,879
	kolmio+	54	0,868
Vantaa	yksiö	54	1,215
	kaksio	54	1,162
	kolmio+	54	1,095

**LIITE 5.3. Tehokas salkku maantieteellisen hajauttamisen perusteella****Liitetaulukko 5.1. Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 1,0\%$ .**

R <sub>f</sub> =1 %			
Paikkakunta	Markowitz	EGP	Ero
1. Lappeenranta	49.2 %	47.7 %	1.5 %
2. Oulu	42.1 %	43.2 %	-1.1 %
3. Helsinki1	8.7 %	0 %	8.7 %
4. Pori	0 %	8.9 %	-8.9 %
5. Kuopio	0 %	0.2 %	-0.2 %
	100,0 %	100,0 %	0 %

R<sub>r</sub>: riskittömän sijoituskohteen vuosituotto

**Liitetaulukko 5.2. Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 3,0\%$ .**

R <sub>f</sub> =3 %			
Paikkakunta	Markowitz	EGP	Ero
1. Oulu	42,1 %	47,9 %	-5,8
2. Lappeenranta	32,5 %	40,8 %	-8,3
3. Helsinki1	25,4 %	1,6 %	23,8
4. Kuopio	0,0 %	9,7 %	-9,7
	100,0 %	100,0 %	0 %

**Liitetaulukko 5.3. Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 5,0\%$ .**

R <sub>f</sub> =5 %			
Paikkakunta	Markowitz	EGP	Ero
1. Helsinki1	73,6 %	96,7 %	-23,1 %
2. Oulu	26,4 %	3,3 %	23,1 %
	100,0 %	100,0 %	0 %

**Liitetaulukko 5.4. Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 5,4\%$ .**

R <sub>f</sub> =5.4 %			
Paikkakunta	Markowitz	EGP	Ero
1. Helsinki1	93,8 %	100 %	-6,2 %
2. Oulu	6,2 %	0 %	6,2 %
	100,0 %	100 %	0 %

**LIITE 5.4. Tehokas salkku asuntotyyppien mukaisesti jaoteltuna****Liitetaulukko 5.5. Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 0,750\%$ .** $R_f = 0,750\%$ 

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Markowitz	EGP	Erotus
1. Kouvola	yksiö	37,2 %	16,8 %	-20,4 %
2. Pori	kolmio+	28,1 %	25,4 %	-2,7 %
3. Oulu	yksiö	14,0 %	14,8 %	0,8 %
4. Kuopio	kolmio+	9,7 %	0,0 %	-9,7 %
5. Oulu	kolmio+	6,5 %	17,1 %	10,6 %
6. Lappeenranta	kolmio+	4,5 %	4,6 %	0,1 %
Tampere	yksiö	0 %	8,4 %	8,4 %
Pori	yksiö	0 %	7,7 %	7,7 %
Tampere	kaksio	0 %	5,2 %	5,2 %
YHTEENSÄ		100,0 %	100,0 %	0 %

R<sub>r</sub>: riskittömän sijoituskohteen neljännesvuosituotto**Liitetaulukko 5.6. Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 1,250\%$ .** $R_f = 1,250\%$ 

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Markowitz	EGP	Erotus
1. Kouvola	yksiö	51,0 %	45,4 %	-5,6 %
2. Pori	kolmio+	49,0 %	54,6 %	5,6 %
YHTEENSÄ		100,0 %	100,0 %	0 %

**Liitetaulukko 5.7. Optimaalinen salkku, kun  $R_f = 0,250\%$ .** $R_f = 0,250\%$ 

Paikkakunta	Asuntotyyppi	Markowitz	EGP	Erotus
1. Pori	kolmio+	51,0 %	66,3 %	15,3 %
2. Kouvola	yksiö	49,0 %	33,7 %	-15,3 %
YHTEENSÄ		100,0 %	100,0 %	0 %

## 6. ASUNTO- JA OSAKESIJJOITUKSET OPTIMAALISESSA PORTFOLIOSSA

### 6.1. JOHDANTO

Asunnot ovat myös sijoitushyödykkeitä, mutta mikä olisi niiden optimaalinen osuus hajautetusta sijoitusportfoliosta, jossa pyritään maksimoimaan koko sijoitussalkun tuoton ja riskin välistä suhdetta. Portfolioteoriaa usein sovelletaan vasta sen jälkeen, kun on ensiksi päätetty omaisuuslajijakaumat. Tällöin päätöksenteossa ei huomioida kaikkien vaihtoehtoisten sijoitushyödykkeiden välisiä kovariansseja, joten muodostettu salkku on vain sattumalta tehokas Markowitzin määrittelemällä tavalla. Menettely johtuu osittain siitä, että eri omaisuuslajien toisiinsa vertaaminen on vaikeaa: pörssiosakkeet ja asunnot ovat likviditeettitään ja muilta ominaisuuksiltaan hyvin erilaisia sijoitushyödykkeitä.

Tässä tutkimuksessa pyritään selvittämään asuntojen merkitystä sijoitussalkussa, jossa omaisuuslajijakauma määritellään sijoitushyödykkeiden kovarianssi–varianssi -matriisin optimoinnin perusteella. Tutkimuksessa paneudutaan hyvin konkreettiseen salkunhoitajan ongelmaan: voidaanko Suomessa toimialoitain muodostettujen osakeportfolioiden tuotto–riski -suhdetta parantaa hajauttamalla asuntosijoituksiin ja kuinka suuri osuus salkusta pitäisi sijoittaa asuntoihin? Tutkimuksessa myös selvitetään salkkuun hankittavien asuntojen kokoa ja maantieteellistä sijaintia.

#### 6.1.1. Tutkimuksen ja aineiston esittely

Markowitz (1952; 1959) esitteli algoritmin, jonka avulla pystyttiin löytämään tehokas rajapinta eli ne sijoitushyödykkeiden kombinaatiot, jotka maksimoivat koko sijoitussalkun tuoton ja riskin välisen suhteen. Menetelmän käyttöä vaikeutti pitkän aikaa kehitystyön jälkeen algoritmin tarvitsema suuri datan ja laskennan määrä. Menetelmän kehittäjät olivat kuitenkin vakuuttuneita siitä, että salkunhoitajat omaksuisivat optimointimenetelmät ja niihin liittyvän ajattelutavan, kun vain saataisiin yliopistoissa koulutettua uusi sukupolvi hallitsemaan niiden sisältö ja käyttö. Portfolioteoriaa ei kuitenkaan alettu käyttämään salkunhallinnan apuvälineenä siinä laajuudessa kuin oli odotettu, vaan yhä usein salkut rakenne-

taan kerroksittain huomioimatta sijoitushyödykkeiden välisiä kovariansseja. Lopputuloksena ei voi luonnollisesti olla Markowitzin määrittelemä tehokas sijoitusportfolio muuten kuin sattumalta.

Sijoitusportfolion koko kovarianssi–varianssi -rakenne jää väistämättä huomioimatta, jos ensin päätetään eri sijoituslajien (osakkeet, korkosijoitukset, kiinteistöt jne.) osuudet portfoliossa, ja vasta tämän jälkeen optimoidaan sijoitushyödykkeiden painotukset salkussa. Tämän vuoksi kaikki vaihtoehtoiset sijoituslajit sisältävä kovarianssi–varianssi -matriisi on syytä ratkaista, jotta saataisiin selville optimaalinen portfolio. Vaikka Markowitzin esittämän optimointiongelman laskeminen ja ratkaiseminen on mahdollista ja melko helppoakin nykyaikaisilla tietokoneilla, menetelmän soveltamista vaikeuttaa datan vertailtavuuteen ja estimointiin liittyvät ongelmat.

Päivähavaintoina kerättyjen yksittäisten osakkeiden hintojen vaihtelut voivat olla hyvin suuria, kun taas epälikvidien osakkeiden riskisyys arvioidaan helposti liian pieneksi vähäisen vaihdon vuoksi. Näitä ongelmia voidaan osakemarkkinoiden osalta helpottaa toisaalta käyttämällä päivähavaintoja selvästi pidempää havaintoväliä ja toisaalta suorittamalla tarkastelu toimialakohtaisilla aikasarjoilla. Tässä tutkimuksessa osakkeiden neljännesvuosituotot lasketaan HEXin keräämistä osakkeiden toimialakohtaisista hintasarjoista. Tutkimuksen aineisto ulottuu vuoden 1987 alusta vuoden 2000 puoliväliin asti.

Kiinteistömarkkinoiden tuottojen mittaamisen ongelmana on usein kiinteistöjen heterogeenisuus, vähäinen likviditeetti ja havaintojen vähäinen määrä. Tuottosarjojen perustuminen toteutuneiden kauppojen sijasta hinta-arvioihin voi johtaa liian pieneen arvioon volatiliiteetista toimittaessa varovaisuusperiaatteen mukaisesti (esim. Miles & McCue 1984; Geltner 1991; Seiler, Webb & Myer 1999). Näin ei kuitenkaan tapahdu kaikissa tapauksissa, vaan kiinteistösijoitusten voidaan myös olettaa olevan aidosti vähemmän riskisiä kuin osakesijoitusten (Lai & Wang 1998). Kiinteistöjen aikasarjoihin liittyvien ongelmien vuoksi tässä tutkimuksessa tarkastellaan mahdollisimman tasalaatuisia kiinteistöjä eli kerrostalohuoneistoja. Tuottoarvioiden sijasta tuottoja mitataan toteutuneiden kauppojen perusteella. Tutkimuksessa ei seurata yksittäisten asuinhuoneistojen hintojen kehitystä, koska tällaisen



datan hankkiminen on hyvin vaikeaa ja toisaalta kauppoja tapahtuu melko harvoin (vrt. Crone & Voith 1999). Sen sijaan tutkimuksessa tarkastellaan asuntojen hintojen aggregoitua kehitystä. Tällöin voidaan ajatella, että asuntojen maantieteellinen sijainti ja asuntotyyppi muodostavat sijoitusvaihtoehdot. Sovellettaessa tutkimusta pienemmässä mittakavassa toimivien sijoittajien apuvälineenä on oletettava, että hankittava yksittäinen asunto on tilastossa kuvattu keskimääräinen asunto. Tutkimuksessa asutosijoitusten tuotot lasketaan Tilastokeskuksen keräämistä asuntojen hintojen neljännesvuosisarjoista. Vaikka tilastoaineiston saatavuudesta johtuvien ongelmien vuoksi tutkimuksessa käytetään sekä osake- että asuntomarkkinoiden osalta hintasarjoja tuottosarjojen sijasta, niin tulosten esittämisen yhteydessä pyritään myös arvioimaan sekä osinko- että vuokratuottojen merkitystä tulosten kannalta.

Tutkimuksen luvussa 6.1 esitellään tutkimusongelmaa, käytettyä aineistoa ja aikaisempien tutkimusten tuloksia. Luvussa 6.2 perehdytään sijoitussalkun optimointialgoritmiin ja sen rajoitteisiin. Optimointitulokset raportoidaan luvussa 6.3, ja yhteenveto tutkimustuloksista esitellään luvussa 6.4.

## **6.1.2. Katsaus aikaisempiin tutkimuksiin**

### **6.1.2.1. Kiinteistö- ja osaketuottojen välinen korrelaatio**

Markowitzin määrittelemää optimaalista sijoitussalkkua muodostettaessa on otettava huomioon sijoitushyödykkeiden tuottojen ja varianssin lisäksi kovarianssit kaikkien sijoitushyödykkeiden kesken. Käytännössä tämä tarkoittaa sitä, että sijoitushyödykkeiden väliset korrelaatiot ovat merkittävässä roolissa valittaessa sijoitushyödykkeitä optimaaliseen salkkuun: mitä pienempi korrelaatio sijoitushyödykkeellä on muiden sijoituskohteiden kanssa, sitä suurempi on sen aiheuttama riskin väheneminen sijoitussalkussa.

Useat tutkimukset ovat osoittaneet, että kiinteistöjen ja osakkeiden välisten tuottojen korrelaatio on suhteellisen pieni (esim. Irvin & Landa (1987): korrelaatio 0,51; Geltner (1993): korrelaatio 0,3; Worzala & Vandell (1993): korrelaatio 0,039) tai jopa negatiivi-

nen (Ibbotson & Siegel (1984): korrelaatio -0,06; Irvin & Landa (1987): korrelaatio -0,18; Worzala & Vandell (1993): korrelaatio -0,0971). Tutkimukset ovat Yhdysvaltojen osalta systemaattisesti osoittaneet, että 1960- ja 1970-luvuilla kiinteistöjen ja pörssiosakkeiden välinen korrelaatio on ollut negatiivinen (Zerbst & Cambon 1984: 18–20). Kiinteistöjen ja osakkeiden suhdetta määriteltäessä pitää myös pohtia, kuvaavatko kiinteistösi-joitusyhtiöiden arvon kehitys enemmän osakemarkkinoiden vai kiinteistömarkkinoiden tilannetta. Hartzell, Wurtzebach & Watkins (1995) osoittivat, että kiinteistösi-joitusyhtiöiden arvon kehitys on liittynyt yhä enemmän kiinteistöjen arvon kehitykseen, vaikka niillä on yhä melko suuri korrelaatio osakeindeksien kanssa. Kiinteistösi-joitusyhtiöiden osakkeiden arvon on myös todettu reagoivan paljon nopeammin relevanttiin markkinainformaatioon kuin suorien kiinteistösi-joitusten (Seiler, Webb & Myer 1999).

Quan & Titman (1997) osoittivat, että kiinteistöjen ja pörssikurssien välinen suhde vaihtelee maasta ja maanosasta toiseen: Aasian pienissä maissa kiinteistö- ja osakemarkkinoiden välinen positiivinen korrelaatio on selvästi suurempi kuin Euroopassa ja Yhdysvalloissa. Yhdysvaltalaisten sijoittajien kuitenkin kannattaa sijoittaa myös ulkomaisiin kiinteistöihin salkun riskin pienentämiseksi (Liu & Mei 1998). Okunev ja Wilson (1997) osoittivat, että vaikka pörssikurssien ja kiinteistömarkkinoiden kehitys liittyvät toisiinsa, niin markkinoiden suhde on epälineaarinen ja sopeutumisyksöt niin pitkiä, että kiinteistöjä kuitenkin kannattaa sisällyttää portfolioon. Suomen osalta on jopa saatu tuloksia, joiden mukaan pörssikurssien ja asuntomarkkinoiden välinen suhde on yhteisintegroitunut ja kausaliiteetti etenee pörssikurssista asuntomarkkinoille (Takala & Pere 1991). Markkinoiden sopeutumisprosessit olivat kuitenkin niin pitkiä, että tällöinkin saattaa jäädä mahdollisuuksia hajauttaa osakeportfolioita asutussijoitusten avulla.

Tutkimuksissa havaitun pörssiosakkeiden ja kiinteistöjen alhaisen korrelaation perusteella voidaan päätellä, että kiinteistöjen pitäisi olla huomattavasti painotettuina optimaalisessa sijoitussalkussa. Varsinkin voimakkaan inflaation oloissa kiinteistöjen ja pörssiosakkeiden negatiivinen korrelaatio on korostunut: kiinteistöt ovat olleet hyvä keino suojautua inflaatiota vastaan, kun taas pörssiosakkeet eivät ole tarjonneet tällaista suojaa (Fogler 1984; Ibbotson & Siegel 1984; Zerbst & Cambon 1984; Brueggeman, Chen & Thibodeau 1984).

Kiinteistöjen ja inflaation suhde on todettu riippuvan kiinteistön tyyplistä ja toisaalta siitä, onko inflaatio odotettua vai odottamatonta (Sirmans & Sirmans 1987). Kiinteistöjen maantieteellisen sijainnin on myös todettu vaikuttavan niiden kykyyn antaa suojaa inflaatiota vastaan (Froland, Gorlow & Samson 1986).

#### 6.1.2.2. Kiinteistöjen osuus optimaalisessa portfolioissa

Useita omaisuuslajeja sisältävät salkut tavallisesti rakennetaan kerroksittain päättämällä ensiksi kiinteistöjen ja muiden omaisuuslajien osuudet sijoitussalkusta. Yhdysvalloissa onkin todettu, että monilla suurilla institutionaalisilla sijoittajilla on kiinteistöjä selvästi alle 10 % salkun arvosta, vaikka useiden tutkimusten mukaan osuuden pitäisi olla huomattavasti yli tämän. Brueggeman, Chen & Thibodeau (1984: 352) esittivät, että varsinkin 1970-luvulla ja 1980-luvun alussa pääosa portfolioista olisi pitänyt olla sijoitettuna kiinteistöihin. Foglerin (1984) saamien tulosten mukaan pitkällä aikavälillä toimivan sijoittajan pitäisi sisällyttää portfolioonsa kiinteistöjä vähintään 15–20 % salkun arvosta. Webb & Rubens (1987) esittivät, että eri kiinteistölajeihin, eli toimitiloihin, maatalousmaahan ja asuntoihin pitäisi sijoittaa jopa yli 90 % ja vähintäänkin 43 % sijoitusten arvosta.

Varsinkin matalan riskin portfolioissa kiinteistöillä on tärkeä rooli: kiinteistöjen osuus pitäisi olla noin 20 % hajautetusta portfolioista (Irvin & Landa 1987). Tuottosarjoihin suoritettava riskin keinotekoinen lisääminen ei välttämättä vähennä paljoakaan kiinteistösijoitusten merkittävää painoa salkussa (Webb & Rubens 1988). Tutkimuksessa optimaalinen asuntojen osuus vaihteli eri ajanjaksoilla ja varianssin oletuksilla 16–60 % välillä. Webb, Curcio & Rubens (1988) esittivät, että noin 66 % hajautetusta portfolioista pitäisi sijoittaa kiinteistöihin. Firstenberg, Ross & Zisler (1988) totesivat, että kiinteistöillä on merkittävä rooli hajautettaessa riskiä ja niiden osuus pitäisi olla vähintäänkin 15–20 %. Giliberto (1993) tutkimuksen mukaan salkussa, jossa on kiinteistöjä, osakkeita ja bondeja, kiinteistöjen osuus pitäisi olla 19–28 % portfolion arvosta.

Liang, Myer & Webb (1996) totesivat, että vaikka kiinteistöjen optimaalista osuutta ei voida kovin luotettavasti ratkaista, niin odotetun neljännesvuosituoton vaihdellessa 2,5–4,5 %

välillä kiinteistöjen osuuden salkusta ei pitäisi keskimäärin laskea alle 15 prosenttiin. Kun vastaavalla menetelmällä suoritettussa tutkimuksessa yhdeksi omaisuuslajiksi lisättiin lyhytaikaiset korkopaperit, supistui kiinteistöjen osuus optimaalisessa portfoliossa alle 10 prosenttiin (Ziobrowski, Cheng & Ziobrowski 1997). Kallberg, Liu & Greig (1996) kiinnittivät huomiota siihen, että kiinteistöjen optimaalinen osuus riippuu kiinteistöjen koosta: pienet kiinteistöt ovat parhaita hajauttamaan riskiä korkeilla tuottovaatimuksen tasoilla. Jos tarjolla on kuitenkin vain lähinnä suuria kiinteistöjä, niin kiinteistöjen optimaalinen allokaatio on vain noin 9 %.

Aikaisempien tutkimusten antamien tulosten yhteenvedona voidaan todeta, että varsinkin voimakkaan inflaation oloissa kiinteistöjen osuus korostui optimaalisessa sijoitussalkussa: usein suositus oli sijoittaa suurin osa varallisuudesta kiinteistöihin. Tutkimustulokset olivat selvästi ristiriidassa suurten institutionaalisten sijoittajien käyttäytymisen kanssa: heidän salkussaan kiinteistöjen osuus oli usein alle 10 %. Myöhemmät tutkimukset, jotka on suoritettu varsinkin 1990-luvun aineistolla, ovat kuitenkin antaneet selvästi pienempiä painotuksia kiinteistöjen osuudeksi hajautetussa sijoitussalkussa.

## 6.2. TEOREETTINEN MALLI

Markowitzin esittämän teorian perusteella sijoittajan perusongelma on löytää tehokas rajapinta eli ne pisteet, jotka maksimoivat koko sijoitussalkun odotettavissa olevan tuoton suhteessa salkun sisältämään riskiin (ks. Markowitz 1991: 154–187). Kahden salkun teorian mukaan sijoittaja valitsee oman riskinsietokykynsä mukaisen kombinaation riskittömästä sijoitusvaihtoehdosta ja markkinaportfoliosta koostuvan kombinaation omaksi sijoitussalkuksi. Markkinaportfolio löydetään maksimoimalla funktio  $V$ , joka on muotoa

$$(6.1) \quad V = \frac{\bar{R}_p - R_f}{\sigma_p} ,$$

jossa  $\bar{R}_p$  on portfolion odotettu tuotto,  $R_f$  on riskittömän sijoituskohteen korko ja  $\sigma_p$  portfolion keskihajonta eli riski.

Tavoitefunktion (6.1) osoittajan arvon määrittelee yksittäisten sijoitushyödykkeiden painot ja tuotot sijoitussalkussa, ja nimittäjän arvoon vaikuttavat varianssin määritelmän mukaan sekä sijoitushyödykkeen oma vaihtelu eli varianssi että kovarianssit muiden sijoitushyödykkeiden suhteen. Maksimoitava funktio (6.1) voidaan kirjoittaa muodossa

$$(6.2) \quad V = \frac{\sum_{i=1}^N X_i (\bar{R}_i - R_f)}{\left[ \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N X_i X_j \sigma_{ij} \right]^{1/2}}$$

jossa  $X_i$  kuvaa sijoitushyödykkeen  $i$  osuutta optimaalisessa portfolioissa,  $\bar{R}_i$  on sijoitushyödykkeen  $i$  tuotto,  $\sigma_i^2$  on sijoitushyödykkeen  $i$  varianssi ja  $\sigma_{ij}$  on sijoitushyödykkeiden  $i$  ja  $j$  välinen kovarianssi.

Sijoitushyödykkeen  $i$  optimaalinen osuus sijoitussalkussa saadaan selville etsimällä maksimoitavan funktion ääriarvo derivaatan avulla: funktio (6.2) derivoidaan sijoitushyödykkeeseen  $i$  sijoitettavan osuuden  $X_i$  suhteen. Kun tämä sama tehdään kaikkien sijoitushyödykkeiden osuuksien  $X_1, X_2, \dots, X_i$  suhteen, saadaan ratkaistavissa oleva yhtälöryhmä (ks. Elton & Gruber 1995: 98–102). Matriisin ratkaisuna saadaan kunkin sijoitushyödykkeen optimaalinen osuus portfolioissa. Ratkaisun tuloksena on yksi sellainen portfolio, joka on parempi kuin muut riskisiä sijoitushyödykkeitä sisältävät portfoliot. Kahden portfolion teoriaa sovellettaessa ratkaistua portfoliota voidaan kutsua markkinaportfolioksi.

Jos taas sijoittaja haluaa ratkaista koko tehokkaan rintaman minimoimalla riskin kaikilla mahdollisilla tuoton tasoilla, niin tällöin optimointiongelma voidaan esittää muodossa:

$$(6.3) \quad \text{Minimoi} \quad \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N X_i X_j \sigma_{ij}$$

ehdoilla

$$(6.4) \quad \sum_{i=1}^N X_i = 1,$$

$$(6.5) \quad X_i \geq 0 \quad \text{kaikille sijoitushyödykkeille } i = 1, \dots, N \quad \text{ja}$$

$$(6.6) \quad \sum_{i=1}^N X_i \bar{R}_i = \bar{R}_p.$$

Rajoitteen (6.4) avulla sijoitushyödykkeiden yhteenlasketut osuudet rajoitetaan summautuvan ykköseksi. Kun markkinoilla ei ole sallittu sijoitusyödykkeiden lyhyeksi myyntiä eli myyntiä ennen kun sijoitusyödykettä omistetaan, tavoitefunktion maksimointia rajoitetaan ehdolla (6.5) eli sijoitusyödykkeeseen sijoitettavan osuuden pitää olla positiivinen. Muuntelemalla rajoitteessa (6.6) olevaa portfolion tuottoa kuvaavan  $\bar{R}_p$ :n arvoa löydetään kaikki optimaaliset sijoitusyödykekombinaatiot tehokkaalla rajapinnalla. Vaikka rajoitteet ovat lineaarisia, tavoitefunktiossa esiintyvien termien  $X_i^2$  ja  $X_i X_j$  vuoksi kyseessä on kvadraattinen ohjelmointiongelma.

