

**JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO**

**Taloustieteiden tiedekunta**

**AIKA-, IKÄ- JA KOHORTTIVAIKUTUKSET  
KOTITALOUKSIEN RAHOITUSVARALLISUUDEN  
RAKENTEISIIN SUOMESSA VUOSINA 1994–2004**

Kansantaloustiede,  
Pro gradu -tutkielma  
Maaliskuu 2007

Tekijä: Olli Kannas

Ohjaajat: Professori Markku Lanne ja  
Tutkija Markku Säylä (Tilastokeskus)

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO TALOUSTIETEIDEN TIEDEKUNTA

Tekijä Olli Kannas	
Työn nimi Aika-, ikä-, ja kohorttivaikutukset kotitalouksien rahoitusvarallisuuden rakenteisiin Suomessa vuosina 1994–2004	
Oppiaine Kansantaloustiede	Työn laji Pro gradu -tutkielma
Aika Maaliskuu 2007	Sivumäärä 118+16
<p>Tiivistelmä – Abstract</p> <p>Tutkimuksen tarkoitus oli selvittää iän, ajankohdan ja sukupolven vaikutusta kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen. Erityisesti tutkimuksessa pyrittiin selvittämään vaihteleeko riskinottohalukkuus kotitalouden elinkaaren aikana ja sukupolvien välillä. Tutkimuksessa analysoitiin erikseen Tobit-mallilla sijoituskohteen suhteellista portfolio-osuutta kotitalouksien portfolioissa ja probit-mallilla sijoituskohteen omistustodennäköisyyttä. Tutkimusongelmalle tyypillinen identifikaatio-ongelma ratkaistiin olettamalla ikä- ja kohorttivaikutukset samoiksi viiden vuoden intervalleilla. Tutkimusaineisto koostui Tilastokeskuksen varallisuustutkimusten poikkileikkausaineistoista vuosilta 1994, 1998 ja 2004.</p> <p>Perinteisten portfolionvalintateorioiden mukaan sijoittajan portfolion koostumuksen tulisi pysyä vakiona koko elinkaaren ajan eikä sijoittajan investointipäätökseen tulisi vaikuttaa yksikään sijoittajan ominaisuus. Ammattimaisten sijoitusneuvojen suositusten mukaan sijoittajan riskiaversion tulisi kuitenkin kasvaa iän mukana. Lisäksi useat viimeaikaiset tutkimukset ovat osoittaneet, että kotitalouksien portfolioiden rakenteet vaihtelevat demografioiden välillä. Tutkimustulokset ikä- ja kohorttiprofiileista ovat kuitenkin vaihdelleet paljon.</p> <p>Tutkimustulokset osoittivat, että erityisesti sijoitusrahastojen ja eläkevakuusten kysyntä on kasvanut huomattavasti tutkimusperiodin aikana. Suurin osa suomalaisten kotitalouksien sijoituksista on kuitenkin edelleen talletuksissa. Tobit-regressioiden tulosten mukaan nuoret sijoittavat suhteellisesti enemmän arvopapereihin ja vähemmän talletuksiin kuin vanhemmat kotitaloudet. Tutkimuksen mukaan kohorttivaikutuksen huomioimatta jättäminen voi kuitenkin aiheuttaa harhaisia tuloksia ikäprofiilista. Kohortilla olikin huomattavasti merkittävämpi vaikutus, jonka mukaan riskiaversio on korkeampi nuoremmilla kuin vanhemmilla sukupolvilla. Myös probit-mallien tulokset olivat samansuuntaiset. Inhimillinen pääoma ei kuitenkaan selittänyt ikä- ja kohorttivaikutuksia. Tutkimustulokset tukevat nimenomaan ammattimaisten sijoitusneuvojen suosituksia ja moderneja portfolionvalintateorioita, joiden mukaan kotitalouksien sijoituskäyttäytyminen voi vaihdella demografioiden välillä. Tulokset tukevat myös käsitystä, jonka mukaan väestön ikääntyminen ja suurten ikäluokkien eläkkeelle siirtyminen voi aiheuttaa riskillisten sijoituskohteiden kysynnän vähenemisen.</p>	
Asiasanat Portfolionvalinta, rahoitusvarallisuus, elinkaari, kohortti, kotitalous, Tobit-malli, Probit-malli	
Säilytyspaikka	Jyväskylän yliopisto / Taloustieteiden tiedekunta

# SISÄLLYS

1 JOHDANTO JA TUTKIMUSTEHTÄVÄ .....	1
2 LYHYEN AIKAVÄLIN PORTFOLIONVALINTATEORIAM.....	4
2.1 Keskiarvo-varianssianalyysi .....	4
2.2 Portfolioseparaatioteoreema .....	8
2.3 CAP -malli.....	11
3 PITKÄN AIKAVÄLIN PORTFOLIONVALINTATEORIAM .....	16
3.1 Elinkaarihypoteesi .....	16
3.2 Staattinen pitkän aikavälin malli .....	18
3.2.1 Yhden periodin lognormaali malli CRRA-hyötyfunktion tapauksessa .....	20
3.2.2 Staattinen pitkän aikavälin malli ilman portfolion uudelleen balansointia .....	23
3.2.3 Staattinen pitkän aikavälin malli portfolion uudelleen balansoinnin kanssa.....	23
3.3 Modernit pitkän aikavälin portfolionvalintateoriam .....	26
3.3.1 Ammattimaisten sijoitusneuvojien suositukset .....	26
3.3.2 Joukkovelkakirjat pitkän aikavälin sijoituskohteena.....	30
3.3.3 Osakkeet pitkän aikavälin sijoituskohteena.....	32
3.3.4 Inhimillinen pääoma .....	34
3.3.5 Vaihtoehtoiset hyötyfunktiot .....	35
3.3.6 Transaktiokustannukset .....	36
4 AIKAISEMMAAT EMPIIRISET TUTKIMUKSET .....	38
4.1 Identifikaatio-ongelma.....	38
4.2 Aika-, ikä- ja kohorttivaikutukset.....	42
4.2.1 Mahdolliset vaikutuskanavat .....	42
4.2.2 Aikaisemmat empiiriset tutkimustulokset .....	44
5 VARALLISUUSTUTKIMUKSEN AINEISTO .....	49
5.1 Aineiston yleiskuvaus.....	49
5.2 Tutkimusmenetelmä .....	52
5.3 Katoanalyysi.....	55
5.3.1 Ylipeitto ja yksikkökato .....	55
5.3.2 Keskivirhelaskelmat .....	58

6 TUTKIMUSMENETELMÄT .....	62
6.1 Aineiston rajausta ja käytettävät muuttujat .....	62
6.2 Graafinen tarkastelu.....	64
6.2.1 Arvopaperit.....	65
6.2.2 Pörssiosakkeet .....	67
6.2.3 Sijoitusrahastot .....	69
6.2.4 Pörssiosakkeet ja sijoitusrahastot .....	71
6.2.5 Eläkevakuutukset.....	73
6.2.6 Talletukset .....	75
6.3 Sijoituskohteen suhteellinen portfolio-osuus: Tobit-malli .....	77
6.3.1 Regressiomallin spesifointi .....	81
6.3.2 Mallin oletukset ja robustisuustarkastelu .....	83
6.3.3 Symmetrically censored least squares .....	85
6.4 Sijoituskohdetta omistavien osuus: Probit-malli .....	88
6.5 Tutkimustulokset .....	90
6.5.1 Arvopaperit.....	92
6.5.2 Pörssiosakkeet .....	95
6.5.3 Sijoitusrahastot .....	97
6.5.4 Pörssiosakkeet ja sijoitusrahastot .....	99
6.5.5 Eläkevakuutukset.....	102
6.5.6 Talletukset .....	103
7 PÄÄTELMÄT .....	107
LÄHTEET .....	114
LIITTEET	

# 1 JOHDANTO JA TUTKIMUSTEHTÄVÄ

Kotitalouksien sijoituskäyttäytymisen tutkiminen on lisääntynyt viime vuosina ja siitä on tullut suosittu tutkimuskohde ekonomistien keskuudessa. Yksi tärkeimmistä syistä tähän on se, että sijoitusmarkkinoilla toimivien kotitalouksien määrä on kasvanut huomattavasti viimeisten 15 vuoden aikana. Vuonna 1989 Yhdysvalloissa arvopapereita omisti vain joka kolmas kotitalouksista, mutta vuonna 2001 sama suhde oli noussut jo yli 50 prosenttiin (Ameriks & Zeldes 2004). Myös Suomessa rahoitusmarkkinoiden vapautumisen jälkeen kotitalouksien sijoituskäyttäytyminen on muuttunut huomattavasti. Etenkin sijoitusrahastojen ja eläkevakuutusten suosio on kasvanut 2000-luvulla kotitalouksien keskuudessa. Vaikka arvopapereiden paino onkin kasvanut viime vuosina suomalaisten kotitalouksien portfolioissa, niin valtaosa rahoitusvarallisuudesta pidetään edelleen talletuksissa. (Säylä 2006a.) Teoria rahoitusvarallisuuden koostumuksen vaihteluun vaikuttavista tekijöistä on ristiriitaista ja siihen liittyvää empiiristä tutkimusta on tehty yllättävän vähän (Andersson 2001; Campbell & Viceira 2002, 6). Vasta aivan viime vuosina tutkimukset ovat lisääntyneet, mutta esimerkiksi Suomessa aihepiiriin analysointi on vasta alkuvaiheessa.

Tutkimusongelma on myös mielenkiintoinen ja ajankohtainen väestön ikääntymisen ja suurten ikäluokkien eläkkeelle siirtymisen kannalta. Esimerkiksi ennustettua rahoitusmarkkinoiden mahdollista luhistumista tulevaisuudessa on perusteltu sillä, että suuret ikäluokat lopettavat eläkkeelle siirtyessään eläkesäästämisen ja ryhtyvät kuluttamaan karttunutta varallisuuttaan, jolloin markkinoille syntyy ylitarjontaa, kun suuret ikäluokat joutuvat myymään sijoituksiaan pienemmälle väestöryhmälle. Tämän johdosta sijoituskohteiden hinnat romahtavat ja sen myötä katoaa myös eläkesäästöjen arvo. Jos väestö ikääntyy ja samalla riskiaversio kasvaa iän myötä, niin silloin myös talouden kokonaisriskiaversio pienenee. Tämä voi puolestaan kasvattaa markkinoiden riskipremiota ja siten aiheuttaa arvopapereiden hintojen laskun. Väestön ikääntymisen ja suurten ikäluokkien eläkkeelle siirtyminen voi siten muuttaa oleellisesti sijoituskohteiden kysynnän koostumusta (Bakshi & Chen 1994; Poterba 2004; Schieber & Shoven 1997). Lisäksi useissa teollistuneissa maissa ollaan siirtymässä eläkejärjestelmiin, joissa yksilöillä on mahdollisuus vaikuttaa osittain siihen, miten heidän eläkesäästönsä sijoitetaan (esim. 401(k)-järjestelmä Yhdysvalloissa). Kotitalouksien tekemien sijoitusvalintojen vaikutus eläkeiän elintasoon tulee

olemaan merkittävä näissä järjestelmissä. Huonoja sijoitusvalintoja tehneiden kotitalouksien kulutus voi laskea eläkkeellä niin alhaiseksi, ettei sitä voida pitää hyväksyttävänä elintasona. (Ameriks & Zeldes. 2004.)

*Tämän tutkimuksen tarkoitus* on tarkastella iän, ajankohdan ja syntymävuosikohortin eli sukupolven vaikutusta kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen. Erityisesti tutkimuksessa pyrittiin selvittämään vaihteleeeko riskinottohalukkuus kotitalouden elinkaaren aikana ja sukupolvien välillä eli onko esimerkiksi elämäkokemuksella vaikutusta siihen, miten kotitalous jakaa sijoituksensa riskittömän sijoituskohteen ja riskillisen portfolion välillä. Tutkimuksessa rahoitusvarallisuus jaetaan riskipitoisuudeltaan erilaisiin sijoituskohteisiin, joista tässä tutkimuksessa tarkastellaan talletuksia ja arvopapereita. Arvopapereista erikseen käsitellään osakkeita ja sijoitusrahastoja. Tämän lisäksi tutkimuksessa tarkastellaan erikseen yksilöllisiä eläkevakuutuksia. Tutkimusmenetelminä käytetään sekä graafista tarkastelua että regressioanalyysiä.

Todellisuudessa sijoittajien portfolionvalinta koostuu kahdesta erillisestä päätöksestä: ensin kotitalous valitsee sijoituskohteet, joihin se haluaa investoida, jonka jälkeen päätetään, kuinka varat jaetaan valittujen kohteiden kesken. Tutkimuksen ensisijaisena oletuksena on, että päätös investoida johonkin sijoituskohteeseen on täsmälleen sama kuin päätös siitä, kuinka paljon investoidaan. Kyseisen oletuksen perusteella tutkimusmenetelmänä käytetään Tobit-regressiomallia selvittämään onko iällä, ajankohdalla tai syntymäajalla tilastollisesti merkitsevää vaikutusta sijoituskohteiden suhteellisiin osuuksiin kotitalouksien portfolioissa. Tobit-mallin oletus investointipäätöksen yksikäsitteisyydestä ei kuitenkaan välttämättä kuvaa todellisuutta, jonka vuoksi tässä tutkimuksessa tarkastellaan myös Probit-mallin avulla kuinka tarkasteltavat tekijät vaikuttavat todennäköisyyteen, jolla kotitalous omistaa tiettyä sijoituskohdetta.

Perinteisten portfolionvalintateorioiden mukaan sijoituspäätös jakautuu kahteen osaan, joista ensimmäinen koskee riskillisistä arvopapereista koostuvan portfolion optimaalisen koostumuksen valintaa. Riskillisen portfolion koostumuksen tulisi olla kaikilla sijoittajilla samanlainen eikä kyseiseen päätökseen tulisi siten vaikuttaa yksikään sijoittajan ominaisuus. Päätöksenteon toisessa vaiheessa sijoittaja valitsee kuinka hän jakaa varansa riskittömän sijoituskohteen ja riskillisen portfolion välillä. Tähän päätökseen voivat vaikuttaa henkilön preferenssit koskien hänen riskinsietokykyään. Staattisten portfolionvalintateorioiden mukaan

tämän suhteen tulisi kuitenkin pysyä vakiona koko sijoittajan elinkaaren ajan eikä sijoittajan investointipäätökseen tulisi vaikuttaa varallisuus tai mikään muu ominaisuus. Ammattimaisten sijoitusneuvojien suositusten mukaan sijoittajan riskiaversion tulisi kuitenkin kasvaa iän mukana. Perinteinen portfolionvalintateoria on ristiriidassa myös useimpien viime aikaisten tutkimusten kanssa, jotka ovat osoittaneet, että kotitalouksien portfolioiden rakenteet vaihtelevat paljon ja niissä tapahtuu ajan mittaan muutoksia. Useat viime aikaiset tutkimukset ovat osoittaneet, että kotitalouksien portfolioiden rakenteet vaihtelevat demografioiden välillä. Tutkimustulokset ikä- ja kohorttiprofiileiden muodoista ovat kuitenkin vaihdelleet paljon eri tutkimusten välillä.

Tutkimuksessa käytetään Tilastokeskuksen varallisuustutkimuksien poikkileikkausaineistoja vuosilta 1994, 1998 ja 2004, joissa tutkimusyksikkönä on kotitalous. Varallisuustutkimus kuvaa kotitalouksien varallisuuden kokonaismäärää, rakennetta ja jakautumista eri väestöryhmien kesken. Aineisto käsittää vain kotitalouksien henkilökohtaisen varallisuuden ja velat. Tiedot pohjautuvat varallisuustutkimuksissa pääosin haastattelutietoihin, mutta tietoja on täydennetty yhdistelemällä niihin rekisteripohjaisia tietoja. Vuosien 1994–2004 varallisuustutkimusten keskeinen tietosisältö koostuu reaali- ja rahoitusvarallisuudesta, mutta aineistot sisältävät myös runsaasti erilaisia kotitalouksia luokittelevia taustamuuttujia. Varallisuustutkimuksissa on sovellettu kaksivaiheista ositettua otantaa ja tutkimuksien tavoiteperusjoukkona ovat Suomessa vakituisesti asuvat kotitaloudet. Vuosien 1994–2004 otokset ovat toisistaan riippumattomia eli jokaisena tutkimusvuotena otokseen on poimittu eri kotitaloudet. (Säylä 2000; 2005.)

Tutkielma rakentuu siten, että aluksi käydään läpi staattisia lyhyen aikavälin portfolionvalintateorioita. Tämän jälkeen tarkastellaan kirjallisuudessa esiintyvän teorian perusteella, kuinka sijoitushorisontin muuttumisen useaksi periodiksi tulisi vaikuttaa portfolionvalintaongelmaan. Teoreettisen tarkastelun jälkeen käydään läpi tärkeimpiä aihepiiriä koskevia tutkimustuloksia ja tarkastellaan erityisesti ikään, ajankohtaan ja syntymäaikaan liittyvää identifikaatio-ongelmaa. Tämän jälkeen esitellään kattavasti tutkimuksessa käytettävä aineisto, kuvataan yleisellä tasolla suomalaisten kotitalouksien sijoituskäyttäytymistä ja tarkastellaan graafisesti ajan, iän ja sukupolven vaikutusta rahoitusvarallisuuden koostumukseen. Varsinaisessa empiirisessä osiossa käydään läpi tutkimusmenetelmät ja esitetään estimoitavat regressiomallit. Lopuksi käydään läpi tutkimustulokset ja niiden perusteella tehdyt johtopäätökset.

## 2 LYHYEN AIKAVÄLIN PORTFOLIONVALINTATEORIAT

Perinteiset portfolionvalintateoriat ovat lyhyen aikavälin malleja, koska niissä sijoituspäätös tehdään vain yhdelle periodille kerrallaan. Näistä malleista tunnetuimpia ovat keskiarvo-variانسsianalyysi ja siihen pohjautuva Capital Asset Pricing -malli (CAP -malli). Suurin ero näiden perusmallien välillä on se, että keskiarvo-variانسsianalyysin mukaan sijoittaja maksimoi suoraan portfolion tuottoa suhteessa riskiin, kun puolestaan CAP -mallissa sijoittaja maksimoi hyötyään, johon portfolion tuotto vaikuttaa positiivisesti ja riski negatiivisesti. Lisäksi CAP -malli käsittelee enemmänkin arvopapereiden hinnoittelua kuin portfolionvalintateoriaa. Kummatkin mallit johtavat kuitenkin samanlaiseen johtopäätökseen siitä, kuinka sijoittajien rahoitusvarallisuuden tulisi jakautua erilaisten sijoituskohteiden kesken.

### 2.1 Keskiarvo-variانسsianalyysi

Modernien portfolionvalintateorioiden katsotaan rahoitusteoriassa pohjautuvan pääosin Markowitzin (1952) esittämään keskiarvo-variانسsianalyysiin. Markowitz osoitti kuinka sijoittajien tulisi valita arvopapereita, kun sijoitusaikaväli on vain yhden jakson mittainen ja sijoittajat välittävät vain portfolion tuoton keskiarvosta ( $\bar{R}$ ) ja variانسista ( $\sigma^2$ ) (tai vaihtoehtoisesti keskihajonnasta ( $\sigma$ )). Keskeisimmät oletukset teoriassa ovat, että sijoittajien näkemykset kyseisistä objektiivisista mittareista ovat homogeenisia ja että sijoittajat preferoivat korkeaa tuottoa ja matalaa riskiä. Markowitz osoitti, että sijoittajan lisätessä arvopapereita portfolioonsa sen kokonaisriski (portfolion tuoton varianssi) pienenee jatkuvasti. Yksi keskiarvo-variانسsianalyysin tärkeimmistä kontribuutioista onkin se, että kun yksittäisten arvopapereiden painot pienenevät portfolioissa, niin epäsystemaattinen (arvopaperikohtainen) riski vähenee olemattomiin. Näin ollen täydellisesti hajautetussa portfolioissa ainoa jäljelle jäävä riski on systemaattinen riski (mm. makrotaloudelliset ja poliittiset riskit), joka on kaikille arvopapereille yhteinen.



Hajautuksen vaikutusta voidaan havainnollistaa matemaattisesti. Oletetaan, että jokaiseen yksittäiseen arvopaperiin sijoitetaan suhteellisesti saman verran, jolloin portfolioissa on  $N$  kappaletta sijoituskohteita, joihin jokaiseen sijoitetaan  $1/N$  osuus. Oletetaan lisäksi, että kaikkien yksittäisten arvopapereiden odotettu tuotto on  $m$  ja että yksittäiset arvopaperit eivät ole toisistaan täysin riippumattomia (kovarianssi niiden välillä on  $\neq 0$ ). Portfolion tuoton odotusarvo ( $E(R_p)$ ) on portfolioon sisältyvien yksittäisten arvopapereiden odotettujen tuottojen painotettu keskiarvo (Elton & Gruber 1981, 26–27):

$$(1) \quad E(R_p) = \sum_{j=1}^N E(X_j R_j) = \sum_{j=1}^N \frac{1}{N} E(R_j) = \sum_{j=1}^N \frac{1}{N} m = m,$$

jossa  $X_j$  on arvopaperiin  $j$  sijoitettu prosentiosuus koko portfolioista ja  $R_j$  on arvopaperin  $j$  odotettu tuotto. Kaavasta (1) huomataan, että odotettu tuotto pysyy vakiona hajautuksesta huolimatta. Portfolion tuoton varianssi ( $\sigma_p^2$ ) koostuu puolestaan yksittäisten arvopapereiden varianssien painotetuista keskiarvoista sekä arvopapereiden välisistä kovarianssitermeistä (Elton & Gruber 1981, 32–34):

$$(2) \quad \begin{aligned} \sigma_p^2 &= \sum_{j=1}^N X_j^2 \sigma_j^2 + \sum_{j=1}^N \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^N X_j X_k \sigma_{jk} \\ &= \sum_{j=1}^N (1/N)^2 \sigma_j^2 + \sum_{j=1}^N \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^N (1/N)(1/N) \sigma_{jk} \\ &= (1/N) \sum_{j=1}^N \left[ \frac{\sigma_j^2}{N} \right] + \frac{(N-1)}{N} \sum_{j=1}^N \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^N \left[ \frac{\sigma_{jk}}{N(N-1)} \right], \end{aligned}$$

joissa  $X_j$  on arvopaperiin  $j$  sijoitettu suhteellinen portfolio-osuus,  $\sigma_j^2$  on arvopaperin  $j$  varianssi ja  $\sigma_{jk}$  on arvopapereiden  $j$  ja  $k$  välinen kovarianssi<sup>1</sup>. Korvaamalla summat keskiarvoilla saadaan portfolion varianssiksi (Elton & Gruber 1981, 34):

---

<sup>1</sup> Kovarianssi voidaan myös standardoida korrelaatiokertoimeksi  $\sigma_{ij} = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \Leftrightarrow \rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j}$

$$(3) \quad \sigma_p^2 = \frac{1}{N} \overline{\sigma_i^2} + \frac{N-1}{N} \overline{\sigma_{jk}}$$

Kaavasta (3) voidaan päätellä, että yksittäisten arvopapereiden varianssien osuus portfolion varianssista lähestyy nollaa kun  $N$  kasvaa suureksi. Näin ollen epäsystemaattinen riski on hajauttavissa pois. Tästä johtuen sijoittaja voi pienentää kohtaamaansa kokonaisriskiä hajauttamalla sijoituksensa portfolioon yksittäisten arvopapereiden sijaan ilman, että sijoituksen odotettu tuotto laskee.<sup>2</sup> Kovarianssitermien osuus kaavassa (3) lähestyy kuitenkin arvopapereiden välistä keskimääräistä kovarianssia, kun  $N$  kasvaa suureksi. Näin ollen systemaattista riskiä, jonka kovarianssitermit aiheuttavat, ei voida hajauttamalla eliminoida. Ainoastaan niissä tapauksissa, että kaikki yksittäiset arvopaperit ovat toisistaan täysin riippumattomia ( $\rho_{ij} = 0$ ) tai täydellisesti negatiivisesti korreloituneita ( $\rho_{ij} = -1$ ), voidaan koko portfolion riski poistaa hajauttamalla. Todellisuudessa markkinoilla arvopapereiden väliset kovarianssit ovat yleensä positiivisia. (Elton & Gruber 1981, 34–35.) Markowitzin (1952) teoriasta seuraa myös se, että täydellisesti hajautetun portfolion tuottoa on mahdotonta enää kasvattaa ilman, että sijoittaja kasvattaa portfolion riskiä.

Keskiarvo-varianssiteorian mukaan sijoittajien tulisi valita osakkeita, joilla on suurin tuotto-riski -suhde ja yhdistellä nämä tehokkaiksi portfolioiksi, joissa riski minimoituu jokaisella annetulla odotetulla tuottotasolla tai vastakkaisesti tuotto maksimoituu jokaisella riskitasolla. (Megginson 1997, 5–6.) Näin ollen sijoittaja preferoi kahden portfolion tapauksessa portfoliota  $A$  suhteessa  $B$ :hen, jos seuraava keskiarvo-varianssi kriteeri toteutuu (Cuthbertson 1996, 26):

$$(4) \quad E_A(R) > E_B(R) \text{ ja } \text{var}_A(R) \leq \text{var}_B(R) \\ \text{tai} \\ E_A(R) \geq E_B(R) \text{ ja } \text{var}_A(R) < \text{var}_B(R),$$

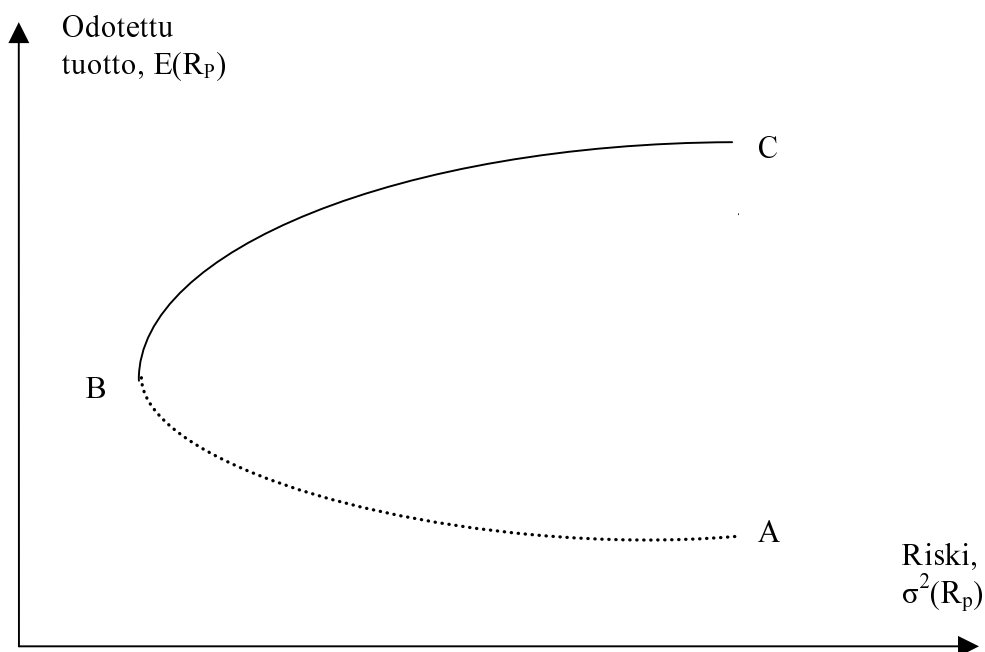
joissa  $E_A(R)$  on portfolion  $A$  odotettu tuotto,  $E_B(R)$  on portfolion  $B$  odotettu tuotto,  $\text{var}_A(R)$  on portfolion  $A$  varianssi ja  $\text{var}_B(R)$  on portfolion  $B$  varianssi. Portfoliot, jotka täyttävät

---

<sup>2</sup> Kokonaisriskiä voidaan pienentää vain, jos yksittäisten arvopapereiden tuotot eivät ole täydellisesti positiivisesti korreloituneita (korrelaatiokerroin  $\neq 1$ ) (Markowitz 1952).

kyseisen keskiarvo-varianssi kriteerin, sanotaan olevan tehokkaita portfolioita, jotka tarjoavat sijoittajille parhaan mahdollisen kombinaation riskin ja tuoton välillä (Cuthbertson 1996, 26).