### 6.3. OPTIMAALINEN SJOITUSSALKKU

Empiirisen osan aluksi tarkastellaan optimaalista portfoliota, kun sijoittaminen tapahtuu toimialoittain pörssiosakkeisiin. Jokainen HEXin määrittelemä toimiala vastaa yhtä sijoitusvaihtoehtoa, jonka painotus optimaalisessa portfoliossa halutaan selvittää. Tämän jälkeen tarkasteluun lisätään kiinteistöt eli tässä tapauksessa kerrostaloasunnot: tavoitteena on selvittää optimaaliset omaisuuslajijakaumat ja salkkujen tuotto-riski -kombinaatiot. Aluksi tarkastellaan maantieteellisestä näkökulmasta sitä, mistä päin asuntoja pitäisi ostaa hajautettuun portfolioon liikuttaessa tehokkaalla rajapinnalla. Tämän jälkeen suoritetaan sama analyysi tarkemmin jaotellulla aineistolla, jota käytetään tutkittaessa tehokkaalla rajapinnalla esiintyviä asuntotyyppejä.

### 6.3.1. Aineiston kuvaus

Optimointialgoritmeja sovellettaessa ongelmaksi helposti nousee se, että matemaattiset menetelmät ovat paljon sofistikoituneempia kuin mihin käytettävän tilastoaineiston laatu oikeuttaisi. Jos esimerkiksi osakeportfoliota muodostettaessa käytetään lyhyitä sarjoja ja yksittäisiä osakkeita, optimointimenetelmä helposti valitsee sellaiset osakkeet, joiden tuotto-sarjat sisältävät paljon satunnaisia ja vääristäviä tekijöitä. Esimerkiksi epälikvidin osakkeen vähäinen kaupankäynti voi vääristää osakkeen riskisyyttä todellista pienemmäksi. Koska riskin ja tuoton estimaatteihin liittyy virheitä, koko salkun optimoinnista saattaa helposti tulla virheiden maksimointia (Michaud 1989: 33–34).

Yksittäisten osakkeiden tuottosarjojen ja estimaattien virheellisyydet eivät pääse korostumaan, kun tutkimuksessa käytetään toimialakohtaisia osaketuottoja. Tällöin myös osake- ja asuntomarkkinoiden tuottojen vertailtavuus paranee. Kiinteistömarkkinoiden osalta estimointivirheitä voidaan pienentää käyttämällä yksittäisten kiinteistöjen sijasta aggregoituja sarjoja sekä pidempiä ja tiheämpiä aikasarjoja (Goetzmann & Wachter 1995: 273).

#### 6.3.1.1. Pörssin toimialaindeksit

HEX on kerännyt toimialoittaisia hintasarjoja vuodesta 1987 lähtien. HEXin alkuperäisen jaottelun mukaan toimialoja oli seitsemän: 1) *pankit ja rahoitus*, 2) *vakuutus*, 3) *muut palvelut*, 4) *metalliteollisuus*, 5) *metsäteollisuus*, 6) *monialayritykset* ja 7) *muu teollisuus*. Rakennemuutos suomalaisessa teollisuudessa ja pörssilistoilla on aiheuttanut sen, ettei tämä jaottelu vastaa kovin hyvin nykyisiä toimialojen painotuksia pörssissä: tietoliikenteeseen ja teknologiaan liittyvät toimialat ovat nousseet koko kansantalouden kannalta merkittäviksi.

Uudemman ja monipuolisemman toimialajaottelun mukaiset aikasarjat ovat kuitenkin liian lyhyitä käytettäväksi tässä tutkimuksessa. Toisaalta toimialoista 'monialayritykset' sisältävät uuden teknologian vaikutukset: useilla monialayrityksillä on tietoliikenteeseen liittyviä haaroja, jotka ovat olleet nostamassa voimakkaasti myös emoyrityksen kurssia. Esimerkiksi Nokia määriteltiin toimialaindekseissä monialayritykseksi vuoden 1996 loppuun saakka,

jonka jälkeen sen toimialaluokitukseksi muuttui tietoliikenne ja elektroniikka. Toimialoista 'muut palvelut' sisältävät hyvin erilaisia palvelualoilla toimivia yrityksiä. Tähän luokkaan on tullut voimakkaasti kasvaneita ja riskisiä tietotekniikkaan liittyviä palveluyrityksiä, joiden vuoksi toimialan riskisyys ja tuotto muuttuivat huomattavasti tarkasteluperiodilla. Tämän murroksen vuoksi 'muut palvelut' -toimiala jätetään tutkimuksessa tarkastelun ulkopuolelle.

Tarkasteluun valituille kuudelle toimialakohtaiselle sijoitusvaihtoehdolle saadaan neljännesvuosittainen indeksin pisteluku laskemalla päivähavaintojen pisteluvun aritmeettinen keskiarvo. Tämän jälkeen neljännesvuosisarjoista lasketaan logaritmiset tuotot, jotka approksimoivat tuottojen prosentuaalisia muutoksia. Osinkojen maksua ei ole huomioitu HEXin hintasarjoissa. Tutkimuksessa käytetään tuottojen arviointiin hintasarjoja, koska osingonmaksun huomioivia tuottosarjoja oli saatavilla vasta vuodesta 1991. Toisaalta pörssikurssien hintasarjat ja maksettujen osinkojen sarjat ovat voimakkaasti korreloituneita, jolloin hintasarjojen käyttö ei välttämättä vääristä tuloksia ja hintasarjoilla pystytään kuvaamaan myös tuottojen kehitystä (ks. Järvinen 2000: 10).

#### 6.3.1.2. Asuntomarkkina-aineisto

Asuntomarkkinoita koskeva aineisto on saatu Tilastokeskuksen laskemista indekseistä ja keskihinnoista. Maantieteellisessä tarkastelussa on mukana 11 eri kaupunkia tai aluetta. Maantieteellinen painotus on selvästi Etelä-Suomessa: Helsinki on jaettu neljään eri alueeseen, Espoo ja Kauniainen ovat aineistossa yhtenä alueena ja pääkaupunkiseudulta on myös mukana Vantaa. Tarkastelussa on lisäksi Tampere, Turku, Lappeenranta, Kuopio ja Oulu. Samat kaupungit ja alueet ovat tutkimuksen kohteena myös silloin, kun tarkastelu suoritetaan asuntojen koon mukaisesti eli yksiöiden, kaksioiden ja suurempien perheasuntojen hintasarjojen osalta.

Asuntojen tuotot lasketaan hintasarjoista samalla periaatteella kuin toimialakohtaisten osakesarjojen tuotot. Hintasarjojen käyttöä voidaan perustella sillä, ettei vuokrista ole saatavilla pitkiä ja luotettavia aikasarjoja. Toisaalta on huomioitava, että vuokrien arviointiin



perustuvat tuottosarjat voivat vääristää riskiä tasoittamalla varianssia, jos vuokratuotot yhteisvaihtelevat negatiivisesti hintakomponentin kanssa. Hintasarjojen käyttö ei vääristä tuloksia sijoitushyödykkeiden välillä, jos tuottojen käteiskomponentit ovat yhtä suuria eri sijoituksille. Eri sijoitushyödykkeiden tuottojen käteiskomponenttien vaikutusta tuloksiin pyritään arvioimaan liitetiedoissa esitettyjen laskelmien avulla.

### 6.3.2. Aikasarjojen tarkastelu

#### 6.3.2.1. Inflaatio, kiinteistöt ja osakkeet

Yhdysvaltojen osalta on havaittu, että yleensä kiinteistöt ovat olleet hyvä suoja inflaatiota vastaan. Yhdysvaltojen osalta vuosien 1953–1971 tarkastelussa asunnot antoivat täydellisen suojan inflaatiota vastaan (Fama & Schwert 1977). Tämä ilmiö on voitu todeta varsinkin korkean inflaation oloissa, kun kiinteistöjen hinnat ovat kohonneet inflaation seurauksena (Firstenberg, Ross & Zisler 1988). Toisaalta on myös havaittu, että kaikissa osissa Yhdysvaltoja kiinteistöt eivät ole antaneet tehokasta suojaa inflaatiota vastaan varsinkaan lyhyellä aikavälillä (Froland, Gorlow & Samson 1986: 18) Pörssiosakkeet eivät yleensä ole tarjonneet keinoa suojautua kiihtyvää inflaatiota vastaan, vaan suhde on ollut pikemminkin käänteinen: yleinen hintojen nousu on merkinnyt pörssikurssien laskua. Pearce & Roley (1988) havaitsivat, että myös yritysten velkaisuus ja systemaattinen riski vaikuttivat osakkeiden tarjoamaan inflaatio suojaan.

Vastaavat ilmiöt voidaan todeta Suomessa tarkasteltaessa asuntomarkkinoita neljännesvuosiaineistolla ajanjaksolla 1987/1–2000/2: HEX-yleisindeksin ja inflaation suhde oli käänteinen korrelaation ollessa  $-0,078$ ; asuntojen hintojen ja inflaation korrelaatio oli puolestaan positiivinen eli  $0,076$ , kun asuntojen hintojen kehitystä mitattiin Tilastokeskuksen laskemalla indeksillä (liite 6.2). Kun puolestaan käytettiin asuntojen keskihintoja, korrelaatio oli pienempi, mutta kuitenkin positiivinen. Tarkastelu on suoritettu varsinkin matalan inflaation oloissa, mikä selittää alhaiset korrelaatiokertoimien arvot.

Pörssituottojen ja asuntotuottojen väliseksi korrelaatioksi mitattiin 0,370 eli suurempi kuin yleensä aikaisemmissa yhdysvaltalaisissa tutkimuksissa saadut arvot. Tämä korrelaatio on kuitenkin selvästi alle yhden eli osakeportfolion hajautus asuntosijoitusten avulla on kuitenkin mahdollista. Lisäksi on muistettava, että korrelaatiot on mitattu aggregoiduista sarjoista, joilla kuvataan koko markkinoiden kehitystä. Vähemmän aggregoiduista sarjoista löytyy sekä suurempia että pienempiä korrelaatiokertoimien arvoja osakemarkkinoiden ja asuntomarkkinoiden välillä.

### **6.3.2.2. Sijoituskohteiden tuotto ja volatiliiteetti**

Asuntomarkkinoiden alueellisista aikasarjoista lasketut neljännesvuosituotot vaihtelivat Helsingin ykkösalueen 1,45 %:n ja Vantaan 0,88 %:n välillä (liite 6.1b). Pörssituottojen toimialakohtaisessa tarkastelussa tuottojen vaihtelu oli selvästi voimakkaampaa: suurin neljännesvuosituotto saatiin monialayrityksistä 4,13 % ja pienin 0,17 % muusta teollisuudesta (liite 6.1a). Tuottojen keskihajonta asuntomarkkinoilla oli suurin Helsingin ykkösalueella 5,92 % ja pienin Oulussa 4,18 %. Vastaavasti eri toimialojen osalta suurin keskihajonta oli pankkisektorilla 16,78 % ja pienin metalliteollisuudessa 11,59 %. Tarkasteltaessa asuntomarkkinoita asuntotyypikohtaisesti saatiin samansuuntaiset tulokset kuin alueellisessa tarkastelussa (liite 6.1c). Yhteenvedona voidaan todeta, että tuotto ja volatiliiteetti olivat selvästi pienempiä asuntomarkkinoilla kuin osakemarkkinoilla.

### **6.3.3. Optimaaliset sijoitussalkut**

#### **6.3.3.1. Osakesalkku**

Ensimmäisessä vaiheessa optimoitiin sijoitussalkut, joissa osakesijoituksia tarkasteltiin HEXin toimialajaottelun mukaisesti. Aluksi optimoinnilla etsittiin sellainen portfolio, jossa oli pienin mahdollinen riski. Tämän jälkeen lisättiin tuottovaatimusta ja seurattiin toisaalta sitä, miten riski lisääntyi, ja toisaalta salkkuun valittavien toimialojen muuttumista tuoton ja riskin kasvaessa. Taulukossa 6.1 esitetään sijoitusten painotukset eri toimialoille

vaihtelemalla portfolion tuotto–riski -kombinaatioita. Ensimmäiseksi sijoitussalkuksi on siis valittu tehokkaalta rajapinnalta sellainen, jonka riskitaso oli pienin mahdollinen.

Taulukosta 6.1 nähdään, että pienin mahdollinen pelkästään osakkeita sisältäneen salkun keskihajonta oli 10,6 %, jolloin saatiin 1,3 %:n neljännesvuosituotto. Tällöin salkussa metalliteollisuuden osuus oli 40,1 %, muun teollisuuden 38,7 % ja metsäteollisuuden 21,2 % koko salkun arvosta. Taulukosta 6.1 edelleen selviää, kuinka salkku muuttuu tuottovaatimuksen kasvaessa. Yhteenveitona voidaan todeta, että tarkastellusta kuudesta toimialasta kaikki paitsi pankkisektori esiintyivät optimaalisessa salkussa jollakin tuotto–riski -kombinaatiolla. Lisäksi voidaan todeta, että osakemarkkinoihin liittyy varsin korkea riskitaso, jota ei pystytä kovin tehokkaasti vähentämään hajauttamalla sijoituksia eri toimialoille.

**Taulukko 6.1.** Optimaalinen osakemarkkinoiden toimialahajautus.

<b>TUOTTO:</b>	1,3 %	1,5 %	2,0 %	2,5 %	3,0 %	3,5 %	4,0 %
<b>KESKIHAJONTA</b>	10,6 %	10,7 %	10,9 %	11,4 %	12,2 %	13,3 %	14,8 %
<b>TOIMIALA</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>
Pankkitoiminta							
Vakuutusala		2,4 %	13,2 %	15,1 %	12,5 %	8,6 %	
Metalliteollisuus	40,1 %	44,6 %	48,2 %	37,3 %	16,2 %		
Metsäteollisuus	21,2 %	25,2 %	28,2 %	29,0 %	29,4 %	25,7 %	6,9 %
Monialayritykset			3,2 %	18,6 %	41,9 %	65,7 %	93,1 %
Muu teollisuus	38,7 %	27,8 %	7,2 %				
<b>YHTEENSÄ (%)</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>

Tutkimuksessa käytetty neljännesvuosiaincistoa ajanjaksolla 1987/1 – 2000/2

### 6.3.3.2. Asuntomarkkinat ja hajautettu osakeportfolio

Seuraavassa tarkastelussa selvitetään optimaalista sijoitussalkkua, kun tarkasteluun otetaan mukaan sijoitusvaihtoehdoksi myös asuntomarkkinat. Toimintastrategiana on sijoittaa osakemarkkinoille jollekin toimialalle tai asuntomarkkinoille tietyn kaupungin kerrostalo-asuntoihin tai Helsingin osalta jonnekin neljän kaupunginosan asuntoihin. Asuntomarkki-

noille sijoittaminen käytännössä tarkoittaa sitä, että sijoitus olisi suoritettu samalla periaatteella asuntomarkkinoille kuin Tilastokeskus on toiminut tilastoidessaan ja laskiessaan kerrostaloasuntojen hintojen kehitystä.

Taulukosta 6.2 on havaittavissa, että alhaisin saavutettavissa ollut osakemarkkinoiden ja asuntomarkkinoiden yhdistelmien riskitaso oli 3,6 %, jolloin salkku tuotti 1,1 %:n neljännesvuosituoton. Tällöin portfolio sisälsi lähes yksinomaan sijoituksia kiinteistömarkkinoille: asuntojen osuus portfolioista oli 97,7 % ja osakesijoituksia oli 2,1 % metalliteollisuuteen ja 0,2 % metsäteollisuuteen. Kun tuottovaatimusta lisättiin, toimialoista vain monialayritykset tulivat valituiksi optimaaliseen osakesalkkuun. Sijoitussalkun riskisyyttä voitiin pienentää huomattavasti hajauttamalla asuntomarkkinoille tuoton kuitenkin pysyessä entisellään. Esimerkiksi 2,5 % neljännesvuosituotto voitiin saavuttaa 7,3 % keskihajonnalla, kun pelkästään osakkeita sisältynyt salkun keskihajonta olisi ollut 11,4 %. Asuntomarkkinoille hajautetussa vaihtoehdossa salkku sisälsi 44,1 % monialateollisuutta, 44,8 % sijoituksia Oulun asuntomarkkinoille ja 11,1 % sijoituksia Tampereen asuntomarkkinoille.

Tarkastelussa voitiin selkeästi havaita, että osakemarkkinoilta optimaaliseen sijoitussalkkuun valittiin vain tuottoisin, mutta toisaalta myös hyvin riskipitoinen toimiala. Mielenkiintoinen havainto oli se, että pääkaupunkiseudun asuntojen osuus optimaalisessa sijoitusportfoliossa jäi hyvin pieneksi kaikilla portfolion optimaalisilla tuotto-riskitasoilla. Asuntomarkkinoiden osalta voidaan toki todeta, että suoritettussa asuntojen maantieteellisessä tarkastelussa asuntosijoituksia kuvaavat tuottosarjat olivat melkoisesti aggregoituja suhteessa osakemarkkinoiden toimialaindekseihin. Toisaalta tarkastelu ei paljastanut, minkä kokoisia kerrostaloasuntoja sijoittajan pitäisi hankkia salkkuun tarkastelluista kaupungeista.

Vuokra- ja osinkotuottojen puuttuminen hintasarjoista näyttäisi jonkin verran vääristävän tuloksia osakesijoitusten suuntaan varsinkin 1990-luvun alkupuolelta lähtien (liitteet 6.3a ja 6.3b). Tällöin laman seurauksena vuokrat eivät pudonneet samassa suhteessa kuin asuntojen hinnat eli asuntosijoitusten tuotot kasvoivat suhteessa sijoitettuun pääomaan. Vuokrasäännöstelyn lopettaminen 1990-luvun puolivälissä puolestaan mahdollisti vuokrien nos-

tamisen asuntojen hintojen noustessa, joten asutussijoitusten tuotot pysyivät osinkotuottoja korkeammalla tasolla. Markkinaehtoiset vuokrat eivät kuitenkaan näytä nousevan samassa suhteessa asuntojen hintojen kanssa kaikkialla maassa, vaan varsinkin korkeiden hintojen alueilla joudutaan tyytymään alhaisempiin sijoitetun pääoman tuottoihin (ks. liite 4.6). Vuokrakomponentin lisääminen analyysiin ilmeisesti painottaisi entistä vähemmän pääkaupunkiseudun asuntoja osana optimaalista sijoitusportfoliota.

**Taulukko 6.2.** Asuntomarkkinat ja toimialakohtainen hajautus.

<b>TUOTTO:</b>	1,1 %	1,5 %	2,0 %	2,5 %	3,0 %	3,5 %	4,0 %
<b>KESKIHAJONTA</b>	3,6 %	4,0 %	5,3 %	7,3 %	9,6 %	12,1 %	14,5 %
<b>TOIMIALA</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>
Helsinki, alue 1			2,5 %				
Helsinki, alue 2	1,5 %						
Tampere		9,2 %	13,4 %	11,1 %	7,0 %	2,8 %	
Turku	27,6 %	7,9 %					
Lappeenranta	26,8 %	6,4 %					
Kuopio	6,3 %	11,0 %	0,1 %				
Oulu	35,5 %	54,3 %	57,2 %	44,8 %	31,8 %	18,7 %	4,4 %
Metalliteollisuus	2,1 %						
Metsäteollisuus	0,2 %						
Monialayritykset		11,2 %	26,8 %	44,1 %	61,2 %	78,5 %	95,6 %
<b>YHTEENSÄ (%)</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>

Tutkimuksessa käytetty neljännesvuositaineistoa ajanjaksolla 1987/1 – 2000/2

### 6.3.3.3. Toimialat ja asuntotyypit optimaalisessa portfoliossa

Seuraavaksi tutkittiin osakeportfolion hajauttamista tarkemmin jaotellun asuntomarkkina-aineiston avulla. Tarkastelu suoritettiin sen suhteen, minkä kokoisia asuntoja ja mistä päin Suomea asunnot pitäisi hankkia optimaaliseen sijoitusportfolioon. Tulokset osoittivat, että osakemarkkinoilta optimaaliseen salkkuun valittiin metalliteollisuutta 2,3 % ja metsäteollisuutta 1,9 % salkun pienimmällä riskitasolla. Toimialoista vain monialateollisuuden osuus kasvoi tuottotavoitteen ja riskisietokyvyn kasvaessa. Useilla eri tuotto–riski -tasojen kombinaatioilla Oulun yksiot, kaksiot ja suuremmat perheasunnot olivat selvästi painotettuina

optimaalisessa sijoitusportfoliossa. Muista asuntosijoituskohteista voidaan todeta Lappeenrannan ja Kuopion asuntojen merkittävä osuus optimaalisessa salkussa. Jos esimerkiksi suuri institutionaalinen sijoittaja olisi halunnut tarkastelulla ajanjaksolla 2,5 % neljännesvuosituoton, niin silloin sijoittajan olisi pitänyt hyväksyä tuoton 7,0 % keskihajonta. Taulukosta 3 nähdään, että tällöin sijoitussalkkuun olisi sisältynyt 43,6 % monialateollisuutta, 30,4 % yhtiöitä Oulusta, 13,6 % Lappeenrannasta suuria perheasuntoja, 10,4 % Kuopiosta yhtiöitä ja 2,0 % Tampereelta kaksioita. Jos sijoittaja olisi halunnut saman 2,5 %:n neljännesvuosituoton sijoittamalla pelkästään osakemarkkinoille, niin tällöin olisi pitänyt hyväksyä tuoton 11,4 % keskihajonta. Tulokset osoittavat, että hajauttamalla asuntomarkkinoille sijoittaja pystyy selvästi pienentämään riskiä samalla tuottovaatimuksella.

Tulosten perusteella havaitaan, että asuntomarkkinoille pitäisi sijoittaa suurin osa koko sijoitusportfoliosta tavoiteltaessa 4–10 %:n vuosituottoja. Vaikka aineiston estimointiin liittyvät virheet voivat osaltaan selittää sen, etteivät salkunhoitajat käytännössä muodosta tällaisia portfolioita, niin suurempi selittäjä lienee se, ettei optimoidut portfoliot ole salkunhoitajien preferenssien ja intuition mukaisia (ks. Fisher & Statman 1997: 41). Omaisuuslajijakauman määrittely ennen optimointia voi myös osaksi selittää kiinteistösijoitusten alipainotuksen suhteessa Markowitzin määrittelemään optimaaliseen portfolioon.

Taulukko 6.3. Asuntotyypit ja toimialakohtainen hajautus.

<b>TUOTTO:</b>	1,1 %	1,5 %	2,0 %	2,5 %	3,0 %	3,5 %	4,0 %
<b>KESKIHAJONTA</b>	3,4 %	3,8 %	5,0 %	7,0 %	9,4 %	11,9 %	14,5 %
<b>TOIMIALA</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>	<b>OSUUS</b>
Tampere 2		2,3 %	3,7 %	2,0 %			
Turku 2	5,9 %						
Turku 3+	12,7 %	3,2 %					
Lappeenranta 1	18,0 %	7,6 %					
Lappeenranta 2	6,3 %						
Lappeenranta 3+	13,6 %	15,7 %	14,9 %	13,6 %	6,8 %		
Kuopio 1	6,4 %	12,7 %	12,9 %	10,4 %	3,6 %		
Oulu 1	10,6 %	20,6 %	26,5 %	30,4 %	29,0 %	22,3 %	4,6 %
Oulu 2	12,4 %	15,1 %	9,6 %				
Oulu 3+	9,9 %	11,0 %	5,6 %				
Metalliteollisuus	2,3 %						
Metsäteollisuus	1,9 %						
Monialayritykset		11,8 %	26,8 %	43,6 %	60,6 %	77,7 %	95,4 %
<b>YHTEENSÄ (%)</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>	<b>100,0 %</b>

1: yksiöt 2: kaksiot 3+: kolmiot ja suuremmat kerrostalobasunnot

#### 6.4. YHTEENVETO

Tutkimuksessa selvitettiin mahdollisuutta parantaa osakeportfolioiden tuotto-riski -suhdetta hajauttamalla sijoituksia asuntomarkkinoille. Aikaisemmissa tutkimuksissa on todettu, että osake- ja kiinteistösijoitusten tuottojen välinen korrelaatio on melko pieni tai jopa negatiivinen. Tällä perusteella voidaan päätellä, että kiinteistöt saattavat tarjota tehokkaan keinon vähentää osakeportfolioiden riskiä tarvitsematta pienentää tuottovaatimusta. Tutkimuksen lähtökohtana oli portfolion pitkän aikavälin tuoton maksimointi suhteessa sen sisältämään riskiin, kun sijoittajalla on "osta ja pidä" -strategia. Yli suhdannejakson ulottuva pitkän aikavälin tarkastelu antaa luotettavampia tuloksia varsinkin silloin, kun halutaan järjestää sijoitussalkut paremmuusjärjestykseen (Bauman & Miller 1994).

Tutkimuksessa käytettiin osakemarkkinoiden osalta toimialakohtaisia indeksejä kuvaamaan eri sijoitusvaihtoehtoja osakemarkkinoilla. Toimialaindeksien käytöllä pyrittiin toisaalta pienentämään yksittäisen osakkeen aiheuttamaa satunnaisvaihtelua ja toisaalta haluttiin parantaa rinnastettavuutta asuntomarkkinoiden kanssa. Tarkastelu suoritettiin neljännesvuosiaineistolla, koska asuntomarkkinoilta ei ole saatavissa tiheämpifrekvenssistä aineistoa. Asuntomarkkina-aineistona käytettiin Tilastokeskuksen keräämiä kerrostaloasuntojen hintatietoja eri paikkakunnilta ja lisäksi asuntotyypeittäin jaoteltua aineistoa eri kokoisten asuntojen osalta.

Tutkimuksessa saatujen tulosten perusteella asuntosijoitukset olivat hyvä ja tehokas keino parantaa osakeportfolioiden tuotto-riski -suhdetta tutkitulla ajanjaksolla 1987/1–2000/2. Optimaalisessa portfoliossa oli alle 10 prosentin vuosituottovaatimuksella selvästi yli puolet sijoitettuna asuntoihin. Osakemarkkinoiden sijoitukset tapahtuivat miltei yksinomaan monialateollisuuteen: aikasarja sisälsi yrityksiä, joiden eräät osat liittyivät teknologiasektorille. Tulosten mukaan hajautettuun salkkuun ei sisällynyt perinteisiä toimialoja kuten pankkisektoria, vakuutussektoria tai muuta teollisuutta. Metsä- ja metalliteollisuus olivat mukana tehokkaassa salkussa vain hyvin pienellä osuudella, kun haluttiin mahdollisimman riskitön portfolio. Tulosten perusteella sijoittajan kannattaisi tavoitella pörssistä suuria tuottoja menestyviltä kasvualoilta. Riskin kontrollointi ja pienentäminen voisi tapahtua asuntosijoitusten avulla. Tulosten perusteella havaitaan, että salkun muodostamisprosessi vaikuttaa huomattavasti salkun sisältöön. Jos ensin päätetään sijoittaa tietty osuus osake- ja asuntomarkkinoille ja tämän jälkeen optimointi suoritetaan erikseen kullekin sijoituslajin suhteen, tulokset ovat täysin erilaisia verrattuna samanaikaiseen optimointiin, jossa huomioidaan sijoituskohteiden kaikki kovarianssit.

Asuntosijoitusten osalta voidaan todeta, että portfolioon olisi kannattanut hankkia asuntoja Oulusta kaikilla riskitasoilla: alhaisilla riskitasoilla kaiken kokoiset asunnot tulivat valituiksi sijoitussalkkuun; tuottovaatimuksen kasvaessa yksidiöiden osuus korostui. Eri tuotto-riski -kombinaatioilla optimaaliseen salkkuun valittiin asuntoja merkittäville painoilla myös Turusta, Tampereelta, Lappeenrannasta ja Kuopiosta. Mielenkiintoista oli havaita, ettei pääkaupunkiseudulta juuri kannattanut hankkia asuntoja optimaaliseen sijoitusportfolioon:



Helsingin asunnot tulivat valituiksi vain hyvin pienellä osuudella alueittain aggregoitujen aikasarjojen tarkastelussa. Tulokset osoittavat, etteivät pääkaupunkiseudun asuntojen suuretkaan hintojen nousut riitä kompensoimaan niihin sisältyvää suurta volatilitteettia ja systemaattista riskiä.

Vaikka tutkimuksessa on yritetty tehdä osake- ja asuntosijoitukset vertailukelpoiseksi, niin tuloksia voidaan tarkastella kriittisesti. Tulokset eivät kerro, kuinka paljon muihin sijoitushyödykkeisiin kuin asuntoihin ja osakkeisiin pitäisi sijoittaa. Esimerkiksi korkosijoitukset voivat syrjäyttää asuntosijoitusten osuutta huomattavastikin (ks. Ziobrowski, Cheng & Ziobrowski 1997). Tutkimuksessa ei tarkasteltu tuottosarjoja, koska niitä ei ollut saatavilla ja toisaalta asuntomarkkinoiden osalta tuottoarvioinnit saattavat tasoittaa kiinteistösjoitusten riskisyyden epärealistisen alhaiseksi. Jos kuitenkin haluttaisiin tarkastella kaikkia sijoitushyödykkeitä, tulisi tutkimuksessa käyttää tuottosarjoja. Tutkittujen sijoitushyödykkeiden käteiskomponenttien, vuokrien ja osinkojen, puuttumisen merkitystä tarkasteltiin liitteissä 6.3a ja 6.3b. Laskelmien perusteella havaitaan, että asunnoista on saanut eri hoitomenojen oletuksilla keskimäärin noin 4–5 % tuoton, kun taas vastaavasti yritysten jakamat osingot Suomessa ovat olleet 2–3 % prosentin välillä. Hintasarjojen käyttö tuottosarjojen sijaan näyttäisi vääristävän tuloksia osakemarkkinoiden eduksi varsinkin 1990-luvun laman jälkeen ja vuokrasäännöstelyn loputtua.

Tuloksia hyödynnettäessä on lisäksi muistettava, että tulokset perustuvat menneisiin tapahtumiin ja sijoittajat ovat kiinnostuneita tulevaisuudessa saatavista tuotoista ja riskeistä. Tällöin pitää kysyä, missä määrin tulevaisuus muistuttaa menneisyyttä. Esimerkiksi pankkisektori on tarkastelujaksolla käynyt läpi niin syvän kriisin, ettei lähiaikoina sellaisen toistuminen ole kovin todennäköistä. Vastaavasti teknologiayritysten osakkeiden korkeat hintatasot tutkimuksen tarkastelujakson lopulla olivat poikkeuksellisia. Vaikka menneisyyden erikoispiirteet tiedostettaisiin, niin ongelmana on edelleen tulosten intuitiivinen hyväksyttävyyys: jos tulokset ovat ennakkokäsitysten vastaisia ja aikaisemmin muodostettu salkku poikkeaa selvästi optimoinnin antamista tuloksista, tulokset on usein helpompi jättää huomiotta kuin muuttaa tapaa rakentaa salkut kerroksittain päättämällä aluksi omaisuuslajijakaumat.

Tässäkin tutkimuksessa pelkästään osakkeista muodostettu salkku, joka on hajautettu usealle toimialalle, lienee helpommin markkinoitavissa yrityksen johdolle ja suurelle yleisölle kuin optimoinnin perusteella saatu saman tuoton antava ja pienemmän riskin sisältävä salkku. Todellisuudessa hyvin harvat portfoliot ovat tai edes pyrkivät olemaan Markowitz-tehokkaita (Frankfurter & Phillips 1995: 127). Nykyisin säästämistä eri sijoitusrahastoihin usein markkinoidaan suurien sijoitussalkkujen kyvyllä hajauttaa riskiä monien yritysten ja toimialojen kesken. Sijoitusrahastojen ja institutionaalisten sijoittajien pitäisi kuitenkin pystyä ratkaisemaan potentiaalinen ristiriita ja paradoksi: miten markkinoida intuitiivisesti ymmärrettävästi osakesalkkujen kykyä hajauttaa riskiä ja miten todellisuudessa tehokkaasti pienentää portfolion riskiä. Tämän tutkimuksen valossa nämä tavoitteet voivat olla helposti ristiriidassa.

## LÄHTEET

- Bauman, W.S. & R.E. Miller (1994). Can managed portfolio performance be predicted. *Journal of Portfolio Management* 20:4, 31–40.
- Brueggeman, W.B., A.H. Chen & T.G. Thibodeau (1984). Real estate investment funds: performance and portfolio considerations. *AREUEA Journal* 12:3, 333–354.
- Crone, T.M. & R.P. Voith (1999). Risk and return within the single-family housing market. *Real Estate Economics* 27:1, 63–78.
- Elton, J.E. & M.J. Gruber (1995). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 5. painos. New York jne.: John Wiley & Sons.
- Fama, E.F. & G.W. Schwert (1977). Asset Returns and Inflation. *Journal of Financial Economics* 5, 115–146.
- Firstenberg, P.M., S.A. Ross & R.C. Zisler (1988). Real estate: the whole story. *Journal of Portfolio Management* (Spring), 22–34.
- Fisher, R.M. & M. Statman (1997). The mean–variance–optimization puzzle: security portfolios and food portfolios. *Financial Analysts Journal* (July/August), 41–50.
- Fogler, H.R. (1984). 20% in real estate: can theory justify it. *Journal of Portfolio Management* (Winter), 6–13.
- Frankfurter, G.M. & H.E. Phillips (1995). *Forty Years of Normative Portfolio Theory: Issues, Controversies, and Misconceptions*. Greenwich jne.: JAI Press Inc.
- Froland, C., R. Gorlow & R. Samson (1986). The market risk of real estate. *Journal of Portfolio Management* (Spring), 12–19.
- Geltner, D.M. (1991). Smoothing in appraisal-based returns. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 4, 327–345.
- Geltner, D.M. (1993). Estimating market values from appraised values without assuming an efficient market. *Journal of Real Estate Research* 8:3, 325–345.
- Giliberto, S.M. (1993). Measuring real estate returns: the hedged REIT index. *Journal of Portfolio Management* 19:3, 94–99.
- Goetzmann, W.N. & S.M. Wachter (1995). Clustering methods for real estate portfolios. *Real Estate Economics* 23:3, 271–310.
- Hartzell, D.J., C.H. Wurtzbaach & D.E. Watkins (1995). Combining publicly traded real estate securities with privately held portfolios. *Real Estate Finance* 12:3.

- Järvinen, J. (2000). *Essays on Industry Portfolios and Macroeconomic News*. Tampere: Tampereen yliopistopaino Oy.
- Ibbotson, R.G. & L.B. Siegel (1984). Real estate returns: a comparison with other investments. *AREUEA Journal* 12:3, 219–242.
- Irvin, S.H. & D. Landa (1987). Real estate, futures, and gold as portfolio assets. *Journal of Portfolio Management* (Fall), 29–34.
- Kallberg, J.G., Liu, C.H. & D.W. Greig (1996). The role of real estate in the portfolio allocation process. *Real Estate Economics* 24:3, 359–378.
- Lai, T.-Y., & K. Wang (1998). Appraisal smoothing: the other side of the story. *Real Estate Economics* 26:3, 511–536.
- Liang, Y., F.C.N. Myer & J.R. Webb (1996). The bootstrap efficient frontier for mixed-asset portfolios. *Real Estate Economics* 24:2, 247–256.
- Liu, C.H. & J. Mei (1998). The predictability of international real estate markets, exchange rate risks and diversification consequences. *Real Estate Economics* 1 (spring), 3–39.
- Markowitz, H.M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance* 7, 77–91.
- Markowitz, H.M. (1959). *Portfolio Selection*. New Haven: Yale University Press.
- Markowitz, H.M. (1991). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. 2. painos. Cornwall: T J press Ltd.
- Michaud, R.O. (1989). The Markowitz optimization enigma: is 'optimized' optimal. *Financial Analysts Journal* (January/February), 31–42.
- Miles, M. & McCue, T. (1984). Commercial real estate returns. *AREUEA Journal* 12, 355–377.
- Okunev, J. & P.J. Wilson (1997). Using nonlinear tests to examine integration between real estate and stock markets. *Real Estate Economics* 25:3, 487–504.
- Pearce D.K. & V.V. Roley (1988). Firm characteristics, unanticipated inflation, and stock returns. *Journal of Finance* 43: 4 (September), 965–981.
- Quan, D.C. & S. Titman (1997). Commercial real estate prices and stock returns: an international analysis. *Financial Analysts Journal* (May/June), 21–34.
- Seiler, M.J., J.R. Webb & F.C.N. Myer (1999). Diversification issues in real estate investment. *Journal of Real Estate Literature* 7:2. 163–179.

- Sirmans, G.S. & C.F. Sirmans (1987). The historical perspective of real estate returns. *Journal of Portfolio Management* 13:3, 22–31.
- Takala, K & P. Pere (1991). Testing the cointegration of house and stock prices in Finland. *Finnish Economic Papers* 4:1, 33–51.
- Webb, J.R., J.H. Rubens (1987). How much in real estate? A surprising answer. *Journal of Portfolio Management* 13:3, 10–14.
- Webb, J.R., J.H. Rubens (1988). The effect of alternative return measures on restricted mixed-asset portfolios. *AREUEA Journal* 16:2, 123–137.
- Webb J.R., R.J. Curcio & J.H. Rubens (1988). Diversification gains for including real estate in mixed-asset portfolios. *Decision Sciences* 19: 434–452.
- Worzala, E & K. Vandell (1993). International direct real estate investments as alternative portfolio asset for institutional investors: an evaluation. *Tutkimuspaperi: esitetty AREUEA meetings, Anaheim.*
- Zerbst, R.H. & B.R. Cambon (1984). Real estate: historical returns and risks. *Journal of Portfolio Management* (Spring), 5–29.
- Ziobrowski, A.J., P. Cheng & B.J. Ziobrowski (1997). Using a bootstrap to measure optimum mixed-asset portfolio composition: a comment. *Real Estate Economics* 25:4, 695–706.

**LIITE 6.1a. Toimialaindeksit (tuotto ja riski)**

	<u>Toimiala</u>	<u>Tuotto</u>	<u>Riski*</u>
1	Pankit ja rahoitus	0,32	16,78
2	Vakuutus	2,43	15,51
3	Muu teollisuus	0,17	12,12
4	Metalliteollisuus	1,90	11,59
5	Metsäteollisuus	2,26	12,70
6	Monialayritykset	4,13	15,36
(7	Muut palvelut	4,76	16,21)

\*Riski = tuoton keskihajonta (Muut palvelut jätetty tutkimuksessa pois)

**LIITE 6.1b. Kerrostaloasunnot paikkakunnittain (tuotto ja riski)**

	<u>Kaupungit ja alueet</u>	<u>Tuotto</u>	<u>Riski*</u>
1	Helsinki, alue 1	1,45	5,92
2	Helsinki, alue 2	1,18	5,31
3	Helsinki, alue 3	1,05	5,39
4	Helsinki, alue 4	0,95	5,36
5	Espoo + Kauniainen	1,22	5,32
6	Vantaa	0,88	5,55
7	Tampere	1,36	4,82
8	Turku	1,04	4,61
9	Lappeenranta	0,94	4,38
10	Kuopio	1,22	5,04
11	Oulu	1,18	4,18

\*Riski = tuoton keskihajonta

## LIITE 6.1c. Asuntotyypit (tuotto ja riski)

	<u>Kaupungit ja alueet</u>	<u>Asuntotyyppi</u>	<u>Tuotto</u>	<u>Riski*</u>
1	Helsinki, alue 1	yksiö	1,45	6,52
2		kaksio	1,36	6,50
3		kolmio+	1,50	7,73
4	Helsinki, alue 2	yksiö	1,07	6,15
5		kaksio	1,18	5,91
6		kolmio+	1,19	6,87
7	Helsinki, alue 3	yksiö	1,03	5,88
8		kaksio	1,10	5,77
9		kolmio+	1,12	5,85
10	Helsinki, alue 4	yksiö	0,84	6,06
11		kaksio	0,89	6,71
12		kolmio+	0,93	6,26
13	Espoo + Kauniainen	yksiö	0,98	6,92
14		kaksio	1,24	6,15
15		kolmio+	1,15	6,09
16	Vantaa	yksiö	0,89	6,75
17		kaksio	0,94	5,74
18		kolmio+	0,83	6,06
19	Tampere	yksiö	1,32	6,01
20		kaksio	1,43	5,97
21		kolmio+	1,27	5,55
22	Turku	yksiö	1,03	6,41
23		kaksio	0,98	5,46
24		kolmio+	0,91	5,07
25	Lappeenranta	yksiö	0,79	5,88
26		kaksio	0,89	6,42
27		kolmio+	1,00	7,30
28	Kuopio	yksiö	1,29	6,77
29		kaksio	1,14	4,82
30		kolmio+	1,14	6,82
31	Oulu	yksiö	1,31	5,59
31		kaksio	1,11	4,57
32		kolmio+	1,24	5,99

\*Riski = tuoton keskihajonta. Tuotot on laskettu asuntojen hintasarjoista neljännesvuosittain

**LIITE 6.2. Korrelaatiomatriisi**

	1	2	3	4
1 HEX	1,000			
2 Asunnot (ind.)	0,369	1,000		
3 Asunnot (keskihinta)	0,387	0,993	1,000	
4 Inflaatio	-0,078	0,079	0,034	1,000

(ind): Tilastokeskuksen laskema kerrostaloasuntojen hintaindeksi  
 (keskihinta): Tilastokeskuksen keräämät kerrostaloasuntojen keskihinnat  
 HEX: osakemarkkinoiden kehitystä kuvaava HEX-indeksi

**LIITE 6.3a. Asunto-osakeyhtiöiden tuotot**

Vuosi	Vuokra vapaa rah.	Hoitokulut asoy	tuotto/m2 asoy	Vuosituot. asoy	Asuntojen hinnat	Tuotto asoy
1987	19.4	8.1	11.3	135.8	5147	2.6 %
1988	21.5	8.1	13.4	160.3	7057	2.3 %
1989	23.5	8.7	14.8	177.8	8404	2.1 %
1990	25.7	9.6	16.1	192.8	7801	2.5 %
1991	28.8	10.3	18.5	221.5	6580	3.4 %
1992	31.2	10.8	20.4	245.3	5309	4.6 %
1993	34.8	11.1	23.7	284.9	4985	5.7 %
1994	35.5	11.6	23.9	286.9	5362	5.4 %
1995	35.6	11.9	23.7	284.5	5137	5.5 %
1996	37.2	12.6	24.6	295.1	5458	5.4 %
1997	40.3	13.1	27.2	325.9	6523	5.0 %
1998	41.8	13.4	28.4	340.4	7174	4.7 %
1999	43.3	14.0	29.3	351.2	7796	4.5 %
2000	45.6	13.9	31.7	381.0	8262	4.6 %

Vuokra on keskim. vapaa-rahoitteisen asunnon vuokra koko maassa. Asuntojen hinnat kuvaavat keskimääräistä koko maan asuntojen hintaa. Hoitokulut ovat pienemmät asunto-osakeyhtiöissä kuin vuokra-asunnoissa, koska asunto-osakeyhtiössä asukkaat osallistuvat myös itse talojen hoitoon. Tuotto on saatu vähentämällä vuokrasta hoitomenot.



## LIITE 6.3b. Vuokratalojen tuotot

Vuosi	Vuokra vapaa rah.	Holtokulut vuokratalot	tuotto/m2 vuokratalot	Vuosituot. vuokratalot	Asuntojen hinnat	Tuotto vuokratalot
1987	19.4	11.5	7.9	94.8	5147	1.8 %
1988	21.5	11.7	9.8	117.6	7057	1.7 %
1989	23.5	12.3	11.2	134.4	8404	1.6 %
1990	25.7	13.4	12.3	147.6	7801	1.9 %
1991	28.8	14.3	14.5	174.0	6580	2.6 %
1992	31.2	14.5	16.7	200.4	5309	3.8 %
1993	34.8	14.8	20.0	240.0	4985	4.8 %
1994	35.5	16.0	19.5	234.0	5362	4.4 %
1995	35.6	17.1	18.5	222.0	5137	4.3 %
1996	37.2	17.0	20.2	242.4	5458	4.4 %
1997	40.3	17.3	23.0	276.0	6523	4.2 %
1998	41.8	18.0	23.8	285.6	7174	4.0 %
1999	43.3	18.6	24.7	296.4	7796	3.8 %
2000	45.6	18.7	26.9	322.8	8262	3.9 %

Lähde: Tilastokeskus. (Osakemarkkinoilta osinkoja jakaneet yritykset jakoivat keskim. 2,6 % osingon vuosina 1991–1998.)

## 7. SHOKKIEN VÄLITTYMINEN ASUNTO- JA OSAKEMARKKINOILLA \*

### 7.1. JOHDANTO

Asunnot ja pörssi-osakkeet ovat sijoitushyödykkeitä, joiden hintojen kehitykseen voivat vaikuttaa useat eri kansantaloudelliset tekijät. Asunto- ja osakemarkkinat saattavat myös vaikuttaa toisiinsa. Kansantaloudessa eri tekijöiden muutokset ovat usein riippuvuussuhteessa toisiinsa, mutta tekijöiden vaikutus- ja kausaalisuhteita on usein vaikeaa tai jopa mahdotonta määritellä. Tästä huolimatta asunto- ja osakemarkkinoilla toimijat haluavat tietää, miten tuotantoon ja rahatalouteen liittyvät shokit vaikuttavat ja etenevät sijoitushyödykkeiden markkinoilla. Tämän tutkimuksen tavoitteena on selvittää keskeisten reaali- ja rahataloudellisten muuttujien, kuten bruttokansantuotteen, korkotason ja inflaation, vaikutuksia asunto- ja osakemarkkinoille ja shokkien etenemistä asunto- ja osakemarkkinoiden välillä Suomessa.

Vektoriautoregressiiviset (VAR) mallit tarjoavat mahdollisuuden tutkia eri makrotaloudellisten muuttujien vaikutuksia mallin toisiin muuttujiin olettamatta jotain tiettyä rakenteellista makrotalousmallia<sup>1</sup>. Vektoriautoregressiivisillä malleilla voidaan tutkia eri shokkien (innovaatioiden) aiheuttamia reaktioita (impulssivasteita) yli ajan ja selvittää muuttujien välisiä riippuvuuksia. Varianssijohdelmilla puolestaan voidaan selvittää muuttujiin liittyvien innovaatioiden suhteellista osuutta muuttujien kokonaisvaihtelusta.

Tutkimuksessa muodostettavaan VAR-malliin sisällytetään asuntojen hintojen ja pörssi-kurssien kehitystä kuvaavien aikasarjojen lisäksi talouden aktiviteettia kuvaavia muuttujia, kuten bruttokansantuote, ja rahataloudellisia muuttujia, kuten inflaatio ja korkotaso. Shokkien etenemistä asuntomarkkinoilla tutkitaan alueittain ja asuntotyypeittäin. Tutkimuksessa pyritään myös selvittämään, mille maantieteelliselle alueelle tutkittavat shokit ensimmäisenä vaikuttavat, ja kuinka vaikutus leviää eri puolille Suomea. Asuntomarkkinoiden

\* Tutkimus kirjoitettu yhdessä KTT Junso Vatajan kanssa

<sup>1</sup> VAR-mallien muodostamisen taustalla toki vaikuttavat rakenteelliset ennakkokäsitykset valittaessa endogeenisiä ja eksogeenisiä muuttujia

osalta halutaan myös selvittää shokkien vaikutuksia eri tyyppisiin asuntoihin. Tutkimuksessa myös tarkastellaan, minkä tyyppisiin asuntoihin shokit ensimmäisenä vaikuttavat ja kuinka vaikutukset mahdollisesti etenevät.

Tämän lisäksi asunto- ja osakemarkkinoille vaikuttavien muuttujien välistä lineaarista riippuvuutta mitataan korrelaatioanalyysillä. Yksinkertaisella regressioanalyysillä tutkitaan muuttujien vaikutusten voimakkuutta ja tilastollista merkitsevyyttä. Muuttujien välisiä syy-seuraus -suhteita pyritään puolestaan selvittämään Grangerin kausaalisuustestien avulla.

Asuntojen hintojen kehitystä kuvaavat sarjat tutkittavista kaupungeista ja tutkimukseen valitut asuntotyytit noudattavat Tilastokeskuksen määrittelemää jakoa ja tilastointitapaa. Osakemarkkinoilla vastaavia ilmiötä tutkitaan Helsingin Pörssin, HEXin, laskeman osakkeiden yleisindeksin ja toimialakohtaisen aineiston avulla. Tutkimusperiodi kattaa neljännesvuosiaineistona ajanjakson vuosilta 1987–2000.

Tutkimus etenee siten, että luvussa 7.2 luodaan katsaus aikaisempiin tutkimustuloksiin. Luvussa 7.3 esitellään tutkimuksessa käytettävä aineisto. Luku 7.4 sisältää tutkimuksen empiirisen analyysin ja luvussa 7.5 esitetään tutkimuksen yhteenveto ja päätelmät.

## **7.2. AIKAISEMMAT TUTKIMUKSET**

Aikaisemmat tutkimustulokset tukevat näkemystä, että samat makrotaloudelliset tekijät vaikuttavat sekä asunto- että osakemarkkinoilla. Vaikka näiden markkinoiden kehitys näyttäisi tavallisesti liittyvän toisiinsa, markkinoiden sopeutumisprosesseista on erilaisia näkemyksiä.