Kuviossa 1 on kuvattu riskillisen portfolion valintaa graafisesti. Jokainen riskillinen portfolio, joka on konveksin alueen  $CBA$  sisällä, on mahdollinen valinta sijoittajalle. Portfoliot, jotka sijaitsevat hyperbelillä  $CBA$  ovat niin kutsuttuja minimivarianssiportfolioita, jotka voidaan ratkaista kiinnittämällä portfolion tuotto ja minimoimalla varianssi tämän jälkeen (ks. Ingersoll 1987, 82–83). Käyrä  $BC$  dominoi kuitenkin käyrää  $AB$ , koska ensiksi mainitulla käyrällä on korkeampi odotettu tuotto jokaisella annetulla riskitasolla. Tätä käyrää  $BC$  kutsutaan tehokkaaksi rintamaksi, jolla sijaitsevat portfoliot, jotka ovat keskiarvo-varianssi -tehokkaita. Rationaalinen sijoittaja valitsee yhden niistä portfolioista, jotka sijaitsevat kyseisellä käyrällä. Kuvioista 1 selviää, että kaikki keskiarvo-varianssi -tehokkaat portfoliot ovat minimivarianssiportfolioita, mutta sama ei päde toisinpäin. Riskiä erittäin paljon karttava sijoittaja valitsee portfolion  $B$ , kun taas riskiä enemmän sietävä sijoittaja valitsee portfolion, joka on lähempänä  $C$ :tä. Tehokas riskillisten portfolioiden joukko koostuu siten niistä portfolioista, jotka sijaitsevat *globaalin* minimivarianssiportfolion  $B$  ja maksimituottoportfolion välillä  $C$ . (Cuthbertson 1996, 31–33; Elton & Gruber 1981, 56–60; Megginson 1997, 104–107.)



KUVIO 1 Tehokas rintama (Cuthbertson 1996, 32).

## 2.2 Portfolioseparaatioteoreema

Markowitzin (1952) keskiarvo-varianssianalyysin tarkastelu keskittyi pelkästään riskillisen portfolion muodostamiseen. Tobin (1958a) laajensi tutkimuksessaan mallin lisäämällä siihen myös riskittömän sijoituskohteen. Näin ollen sijoittaja tekee päätöksen myös siitä, kuinka hän sijoittaa varansa riskittömän ja riskillisen sijoituskohteen välillä. Tähän päätökseen vaikuttavat myös yksilön preferenssit. Tobinin teorian lopputulos on niin kutsuttu portfolioseparaatioteoreema, jonka mukaan yksittäisen sijoittajan valintaongelma rajoittuu kahteen portfolioon: riskittömään rahamarkkinasijoitukseen ja riskilliseen portfolioon, joka on koostumukseltaan kaikilla sijoittajilla samanlainen.

Oletetaan seuraava portfolionvalintaongelma, jossa yksilö voi sijoittaa yhteen riskittömään ja useaan riskilliseen sijoituskohteeseen. Sijoittaja maksimoi tuoton keskiarvon ja varianssin lineaarista kombinaatiota, jossa keskiarvolla on positiivinen ja varianssilla negatiivinen paino. Tuoton ja riskin kombinaatio on paras portfolioissa, joka jakautuu riskillisten arvopapereiden kesken vektorin  $\alpha_t$  osoittamalla tavalla. Maksimointitehtävä ja sen ratkaisu ovat seuraavat (Cambell & Viceira 2002, 20):

$$(5) \quad \max_{\alpha_t} \alpha_t' (E_t \mathbf{R}_{t+1} - R_{f,t+1} \mathbf{1}) - \frac{k}{2} \alpha_t' \Sigma_t \alpha_t$$

$$(6) \quad \alpha_t = \frac{1}{k} \Sigma_t^{-1} (E_t \mathbf{R}_{t+1} - R_{f,t+1} \mathbf{1}).$$

joissa vektori  $\alpha_t$  sisältää riskillisten arvopapereiden optimaaliset portfolio-osuudet,  $E_t \mathbf{R}_{t+1}$  on vektori riskillisten arvopapereiden ehdollisista tuottojen odotusarvoista ( $N$  kappaletta), jotka realisoituvat hetkellä  $t+1$  ja jotka perustuvat olemassa olevaan informaatioon hetkellä  $t$ .  $R_{f,t+1}$  on riskittömän sijoituskohteen tuotto hetkellä  $t+1$ , joka tiedetään hetkellä  $t$ . Vektori  $(E_t \mathbf{R}_{t+1} - R_{f,t+1} \mathbf{1})$  kuvaa portfolion riskipreemiota, joka merkitsee sitä ylimääräistä tuottovaatimusta, jonka sijoittajat vaativat riskillisiin arvopapereihin sijoittamisesta riskittömän sijoituksen sijaan.  $\mathbf{1}$  termi tarkoittaa yksikkövektoria.  $\Sigma_t$  on riskillisten arvopapereiden tuottojen

varianssi-kovarianssi -matriisi ja  $\Sigma_t^{-1}$  on varianssi-kovarianssi -matriisin käänteismatriisi. Portfolion tuoton varianssi on  $\mathbf{a}'_t \Sigma_t \mathbf{a}_t$ .

Kaavan (6) mukaan sijoittajan preferenssit vaikuttavat yksilön sijoituspäätökseen siis vain skalaaritermin  $1/k$  kautta, joka kuvastaa sijoittajan riskinsietokykyä. Näin ollen sijoittajat eroavat toisistaan riskilliseen portfolioon sijoitetun varallisuuden määrän mukaan, mutta portfolion koostumus on kaikilla sijoittajilla sama. Kun  $k$  on suurempi kuin yksi, sijoittaja on riskinkaihtaja, jolloin hän sijoittaa enemmän riskittömään sijoituskohteeseen ja vähemmän kaikkiin riskillisiin arvopapereihin. Riskineutraaleilla sijoittajilla  $k$  on tasan yksi ja riskinottajilla pienempi kuin yksi. Sijoittaja ei kuitenkaan muuta riskillisen portfolionsa suhteellisia sijoitusosuuksia, jotka määrää vektori  $\Sigma_t^{-1}(E_t \mathbf{R}_{t+1} - R_{f,t+1} \mathbf{1})$ . (Cambell & Viceira 2002, 20–21.)

Keskiarvo-variانسianalyysin keskeisintä tulosta voidaan havainnollistaa myös graafisesti. Kuviossa 2 käyrä kuvaa tehokasta rintamaa eli kaikkia niitä odotetun tuoton ja riskin (keskihajonnan) tehokkaita yhdistelmiä, jotka voidaan saavuttaa yhdistelemällä riskillisiä arvopapereita. Riskitön sijoituskohde  $R_f$ , joka on likvidi rahamarkkinasijoitus, on tuotoltaan pienin, mutta täysin riskitön kun kyseessä on yhden periodin mittainen sijoitus. Kun malliin lisätään kyseinen riskitön sijoituskohde, niin sijoittajien on mahdollista antaa lainaksi rahaa riskittömällä korolla. Tehokkaiden tuotto-riski -yhdistelmien joukoksi tulee nyt suora riskittömän sijoituskohteen ja riskillisen tangenttiportfolion  $S$  välillä. Tätä keskiarvo-variانسsi -tehokasta rintamaa kutsutaan arvopaperimarkkinasuoraksi (Capital market line, CML), jossa sijoittajilla on mahdollisuus saavuttaa parempia riski-tuotto yhdistelmiä, kuin sijoittamalla pelkästään riskillisiin portfolioihin. Sijoittajan ei kannata investoida esimerkiksi portfolioon  $B'$ , koska sijoittamalla portfolioon  $B$  sijoittaja voi saavuttaa korkeamman tuoton samalla riskitasolla. Arvopaperimarkkinasuora osoittaa, että riskin ja tuoton välillä on lineaarinen suhde. (Elton & Gruber 1981, 62–65; Megginson 1997, 105–107.)

Jos sijoittajat voivat myös ottaa lainaa samalla riskittömällä korolla, niin mahdollisten portfolioiden joukko laajenee suorana tangenttiportfoliosta ylöspäin oikealle. Sijoittajat voivat tällöin ottaa lainaa riskittömällä korolla sijoittaakseen portfolioon, jonka riski on suurempi kuin tangenttiportfolion (kohta  $D$ ). Tässäkään tapauksessa sijoittajan ei kannata investoida portfolioon  $D'$ , koska sijoittamalla portfolioon  $D$  sijoittaja saavuttaa korkeamman tuoton

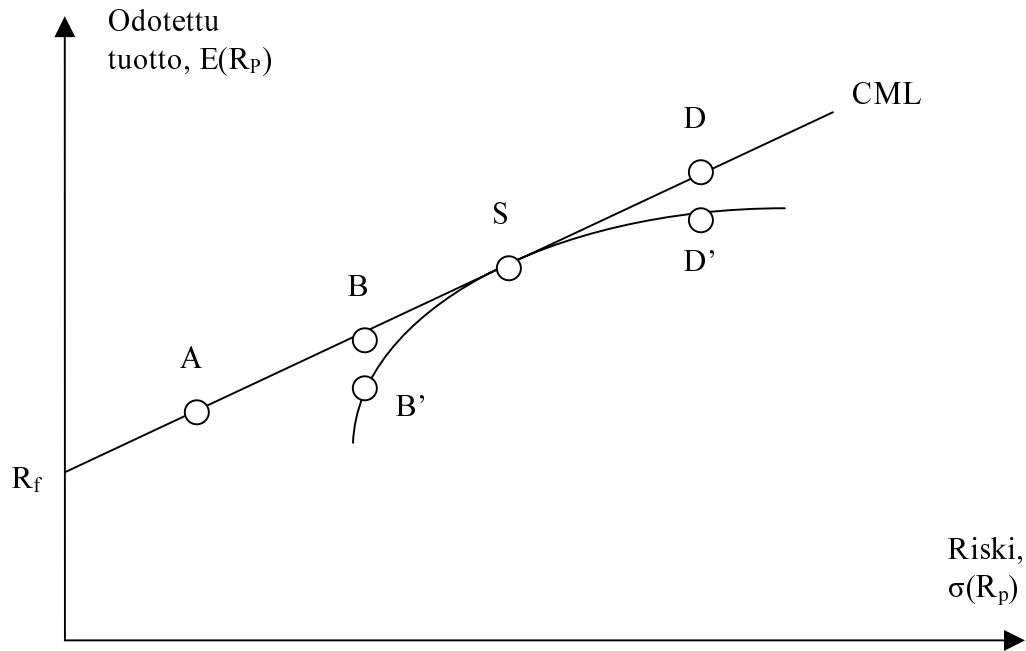
samalla riskitasolla. Kohta  $S$ , jossa arvopaperimarkkinasuora on tangenti riskillistä portfolioista koostuvan tehokkaan rintaman kanssa, on näin ollen paras yhdistelmä riskillisiä arvopapereita.<sup>3</sup> Kaikki sijoittajat, jotka välittävät vain portfolion tuoton keskiarvosta ja varianssista (tai keskihajonnasta), sijoittavat samaan riskilliseen tangentiportfolioon. Koska yksilöiden odotuksien ja näkemyksien keskiarvoista ja variansseista oletetaan olevan homogeenisia, sijoittajat pitävät samassa suhteessa riskillisiä arvopapereita kuin tangentiportfolion painot ovat. Näin ollen riskillisen portfolion koostumus on kaikilla sijoittajilla sama, eikä siihen vaikuta yksilön preferenssit tai yksikään sijoittajan ominaisuus.<sup>4</sup> (Elton & Gruber 1981, 62–65; Megginson 1997, 105–107.)

Sijoittajien preferenssit vaikuttavat vain siihen, kuinka he jakavat sijoituksensa riskittömän sijoituskohteen ja riskillisen portfolion  $S$  välillä. Jos sijoittaja on konservatiivinen, riskiä paljon karttava, hän sijoittaa suuremman osan varoistaan riskittömään sijoituskohteeseen ja vain vähän riskilliseen portfolioon (kohta  $A$ ). Maltillinen sijoittaja kasvattaa sijoitustaan siirtyen arvopaperimarkkinasuoralla ylöspäin oikealle (kohta  $B$ ). Aggressiivinen, riskiä paljon sietävä sijoittaja puolestaan lainaa riskittömällä korolla ja lisää varallisuudestaan optimaaliseen riskilliseen portfolioon  $S$  sijoitettavaa osuutta (kohta  $D$ ). (Elton & Gruber 1981, 62–65; Megginson 1997, 105–107.)

---

<sup>3</sup> Jos markkinoilla on olemassa riskitön sijoituskohte, niin portfolio  $S$  tarjoaa silloin korkeimman odotetun riskipreemion yhtä riskyksikköä (keskihajontaa) kohti. Toisin sanoen kohdassa  $S$  Sharpen suhdeluku  $(E(R_p) - R_f) / \sigma(R_p)$  maksimoituu, jolloin portfolion  $S$  tuotto on paras mahdollinen suhteessa riskiinsä, verrattuna muihin mahdollisiin riskillisiin portfolioihin tehokkaalla rintamalla. (Brealey & Myers 2003, 179.)

<sup>4</sup> Tässä tarkastelussa ei ole otettu huomioon lyhyeksi myyntiä (short selling), jolloin arvopapereiden painot voivat olla myös negatiivisia. Lyhyeksi myynti tarkoittaa sitä, että sijoittaja voi myydä minkä tahansa arvopaperin, vaikka hän ei omista sitä itse ja investoida hankkimansa varat haluamaansa sijoituskohteeseen. Tämä tulos on kuitenkin yleistettävissä myös siinä tapauksessa, jos lyhyeksi myynti sallittaisiin. (Elton & Gruber 1981, 60–62.)



KUVIO 2 Arvopaperimarkkinasuora (Megginson 1997, 107).

### 2.3 CAP -malli

Tobinin (1958a) esittämä portfolioseparaatioteoreema todisti sen, että kaikkien rationaalisten sijoittajien tulisi pitää hallussaan samaa riskillistä portfoliota. Summat, joita kyseiseen portfolioon sijoitetaan, voivat vaihdella investojien kesken, mutta riskillisen portfolion koostumus ja siten myös yksittäisten riskillisten arvopapereiden painojen sijoittajien portfolioissa tulisi olla kaikilla sama. Näin ollen sijoittajien investointivalinnat rajoittuvat kahteen sijoitussalkkuun: rahamarkkinasalkku sijoittaa varat riskittömään sijoituskohteeseen ja toinen salkku sijoittaa varat riskilliseen tangentiportfolioon. Ainoa asia joka vaihtelee, on se osuus, joka sijoitetaan riskilliseen portfolioon ja mikä riskittömään sijoituskohteeseen. (Tobin 1958a.) Keskiarvo-varianssianalyysi ei kuitenkaan anna vastausta siihen, mistä arvopapereista optimaalinen tangentiportfolio koostuu ja mitkä ovat näiden arvopapereiden painot kyseisessä portfolioissa.

Sharpe (1964) esitti ensimmäisenä<sup>5</sup> teorian Capital Asset Pricing -mallista (CAP -malli), joka osoittaa, että kuviossa 2 kuvattu tangenttiportfolio on itse asiassa markkinaportfolio, joka sisältää kaikki riskilliset sijoituskohteet. CAP -malli pohjautuu hyvin pitkälti keskiarvo-varianssianalyysin tuloksiin. Suurin ero näiden perusmallien välillä on se, että keskiarvo-varianssianalyysissä sijoittaja maksimoi suoraan portfolion tuotto-riski -suhdetta, kun puolestaan CAP -mallissa sijoittaja maksimoi varallisuudesta saatavaa hyötyään, johon portfolion tuotto vaikuttaa positiivisesti ja riski negatiivisesti.<sup>6</sup> Mitä pienempi sijoittajan riskinsietokyky on, sitä enemmän tuottoon liittyvä epävarmuus vähentää sijoittajan hyötyä. Kuten keskiarvo-varianssianalyysissä, myös CAP -mallin mukaan riskillisen salkun valinta riippuu pelkästään yksilön näkemyksistä objektiivisista mittareista eli arvopapereiden odotetuista tuotoista, variansseista ja kovariansseista (Cuthbertson 1996, 23). Vaikka CAP -malli käsittelee enemmänkin arvopapereiden hinnoittelua kuin optimaalista portfolionvalintaa, niin se johtaa samanlaiseen portfolioseparaatioteoreemaan kuin edellä on esitetty.

Ennen kuin tarkastellaan CAP -mallin portfolionvalintateorian kannalta keskeisimpiä tuloksia, on syytä tarkastella teorian taustalla olevia lukuisia rajoittavia ja osittain epärealistisia oletuksia (Copeland 1983, 186; Elton & Gruber 1981, 275–276):

1. Sijoittajat ovat riskinkarttaji ja he maksimoivat odotettua hyötyään, joka on suoraan verrannollinen heidän varallisuutensa tasoon sijoitusperiodin lopussa
2. Markkinoilla ei ole epätäydellisyyksiä kuten transaktiokustannuksia ja veroja
3. Kaikki sijoituskohteet ovat myytävissä ja ostettavissa markkinoilta (mukaan lukien inhimillinen pääoma) ja kaikki sijoituskohteet voidaan jakaa äärettömän pieniksi eriksi
4. Markkinoilla vallitsee täydellinen kilpailu, joten yksittäinen sijoittaja ei voi vaikuttaa arvopapereiden hintoihin
5. Informaatio on ilmaista ja samanaikaisesti kaikkien sijoittajien saatavilla
6. Lyhyeksi myynti on sallittua
7. Sijoittaja voi antaa velaksi rahaa tai ottaa lainaa riskittömällä korolla rajoittamattomia määriä

---

<sup>5</sup> Myös muun muassa Lintner (1965) ja Mossin (1966) ovat kehittäneet CAP -mallin teoriaa.

<sup>6</sup> Yksilön hyötyfunktio on muotoa  $U(E(R_p), \sigma_p^2)$ , jossa  $\frac{\partial U}{\partial E(R_p)} > 0$ ,  $\frac{\partial U}{\partial \sigma_p^2} < 0$ . Hyötyfunktio  $U$  on lisäksi konkaavi, jolloin sijoittajat ovat riskinkarttaji. (Elton & Gruber 1981, 198; Ingersoll 1987, 92.)



8. Sijoittajat tekevät investointipäätökset pelkästään portfolion odotetun tuoton ja varianssin (tai keskihajonnan) perusteella
9. Sijoittajien odotukset arvopapereiden tuotoista, variansseista ja kovariansseista ovat yhdelle periodille homogeeniset.
10. Arvopapereiden tuotot ovat normaalisti jakautuneita

CAP -mallin oletusten takia teoria ei välttämättä kuvaa todellisuudessa kovinkaan hyvin kotitalouksien sijoituskäyttäytymistä. Tulevissa luvuissa käsittelemme pitkän aikavälin portfolionvalintateoriota ja huomaamme, että monet näistä oletuksista ovat kestäättömiä. Pitkän aikavälin portfolionvalintateorioissa sijoitushorisontti on usean periodin mittainen ja se vaikuttaa teoriassa oleellisesti sijoittajien portfolioiden koostumukseen. Staattisissa malleissa sijoittajan elinkaareen perustuva portfolionvalintaongelma voi tulla kysymykseen vain, jos demografioiden (esimerkiksi ikä ja kohortti) annetaan vaikuttaa muun muassa riskinsietokykyä mittaaviin parametreihin (Andersson 2001).

Koska kaikki sijoittajat maksimoivat sijoitusperiodin lopun varallisuudestaan samaansa hyötyä, niin CAP -malli on implisiittisesti yhden periodin malli (Copeland 1983, 186). CAP -mallissa sijoittajat maksimoivat hyötyään seuraavalla investointirajoitteella (Sharpe 1991):

$$(7) \quad \sum_i X_{ik} = 1,$$

jossa  $X_{ik}$  osoittaa sitä osuutta sijoittajan  $k$  portfoliosta, joka on sijoitettu arvopaperiin  $i$ . Tämä tarkoittaa sitä, että portfolioon kuuluvien arvopapereiden suhteellisten painojen on summauduttava ykköseksi. Mallin oletuksien mukaan sijoitukset voivat olla sekä positiivisia että negatiivisia eli lyhyeksi myynti on sallittua.<sup>7</sup> CAP -mallissa sijoittaja valitsee portfolion, joka maksimoi hänen hyötynsä.<sup>8</sup> Hyödyn maksimoimiseksi yksittäisten arvopapereiden rajahyötyjen on oltava yhtä suuria, sillä muuten hyötyä voitaisiin lisätä investointirajoitetta rikkomatta (Sharpe 1991).

---

<sup>7</sup> Tämä ei ole kuitenkaan välttämätön ehto, koska CAP -mallin mukaan kaikki sijoittajat investoivat markkinatasapainossa optimaaliseen markkinaportfolioon. Koska tasapainossa ei ole lyhyeksi myyntiä yhdestäkään arvopaperista, silloin se ei vaikuta myöskään markkinoiden tasapainotilaan. (Elton & Gruber 1981, 295–296.)

<sup>8</sup> Ks. esim. Sharpe (1991) tarkempaa sijoittajan hyödynmaksimointitehtävän analysointia varten.

Keskiarvo-varianssianalyysin mukaan kaikki sijoittajat pitävät hallussaan samaa riskillistä portfoliota, jos heidän odotuksensa ovat homogeenisia. Oletetaan sen lisäksi, että markkinat ovat tasapainottuneet, jolloin kaikki talouden arvopaperit ovat sijoittajien hallussa. Markkinoiden ollessa tasapainossa yhdestäkään arvopaperista ei voi olla ylikysyntää tai tarjontaa, jolloin jokainen yksittäinen arvopaperi on yhtä kiinnostava sijoituskohte kaikille sijoittajille. Markkinat eivät kuitenkaan tasapainotu ennen kuin tangentiportfolion painot ovat niiden markkina-arvojen mukaiset. Siten markkinoiden ollessa tasapainossa, tangentiportfoliossa arvopapereiden painojen on oltava täsmälleen samat kuin mitä ne edustavat koko markkinoilla. (Copeland 1983, 173–174.) Tasapainossa optimaalinen riskillinen portfolio on siten markkinaportfolio, joka koostuu kaikista markkinoilla olevista arvopapereista, joiden painot  $X_i$  määräytyvät niiden suhteellisten markkina-arvojen mukaan (Copeland 1983, 188):

$$(8) \quad X_i = \frac{V_i}{\sum_{i=1}^N V_i} = \frac{\text{yksittäisen arvopaperin markkina - arvo}}{\text{kaikkien arvopapereiden markkina - arvo}}$$

Jos esimerkiksi sijoittajalla olisi informaatiota (jota toisilla ei ole) arvopapereista, jotka ovat alihinnoiteltuja markkinoilla, hän todennäköisesti kasvattaisi näiden osakkeiden painoa portfoliossaan. Koska tämä ei ole täydellisen kilpailun markkinoilla mahdollista, niin kenenkään ei ole syytä pitää koostumukseltaan erilaista portfoliota kuin muilla sijoittajilla. Tämän vuoksi markkinaportfolio on kaikille sijoittajille optimaalinen riskillinen portfolio, jolloin riskillisen portfolion koostumus on samanlainen kaikilla sijoittajilla.<sup>9</sup> (Brealey & Myers 2003, 179.)

Annettujen oletusten mukaan CAP -malli johtaa siis lopulta samanlaiseen lopputulokseen kuin kuviossa 2 on esitetty. Nyt tangentiportfolio  $S$  on markkinaportfolio, joka sisältää kaikki arvopaperit ja se on siten täydellisesti hajautettu portfolio (tällöin systemaattinen riski on sama kuin markkinaportfolion riski). Jos sijoittajien odotukset ovat homogeenisiä, niin kaikki kohtaavat saman tehokkaan rintaman, joka on kuviossa 2 esitetty arvopaperimarkkinasuora.

---

<sup>9</sup> Jos markkinaportfolion kokonaisarvosta 5 prosenttia on osakkeessa  $A$  ja 10 prosenttia osakkeessa  $B$ , silloin kaikki yksittäiset sijoittajat pitävät 5 prosenttia riskillisestä portfoliostaan osakkeessa  $A$  ja 10 prosenttia osakkeessa  $B$  (Cuthbertson 1996, 23).

Tästä voimme päätellä, että markkinaportfolio sijaitsee myös tehokkaalla rintamalla ja mikä tahansa riskittömän sijoituskohteen ja markkinaportfolion yhdistelmä on tehokas portfolio. Kaikki tehokkaat, ja siten hyödyn maksimoivat portfoliot ovat siten kahden salkun yhdistelmiä. Vain kokonaisportfolion riskillisen osan koko erottaa sijoittajat toisistaan. (Elton & Gruber 1981, 276–278.)

### 3 PITKÄN AIKAVÄLIN PORTFOLIONVALINTATEORIAT

Pitkän aikavälin portfolionvalintateoriat pohjautuvat siihen, että niissä sijoitushorisontti on usean periodin mittainen. Varhaisimpia teorioita iän ja varallisuuden tason yhteydestä on niin sanottu elinkaarihypoteesi. Kotitalouksien taloudellinen asema riippuu kuitenkin säästöjen tason lisäksi myös siitä, kuinka ne on sijoitettu. Elinkaarihypoteesi ei selitä tätä iän ja varallisuuden rakenteen yhteyttä, eikä siten ole käyttökelpoinen sellaisenaan arvioitaessa ihmisten sijoituskäyttäytymistä. Perinteinen pitkän aikavälin staattinen portfolionvalintamalli tuottaa useiden rajoittavien oletusten mukaisessa tilanteessa samanlaisen lopputuloksen kuin edellä esitetyt lyhyen aikavälin mallit. Osittain epärealististen oletusten vuoksi mallia on kuitenkin kritisoitu paljon. Lisäksi ammattimaisten sijoitusneuvojien suositukset eivät vastaa useinkaan staattisten mallien lopputuloksia, vaan heidän neuvojensa mukaan portfolion koostumuksen tulisi vaihdella muun muassa ihmisen iän mukaan. Viime vuosina tutkijat ovat kehittäneet pitkän aikavälin portfolionvalintateoriaa modernimmaksi. Sijoittajien varallisuuden koostumuksen ja siihen vaikuttavien tekijöiden tutkimus onkin perustunut viime vuosina pitkän aikavälin dynaamisiin portfolionvalintateorioihin.

#### 3.1 Elinkaarihypoteesi

Yksi varhaisimpia ja tunnetuimpia yksilön iän sekä varallisuuden kerääntymistä ja kulutuksen yhteyttä kuvaavia teorioita on elinkaarihypoteesi (Brumberg & Modigliani 1954, 1980; Ando & Modigliani 1963). Teoriassa oletetaan, että äärellisen pitkään elävien kuluttajien päätöksentekohorisontti on usean periodin mittainen. Elinkaarihypoteesin mukaan yksilön varallisuuden taso riippuu hänen iästään, mutta kuluttaja pyrkii varallisuuden tasosta huolimatta pitämään kulutuksensa suhteellisen vakaana elinkaarensa ajan. Kuluttaja saa mallissa hyötynsä hänen kokonaiskulutuksestaan, joka koostuu tämän hetkisestä ja tulevien periodien kulutuksesta (Branson 1989, 243):

$$(9) \quad U = U(C_0, C_1, C_2, C_3, C_4, \dots, C_T),$$

jossa  $C$  on yksilön kulutus,  $U$  on hyöty ja  $T$  on jäljellä olevien elinvuosien määrä. Kuluttaja maksimoi elinaikansa hyötyä suhteessa hänelle mahdollisiin kokonaisresursseihin elinkaaren aikana. Näin ollen elinajan kulutuksen nykyarvo on yhtä suuri kuin elinajan tulojen nykyarvo. Kokonaisresurssit koostuvat nykyisten ansiotulojen ja tulevien ansiotulojen nykyarvon lisäksi elinkaaren aikana varallisuudesta (arvopapereista) saatavista tuloista, jolloin intertemporaalinen budjettirajoite on (Branson 1989, 255):

$$(10) \quad \sum_{t=0}^T \frac{C_t}{(1+r)^t} = y_0^L + \sum_{t=1}^T \frac{y_t^L}{(1+r)^t} + \sum_{t=0}^T \frac{y_t^A}{(1+r)^t},$$

jossa  $c_t$  on kulutus hetkellä  $t$ ,  $y_0^L$  kuvaa tämän hetken ansiotuloja,  $y_t^L$  kuvaa odotettuja tulevia ansiotuloja ja  $y_t^A$  kuluttajan arvopapereiden hallussapidosta saamaa tuloa hetkellä  $t$ .<sup>10</sup>  $T$  on odotettu elinikä ja  $r$  on korkotaso. Kaavan (10) mukaan kuluttaja voi sekä ottaa että antaa rahaa lainaksi erottaakseen tulojen ja kulutuksen aikaurat toisistaan, jos kulutuksen nykyarvo ei ole suurempi kuin tulovirran nykyarvo (Branson 1989, 243).