Okunevin ja Wilsonin (1997) mukaan asunto- ja osakemarkkinoiden välinen sopeutumisprosessi on pitkä ja markkinoiden välinen suhde on epälineaarinen. Tähän viittaa myös eri maista saadut tutkimustulokset, joiden mukaan kiinteistöjen ja osakkeiden välisten tuotto-

jen korrelaatio on suhteellisen pieni (esim. Geltner 1993; Worzala & Vandell 1993) tai jopa negatiivinen (Ibbotson & Siegel 1984; Worzala & Vandell 1993)<sup>2</sup>. Lisäksi korrelaatio vaihtelee suuresti maittain ja maanosittain, koska erilaiset talouden rakenteet vaikuttavat usein kiinteistöjen ja pörssikurssien väliseen suhteeseen (Quan & Titman 1997). Varsinkin voimakkaan inflaation oloissa kiinteistöjen ja pörssiosakkeiden alhainen korrelaatio on korostunut, minkä seurauksena kiinteistöt ovat olleet sekä hyvä portfoliosijoitus että tehokas keino suojautua inflaatiota vastaan (Zerbst & Cambon 1984; Ibbotson & Siegel 1984). Suoran kiinteistösijoittamisen ohella kiinteistösijoitusyhtiöiden osakkeet ovat tarjonneet keinon suojautua inflaatiota vastaan (Mull & Soenen 1997).

Yhdysvaltojen aineistolla on myös havaittu, että varsinkin korkean inflaation aikana 1970-luvulla kiinteistöt ovat antaneet suuremman tuoton pienemmällä riskillä verrattuna pörssi-osakkeisiin (Zerbst & Cambon 1984; Fogler, Granito & Smith 1985). Kiinteistöjen hintojen on todettu olevan positiivisesti korreloituneita inflaation ja jopa korkotason kanssa, kun taas vastaavat korrelaatiot pörssiosakkeiden osalta ovat olleet selvästi negatiivisia (Firstenberg, Ross & Zisler 1988: 31). Kiinteistöjen kyvystä antaa suojaa inflaatiota vastaan on tosin havaittu selviä alueellisia eroja Yhdysvalloissa (Froland, Gorlow & Samson 1986). Pitkän aikavälin tarkastelussa osakemarkkinat luonnollisesti tuottavat reaalityttöä ja tarjoavat suojan inflaatiota vastaa, jos talous kasvaa (ks. esim. Boudoukh & Richardson 1993).

Tavallisesti oletetaan, että osakemarkkinat ennakoivat tapahtumia reaalitaloudessa ja myös asuntomarkkinoilla. Suomen osalta on saatu tuloksia, jotka viittaavat asunto- ja osakemarkkinoiden väliseen pitkän aikavälin tasapainorelaatioon (Takala & Pere 1991)<sup>3</sup>. Lisäksi Takala ja Pere havaitsivat, että Suomessa kausaliiteetti eteni osakemarkkinoilta asuntomarkkinoille. Toisaalta on saatu myös tuloksia, joiden mukaan kiinteistömarkkinoiden kehitys vaikut-

<sup>2</sup> Ibbotson & Siegel (1984) raportoivat kiinteistöjen ja osakkeiden väliseksi korrelaatioksi -0,6 ja Worzala & Vandell (1993) puolestaan -0,0971. Positiivisia korrelaatiokertoimista Geltnerin (1993) oli 0,3 ja Worzala & Vandell (1993) raportoivat 0,039.

<sup>3</sup> Takala & Peren (1991) tulosten mukaan asunto- ja osakemarkkinat ovat siis yhteisintegroituneet Suomessa.

taa niihin liittyvillä toimialoilla, kuten pankki- ja vakuutussektorilla, toimivien yritysten osakekurssien kehitykseen (Ghosh, Guttery & Sirmans 1997).

Osakemarkkinoiden osalta ei ole ollut kovin paljoa kiinnostusta tutkia makroshokkien etenemistä eri toimialoilla kansantalouden sisällä, vaan yleensä mielenkiinto on kohdistunut shokkien etenemiseen eri maiden pörssien välillä (esim. Malkamäki 1993; Booth, Martikainen & Tse 1995). Järvisen (2000: 16–19) tulosten mukaan osakemarkkinat Suomessa reagoivat lähinnä rahataloudellisiin uutisiin. Tutkimuksessa lisäksi osoitettiin, että Suomessa osakemarkkinoilla sopeutumisprosessit olivat nopeita inflaatioshokkeja lukuunottamatta.

Inflaation on osoitettu olevan erityisen haitallista osakemarkkinoiden kannalta. Esimerkiksi korkeasuhdanteen aikana tapahtuva kasvun kiihtyminen aiheuttaa usein inflaatiota ja korkojen nousua, jotka puolestaan tavallisesti johtavat pörssikurssien laskuun. Bruttokansantuotteen kasvulla on taas havaittu olevan selvästi positiivinen vaikutus osakemarkkinoiden kehitykseen. Esimerkiksi Parkin (1997: 53–55) mukaan Yhdysvalloissa yhden prosentin kasvun BKT:ssa johtaa 3.38 % nousuun pörssikursseissa.

Suomessa on tutkittu taloudellisten shokkien vaikutuksia ja etenemistä asuntomarkkinoilla viiden alueellisesti merkittävän kaupungin (Helsinki, Tampere, Turku, Oulu ja Rovaniemi) osalta. Tulokset osoittivat Tampereen olevan asuntomarkkinoiden hintojen kehityksessä johtava kaupunki, jonka kehitystä muut kaupungit seurasivat (Booth, Martikainen & Tse 1996). Tulosta voidaan pitää jossain määrin yllättävänä pääkaupunkiseudun suuren taloudellisen merkityksen vuoksi. Tässä tutkimuksessa pyritään arvioimaan tämän tuloksen robustisuutta käyttämällä pidempiä ja tarkemmin jaoteltuja aikasarjoja sekä tarkastelemalla useampia kaupunkeja. Tutkimuksessa pyritään myös selvittämään shokkien etenemistä asuntotyypeittäin.

### 7.3. TUTKIMUSAINEISTO

Tutkimuksessa tarkastellut aggregaattitason muuttujat sisältävät aikasarjat seuraavista muuttujista: asuntojen aggregaattihinnat, osakekurssit, korkotaso, yleinen hintataso ja bruttokan-

santuote. Asuntojen aggregaattihinnat ja asuntojen alueellista hintakehitystä kuvaavat aikasarjat sekä eri kokoisten asuntojen hintojen aikasarjat on poimittu Tilastokeskuksen laatimasta Asuntojen hinnat -julkaisuista; osakemarkkinoiden kehitystä kuvattiin HEX:in laskevilla hintaindeksillä; korkotasona käytettiin 3 kuukauden Helibor-korkoa ja vuoden 1999 alusta lähtien Euribor-korkoa; yleisen hintatason mittarina käytettiin kuluttajahintaindeksiä; bruttokansantuotteessa ilmenevän selkeän kausivaihtelun vuoksi bruttokansantuotteen aikasarjaksi valittiin Tilastokeskuksen kausitasoittama aikasarja. Osakekurssien, korkojen ja kuluttajahintaindeksien havainnot saatiin laskemalla sarjojen neljännesvuosien keskiarvot. Tilastoaineiston saatavuus rajoitti tutkimusjakson pituutta, joten tutkimus suoritettiin neljännesvuosiaineistolla 1987/1–2000/2 välisenä ajanjaksona.

Osakemarkkinoiden tarkempi analyysi suoritetaan toimialakohtaisesti, ja siinä osakemarkkinoiden reaktioita tarkastellaan kuuden eri toimialan osalta. Toimialat ovat metalliteollisuus, metsäteollisuus, monialayritykset, muu teollisuus, vakuutus ja pankkiala. HEX:in määrittelemistä toimialoista muut palvelut on jätetty pois aikasarjan sisällössä ja luonteessa tapahtuneiden voimakkaiden muutosten vuoksi. Toimialakohtaisesti suoritettavaa tarkastelua voidaan perustella Nokian suurella painolla HEX-yleisindeksissä: Suomessa tapahtuneet kansantaloudelliset shokit eivät välttämättä vaikuta kovinkaan paljoa voimakkaasti kasvavan kansainvälisen yrityksen tulospainoihin ja pörssikurssien kehitykseen. Tutkimuksessa osakekurssien kehitystä kuvataan hintaindeksillä aineiston saatavuuden vuoksi. Yksittäisten osakkeiden hintaindeksissä tapahtuvat päivämootokset ovat samat kuin tuottoindeksissä osinkojen irtoamispäivää lukuunottamatta. Osakemarkkinoiden toimialoittain aggregoiduissa neljännesvuosisarjoissa yksittäisissä osakkeissa tapahtuvien osinkojen irtoamisen vaikutuksen voi olettaa marginaaliseksi jo senkin vuoksi, että usein markkinoiden päivämootokset ovat suuremmat kuin osakkeiden vuosittainen osinko.

Shokkien etenemistä asuntomarkkinoilla tarkastellaan Tilastokeskuksen määrittelemän yhdenoista kaupungin ja alueen osalta. Aineistossa ovat mukana Helsinki, joka on jaettu neljään eri alueeseen (liite 7.5), Espoo (+Kauniainen), Vantaa, Turku, Tampere, Lappeenranta, Kuopio ja Oulu. Samojen alueiden ja kaupunkien osalta tarkastellaan shokkien vaikutusta eri

kokoisein asuntoihin. Tilastokeskus on jaotellut asunnot kolmeen eri kokoluokkaan: yksiöihin, kaksioihin ja suuriin perheasuntoihin eli kolmioihin ja sitä suurempiin asuntoihin.

Koska tutkimuksessa ollaan kiinnostuneita myös sijoitushyödykkeiden kyvystä antaa suojaa inflaatiota vastaan, tutkimuksessa käytetään nimellissuureita, eikä reaalisia suureita kuten usein VAR-analyysiin perustuvissa tutkimuksissa on tapana (vrt. esim. Vihriälä & Virén 1989; Heiskanen 1989). Kaikki aikasarjat on muunnettu logaritmiseen muotoon korkosarjoja lukuunottamatta.

Muuttujien aikasarjaominaisuudet tutkittiin Phillips-Perronin yksikköjuuritestillä (Perron 1988, Phillips & Perron 1988) ja testitulokset on esitetty liitteessä 7.1. Testitulosten perusteella aikasarjat näyttäisivät olevan integroituneita asteella 1, toisin sanoen muuttujien muuntaminen stationäärisiksi vaatii yhden differoinnin lukuunottamatta asuntojen aggregaattihintoja, joka näyttäisi olevan toisen asteen integroitunut aikasarja. Koska muuttujien  $I(1)$ -ominaisuus on varsin odotettu taloudellisille muuttujille ja testitulokset tukivat tätä valtaosalle muuttujista, asuntojen aggregaattihintojen poikkeava käyttäytyminen tuntuu vaikeasti ymmärrettävältä. Poikkeavaan tulokseen saattaa vaikuttaa aikasarjojen lyhyys (tutkimusperiodin pituus on vain 13 vuotta) ja yksikköjuuritestien tunnetusti heikko voimakkuus (ks. esim. Harris 1995), joten asuntojen aggregaattihintojen osalta päädyimme olettamaan myös sen noudattavan  $I(1)$ -prosessia.

#### 7.4. EMPIIRINEN ANALYYSI

Tässä kappaleessa käsiteltävä empiirinen analyysi on jaettu kahteen osaan, staattiseen ja dynaamiseen analyysiin. Staattinen analyysi sisältää korrelaatioanalyysin (luku 7.4.1.1) ja useamman muuttujan regressioanalyysin (luku 7.4.1.2). Muuttujien välisten korrelaatioiden tarkastelua voidaan pitää ainoastaan kahden muuttujan välisen lineaarisen riippuvuuden mittarina, kun taas usean muuttujan regressioanalyysi vastaa kysymyksiin, missä määrin ja mitkä muuttujat kykenevät selittämään selitettävän muuttujan vaihtelua tilastollisesti merkitsevästi. Regressioanalyysi pidetään kuitenkin staattisena, ts. analyysissä ei huomioida selittä-

vien muuttujien mahdollista viivästeistä vaikutusta selitettävään muuttujaan. Näin ollen staattinen analyysi pyrkiikin hahmottamaan muuttujien välisiä välittömiä riippuvuuksia, kun taas tutkimuksen dynaamisessa analyysissä tarkastelu laajennetaan huomioimaan myös muuttujien väliset yli ajan ulottuvat riippuvuudet.

Tutkimuksen dynaaminen analyysi jakautuu kahteen osaan, Grangerin kausaliiteettianalyysiin (luku 7.4.2.1), joka tarkastelee kahden muuttujan välistä dynaamista vuorovaikutusta kausaalisuuden näkökulmasta, sekä useamman muuttujien vuorovaikutussuhteiden dynamiikkaa tarkastelemaan VAR-analyysiin (luku 7.4.2.2).

#### 7.4.1. Staattinen analyysi

##### 7.4.1.1. Muuttujien korrelaatioanalyysi

Muuttujien vuorovaikutussuhteiden tarkastelu aloitetaan muuttujien välisellä korrelaatioanalyysillä korrelaatiokertoimen kuvattaessa muuttujien välistä lineaarista riippuvuutta. Riippuvuuden tilastollista merkittävyyttä mitattiin Peseranin ja Timmermannin (1992) ei-parametrisellä testillä<sup>4</sup>, jonka testisuure on määritelty muodossa

$$(7.1) \quad S_n = \frac{\hat{P} - \hat{P}_*}{(\hat{V}(\hat{P}) - \hat{V}(\hat{P}_*))^{1/2}} \sim N(0,1) ,$$

jossa

$$\hat{P} = n^{-1} \sum_{i=1}^n \text{Sign}(y_i, x_i), \quad \hat{P}_* = \hat{P}_y \hat{P}_x + (1 - \hat{P}_y)(1 - \hat{P}_x) ,$$

$$\hat{V}(\hat{P}) = n^{-1} \hat{P}_*(1 - \hat{P}_*) ,$$

$$\hat{V}(\hat{P}_*) = n^{-1} (2\hat{P}_y - 1)^2 \hat{P}_x(1 - \hat{P}_x) + n^{-1} (2\hat{P}_x - 1)^2 \hat{P}_y(1 - \hat{P}_y) + 4n^{-2} \hat{P}_y \hat{P}_x (1 - \hat{P}_y)(1 - \hat{P}_x) \quad \text{ja}$$

$$\hat{P}_y = n^{-1} \sum_{i=1}^n \text{Sign}(y_i), \quad \hat{P}_x = n^{-1} \sum_{i=1}^n \text{Sign}(x_i) .$$

<sup>4</sup> Peseranin ja Timmermannin testistä, katso myös Pesaran & Pesaran (1997: 49–50, 346–347).



$Sign(A)$  on indikaattorifunktio, joka saa arvon 1 mikäli  $A > 0$  ja muutoin arvon 0. Testin nolla-hypoteesinä on muuttujien  $x$ , ja  $y$ , riippumattomuus, ja testisuure noudattaa normaalijakaumaa suurissa otoksissa.

Taloudellisessa mielessä korrelaatioanalyysiä voidaan pitää muuttujien välisen riippuvuuden karkeana mittana lyhyen aikavälin tarkastelussa. Koska luotettava korrelaatioanalyysi edellyttää muuttujien stationäärisyyttä näennäiskorrelaatioiden välttämiseksi, kaikki korrelaatioanalyysit tehtiin kerran differoiduille muuttujille yksikköjuuritesteihin tuloksiin nojautuen. Keskeisten makromuuttujien korrelaatiomatriisi sekä kaikkien muuttujien korrelaatiot asuntojen aggregaattihintojen, inflaation sekä pörssikurssien suhteen on esitetty liitteissä 7.2a, 7.2b ja 7.2c, joihin on myös sisällytetty kunkin korrelaation merkitsevyyden testaus. Korrelaatioiden tilastollista merkitsevyyttä osoittaviin tuloksiin on kuitenkin syytä suhtautua varovasti testin asymptoottisuuden ja käytettyjen aikasarjojen lyhyden (52 havaintoa) takia.

Koska tutkimuksemme mielenkiinto kohdentuu osake- tai asuntosijoittamisen mahdollisiin eroihin, tärkeäksi nousee asuntojen ja osakkeiden hintojen muutosten reagointi keskeisten makrotaloudellisten muuttujien – kuluttajahintojen, korkojen ja bruttokansantuotteen muutosten – suhteen. Osake- ja asuntomarkkinoiden voisi olettaa korreloivan positiivisesti kuluttajahintojen ja BKT:n muutosten kanssa. Kuluttajahintojen osalta positiivinen reagointi selittyy sijoitusten kyvyllä säilyttää arvonsa reaalisesti. Korkotason osalta asunto- ja osakemarkkinoilla oletetaan olevan käänteinen relaatio. Korkojen nousun voidaan olettaa vaimentavan asuntojen kysyntää, mikä puolestaan johtaa asuntojen hintojen laskuun. Rahoitusteorian perusteella korkotason nousu merkitsee osakkeiden tuottamien osinkojen diskontatun nykyarvon pienenemistä, mikä implikoi osakkeiden hintojen välitöntä laskua korkotason nousun seurauksena, jos muissa tekijöissä ei tapahdu muutoksia. Siten korkojen ja osakkeiden hintojen välisen korrelaation tulisi olla negatiivinen.

### *Makromuuttujien korrelaatiot*

Makromuuttujista asuntojen aggregaattihintojen muutokset korreloivat eniten (0.65) ja tilastollisesti merkitsevästi bruttokansantuotteen muutosten kanssa. Asuntojen hintojen korrelaa-

tio inflaation suhteen on odotetusti positiivinen, mutta suuruusluokaltaan yllättävän pieni (0.08), eikä tilastollisesti merkitsevä. Myös korkomuutoksilla on odotusten mukaisesti negatiivinen korrelaatio asuntojen hintojen muutosten suhteen, ja kuten inflaation tapauksessa, korrelaatio on pieni (-0.04), eikä tilastollisesti merkitsevä.

Myös osakemarkkinoiden reagointi BKT:n suhteen on odotetusti positiivinen ja korrelaatio tilastollisesti merkitsevä, joskin suuruusluokaltaan (0.18) selvästi asuntomarkkinoiden BKT-reagointia pienempi. Sen sijaan pörssikurssien riippuvuus inflaatiosta on odotusten vastaisesti negatiivinen, joskin riippuvuus oli pieni (-0.08) ja tilastollisesti ei-merkitsevä. Korkojen korrelaatio osakekurssien kanssa on rahoitusteorian mukainen eli negatiivinen, mutta korrelaatio ei ilmennyt aineistossamme tilastollisesti merkitsevänä. Suuruusluokaltaan korkomuutosten ja osakemarkkinoiden (-0.36) lineaarinen riippuvuus oli kuitenkin huomattavasti asuntomarkkinoita suurempi.

Muiden aggregaattimuuttujien korrelaatioiden osalta on mielenkiintoista, että inflaation ja korkojen muutosten välinen korrelaatio oli tilastollisesti merkitsevästi positiivinen (0.14), mikä implikoi markkinakorkojen odotettua positiivista riippuvuutta inflaatiosta. Tulos voidaan myös nähdä epäsuorana tukena inflaation vastaiselle talouspolitiikalle. Korkojen ja BKT:n muutosten välinen korrelaatio puolestaan ilmeni positiivisena (0.18), mikä viittaa korkopolitiikan olleen myötäsyklisiä, mutta toisaalta korrelaatio ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Analyysi viittaa myös selkeään positiiviseen riippuvuuteen asuntojen hintojen ja pörssikurssien välillä korrelaatiokertoimen saadessa tilastollisesti merkitsevän 0.37 arvon.

#### *Alueelliset korrelaatiot*

Alueellisessa tarkastelussa pörssikurssien ja asuntojen hintojen väliset korrelaatiot ovat suurimmat Helsingin kakkosalueen (0.43), Tampereen (0.42) ja Helsingin kolmosalueen (0.40) välillä ja pienimmät Oulun (0.19), Lappeenrannan (0.20) ja Kuopion (0.25) osalta. Mielenkiintoista on lisäksi havaita, että pörssikurssien ja asuntojen hintojen välinen korrelaatio oli tilastollisesti merkitsevä kaikilla Helsingin alueilla sekä Espoossa, Kauniaisissa, Turussa ja Tampereella, mutta Vantaan, Kuopion, Oulun ja Lappeenrannan osalta korrelaatiot eivät ol-

leet tilastollisesti merkitseviä. Vaikka aggregaattitasolla inflaation ja asuntojen hintojen välinen korrelaatio oli positiivinen, niin alueellisessa tarkastelussa havaitaan Helsingin kaikkien alueiden ja Vantaan osalta negatiivinen korrelaatio inflaation kanssa. Muiden alueiden osalta korrelaatio on positiivinen. Kuitenkin ainoastaan Vantaan asuntojen hintojen ja inflaation välinen negatiivinen korrelaatio nousi tilastollisesti merkitseväksi.

#### *Asuntotyyppikohtaiset korrelaatiot*

Asuntotyyppikohtaisessa tarkastelussa korkeimmat korrelaatiot osakemarkkinoiden kanssa havaitaan Vantaan kaksioiden (0.42), Turun kaksioiden (0.40) ja Helsingin ykkösalueen yksiöiden (0.40), Helsingin kolmosalueen kolmioiden (0.39), Espoon ja Kauniaisten kaksioiden (0.39) ja Vantaan yksiöiden osalta (0.39), joskin Helsingin ykkösalueen ja Vantaan yksiöiden osalta korrelaatiot eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Vastaavasti pienimmät korrelaatiot ilmenevät Lappeenrannan kolmioiden (-0.07), Oulun kaksioiden (0.11) ja Kuopion yksiöiden (0.12) välillä, mutta yksikään näistä korrelaatioista ei noussut tilastollisesti merkitseväksi. Mielenkiintoista on myös havaita, että pörssikurssien sekä eri asuntotyyppien väliset korrelaatiot eivät olleet merkitseviä Oulun ja Lappeenrannan asuntojen osalta.

Korrelaatioilla tarkastellen parhaimman lyhyen aikavälin inflaatio suojan tarjoaisivat sijoituskohteet, joilla on suuri positiivinen korrelaatio inflaation suhteen. Eri asuntotyyppien osalta voidaan todeta, että inflaation suhteen korkein positiivinen korrelaatio ilmenee Turun kaksioissa (0.24), Lappeenrannan kaksioissa (0.18) ja Oulun kolmioissa (0.13), joskaan yksikään näistä korrelaatioista ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Negatiivisimmat reaktiot inflaation suhteen löytyvät Helsingin kakkosalueen yksiöissä (-0.13), Helsingin ykkösalueen kaksiossa (-0.13) ja Oulun yksiöissä (-0.11), mutta vain Helsingin ykkösalueen kaksioiden osalta korrelaatiot ovat tilastollisesti merkitseviä. Kaikkien Helsingin alueiden osalta voidaan havaita, että yksiöt ja kaksiot reagoivat inflaation suhteen negatiivisesti ja suuret perheasunnot puolestaan positiivisesti, tosin korrelaatiot eivät olleet pääsääntöisesti merkitseviä.

### *Toimialakohtaiset korrelaatiot*

Osakemarkkinoiden toimialakohtaisessa tarkastelussa havaitaan, että pankkisektorin (0.49) ja vakuutusalan (0.43) osakkeiden hinnat olivat korrelaatiolla mitattuna eniten sidoksissa asuntomarkkinoihin, kun taas metsäteollisuuden (0.23) ja metalliteollisuuden (0.26) osalta korrelaatiot olivat pienimmät. Ghosh, Guttery & Sirmans (1997) ovat havainneet Yhdysvaltojen aineistolla, että asuntomarkkinat vaikuttavat pankkien ja vakuutusyhtiöiden osakekurssien kehitykseen merkittäväällä tavalla, joten tältä osin tuloksemme ovat yhtenevät. Osakkeiden toimialakohtaisen kehityksen ja asuntojen aggregaattihintojen välisen korrelaatioiden osalta oli mielenkiintoista, että korrelaatiot olivat merkitseviä kaikissa tapauksissa. Sen sijaan inflaation suhteen yksikään toimialakohtaisista korrelaatioista ei noussut tilastollisesti merkitseväksi ja korrelaatiot olivat suuruusluokaltaan varsin pieniä.