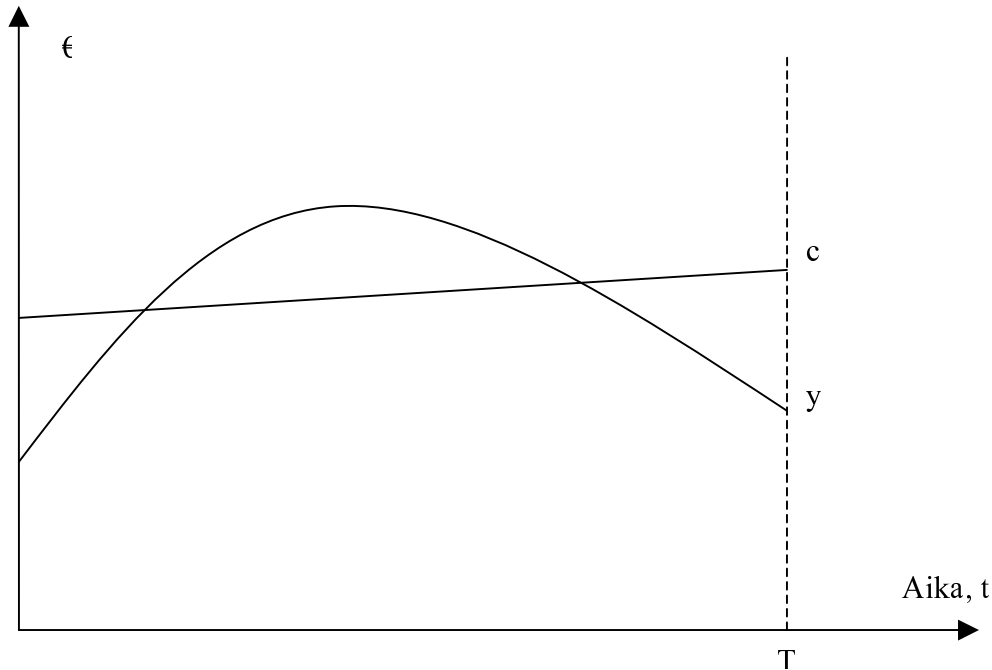
Teorian oletuksena on, että kuluttajien preferenssit ovat homoteettisiä, jolloin hyötyfunktio on homogeeninen kulutuksen suhteen eri ajankohtina. Lisäksi yksilön ei oleteta saavan eikä jättävän varallisuutta perintönä. Näin ollen ainoa tapa mallissa kerätä varallisuutta on säästää itse. Näiden oletusten mukaisessa lopputuloksessa yksilö pyrkii pitämään kulutuksen aikauran tasaisena riippumatta varallisuuden tasosta (Brumberg & Modigliani 1954, 1980; Ando & Modigliani 1963).

Andon ja Modiglianin (1963) mukaan tyypillisellä yksilöllä tulovirta on suhteellisen alhainen elämän alku- ja loppuvaiheessa. Tätä elinkaarihypoteesin mukaista elinajan tulovirtaa kuvaa käyrä  $y$  kuviossa 3. Teoriassa yksilön kulutuksen tason odotetaan pysyvän suhteellisen vakaana tai hieman kasvavan ajan myötä (suora  $c$  kuviossa 2). Yksilön elämän alkuvuosina hän on nettolainanottaja. Keski-iässä, jolloin yksilön tulot ovat korkeimmillaan, hän säästää eläkeikää varten ja maksaakseen ottamansa velan takaisin. Myöhempinä vuosina hän purkaa

---

<sup>10</sup> Jos markkinat ovat kohtalaisen tehokkaat, niin voidaan olettaa, että arvopapereiden hallussapidosta saatavien tulojen nykyarvo on sama kuin arvopapereiden arvo laskettuna periodin  $t$  alussa (Branson 1989, 254).

säästönsä. Näin ollen varallisuus kasautuu työvuosina ja se kulutetaan pois eläkeiässä. (Ando & Modigliani 1963.)



KUVIO 3 Elinkaarihypoteesi (Branson 1989, 253).

Useimmat varallisuuden tason ja iän väliset tutkimukset perustuvat elinkaarihypoteesiin, mutta edes uusimmat ja kehittyneimmät teorian muodot (ks. esim. Modigliani 1986) eivät käsittele iän ja varallisuuden koostumuksen välistä yhteyttä. Kotitalouksien taloudellinen asema riippuu kuitenkin säästöjen tason lisäksi myös siitä miten ne on jaettu. Tämän vuoksi kotitalouksien varallisuuden koostumukseen vaikuttavia tekijöitä on tutkittu lähinnä pitkän aikavälin sijoituskäyttäytymistä käsittelevien teorioiden pohjalta.

### 3.2 Staattinen pitkän aikavälin malli

Toisin kuin lyhyen aikavälin portfolionvalintateorioissa, staattisessa pitkän aikavälin mallissa sijoittaja maksimoi varallisuudesta ( $W$ ) saatavaa hyötyään  $K$  periodin ajalla, jolloin maksimoitava hyötyfunktio on muotoa  $U(W_{t+K})$ . Mallissa oletetaan, että kaikki varallisuus investoidaan, jolloin budjettirajoitteeksi tulee (Campbell & Viceira 2002, 31):

$$(11) \quad \begin{aligned} W_{t+K} &= (1 + R_{pK,t+K})W_t \\ &= (1 + R_{p,t+1})(1 + R_{p,t+2})\dots(1 + R_{p,t+K})W_t, \end{aligned}$$

jossa  $(1 + R_{pK,t+K})$  kuvaa portfolion tuottoa, joka lasketaan  $K$  periodilta (periodista  $t$  periodiin  $t+K$ ).  $K$ -periodin tuotto on näin ollen kumulatiivinen tuotto kaikista  $K$  kappaleesta yhden periodin tuotoista. Logaritminen  $K$ -periodin kumulatiivinen tuotto on vastaavasti summa  $K$  kappaleesta peräkkäisistä yhden periodin logaritmisista tuotoista (Campbell & Viceira 2002, 31):

$$(12) \quad \begin{aligned} \log(1 + R_{pK,t+K}) &= \log(1 + R_{p,t+1}) + \dots + \log(1 + R_{p,t+K}) \\ \Leftrightarrow r_{pK,t+K} &= r_{p,t+1} + \dots + r_{p,t+K} \end{aligned}$$

Mallissa sijoittajan hyötyfunktiosta riippuvilla absoluuttista ( $ARA$ ) ja suhteellista riskinkaihtamista ( $RRA$ ) mittaavilla kertoimilla on erityistä merkitystä (Campbell & Viceira 2002, 23):

$$(13) \quad \begin{aligned} ARA(W) &= -\frac{U''(W)}{U'(W)} \\ RRA(W) &= -\frac{WU''(W)}{U'(W)}, \end{aligned}$$

joissa  $W$  on varallisuus,  $U'$  merkitsee hyötyfunktion ensimmäistä derivaattaa ja  $U''$  toista derivaattaa. Prattin (1964) määritelmän mukaan absoluuttinen riskiaversio määrittää absoluuttisen rahamäärän, jonka sijoittaja on halukas maksamaan välttääkseen tietyn absoluuttisen määrän riskiä. Yleisesti ajatellaan, että absoluuttisen riskiaversio tulisi laskea tai pysyä vakiona varallisuuden laskiessa (Campbell & Viceira 2002, 23). Suhteellinen riskiaversio puolestaan määrittää sen osuuden varallisuudesta, jonka sijoittaja on valmis maksamaan välttääkseen tietyn määrän riskiä, joka mitataan suhteellisena osuutena varallisuudesta (Pratt 1964). Talouden pitkän aikavälin käyttäytyminen antaa olettaa, että suhteellinen riskiaversio ei voi riippua voimakkaasti varallisuudesta (ks. esim. Campbell & Viceira 2002, 24).

Pitkän aikavälin staattisessa mallissa oletetaan, että sijoittajien hyötyfunktiot ovat muodoltaan sellaisia, että suhteellinen riskiaversio on vakio eikä se siten riipu varallisuudesta (CRRA-hyötyfunktio).<sup>11</sup> Tässä tapauksessa kaikki ihmiset riippumatta varallisuuden tasosta tekevät samat päätökset koskien portfolion valintaa, jos sekä riskit että kustannukset niiden välttämiseksi mitataan suhteellisenä osuutena varallisuudesta (Campbell & Viceira 2002 23–24.) Hyötyfunktion yleinen muoto on tässä tapauksessa (Campbell & Viceira 2002, 24):

$$(14) \quad U(W_{t+K}) = \frac{(W_{t+K})^{1-\gamma}}{(1-\gamma)},$$

jonka mukaan absoluuttinen riskiaversio vähenee varallisuuden tason laskiessa ja suhteellinen riskiaversio  $\gamma$  on vakio. Kun  $\gamma \rightarrow 1$ , niin sijoittajalla on logaritminen hyötyfunktio (Campbell & Viceira 2002, 24):

$$(15) \quad U(W_{t+K}) = \log(W_{t+K})$$

### 3.2.1 Yhden periodin lognormaali malli CRRA-hyötyfunktion tapauksessa

Yhden sijoitusperiodin mallissa portfolionvalintaongelma voidaan nyt muokata seuraavanlaiseksi, jos sijoittajien hyötyfunktio on kaavan (14) mukainen (Campbell & Viceira 2002, 26–27):

$$(16) \quad \max \frac{E_t W_{t+1}^{1-\gamma}}{(1-\gamma)}$$

Lisäksi mallissa oletetaan, että sijoittajan portfolion tuotto noudattaa logaritmista normaalijakaumaa.<sup>12</sup> Lognormaalisti jakautuneen satunnaismuuttujan  $X$  odotusarvo on (Campbell & Viceira 2002, 26):

$$(17) \quad \log E_t X_{t+1} = E_t \log X_{t+1} + \frac{1}{2} \text{Var}_t \log X_{t+1} = E_t x_{t+1} + \frac{1}{2} \sigma_{xt}^2$$

---

<sup>11</sup> Engl. constant relative risk aversion (power utility function).

<sup>12</sup> Jos satunnaismuuttujan  $X$  luonnollinen logaritmi on normaalisti jakautunut, silloin  $X$  noudattaa lognormaalijakaumaa (Campbell & Viceira 2002, 25).



Kaavassa (16) skaalatermillä  $(1 - \gamma)$  ei ole merkitystä ratkaisun kannalta, joten se voidaan jättää pois tarkastelusta. Koska portfolion tuotto on lognormaalisti jakautunut, niin myös seuraavan periodin varallisuus on lognormaalisti jakautunut, jolloin käyttämällä kaavaa (17) tavoitefunktio voidaan kirjoittaa uudelleen seuraavaan muotoon (Campbell & Viceira 2002, 26–27):<sup>13</sup>

$$(18) \quad \max \log E_t W_{t+1}^{1-\gamma} = (1-\gamma)E_t \log W_{t+1} + \frac{1}{2}(1-\gamma)^2 \text{Var}_t \log W_{t+1}$$

Kaavan (11) mukainen budjettirajoite voidaan myös kirjoittaa logaritmuotoon (Campbell & Viceira 2002, 26):

$$(19) \quad w_{t+1} = r_{p,t+1} + w_t,$$

jossa logaritmia merkitään pienellä kirjaimella. Jakamalla kaava (18) termillä  $(1 - \gamma)$  ja käyttämällä kaavaa (19) saadaan maksimointitehtäväksi (Campbell & Viceira 2002, 26–27):

$$(20) \quad \max E_t r_{p,t+1} + \frac{1}{2}(1-\gamma)\sigma_{pt}^2 \\ \Leftrightarrow \max \log E_t (1 + R_{p,t+1}) + \frac{\gamma}{2}\sigma_{pt}^2,$$

jossa  $\sigma_{pt}$  on portfolion logaritmisen tuoton varianssi. Keskiarvo-variانسsianalyysissä sijoittaja maksimoi portfolion tuoton keskiarvoa suhteessa portfolion tuoton varianssiin. Lognormaalissa mallissa sijoittaja maksimoi puolestaan *logaritmisen* tuoton keskiarvon ja sen varianssin lineaarista kombinaatiota. Suhteellisen riskiaversion kertoimella  $\gamma$  on tässä tapauksessa sama rooli kuin sijoittajan riskinsietokykyä kuvaavalla parametrilla  $k$  keskiarvo-variانسsianalyysissä (ks. kaavat (5) ja (6)).

Oletetaan seuraavaksi yhden periodin portfolionvalintaongelma, jossa yksilö voi sijoittaa yhteen riskittömään ja useaan riskilliseen sijoituskohteeseen. Approksimoitu portfolion tuoton

---

<sup>13</sup> Kaavan (16) mukaisen odotusarvon maksimointi on sama asia kuin kyseisien odotusarvon logaritmin maksimointi (Campbell & Viceira 2002, 26).

keskiarvo, maksimointitehtävä ja sen ratkaisu ovat seuraavat (Campbell & Viceira 2002, 29-30):

$$(21) \quad r_{p,t+1} = r_{f,t+1} + \boldsymbol{\alpha}'_t (E_t \mathbf{r}_{t+1} - r_{f,t+1} \mathbf{1}) - \frac{1}{2} \boldsymbol{\alpha}'_t \boldsymbol{\sigma}_t^2 - \boldsymbol{\alpha}'_t \sum_t \boldsymbol{\alpha}_t$$

$$(22) \quad \max_{\boldsymbol{\alpha}_t} \boldsymbol{\alpha}'_t (E_t \mathbf{r}_{t+1} - r_{f,t+1} \mathbf{1}) - \frac{1}{2} \boldsymbol{\alpha}'_t \boldsymbol{\sigma}_t^2 - \boldsymbol{\alpha}'_t \sum_t \boldsymbol{\alpha}_t$$

$$(23) \quad \boldsymbol{\alpha}_t = \frac{1}{\gamma} \sum_t^{-1} (E_t \mathbf{r}_{t+1} - R_{f,t+1} \mathbf{1} + \frac{1}{2} \boldsymbol{\sigma}_t^2),$$

joissa vektori  $\boldsymbol{\alpha}_t$  sisältää riskillisten arvopapereiden optimaaliset portfolio-osuudet,  $E_t \mathbf{r}_{t+1}$  on vektori riskillisten arvopapereiden logaritmisten tuottojen odotusarvoista, jotka realisoituvat hetkellä  $t+1$  ja jotka perustuvat olemassa olevaan informaatioon hetkellä  $t$ .  $r_{f,t+1}$  on riskittömän sijoituskohteen logaritminen tuotto hetkellä  $t+1$ , joka tiedetään hetkellä  $t$ . Vektori  $(E_t \mathbf{r}_{t+1} - r_{f,t+1} \mathbf{1})$  kuvaa portfolion riskipreemiota, joka merkitsee sitä ylimääräistä tuottovaatimusta, jonka sijoittajat vaativat riskillisiin arvopapereihin sijoittamisesta riskittömän sijoituksen sijaan.  $\mathbf{1}$  termi tarkoittaa yksikkövektoria.  $\sum_t$  on riskillisten arvopapereiden logaritmisten tuottojen varianssi-kovarianssi -matriisi ja  $\sum_t^{-1}$  on varianssi-kovarianssi -matriisin käänteismatriisi. Portfolion logaritmissen tuoton varianssi on  $\boldsymbol{\alpha}'_t \sum_t \boldsymbol{\alpha}_t$  ja  $\boldsymbol{\sigma}_t^2$  on vektori, joka sisältää yksittäisten arvopapereiden tuottojen varianssit.

Ratkaisu on samanlainen kuin keskiarvo-variassianalyysin tapauksessa (ks. kaava (6)). Tässäkin mallissa suhteellisen riskiaversion kerroin vaikuttaa vain riskillisen portfolio-osuuden suuruuteen, mutta ei sen koostumukseen. Näin ollen portfolioseparaatioteoreema pätee myös lognormaalissa mallissa hyötyfunktion ollessa CRRA muotoa. Tutkimusongelman kannalta ratkaisu on mielenkiintoinen, koska siitä voidaan päätellä ajan, iän ja kohorttien mahdolliset vaikutuskanavat sijoittajan portfolion valintaan. Kaavan (23) mukaan ajalla voi olla merkitystä, jos riskipreemion ja varianssin suhde muuttuu ajassa. Jos puolestaan portfolion koostumus riippuu sijoittajan varallisuudesta, niin silloin myös iällä voi olla vaikutusta siihen. Jos taas eri sukupolvilla on erilaiset preferenssit, niin silloin kohortilla voi olla vaikutusta portfolion valintaan. Lisäksi kohorttivaikutus on mahdollista, jos eri

sukupolvilla on erilainen ansiotulohistoria, ja sen vuoksi erilainen inhimillisen pääoman ja rahoitusvarallisuuden suhde riippumatta iästä. (Campbell & Viceira 2002, 199–200.)

### 3.2.2 Staattinen pitkän aikavälin malli ilman portfolion uudelleen balansointia

Pitkän sijoitushorisontin omaavan sijoittajan optimaalinen portfolio riippuu hänen tavoitteidensa lisäksi siitä, voiko hän vaikuttaa portfolion koostumukseen sijoitushorisontin aikana (jokaisena yksittäisenä periodina). Ajatellaan ensin, että sijoittaja ei voi vaikuttaa siihen, jolloin hän joutuu allokoimaan sijoituksensa hetkellä  $t$  ilman mahdollisuutta ostaa tai myydä arvopapereita periodien  $t$  ja  $t+K$  välillä. Arvopapereiden tuottojen oletetaan noudattavan ehdollisesti logaritmista normaalijakaumaa. Mallin toinen vahva oletus on se, että arvopapereiden tuotot ovat riippumattomasti samoin jakautuneita (IID) yli ajan. (Campbell & Viceira 2002, 31–32.)

Oletusten johdosta logaritminen riskitön tuotto on vakio  $r_f$ , jolloin  $K$ -periodin logaritminen riskitön tuotto on  $Kr_f$ . Yhden riskillisen arvopaperin tapauksessa sen tuoton keskiarvo on vakio  $E_r$  ja  $K$ -periodin logaritmisen tuoton keskiarvo on  $KE_r$ . Koska riskillisten arvopapereiden logaritmisten tuottojen varianssikin on vakio  $\sigma^2$  ja oletuksen mukaisesti tuotot eivät ole autokorreloituneita, niin riskillisen arvopaperin  $K$ -periodin logaritmisen tuoton varianssin täytyy olla  $K\sigma^2$ . Yhden periodin malli (ks. kaava (22)) on näin ollen helposti yleistettävissä  $K$ -periodin malliksi, jossa kaikki yksittäiset tuotot ja varianssit skaalataan termillä  $K$ , joka ei vaikuta kaavan (23) mukaisen ratkaisun muotoon. Näin ollen lyhyen aikavälin ratkaisu on optimaalinen myös pitkän aikavälin sijoittajalle. (Campbell & Viceira 2002, 31–32.)

### 3.2.3 Staattinen pitkän aikavälin malli portfolion uudelleen balansoinnin kanssa

Oletus, että sijoittaja ei voi muuttaa sijoitushorisontin aikana portfolionsa koostumusta, ei ole realistinen, koska todellisuudessa pitkän aikavälin sijoittajilla on mahdollisuus tehdä arvopapereilla kauppaa milloin tahansa. Mossin (1968), Samuelson (1969) ja Merton (1969) osoittivat tärkeimmät oletukset, joiden vallitessa sijoittajan portfolion koostumus pysyy vakiona myös pitkän sijoitushorisontin aikana:

1. Arvopapereiden tuotot ovat riippumattomasi samoin jakautuneita yli ajan (IID)<sup>14</sup>
2. Sijoittajilla on CRRA-hyötyfunktiot
3. Sijoittajilla ei ole inhimillistä pääomaa eikä muita kaupankäyntiin soveltumattomia sijoitusvälineitä
4. Markkinat ovat kitkattomat ja täydelliset
5. Markkinoilla ei ole transaktiokustannuksia

CRRA-hyötyfunktion tapauksessa portfolionvalinta ei riipu varallisuudesta (eikä näin ollen mistään muustakaan varallisuuteen vaikuttavasta muuttujasta kuten iästä) eikä siten historiallisista tuotoista. Jos puolestaan tuotot ovat IID, niin uutta informaatiota ei synny periodien välillä, jolloin ei ole mitään syytä muuttaa satunnaisesti portfolion koostumusta ajan kuluessa. Tämän vuoksi voidaan keskittyä oletuksiin, joiden mukaan riskillisen arvopaperin osuus  $\alpha_t$  osuus voi riippua ajasta. Koska yhden periodin tuotot ovat jakautuneet lognormaalisti, niin sama pätee myös  $K$ -periodin tuotoille. Tämän mukaan CRRA-hyötyfunktion omaava sijoittaja tekee valintansa  $K$ -periodin portfolion logaritmisten tuottojen keskiarvon ja varianssin mukaan. (Campbell & Viceira 2002, 33–34.)

Oletetaan yksinkertaisuuden vuoksi esimerkki, jossa  $K=2$  (malli on myös yleistettävissä mille tahansa  $K$ -periodin mittaisen sijoitushorisontin malliksi) ja sijoittaja investoi yhteen riskittömään ja yhteen riskilliseen arvopaperiin. Silloin kaava (21) voidaan kirjoittaa seuraavaan muotoon (Campbell & Viceira 2002, 34):

$$\begin{aligned}
 (24) \quad r_{p2,t+2} - 2r_f &= (r_{p,t+1} - r_f) + (r_{p,t+2} - r_f) \\
 &= \alpha_t(r_{t+1} - r_f) + \frac{1}{2}\alpha_t(1 - \alpha_t)\sigma^2 \\
 &\quad + \alpha_{t+1}(r_{t+1} - r_f) + \frac{1}{2}\alpha_{t+1}(1 - \alpha_{t+1})\sigma^2,
 \end{aligned}$$

jossa riskillisen arvopaperin osuudet  $\alpha_t$  ja  $\alpha_{t+1}$  voivat olla erilaiset, koska sijoittaja voi muuttaa portfolionsa koostumusta jokaisella periodilla. Kahden periodin portfolion logaritmisten tuoton ehdollinen varianssi on (Campbell & Viceira 2002, 34):

---

<sup>14</sup> Jos sijoittajalla on logaritminen hyötyfunktio (kaava (15)), niin portfolionvalinta on staattinen, vaikka arvopapereiden tuotot eivät ole IID (Campbell & Viceira 2002, 35).

$$(25) \quad \text{Var}_t(r_{p,2,t+2}) = (\alpha_t^2 + \alpha_{t+1}^2)\sigma^2,$$

jossa sekä  $\alpha_t$  että  $\alpha_{t+1}$  ovat deterministisiä, joten ne tiedetään hetkellä  $t$ . Kahden periodin logaritmisen riskikorjatun tuoton odotusarvo on (Campbell & Viceira 2002, 34):

$$(26) \quad E_t(r_{p,2,t+2}) + \frac{1}{2}\text{Var}_t(r_{p,2,t+2}) = 2r_f + (\alpha_t + \alpha_{t+1})(Er - r_f + \frac{1}{2}\sigma^2)$$

CRRA-hyötyfunktion omaavalla sijoittajalla kahden periodin tavoitefunktio voidaan kirjoittaa nyt muotoon (Campbell & Viceira 2002, 34):

$$(27) \quad \max E_t(r_{p,2,t+2}) + \frac{1}{2}\text{Var}_t(r_{p,2,t+2}) - \frac{\gamma}{2}\text{Var}_t(r_{p,2,t+2})$$

Näin ollen sijoittaja, jolla  $\gamma > 0$ , preferoi aina pienempää logaritmisten tuottojen varianssia annetulla riskikorjatulla odotusarvolla, joka kaavan (27) mukaan riippuu ainoastaan summasta  $\alpha_t + \alpha_{t+1}$ . Sijoittaja voi muuttaa näitä osuuksia minimoidakseen varianssin. Koska varianssi riippuu itsenäisten osuuksien neliöiden summasta ( $\alpha_t^2 + \alpha_{t+1}^2$ ), niin varianssi minimoituu asettamalla osuudet yhtä suuriksi  $\alpha_t = \alpha_{t+1}$ . Tätä kutsutaan vakioisen portfolion säännöksi. Tämän mukaan portfolion koostumus pysyy vakiona, vaikka sijoitushorisontti olisikin usean periodin mittainen. Vaikka sijoittajilla olisi mahdollisuus muuttaa portfolion koostumusta, he eivät tee sitä, koska pitkän aikavälin optimaalinen ratkaisu on sama kuin lyhyellä aikavälillä. Näin ollen varallisuus ei vaikuta portfolion koostumukseen. Tämän vuoksi portfolioseparaatioteoreeman täytyy pitää myös pitkällä aikavälillä ja yksittäisten sijoittajien riskillisen portfolio-osuuden suhde kokonaisportfolioon tulisi pysyä vakiona koko elinkaaren ajan. (Campbell & Viceira 2002, 34–35.)

Pitkän aikavälin staattinen malli on myös hyödyllinen jatkotarkastelua ajatellen, koska vähintään yksi mallin oletuksista täytyy olla väärin ja ottaa huomioon, jotta optimaalisen portfolion koostumus voi vaihdella demografioiden mukaan. Kun joku tai jotkut näistä oletuksista hylätään, voivat esimerkiksi ikä ja muut muuttujat, jotka vaihtelevat iän mukana, vaikuttaa portfolion valintaan. (Ameriks & Zeldes 2004.)

### 3.3 Modernit pitkän aikavälin portfolionvalintateoriat

Staattinen pitkän aikavälin malli on oletustensa vuoksi osittain epärealistinen, ja talousteorian pohjalta voidaan esittää useita argumentteja erilaisista tekijöistä (joita malli ei ota huomioon), joilla voidaan olettaa olevan vaikutuksia sijoittajien päätöksentekoon. Mertonin (1971) mukaan dynaamisissa malleissa sijoitushorisontin merkitys on suurempi kuin perinteisissä staattisissa malleissa, koska mahdollisten sijoitusvaihtoehtojen joukko voi vaihdella ajassa (esimerkiksi investointien tuotto-odotusten vaihtelu ajassa), joka kumoaa keskiarvoihin ja variansseihin perustuvat staattisten portfolionvalintateorioiden mukaiset tulokset. Ammattimaiset sijoitusneuvojat ovatkin yleisesti hylänneet perinteisen staattisen portfolionvalintateorian mukaisen yksinkertaisen sijoitusneuvon. Useat empiiriset tutkimukset ovat lisäksi osoittaneet, että sijoittajat eivät noudata todellisuudessa mallin mukaista staattista portfoliosääntöä. Empiirisiä tutkimustuloksia käsitellään tarkemmin luvussa 4.

#### 3.3.1 Ammattimaisten sijoitusneuvojien suositukset

Edellä esitetyn perinteisen portfolionvalintaparadigman mukaan riskinsietokyky on ainoa tekijä, joka voi selittää ikään liittyviä eroja sijoittajien portfolioiden rakenteissa. Jos kotitalouden riskinsietokyky pysyy vakiona ajassa, ei ikä silloin vaikuta sijoittajien portfolioiden koostumukseen. Lisäksi riippumatta siitä, mikä sijoittajien riskinsietokyky on, riskillisen portfolion koostumuksen tulisi olla kaikilla sama. (Poterba & Samwick 1997.) Rahoitussuunnittelijat ja -neuvojat ovat kuitenkin yleisesti hylänneet perinteisen staattisen portfolionvalintateorian mukaisen yksinkertaisen sijoitusneuvon (Campbell & Viceira 2002, 3).

Ammattimaisten sijoitusneuvojien suositukset sijoittajille näyttävät olevan myös melko yksimielisiä: mitä pidempi sijoittajan investointihorisontti, sitä suurempi tulisi osakkeiden osuus olla hänen portfoliossaan. Yleisenä peukalosääntönä voidaan pitää sitä, että sijoittajien riskillisessä portfoliossa osakkeiden osuus tulisi olla yhtä kuin 100 miinus sijoittajan ikä. Yleisesti sijoitusneuvojat antavat olettaa, että muiden, esimerkiksi työtuloihin liittyvien riskien kasvaessa sijoittajan tulisi vähentää osakkeiden painoa portfoliossaan. (Ameriks & Zeldes 2004.) Esimerkkinä käytetyn yrityksen (Vanguard) sijoitusneuvontamateriaalista ilmenee, että sijoittajan tulisi vähentää osakkeidensa painoa riskillisessä portfoliossaan iän

kasvaessa (taulukko 1). Samanlaisia ohjeistuksia löytää nykyään melkein kaikista sijoitusneuvontaa harjoittavista yrityksistä (Jagannathan & Kocherlakota 1996).

TAULUKKO 1 Sijoitusneuvojien suositukset Vanguardin kotisivuilla (Ameriks & Zeldes 2004).

<b>Ikä</b>	<b>Osakkeiden osuus, %</b>	<b>Joukkovelkakirjojen osuus, %</b>
20–49	80	20
50–59	60	40
60–74	40	60
75+	20	80

*Huom.* Lähde: <http://majestic.vanguard.com/EPA/DA/0.2.lesn9>, viitattu 19.11.2001.

Sijoitusneuvojat perustelevat neuvojaan Jagannathanin ja Kocherlakotan (1996) mukaan kolmella tavalla. Osakkeiden oletetaan saavuttavan korkeampi tuotto verrattuna esimerkiksi joukkovelkakirjoihin todennäköisemmin pitkällä aikavälillä kuin lyhyellä aikavälillä. Sijoitusneuvojien mukaan osakkeet ovat näin ollen vähemmän riskipitoisia nuorille sijoittajille johtuen heidän pidemmästä sijoitushorisontistaan. Toiseksi osakkeet ovat välttämättömiä nuorille korkeiden tuottojen takia, joita he tarvitsevat elinkaarensa alkuvaiheessa suurten investointien rahoittamiseksi tulevaisuudessa (esimerkiksi asunto, lasten koulutus ym.). Kolmas argumentti on se, että nuorilla on enemmän työtulovuosia jäljellä, joiden avulla he pystyvät todennäköisesti selviytymään paremmin osakekurssien heilahteluiden aiheuttamista tappiosta.

Jagannathan ja Kocherlakota (1996) osoittivat, että kyseisistä argumenteista vain viimeinen pitää paikkaansa, jos ansiotulot eivät korreloi täydellisesti osaketuottojen kanssa. Ensimmäinen väite ei voi tutkijoiden mielestä pitää paikkaansa, koska jos sijoittajat voivat muuttaa portfolionsa koostumusta ajan kuluessa, silloin pitkä horisontti on periaatteessa sama kuin lyhyt horisontti. Näin ollen itse sijoitushorisontin sijasta oleellista on aikaväli portfolion koostumuksen muutoksien välillä. Tutkijat havaitsivat lisäksi, että osa sijoittajista todella vaihtaa omistusosuuksiaan osakepainotteisesta joukkovelkakirjapainotteisempaan portfolioon sen jälkeen, kun he ovat saavuttaneet päämääränä olleen suuren investoinnin. Muutos on kuitenkin huomattavasti dramaattisempi, kuin mitä sijoitusneuvojien suositukset vaiheittaisesta portfolion balansoinnista osoittavat. Lisäksi kyseinen päätös riippuu tutkimuksen mukaan sijoittajalle ominaisista muuttujista (muun muassa tavoiteinvestoinnin

suuruudesta ja sijoittajan alkuvarallisuudesta), jolloin toistakaan argumenttia ei voida hyväksyä selityksenä sijoitusneuvojen suosituksille.

Lisäksi Ameriksin ja Zeldesin (2004) mukaan sijoitusneuvojen suositusten perusteluina käytetään muun muassa sitä, että osakkeet ovat tarjonneet paremman tuoton kuin muut arvopaperit ja käteinen sekä toimineen parempana suojana inflaatiota vastaan. Lisäksi pidemmällä aikahorisontilla sijoittajan todennäköisyys kohdata pysyviä vaikutuksia markkinoiden volatiliiteetistä pienenee ja samalla todennäköisyys saavuttaa korkeita tuottoja kasvaa. Ameriksin ja Zeldesin (2004) mukaan ensimmäinen argumentti kuvaa historiallista dataa oikein, mutta se ei ole relevantti ikä- ja horisonttivaikutuksille. Jälkimmäinen argumentti voi tutkijoiden mielestä olla puolestaan totta vain, jos osakehinnoilla on tapana pysyä lähellä pitkän ajan keskiarvoaan.

Lengwiler (2004) esittää sijoitusneuvojen strategialle vielä kehittyneemmän selityksen. Hän käyttää esimerkkinä vedonlyöntiä, joka on keskimäärin tuottoisa (esimerkiksi osakkeiden omistus suhteessa joukkovelkakirjojen omistukseen). Jos arvopaperin tuotot eivät ole autokorrelloituneita, niin arvopaperin hallussapito kahden periodin ajan on sama asia kuin vedonlyönnin ottaminen kahteen kertaan. Näin ollen, koska nuorilla on todennäköisesti pidempi odotettavissa oleva elinikä kuin vanhemmilla sijoittajilla, heidän on optimaalista pitää hallussaan arvopaperia päinvastoin kuin vanhempien sijoittajien, jos yksi vedonlyönti tuottaa negatiivisen odotetun hyödyn, mutta kaksi kyseistä vedonlyöntiä puolestaan positiivisen odotetun hyödyn.

Samuelson (1963) on kuitenkin osoittanut, että tietyissä tilanteissa tämä ei ole mahdollista. Hänen mukaansa usean identtisen riskin (jotka eivät korreloi keskenään) ottaminen pikemminkin kasvattaa kuin vähentää lopputuleman riskiä. Hänen teoriansa osoittaa niin sanotun suurten lukujen lain virhepäätelmän. Suurten lukujen lain mukaan periodien lukumäärän kasvaessa osakkeiden ex-post tuottojen keskiarvo konvergoituu kohti ex-ante tuottojen keskiarvoa. Myös todennäköisyys sille, että ex-post tuottojen keskiarvot ovat negatiivisia, pienenee sijoitushorisontin kasvaessa. Tuottojen kokonaisvarianssi kuitenkin kasvaa lineaarisesti ajan mukaan, jolloin sijoittajalla, jonka suhteellinen riskinsietokyky on vakio, myös optimaalinen osakkeiden portfolio-osuus on vakio yli ajan. Samuelsonin mukaan sijoittaja ei hyväksy usean yksittäisen vedonlyönnin sarjaa, jos hän ei hyväksy yhtäkään yksittäistä vedonlyöntiä millään varallisuuden tasolla. Jos yhden vedonlyönnin odotettu hyöty



on pienempi kuin lähtökohtainen hyöty, niin sijoittaja ei hyväksy myöskään usean samanlaisen vedonlyönnin sarjaa. Näin ollen sijoitusneuvojat suositukset saattavat perustua väärinymmärrykseen riskin hajauttamisesta yli ajan. (Samuelson 1963; Ameriks & Zeldes 2004.)

Useat tutkimukset ovat pyrkineet yhdistämään perinteisen portfolionvalintateorian todellisuudessa esiintyviin yleisiin neuvoihin ja suosituksiin, joiden mukaan kotitalouksien tulisi muuttaa suhteellisia osuuksia heidän riskillisissä portfolioissaan iän mukaan. Canner, Mankiw ja Weil (1997) havaitsivat lisäksi, että erityisesti konservatiivisia sijoittajia suositellaan kasvattamaan riskillisen salkkunsu joukkovelkakirjaosuutta ja aggressiivisia sijoittajia kehoitetaan kasvattamaan puolestaan osakkeiden painoa portfoliossaan (ns. asset allocation puzzle). Perinteiset portfolionvalintateoriat eivät pysty selittämään tätä ilmiötä, koska niiden mukaan likvidi rahamarkkinasijoitus on riskitön investointikohde ja joukkovelkakirjat riskillisiä arvopapereita siinä missä osakkeetkin.

Taulukko 2 osoittaa neljän eri sijoitusneuvontainstituution tekemät malliportfoliot, joissa jokaisessa suositeltu joukkovelkakirjojen suhde osakkeisiin kasvaa sitä suuremmaksi, mitä konservatiivisempi sijoittaja on kyseessä. Tämän mukaan enemmän riskiä sietävän sijoittajan tulisi pitää hallussaan osakepainotteisempaa riskillistä portfolioa kuin mitä riskiä paljon karttavalla sijoittajalla on. Canner ym. (1997) eivät pystyneet täydellisesti perustelemaan rationaalisesti toimiviin sijoittajiin perustuvan talousteorian pohjalta sijoitusneuvojen suosituksia. He havaitsivat, että kyseiset sijoitusneuvot voidaan osittain perustella, jos sijoittajat välittävät enemmän nimellisistä kuin reaalista tuotoista. Tämä johtuu siitä, että tuottojen varianssi-kovarianssimatriisi on erilainen nimellisillä ja reaalilla tuotoilla, jolloin kyseinen rahailluusio voi oikeuttaa sijoitusneuvojen suositukset. Lopulta tutkijat toteavat, että vaikka sijoitusneuvojen allokoima portfolio on reaalisiin termein mitattuna tehokkaan rintaman alapuolella, niin sijoittajille, jotka noudattavat neuvoja ja sijoittavat kyseiseen portfolioon, aiheutuu vain vähän tappioita eikä sijoitusneuvojen suositus siten ole kaukana optimaalisesta sijoitusstrategiasta.

TAULUKKO 2 Joukkovelkakirjojen suhde osakkeisiin sijoittajatyypeittäin malliportfolioissa (Canner ym. 1997).

Sijoitusneuvoja ja sijoittajatyyppeittäin	%osuus portfolioista			Joukkovelkakirjojen suhde osakkeisiin
	Käteinen	Joukkovelkakirjat	Osakkeet	
<b>Fidelity<sup>a</sup></b>				
Konservatiivinen	50	30	20	1.50
Maltillinen	20	40	40	1.00
Aggressiivinen	5	30	65	0.46
<b>Merrill Lynch<sup>b</sup></b>				
Konservatiivinen	20	35	45	0.78
Maltillinen	5	40	55	0.73
Aggressiivinen	5	20	75	0.27
<b>Jane Bryant Quinn<sup>c</sup></b>				
Konservatiivinen	50	30	20	1.50
Maltillinen	10	40	50	0.80
Aggressiivinen	0	0	100	0.00
<b>New York Times<sup>d</sup></b>				
Konservatiivinen	20	40	40	1.00
Maltillinen	10	30	60	0.50
Aggressiivinen	0	20	80	0.25

<sup>a</sup>Lähde: Mark, L. 1993. Asset allocation: finding the right mix. Fidelity Focus: The magazine for Fidelity Investors, talvi 1993.

<sup>b</sup>Lähde: Underwood, D. & Brown, P. B. 1993. Grow rich slowly: The Merrill Lynch guide to retirement planning. New York: Viking.

<sup>c</sup>Lähde: Quinn, J. B. 1991. Making the most of your money. New York: Simon & Schust.

<sup>d</sup>Lähde: Rowland, M. 1994. Seven steps to handling an inheritance. The New York Times, 5.2.1994.

Campbelin ja Viceiran (2002, 5) mukaan ilmiön syy voi olla se, että aggressiiviset sijoittajat eivät voi lainata riskittömällä korolla, jolloin he automaattisesti siirtyvät kuvion 2 mukaiselle käyrälle kohdan *S* jälkeen, eli lisäävät osakkeiden painoa riskillisessä portfolioissaan (suhteessa muun muassa joukkovelkakirjoihin). Selityksen ongelmana on kuitenkin se, että näin tapahtuu vain silloin, kun sijoittajien käteisvarat on kulutettu loppuun. Joukkovelkakirjojen ja osakkeiden suhde taulukossa 2 kuitenkin vaihtelee, vaikka käteisen hallussa pidetty määrä on positiivinen. (Campbell & Viceira 2002, 5.)

### 3.3.2 Joukkovelkakirjat pitkän aikavälin sijoituskohteena

Kuten edellä on esitetty, erityisesti konservatiivisia sijoittajia suositellaan kasvattamaan riskillisen salkkunsu joukkovelkakirjaosuutta. Perinteiset portfolionvalintateorioiden mukaan tätä ilmiötä ei tulisi esiintyä, koska niiden mukaan likvidi rahamarkkinasijoitus on riskitön

investointikohde ja joukkovelkakirjat riskillinen siinä missä osakkeetkin. Yksi tärkeistä mahdollisten sijoituskohteiden muutoksiin liittyvistä tekijöistä liittyy reaalisien korkotason muutoksiin ajassa. Perinteisissä portfolionvalintateorioissa ei yhden jakson mittaisen sijoitushorisontin vuoksi oteta huomioon sitä, miten tällaiset investointien tuotto-odotuksissa ajan mittaan tapahtuvat muutokset vaikuttavat portfolion optimaaliseen koostumukseen.

Campbell ja Viceira (2001) osoittivat, että joukkovelkakirjojen kysyntä riippuu sekä spekulatiivisesta että suojautumiskysynnästä. Spekulatiivinen kysyntä riippuu positiivisesti joukkovelkakirjan riskipreemiosta sekä sijoittajan riskiaversiosta ( $\gamma$ ) ja negatiivisesti odotettuihin tuottoihin liittyvästä epävarmuudesta. Suojautumiskysynnän määrää puolestaan termi  $(1 - \gamma)$ . Jos suhteellinen riskiaversio on sijoittajalla 1 (logaritminen hyötyfunktio), niin suojautumiskysyntä ei vaikuta joukkovelkakirjojen kokonaiskysyntään, jolloin portfolionvalinta on staattinen. Merton (1969, 1971) osoitti, että suhteellisen riskiaversion kasvaessa äärettömän suureksi (konservatiivinen sijoittaja) joukkovelkakirjojen kysyntä riippuu silloin vain intertemporaalisesta suojautumiskysynnästä. Tällaisella sijoittajalla portfolion koostumus voi vaihdella sijoitushorisontin aikana. Kun sijoittajan riskiaversio on suurempi kuin 1, niin riskillisten arvopapereiden kysyntä riippuu niiden riskipremioiden lisäksi siitä, kuinka arvopapereiden tuotot muuttuvat korkojen muuttuessa. Koska pitkäaikaisten joukkovelkakirjojen tuotot liikkuvat vastakkaiseen suuntaan korkojen kanssa, ne tarjoavat siten hyvän suojautumiskeinon korkojen laskun varalta tulevaisuudessa.

Campbellin ja Viceiran (2001; 2002, 48–58) mallissa oletetaan, että sekä korot että inflaatio vaihtelevat ajan mittaan, mutta riskillisten arvopapereiden riskipremiot, varianssit ja kovarianssit säilyvät vakioina. Lisäksi mallissa oletetaan, että kuluttajilla ei ole ansiotuloja. Inflaatioindeksiin sidotut joukkovelkakirjat ovat riskittömiä pitkällä aikavälillä, koska niiden tuotto on kiinteä reaalisin termein mitattuna. Vaikka kyseisten arvopapereiden markkina-arvo voi vaihdella sijoitushorisontin aikana, niin se ei kuitenkaan vaikuta sellaisen pitkän aikavälin sijoittajan päätökseen, joka haluaa säilyttää saman elintason koko investointiajan.

Konservatiivinen pitkäaikaissijoittaja on kiinnostunut varallisuutensa sijaan kulutusvirtansa vakaudesta, joka rahoitetaan varallisuudella. Näin ollen investointien tuotto-näkymissä tapahtuvat muutokset vaikuttavat myös tulevaan elintasaan. Portfolion tuoton nousu vaikuttaa kulutukseen kahdella tavalla: positiivisen tulovaikutuksen vuoksi sijoittaja voi kuluttaa

enemmän jokaisella periodilla varallisuuden tasosta riippumatta. Negatiivinen substituutiovaikutus puolestaan kannustaa sijoittajaa siirtämään kulutustaan tulevaisuuteen parantuneiden tuotto-odotusten vuoksi. Jos reaalkorko vaihtelee ajassa, niin kyseisen joukkovelkakirjan hinta muuttuu sen mukana, jolloin siitä tulee riskillinen lyhyen sijoitushorisontin omaavalle sijoittajalle. Toisaalta lyhyen aikavälin riskittömät rahamarkkinasijoitukset (kuten käteinen) tulevat riskilliseksi pitkän aikavälin sijoittajalle, koska lyhytaikainen rahamarkkinasijoitus on investoitava yhä uudestaan korolla, jota ei tunneta etukäteen. Näin ollen inflaatioindeksiin sidottu joukkovelkakirja on riskitön sijoituskohte pitkän aikavälin sijoittajalle, koska se tarjoaa vakaan reaalisen kulutustason pitkällä aikavälillä. Jos riskiä karttava sijoittaja ei halua ollenkaan lykätä kulutusta tulevaisuuteen, hän sijoittaa koko varallisuutensa inflaatioindeksiin sidottuihin joukkovelkakirjoihin, jolloin hänen optimaalinen portfolionsa tuottaa vakiona pysyvän reaalisen kulutustason periodista toiseen, jolloin joukkovelkakirjoista koostuva portfolio on tässä mielessä riskitön. (Campbell & Viceira 2001; 2002, 48–58.)

Näin ollen reaalisen korkotason vaihtelu aiheuttaa eron suhtautumisessa riskiin lyhyen ja pitkän sijoitushorisontin omaavien sijoittajien välille. Tällöin optimaalinen portfolionvalinta ei ole enää staattinen kuten edellä on esitetty. Jos inflaatoriski on pieni, niin silloin myös nimelliset joukkovelkakirjat ovat riskittömiä pitkällä aikavälillä. (Campbell & Viceira 2001; 2002, 48–58.) Malli selittää näin ollen osittain Cannerin ym. (1997) esittämää ilmiötä, jonka mukaan etenkin konservatiivisten sijoittajien tulisi pitää hallussaan enemmän joukkovelkakirjoja suhteessa muihin riskillisiin arvopapereihin, kuten osakkeisiin. Sijoittamalla joukkovelkakirjoihin, sijoittaja voi suojautua korkotason laskulta tulevaisuudessa. Perinteiset portfolionvalintateoriat pitävät käteistä harhaanjohtavasti riskittömänä sijoituksena, vaikka todellisuudessa pitkällä aikavälillä rahamarkkinasijoituksiin sisältyy ainakin inflaatoriski (Brennan, Lagnado & Schwartz 1997).

### **3.3.3 Osakkeet pitkän aikavälin sijoituskohteena**

Samuelson (1991) osoitti, että jos arvopapereiden hinnat eivät noudata satunnaiskulkua (tuotot eivät ole IID), niin sijoittajien voi olla optimaalista muuttaa riskillisen portfolionsa koostumusta iän (sijoitushorisontin) mukaan, vaikka muut oletukset toteutuisivatkin perinteisessä staattisessa mallissa. Optimaaliset allokaatiot riskillisiin arvopapereihin

riippuvat hänen mallissaan stokastisesta prosessista, jota tuottojen oletetaan noudattavan. Jos osaketuotot ovat negatiivisesti autokorreloituneita (keskiarvoa kohti palautuvia, mean reverting), niin silloin portfolion riskillisen osan suhteellisen osuuden tulisi kasvaa kun investointihorisontti pitenee (toisin sanoen riskillisen osan suhteellisen osuuden tulisi laskea iän myötä). Tämä johtuu siitä, että nuoret sijoittajat voivat käyttää hyväkseen alhaista osaketuottojen keskiarvoa kohti palautumisen frekvenssiä, koska heidän sijoitushorisonttinsa on pidempi kuin vanhempien sijoittajien. Näin ollen osaketuottojen tuotto-riskisuhde muuttuu, kun investointihorisontti muuttuu, jos tuotot ovat negatiivisesti autokorreloituneita. Muun muassa Poterba ja Summers (1988) sekä Fama ja French (1988) ovat havainneet, että osaketuotot ovat negatiivisesti autokorreloituneita.

Brennan ym. (1997) osoittivat, että sijoittajan aikahorisontilla on merkittävä vaikutus optimaalisen portfolion koostumukseen, jos sekä korot että yksittäisten arvopapereiden odotetut tuotot vaihtelevat ajassa. Heidän mallissaan yksilö voi sijoittaa osakkeisiin, joukkovelkakirjoihin ja käteiseen rahaan. Mallissa oletetaan, että korkojen lisäksi myös riskillisten arvopapereiden riskipreemiot voivat vaihdella sijoitusperiodin aikana. Tyypillisesti pitkän sijoitushorisontin omaava yksilö sijoittaa suuremman osan portfoliostaan sekä osakkeisiin että joukkovelkakirjoihin. Syy tähän on joukkovelkakirjojen ja osakkeiden tuottojen palautuvuus kohti niiden keskiarvoa, joka tekee näistä arvopapereista vähemmän riskillisiä pitkällä aikavälillä. Osakkeiden tuottojen autokorrelaatiosta johtuen sijoittaja voi käyttää osakkeita joukkovelkakirjojen tapaan portfolionsa suojaamiseen. Kuten joukkovelkakirjatkin, myös osakkeet tarjoavat siten suojan investointien tuotto-odotuksissa tapahtuvien negatiivisten muutosten varalta. Jos osakkeiden tuottojen volatiilisuus kasvaa hitaammin kuin sijoitushorisontin pituus, osakkeet ovat suhteellisesti riskittävämpi sijoituskohte pitkällä kuin lyhyellä aikavälillä. Osaketuottojen keskiarvoon palautuminen merkitsee siis, että niiden vaihtelut ovat ennustettavissa, minkä tulisi johtaa osakkeiden optimaalisen kysynnän kasvuun. Jos osaketuotot ovat pitkällä aikavälillä suhteellisen vakaita, niin on oikeutettua väittää, että nuorten sijoittajien tulisi kohdistaa suhteellisesti enemmän varallisuutta osakkeisiin kuin vanhempien sijoittajien.

### 3.3.4 Inhimillinen pääoma

Perinteisissä lyhyen ja pitkän aikavälin portfolionvalintateorioissa oletetaan, että sijoittajien varallisuus koostuu vain rahoitusvarallisuudesta, jolla voidaan käydä kauppaa. Tämä ei ole kuitenkaan järkevä oletus, koska sijoittajilla, jotka työskentelevät tai säästävät eläkeikää varten, on myös lisäarvoa tuova varallisuuden muoto, jolla ei voida käydä kauppaa. Tämä varallisuuden muoto on inhimillinen pääoma, joka tarkoittaa muun muassa ihmisten tiedot, taidot ja osaaminen, joita voi omaksua esimerkiksi koulutuksen myötä. Talousteoriassa inhimillistä pääomaa kuvataan usein koulutustasona tai tulevien ansiotulojen diskontattuna nykyarvona. Näin ollen ansiotuloja voidaan pitää myös osinkoina, jotka sijoittaja saa hallussa pitämästään inhimillisestä pääomasta (Campbell & Viceira 2002, 162.)

Jos inhimillinen pääoma (ansiotulot) otetaan malliin mukaan, niin tämä voi vaikuttaa sijoittajien päätöksiin rahoitusvarallisuutensa allokoimiseen pitkällä aikavälillä. Bodien, Mertonin ja Samuelsonin (1992) mukaan nuorempien sijoittajien tulisi tällöin käyttäytyä ikään kuin heillä olisi pienempi riskiaversio, koska heillä on suurempi mahdollisuus vaikuttaa työntarjontaansa kuin vanhemmilla yksilöillä. Tämän joustavuus mahdollistaa sen, että nuoret voivat tarvittaessa lisätä työpanostaan ja siten kasvattaa ansiotulojaan kompensoimaan mahdollisia tappioita riskillisten arvopapereiden hallussapidosta. Tämän vuoksi sijoittajan portfolion riskillisen osan koon tulisi pienentyä elinkaaren aikana. Viceiran (1999) inhimillisellä pääomalla täydennetyssä mallissa portfolion riskillisen osuuden ja iän profiili on ylöspäin kupera (hump-shaped).

Ameriks ja Zeldes (2004) esittivät mallin, jossa ansiotuloilla ei käydä kauppaa, mutta joidenkin arvopapereiden tuotot ovat täydellisesti korreloituneita ansiotulojen kanssa. Lisäksi mallissa oletetaan, että ansiotuloihin ei liity epävarmuutta, markkinat ovat täydelliset rahan lainaksi antamiselle ja ottamiselle, ja sijoituspäätös rajoittuu yhteen riskittömään rahoitusarvopaperiin ja yhteen riskilliseen arvopaperiin (osakkeet). Kokonaisvarallisuus ( $TW$ ) on rahoitusvarallisuuden ( $FW$ ) ja inhimillisen pääoman ( $HW$ ) summa (inhimillinen pääoma on tulevien ansiotulojen nykyarvo, jota ei lasketa rahoitusvarallisuuteen). Näiden oletusten vallitessa kokonaisvarallisuuden optimaalinen allokaatio riskittömän ja riskillisen sijoituskohteen välillä säilyy vakiona yli ajan, mutta rahoitusvarallisuuden allokaatio ei. Sijoittajat muuttavat riskittömän rahoitusarvopaperin hallussa pidettävää määrää, jotta koko

portfolion painot riskillisen ja riskittömien sijoituskohteiden osalta pysyisivät vakiona (Ameriks & Zeldes 2004):

$$(28) \quad S_t / TW_t = S_{t+1} / TW_{t+1},$$

jossa  $S_t$  on rahasumma, joka on sijoitettu osakkeisiin. Sijoittajilla on taipumus tällöin pitää hallussaan suhteellisesti vähemmän riskitöntä rahoitusarvopaperia, kun he ovat nuoria (jolloin tulevien ansiotulojen nykyarvo on suuri) ja puolestaan kasvattamaan tätä osuutta, kun he ikääntyvät (jolloin tulevien ansiotulojen nykyarvo laskee). Koska sijoittajan tavoite on pitää riskillistä osuutta kokonaisvarallisuudesta vakiona, niin riskillisten arvopapereiden osuus rahoitusvarallisuudesta vähenee iän myötä, kunnes sijoittajalla ei ole enää tulevia ansiotuloja. (Ameriks & Zeldes 2004.)

### 3.3.5 Vaihtoehtoiset hyötyfunktiot

Mossin (1968) osoitti, että CRRA-hyötyfunktio on ainoa hyötyfunktio, joka johtaa elinkaaren aikaisten portfolio-osuuksien vakioisuuteen pitkän aikavälin staattisessa mallissa, koska varallisuudella ei ole silloin vaikutusta portfolion valintaan. Jos hyötyfunktio ei ole CRRA-muotoa, niin optimaalinen portfolio-osuus, joka on sijoitettu riskillisiin arvopapereihin, voi riippua varallisuudesta ja siten muun muassa iästä. Oletetaan esimerkkinä malli, jossa kulutus tapahtuu viimeisellä periodilla ( $T$ ) ja hyötyfunktio on seuraava (Ameriks & Zeldes 2004; Jagannathan & Kocherlakota 1996):

$$(29) \quad U(W_t) = \begin{cases} (W_T - \bar{W})^{1-\gamma} / 1-\gamma, & \text{jos } W_T \geq \bar{W} \\ -\infty, & \text{jos } W_T < \bar{W}, \end{cases}$$

jossa  $W_T$  on lopullinen (toteutunut) varallisuus hetkellä  $T$ ,  $\bar{W}$  on vähimmäisvaatimus lopulliselle varallisuudelle ja  $\gamma$  kuvaa sijoittajan riskiaversiota. Oletetaan lisäksi, että muut perinteisen mallin oletukset säilyvät. Tässä tapauksessa hetkellä  $t$  sijoittajan täytyy sijoittaa  $\bar{W}(1+r)^{t-T}$  riskittömään sijoituskohteeseen, jonka tuotto on  $r$ , jotta varallisuus ei laskisi alle tason  $\bar{W}$  periodin  $T$  lopussa. Loppu jäljelle jäävästä varallisuudesta sijoitetaan optimaalisesti riskillisiin arvopapereihin kuten CRRA-hyötyfunktion tapauksessa. Tästä johtuen

kokonaisrahoitusvarallisuus kasvaa nopeammin ajassa kuin riskittömän sijoituskohteen tuotto, jolloin riskillisiin arvopapereihin sijoitettava osuus kokonaisvarallisuudesta kasvaa sijoittajan iän kasvaessa (periodin  $T$  lähestyessä). (Ameriks & Zeldes 2004.)

Samuelsonin (1989) mukaan, jos tilanteessa hyötyfunktioon sisältyy varallisuuden vähimmäisvaatimus muiden oletusten toteutuessa (ei esimerkiksi inhimillistä pääomaa), vanhempien sijoittajien on silloin rationaalista vähentää riskillisten arvopapereiden omistusta suhteessa nuorempiin sijoittajiin. Tämä johtuu siitä, että sijoittajien täytyy varmistaa, että heidän säästämisensä tarjoaa riittävät resurssit kulutuksen minimitason varmistamiseksi. Kyseinen ilmiö tapahtuu siinä tapauksessa, jos riskitön tuotto on positiivinen ja kokonaisvarallisuus pysyy vakiona. Silloin absoluuttinen varallisuuden määrä, joka on laitettava syrjään varallisuuden minimivaatimustason saavuttamiseksi viimeisellä periodilla, kasvaa, kun viimeinen periodi lähestyy.