#### **7.4.1.2. Staattiset useamman muuttujan regressiomallit**

Asunto- ja osakemarkkinoiden välittömiä reaktioita eri makrotekijöiden muutoksiin analysoitiin regressiomallilla, jossa asuntojen ja osakkeiden hintojen muutoksia selitettiin saman periodin aikaisilla makromuuttujien muutoksilla. Estimoidut relaatiot olivat yleisessä muodossaan seuraavat:

$$(7.2) \quad \Delta Ashin_t = F(\Delta HEX_t, \Delta Korko_t, \Delta BKT_t, \Delta CPI_t)$$

(+)            (-)            (+)            (+)

$$(7.3) \quad \Delta HEX_t \text{ (tai } \Delta Toimiala_t) = F(\Delta Ashin_t, \Delta Korko_t, \Delta BKT_t, \Delta CPI_t)$$

(+)            (-)            (+)            (+)

Sulkeissa olevat merkinnät muuttujien alla viittaavat regressiomallien odotettuihin osittaisderivaattojen etumerkkeihin. Niiden mukaan niin asuntojen (*Ashin*) aggregaattihintojen kuin asuntojen alueellisten hintojen odotetaan reagoivan positiivisesti osakekurssien (*HEX*) muutoksiin. Näin mm. siksi, että osakekurssien vaihtelujen seurauksena sijoittajat suorittavat varallisuuden uudelleenallokaatiota osakkeista asuntoihin, jolloin asuntojen ky-

syntä ja hinnat reagoivat samansuuntaisesti osakemarkkinoiden suhteen. Lisäksi pörssi-kurssien nousun voidaan olettaa heijastavan kuluttajien positiivisia tulevaisuuden odotuksia, mikä lisää asuntojen kysyntää. Korkojen (*Korko*) vaikutus asuntojen hintoihin oletetaan negatiiviseksi: korkojen nousu vähentää asuntoluottojen ja asuntojen kysyntää. BKT:n (*BKT*) kasvun odotetaan heijastuvan asuntojen kysyntään ja siten asuntojen hintoihin positiivisesti. Myös inflaation (*CPI*) ja asuntojen hintojen välille oletetaan positiivinen relaatio jo senkin vuoksi, että asuntojen hintojen muutokset sisältyvät inflaatiota mittaaviin indekseihin sinällään. Lisäksi voimakas kokonaiskysynnän kasvu näkyy todennäköisesti samansuuntaisena niin asuntojen hinnoissa kuin inflaatiossakin.

Pörssikurssien riippuvuus asuntojen hintojen kehityksestä oletetaan positiiviseksi, koska molempien kysynnän voidaan olettaa heijastelevan samansuuntaisesti kuluttajien tulevaisuuden odotuksia. Rahoitusteorian perusteella koron vaikutus osakekurssiin on negatiivinen, koska osakekurssia voidaan pitää osakkeiden diskontattujen tuottojen nykyarvona. BKT:n muutosten voidaan olettaa olevan positiivisessa yhteydessä osakekurssien kanssa kokonaiskysynnän ja osakekurssien välisen positiivisen yhteyden vuoksi. Myös inflaation ja osakekurssien välinen relaatio voidaan olettaa positiiviseksi, koska negatiivinen relaatio implikoisi osakkeiden reaaliarvon heikkenemistä.

Estimointimenetelmänä käytettiin tavanomaista pienimmän neliösumman menetelmää. Koska mielenkiinto kohdistui erityisesti yksittäisten muuttujien tilastolliseen merkitsevyyteen, estimoitujen mallien diagnostiikka tutkittiin erityisesti virhetermiin mahdollisesti liittyvän autokorrelaation ja heteroskedastisuuden osalta. Yleisesti ottaen estimointituloksissa esiintyi jossain määrin virhetermin autokorrelaatiota erityisesti asuntojen hintojen muutoksia selittävässä regressioissa, kun taas virhetermin heteroskedastisuutta ei tuloksissa esiintynyt ollenkaan. Myös virhetermin normaalijakautuneisuus sai laajalti tukea. Niiden regressioiden osalta, joissa esiintyi autokorrelaatiosta, autokorrelaation tuloksia vääristävät vaikutukset eliminoitiin Cochrane-Orcutt -menetelmällä (vrt. Pesaran & Pesaran 1997: 371–373)<sup>5</sup>. Regressioanalyysin tulokset on esitetty taulukoissa 7.1.

<sup>5</sup> Tutkimustuloksia arvioitaessa on kuitenkin hyvä pitää mielessä, että autokorrelaation esiintyminen viittaa perimmäältään spesifikaatiovirheeseen regressiossa. Siten autokorrelaation mekaanista korjausta esim. Cochrane-Orcutt -menetelmällä ei tulisi nähdä parhaana vaihtoehtona, vaan ensisijaisesti korjaus pitäisi

Taulukoissa 7.1a ja 7.1b on esitetty asuntojen hintojen ja makromuuttujien välisen regressioanalyysin tulokset. Tulokset osoittavat, että lähes kautta maan asuntojen hinnat reagoivat välittömästi ainoastaan BKT:n muutoksiin tilastollisesti merkitsevästi. BKT:n lisäksi pääkaupunkiseudun (Helsingin alueet 1 ja 2, Espoo ja Kauniainen) sekä keskeisten Etelä-Suomen kaupunkien (Tampere ja Turku) asuntojen hinnat reagoivat välittömästi myös osakkeiden hintojen muutoksiin. Tämä selittyy osakeomistuksen keskittymisellä valtasaltaan juuri näille alueille (ks. Karhunen & Keloharju 2000). Mielenkiintoista oli myös havaita, että koroilla ei näyttänyt juurikaan olevan välitöntä vaikutusta asuntojen hintoihin tarkastellulla periodilla.

Osakkeiden hintojen reagointi keskeisten makromuuttujien suhteen on esitetty taulukossa 7.2. Estimointitulokset tuovat selkeästi esiin osakkeiden hintojen välittömän negatiivisen riippuvuuden korkotasosta. Korkotason lisäksi merkitseväksi, välittömäksi osakkeiden hintojen selittäjäksi aggregaattitasolla nousivat asuntojen hinnat. Tämä vaikutuskanava ilmeni myös toimialatason osakekursseissa erityisesti pankki- ja vakuutussektorin osalta sekä metalliteollisuudessa, mutta ei metsä- ja monialateollisuudessa. Pankki- ja vakuutussektorien osalta tämä selittyy näiden toimialojen merkittävällä kiinteistöjen rahoituksella ja niiden omistuksilla. Kuten tapahtui asuntojen hinnoille, inflaatio ei kyennyt selittämään tilastollisesti merkitsevästi osakemarkkinoiden kehitystä lyhyellä aikavälillä. Näin siis tuloksemme viittaisivat siihen, etteivät lyhyellä aikavälillä asunto- tai osakemarkkinat antaisi suojaa inflaatiota vastaan, vaikka usein sijoittajat sitä toivoisivat.

---

tehdä mallin spesifikaatioon. Koska tutkimuksemme liittyvän staattisen regressiomallin korrekti spesifikaatio on avoin kysymys, tyydyimme ainoastaan tässä yhteydessä korjaamaan autokorrelaation vaikutukset mekaanisesti.

Taulukko 7.1a. Staattiset regressiomallit asuntojen aggregaattihintojen ja makromuuttujien välillä.

SELITETTÄVÄ	$\Delta$ ASHIN	$\Delta$ ASHIN	$\Delta$ HKI1	$\Delta$ HKI2	$\Delta$ HKI3	$\Delta$ HKI3	$\Delta$ HKI4	$\Delta$ HKI4
Menetelmä	OLS	C-O	OLS	OLS	OLS	C-O	OLS	C-O
Vakio	-0.02 (-2.14**)	0.01 (0.35)	0.01 (-1.15)	-0.01 (-1.15)	-0.01 (-1.45)	0.01 (0.53)	-0.02 (-1.85*)	0.00 (0.12)
$\Delta$ HEX	0.07 (2.06**)	-0.00 (-0.15)	0.12 (2.13**)	0.13 (2.62**)	0.09 (1.76*)	-0.02 (-0.35)	0.09 (1.76*)	-0.00 (-0.02)
$\Delta$ Korko	-0.00 (-0.52)	-0.01 (-1.65)	-0.00 (-0.64)	-0.00 (-0.28)	-0.01 (-1.76*)	-0.01 (-2.35**)	-0.00 (-0.86*)	-0.01 (-1.55)
$\Delta$ BKT	1.61 (5.54***)	0.23 (0.84)	1.99 (4.44***)	1.53 (3.72***)	1.86 (4.65***)	0.39 (0.87)	1.99 (5.02***)	0.82 (1.76*)
$\Delta$ CPI	0.04 (0.05)	-0.20 (-0.31)	-0.94 (-0.90)	-0.65 (-0.68)	-0.92 (-0.98)	-1.23 (-1.19)	-0.67 (-0.72)	-0.93 (-0.91)
$\bar{R}^2$	0.44	0.64	0.35	0.32	0.38	0.50	0.38	0.52
SEE	0.03	0.03	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04
$F(4,48)$	11.29***)	15.98***)	8.14***)	7.17***)	8.83***)	9.28***)	9.10***)	10.03***)
DW	1.34	1.99	2.23	2.17	1.48	1.98	1.41	1.97
LM(4)	4.05***)		0.98	0.82	2.31*		2.71**	
Reset	0.81		1.05	1.25	1.00		1.39	
Normaalis.	3.18		6.18**	0.12	2.19		11.81***)	
Heteroske.	0.17		0.11	0.78	0.50		1.02	

**Selitykset:**  $\bar{R}^2$  = vapausastein korjattu selitysaste. SEE = regressioon keskivirhe.  $F(4,48)$  = regressioon kokonaismerkitsevyys,  $H_0$ : mikään selittävien muuttujien kertoimista vakiotermi pois lukien ei poikkea tilastollisesti merkitsevästi nolasta. DW = Durbin Watson testiaste 1. asteen autokorrelaatiolle,  $H_0$ : virhetermissä ei esilnny 1. asteen autokorrelaatiota. LM(4) = LM- testi 4. asteen autokorrelaatiolle,  $H_0$ : virhetermissä ei esilnny 4. asteen autokorrelaatiota. RESET = Ramsey (1969) funktomuodon spesifikaatiotesti,  $H_0$ : funktomuoto on oikein spesifioitu. Normaalis. = virhetermin normaalisuustesti,  $H_0$ : virhetermi on jakautunut normaalijakauman mukaisesti. Heteroske. = testi virhetermin varianssin vakioisuudesta,  $H_0$ : virhetermin varianssi on vakio eli virhetermi on homoskedastinen. Testeistä tarkemmin, ks. Pesaran & Pesaran (1997). Sulussa esilmaattien t- arvot. Merkitsevyytasot: \* = 10%, \*\* = 5%, \*\*\* = 1%.

Taulukko 7.1b. Staattiset regressiomallit alueellisten asuntojen hintojen ja makromuuttujien välillä.

SELITETTÄVÄ	$\Delta TKU$	$\Delta TKU$	$\Delta TRE$	$\Delta ESPKAU$	$\Delta KUO$	$\Delta KUO$	$\Delta LRTA$	$\Delta OULU$
<i>Menetelmä</i>	OLS	C-O	OLS	OLS	OLS	C-O	OLS	OLS
<i>Vakio</i>	-0.01 (-1.64)	-0.01 (-0.53)	-0.02 (-2.09**)	-0.01 (-1.27)	-0.00 (-0.82)	-0.00 (-0.74)	-0.02 (-2.16**)	-0.00 (-0.46)
$\Delta HEX$	0.13 (2.76****)	0.07 (1.64)	0.09 (2.17**)	0.10 (1.92*)	0.05 (0.89)	-0.04 (0.79)	0.03 (0.70)	0.05 (1.03)
$\Delta Korko$	0.00 (0.67)	-0.00 (-0.26)	-0.01 (-1.54)	-0.00 (-0.00)	-0.01 (-1.02)	-0.01 (-1.65)	-0.00 (-0.54)	0.00 (0.59)
$\Delta BKT$	1.01 (2.71****)	0.47 (1.03)	1.83 (5.45****)	1.71 (4.08****)	1.17 (2.63**)	1.20 (2.38**)	1.47 (4.21****)	1.14 (3.17****)
$\Delta CPI$	0.83 (0.95)	0.76 (0.84)	0.04 (0.05)	-0.45 (-0.46)	0.26 (0.25)	0.25 (0.24)	0.88 (1.07)	-0.23 (-0.27)
$\bar{R}^2$	0.26	0.38	0.45	0.30	0.12	0.25	0.28	0.17
<i>SEE</i>	0.04	0.04	0.04	0.04	0.05	0.04	0.04	0.04
<i>F(4,48)</i>	5.55****	6.20****	11.77****	6.63****	2.75**	3.76****	6.04****	3.64**
<i>DW</i>	1.77	1.74	1.81	1.74	2.29	1.96	2.46	1.81
<i>LM(4)</i>	2.16*		0.57	0.77	2.22*		1.57	2.05
<i>Reset</i>	1.41		0.31	0.69	4.40**		0.14	0.28
<i>Normaalis.</i>	2.12		0.51	1.01	15.58****		0.97	0.73
<i>Heteroske.</i>	0.00		0.03	0.91	0.01		0.14	0.58

Selitykset: ks. Taulukko 7.1a



Taulukko 7.2. Staattiset regressiomallit: toimialoitteiset osakeindeksit.

SELITETTÄVÄ	$\Delta$ HEX	$\Delta$ HEX	$\Delta$ METALLI	$\Delta$ METSÄ	$\Delta$ MONIALA	$\Delta$ MTEOL	$\Delta$ PANKKI	$\Delta$ VAKUUTUS
Menetelmä	OLS	C-O	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Vakio (t)	0.04 (1.35)	0.04 (0.89)	0.00 (0.11)	0.00 (0.92)	0.00 (0.07)	-0.01 (-0.34)	-0.00 (-0.10)	0.02 (0.75)
$\Delta$ Ashin (t)	1.10 (2.06**)	0.93 (1.80*)	1.01 (2.16**)	0.85 (1.58)	0.68 (1.11)	1.11 (2.25**)	2.44 (3.97***)	1.71 (2.88***)
$\Delta$ Korko (t)	-0.04 (-2.65**)	-0.03 (-2.25**)	-0.04 (-2.85***)	-0.03 (-2.29**)	-0.06 (-3.68***)	-0.03 (-2.35**)	-0.04 (-2.59**)	-0.04 (-2.68***)
$\Delta$ BKT (t)	0.24 (0.17)	1.62 (1.31)	-1.40 (-1.11)	-0.84 (-0.58)	1.14 (0.70)	-0.42 (-0.32)	-1.97 (-1.19)	-0.41 (-0.26)
$\Delta$ CPI (t)	-1.25 (-0.47)	-1.18 (-0.37)	2.62 (1.23)	2.54 (0.96)	1.10 (0.37)	-0.00 (-0.00)	0.09 (0.03)	-2.68 (-0.92)
$\bar{R}^2$	0.20	0.38	0.19	0.10	0.22	0.17	0.33	0.27
SEE	0.12	0.11	0.10	0.12	0.14	0.11	0.14	0.13
F	4.20***	5.30***	4.13***	2.51*	4.70***	3.62**	7.37***	5.83***
DW	1.61	2.16	1.67	1.82	1.91	1.54	1.46	1.84
LM(4)	3.22**		1.22	0.63	0.69		1.58	0.95
Reset	4.79**		0.06	0.61	0.58		2.75	1.13
Normaalis.	5.68		6.69**	4.13	3.06		0.06	2.78
Heteroske.	0.10		0.42	0.59	0.14		0.18	0.49

Sellitykset: ks. Taulukko 7.1a

### 7.4.2. Dynaaminen analyysi

Edellisessä luvussa esitetyn regressioanalyysin näkökulma oli staattinen. Analyysissä pyrittiin tarkastelemaan erityisesti asuntojen ja osakkeiden hintojen välitöntä reagoitua eri kansantaloudellisissa tekijöissä tapahtuviin muutoksiin. Kuitenkin sijoittaminen on oleellisesti yli ajan tapahtuvaa taloudellista toimintaa, joten tietämys taloudellisten muuttujien dynaamisista vuorovaikutussuhteista on ensiarvoisen tärkeää. Tämän luvun tarkoituksena on laajentaa analyysimme dynaamiseksi siten, että luvussa 7.4.2.1. tarkastelemme muuttujien välisiä syy- ja seuraussuhteita Grangerin kausaaliusteettiteillä, kun taas luvussa 7.4.2.2. muuttujien välisiä dynaamisia vuorovaikutussuhteita tutkitaan VAR-malleilla.

#### 7.4.2.1. Grangerin kausaalisuustestit

Luvussa 7.4.1.1. käsitelty muuttujien korrelaatioanalyysi ei paljasta mitään muuttujien välisistä syy-seuraus -suhteista eli kausaaliusteettista. Sijoittajan näkökulmasta taloudellisten muuttujien välisten syy-seuraus -suhteiden tuntemus olisi kuitenkin oleellista. Tässä luvussa muuttujien välisiä kausaalisuussuhteita pyritään analysoimaan Grangerin kausaalisuustestillä (Granger 1969).

Testaaminen tapahtuu seuraavasti. Tarkasteltaessa muuttujien X ja Y välistä kausaalisuutta muuttujien välille spesifioidaan mallit:

$$(7.4) \quad Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{t-i} + u_t \quad \text{ja}$$

$$(7.5) \quad X_t = \alpha_0^* + \sum_{i=1}^k \alpha_i^* X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i^* Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad ,$$

joissa  $\alpha_i$  ( $\alpha_i^*$ ) ja  $\beta_i$  ( $\beta_i^*$ ) edustavat estimoitavia parametreja ja  $u_t$  sekä  $\varepsilon_t$  ovat regressioiden virhetermit. Testin nollahypoteesina on, että X (Y) ei aiheuta Y:tä (X:ää) (Grangerin testin mielessä), mikäli F- testisuure  $\sum_{i=1}^k \beta_i = 0$  ( $\sum_{i=1}^k \beta_i^* = 0$ ) ei ole tilastollisesti merkitsevä yhtä-

löissä (7.4) tai (7.5). Tässä yhteydessä on syytä painottaa, että sanonta "*X Granger aiheuttaa Y:n*" ei merkitse kirjaimellisesti, että Y olisi seuraus X:stä, vaan että X:n aikaisemmat arvot ( $X_{t-1}$ ) auttavat selittämään tilastollisesti merkitsevästi Y:n nykyhetken arvoa ( $Y_t$ ). Lisäksi on huomattava, että tulosten luotettavuuden takia testi tulisi suorittaa stationäärisille muuttujille, mikäli muuttujat sisältävät yksikköjuuren. Tämän vuoksi tässä tutkimuksessa kaikki Grangerin kausaalisuustestit tehtiin kerran differoiduille muuttujille aikaisempien yksikköjuuritestien perusteella. Tulosten robustisuuden varmistamiseksi testit suoritettiin useilla eri viiverakenteilla. Muuttujien suuren lukumäärän vuoksi tulostamme ainoastaan osan myös tilastollisesti merkitsevistä testituloksista. Raportoidut testitulokset on esitetty liitteessä 7.3.

#### *Kausaalisuustestit: Aggregaattitason aikasarjat*

Kausaalisuustestien kohteeksi otettiin aluksi aggregaattitason aikasarjat. Testeillä haluttiin selvittää, pitävätkö yleiset talouteen liittyvät ennakkokäsitykset paikkaansa muuttujien syy-seuraus -suhteista ja löydetäänkö uusia yllättäviä shokkien etenemisväyliä asunto- ja osakemarkkinoiden välillä. Testitulokset osoittivat kaksi selkeää tulosta: 1) asuntojen ja pörssikurssien hintojen muutokset ennakoivat bruttokansantuotteen kehitystä ja 2) asuntomarkkinat ennakoivat aineistossamme korkomuutoksia. Tulokset säilyivät robusteina myös testatuilla eri viiverakenteilla. Mielenkiintoista oli myös havaita, että korkotason ja osakemarkkinoiden välille ei pystytty määrittelemään syy-seuraus -suhdetta aineistomme perusteella.

Tulostemme mukaan pörssikurssien ja asuntojen hintojen muutokset odotetusti ennakoivat BKT:n muutoksia. Yllättävää oli puolestaan, että asuntomarkkinoiden kehitys näyttäisi ennakoivan korkojen kehitystä, eikä päinvastoin, kuten yleensä oletetaan. Vaikuttaakin, että tutkimusperiodilla korkopolitiikka on Suomessa pikemminkin sopeutunut kuin ohjannut taloudellista kehitystä.

***Kausaalisuustestit: Alueelliset ja asuntotyyppikohtaiset aikasarjat***

Kausaalisuussuhteita tarkasteltiin myös käyttämällä sekä alueellisia että asuntotyyppikohtaisia aikasarjoja. Suoritetut kausaalisuustestit antoivat viitteitä siitä, että asuntojen hintojen kehitys Helsingissä ennakoivat asuntojen hintojen kehitystä muualla Suomessa (testien suuren lukumäärän vuoksi kaikkia testejä ei ole raportoitu liitteessä 7.3). Tulosta voidaan pitää odotettuna. Osakemarkkinoiden hintojen muutokset puolestaan ennakoivat asuntojen hintojen kehitystä Helsingin ykkös- ja kakkosalueilla sekä Espoon ja Kauniaisten alueella. Asuntojen hintojen muutokset varsinkin Espoossa ja Kauniaisissa, Vantaalla, Tampereella ja Helsingin kolmos- ja nelosalueella ennakoivat bruttokansantuotteen muutosta. Korkomuutokset eivät puolestaan ennakoineet minkään alueen asuntojen hintoja, mutta muutokset asuntojen hinnoissa Kuopiossa, Oulussa ja Tampereella ennakoivat muutoksia korkotasossa.

Asuntotyyppikohtaisessa tarkastelussa tutkittiin shokkien etenemistä erikokoisten kerrostaloasuntojen hintasarjoissa. Tutkimustulokset viittasivat siihen, että tavallisesti yksioiden hinnat reagoivat ensin asuntomarkkinoiden shokkeihin, minkä jälkeen vaikutus leviää suurempiin asuntoihin. Tämä ilmiö oli havaittavissa erityisen selvästi pääkaupunkiseudulla. Osakemarkkinoiden havaittiin ennakoivan erikokoisten asuntojen hintamuutoksia Helsingissä, Espoossa, Turussa, Kuopiossa ja Tampereella. Asuntotyyppikohtaisessa tarkastelussa vahvistui käsitys, ettei korkomuuttuja juurikaan vaikuta asuntojen hintoihin, vaan vaikutussuunta on pikemminkin päinvastainen. Varsinkin pääkaupunkiseudun ulkopuolella asuntojen hintojen kehitys edelsi muutoksia korkomuuttujassa.

**7.4.2.2. VAR-analyysi**

Vektoriautoregressiiviset (VAR) mallit tarjoavat joustavan keinon tarkastella taloudellisten muuttujien välisiä riippuvuuksia ja vuorovaikutussuhteita olettamatta jotakin tiettyä kansantaloudellista mallia. VAR-mallin hyväksikäyttöä voidaankin luonnehtia "nöyräksi" lähestymistavaksi empiiriseen mallittamiseen (Vihriälä ja Viren 1989), jossa muuttujien vä-

lisiin riippuvuuksiin ei liitetä voimakkaita *a priori* -oletuksia, vaan riippuvuudet määräytyvät pitkälti aineiston perusteella.

Teknisesti VAR-malleilla tarkoitetaan moniyhtälöaikaasarjamalleja, joissa mallin jokaista tutkittavaa muuttujaa selitetään muuttujan omilla sekä toisten selittävien muuttujien viiveillä (ks. esim. Pesaran ja Pesaran 1997) eli

$$(7.6) \quad X_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + \Psi w_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

jossa  $X_t = m \times 1$  vektori endogeenisille muuttujille,  $w_t = q \times 1$  vektori deterministisille ja/ tai eksogeenisille muuttujille ja  $\Phi_i$  ja  $\Psi$  ovat  $m \times m$  ja  $m \times q$  kerroinmatriisit. Olettaen, että  $X_t$  on kovarianssistationäärinen prosessi<sup>6</sup>, (6) voidaan kirjoittaa äärettömän MA-esityksen muodossa

$$(7.7) \quad X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} G_i w_{t-i}, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

jossa  $m \times m$  kerroinmatriisi  $A_i$  saadaan rekursiivisesti

$$(7.8) \quad A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_{i-p}, \quad i = 1, 2, \dots$$

siten, että  $A_0 = I_m$  ja  $A_i = 0$ , jos  $i < 0$  ja  $G_i = A_i \Psi$ .