Bakshin ja Chenin (1994) mukaan riskiaversio (preferenssit) voi myös vaihdella iän mukaan. Heidän mukaansa suhteellisen riskiaversio tulisi kasvaa iän myötä, jos inhimillinen pääoma (ansiotulot) on laskeva funktio iän suhteen (mitä vanhempi henkilö, sitä pienempi on tulevien ansiotulojen kassavirtojen nykyarvo) ja jos lisäksi suhteellinen riskiaversio on laskeva funktio inhimillisen pääoman suhteen. Tällöin tasapainossa olevien markkinoiden riskipreemioiden tulisi olla positiivisesti korreloituneita demografioissa<sup>15</sup> tapahtuvien muutosten kanssa. Arrow'n (1971) mukaan suhteellisen riskiaversio tulisi kasvaa varallisuuden kasvun myötä, jos varallisuus kasvaa iän mukana. Tällöin vanhemmat ihmiset sijoittavat pienemmän osuuden riskillisiin arvopapereihin kuin nuoret, johtuen varallisuuden ja iän välisestä korrelaatiosta.

### 3.3.6 Transaktiokustannukset

Transaktiokustannukset, kuten arvopaperikauppojen toteutuspalkkiot ja informaatiosta aiheutuneet kustannukset, voivat vaikuttaa optimaaliseen portfolionvalintaan pitkällä aikavälillä. Muun muassa King ja Leape (1987) ovat väittäneet, että oppiminen ja kokemus alentavat transaktiokustannuksia ajan myötä, mikä voi osaltaan selittää sijoittajien

---

<sup>15</sup> Demografioiden muutoksilla tarkoitetaan väestön ominaisuuksissa tapahtuvia muutoksia (esim. väestön ikärakenteen muutos).



portfolioiden koostumuksia. Iän myötä kertynyt kokemus ja tieto voivat auttaa pienentämään transaktiokustannuksia investoitaessa erityyppisiin arvopapereihin. Tämä voi johtaa muun muassa siihen, että vanhemmilla sijoittajilla on suhteessa enemmän omistuksia osakemarkkinoilla kuin nuorilla sijoittajilla.

Toinen transaktiokustannuksiin liittyvä teoria liittyy osakkeiden omistukseen (ns. stockholding puzzle). Teoriaan perustuvien argumenttien perusteella jokaisen rationaalisesti hyötyään maksimoivan sijoittajan tulisi sijoittaa ainakin pieni osuus portfolioistaan osakkeisiin (ks. esim. Haliassos & Bertaut 1995). Kuitenkin vain noin neljännes suomalaisista kotitalouksista omisti pörssiosakkeita vuonna 1998 ja vuonna 2004 enää viidennes. Ylimmänkin varallisuusluokan talouksista vain joka kolmas omisti pörssiosakkeita. (Säylä 2006a.) Ameriksin ja Zeldesin (2004) mukaan korkea riskiaversio yhdistettynä suuriin transaktiokustannuksiin voi osittain selittää kotitalouksien osallistumattomuutta osakemarkkinoille.

## 4 AIKAISEMMAT EMPIIRISET TUTKIMUKSET

Useat empiiriset tutkimukset ovat osoittaneet, että todellisuudessa portfolion koostumus vaihtelee sijoittajan ominaisuuksien mukaan, jolloin sijoittajien toiminta on noudattanut enemmänkin moderneja pitkän aikavälin portfolionteorioita kuin perinteisiä malleja. Monissa tutkimuksissa ajankohdalla, iällä ja kohortilla on ollut merkittävä vaikutus kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen. Empiirinen tutkimustyö on kuitenkin jäljessä suhteessa aiheita koskevan teoreettisen kirjallisuuden kehittymiseen. Vasta viime vuosina aihepiiriä koskevia tutkimuksia on ilmestynyt enemmän. Yksi suurimmista syistä tähän on tarpeeksi kattavien ja laadukkaiden aineistojen puute. Lisäksi aika-, ikä- ja kohorttivaikutuksien mallintamiseen liittyy olennaisesti niin sanottu identifikaatio-ongelma, joka johtuu kyseessä olevien muuttujien täydellisestä lineaarisesta suhteesta. Huomattavaa onkin se, että aika-, ikä- ja kohorttivaikutuksia on mallinnettu samanaikaisesti vain harvoissa aikaisemmissa tutkimuksissa. Jonkin muuttujan vaikutuksen huomiotta jättäminen voi kuitenkin aiheuttaa harhaanjohtavia tuloksia muun muassa ikäprofiilista. Erityisesti kohorttivaikutuksista sijoittajien portfolioiden koostumukseen on hyvin vähän tutkimustuloksia. Suurin osa aikaisemmista empiirisistä tutkimuksista on päätyntä siihen johtopäätökseen, että iän ja riskittömämpien sijoituskohteiden (kuten talletusten) välinen suhde on positiivinen tai koveran muotoinen profiili. Riskillisempien sijoituskohteiden (kuten osakkeet) tapauksessa ikäprofiilin on todettu olevan laskeva tai kuperan muotoinen.

### 4.1 Identifikaatio-ongelma

Graafisen tarkastelun ohella yleisin tapa tutkia aika-, ikä-, ja kohorttivaikutuksia on regressioanalyysi. Muuttujien erillisten vaikutusten identifioiminen on kuitenkin mahdotonta ilman lisäoletusten tekoa, koska aika, ikä ja kohortti eivät vaihtele toisistaan riippumattomasti. Tarkemmin määriteltynä muuttujien välillä on täydellinen lineaarinen riippuvuussuhde (Ameriks & Zeldes 2004):

$$(30) \quad \textit{kalenterivuosi} - \textit{ikä} = \textit{syntymävuosi}$$

Vaikka käytettävissä olisi paneeliaineisto, niin ilman lisäoletuksia ei voida mitenkään tunnistaa kunkin erillisen muuttujan vaikutusta samanaikaisesti. Identifikaatio-ongelma säilyy, vaikka regressiomalli spesifioidaan binääristen muuttujien (dummy-muuttujien) avulla jatkuvien muuttujien sijasta. Andersson (2001) havainnollistaa ongelmaa esittämällä regressiomallin vuosi-dummyjä (jokaiselle  $T$  vuodelle), kohortti-dummyjä (jokaiselle  $C$  kohortille) ja ikä-dummyjä (jokaiselle  $A$  iälle) käyttämällä. Jokaisesta kategoriasta tiputetaan yksi dummy-muuttuja pois, jotta vältetään selittävien muuttujien täydellinen multikollinearisuus<sup>16</sup> (Andersson 2001):

$$(31) \quad y = \alpha_0 + \sum_{r=1}^{T-1} \delta_r D_r + \sum_{c=1}^{C-1} \gamma_c D_c + \sum_{a=1}^{A-1} \beta_a D_a + \varepsilon,$$

Kaavasta (31) nähdään, että kotitalous, jolla aika-dummy -muuttuja  $s = 1$ ,  $j$ :nnes ikä-dummy saa arvon 1 vain, jos  $(s-j)$ :nnes kohortti-dummy saa arvon 1. Tämän vuoksi regressiossa selittävien muuttujien matriisien sarakkeet ovat toisistaan lineaarisesti riippuvaisia, jonka vuoksi mallia ei voida estimoida sellaisenaan. (Andersson 2001; Heckman & Robb 1985.) Identifikaatio-ongelmaa voidaan täsmentää kirjoittamalla regressiomalli dummy-muuttuja -matriiseiden avulla (Andersson 2001; Deaton & Paxson 1994):

$$(32) \quad y = \iota \alpha_0 + TD\delta + CD\gamma + AD\beta + \varepsilon,$$

jossa  $\iota$  on yksikkövektori,  $TD$ ,  $CD$  ja  $AD$  ovat vuosi-, kohortti- ja ikä-dummy -matriiseja  $\delta$ ,  $\gamma$  ja  $\beta$  ollessa vastaavat parametrivektorit. Jos dummy-vektorit määritetään iälle, kohortille ja vuodelle, joissa jokaisessa on  $n$  kappaletta sarakkeita, voidaan kaava (32) kirjoittaa uudelleen seuraavaan muotoon (Andersson 2001; Deaton & Paxson 1994):

$$(33) \quad CD\lambda_{C-1} = TD\lambda_{T-1} - AD\lambda_{A-1} + n_{(C-1)}\iota,$$

---

<sup>16</sup> Selittävien muuttujien sanotaan olevan täydellisesti multikollineaarisia, jos yksi tai useampi selittävästä muuttujista on täydellinen lineaarinen funktio toisista selittävästä muuttujista (Stock & Watson 2003, 157–159).

jossa  $\lambda_n$  on vektorin  $(1, 2, 3, \dots, n)$  transpoosi. Kaavan (33) mukaisesti muuttujilla on täydellinen lineaarinen riippuvuussuhde eikä parametrejä voida estimoida kaavan (32) mukaisesta mallista (Andersson 2001).

Yleisesti identifikaatio-ongelman ratkaisemiseksi on käytetty kahta menetelmää, joista ensimmäisessä rajoitetaan aika-, ikä-, ja kohorttiparametrien vaikutuksia. Toisessa usein käytetyssä menetelmässä pyritään mallintamaan muilla muuttujilla kyseisten vaikutusten rakennetta. Yksinkertaisin esimerkki ensimmäisestä ratkaisutavasta on olettaa, että joko ikä, ajankohta tai kohortti ei vaikuta tutkittavaan ilmiöön. Useissa aikaisemmissa tutkimuksissa identifikaatio-ongelma on ratkaistu jättämällä kohorttivaikutuksen tarkastelu tutkimuksen ulkopuolelle (ks. esim. Agnew, Baltuzzi & Sunden 2003; Bertaut & Star-McCluer 2001; Heaton & Lucas 2000; King & Leape 1987; Yoo 1994). Tällöin oletetaan, että henkilön syntymäajankohdalla ei ole vaikutusta hänen portfolionsa koostumukseen. Lisäksi yhteen poikkileikkauksaineistoon perustuvissa tutkimuksissa oletetaan luonnollisesti, että myöskään ajalla ei ole vaikutusta tutkittavaan ilmiöön. Kohorttivaikutuksen jättäminen pois tarkastelusta on helpoiten talousteorian avulla perusteltavissa, koska kyseinen vaikutus voi tulla kysymykseen vain, jos eri sukupolvilla on erilaiset preferenssit.

Ameriksin ja Zeldesin (2004) mukaan kohorttien jättäminen pois tarkastelusta voi antaa harhaanjohtavia käsityksiä iän vaikutuksesta sijoittajien portfolioiden koostumukseen. Useat tutkimukset, joissa kohorttivaikutusta ei ole huomioitu, ovat havainneet, että iällä on negatiivinen vaikutus osakesijoittamiseen (ks. esim. Agnew ym. 2003; Bodie & Crane 1997; Galer, Quick, Rea & Vanderhei 1999). Tämä voi kuitenkin johtua siitä, että kohortit, jotka ovat syntyneet aikaisempina vuosina sijoittavat suhteellisesti enemmän osakkeisiin kuin kohortit, jotka ovat syntyneet myöhempinä vuosina, jolloin heidän valintansa saattaa olla täysin riippumaton iästä. Andersson (2001) mukaan yksittäisessä poikkileikkauksessa havaittavat säännönmukaisuudet eivät välttämättä vastaa todellista elinkaarikäyttäytymistä. Hänen mukaansa luotettavampia päätelmiä elinkaarikäyttäytymisestä saadaan, kun seurataan peräkkäisiä sukupolvia ja tarkastellaan, kuinka kunkin sukupolven käyttäytyminen muuttuu ajassa. Tällaisessa pitkittäis- tai kohorttitarkastelussa oletetaan siten, että tutkimusajankohdan sijaan syntymäaika yhdessä iän kanssa aiheuttavat havaitut säännönmukaisuudet.

Deatonin ja Paxsonin (1994) kehittämässä menetelmässä oletetaan aikavaikutusten summautuvan nolleen ja että aikavaikutus on ortogonaalinen lineaariselle trendille. Tällöin aikavaikutukset tulkitaan makrotaloudellisiksi shokeiksi, jotka vaikuttavat kaikkiin kotitalouksiin samalla tavalla. Tässä tapauksessa datassa esiintyvien lineaaristen trendien oletetaan johtuvan ikä- ja kohorttivaikutuksista. Kyseistä menetelmää on käytetty useissa aikaisemmissa empiirisissä tutkimuksissa identifikaatio-ongelman ratkaisemiseksi (ks. esim. Hanoch & Honig 1985; Paxson 1996; Chen, Wong & Lee 2001).

Andersson (2001) puolestaan olettaa tutkimuksessaan, että ikä- ja kohorttivaikutukset ovat samat (tai eivät eroa ainakaan systemaattisesti toisistaan) viiden vuoden intervalleilla. Tällöin dummy-muuttujat luodaan jokaisen iän ja syntymävuoden sijasta viiden vuoden ikä- ja syntymävuosisyryhmille.<sup>17</sup> Tämä ratkaisee teknisesti identifikaatio-ongelman, koska kaava (33) ei silloin enää päde, mutta menetelmä saattaa johtaa osittain harhaisiin tuloksiin, koska tällöin osa informaatiosta menetetään (Andersson 2001; Fienberg & Mason 1985).

Toisen identifikaatio-ongelman ratkaisumenetelmän tarkoitus on pyrkiä talousteorian pohjalta mallintamaan aika-, ikä- ja/tai kohorttivaikutuksen rakennetta. Ameriksin ja Zeldesin (2004) mukaan talousteorian avulla voidaan pyrkiä mallintamaan aika-, ikä-, ja kohorttivaikutusten rakennetta. Tutkijoiden mukaan voidaan esimerkiksi olettaa, että aikaan liittyvät vaikutukset riippuvat historiallisista tuotoista ja estimoida parametrit näiden oletusten vallitessa. Vaihtoehtoisesti voidaan rajoittaa kohorttivaikutuksen olevan funktio koetuista tuotoista, jos oletetaan, että yksilöiden käyttäytymiseen vaikuttaa enemmän omakohtainen kokemus kuin niin sanottu toisen käden informaatio. Lisäksi useissa elinkaaren aikaisen varallisuuden kertymistä tarkastelevissa empiirisissä tutkimuksissa on pyritty mallintamaan kohorttivaikutusta tuottavuuden kasvulla. (Ameriksin ja Zeldesin 2004; Andersson 2001.)

---

<sup>17</sup> Dummy-muuttujat luodaan ikäluokille 20–24, 25–29 jne. ja syntymävuosisyryhmille 1898–1902, 1903–1907 jne. (Andersson 2001).

## 4.2 Aika-, ikä- ja kohorttivaikutukset

Aika-, ikä- ja kohorttieffektit voivat vaikuttaa kotitalouksien portfolioiden koostumukseen talousteorian mukaan eri vaikutuskanavien kautta. Aikaisemmat tutkimustulokset ovatkin osittain ristiriitaisia ja etenkin kohorttivaikutuksista on tehty vain vähän luotettavia johtopäätöksiä. Empiirisissä tutkimuksissa on käytetty pääasiassa erillisiä poikkileikkauksia useammilta eri vuosilta. Joissakin tutkimuksissa on lisäksi käytetty paneeliaineistoja. Suurin osa aihepiiriä koskevista tutkimuksista on tehty Yhdysvalloista kerätyillä aineistoilla. Tarkasteltavista tutkimuksista suurin osa on ratkaissut identifikaatio-ongelman jättämällä joko aika- ja/tai kohorttivaikutuksen huomioimatta. Suurimassa osassa aikaisempia empiirisiä tutkimuksia on käytetty estimointimenetelmänä Tobit-regressiota silloin, kun selitettävänä muuttujana on ollut sijoituskohteen suhteellinen osuus rahoitusvarallisuudesta. Liitteessä 1 on tiivistetysti taulukoitu aikaisempien tutkimusten tuloksia sekä niissä käytettyjä aineistoja ja menetelmiä.

### 4.2.1 Mahdolliset vaikutuskanavat

Edellisissä luvuissa on tarkasteltu pääosin iän mahdollista vaikutusta sijoittajan portfolion koostumukseen. Ikävaikutus voi olla mahdollinen vain, jos sijoittajalla ei ole CRRA-hyötyfunktio, jolloin portfolion koostumus voi riippua sijoittajan varallisuudesta. Rahoitusteorian perusteella ajankohdalla voi puolestaan olla vaikutusta ihmisten sijoituskäyttäytymiseen, jos riskipreemion ja varianssin suhde muuttuu ajassa (ks. kaava (23)). Aika- tai trendivaikutus voi johtua monesta eri syystä. Jos esimerkiksi kotitalouksien saatavilla olevan taloudellisen informaation määrä ja laatu kasvavat ja samanaikaisesti informaation kustannukset vähenevät ajan kuluessa, niin se voi johtaa yhä useampien kotitalouksien osallistumisen arvopaperimarkkinoille ja siten ajan myötä tapahtuviin muutoksiin kotitalouksien rahoitusvarallisuuden rakenteissa. (Ameriks & Zeldes 2004; Campbell & Viceira 2002, 199–200.)

Lisäksi etenkin Yhdysvalloissa työnantajan tukemien eläkejärjestelmien dramaattinen lisääntyminen voi kasvattaa kotitalouksien säästämistä, joka voi mahdollistaa sellaisten kotitalouksien osallistumisen arvopaperimarkkinoille, jotka eivät aikaisemmin olleet

sijoittaneet lainkaan arvopapereihin. Aikavaikutus voi liittyä myös arvopapereiden historiallisiin tuottoihin. Jos sijoittajat eivät uudelleen balansoi portfoliotaan, niin silloin esimerkiksi osakkeiden hintojen nousu kasvattaa osakkeiden suhteellista osuutta rahoitusvarallisuudesta. Lisäksi korkeat osaketuotot herättävät usein paljon julkista huomiota, joka voi puolestaan kannustaa joitakin ihmisiä osallistumaan osakemarkkinoille ja siten kasvattamaan osakkeiden osuutta portfolioissaan. (ns. kohinasijoittajat, noise traders). (Ameriks & Zeldes 2004; Campbell & Viceira 2002, 199–200.)

Mahdollisen kohorttivaikutuksen perusteluna pidetään ihmisen elämäkokemuksen (josta osa on yhteistä niille yksilöille, jotka ovat syntyneet samaan aikaan) vaikutusta hänen käyttäytymiseensä. Ameriksin ja Zeldesin (2004) mukaan kohorttivaikutus voi olla merkittävä sijoittajan portfolionvalinnan kannalta johtuen tietojen ja taitojen omaksumisesta omakohtaisen kokemuksen kautta, jos tällaisella ensi käden tiedolla on suurempi vaikutus yksilön päätöksentekoon, kuin sellaisella sijoittajalla, joka on saanut tietonsa muilta kuultuna. Kyseinen vaikutus voi liittyä esimerkiksi lama-aikoihin (ja muihin rahoitusmarkkinoiden kannalta huonoihin periodeihin). Ne sijoittajat (riippumatta ajasta tai iästä), joilla on niistä omakohtaisia kokemuksia, saattavat suhtautua taloudellisiin riskeihin hyvin eritavalla kuin ne sukupolvet, jotka ovat vain esimerkiksi lukeneet kirjoista kyseisistä tapahtumista.

Vanhemmilla kohorteilla riskiaversion on yleisesti oletettu olevan korkeampi kuin nuoremmilla sukupolvilla (ks. esim. Deaton 1997; Jappelli 1999; Poterba & Samwick 1997.). Tämä perustuu teoriaan, jonka mukaan taloudellisten olosuhteiden muutokset ajassa aiheuttavat sukupolven välisiä eroja niiden riskinottohalukkuudessa. Erityisesti tuottavuuden kasvun ja sosiaaliturvan parantumisen ajatellaan luoneen enemmän mahdollisuuksia nuorille kuin vanhemmille kohorteille samassa iässä, joka voi teoriassa johtaa vanhempien sukupolvien ikä-tulo -ja ikä-varallisuus -profiilien asteittaiseen laskemiseen mitä aikaisemmin kotitalous on syntynyt. Esimerkiksi eläkejärjestelmien parantuminen vuosikymmenten aikana on voinut vähentää tarvetta säästää eläkeikää varten, jonka vuoksi vanhempien sukupolvien riskiaversio voi olla suurempi kuin nuoremmilla sukupolvilla. (Alessie, Kapteyn & Lysardi 2003.) Lisäksi kohorttivaikutuksen merkittävyuden perusteluna pidetään yksilöiden koulutustaustaa. Koska ihmiset koulutautuvat lähinnä nuorena, niin ajassa tapahtuvat erot koulutuksen laadussa, johon tuottavuuden kasvu voi vaikuttaa, voivat myös muodostaa kohorttien välisiä eroja kotitalouksien sijoituskäyttäytymisessä. (Ameriks & Zeldes 2004.)

## 4.2.2 Aikaisemmat empiiriset tutkimustulokset

Yksi varhaisimmista aihepiiriä koskevista empiirisistä sovelluksista on Kingin ja Leapin (1987) tekemä tutkimus. He tutkivat vuoden 1978 poikkileikkausaineistolla kotitalouksien portfolioiden koostumuksia ja siihen vaikuttavia tekijöitä Yhdysvalloissa. Tutkijat eivät huomioineet tutkimuksessaan kohorttivaikutusta. He käyttivät menetelmänä probit-regressiota mallintamaan sijoittajan iän vaikutusta osakkeiden omistuksen todennäköisyyteen.<sup>18</sup> Tulosten mukaan todennäköisyys omistaa osakkeita kasvaa iän mukana. Tulokset olivat samansuuntaisia muun muassa varallisuuden ja muiden kotitalouksien ominaisuuksien vaihtelun kontrolloimisen jälkeenkin.

Yoo (1994) tutki ikärakenteita kotitalouksien sijoituskäyttäytymisessä erillisillä poikkileikkausaineistoilla vuosilta 1962, 1983 ja 1986. Tutkimuksessa ei otettu aika- eikä kohorttivaikutusta huomioon. Yoo käytti menetelmänä seuraavaa regressiomallia, joka estimoitii Tobit-mallilla<sup>19</sup>, jotta selitettävän muuttujan (sijoituskohteen prosenttiosuus varallisuudesta) ylä- ja alarajoja (0, 1) pystyttiin kontrolloimaan:

---

<sup>18</sup> Probit-malli on epälineaarinen regressiomalli, jossa selitettävä muuttuja on binäärinen eli todennäköisyys, että vastemuuttuja saa arvon 1. Probit regressiossa populaation regressiofunktio johdetaan kumulatiivisesta standardista normaalijakaumasta. Estimointimenetelmänä käytetään suurimman uskottavuuden menetelmää, jossa maksimoidaan uskottavuusfunktioita, joka on funktio estimoitavista parametreista. Estimaattori on suurissa otoksissa konsistentti ja normaalisti jakautunut. Toisin kuin lineaarisessa todennäköisyysmallissa, probit-mallissa ehdolliset todennäköisyydet ovat aina välillä (0, 1). Logit-malli eroaa probit-mallista vain siten, että siinä jakaumana käytetään kumulatiivista standardia logistista jakaumaa, jossa on enemmän painoa jakauman hännissä. Kumpikin menetelmä johtaa kuitenkin yleensä samansuuntaisiin tuloksiin. Suurimman uskottavuuden menetelmä ja probit-malli on kuvattu tarkemmin luvuissa 6.3 ja 6.4. (Johnston & Dinardo 1997, 498–434; Stock & Watson 2003, 302–312.)

<sup>19</sup> Tobit-malli on sensuroitu regressiomalli, joka ottaa huomioon sen, jos selitettävän muuttujan jakauma on osittain jatkuva ja osittain diskreetti. Esimerkiksi portfolio-osuuden ollessa vastemuuttujana, se on rajoitettu välille (0, 1), mutta voi muuten saada mitä tahansa arvoja kyseisellä välillä. Malli olettaa, että on olemassa latentti selitettävä muuttuja  $y^*$ , jota ei voida havaita. Havaittu muuttuja  $y=y^*$ , jos  $0 < y^* < 1$  ja muulloin  $y=0$ . Tobit-malli on sensuroidun regressiomallin erikoistapaus, koska latenttia muuttujaa  $y^*$  ei voida aina havaita, vaikka samanaikaisesti selittävä muuttuja  $X$  havaitaan. PNS-estimaattori ei ole sensuroitujen regressiomallien tapauksessa konsistentti, jonka vuoksi myös Tobit-malli estimoidaan probit- ja logit-mallien tapaan suurimman uskottavuuden menetelmällä. Tobit-malli perustuu kuitenkin vahvoihin oletuksiin, kuten virhetermin normaalisuuteen ja homoskedastisuuteen. Jos nämä oletukset eivät toteudu, niin estimaattori ei ole konsistentti. Tobit-malli on kuvattu tarkemmin luvussa 6.2. (Amemiya 1985, 360–364; Johnston & Dinardo 1997, 436–441; Tobit 1958b).



$$\begin{aligned}
 (34) \quad \% - osuus = & \beta_0 + \beta_1 \text{ ikä} : 25 - 34 + \beta_2 \text{ ikä} : 35 - 44 + \beta_3 \text{ ikä} : 45 - 54 \\
 & + \beta_4 \text{ ikä} : 55 - 64 + \beta_5 \text{ ikä} : 65^+ + \beta_6 \text{ llkm} + \beta_7 \text{ alkm} \\
 & + \beta_8 \text{ sukupuoli} + \beta_9 \text{ rotu} + \beta_{10} \text{ siviilisääty} + \beta_{11} \text{ lukio} + \\
 & + \beta_{12} \text{ korkeakoulu} + \beta_{13} \text{ tulot} + \beta_{14} \text{ varallisuus} + \varepsilon,
 \end{aligned}$$

jossa  $\varepsilon$  on mallin virhetermi. Elinkaaritekijöitä kontrolloivat mallissa lastenlukumäärä kotitaloudessa (*llkm*), aikuisten lukumäärä kotitaloudessa (*alkm*) ja siviilisääty. Inhimillistä pääomaa mallinnetaan regressiossa sukupuolella, rodulla ja koulutuksella (lukio ja korkeakoulu). Tulo- ja varallisuusmuuttujat puolestaan kontrolloivat regressiossa portfolion valinnan riippuvuutta taloudellisesta asemasta. Yoo (1994) estimoï myös toisen regressiomallin Tobit-mallilla, jonka avulla hän pyrki testaamaan hypoteeseja portfolion valinnan ja iän välisen riippuvuuden muodosta:

$$\begin{aligned}
 (35) \quad \% - osuus = & \beta_0 + \beta_1 \text{ ikä} + \beta_2 \text{ ikä}^2 + \beta_3 \text{ llkm} + \beta_4 \text{ alkm} + \beta_5 \text{ sukupuoli} \\
 & + \beta_6 \text{ rotu} + \beta_7 \text{ siviilisääty} + \beta_8 \text{ lukio} + \beta_9 \text{ korkeakoulu} \\
 & + \beta_{10} \text{ tulot} + \beta_{11} \text{ varallisuus} + \varepsilon
 \end{aligned}$$

Tutkimustulosten mukaan kotitaloudet eivät käyttäydy rahoitusteorian oletusten eivätkä myöskään sijoitusneuvojen suositusten mukaisesti. Jokaisessa kolmessa erillisessä poikkileikkausaineistossa sekä osakkeiden että joukkovelkakirjojen osuus rahoitusvarallisuudesta kasvoi koko työssäoloian ajan ja laski eläkeian aikana synnyttäen siten kuperan muotoisen ikärakenteen. Siten nuorilla ja eläkeläisillä riskillisten arvopapereiden (tutkimuksessa joukkovelkakirjat ja osakkeet) kysyntä oli vähäisempää kuin keski-ikäisillä sijoittajilla. Käteisen osuus kokonaisportfoliosta pysyi jokaisessa poikkileikkausaineistossa melko vakaana koko elinkaaren ajan, muodostaen kuitenkin koveran muotoisen ikäprofiilin.