VAR-analyysiin liittyy keskeisesti impulssivasteiden (tai impulssi-responssifunktion) sekä varianssijotelmien käsitteet. Impulssivasteilla pyritään selvittämään yksittäisen muuttujan odottamattoman muutoksen (shokin) vaikutusta muihin VAR-analyysissä käytettyihin muihin muuttujiin sekä muuttujaan itseensä yli ajan. Impulssivasteanalyysin keskeinen ongelma liittyy VAR-mallin virhetermien keskinäiseen korreloitumiseen. Mikäli jäännös-

<sup>6</sup> Mallin olettamuksista tarkemmin, katso Pesaran ja Pesaran (1997: 121–22).

termit eli shokkitermit ovat korreloituneita, tällöin impulssivasteet riippuvat käytetystä shokkien järjestyksestä. Toisin sanoen tässä tapauksessa impulssivasteanalyysin tulokset eivät ole riippumattomia shokkien järjestyksestä. Ehkä yleisin tapa shokkien järjestämiseen on ns. Choleskyn dekomponointi (ks. esim. Pesaran ja Shin 1997), jossa shokit muunnetaan keskenään korreloimattomiksi transformoimalla shokkien kovarianssimatriisi  $\Sigma$  muotoon

$$(7.9) \quad PP' = \Sigma,$$

jossa  $P$  on  $m \times m$  alakolmiomatriisi. Nyt VAR-mallin MA-esitys (7) voidaan kirjoittaa muodossa

$$(7.10) \quad X_t = \sum_{i=0}^{\infty} (A_i P) (P^{-1} \varepsilon_{t-i}) + \sum_{i=0}^{\infty} G_i w_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} (A_i P) \xi_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} G_i w_{t-i}, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

jossa matriisi  $\xi_t = P^{-1} \varepsilon_t$  on korreloimaton eli  $E(\xi_t \xi_t') = I_m$ . Nyt mallin  $j$ : nnteen yhtälöön kohdentuneen shokin impulssivasteet voidaan kirjoittaa Choleskyn dekomponoinnin muodossa:

$$(7.11) \quad \psi_j^0(n) = A_n P e_j, \quad n = 0, 1, 2, \dots,$$

jossa  $e_j$  on  $m \times 1$  vektori siten, että vektorin  $j$ : nnes komponentti on 1 ja muut komponentit ovat nollia.

Choleskyn dekomponointi ei kuitenkaan tuota välttämättä yksikäsitteisiä tuloksia, joten menetelmää ei voida pitää parhaana ratkaisuna shokkien järjestysongelmaan. Pesaran ja Shin (1997) ovat kehittäneet ns. *yleistetyt impulssivasteet*, joiden tulokset ovat riippumattomia shokkien järjestyksestä. Yleistetyssä impulssivasteanalyysissä yksittäisen muuttujan ( $j$ ) shokin vaikutus VAR-mallin muuttujiin ( $X$ ) saadaan lasketuksi kaavalla

$$(7.12) \quad GI_X(n, \delta_j, \Omega_{t-1}) = E(X_{t+n} | \varepsilon_j = \delta_j, \Omega_{t-1}) - E(X_{t+n} | \Omega_{t-1}) .$$

jossa  $n$  viittaa ennustehorisonttiin,  $\delta_j$  on muuttujan  $j$  liittyvä shokki,  $\Omega$  edustaa informaatiojoukkoa,  $\varepsilon$  on shokkivektori ja  $E$  viittaa muuttujan odotusarvoon. Olettamalla shokkien normaalijakautuneisuus skaalattu yleistetty impulssivaste voidaan kirjoittaa muodossa (vrt. Pesaran & Shin 1997: 2-3)

$$(7.13) \quad \Psi_j^g(n) = \sigma_{\varepsilon}^{-0.5} A_n \sum e_j, \quad n = 0, 1, 2, \dots$$

Impulssivasteiden lisäksi toinen VAR-analyysiin keskeisesti liittyvä käsite on *varianssihajotelma*, joka mittaa yli ajan paljonko kohdemuuttujan variaatiosta on suhteellisesti lähtöisin kustakin tarkastellun muuttujan shokista. Menetelmä antaa siten viitteitä muuttujien eksogeenisuudesta suhteessa muihin tarkasteltuihin muuttujiin. Choleskyn dekomponointiin perustuva varianssihajotelma on muotoa

$$(7.14) \quad \theta_{ij}^g(n) = \frac{\sum_{l=0}^n (e_i' A_l P e_j)^2}{\sum_{l=0}^n (e_i' A_l \sum A_l e_i)}, \quad i, j = 1, \dots, m .$$

Vastaavasti yleistettyihin impulssivasteisiin liittyvä varianssihajotelma voidaan kirjoittaa

$$(7.15) \quad \theta_{ij}^g(n) = \frac{\sigma_{\varepsilon}^{-1} \sum_{l=0}^n (e_i' A_l \sum e_j)^2}{\sum_{l=0}^n (e_i' A_l \sum A_l e_i)}, \quad i, j = 1, \dots, m .$$

#### 7.4.2.2.1. Impulssivasteet

Tutkimusaineistomme sisältää keskeisten aggregaattimakromuuttujien lisäksi runsaasti aineistoa asuntojen alueellisesta hintojen kehityksestä Suomessa sekä osakekurssien toimialakohtaisesta hintakehityksestä. Tässä luvussa esitetty VAR-analyysi kohdennetaan kuitenkin ainoastaan aggregaattitasen muuttujiin niin aineiston laajuuden kuin kysymyksenasettelun mielekkyydenkin kannalta. Näin ollen VAR-mallien estimoinnissa käytettävät endogeeniset muuttujat olivat asuntojen aggregaattihinnat, pörssikurssit, korkotaso, kuluttajahinnat sekä bruttokansantuote.

Kuten jo aiemmin tässä tutkimuksessa, aikasarjoista käytettiin logaritmisia differenssimuotoa lukuunottamatta korkomuuttujaa, jota käytettiin differenssimuodossaan. Näin ollen VAR-analyysi suoritettiin stationäärisille muuttujille (ks. luku 7.3). VAR-mallin spesifoinnissa päädyimme käyttämään neljää viivettä virhetermien diagnostiikan perusteella<sup>7</sup>. Mallien diagnostiikka sekä käytetyn VAR-mallin virhetermien korrelaatiomatriisi on esitetty liitteessä 7.4b. Korrelaatiomatriisi paljasti suhteellisen korkeat korrelaatiot ( $> 0.30$ ) asuntojen hinta- ja korkoshokkien välillä (-0.46), BKT- ja inflaatioshokkien välillä (0.35) sekä pörssikurssi- ja korkojenshokkien välillä (0.34) (vrt. Heiskanen 1989:73). Näin ollen vaikuttaa todennäköiseltä, että shokkitermien järjestyksellä on merkitystä impulssivasteisiin, joten jatkossa impulssivasteet laskettiin yleistetyssä muodossaan shokkeihin liittyvän järjestysongelman eliminoimiseksi. Asuntojen hintojen muutoksiin liittyvät impulssivasteet on esitetty kuvioissa 7.1, ja vastaavasti osakkeiden hintoihin vaikuttavat impulssivasteet esitetään kuvioissa 7.2.

Tarkasteltaessa asuntojen hintojen muutoksiin liittyviä impulssivasteita (kuviot 7.1a ja 7.1b) havaitaan, että ainoastaan osake- ja korkomarkkinoiden shokeilla on tilastollisesti merkitsevä vaikutus asuntojen hintoihin niiden omien hintashokkien lisäksi. Tulostemme mukaan pörssikurssien yllätyksellinen nousu aikaansaa asuntojen hintojen nousun, jonka

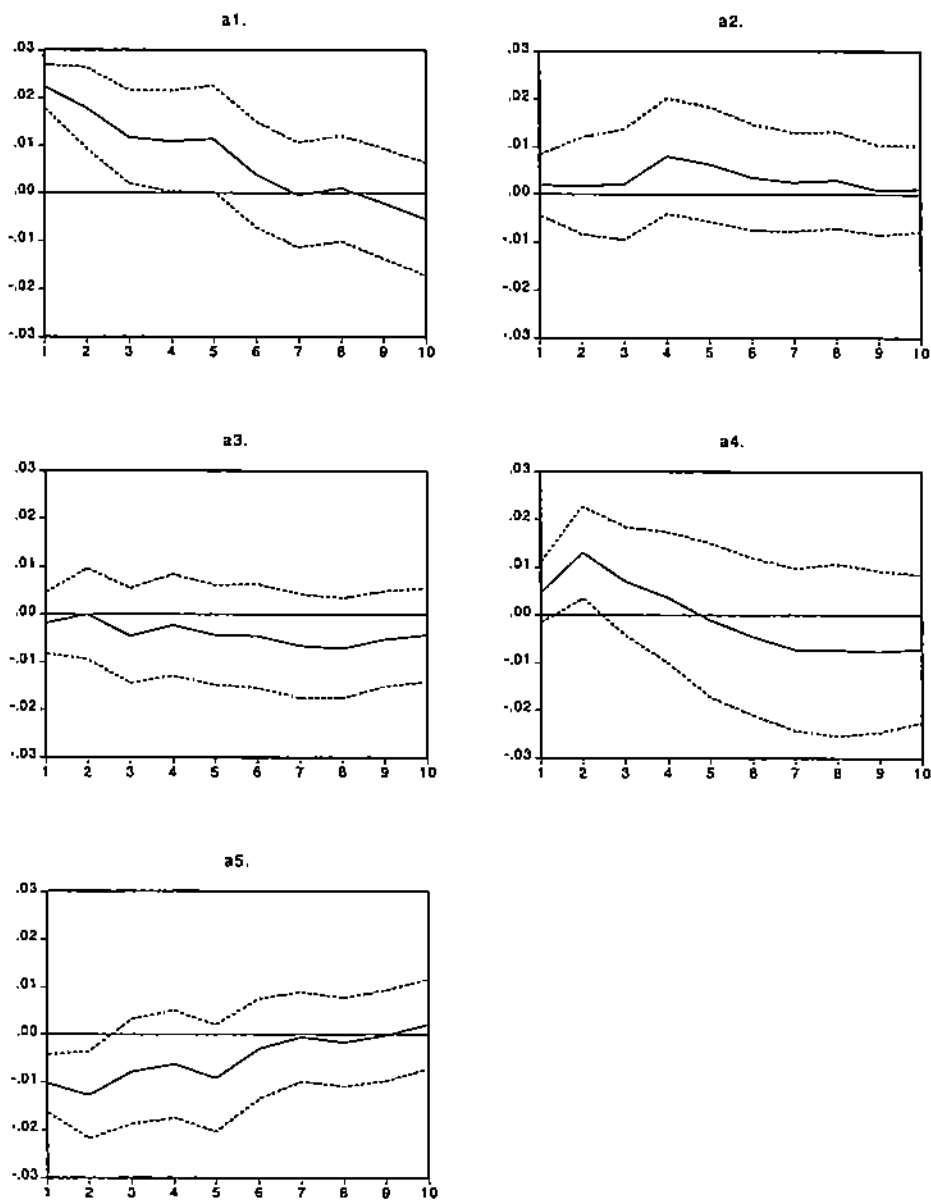
<sup>7</sup> Preferoimamme neljän viiveen VAR-spesifikaatiossa virhetermit olivat autokorreloimattomia ja homoskedastisia, kun taas pienemmällä viivemäärällä virhetermit kärsivät autokorrelaatiosta ja/tai heteroskedastisuudesta (ks. liite 7.4a). Virhetermien normaalijakautuneisuus ei toteutunut testaamillamme VAR-mallien viiverakenteilla.



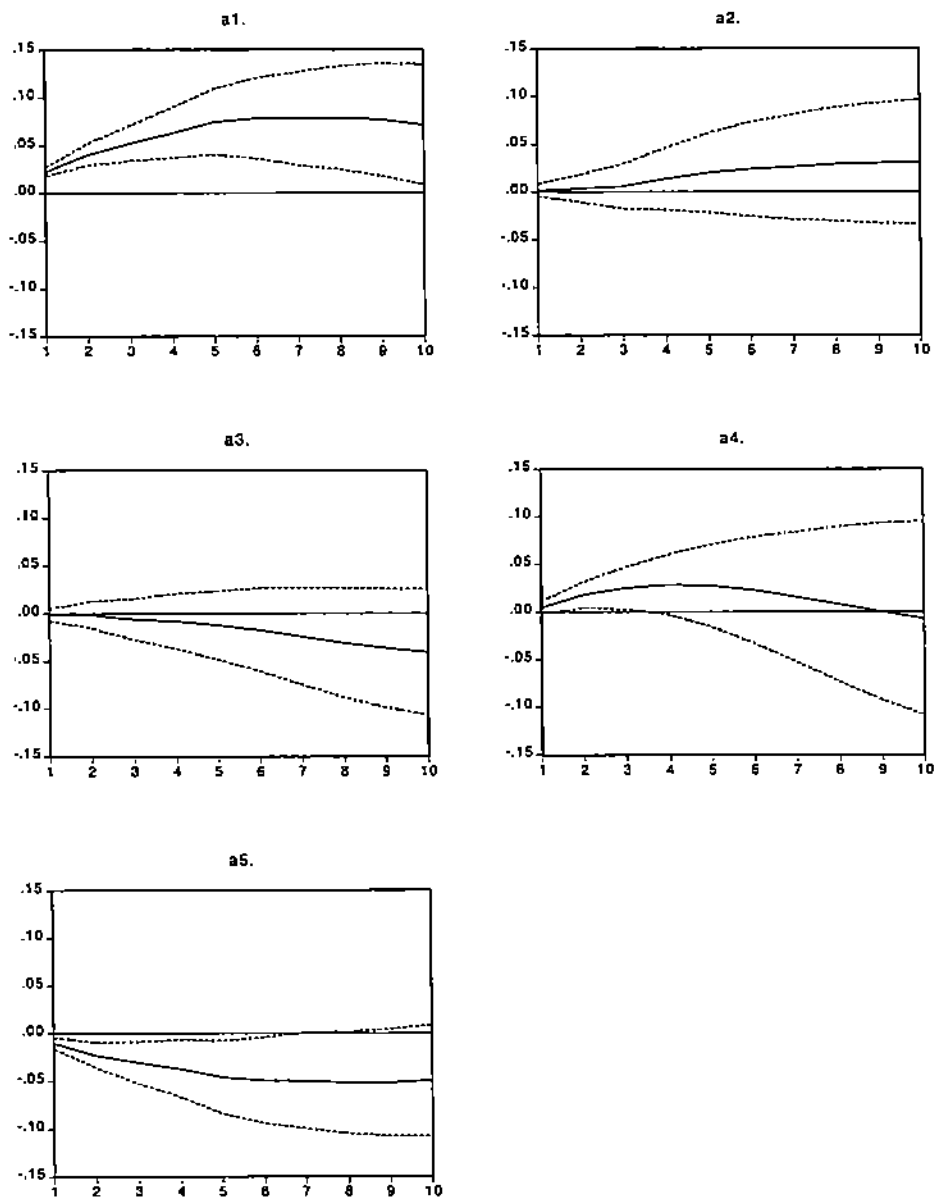
tilastollisesti merkitsevä nousuvaikutus alkaa noin kuukauden kuluttua shokista ja se kestää noin kolme kuukautta. Laadullisesti tällainen shokki nostaa asuntojen hintoja noin vuoden ajan. Vastaavasti korkojen yllätyksellinen nousu näkyy välittömästi asuntojen hintojen laskuna ja tilastollisesti merkitsevä vaikutus kestää reilusti yli neljännesvuoden. Laadullisesti korkojen nousushokki ulottuu jopa parin vuoden päähän asuntojen hintoja laskevasti. Yllätyksellisellä BKT:n kasvulla näyttäisi olevan lievästi positiivinen ja selkeästi viivästeinen vaikutus asuntojen hintoihin, mutta vaikutus ei ole tilastollisesti merkitsevä. Vastaavasti inflaation yllättävä kiihtyminen näyttäisi aluksi laskevan asuntojen hintoja lievästi ja myöhemmin voimakkaammin, mutta tässäkin tapauksessa vaikutus ei nouse tilastollisesti merkitseväksi.

Tarkasteltaessa keskeisten makromuuttujashokkien vaikutuksia osakekursseihin (kuviot 7.2a ja 7.2b) havaitaan, että ainoastaan korkoshokeilla on tilastollisesti merkitsevä vaikutus pörssikursseihin osakkeiden hintojen omien shokkien lisäksi. Tulostemme mukaan korkotason yllätyksellinen nousu aiheuttaa pörssikurssien välittömän laskun rahoitusteorian mukaisesti ja tilastollisesti merkitsevä laskuvaikutus näyttäisi kestävän noin kuukauden ajan. Laadullisesti koronnousun negatiivinen vaikutus ulottui selvästi pidemmälle ajanjaksolle. Asuntojen hintojen nousun vaikutus pörssikursseihin on selkeästi positiivinen, mutta vaikutus ei ole tilastollisesti merkitsevä. Yllätyksellinen inflaation kiihtyminen näyttäisi aluksi nostavan pörssikursseja vaikutuksen muuttuessa negatiiviseksi jo muutaman kuukauden kuluttua, mutta tässäkin tapauksessa tulokset jäivät ei-merkitseviksi. Tulos on samansuuntainen Järvisen (2000: 124) tulosten kanssa. BKT:n yllättävällä kasvulla ei näytä olevan aineistossamme suoraa tilastollisesti merkitsevää vaikutusta osakkeiden hintoihin.

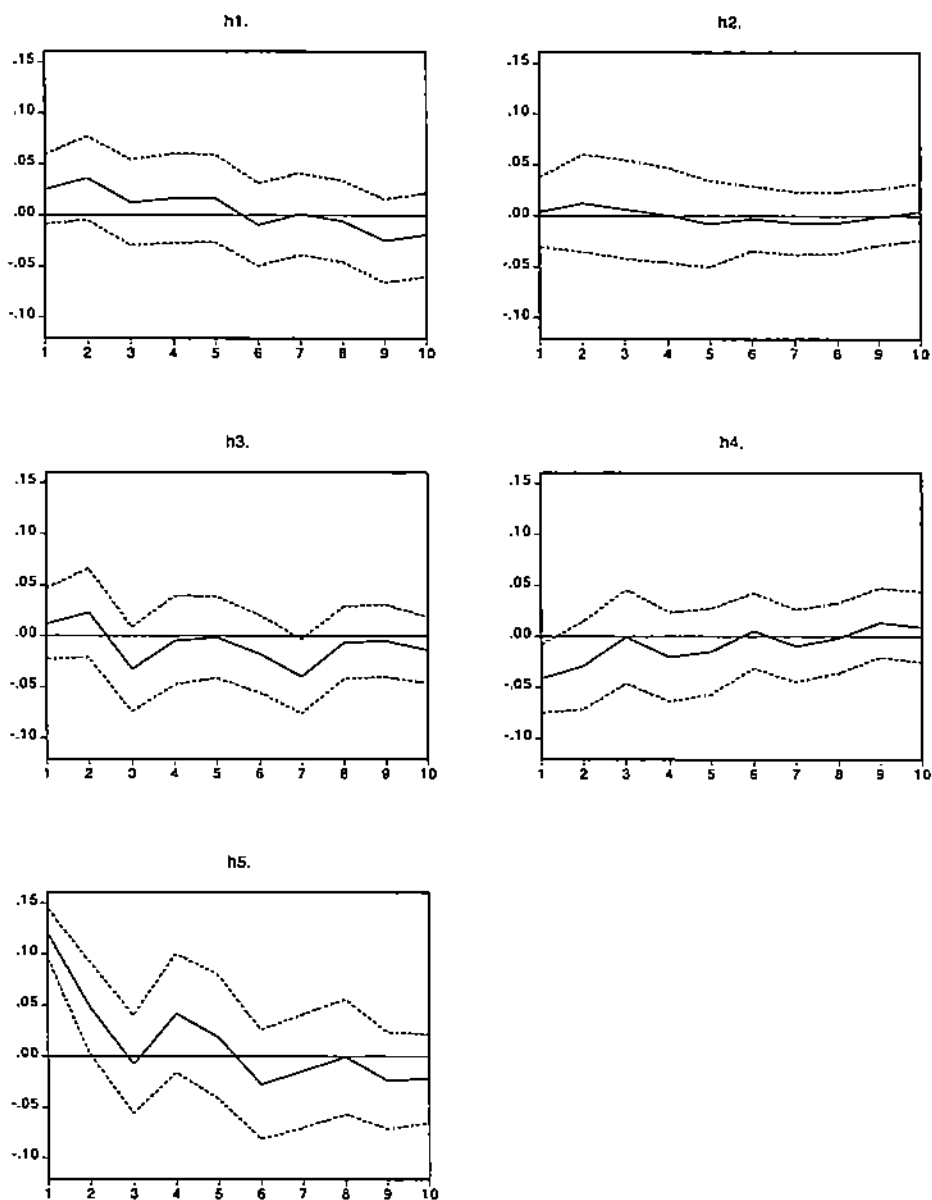
Kaiken kaikkiaan tulokset osoittavat selkeästi korkotason nousun epäedullisuuden asunto- ja osakesijoittajan kannalta. Tulokset viittaavat samaan myös inflaation suhteen, vaikka sen osalta tilastollinen evidenssi jäi epävarmaksi.



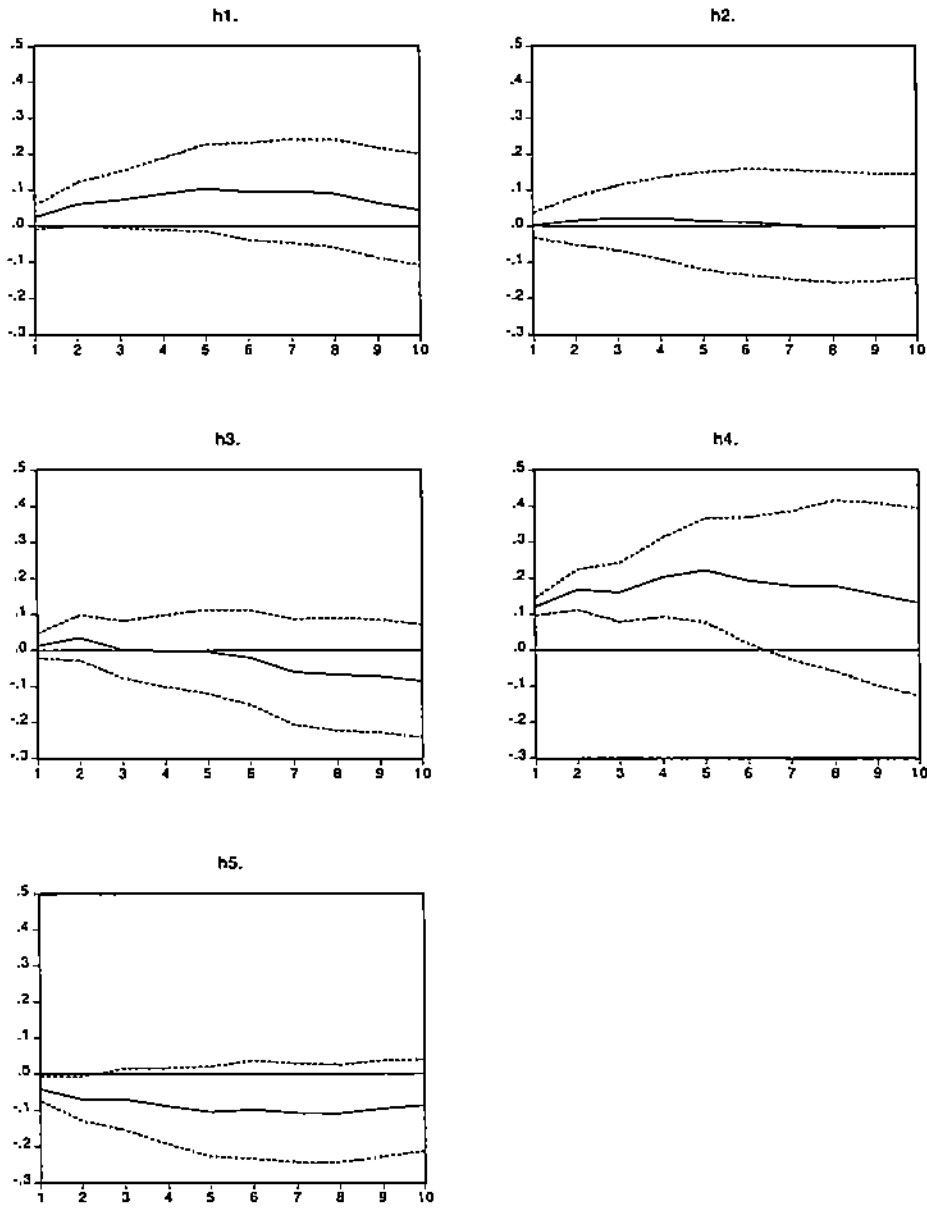
**Kuvio 7.1a.** Asuntojen hintojen muutosten yleistetyt impulssivasteet keskihajonnan suuruiseen shokkiin asuntojen hintojen muutoksissa (a1), BKT:n muutoksissa (a2), kuluttajahintojen muutoksissa (a3), pörssikurssien muutoksissa (a4), ja korkojen muutoksissa (a5). 95 %:n luottamusväli on ilmaistu katkoviivoin.



**Kuvio 7.1b.** Asuntojen hintojen muutosten yhteenlasketut (akkumuloituneet) yleistetyt impulssivasteet keskihajonnan suuruiseen shokkiin asuntojen hintojen muutoksissa (a1), BKT:n muutoksissa (a2), kuluttajahintojen muutoksissa (a3), pörssikurssien muutoksissa (a4), ja korkojen muutoksissa (a5). 95 %:n luottamusväli on ilmaistu katkoviivoin.



**Kuvio 7.2a.** Pörssikurssien muutosten yleistetyt impulssivasteet keskihajonnan suuruiseen shokkiin asuntojen hintojen muutoksissa (h1), BKT:n muutoksissa (h2), kuluttajahintojen muutoksissa (h3), korkojen muutoksissa (h4) ja pörssikurssien muutoksissa (h5). 95 %:n luottamusvälit on ilmaistu katkoviivoin.



**Kuvio 7.2b.** Pörssikurssien muutosten yhteenlasketut (akkumuloidut) yleistetyt impulssi-vasteet keskihajonnan suuruiseen shokkiin asuntojen hintojen muutoksissa (h1), BKT:n muutoksissa (h2), kuluttajahintojen muutoksissa (h3), pörssikurssien muutoksissa (h4) ja korkojen muutoksissa (h5). 95 %:n luottamusväli on ilmaistu katkoviivoin.

#### 7.4.2.2.2. Varianssihajotelmat

Edellisen luvun impulssivasteet laskettiin yleistetyssä muodossa, jolloin shokkien järjestyksellä ei ole merkitystä tulosten suhteen. Valitettavasti käyttämämme ohjelmisto ei sallinut varianssihajotelmien laskemista yleistetyssä muodossa. Näin ollen päädyimme käyttämään tavanomaista Choleskin dekompositiota innovaatioiden ortogonalisoinnissa varianssihajotelmien laskemiseksi. Choleskin dekompositiota käytettäessä muuttujien järjestys on pyrittävä määrittelemään siten, että järjestyksen suhteen kaikkien vähiten herkkä muuttuja on analyysissä ensimmäisenä. Ensin tulevan muuttujan oletetaan vaikuttavan seuraaviin muuttujiin korrelaatioiden ilmaisevalla tavalla; myöhemmin tulevien muuttujien ei enää pitäisi olla vaikutusta aiemmin käytettyihin muuttujiin.

Jäännöstermien korrelaatiomatriisi (liite 7.4b) osoitti, että kolmen muuttujan välinen jäännöstermien välinen korrelaatio oli suhteellisen korkea ( $> \pm 0.3$ ). Muuttujien järjestykseksi valittiin seuraava:

KORKO ----> HEX ----> ASUNTOJEN HINNAT ----> INFLAATIO ----> BKT

Järjestystä valittaessa oletettiin korkojen vaikuttavan välittömästi osakemarkkinoihin, kun taas korkojen vaikutus asuntojen hintoihin oletetaan tapahtuvan viivästeisesti. Asuntojen hintojen suora inflaatiovaikutus on puolestaan selvä.

Kaiken kaikkiaan muuttujien järjestys osoittautui odotetusti tärkeäksi, koska tulokset olivat melko herkkiä muuttujien järjestyksen määrittelyn suhteen. Valitsemamme järjestyksen puolesta puhui kuitenkin myös se, että käyttämämme muuttujajärjestyksen mukaiset Choleskyn dekomponointiin perustuneet impulssivasteet<sup>8</sup> olivat varsin robusdit suhteessa edellisessä luvussa esittämiimme yleistettyihin impulssivasteisiin. Varianssihajotelmat on esitetty taulukossa 7.2.

<sup>8</sup> Tulokset ovat saatavissa kirjoittajilta pyydettäessä.

**Taulukko 7.2.** Asuntojen hintojen ja osakekurssien muutosten varianssijohdotemat.

*Asuntojen hintojen muutokset:*

Periodi	S.E.	$\Delta$ ASUNTO	$\Delta$ BKT	$\Delta$ CPI	$\Delta$ HEX	$\Delta$ KORKO
1	0.017	78.781	0.000	0.000	0.308	20.911
2	0.023	61.433	0.000	0.085	9.539	28.943
3	0.025	58.395	0.644	1.473	9.888	29.600
4	0.027	55.967	5.747	1.410	8.639	28.236
5	0.030	52.262	7.968	1.437	8.769	29.563
6	0.030	49.970	9.060	1.942	10.523	28.505
7	0.032	46.506	9.990	3.491	13.470	26.543
8	0.033	43.079	10.961	4.900	16.342	24.718
9	0.034	41.147	10.867	5.410	19.072	23.505
10	0.034	40.206	10.920	5.827	20.438	22.610
11	0.035	39.390	11.102	6.231	21.346	21.932
12	0.036	38.868	11.048	6.763	21.933	21.389
13	0.036	39.126	10.887	6.818	21.886	21.283
14	0.036	39.440	10.792	6.847	21.681	21.240
15	0.036	39.565	10.730	6.966	21.580	21.159
16	0.036	39.670	10.659	7.149	21.435	21.086
17	0.037	39.801	10.614	7.148	21.389	21.048
18	0.037	39.846	10.597	7.146	21.407	21.005

*Osakkeiden hintojen muutokset:*

PERIODI	S.E.	$\Delta$ ASUNTO	$\Delta$ BKT	$\Delta$ CPI	$\Delta$ HEX	$\Delta$ KORKO
1	0.017	0.000	0.000	0.000	88.264	11.736
2	0.023	3.073	0.007	2.588	80.329	14.003
3	0.025	3.840	1.656	7.588	74.067	12.849
4	0.027	3.648	1.517	7.165	74.080	13.590
5	0.030	3.988	1.889	6.966	72.955	14.203
6	0.030	3.959	1.883	7.549	72.905	13.704
7	0.032	3.701	1.947	12.162	69.119	13.072
8	0.033	3.908	2.006	12.247	68.816	13.023
9	0.034	5.320	1.963	11.823	67.684	13.210
10	0.034	6.022	2.398	11.954	66.604	13.022
11	0.035	6.568	2.351	12.428	65.832	12.821
12	0.036	7.964	2.319	12.099	64.224	13.393
13	0.036	8.853	2.282	11.908	63.230	13.726
14	0.036	9.078	2.280	11.946	62.991	13.705
15	0.036	9.355	2.429	11.925	62.549	13.743
16	0.036	9.616	2.491	11.823	62.245	13.824
17	0.037	9.599	2.527	11.825	62.292	13.758
18	0.037	9.586	2.594	11.815	62.269	13.736

Varianssihajotelmat viittaavat osakemarkkinoiden olevan selvästi eksogeenisemmat markkinat tutkittujen muuttujien suhteen kuin asuntomarkkinat. Asuntojen hintojen kokonaisvaihtelusta yli 4 vuoden kuluttua selittivät asuntomarkkinoiden omaan vaihteluun liittyvät shokit alle 40 %, osake- ja korkomarkkinoiden innovaatiot noin 21 %, kun taas bruttokansantuotteen kontribuutio oli hieman yli 10 % ja inflaatioshokilla kyettiin selittämään vain noin 7 % asuntojen hintojen variaatiosta. Vastaavasti osakemarkkinoiden variaatiosta markkinoiden omien shokkien merkitys oli yli 60 %, korkomarkkinoiden kontribuutio oli noin 13 %, inflaation 11 % ja asuntomarkkinoiden vajaat 10 % osakemarkkinoiden kokonaisvaihtelusta. Vähiten osakemarkkinoiden vaihteluun vaikutti bruttokansantuotteessa tapahtuneet shokit.

#### 7.5. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkimuksessa selvitettiin keskeisten kansantaloudellisten muuttujien, kuluttajahintaindeksin, bruttokansantuotteen, korkotason, osakekurssien ja asuntojen hintojen muutosten vuorovaikutussuhteita sekä näihin muuttujiin liittyvien shokkien etenemistä asunto- ja osakemarkkinoilla Suomessa. Tarkemman kuvan saamiseksi osakemarkkinat jaoteltiin toimialoittain ja asuntomarkkinat sekä alueellisesti että asuntotyypeittäin. Tutkimuksen analyysikehikko jaettiin staattiseen ja dynaamiseen siten, että staattinen tarkastelu koostui sekä korrelaatio- että staattisesta regressioanalyysistä, kun taas dynaaminen tarkastelu muodostui Grangerin kausaliitteittesteistä sekä VAR-malleista. Tutkimusaineisto kattoi neljänneksivuosihavainnot ajanjaksolta 1987/1–2000/2.

Tutkimuksen staattinen analyysi nosti esiin taloudellisen kasvun ja korkotason tärkeyden asunto- ja osakesijoittajan kannalta. Tarkastelluista makromuuttujista bruttokansantuotteen muutoksilla oli korrelaatiolla mitaten tilastollisesti merkitsevä positiivinen yhteys niin asuntojen kuin osakkeidenkin hintojen muutoksiin. Staattisessa regressioanalyysissä tarkastelunäkökulma laajennettiin sallimalla useamman kuin yhden tekijän samanaikaiset vaikutukset asuntojen ja osakkeiden hintoihin. Tulokset vahvistivat näkemystä varsinkin



asuntojen hintojen suorasta yhteydestä bruttokansantuotteen kehitykseen. Asuntojen hintojen BKT-riippuvuus sai vahvistusta myös alueellisessa tarkastelussa.

Tulostemme mukaan korkotason nousu johtaa osakkeiden hintojen välittömään laskuun rahoitusteorian mukaisesti. Hieman yllättävänä voidaan sen sijaan pitää tulosta, jonka mukaan korkotasolla ei näyttänyt olevan välitöntä vaikutusta asuntojen hintoihin. Osakkeiden hinnat riippuivat välittömästi myös asuntojen hinnoista, ja toimialoittain tämä ilmeni erityisesti pankki- ja vakuutussektorin osakkeiden hinnoissa.

Tutkimuksen dynaamiseen analyysiin liittyneillä Grangerin kausaliteettitesteillä pyrittiin selvittämään aggregaattitason sekä alueellisten ja asuntotyyppikohtaisten muuttujien välisiä syy-seuraus -suhteita. Tulokset osoittivat odotetusti osake- ja asuntomarkkinoiden ennakoivan bruttokansantuotteen kehitystä. Kausaalisuustestien perusteella asuntomarkkinoiden havaittiin myös ennakoivan korkotason muutoksia, eikä päinvastoin, kuten voisi olettaa. Tarkasteltaessa muuttujien välisiä syy-seuraus -suhteita alueellisesti pääkaupunkiseudun asuntojen hintakehityksen havaittiin odotetusti ennakoivan asuntomarkkinoiden hintakehitystä koko Suomessa. Tulos poikkeaa Booth, Martikainen & Tse (1996) havainnosta, jonka mukaan Tampere olisi asuntomarkkinoiden hintakehitystä ohjaava kaupunki. Myös osakemarkkinoilta saatiin viitteitä siitä, että osakkeiden hinnat vaikuttivat asuntojen hintoihin pääkaupunkiseudulla sekä Turussa, Tampereella ja Kuopiossa. Asuntotyypeittäin tarkasteltuna pienten asuntojen hinnat näyttivät reagoivan ensin keskeisiin makromuuttujashokkeihin. Tulosta voidaan pitää ymmärrettävänä, koska pienet asunnot lienevät suosituimpia asutussijoitusten kohteita.

Dynaamisen tarkastelun laajentaminen VAR-analyysiin nosti esiin kaksi yleistä tulosta. Ensinnäkin jo staattisessa analyysissä ilmennyt asunto- ja osakemarkkinoiden välinen yhteys varmentui edelleen. Impulssivastetarkastelun perusteella osakkeiden hintojen odottamaton nousu saa aikaan pian shokin jälkeen noin kolme kuukautta kestävästä tilastollisesti merkitsevän asuntojen hintojen nousun. Toiseksi, staattisen analyysin sekä kausaliteettitestien perusteella syntynyt epäselvyys korkotason roolista asuntomarkkinoilla selkiytyi VAR-analyysiin perusteella. Impulssivasteiden mukaan korkojen yllätyksellinen nousu

aikaansaa asuntojen hintojen välittömän laskun, jonka tilastollisesti merkitsevä vaikutus kestää noin neljä kuukautta. Korkomuuttuja osoittautui keskeisten makromuuttujien joukosta ainoaksi tekijäksi, jonka shokeilla oli tilastollisesti merkitsevä vaikutus osakkeiden hintoihin. Tulostemme mukaan korkotason yllättävä nousu aikaansai osakkeiden hintojen välittömän ja tilastollisesti merkitsevän noin kuukauden kestäväen laskun.

Staattisessa analyysissä voimakkaasti esiin nousseen bruttokansantuotteen merkitys jäi kuitenkin VAR-analyysissä epäselväksi, sillä BKT-shokkien impulssivasteet eivät vaikuttaneet tilastollisesti merkitsevästi asuntojen ja osakkeiden hintoihin. Mikäli impulssivasteita tulkitaan kuitenkin laadullisesti, BKT-shokkien vaikutus ilmeni positiivisena varsinkin asuntojen, mutta aluksi myös osakkeiden hintoihin. Inflaatioshokkien vaikutus asuntojen hintoihin oli selvästi negatiivinen, joskaan impulssivasteet eivät tässäkin tapauksessa olleet tilastollisesti merkitseviä. Osakkeiden hintojen reagointi inflaatioshokkeihin poikkesi asuntojen hintojen reagoinnista sikäli, että yllätyksellinen inflaatio aikaansai aluksi vajaat puoli vuotta kestäväen pörssikurssien nousun, minkä jälkeen vasta osakkeiden hinnat kääntyivät laskuun. Tässäkin tapauksessa impulssivasteet eivät kuitenkaan olleet tilastollisesti merkitseviä, joten niiden tulkinnassa on syytä olla varovainen.

Yleisemmin tulkittuna tutkimustuloksemme korostavat alhaisen korkotason ja inflaation sekä vahvan taloudellisen kasvun suotuisuutta osake- ja asuntosijoittajan kannalta. Kehittyneillä rahoitusmarkkinoilla inflaation kiihtymisen voidaan perustellusti olettaa johtavan korkotason nousuun, jonka vaikutus tutkimustuloksissamme osoittautui selkeästi epäedulliseksi osake- ja asuntosijoittajan kannalta. Tämä implikoi inflaation epäsuotuisuutta sijoittajalle, vaikkakin inflaation rooli sinänsä jäi tilastollisesti epävarmaksi empiirisessä analyysissämme. Koska markkinakorkoja ohjaavat korkopäätökset tehdään EU-oloissa Euroopan keskuspankissa, suomalaisen sijoittajan intressissä tulisi olla näin ollen matalan inflaation toteutuminen EU-alueella.

Tutkimustuloksemme antoivat myös empiiristä tukea osake- ja asuntomarkkinoiden välisestä riippuvuudesta siten, että osakkeiden hintojen kehitys ennakoi etenkin pääkaupunkiseudun asuntojen hintakehitystä. Myönteinen kehitys osakemarkkinoilla saattaa heijastua



## LÄHTEET

- Booth, G.G., T. Martikainen & Y. Tse (1995). Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets. *Proceedings of the University of Vaasa, Discussion Papers* 183.
- Booth, G.G., T. Martikainen & Y. Tse (1996). Long-run price transmission in the different regions of the Finnish housing markets. *Proceedings of the University of Vaasa, Discussion Papers* 190.
- Boudoukh, J. & M. Richardson (1993). Stock returns and inflation: a long-horizon perspective. *American Economic Review* 83:5, 1346–1355.
- Firstenberg, P.M., S.A. Ross & R.C. Zisler (1988). Real estate: the whole story. *Journal of Portfolio Management* (Spring), 22–34.
- Fogler, H.R., M.R. Granito & L.R. Smith (1985). A theoretical analysis of real estate returns. *Journal of Finance* XL: 3, 711–721.
- Froland, C., R. Gorlow & R. Samson (1986). The market risk of real estate. *Journal of Portfolio Management* (Spring), 12–19.
- Geltner, D (1993). Estimating market values from appraised values without assuming an efficient market. *Journal of Real Estate Research* 8:3, 325–345.
- Ghosh C., R.S. Guttery & C.F. Sirmans (1997). Effects of real estate crisis on institutional stock prices. *Real Estate Economics* 25:4, 591–614.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* 37, 424–38.
- Harris, R. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. London, New York, etc.: Prentice Hall, Harvester Wheatsheaf. 176 s.
- Heiskanen, R. (1989). Rahapolitiikan tarkastelua vektoriautoregressiivisillä malleilla. Teoksessa *Vektoriautoregressiiviset mallit: menetelmä ja sovellutuksia Suomen aineistolla*. Suomen Pankki D:69, 63–84.
- Ibbotson, R.G. & L.B. Siegel (1984). Real estate returns: a comparison with other investments. *AREUEA Journal* 12:3, 219–242.
- Järvinen, J. (2000). *Essays on Industry Portfolios and Macroeconomic News*. Tampere: Tampereen yliopistopaino Oy.

- Karhunen, J. & M. Keloharju (2000). *Shareownership in Finland 2000*. Helsinki: Helsingin kauppakorkeakoulu. Saatavana internetistä: <URL: <http://hkkk.fi/finance/faculty/files/keloharju/omistus/index.htm>>.
- Malkamäki, M. (1993). Essays on conditional pricing of Finnish stocks. *Bank of Finland B*:48.
- Mull, S.R. & L.A. Soenen (1997). U.S. REITs as an asset class in international investment portfolios. *Financial Analysts Journal* (March/April), 55–61.
- Okunev, J. & P.J. Wilson (1997). Using nonlinear tests to examine integration between real estate and stock markets. *Real Estate Economics* 25:3, 487–504.
- Park, S. (1997). Rationality of negative stock-price responses to strong economic activity. *Financial Analysts Journal* (September/October), 52–56.
- Perron, P. (1988). Trends and random walks in macroeconomic time series: Further evidence from a new approach. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 297–332.
- Peseran, M.H. & B. Peseran (1997). *Working with Microfit 4.0*. Oxford, New York, etc. Oxford University Press. 505 s.
- Peseran, M.H. & A. Timmermann (1992). A simple nonparametric test of predictive performance. *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 461–65.
- Peseran, M.H. & Y. Shin (1997). *Generalized impulse response analysis in linear multivariate models*. Unpublished manuscript, Cambridge University.
- Phillips, P.C.B. & P. Perron (1988). Testing for a unit root in times series regression. *Biometrika* 75, 335–46.
- Quan, D.C. & S. Titman (1997). Commercial real estate prices and stock returns: an international analysis. *Financial Analysts Journal* (May/June), 21–34.
- Takala, K. & P. Pere (1991). Testing the cointegration of house and stock prices in Finland. *Finnish Economic Papers* 4:1, 33–51.
- Vihriälä, V. & M. Virén (1989). Mitä vektori-autoregressiiviset mallit kertovat Suomen kansantalouden toimintamekanismeista. Teoksessa *Vektori-autoregressiiviset mallit: menetelmä ja sovellutuksia Suomen aineistolla*. Suomen Pankki D:69, 41–59.
- Worzala, E. & K. Vandell (1993). International direct real estate investments as alternative portfolio asset for institutional investors: an evaluation. *Tutkimuspaperi: esitetty AREUEA meetings, Anaheim*.

Zerbst, R.H. & B.R. Cambon (1984). Real estate: historical returns and risks. *Journal of Portfolio Management* (Spring), 5-29.

## LIITE 7.1. Muuttujien yksikköjuuritestit

Muuttaja	$X_t$	$\Delta X_t$	Muuttaja	$X_t$	$\Delta X_t$
	$Z_{\tau_t}$	$Z_{\tau_\mu}$		$Z_{\tau_t}$	$Z_{\tau_\mu}$
BKT	-1.60	-4.24***	HkiB3	-1.21	-7.00***
Ashin	-1.48	-2.31	HkiC1	-1.18	-3.75***
CPI	-2.08	-3.58***	HkiC2	-1.19	-3.76***
HEX	0.21	-4.96***	HkiC3	-1.20	-4.62***
Korko	-1.84	-6.35***	HkiD1	-1.26	-4.07***
EspKau	-1.21	-3.47**	HkiD2	-1.34	-5.45***
Hki1	-1.12	-4.11***	HkiD3	-1.40	-4.68***
Hki2	-1.13	-4.11***	EspKau1	-1.45	-5.30***
Hki3	-1.16	-2.96**	EspKau2	-1.25	-5.06***
Hki4	-1.30	-2.77*	EspKau3	-1.15	-5.60***
Kuopio	-1.74	-5.86***	Kuopio1	-1.71	-7.95***
Lrta	-1.74	-6.73***	Kuopio2	-1.72	-4.45***
Oulu	-1.84	-5.15***	Kuopio3	-1.90	-8.28***
Turku	-1.73	-4.13***	Lrta1	-1.66	-8.19***
Tre	-1.61	-3.82***	Lrta2	-2.15	-9.02***
Vantaa	-1.29	-3.42**	Lrta3	-2.08	-9.02***
Metalli	-2.01	-6.06***	Oulu1	-2.39	-6.98***
Metsä	-1.95	-6.33***	Oulu2	-1.81	-5.76***
Moniala	-1.47	-5.96***	Oulu3	-1.54	-8.49***
Muu teol.	-1.69	-5.17***	Turku1	-2.06	-5.32***
Muut palv.	-0.68	-5.92***	Turku2	-1.74	-6.02***
Pankki	-1.17	-4.39***	Turku3	-1.44	-6.22***
Vakuutus	-1.06	-5.03***	Tre1	-1.79	-4.75***
HkiA1	-1.21	-4.61***	Tre2	-1.75	-5.88***
HkiA2	-1.11	-6.07***	Tre3	-1.17	-7.53***
HkiA3	-1.15	-6.08***	Vantaa1	-1.24	-5.03***
HkiB1	-1.14	-4.82***	Vantaa2	-1.35	-3.48***
HkiB2	-1.22	-4.75***	Vantaa3	-1.29	-4.79***

*Selitykset:*  $Z_{\tau_t}$  = Phillips-Perron  $Z_{\tau_t}$ -yksikköjuuritestit (testispesifikaatio sisältää vakiotermin ja lineaarisen trendin),  $Z_{\tau_\mu}$  Phillips-Perronin  $Z_{\tau_\mu}$ -yksikköjuuritestit (testispesifikaatio sisältää vakiotermin),  $H_0$ : aikasarja sisältää yksikköjuuren. Testeissä käytetty viiveikkuna on 3 perustuen Neweyn ja Westin suositukseen (ks. esim. Quantilive Micro Software 2000, s. 323–326). Merkitsevyystasot: \*\*\*= 1%, \*\*= 5%, \*= 10%.

*Muuttujien lyhenteet:*

BKT = Bruttokansantuote, Ashin = Asuntojen aggregaattihinnat, CPI = kuluttajahintaindeksi, HEX = Helsingin pörssin yleisindeksi, Korko = 3 kk Helibor korko (Euribor 1999 alusta lähtien); asuntojen alueelliset hinnat Tilastokeskuksen mukaisesti: EspKau = Espoo ja Kauniainen, Hki1 - Hki4 = Helsinki alueet 1 - 4, Lrta = Lappeenranta, Tre = Tampere; osakkeiden toimialakohtaiset hintaindeksit HEXin mukaan: Metallit = metalliteollisuus, Metsä = metsäteollisuus, Moniala = monialayritykset, Pankki = pankkiala; Vakuutus = vakuutusala; HkiA1(A2,A3) = Helsingin 1.alueen yksidiöiden (kaksiöiden, kolmiöiden) hintaindeksit, HkiB1(B2,B3) = Helsingin 2. alueen vastaavien asuntojen hinnat, jne, EspKau1(2, 3) = Espoon ja Kauniaisten yksidiöiden (kaksiöiden, kolmiöiden) hintaindeksit, jne.