Poterba ja Samwick (1997) käyttivät tutkimuksessaan aikasarja-poikkileikkausaineistoa (pooled data) vuosilta 1983, 1989 ja 1992. Tutkijat käyttivät tutkimusmenetelmänään seuraavaa regressiomallia:

$$(36) \quad y_{ij} = \alpha + 2 \sum_{n=2} \beta_n ikä_{i,n} + \sum_{m=2}^{21} \gamma_m kohortti_{i,m} + \varepsilon_{i,j},$$

jossa  $y_{ij}$  on sijoituskohteen  $j$  osuus kotitalouden  $i$  rahoitusvarallisuudesta,  $ikä_{i,n}$  on dummy-muuttuja, joka saa arvon 1, jos kotitalouden viitehenkilön ikä osuu kolmen vuoden intervallille, jonka keski-ikä on  $(3 \cdot n + 16)$  ja  $kohortti_{i,m}$  on dummy-muuttuja, joka saa arvon 1, jos kotitalouden viitehenkilön ikä vuonna 1983 osuu kolmen vuoden intervallille, jonka keski-ikä on  $(3 \cdot m + 16)$ . Regressiomalli estimoitiin sekä Tobit- että probit-menetelmällä, joissa vastaavasti selitettävänä muuttujana oli tietyn sijoituskohteen suhteellinen portfolio-osuus ( $y_{ij}/Y_i$ ) ja kyseisen sijoituskohteen omistuksen todennäköisyys ( $y_{ij} > 0$ ). Tutkijat olettivat läpi tutkimuksen, että ajalla ei ole vaikutusta kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen. Tutkimustulosten mukaan ikäprofiilit sekä verotettavien arvopapereiden<sup>20</sup> omistuksen todennäköisyyteen että sen portfolio-osuuden suhteen olivat kasvavia lähes jokaisessa iässä, kunnes vanhemmissa ikäluokissa profiili tasoittui. Ikäprofiilit talletusten omistuksen todennäköisyyden ja portfolio-osuuden suhteen olivat erilaiset. Todennäköisyys omistaa talletuksia kasvoi iän mukana, kun puolestaan vastemuuttujan ollessa talletusten portfolio-osuus, ikäprofiili oli laskeva. Verotettavien arvopapereiden kohdalla kohorttivaikutusta ei havaittu. Nuoremmat sukupolvet näyttivät kuitenkin sijoittavan suhteellisesti vähemmän talletuksiin. Lisäksi nuoret ikäluokat näyttivät olevan enemmän taipuvaisia sijoittamaan joukkovelkakirjoihin kuin vanhemmat kohortit.

Andersson (2001) tutki iän, ajankohdan ja kohortin vaikutusta kotitalouksien portfolioiden koostumukseen Ruotsissa kiertävällä paneeliaineistolla vuosilta 1982–1992. Andersson ratkaisi tutkimuksessaan identifikaatio-ongelman olettamalla, että ikä- ja kohorttivaikutukset ovat samat (tai eivät eroa ainakaan systemaattisesti toisistaan) viiden vuoden intervalleilla. Tällöin dummy-muuttujat luotiin jokaisen iän ja syntymävuoden sijasta viiden vuoden ikä- ja syntymävuosiryhmille (ks. alaviite 17). Hän jakoi tutkimuksessaan kotitalouksien rahoitusvarallisuuden kahteen portfolioon: ”riskilliseen” (osakkeet + joukkovelkakirjat + ½ lasten varallisuudesta + muut arvopaperit) ja ”riskittömään” portfolioon (talletukset + käteinen + ½ lasten varallisuudesta). Tutkimuksen Tobit-regressiolla estimoidut mallit osoittivat, että ikäprofiili oli riskillisen portfolion (osuus rahoitusvarallisuudesta) kohdalla kuperan muotoinen. Riskittömän portfolion kohdalla ikäprofiili oli päinvastaisesti koveran

---

<sup>20</sup> Suorat osakesijoitukset + osakerahastot + investointitilit (brokerage accounts).

muotoinen. Logit-regressiolla estimoidun mallin mukaan, jossa vastemuuttujana oli todennäköisyys omistaa riskittömiä sijoituskohteita, ikäprofiili oli nouseva trendi. Aikavaikutus oli tutkimuksessa nouseva trendi kaikkien arvopaperiluokkien kohdalla. Lisäksi Andersson havaitsi, että nuoremmat sukupolvet ovat enemmän taipuvaisia sijoittamaan riskillisiin arvopapereihin kuin mitä esimerkiksi kohortit, joihin suuret ikäluokat Ruotsissa kuuluvat.

Ameriks ja Zeldes (2004) tutkivat ajankohdan, iän ja kohortin vaikutusta kotitalouksien osakesijoittamiseen Yhdysvalloissa kahdella eri aineistolla, joista toinen koostui neljästä erillisestä poikkileikkausaineistosta vuosilta 1962, 1983, 1989, 1992 ja 1995 ja toinen oli paneeliaineisto vuosilta 1987–1999. Identifikaatio-ongelman tutkijat ratkaisivat jättämällä vuorotellen joko aika- tai kohorttivaikutuksen huomioimatta. Tutkijat eivät sisällyttäneet regressioihin mitään muita muuttujia. He estimoivat todennäköisyyttä omistaa osakkeita probit-regressiolla ja tavallisella pienimmän neliösumman (PNS) menetelmällä osakkeiden osuutta rahoitusvarallisuudesta (ehdolla että omistaa osakkeita ja ilman ehtoa). Kun kohorttivaikutus jätettiin huomioimatta poikkileikkausaineistojen kohdalla ja vastemuuttujana oli osakkeiden osuus rahoitusvarallisuudesta (ilman ehtoa), ikäprofiili oli kuperan muotoinen. Aikavaikutus oli nouseva trendi, tosin nuorilla kotitalouksilla muutos oli suurempi kuin vanhemmilla kotitalouksilla. Kun aikavaikutus jätettiin huomioimatta, niin ikäprofiili muuttui nousevaksi. Kuitenkin nuoret kohortit näyttivät kasvattaneen monotonisesti osakkeiden osuutta rahoitusvarallisuudestaan, kun puolestaan vanhemmat kohortit näyttivät kasvattaneet osuuttaan vähemmän. Tulokset olivat samanlaiset, kun vastemuuttujana oli todennäköisyys omistaa osakkeita.

Ameriksin ja Zeldesin (2004) tutkimuksessa tulokset muuttuivat kuitenkin, kun vastemuuttujana oli osakkeiden osuus rahoitusvarallisuudesta ehdolla, että omistaa osakkeita. Kun kohorttivaikutus jätettiin huomioimatta, niin ikäprofiili hävisi lähes kokonaan. Aikavaikutus oli kuitenkin samanlainen nouseva trendi. Kun aikavaikutus jätettiin huomioimatta, niin ikäprofiili oli jälleen kasvava lähes kaikkien kohorttien kohdalla. Tutkimuksessa paneeliaineiston osalta tulokset olivat pääosin samanlaisia kuin poikkileikkausaineistojen kohdalla. Tutkijat yrittivät myös mallintaa aika- ja kohorttivaikutuksia muun muassa historiallisten tuottojen avulla. He estimoivat parametrit uudestaan näiden avulla, mutta tulokset olivat edelleen samansuuntaisia kuin edellä mainitut. Tutkijat asettivat lisäksi ikävaikutukselle rajoituksen, jonka mukaan osakkeiden portfolio-

osuuden tulisi pienentyä yhden prosentin vuodessa (sijoitusneuvojen suositusten mukaisesti). Tällöin aikavaikutus oli jyrkästi nouseva ja kohorttivaikutus puolestaan laskeva trendi, jonka mukaan nuoremmilla kohorteilla osakkeiden portfolio-osuus on huomattavasti pienempi kuin vanhemmilla kohorteilla. Tutkijat pitivät tuloksiaan ristiriitaisina ja päätyivät lopputulokseen, että osakkeiden portfolio-osuus ei ainakaan laske iän mukana, eivätkä kotitaloudet siten noudata sijoitusneuvojen suosituksia.

Faig ja Shum (2006) tutkivat muun muassa ajan, iän, inhimillisen pääoman, varallisuuden ja sijoitusneuvonnan vaikutusta kotitalouksien osakesijoittamiseen. Tutkijat käyttivät poikkileikkausaineistoja Yhdysvalloista vuosilta 1992, 1995, 1998 ja 2001. Tutkimuksessa ei huomioitu kohorttivaikutuksia. Estimointimenetelmänä tutkijat käyttivät probit-regressiota tarkasteltaessa iän- ja ajankohdan vaikutusta todennäköisyyteen omistaa osakkeita. Tämän jälkeen tutkimuksessa tarkasteltiin aika- ja ikävaikutuksia ehdollisen lineaarisen regressiomallin avulla osakkeiden osuuteen rahoitusvarallisuudesta (ehtona, että omistaa osakkeita). Lopuksi tutkijat käyttivät vielä Tobit-regressiota selvittämään ajan- ja iän vaikutusta osakkeiden suhteelliseen portfolio-osuuteen. He havaitsivat, että osakkeiden omistuksen todennäköisyys on positiivisesti korreloitunut muun muassa iän ja varallisuuden sekä sijoitusneuvonnan saannin kanssa. Osakkeiden omistamisen todennäköisyys kasvoi tulosten mukaan aina 61 ikävuoteen saakka, kunnes se alkoi laskea. Tulokset olivat samanlaiset myös kun vastemuuttujana oli osakkeiden suhteellinen osuus rahoitusvarallisuudesta. Sekä ehdollisen regression että Tobit-mallin mukaan osakkeiden osuus rahoitusvarallisuudesta nousee iän mukana aina 50 ikävuoteen saakka, kunnes se kääntyy laskuun. Tutkimustulosten mukaan aikavaikutus oli nouseva trendi riippumatta selitettävästä muuttujasta ja estimointimenetelmästä. Tutkijat totesivat, että osakkeiden omistajien ominaisuuksia voidaan ennustaa suhteellisen hyvin, mutta selittävien muuttujien merkitsevyys laskee, kun vastemuuttujana on osakkeiden suhteellinen osuus rahoitusvarallisuudesta.

## 5 VARALLISUUSTUTKIMUKSEN AINEISTO

Tilastokeskuksen varallisuustutkimus kuvaa kotitalouksien varallisuuden kokonaisuutta, rakennetta ja jakautumista eri väestöryhmien kesken. Vuosien 1994–2004 varallisuustutkimusten keskeinen tietosisältö koostuu reaali- ja rahoitusvarallisuudesta. Lisäksi aineistot sisältävät tietoja kotitalouksien veloista, tuloista, kulutusmenoista ja perinnöistä. Varallisuustutkimuksien aineistot sisältävät myös runsaasti erilaisia kotitalouksia luokittelevia taustamuuttujia. (Säylä 2005.) Tässä tutkimuksessa käytetään Tilastokeskuksen varallisuustutkimuksien otosaineistoja vuosilta 1994, 1998 ja 2004. Aineistojen avulla tutkitaan, miten ajankohta, ikä ja kohortti vaikuttavat erilaisten sijoituskohteiden suhteellisiin osuuksiin kotitalouksien portfolioissa. Tämän avulla voidaan selvittää käyttäytyvätkö kotitaloudet rahoitusteorian tai sijoitusneuvojen suositusten mukaisesti. Lisäksi kohorttivaikutuksen tutkimisella voidaan mahdollisesti arvioida muun muassa suurten ikäluokkien eläkkeellesiirtymisen vaikutusta rahoitusmarkkinoihin.

### 5.1 Aineiston yleiskuvaus

Tiedot pohjautuvat varallisuustutkimuksissa pääosin haastattelutietoihin, mutta aineistoja on täydennetty yhdistelemällä niihin rekisteripohjaisia tietoja. Vaikka haastattelumenetelmällä ei luultavasti voida mitata varallisuuden tarkkaa tasoa, saadaan tietojen perusteella kuitenkin tutkimustehtävän kannalta riittävän tarkka kuva kotitalouksien rahoitusvarallisuuden koostumuksesta (Säylä 2000). Tutkimusyksikkönä aineistoissa on kotitalous, jonka määritelmänä pidetään henkilöitä, joilla on kokonaan tai osittain yhteinen ruokatalous tai jotka muuten käyttävät tulojaan yhdessä. Kotitalouksien varallisuuserät on muodostettu laskemalla yhteen kaikkien jäsenten kyseisen varallisuuserän määrä. Tällöin on syytä huomata, että kotitaloudet eroavat toisistaan keskimääräiseltä henkilöluvultaan. Kotitalouksien keskimääräinen koko kasvaa keski-ikää lähestyessä ja pienenee sen jälkeen, jolloin vanhemmissa ikäluokissa yksittäisellä henkilöllä voi olla enemmän varallisuutta kuin nuoremmassa ikäluokissa. (Säylä 1997.)

Varallisuustutkimuksissa on sovellettu kaksivaiheista ositettua otantaa ja tutkimuksien tavoiteperusjoukkona ovat Suomessa vakituisesti asuvat kotitaloudet pois lukien muun muassa osoitteettomat ja laitosväestö (esimerkiksi vankilassa ja hoitolaitoksissa pitkäaikaisesti olevat). Vuosien 1994–2004 otokset ovat toisistaan riippumattomia eli jokaisena tutkimusvuotena otokseen on poimittu eri kotitaloudet. Otoksen tiedot korotetaan tavoiteperusjoukon tasolle painokertoimien avulla. Varallisuustutkimusaineistossa otospainot riippuvat siitä, mikä on kunkin kotitalouden todennäköisyys tulla poimituksi otokseen. (Säylä 2000.) Vuosien 1994 ja 1998 varallisuustutkimuksien varallisuuserien arvot on alun perin kerätty markkamääräisinä ja muunnettu jälkeenpäin euromääräisiksi kiinteää muuntokerrointa käyttäen (1 euro = 5,94573 markkaa). Lisäksi niissä kohdin, joissa tarkastellaan euromääräisiä arvoja, vuosien 1994 ja 1998 arvotiedot on deflatoitu elinkustannusindeksillä (1951=100) vuoden 2004 rahanarvon mukaiseksi.

Tutkimus käsittää vain kotitalouksien henkilökohtaisen varallisuuden ja velat. Lisäksi maa- ja metsävarallisuus, kestokulutushyödykkeet ja vaikeasti arvoitettavat omaisuuserät kuten antiikki- ja taidekokoelmat eivät sisälly varallisuustutkimuksen mukaiseen suppeaan varallisuus-käsitteeseen. Varallisuustutkimuksien aineistoissa lähes kaikkien varallisuuserien arvot ovat käypiä (kunkin tutkimusvuoden rahanarvon mukaisia). Kokonaisvarallisuus koostuu tutkimuksissa reaaliarallisuudesta (asunnot ja kulkuvälineet) sekä rahoitusvarallisuudesta. Rahoitusvarallisuus koostuu talletuksista, arvopapereista ja muista rahoitusvaroista. Huomautettavaa on se, että asuntovarallisuus (esimerkiksi sijoitusasunnot) ei kuulu Tilastokeskuksen varallisuustutkimuksessa rahoitusvarallisuuteen. Kotitalouksien asuntovarallisuudesta löytyy aineistosta tietoja, mutta siitä on mahdotonta päätellä, mikä osuus kyseisestä varallisuudesta on hankittu sijoitustarkoitukseen. Tämän vuoksi asuntovarallisuutta ei tarkastella tässä tutkimuksessa.

Talletuserään kuuluvat käyttelytilit, määräaika- ja sijoitustilit ja erittelemättömät tilit, jossa on tietoja lähinnä niiltä, jotka ovat kieltäytyneet antamasta tarkkoja tilitietoja. Nämä kotitaloudet ovat vuosien 1998 ja 2004 tutkimuksissa voineet ilmoittaa vain niiden suuruusluokan. Arvopapereihin kuuluvat pörssiosakkeet, muut osakkeet, rahastosijoitukset, osuustodistukset ja joukkovelkakirjat. Muut osakkeet ovat julkisesti noteeraamattomien osakeyhtiöiden osakkeita. Arvopapereista muiden osakkeiden, osuustodistusten ja joukkovelkakirjojen arvot ovat pääosin vuoden 1994 aineistossa nimellisarvoja. Pörssiosakkeet ja sijoitusrahasto-osuudet ovat näistä poiketen markkina-arvoisia. Muuten

vuosien 1994 ja 2004 aineistossa rahoitusvarallisuuserät ovat lähinnä käyviä arvoja. (Säylä 2006b.) Vuoden 1994 aineistossa sijoitusrahastot on niiden vähäisen määrän vuoksi yhdistetty jo tiedonkeruuvaiheessa pörssiosakkeiden kanssa samaan luokkaan. Tämän vuoksi kyseisen vuoden aineistosta pörssiosakkeita ja sijoitusrahastoja ei voida tarkastella erikseen.

Muut rahoitusvarat koostuvat säästö- ja sijoitusvakuutuksista, yksilöllisistä eläkevakuutuksista sekä lainasaatavista ja käteisvaroista. Alun perin vuoden 1994 aineistossa eläkevakuutuksia ei sisällytetty muihin rahoitusvaroihin, joten ne on tässä tutkimuksessa yhdistetty jälkepäin kyseiseen varallisuuserään. Lainasaatavilla tarkoitetaan muun muassa sukulaisille annettuja pieniä lainoja, työpalkkioita, veronpalautuksia ja saamatta olevia vuokratarkuita. Käteisvarat sisältävät yleensä suurehkoja summat (yli 85 euroa vuosina 1994–1998 ja yli 50 euroa vuonna 2004) käteiserinä, sekkeinä ja matkavaluuttana. (Säylä 2006b.) Tärkeimmät tutkimuksessa käytetyt muuttujat on taulukoitu liitteessä 2.

Taulukoissa 3 ja 4 on esitetty tutkimusaineistosta laskettuja tunnuslukuja. Suurin aineistoista on vuoden 1994 poikkileikkaus, joka käsittää tiedot 5 210 kotitaloudesta. Vuoden 1998 tutkimusaineisto sisältää puolestaan 3 893 kotitalouden tiedot ja vuoden 2004 aineistossa on tiedot 3 455 kotitaloudesta. Yhteensä tutkimusaineistossa on siten havainnot 12 558 kotitaloudesta. Jokaisen vuoden aineistossa yli 65-vuotiaita on suhteellisesti eniten ja alle 25-vuotiaita vähiten. Vastaajien keski-ikä on kasvanut kymmenen vuoden aikana 46 vuodesta 48 vuoteen. Vuodesta 1994 vuoteen 2004 kotitalouksien keskimääräiset käytettävissä olevat tulot ovat kasvaneet reaalisesti 31 prosenttia. Kotitalouksien nettovarallisuus (varat – velat) on reaalisesti yli kaksinkertaistunut kymmenen vuoden aikana. Samana aikana kotitalouksien rahoitusvarallisuuden keskimääräinen arvo on puolestaan kasvanut 147 prosenttia.

TAULUKKO 3 Kotitalouksien lukumäärä varallisuustutkimuksissa viitehenkilön iän mukaan

Ikäryhmä	1994		1998		2004	
	Lukumäärä	%-jakauma	Lukumäärä	%-jakauma	Lukumäärä	%-jakauma
–24 v	148 549	6,5	170 966	7,3	164 713	6,8
25–34	443 060	19,5	393 337	16,7	352 196	14,6
35–44	457 130	20,1	470 349	20,0	426 522	17,7
45–54	439 255	19,4	494 639	21,0	472 792	19,6
55–64	305 420	13,5	325 178	13,8	435 273	18,0
65–	476 586	21,0	500 531	21,3	563 504	23,3
<b>Kaikki</b>	<b>2 270 000</b>	<b>100</b>	<b>2 355 000</b>	<b>100</b>	<b>2 415 000</b>	<b>100</b>

*Huom.* Kaikki taulukon luvut on laskettu korottamalla estimaatit painokertoimella perusjoukon tasolle.

TAULUKKO 4 Varallisuustutkimusten tunnuslukuja vuosilta 1994, 1998 ja 2004

Muuttuja	1994		1998		2004	
	Keskiarvo	Mediaani	Keskiarvo	Mediaani	Keskiarvo	Mediaani
Viitehenkilön ikä	46,3	45	47,4	47	48,1	48
Käytettävissä olevat tulot <sup>a</sup>	29 549	27 710	35 246	31 519	38 590	33 447
Rahoitusvarallisuus	14 074	38 63	23 991	6 667	34 811	8 000
Nettovarallisuus	81 594	62 170	119 053	84 013	169 734	102 971
Havaintoja otoksessa	5 210		3 893		3 455	
Havaintoja perusjoukossa	2 270 000		2 355 000		2 415 000	

*Huom.* Vuosien 1994 ja 1998 euromääräiset arvot on muutettu elinkustannusindeksillä vuoden 2004 rahanarvon mukaiseksi. Kaikki taulukon luvut on laskettu korottamalla estimaatit painokertoimella perusjoukon tasolle.

<sup>a</sup>Palkkatulot + yrittäjätulot + omaisuustulot + saadut tulonsiirrot – maksetut tulonsiirrot

## 5.2 Tutkimusmenetelmä

Varallisuustutkimuksen aineiston muodostaminen perustuu kaksivaiheiseen ositettuun otantaan. Estimointiasetelmana varallisuustutkimuksissa on puolestaan kolmivaiheinen ositettu otanta, jossa hyödynnetään kalibrointiestimaattoria. Ensin väestörekisteristä on poimittu yksinkertaisella satunnaisotannalla vuosittain noin 30 000 tuhannen asuntokunnan



niin sanottu master-otos. Master-otoksen muodostamisessa otoskehikko poimitaan PPS-otannalla (probability proportional to size), jossa kotitalouden sisällysmistodennäköisyys ( $\pi_k$ ) on suoraan verrannollinen kunkin asutokunnan 15 vuotta täyttäneiden henkilöiden lukumäärään:

$$(37) \quad \Pr\{k \in s_1\} = \frac{m_k}{M} n_1 = \pi_k,$$

jossa  $s_1$  on master-otos,  $n_1$  on master-otoksen otoskoko,  $k$  on asutokunta,  $m_k$  on yli 15-vuotiaiden henkilöiden lukumäärä asutokunnassa  $k$  ja  $M$  on yli 15-vuotiaiden henkilöiden lukumäärä kohdeperusjoukossa. (Laiho 1998.)

Kohdehenkilöiden ympärille on muodostettu asutokunta (samassa huoneistossa vakinaisesti asuvat henkilöt) kotipaikkatunnuksen perusteella, jotka on tarkistettu vielä haastattelujen yhteydessä. Toisessa vaiheessa tutkimuksien varsinaiset otokset on poimittu osittamalla tiedot kohdehenkilöiden sosioekonomisen aseman ja verotuksen tulotietojen avulla. Ositteiden määrittelyssä on otettu myös huomioon varallisuustutkimuksien erityistarpeet. Muun muassa tulosten tarkkuuden kannalta olennaiset kotitaloustyypit, kuten suurituloiset, ovat ylliedustettuja otoksessa, joka on korjattu määrittämällä eri sosioekonomisiin ryhmiin ja tuloluokkiin kuuluville kotitalouksille erilaiset sisällysmistodennäköisyydet. Yhdistetty ensimmäisen ja toisen vaiheen sisällysmistodennäköisyys on siten jokaisessa ositteessa muotoa (Laiho 1998):

$$(38) \quad \Pr\{k \in s_{2,h} | s_1\} = \frac{n_{2,h}}{n_{1,h}} \pi_k = \pi_h \pi_k,$$

jossa  $s_2$  on varsinainen otos,  $h$  on osite,  $n_{1,h}$  on master-otoksen koko ositteessa  $h$ ,  $n_{2,h}$  alkuperäinen otoskoko ositteessa  $h$  ja  $n_2$  on alkuperäinen otoskoko pois lukien ylipeitto. Näin ollen hyväksytysti vastanneille kotitalouksille on muodostettu vastaustodennäköisyysolut, jotka on muodostettu mahdollisimman homogeenisiksi alueen ja kotitalouden koon mukaan (Laiho 1998):

$$(39) \quad \Pr\{k \in r | s_1, s_2\} = \hat{\theta}_g \pi_h \pi_k,$$

jossa  $\hat{\theta}_g$  on estimoitu vastaustodennäköisyys solussa  $g$  ja  $r$  on vastaajien joukko. Otosperusteisen tilastotutkimuksen pyrkimyksenä on poimia tavoiteperusjoukkoon kuuluvista yksiköistä otos siten, että tulokset olisivat edustavia ja yleistettävissä koko tavoiteperusjoukkoa koskeviksi, koska perusjoukon tunnusluvut estimoidaan otoksen tietojen perusteella. Otoksen tiedot korotetaan tavoiteperusjoukon tasolle painokertoimien avulla. Varallisuustutkimusaineistossa otospainot riippuvat siitä, mikä on kunkin kotitalouden todennäköisyys tulla poimituksi otokseen. Koska aineistossa esiintyy vastaajien kieltäytymisistä, tavoittamattomuudesta tai muista syistä johtuvaa yksikkökatoa, otoksille on tehty jälkiositus. Otantaestimaatteja on pyritty vielä parantamaan käyttämällä kohdeperusjoukosta saatavaa lisäinformaatiota. Toisin sanoen tiedonkeruun jälkeen aineistot on jälkiositettu otannasta johtuvan satunnaisvaihtelun estimointia varten. Otospainot on kalibroitu vastaamaan kohdeperusjoukon jakaumia läänijaon, ikä- ja sukupuoliryhmien, valtionveronalaisten ansio- ja omaisuustulojen, veronalaisten varojen sekä palkansaajien lukumäärän suhteen. Kyseisellä menettelyllä pyritään pienentämään kadon vaikutusta ja tuottamaan mahdollisimman tarkkoja estimaatteja tärkeimpien tulo- ja varallisuusmuuttujien suhteen. (Laiho 1998; Säylä 2000)

Tietojen keruu on tehty varallisuustutkimuksissa haastattelemalla kotitalouksia. Varallisuustiedot on kerätty jokaisesta kotitalouden jäsenestä saamalla tiedot toiselta kotitalouden jäseneltä. Kotitalouden viitehenkilöksi on määritelty yleensä sen suurituloisin jäsen, jonka tietojen perusteella kotitalouden luokittelutiedot useimmiten määräytyvät.<sup>21</sup> Kotitalouden kohdehenkilöitä ovat puolestaan otokseen sisältyvät henkilöt, joiden ympärille kotitalous on muodostettu. Jos kotitalous ei suostunut käyntihaastatteluun, niin tiedot yritettiin kerätä puhelinhaastattelulla. Jos kotitalous ei suostunut puhelinhaastatteluunkaan, niin kotitalous tulkittiin kadoksi. Kotitalouksien tulotiedot saadaan pääosin rekistereistä, mutta varallisuudesta on saatavilla käypäarvoista tietoa vain haastattelemalla. Joistain varallisuuseristä on saatavilla tietoja myös verohallinnon rekistereistä. Kyseiset erät on arvostettu kuitenkin verotettavan arvon mukaan, joka usein poikkeaa käyvästä arvosta, jota varallisuustutkimuksissa pyritään mittaamaan. Tietoja, joita ei saada hallinnollisista rekistereistä ja jotka on kerätty haastattelujen avulla, ovat muun muassa luokittelevat

---

<sup>21</sup> Esimerkiksi kotitalouden sosioekonominen asema määräytyy viitehenkilön sosioekonomisen aseman mukaan (Laiho 1998).

taustamuuttajat (esimerkiksi kotitalouksien rakennetiedot) ja kaikki varallisuuserät. (Laiho 1998; Säylä 2000.)

### **5.3 Katoanalyysi**

Katoanalyysissä tarkastellaan varallisuustutkimuksien ulkopuolelle jääneitä kotitalouksia. Tutkimustulosten luotettavuuteen vaikuttaa olennaisesti yksikkökato, joka johtuu siitä, että osa kotitalouksista kieltäytyy tai ei muista syistä osallistu tutkimukseen. Kadon rakenteesta voidaan päätellä onko se jakautunut epätasaisesti vai satunnaisesti. Kadon erittely on tärkeää, koska tietyn tyyppiset kotitaloudet saattavat systemaattisesti kieltäytyä tutkimukseen osallistumisesta tai jäädä tavoittamatta. Kato voi myös aiheuttaa virheitä tuloksiin, jos kadoksi jääneiden kotitalouksien ominaisuudet poikkeavat tutkimukseen osallistuneiden ominaisuuksista. Kato ei tällöin ole satunnaisotos tutkimukseen poimituista kotitalouksista. (Laiho 1998.)

Tässä analyysissä tarkastellaan lyhyesti varallisuustutkimuksien ylipeittoa sekä yksikkökadon suuruutta ja rakennetta. Tämän jälkeen tutkitaan katoprosentin jakautumista eri luokittelumuuttujien kohdalla. Samalla pyritään vertailemaan eri tutkimusvuosien kadon suuruutta ja rakennetta toisiinsa. Lopuksi analyysissä on tarkasteltu otannasta johtuvaa satunnaisvaihtelua tämän tutkimuksen kannalta olennaisten varallisuuserien keskivirheiden ja luottamusvälien avulla.

#### **5.3.1 Ylipeitto ja yksikkökato**

Ulkomailla asuvat Suomen kansalaiset on jätetty varallisuustutkimuksien ulkopuolelle, jolloin kohdeperusjoukko on rajattu vakinaisesti maassa asuvaan kotitalousväestöön. Tätä poisrajattua joukkoa kutsutaan alipeitoksi eikä sitä lasketa brutto-otokseen mukaan. Kohdehenkilö merkitään puolestaan ylipeittoon, mikäli hän on kuollut, kuuluu laitospöytäkirjaan, on muuttanut pysyvästi ulkomaille tai häntä ei voida haastatella sairauden tai vamman vuoksi. Taulukossa 5 on esitetty vuosien 1994–2004 varallisuustutkimuksien tiedonkeruun ylipeiton rakenne. Jokaisena tutkimusvuotena ylipeiton yleisin syy on ollut kohdehenkilön kuuluminen laitospöytäkirjaan. Ylipeiton osuus otoksesta on ollut vuosittain kuitenkin melko vähäinen.

TAULUKKO 5 Ylipeitto varallisuustutkimuksien tiedonkeruissa vuosina 1994–2004

	1994		1998		2004	
	Havaintoja otoksessa	%-osuus	Havaintoja otoksessa	%-osuus	Havaintoja otoksessa	%-osuus
<b>Alkuperäinen otos</b>	7039		6000		5 300	
<b>Ylipeitto yhteensä:</b>	113	1,6	63	1,1	74	1,4
- Henkilö kuollut	24	21,2	15	23,8	15	20,3
- Henkilö muuttanut pysyvästi ulkomaille	25	22,1	19	30,2	28	37,8
- Henkilö on pysyvästi laitoshoidossa	62	54,9	27	42,9	30	40,5
- Muu syy	2	1,8	2	3,2	1	1,4
<b>Lopullinen otos</b>	6926	98,4	5937	98,9	5 226	98,6

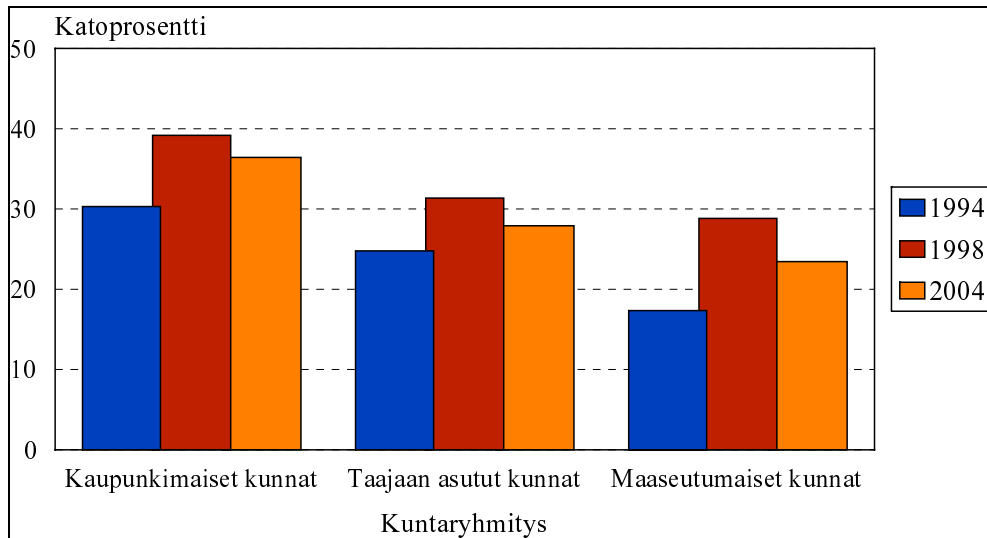
Varallisuustutkimuksen vastauskato oli 24,8 prosenttia vuonna 1994, mikä oli huomattavasti pienempi kuin muina tutkimusvuosina. Vuosina 1998 ja 2004 vastauskato oli 34,4 ja 33,3 prosenttia. Taulukossa 6 on esitetty yhteenveto varallisuustutkimuksien kadon rakenteesta. Kadon suurin syy jokaisena tutkimusvuotena on ollut kieltäytyminen eri syiden vuoksi. Muun muassa kielivaikeudet aiheuttavat vastauskatoa hyvin vähän.

TAULUKKO 6 Varallisuustutkimuksen tiedonkeruun kadon rakenne vuosina 1994–2004

	1994		1998		2004	
	Lukumäärä	%-osuus	Lukumäärä	%-osuus	Lukumäärä	%-osuus
Kieltäytyminen	1397	81	1 801	88	1 400	79
- Tutkimusaiheen takia	155	9	253	12	160	9
Ei tavoitettu	293	17	229	11	338	19
Muu syy (kielivaikeudet)	26	2	14	1	33	2
<b>Kato yhteensä</b>	1716	100	2 044	100	1 771	100

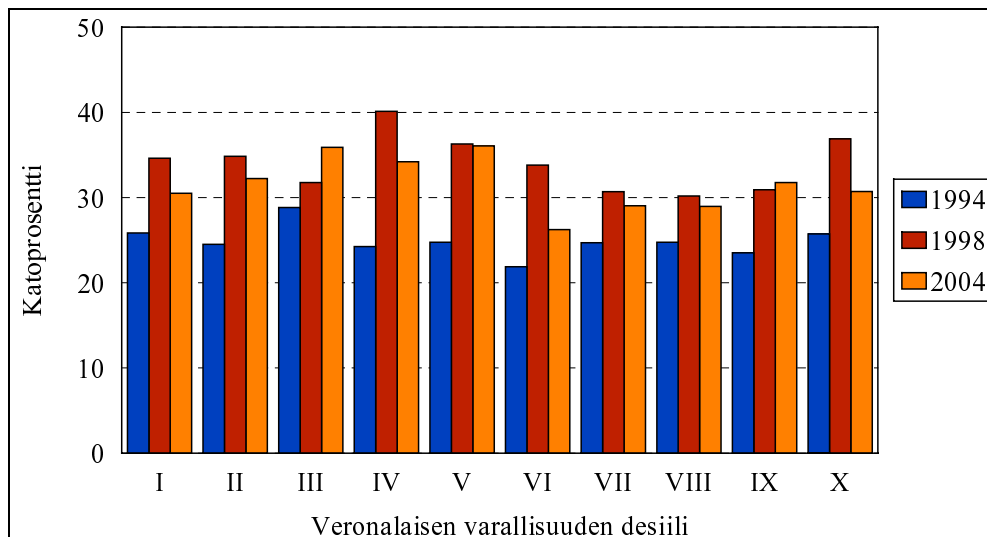
Vastauskadon jakautumista on myös tarkasteltu tilastollisen kuntaryhmituksen ja veronalaisen varallisuuden desiililuokan mukaan.<sup>22</sup> Kato on jakautunut melko epätasaisesti tilastollisen kuntaryhmituksen mukaan (kuvio 4). Kaupunkimaisissa kunnissa kato on ollut suurempaa kuin muissa kunnissa. Maaseutumaisissa kunnissa kato on ollut vastaavasti pienintä. Tämän perusteella varallisuusjakaumat voivat olla vääristyneitä alueellisista eroista johtuen.

<sup>22</sup> Vuoden 1998 tutkimuksen katotiedostossa on paljon puutteita, jonka vuoksi vertailu on mahdollista vain näiden taustamuuttajien kohdalla.



KUVIO 4 Kato tilastollisen kuntaryhmittymisen mukaan vuosina 1994–2004

Veronalaisen varallisuuden määrä ei näytä kuitenkaan olevan merkittävä katoa selittävä tekijä (kuvio 5). Kato on jakautunut melko tasaisesti jokaisena tutkimusvuonna desiiliryhmien kesken. Kato on erityisesti kasvanut keskimmäisten varallisuusluokkien kohdalla.



KUVIO 5 Kato veronalaisen varallisuuden desiililuokan mukaan vuosina 1998–2004

### 5.3.2 Keskivirhelaskelmat

Otannalla kerätyt aineistot sisältävät aina satunnaisvaihtelua ja usein myös systemaattisia virheitä. Otannasta aiheutuu satunnaisvaihtelua, koska vain osa kohdeperusjoukon alkioista mitataan. Tässä tapauksessa otantavirhe syntyy otoskehikon (master-otoksen) heterogeenisuudesta. Otantavirheestä johtuvaa satunnaisvaihtelua arvioidaan keskivirhelaskelmien avulla. Taulukoissa 7–9 on esitetty päävarallisuusryhmittäin lasketut keskiarvot, mediaanit, keskiarvon keskivirheet sekä suhteelliset keskivirheet (keskivirheen prosentuaalinen osuus keskiarvosta).<sup>23</sup> Tunnuslukuja on tarkasteltu sekä koko aineiston tasolla että niiden kotitalouksien joukossa, jotka omaavat kyseisiä varallisuus- tai velkaeriä. Taulukoista 7–9 huomataan, että lähes jokainen suomalainen kotitalous omistaa jossain muodossa rahoitusvarallisuutta. Talletuksia omisti 92 prosenttia kotitalouksista vuonna 2004. Talletuksia omistavien määrä on kasvanut noin seitsemän prosenttia vuosina 1994–2004. Talletuksiin vaikuttaa kuitenkin niin sanottu eräkato, koska kaikki kotitaloudet eivät ilmoita talletuksiaan, jos ne ovat hyvin pieniä eriä. Tämän vuoksi käytännössä omistusosuus on todennäköisesti lähellä 100 prosenttia. Arvopapereita omistavien kotitalouksien määrä on kasvanut yli 10 prosenttia kyseisenä ajanjaksona. Vuonna 2004 arvopapereita omistavia kotitalouksia oli 37 prosenttia koko perusjoukon kotitalouksista.

Taulukoissa 7–9 on laskettu keskiarvot, keskivirheet sekä mediaanit erikseen myös niiltä kotitalouksilta, joilla kyseisen varallisuuserän arvo on nolaa suurempi. Tällöin kuitenkin keskivirhe on alaspäin virheellinen, koska se aliestimoi varallisuuden jakauman keskihajontaa, koska varattomat/velattomat kotitaloudet jäävät tarkastelun ulkopuolelle. Keskivirheitä kiinnostavampaa onkin keskiarvojen ja mediaanien vertaileminen. Jos keskiarvot ja mediaanit lasketaan koko otoksesta, ovat jakaumat vinoja, koska varattomia/velattomia kotitalouksia voi olla varallisuuserästä riippuen paljon. Näin ollen tarkasteltavan kohdejoukon rajaaminen nostaa keskiarvoja ja mediaaneja tiettyjen erien kohdalla huomattavasti. Etenkin niiden erien kohdalla, joissa kyseistä varallisuutta omaavia kotitalouksia on vähän, keskiarvot poikkeavat toisistaan paljon. Esimerkiksi arvopapereiden kohdalla ehdollinen keskiarvo kasvaa huomattavasti jokaisena vuotena verrattuna koko otoksesta laskettuun tunnuslukuun. Arvopapereilla on myös suurin suhteellinen keskivirhe

---

<sup>23</sup> Taulukkojen arvot ovat jokaisen vuoden rahanarvon mukaisia.

jokaisena vuotena (vuonna 2004 10,4 prosenttia). Suhteelliset kesquivirheet ovat kasvaneet vuosittain kaikkien varallisuuserien kohdalla.

Liitteessä 3 on lisäksi esitetty kesquivirhelaskelmat pienempien varallisuuserien kohdalla jakamalla rahoitusvarallisuus tarkempiin luokkiin. Liitetaulukoista huomataan, että suhteelliset kesquivirheet kasvavat huomattavasti, kun tarkastellaan pieniä varallisuuseriä. Esimerkiksi vuoden 2004 aineistosta laskettu pörssiosakkeiden keskiarvon suhteellinen kesquivirhe on 17 prosenttia ja vuoden 1998 aineistosta sijoitusrahastoille laskettu sama tunnusluku on peräti 25 prosenttia. Talletusten suhteelliset kesquivirheet ovat melko alhaiset jokaisena vuonna, koska niitä omistavat lähes kaikki kotitaloudet. Erityisesti pienten varallisuuserien kohdalla satunnaisvaihtelu voi aiheuttaa tuloksiin jonkin verran harhaa. Tämän vuoksi tässä tutkimuksessa keskitytään erityisesti suurempiin varallisuuseriin kuten talletuksiin ja arvopapereihin. Tutkimuksessa tarkastellaan myös erikseen pienempiä varallisuuseriä (pörssiosakkeet, sijoitusrahastot ja eläkevakuutukset), mutta esimerkiksi joukkovelkakirjat sekä käteinen ja lainasaatavat on jätetty tarkastelun ulkopuolelle, niiden vähäisen rahoitusvarallisuusosuuden vuoksi.

TAULUKKO 7 Keskiarvot, kesquivirheet ja mediaanit päävarallisuusryhmittäin 1994

	Varallisuus yhteensä	1-3 Rahoitus- varallisuus	1 Talletukset	2 Arvopaperit	3 Muut rahoitus- varat
Kotitalouksia otoksessa, kun varallisuuserä > 0	5 141	4 861	4 477	1 697	3 219
Kotitalouksia perusjoukossa, kun varallisuuserä > 0	2 214 334	2 088 612	1 925 147	600 705	1 342 407
%-osuus kaikista perusjoukon kotitalouksista	97,5	92,0	84,8	26,5	59,1
<b>Tunnusluvut, kun kotitalouden varallisuuserä &gt; 0</b>					
Keskiarvo	65 881	10 771	8 223	7 529	1 877
Keskiarvon kesquivirhe	1 012	347	274	583	114
Keskiarvon suhteellinen kesquivirhe, %	1,5	3,2	3,3	7,7	6,1
Mediaani	54 173	2 884	2 102	1 068	269

TAULUKKO 7 (jatkuu)

<b>Tunnusluvut kaikilta kotitalouksilta</b>					
Keskiarvo	64 265	9 910	6 974	1 993	1 110
Keskiarvon keskivirhe	1 001	323	238	161	68
Keskiarvon suhteellinen keskivirhe, %	1,6	3,3	3,4	8,1	6,1
Mediaani	52 811	2 262	1 345	0	34

TAULUKKO 8 Keskiarvot, keskivirheet ja mediaanit päävarallisuusryhmittäin 1998

	<b>Varallisuus yhteensä</b>	<b>1-3 Rahoitus-varallisuus</b>	<b>1 Talletukset</b>	<b>2 Arvopaperit</b>	<b>3 Muut rahoitus-varat</b>
Kotitalouksia otoksessa, kun varallisuuserä > 0	3 857	3 746	3 593	1 670	1 047
Kotitalouksia perusjoukossa, kun varallisuuserä > 0	2 300 879	2 225 294	2 135 608	779 283	442 019
%-osuus kaikista perusjoukon kotitalouksista	97,7	94,5	90,7	33,1	18,8
<b>Tunnusluvut, kun kotitalouden varallisuuserä &gt; 0</b>					
Keskiarvo	93 017	16 372	8646	16 252	7 700
Keskiarvon keskivirhe	2 498	925	492	1 762	744
Keskiarvon suhteellinen keskivirhe, %	2,7	5,6	5,7	10,8	9,7
Mediaani	66 586	4 036	2 405	2 609	504
<b>Tunnusluvut kaikilta kotitalouksilta</b>					
Keskiarvo	90 880	15 470	7 840	5 509	2 121
Keskiarvon keskivirhe	2 454	877	450	599	159
Keskiarvon suhteellinen keskivirhe, %	2,7	5,7	5,7	10,9	7,5
Mediaani	64 884	3 364	1 682	0	0



TAULUKKO 9 Keskiarvot, keskivirheet ja mediaanit päävarallisuusryhmittäin 2004

	Varallisuus yhteensä	1-3 Rahoitus- varallisuus	1 Talletukset	2 Arvopaperit	3 Muut rahoitus- varat
Kotitalouksia otoksessa, kun varallisuuserä > 0	3 431	3 300	3 211	1 522	1 511
Kotitalouksia perusjoukossa, kun varallisuuserä > 0	2 387 857	2 266 420	2 221 297	886 114	934 006
%-osuus kaikista perusjoukon kotitalouksista	98,9	93,8	92,0	36,7	38,7
<b>Tunnusluvut, kun kotitalouden varallisuuserä &gt; 0</b>					
Keskiarvo	149 130	27 253	12 205	28 783	9 797
Keskiarvon keskivirhe	3 536	1 504	498	2 986	763
Keskiarvon suhteellinen keskivirhe, %	2,4	5,5	4,1	10,4	7,8
Mediaani	104 697	6 039	3 500	3 845	1 200
<b>Tunnusluvut kaikilta kotitalouksilta</b>					
Keskiarvo	147 454	25 576	11 226	10 561	3 789
Keskiarvon keskivirhe	3 456	1 419	464	1 142	308
Keskiarvon suhteellinen keskivirhe, %	2,4	5,5	4,1	10,8	8,1
Mediaani	103 333	5 100	3 000	0	0

## 6 TUTKIMUSMENETELMÄT

Tutkimuksen tarkoitus on pyrkiä mallintamaan ajankohdan, iän ja sukupolven vaikutusta kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen. Todellisuudessa sijoittajien portfolionvalinta koostuu kahdesta erillisestä päätöksestä: ensin kotitalous valitsee sijoituskohteet, joihin se haluaa investoida, jonka jälkeen päätetään, kuinka varat jaetaan valittujen kohteiden kesken. Jos tutkimuksessa keskitytään vain jälkimmäiseen valintaan, se voi johtaa harhaisiin tuloksiin aineiston rajauksesta johtuen. (Andersson 2001.) Ongelma tulee esille erityisesti silloin, jos suurin osa tarkasteltavista kotitalouksista omistaa vain muutamaa sijoituskohdetta. Tällöin portfolio-osuuksien jakaumat ovat erittäin vinoja, koska harvinaisimpien sijoituskohteiden joukossa on paljon ns. nollahavaintoja eli kotitalouksia, jotka eivät omista lainkaan kyseistä arvopaperia. Osa aikaisemmista tutkimuksista on kyseisen ongelman vuoksi keskittynyt analysoimaan vain sijoituskohteiden omistamisen todennäköisyyttä (ks. esim. King & Leape 1987).

Tässä tutkimuksessa tutkimusmenetelminä käytetään sekä graafista tarkastelua että regressioanalyysiä. Tutkimuksen ensisijaisena oletuksena on, että päätös investoida johonkin sijoituskohteeseen on täsmälleen sama kuin päätös siitä, kuinka paljon investoidaan. Kyseisen oletuksen perusteella regressioanalyysissä käytetään Tobit-mallia. Selitettävän muuttujan (sijoituskohteen rahoitusvarallisuusosuus) ollessa rajoitettu välille  $(0, 1)$ , Tobit-malli on optimaalinen estimaattori, joka ottaa huomioon datassa esiintyvien ääriarvohavaintojen sensuroinnin. Tobit-mallin oletus investointipäätöksen yksikäsitteisyydestä ei kuitenkaan välttämättä todellisuudessa pidä paikkaansa, jonka vuoksi tässä tutkimuksessa tarkastellaan myös Probit-mallin avulla kuinka tarkasteltavat tekijät vaikuttavat todennäköisyyteen, jolla kotitalous omistaa tiettyä sijoituskohdetta. Regressioanalyysissä käytettävät tutkimusmenetelmät on kuvattu tarkemmin luvuissa 6.3 ja 6.4.

### 6.1 Aineiston rajaus ja käytettävät muuttujat

Regressiomallissa aika-, ikä- ja kohorttivaikutuksen samanaikainen mallintaminen asettaa tiettyjä rajoituksia tutkimusmenetelmälle. Vain muutamassa aikaisemmassa empiirisessä tutkimuksessa on pyritty mallintamaan tämän tutkimuksen tavoin aika-, ikä- ja

kohorttivaikutuksia samanaikaisesti (ks. liite 1). Luvussa 4.1 kuvattu identifikaatio-ongelma on ratkaistu tässä tutkimuksessa Anderssonin (2001) tapaan menetelmällä, jossa ikä-, ja kohorttivaikutukset oletetaan samoiksi, tai ei ainakaan systemaattisesti erilaisiksi, viiden vuoden intervalleilla. Tutkimuksessa on siten muodostettu dummy-muuttujat jokaiselle viiden vuoden ikä- ja kohorttiryhmälle. Tämä ratkaisee teknisesti identifikaatio-ongelman, koska kaavan (33) mukainen tilanne ei ole enää voimassa. Menetelmän johdosta kuitenkin osa informaatiosta menetetään, mutta vertailtaessa esimerkiksi ikä- ja kohorttivaikutuksen merkittävyyttä kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen, tämä luokittelutarkkuus on riittävä, jotta luotettavia johtopäätöksiä voidaan tehdä.

Jotta tutkimuksessa jokaisessa ikä- ja kohorttiluokassa olisi tarpeeksi havaintoja joka vuodelle, on aineisto rajattu ensiksi kotitalouden viitehenkilön syntymäajan mukaan vuosina 1915–1984 syntyneisiin ja tämän jälkeen vielä viitehenkilön iän mukaan 20–79-vuotiaisiin. Näin ollen jokaisena tutkimusvuotena kohortista on aineistossa havainto vain, jos siihen kuuluvat kotitaloudet (viitehenkilön iän mukaan) olivat kyseisenä vuonna 20–79-vuotiaita. Lisäksi kaikki kotitaloudet, joilla ei ole lainkaan rahoitusvarallisuutta on poistettu.<sup>24</sup> Ensimmäinen ikäluokka on siten 20–24-vuotiaat ja viimeinen ikäluokka 75–79-vuotiaat. Ensimmäiseen kohorttiluokkaan kuuluvat puolestaan vuosina 1915–1919 syntyneet ja viimeiseen kohorttiluokkaan vuosina 1980–1984 syntyneet. Ikä- ja kohortti-dummyt muodostetaan tutkimuksessa siten seuraavasti:  $Ikä_{i,n}$  on dummy-muuttuja, joka saa arvon 1, jos kotitalouden  $i$  viitehenkilön ikä osuu viiden vuoden intervallille, jonka keskimäinen ikävuosi on  $(5*n + 17)$ .  $Kohortti_{i,m}$  on dummy-muuttuja, joka saa puolestaan arvon 1, jos kotitalouden  $i$  viitehenkilön ikä vuonna 1994 osuu viiden vuoden intervallille, jonka keskimäinen ikävuosi on  $(5*m + 17)$ . Näin ollen aineiston rajauksen jälkeen tutkimuksessa tarkastellaan samanaikaisesti 12 ikäluokkaa ja 14 eri sukupolvea vuosina 1994, 1998 ja 2004. Jokaisessa kohorttiluokassa on keskimäärin 826 kotitaloutta. Pienimmässä kohorttiluokassa on 125 kotitaloutta (vuosina 1915–1919 syntyneet) ja suurimmassa 1 614 kotitaloutta (nk. suuret ikäluokat, vuosina 1945–1949 syntyneet). Aineiston rajauksesta ja epäsäännöllisistä tutkimusajankohdista johtuen kaikista kohorteista ei kuitenkaan ole havaintoja jokaiselta vuodelta.

---

<sup>24</sup> Aineiston rajaus ei vaikuttanut juurikaan havaintojen lukumäärän, vaan sen jälkeenkin aineistoon jäi havainnot 11 574 kotitaloudesta (1994: 4 750 kotitaloutta, 1998: 3 643 kotitaloutta ja 2004: 3 181 kotitaloutta).

Tässä tutkimuksessa erikseen tarkasteltavia sijoituskohteita ovat arvopaperit, pörssiosakkeet, rahastosijoitukset, eläkevakuutukset ja talletukset. Talletukset kuvaavat tutkimuksessa riskittömämpää sijoituskohdetta, jonka suuri portfolio-osuus suhteessa muihin sijoituskohteisiin indikoi korkeaa riskiaversiota. Arvopapereiden kohdalla suuri portfolio-osuus kuvastaa puolestaan matalaa riskiaversiota. Tärkeimmät tutkimuksessa käytetyt muuttujat ja niiden muodostusperiaatteet on taulukoitu liitteessä 2.

## 6.2 Graafinen tarkastelu

Tässä luvussa tarkastellaan graafisesti suomalaisten kotitalouksien rahoitusvarallisuuden koostumusta ja kehitystä vuosina 1994–2004. Kuviot on piirretty siten, että jokainen havaintopiste on kyseisen sijoituskohteen rahoitusvarallisuusosuuden keskiarvo, joka on laskettu kaikilta kotitalouksilta, jotka kuuluvat kyseiseen viiden vuoden ikäluokkaan. Havaintoarvot on piirretty kunkin ikäluokan mediaani-ään kohdalle. Koska kuviot ovat aina kaksiulotteisia, niin niiden avulla on mahdotonta identifioida aika-, ikä- ja kohorttivaikutuksia samanaikaisesti, joka tehdään tämän tutkimuksen regressiomalleissa. Tämän vuoksi jokaisen sijoituskohteen kohdalla on esitetty kaksi erilaista näkökulmaa täsmälleen samoista havaintoarvoista.

Poikkileikkauskuviossa kaikki havainnot samalta vuodelta eri ikäluokissa on yhdistetty toisiinsa. Tämä kuvio esittää ikä- ja aikavaikutukset samassa kuviossa olettaen samalla, että kohorttivaikutuksia ei ole. Poikkileikkauskuviossa käyrien tasoerot mittaavat aikavaikutuksia, ja käyrien muodot puolestaan ikävaikutuksia. Kohorttikuviossa puolestaan saman sukupolven kaikki havainnot eri vuosilta on yhdistetty toisiinsa. Kyseinen kuvio esittää puolestaan mahdolliset ikä- ja kohorttivaikutukset olettaen samalla, että aikavaikutusta ei ole. Kohorttikuvioissa kohorttiviivojen vertikaalinen etäisyys toisistaan kuvaa kohorttivaikutusta. Yksittäisten kohorttiviivojen muotojen tulkitsemisella voidaan tehdä päätelmiä mahdollisesta ikävaikutuksesta. Koska kuvioissa voidaan kerrallaan tarkastella vain kahta vaikutusta kerrallaan, ne usein johtavat erilaisiin johtopäätöksiin ikäprofiilista. Kumpikin näiden eri kuvioden päätelmistä voi olla oikea, todellisuutta kuvaava profiili, mutta vasta regressiomallin avulla voidaan erottaa kaikki vaikutukset toisistaan.<sup>25</sup> Kuvien perusteella ei

---

<sup>25</sup> Ameriks ja Zeldes (2004) havainnollistavat erittäin kattavasti identifikaatio-ongelmaa ja kuvioden tulkintaa artikkelissaan.

ole tarkoituskaan tehdä pitkälle vietyjä päätelmiä, vaan osaltaan pohjustaa varsinaisessa empiirisessä osiossa muodostettavaa regressiomallia ja toisaalta kuvastaa identifikaatio-ongelmasta johtuvaa tulosten tulkitsemisen vaikeutta.

Liitteessä 4 on esitetty samat kuviot myös siten, että jokainen havaintoarvo on tarkastelun alaisena olevaa sijoituskohdetta omistavien kotitalouksien osuus kyseisessä viiden vuoden ikäluokassa. Aika- ikä- ja kohorttivaikutukset ovat kuvioiden perusteella pääosin samanlaiset myös eri sijoituskohteiden omistusosuuksien tapauksessa. Profiilit ovat kuitenkin huomattavasti selkeämpiä omistusosuuksien kohdalla. Tämän perusteella kotitalouksien sijoituspäätökset arvopaperin omistamisesta ja siihen investoitavasta suhteellisesta rahamäärästä eivät näytä merkitsevästi eroavan toisistaan.