LIITE 7.2a. Muuttujien korrelaatiot asuntojen hintojen ja inflaation välillä

$\Delta X$	$\rho(\Delta X \Delta Inf)$	PT( $\Delta X \Delta Inf$ )	$\rho(\Delta X \Delta AshIn)$	PT( $\Delta X \Delta AshIn$ )	$\Delta X$	$\rho(\Delta X \Delta Inf)$	PT( $\Delta X \Delta Inf$ )	$\rho(\Delta X \Delta AshIn)$	PT( $\Delta X \Delta AshIn$ )
$\Delta BKT$	0.16	0.19	0.64	3.51***	$\Delta HKIB3$	0.08	0.20	0.57	3.48***
$\Delta AshIn$	0.08	-0.87	1.00	-	$\Delta HKIC1$	-0.09	-0.95	0.85	5.89***
$\Delta Inf$	1.00	-	0.08	-0.87	$\Delta HKIC2$	-0.09	-0.87	0.86	4.40***
$\Delta HEX$	-0.08	-0.70	0.37	2.54**	$\Delta HKIC3$	0.00	1.19	0.84	4.67***
$\Delta Korko$	0.14	2.00**	-0.04	-0.99	$\Delta HKID1$	-0.02	-0.95	0.85	4.14***
$\Delta HKI1$	-0.05	-0.87	0.85	6.20***	$\Delta HKID2$	-0.06	-0.07	0.76	4.47***
$\Delta HKI2$	-0.04	-0.07	0.84	6.21***	$\Delta HKID3$	0.00	-1.12	0.77	5.96***
$\Delta HKI3$	-0.07	-0.78	0.93	6.16***	$\Delta EspKau1$	-0.02	0.11	0.74	4.40***
$\Delta HKI4$	-0.02	-1.04	0.94	5.63***	$\Delta EspKau2$	0.05	0.89	0.81	5.63***
$\Delta EspKau$	0.01	0.02	0.92	6.45***	$\Delta EspKau3$	-0.04	0.11	0.77	3.22***
$\Delta Kuopio$	0.06	-0.78	0.76	3.48***	$\Delta Kuopio1$	-0.02	0.52	0.55	2.40**
$\Delta Lta$	0.20	1.09	0.85	2.63***	$\Delta Kuopio2$	0.06	-0.78	0.83	5.86***
$\Delta Oulu$	0.03	-0.87	0.72	2.63***	$\Delta Kuopio3$	0.12	0.79	0.59	1.37
$\Delta Turku$	0.15	1.09	0.83	4.99***	$\Delta Lta1$	0.11	-0.95	0.48	2.97***
$\Delta Tre$	0.06	-0.70	0.84	4.96***	$\Delta Lta2$	0.18	1.56	0.49	2.04**
$\Delta Vantaa$	-0.02	-2.08**	0.88	5.38***	$\Delta Lta3$	0.04	-0.07	0.41	2.73***
$\Delta Metallit.$	0.10	-1.04	0.26	2.15**	$\Delta Oulu1$	-0.11	-0.87	0.56	2.63***
$\Delta Metsät.$	0.09	-1.12	0.23	1.92*	$\Delta Oulu2$	0.01	-0.25	0.64	3.42***
$\Delta Monilalat.$	0.01	-0.78	0.28	2.28**	$\Delta Oulu3$	0.13	0.89	0.47	2.15**
$\Delta Muu teoi.$	-0.02	-1.20	0.36	3.42***	$\Delta Turku1$	-0.01	-0.16	0.71	4.80***
$\Delta Muut palv.$	-0.14		0.41		$\Delta Turku2$	0.24	-0.07	0.70	4.47***
$\Delta Pankki$	-0.02	-0.52	0.49	3.33***	$\Delta Turku3$	0.09	1.19	0.63	5.27***
$\Delta Vakuutus$	-0.13	-0.95	0.43	4.14***	$\Delta Tre1$	-0.03	-2.07**	0.74	3.65***
$\Delta HKIA1$	-0.08	-2.24**	0.77	4.91***	$\Delta Tre2$	0.07	-0.07	0.65	3.31***
$\Delta HKIA2$	-0.13	-1.92*	0.74	3.55***	$\Delta Tre3$	-0.01	1.67*	0.65	3.39***
$\Delta HKIA3$	0.04	-1.12	0.67	3.07***	$\Delta Vantaa1$	-0.08	-1.29	0.77	3.19***
$\Delta HKIB1$	-0.13	-0.34	0.78	4.33***	$\Delta Vantaa2$	0.03	-2.07**	0.87	4.80***
$\Delta HKIB2$	-0.08	-1.47	0.80	5.61***	$\Delta Vantaa3$	-0.04	-0.43	0.77	4.69***

Selitykset:  $\rho$  = korrelaatiokerroin. PT = Peseranin ja Timmermannin (1992) testisuure korrelaatiokertoimen merkitsevyydelle. Merkitsevyydet: \* = 10%, \*\* = 5%, \*\*\* = 1%.



## LIITE 7.2b. Muuttujien korrelaatiot pörssikurssien muutosten kanssa

$\Delta X$	$\rho(\Delta X \Delta \text{HEX})$	$PT(\Delta X \Delta \text{HEX})$	$\Delta X$	$\rho(\Delta X \Delta \text{HEX})$	$PT(\Delta X \Delta \text{HEX})$
$\Delta \text{BKT}$	0.18	2.30**	$\Delta \text{HkiB3}$	0.39	3.29***
$\Delta \text{Ashin}$	0.37	2.54**	$\Delta \text{HkiC1}$	0.38	2.91***
$\Delta \text{Inf}$	-0.08	-0.70	$\Delta \text{HkiC2}$	0.37	1.94**
$\Delta \text{HEX}$	1.00		$\Delta \text{HkiC3}$	0.39	3.39***
$\Delta \text{Korko}$	-0.36	-0.91	$\Delta \text{HkiD1}$	0.36	1.72*
$\Delta \text{Hki1}$	0.40	3.15***	$\Delta \text{HkiD2}$	0.22	0.91
$\Delta \text{Hki2}$	0.43	2.69***	$\Delta \text{HkiD3}$	0.31	1.29
$\Delta \text{Hki3}$	0.40	2.17**	$\Delta \text{EspKau1}$	0.25	0.12
$\Delta \text{Hki4}$	0.36	2.10**	$\Delta \text{EspKau2}$	0.39	2.69***
$\Delta \text{EspKau}$	0.34	2.32**	$\Delta \text{EspKau3}$	0.22	1.33
$\Delta \text{Kuopio}$	0.25	1.56	$\Delta \text{Kuopio1}$	0.12	1.27
$\Delta \text{Lrta}$	0.20	1.03	$\Delta \text{Kuopio2}$	0.30	0.94
$\Delta \text{Oulu}$	0.19	-0.18	$\Delta \text{Kuopio3}$	0.15	1.88*
$\Delta \text{Turku}$	0.39	2.54**	$\Delta \text{Lrta1}$	0.18	1.12
$\Delta \text{Tre}$	0.42	1.78*	$\Delta \text{Lrta2}$	0.26	0.89
$\Delta \text{Vantaa}$	0.36	0.70	$\Delta \text{Lrta3}$	-0.07	-1.27
$\Delta \text{Metallil.}$	0.68	3.29***	$\Delta \text{Oulu1}$	0.17	0.73
$\Delta \text{Metsät.}$	0.68	4.84***	$\Delta \text{Oulu2}$	0.11	-0.09
$\Delta \text{Monialaj.}$	0.75	5.22***	$\Delta \text{Oulu3}$	0.22	0.91
$\Delta \text{Muu teol.}$	0.77	5.21***	$\Delta \text{Turku1}$	0.23	2.18**
$\Delta \text{Muut palv.}$	0.78	N/A	$\Delta \text{Turku2}$	0.40	2.69***
$\Delta \text{Pankki}$	0.69	4.00***	$\Delta \text{Turku3}$	0.24	1.55
$\Delta \text{Vakuutus}$	0.77	4.71***	$\Delta \text{Tre1}$	0.30	1.29
$\Delta \text{HkiA1}$	0.40	1.47	$\Delta \text{Tre2}$	0.36	2.69***
$\Delta \text{HkiA2}$	0.29	1.12	$\Delta \text{Tre3}$	0.32	1.24
$\Delta \text{HkiA3}$	0.31	1.88*	$\Delta \text{Vantaa1}$	0.39	1.47
$\Delta \text{HkiB1}$	0.32	2.06**	$\Delta \text{Vantaa2}$	0.42	1.88*
$\Delta \text{HkiB2}$	0.37	2.83***	$\Delta \text{Vantaa3}$	0.27	0.10

Selitykset: ks. liite 7.2a

## LIITE 7.2c. Keskeisten makromuuttujien korrelaatiomatriisi

	$\Delta \text{Ashin}$	$\Delta \text{BKT}$	$\Delta \text{CPI}$	$\Delta \text{Korko}$	$\Delta \text{HEX}$
$\Delta \text{Ashin}$	1				
$\Delta \text{BKT}$	0.65 (3.51***)	1			
$\Delta \text{CPI}$	0.08 (-0.87)	0.16 (-0.19)	1		
$\Delta \text{Korko}$	-0.04 (-0.99)	0.18 (-0.20)	0.14 (2.00**)	1	
$\Delta \text{HEX}$	0.37 (2.54**)	0.18 (2.30**)	-0.08 (-0.70)	-0.36 (-0.91)	1

Selitykset: Ks. liite 7.2a. Luvut sulussa ovat Pesaran-Timmermann -testisuureita.

**LIITE 7.3. Granger -kausaalisuustestit****1) Asuntojen hinnat, osakemarkkinat ja bruttokansantuote**

Nolla-hypoteesi:	LKM	F-testi	P-arvo
<b>Viiveet: 1</b>			
BKT ei Granger-aiheuta HEX	52	1.60779	0.21080
HEX ei Granger-aiheuta BKT		4.18470	0.04618
BKT ei Granger-aiheuta ASUNTO	52	1.02179	0.31706
ASUNTO ei Granger-aiheuta BKT		17.5513	0.00012
<b>Viiveet: 2</b>			
BKT ei Granger-aiheuta HEX	51	0.83035	0.44232
HEX ei Granger-aiheuta BKT		5.75822	0.00586
BKT ei Granger-aiheuta ASUNTO	51	0.72404	0.49023
ASUNTO ei Granger-aiheuta BKT		4.66972	0.01424
<b>Viiveet: 3</b>			
BKT ei Granger-aiheuta HEX	50	0.79014	0.50607
HEX ei Granger-aiheuta BKT		3.56221	0.02176
BKT ei Granger-aiheuta ASUNTO	50	1.36513	0.26619
ASUNTO ei Granger-aiheuta BKT		7.05448	0.00058
<b>Viiveet: 4</b>			
BKT ei Granger-aiheuta HEX	49	0.91013	0.46736
HEX ei Granger-aiheuta BKT		2.96129	0.03111
BKT ei Granger-aiheuta ASUNTO	49	0.83122	0.51334
ASUNTO ei Granger-aiheuta BKT		5.24541	0.00171

**2) Asuntojen hinnat ja korko**

<b>Viiveet: 1</b>			
KORKO ei Granger-aiheuta ASUNTO	52	0.93080	0.33939
ASUNTO ei Granger-aiheuta KORKO		3.68294	0.06081
<b>Viiveet: 2</b>			
KORKO ei Granger-aiheuta ASUNTO	51	0.46878	0.62872
ASUNTO ei Granger-aiheuta KORKO		4.53950	0.01588
<b>Viiveet: 3</b>			
KORKO ei Granger-aiheuta ASUNTO	50	1.27168	0.29610
ASUNTO ei Granger-aiheuta KORKO		3.64699	0.01981
<b>Viiveet: 4</b>			
KORKO ei Granger-aiheuta ASUNTO	49	0.86558	0.49293
ASUNTO ei Granger-aiheuta KORKO		4.08980	0.00710

## 3) Osakemarkkinat ja pääkaupunkiseudun asuntojen hinnat

Nolla-hypoteesi:	LKM	F-testi	P-arvo
<b>Viiveet: 1</b>			
HKI1 ei Granger-aiheuta HEX	52	3.48391	0.06796
HEX ei Granger-aiheuta HKI1		10.5072	0.00214
HKI2 ei Granger-aiheuta HEX	52	2.88101	0.09597
HEX ei Granger-aiheuta HKI2		6.03159	0.01764
ESPKA ei Granger-aiheuta HEX	52	1.18938	0.28079
HEX ei Granger-aiheuta ESPKA		7.78847	0.00747
	LKM	F-testi	P-arvo
<b>Viiveet: 2</b>			
HKI1 ei Granger-aiheuta HEX	51	3.53747	0.03724
HEX ei Granger-aiheuta HKI1		3.97633	0.02553
HKI2 ei Granger-aiheuta HEX	51	1.79252	0.17798
HEX ei Granger-aiheuta HKI2		2.69906	0.07792
ESPKA ei Granger-aiheuta HEX	51	0.99414	0.37785
HEX ei Granger-aiheuta ESPKA		3.45742	0.03992
	LKM	F-testi	P-arvo
<b>Viiveet: 3</b>			
HKI1 ei Granger-aiheuta HEX	50	1.32202	0.27961
HEX ei Granger-aiheuta HKI1		2.39368	0.08151
HKI2 ei Granger-aiheuta HEX	50	0.61232	0.61071
HEX ei Granger-aiheuta HKI2		1.68317	0.18477
ESPKA ei Granger-aiheuta HEX	50	0.35588	0.78511
HEX ei Granger-aiheuta ESPKA		2.13761	0.10942
	LKM	F-testi	P-arvo
<b>Viiveet: 4</b>			
HKI1 ei Granger-aiheuta HEX	49	1.97014	0.11767
HEX ei Granger-aiheuta HKI1		3.16647	0.02370
HKI2 ei Granger-aiheuta HEX	49	1.02270	0.40732
HEX ei Granger-aiheuta HKI2		1.61179	0.19013
ESPKA ei Granger-aiheuta HEX	49	1.06272	0.38755
HEX ei Granger-aiheuta ESPKA		2.54952	0.05394

---

HKI1: Helsingin yksösalue (ks. liite 7.5), HKI2: Helsingin kakkosalue, ESPKA: Espoo + Kauniainen

## LIITE 7.4a. VAR-mallien diagnostiikka eri viiverakenteilla

VIIVEIDEN LUKUM. (N)	N = 1	N = 2	N = 3	N = 4
LM(1)	32.53 (0.14)	33.08 (0.13)	37.51 (0.05)	22.59 (0.60)
LM(2)	29.25 (0.25)	35.53 (0.08)	34.85 (0.09)	27.09 (0.35)
LM(3)	23.82 (0.53)	21.25 (0.68)	49.72 (0.00)	34.17 (0.10)
LM(4)	36.31 (0.07)	25.45 (0.44)	29.98 (0.23)	31.60 (0.17)
Normaalisuus	15.99 (0.10)	19.41 (0.04)	28.62 (0.00)	41.94 (0.00)
Heteroskedastisuus	217.97 (0.00)	341.51 (0.05)	487.74 (0.11)	635.15 (0.16)

Selitykset: LM(1) = LM autokorrelaatiotesti 1. asteen autokorrelaatiolle,  $H_0$ : ei 1. asteen autokorrelaatiota; jne. Normaalisuus = jäännöstermien normaalisuustesti,  $H_0$ : jäännöstermit ovat jakautuneet normaalisti. Heteroskedastisuus = jäännöstermien heteroskedastisuustesti,  $H_0$ : jäännöstermit ovat jakautuneet homoskedastisesti. Sulkeissa olevat luvut testisuureiden jälkeen ovat testien p-arvot. Testeistä tarkemmin, ks. Quantitative Micro Software (2000).

## LIITE 7.4b. VAR(4)-mallin residuaalien korrelaatiomatriisi

	$\Delta$ ASUNTO	$\Delta$ BKT	$\Delta$ CPI	$\Delta$ HEX	$\Delta$ KORKO
$\Delta$ ASUNTO	1				
$\Delta$ BKT	0.09	1			
$\Delta$ CPI	-0.08	0.35	1		
$\Delta$ HEX	0.21	0.03	0.10	1	
$\Delta$ KORKO	-0.46	0.00	0.18	-0.34	1

**LIITE 7.5. Helsingin osa-alueet Tilastokeskuksen jaottelun mukaan****Hki1**

- Helsingin keskusta
- Punavuori
- Kaartinkaupunki
- Kaivopuisto
- Eira
- Katajanokka
- Kruunuhaka
- Ruohonlahti

**Hki2**

- Lauttasaari
- Vattuniemi
- Länsi-Pasila
- Taka-Töölö
- Keski-Töölö
- Pohjois-Meilähti
- Ruskeasuo
- Meilahden Sairaala-alue
- Pikku-Huopalahti
- Kivihaka
- Etelä-Haaga
- Munkkiniemi
- Kuusisaari - Lehtisaari
- Munkkivuori - Niemenmäki
- Pohjois-Haaga
- Lassila
- Kulosaari
- Länsi-Pakila
- Itä-Pakila
- Jollas-

**Hki3**

- Pajamäki
- Reimari
- Pitäjänmäen teollisuusalue
- Konala
- Kannelmäki
- Maununneva
- Sörnäinen
- Etu-Vallila
- Itä-Pasila
- Kallio
- Vallila

**Hki3 (jatkuu)**

- Tuokola, Vanha Kaupunki
- Koskela
- Käpylä
- Metsälä, Etelä-Oulunkylä
- Maunula, Suursuo
- Patola, Oulunkylä
- Veräjämäki
- Paloheinä
- Malmi
- Pukinmäki, Savela
- Tapaninvainio
- Herttoniemi
- Laajasalo
- Santahamina
- Roihupellon teollisuusalue
- Marjaniemi, Itäkeskus

**Hki4**

- Suomenlinna
- Malminkartano
- Torpparinmäki
- Pihjalämäki
- Tapanila
- Siltämäki
- Puistola
- Suurmetsä
- Jakomäki
- Roihuvuori
- Etelä-Laajasalo
- Puotinharju
- Puotila
- Myllypuro
- Kontula
- Vartionharju
- Pohjois-Vuosaari
- Mellunkylä
- Etelä-KeskiVuosaari
- Aurinkolahti

## 8. TUTKIMUKSEN LOPPUSANAT

Viimeisessä luvussa tehdään yleisluonteinen yhteenveto tutkimustuloksista ja pohditaan tulosten käyttökelpoisuutta käytännön sijoittamisen apuvälineenä. Lopuksi pyritään myös hahmottelemaan tähän tutkimukseen liittyviä jatkotutkimusaiheita.

### 8.1. TUTKIMUKSEN YLEINEN KONTRIBUUTIO

Tutkimuksessa haluttiin soveltaa tavallisesti osakemarkkinoiden analysointiin käytettyjä sijoitushyödykkeiden hinnoittelun malleja ja portfolion optimointia myös asuntomarkkinoille. Vaikka osake- ja asuntomarkkinat poikkeavat huomattavasti toisistaan esimerkiksi kohteena olevan omaisuustyyppin ja markkinoiden likviditeetin osalta, niin toisaalta taloudenpitäjät kuitenkin usein toimivat molemmilla markkinoilla samanaikaisesti. Perinteisesti institutionaaliset sijoittajat ja myös tavalliset kansalaiset ovat pitäneet nämä sijoituslajit erillään ja tehneet allokaatiopäätökset huomioimatta eri sijoituslajien välisiä suhteita ja arvonkehityksen vuorovaikutusta. Tässä tutkimuksessa on osoitettu, että näin ei välttämättä tarvitse tehdä, vaan myös eri tyyppisten sijoitushyödykkeiden allokaation apuvälineenä voidaan käyttää yleisesti tunnettuja sijoitushyödykkeiden analysoinnin teorioita ja niiden perusteella johdettuja empiirisiä menetelmiä. Tutkimuksen tulokset selvästi osoittivat, että sijoitusten hajauttaminen asuntomarkkinoille on hyvin perusteltavissa portfoliosijoittamisen näkökulmasta.

Tutkimuksessa sovellettiin sijoitushyödykkeiden hinnoitteluun kehitettyä CAP-mallia asuntomarkkinoilla vallitsevan systemaattisen riskin ja tuoton välisen suhteen selvittämiseksi. Vaikka alunperin CAP-malli määriteltiin koskemaan kaikkien sijoitushyödykkeiden hinnoittelua, niin mallia on sovellettu lähes yksinomaan osakemarkkinoilla tapahtuvaan hinnoittelun tutkimiseen. Mallin soveltaminen asuntomarkkinoille on kuitenkin miltei yhtä perusteltua kuin sen soveltaminen osakemarkkinoille. Vaikka CAP-mallin teoreettinen testaaminen voidaan toki helposti kyseenalaistaa Rollin esittämän kritiikin perusteella, niin mielenkiinto systemaattisen riskin määrittelyyn ja ominaisuuksien selvittämiseen kuitenkin

säilyy. Tässä tutkimuksessa haluttiin nimenomaan kiinnittää huomiota systemaattiseen riskin estimointiin, stabiilisuuteen ja hinnoitteluun myös asuntomarkkinoilla. Tutkimuksessa voitiin osoittaa, että systemaattisen riskin mittaamiseen käytettävää beeta-kerrointa on mahdollista soveltaa myös optimaalisen asuntosijoitusportfolion ratkaisemisen apuvälineenä. Tutkimustulosten perusteella voidaan todeta, että systemaattisen riskin mittaaminen on mahdollista ja perusteltua myös asuntomarkkinoiden osalta.

Tutkimuksessa voitiin osoittaa, että asunto- ja osakemarkkinoiden hintojen kehityksen välillä on vuorovaikutussuhteita lyhyellä ja keskipitkällä aikavälillä. Tutkimuksessa havaittiin, että osakekurssien kehitys vaikuttaa asuntojen hintoihin varsinkin niissä osissa maata, joihin osakevarallisuus on keskittynyt. Vastoin sijoittajien yleistä käsitystä ja toivetta, inflaatiolta suojautuminen osoittautui vaikeaksi sekä asunto- että osakesijoituksilla myös keskipitkällä aikavälillä. Tutkimuksen perusteella voitiin vahvistaa perinteiset käsitykset siitä, että korkotason laskulla ja bruttokansantuotteen kasvulla on sekä asuntojen että osakkeiden hintoja nostava vaikutus.

## 8.2. JATKOTUTKIMUKSEN SUUNTAVIIVOJA

Empiirisissä tutkimuksessa aineiston saatavuus ja sisältö usein pääsevät ohjaamaan tutkimuksen lähtökohtaoletuksia, tutkimusongelmien asetelua ja testattavia hypoteeseja. Tässäkin tutkimuksessa olisi saatu laajemmin sovellettavia ja myös luotettavampia tuloksia, jos sekä asunto- että osakemarkkinoilta olisi ollut saatavilla hintasarjojen lisäksi luotettavat tuottosarjat riittävän pitkältä ajanjaksolta. Osakemarkkinoiden tuottosarjojen saatavuuteen liittyvät ongelmat ratkeavat helpommin kuin asuntomarkkinoiden aikasarjojen osalta. Osakemarkkinoista HEX on alkanut keräämään myös toimialakohtaisia tuottosarjoja, mutta ne ovat vielä melko lyhyitä, ja lisäksi vertailua vaikeuttaa uudistettu toimialajaottelu. Asuntomarkkinoiden osalta luotettavien tuottosarjojen laskemista varten tarvittaisiin kattavasti tietoja vuokrasta ja asuntojen hoitokuluista. Tällaisten riittävän pitkien ja vertailukelpoisten tilastojen kokoaminen olisi ensiarvoisen tärkeää, kun asuntoja tarkastellaan sijoitushyödykkeinä.

Sijoitushyödykkeiden tutkimuksessa on usein ongelmallista ja hankalaa määritellä järkevä aikasarjojen aggregoinnin taso. Osakemarkkinoiden osalta voidaan aineistona käyttää sekä yksittäisiä osakkeita että yksittäisistä osakkeista tai toimialoista muodostettuja salkkuja. Asuntomarkkinoiden osalta yksittäisen asunnon hintakehitystä on hankala seurata niiden vähäisen likviditeetin vuoksi: tietyllä asunnolla käydään harvoin kauppaa. Hyvin usein kiinteistömarkkinoiden tutkimuksessa turvaudutaan aggregointiin ja vertailu suoritetaan samantyyppisten asuntojen osalta. Asunnot ovat kuitenkin melko heterogeenisiä keskenään, joten todella samantyyppisten asuntojen aggregointi on melko hankala suorittaa. Tässä tutkimuksessa on jouduttu luottamaan siihen, että HEX ja Tilastokeskus on kerännyt ja aggregoinut tutkimuksessa käytetyt osake- ja asuntomarkkinoiden aikasarjat luotettavalla ja järkevällä tavalla.

Tutkimuksen perusteella voitiin todeta, että osakeportfolioiden tuotto-riski -suhdetta on usein mahdollista parantaa asuntosijoituksilla. Jos tarkasteluun lisättäisiin sijoituskohteista saatavat käteistuotot, niin suoritetun tarkastelun perusteella tämä vaikutus entisestään lisäisi asuntojen painotusta sijoitusportfoliossa. Tulosten laajemman yleistettävyyden kannalta analyysissä voisi olla mukana ainakin korkoinstrumentit. Toisaalta voidaan todeta, ettei portfolioteorian soveltamisen kannalta ole välttämättä oleellista sisällyttää analyysiin kaikkia sijoitushyödykkeitä, vaan pelkästään ne, joihin taloudenpitäjä harkitsee sijoittavansa.

Jatkotutkimuksissa voitaisiin kiinnittää huomiota tehokkaan rintaman määrittelyssä ratkaistavan kovarianssi-varianssi -matriisin stabiilisuuteen eri aikaväleillä ja eri vaihtoehtoihin menetelmiin ennustaa matriisia. Tilastoaineiston luotettavuuden lisääminen on myös ensiarvoisen tärkeää. Beeta-kertoimen käyttöä voisi yrittää soveltaa myös eri omaisuuslajeja sisältävien salkkujen optimointiin. Kun beeta-kerrointa käytetään portfolion muodostamisen apuvälineenä ja systemaattisen riskin mittarina, niin silloin ainakin voidaan todeta, että "uutiset" beetan kuolemasta ovat suuresti liioiteltuja.