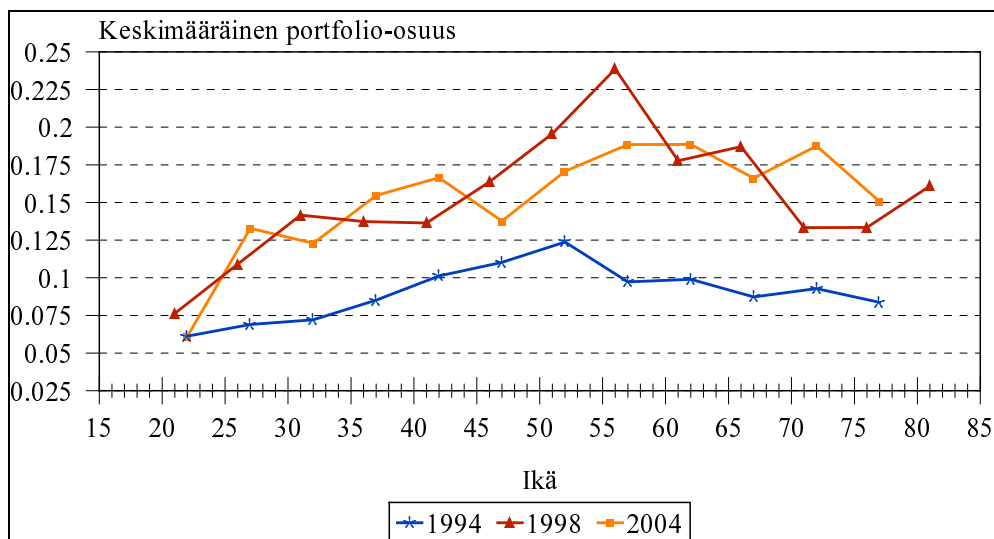
### 6.2.1 Arvopaperit

Sijoittaminen on yleistynyt suomessa 1990-luvun laman jälkeen huomattavasti, mikä näkyy erityisesti erilaisten arvopapereiden suosion kasvussa. Arvopapereita omistavien kotitalouksien osuus kasvoi tutkimusperiodin aikana 26 prosentista 37 prosenttiin. Arvopapereiden keskimääräinen portfolio-osuus kasvoi tutkimusperiodin aikana 9 prosentista 15 prosenttiin. Kotitalouksien omistamien arvopapereiden keskimääräinen arvo on reaalisesti yli kolminkertaistunut kymmenen vuoden aikana. Vuonna 2004 suomalaisella kotitaloudella oli keskimäärin 10 600 euron arvosta arvopapereita. Jakauman vinoudesta kertoo kuitenkin hyvin se, että saman tutkimusvuoden mediaani arvopapereilla oli nolla. Tämä kertoo siitä, että kotitalouksilla jotka ylipäättänsä omistavat arvopapereita, niiden arvo on yleensä suuri, joka nostaa keskiarvoa huomattavasti. Mediaani on myös lähes kaikkien muidenkin tarkasteltavien sijoituskohteiden kohdalla nolla. Ainoastaan talletusten kohdalla jakauma on symmetrisempi.

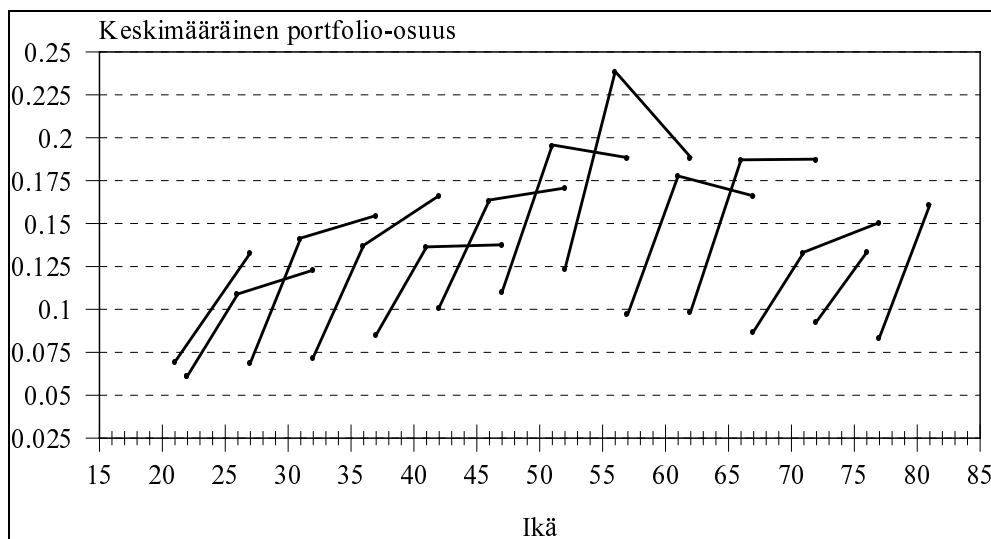
Kuviosta 6 nähdään, että arvopapereiden suhteellinen portfolio-osuus on kasvanut vuodesta 1994 lähes kaikissa ikäluokissa. Tämä nousu voi johtua joko siitä, että kotitaloudet ovat aktiivisesti kasvattaneet arvopapereiden portfolio-osuuksia tai siitä, että osakkeiden arvo on yleisesti noussut yhdistettynä kotitalouksien inaktiivisuuteen tehdä muutoksia portfolioissaan (Ameriks & Zeldes 2004). Erityisesti keski-ikäisillä portfolio-osuus on kuitenkin laskenut vuodesta 1998 vuoteen 2004. Ikäprofiili näyttää olevan arvopapereiden kohdalla kuperan muotoinen; jokaisessa poikkileikkauksessa nuorilla ja vanhemmilla kotitalouksilla on

suhteellisesti vähemmän rahoitusvarallisuutta sijoitettuna arvopapereihin kuin esimerkiksi 50–59-vuotiailla. Ero on kuitenkin suurempi nuorempien kuin vanhempien kotitalouksien kohdalla. Kuperaa ikäprofiilia voidaan perustella siten, että keski-ikäisillä on keskimääräistä enemmän varallisuutta, kuin nuorilla ja eläkeikäisillä kotitalouksilla, joka voi puolestaan johtaa suurempaan riskinottoon ja näkyä siten muun muassa arvopapereiden suurena portfolio-osuutena. Kuten jäljempänä nähdään, niin tätä teoriaa tukee myös se, että talletuksien kohdalla ikäprofiili on puolestaan U-muotoinen.

Kohorttinäkökulmasta kuvioista 7 on vaikeampi tehdä johtopäätöksiä kuin vastaavasta poikkileikkauskuvioista. Kuvioista ei ole selkeästi erotettavissa kohorttivaikutusta. Arvopapereiden portfolio-osuus on kasvanut kaikilla kohorteilla vuodesta 1994 vuoteen 1998. Vuodesta 1998 vuoteen 2004 kehitys on ollut hitaampaa ja kääntynyt muun muassa suurten ikäluokkien kohdalla laskuun. Koska lähes kaikissa kohorteissa portfolio-osuus on kasvanut monotonisesti, niin tästä voitaisiin päätellä, että ikäprofiili olisi enemmän kasvava kuin kuperan muotoinen kuten poikkileikkauskuvio antaa ymmärtää (ks. Ameriks & Zeldes 2004). Liitteessä 4 on esitetty samat kuviot myös siten, että tarkasteltava muuttuja on arvopapereita omistavien osuus. Myös näissä kuvioissa johtopäätökset ovat samanlaiset. Poikkileikkauskuviossa ikäprofiilin käänteinen U-muoto on kuitenkin selkeämpi.



KUVIO 6 Arvopapereiden keskimääräinen portfolio-osuus poikkileikkäuskulmasta



KUVIO 7 Arvopapereiden keskimääräinen portfolio-osuus kohortinäkökulmasta

## 6.2.2 Pörssiosakkeet

Vaikka arvopaperisijoittaminen on kasvattanut suosiotaan suomalaisten kotitalouksien keskuudessa, niin pörssiosakkeiden kysyntään tämä ei ole vaikuttanut. Tämä johtuu lähinnä eläkevakuutusten ja sijoitusrahasto-osuuksien kysynnän suuresta kasvusta. Pörssiosakkeita omistavien kotitalouksien osuus onkin pysynyt tutkimusperiodin aikana ennallaan 19 prosentissa. Kotitalouksien omistamien osakkeiden keskimääräinen arvo on kuitenkin reaalisesti yli kaksinkertaistunut kymmenen vuoden aikana. Vuonna 2004 suomalaisella kotitaloudella oli keskimäärin 5 000 euron arvosta arvopapereita. Osakkeiden keskimääräinen portfolio-osuus on pysynyt tutkimusperiodin aikana ennallaan kuudessa prosentissa. Osakkeiden suhteellisen vähäinen suosio kuvastaa hyvin Suomen rahoitusmarkkinoiden eroja verrattuna esimerkiksi Yhdysvaltoihin, jossa osakkeiden kysyntä on kasvanut huomattavasti viimeisten kymmenen vuoden aikana.

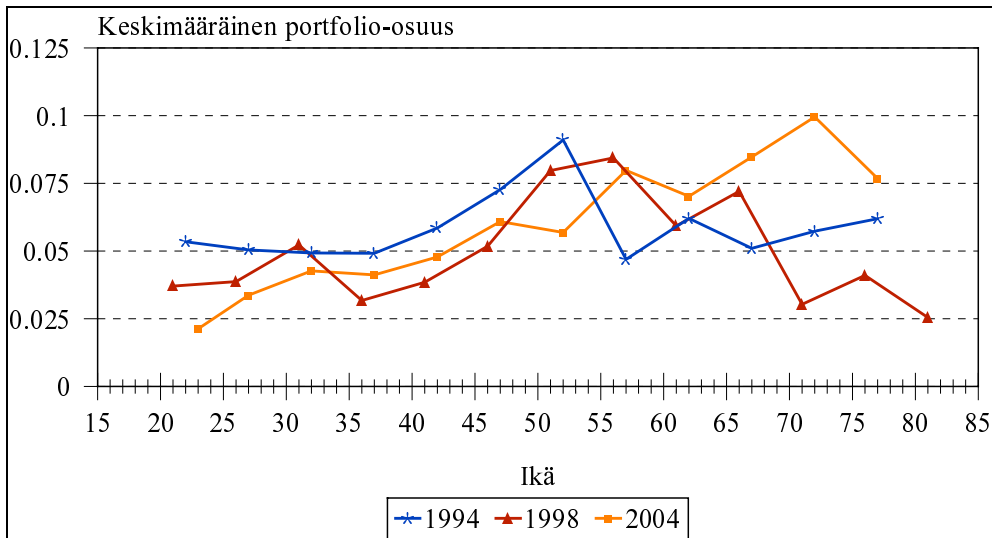
Kuviosta 8 nähdään, että lukuun ottamatta viimeisintä vuoden 2004 poikkileikkausta, ikäprofiili oli kuperan muotoinen. Vuonna 1994 huippu oli 50-54-vuotiaiden kohdalla ja vuonna 1998 huippu oli 55-59-vuotiaiden kohdalla. Vuoden 2004 profiilissa portfolio-osuus puolestaan kasvaa iän mukana huipun ollessa vasta 70-74-vuotiaiden kohdalla. Vuodesta 1994 vuoteen 2004 nuorilla ja keski-ikäisillä osakkeiden suhteellinen portfolio-osuus on laskenut ja vanhemmissa ikäryhmissä noussut. Näin ollen mahdollinen aikavaikutus olisi

kuvion mukaan ollut erilainen eri ikäryhmillä. Kuviossa poikkileikkauskäyrät ovat kuitenkin päällekkäin hyvin lähellä toisiaan, josta voisi päätellä, että kyseisenä ajanjaksona ei ole tapahtunut suurta ajankohdasta johtuvaa muutosta.

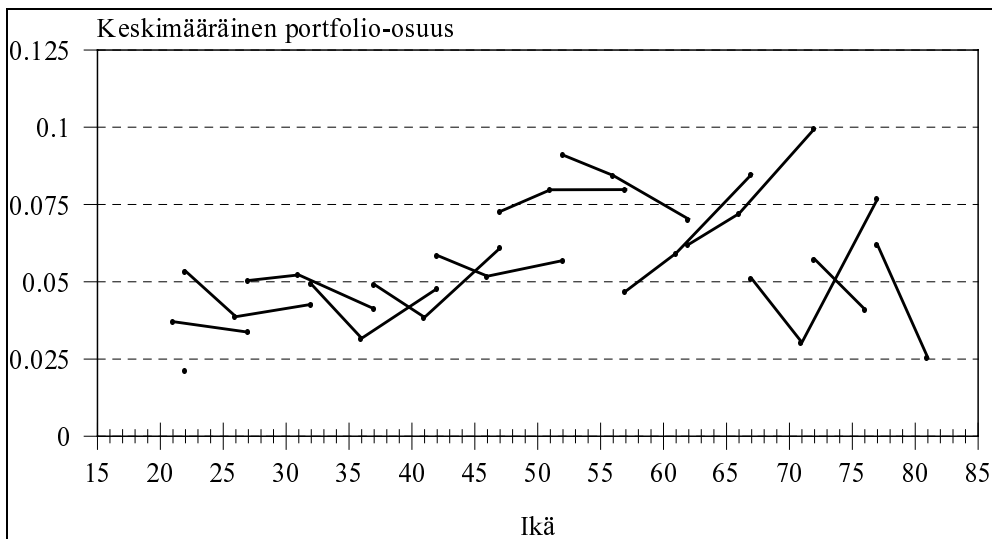
Kohorttitarkastelussa kuvioista 9 huomataan, että poikkileikkausnäkökulman mukainen ikävaikutus on sen perusteella kyseenalainen. Kyseinen rakenne voikin selittyä kohorttivaikutuksella. Nuorten ja keski-ikäisten sukupolvien kohdalla portfolio-osuus ei ole muuttunut juuri lainkaan. Sukupolvilla, jotka ovat syntyneet vuosina 1930-1939 (jotka olivat 55-64-vuotiaita vuonna 1994), osakkeiden portfolio-osuus on puolestaan kasvanut huomattavasti. Lisäksi suurilla ikäluokilla on ollut huomattavasti suurempi paino osakkeissa kuin samanikäisillä nuoremmilla sukupolvilla. Nuoremmilla ja kaikista vanhimmilla kohorteilla osakkeiden portfolio-osuus oli pienempi kuin muilla sukupolvilla. Osakkeiden kohdalla kohorttikuvioista on kuitenkin vaikea tehdä mitään johtopäätöksiä. Kuvioiden epäselvyys voi johtua osittain siitä, että erityisesti pörssiosakkeiden kohdalla portfolio-osuuksien jakauma on hyvin epäsymmetrinen.

Pörssiosakkeiden omistusosuuksien kohdalla liitteen 4 kuvioista näkyy mielenkiintoinen ilmiö. Poikkileikkauskuvio on hyvin samanlainen kuin portfolio-osuuksien tapauksessa, mutta kohorttikuvio osoittaa huomattavasti selkeämmin, että osakkeita omistavien osuuden kehitys eri sukupolvien välillä on ollut lähes identtistä. Jokaisen sukupolven kohdalla osakkeita omistavien kotitalouksien osuus on ensin laskenut vuodesta 1994 vuoteen 1998. Tämän jälkeen kaikkien kohorttien kohdalla osakkeita omistavien osuus on palannut takaisin käytännössä vuoden 1994 tasolle. Tämä kehitysprofiili voi johtua siitä, että vielä pahimpien lamavuosien jälkeenkin etenkin osakemarkkinoilta poistui paljon sijoittajia osakemarkkinoiden heikon menestyksen myötä. Osakemarkkinoiden suotuisamman kehityksen myötä osakkeita omistavien osuus on kuitenkin palautunut ennalleen, mutta ei kuitenkaan vielä lähellekään lamavuosia edeltäneelle tasolle. Kuvioista ei näytä myöskään siltä, että nuoremmat sukupolvet iästä riippumatta olisivat enemmän orientoituneita osakesijoittamiseen kuin vanhemmat sukupolvet.





KUVIO 8 Pörssiosakkeiden keskimääräinen portfolio-osuus poikkileikkausnäkökulmasta



KUVIO 9 Pörssiosakkeiden keskimääräinen portfolio-osuus kohorttinäkökulmasta

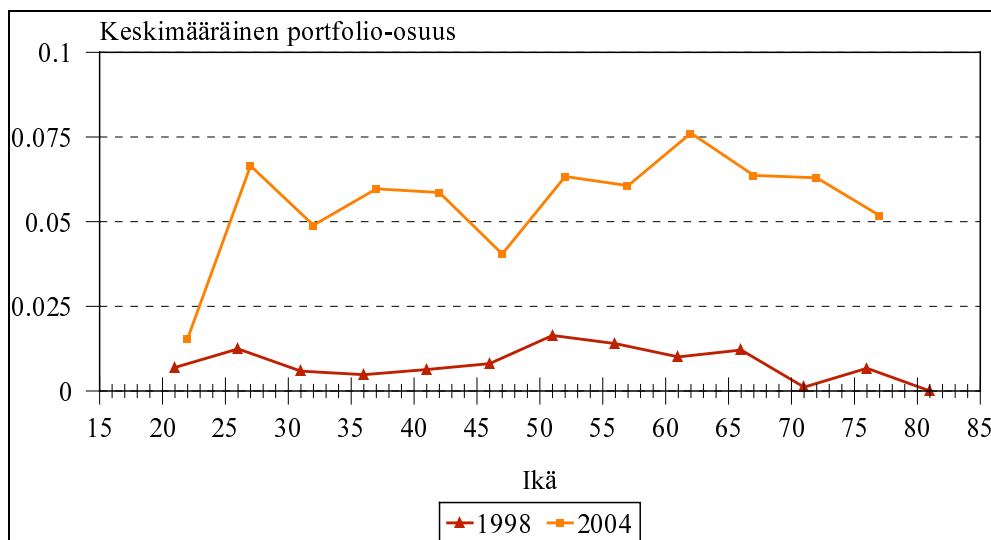
### 6.2.3 Sijoitusrahastot

Sijoitusrahastojen suosio on kasvanut Suomessa huomattavasti viime vuosien aikana. Sijoitusrahasto-osuuksia omistavien kotitalouksien osuus kasvoi vuodesta 1998 vuoteen 2004 peräti 14 prosenttiyksikköä. Vuonna 2004 lähes joka kuudes suomalainen kotitalous omisti sijoitusrahasto-osuuksia. Kotitalouksien omistamien rahasto-osuuksien keskimääräinen arvo onkin reaalisesti lähes nelinkertaistunut kymmenen vuoden aikana. Vuonna 2004

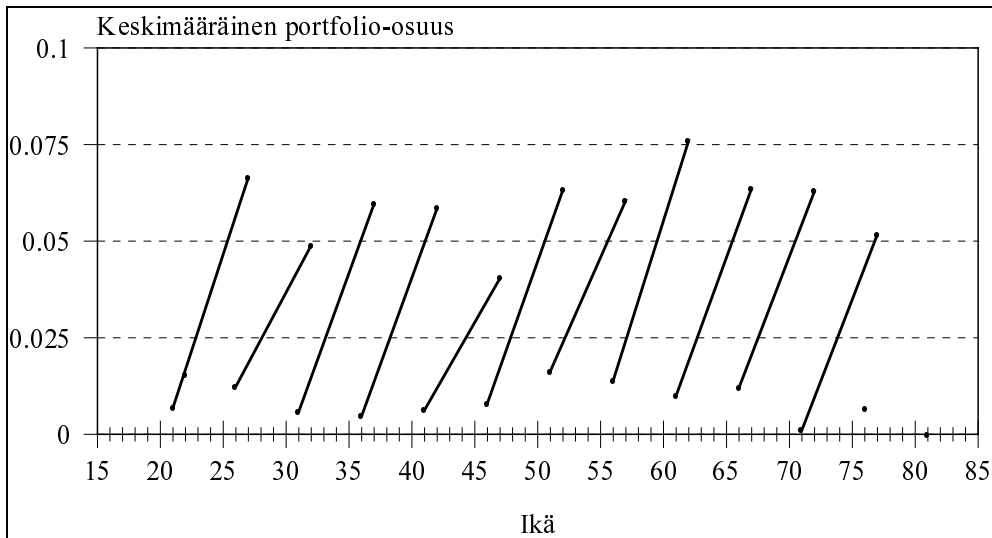
suomalaisella kotitaloudella oli keskimäärin 3 000 euron arvosta sijoitusrahasto-osuuksia. Rahastojen keskimääräinen portfolio-osuus kasvoi tutkimusperiodin aikana alle prosentista lähes kuuteen prosenttiin.

Kuvio 10 havainnollistaa sijoitusrahastojen suosion räjähdysmäistä kasvua vuodesta 1998 vuoteen 2004. Sijoitusrahastojen portfolio-osuus on kasvanut huomattavasti kaikkien ikäluokkien kohdalla. Kuvion perusteella ikäprofiili on melko tasainen lukuun ottamatta nuorinta ikäluokkaa vuonna 2004, jolla portfolio-osuus oli huomattavasti alhaisempi kuin muissa ikäluokissa. Vuonna 2004 portfolio-osuus oli suurin 60-64-vuotiailla, kun se puolestaan kuusi vuotta aikaisemmin oli suurin 50-54-vuotiailla.

Kuviosta 11 nähdään, että sijoitusrahastojen portfolio-osuus on kasvanut monotonisesti kaikkien sukupolvien kohdalla. Tämän perusteella voitaisiin päätellä (jos oletetaan, että ajalla ei ole vaikutusta portfolio-osuuteen), että ikä yhdessä kohorttivaikutuksen kanssa aiheuttavat havaitut profiilit. Tällöin kaikki kotitaloudet kasvattavat rahastojen osuutta portfolioissaan monotonisesti iän mukana ja samanaikaisesti lähes samansuuruinen kohorttivaikutus johtaa peräkkäisillä kohorteilla aina suurempaan portfolio-osuuteen riippumatta iästä. Näin ollen aikaisemmin syntyneet kohortit sijoittaisivat suhteellisesti enemmän sijoitusrahastoihin kuin vanhemmat kohortit riippumatta iästä. Kuviot ovat täsmälleen samanlaiset myös liitteessä 4 esitettyjen sijoitusrahastojen omistusosuuksien kohdalla.



KUVIO 10 Sijoitusrahastojen keskimääräinen portfolio-osuus poikkileikkausnäkökulmasta



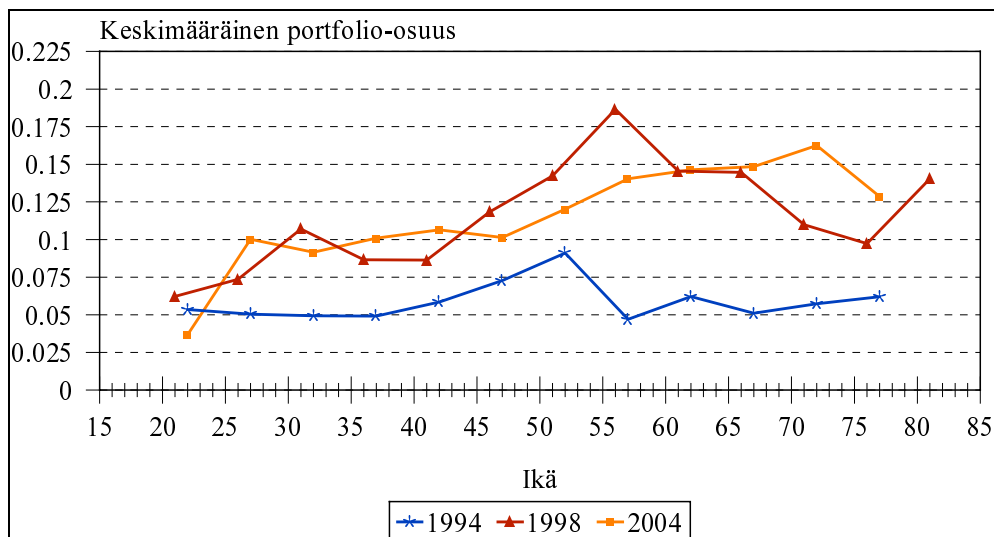
KUVIO 11 Sijoitusrahastojen keskimääräinen portfolio-osuus kohorttinäkökulmasta

#### 6.2.4 Pörssiosakkeet ja sijoitusrahastot

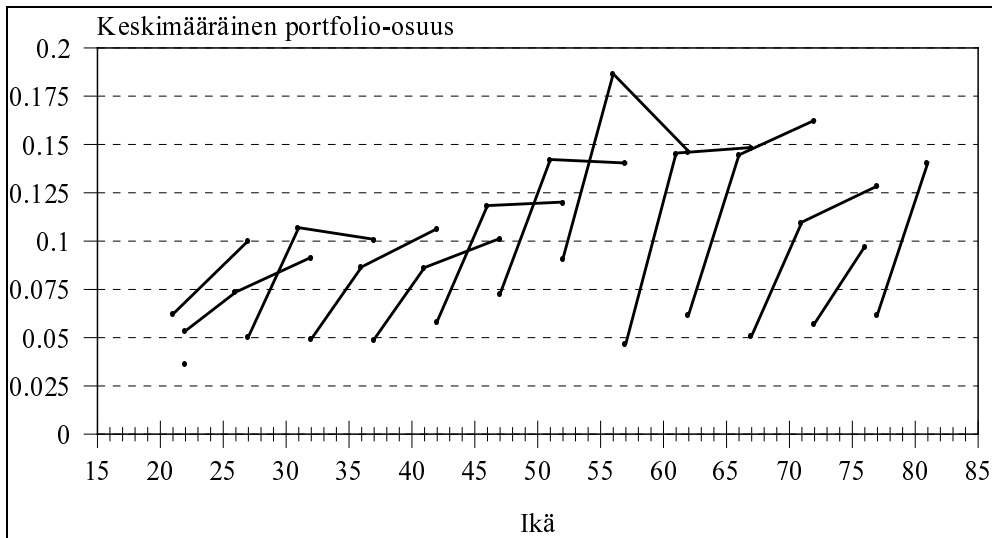
Sijoitusrahastoja tai pörssiosakkeita omistavien kotitalouksien osuus kasvoi lähes 10 prosenttia vuodesta 1994 vuoteen 2004. Suomalaisista kotitalouksista 29 prosenttia omisti sijoitusrahasto-osuuksia tai pörssiosakkeita vuonna 2004. Kotitalouksien omistamien rahasto-osuuksien ja pörssiosakkeiden keskimääräinen arvo on reaalisesti yli nelinkertaistunut kymmenen vuoden aikana. Vuonna 2004 suomalaisella kotitaloudella oli keskimäärin yhteensä 8 000 euron arvosta sijoitusrahasto-osuuksia ja pörssiosakkeita. Rahastojen ja osakkeiden keskimääräinen portfolio-osuus kasvoi tutkimusperiodin aikana kuudesta prosentista 11 prosenttiin.

Kuviot 12 ja 13 ovat luonnollisesti hyvin samanlaiset kuin arvopapereiden kohdalla, koska pörssiosakkeet ja rahastot muodostavat suurimman osan arvopapereiden painosta kotitalouksien portfolioissa. Kuviosta (12) huomataan, että sijoitusrahastojen ja osakkeiden portfolio-osuus kasvoi kaikkien ikäluokkien kohdalla vuodesta 1994 vuoteen 1998, jonka jälkeen useimmissa ikäluokissa portfolio-osuus on laskenut. Portfolio-osuuden ikäprofiili on muuttunut tutkimusperiodin aikana ja sen huippu on siirtynyt oikealle. Vuonna 2004 ikäprofiili oli muista vuosista poiketen kasvava, huipun ollessa 70–74-vuotiaiden kohdalla. Keski-ikäisillä näyttäisi olevan kuitenkin jokaisessa poikkileikkauksessa suurempi portfolio-osuus kuin nuoremmilla kotitalouksilla.

Kuvion 13 perusteella lähes kaikkien kohorttien kohdalla sijoitusrahastojen ja osakkeiden portfolio-osuuden kasvu on hidastunut ja muutamien sukupolvien kohdalla jopa laskenut vuoden 1998 jälkeen. Kuviosta ei ole kuitenkaan selkeästi erotettavissa varsinaista kohorttivaikutusta. Koska portfolio-osuus kasvaa lähes kaikissa kohorteissa monotonisesti, niin tämän perusteella voisi olettaa, että ikäprofiili olisi nouseva toisin kuin poikkileikkauskuviossa (kun aikavaikutusta ei huomioida). Suurin portfolio-osuus oli vuosina 1940–1944 syntyneellä kohortilla (jotka olivat 50–54-vuotiaita vuonna 1994). Portfolio-osuuden kasvu oli puolestaan suurinta vuosina 1930–1939 syntyneillä sukupolvilla. Kuviot ovat hyvin samanlaiset myös liitteessä 4 esitettyjen sijoitusrahastojen ja pörssiosakkeiden omistusosuuksien kohdalla.



KUVIO 12 Sijoitusrahastojen ja pörssiosakkeiden keskimääräinen portfolio-osuus poikkileikkauksen näkökulmasta



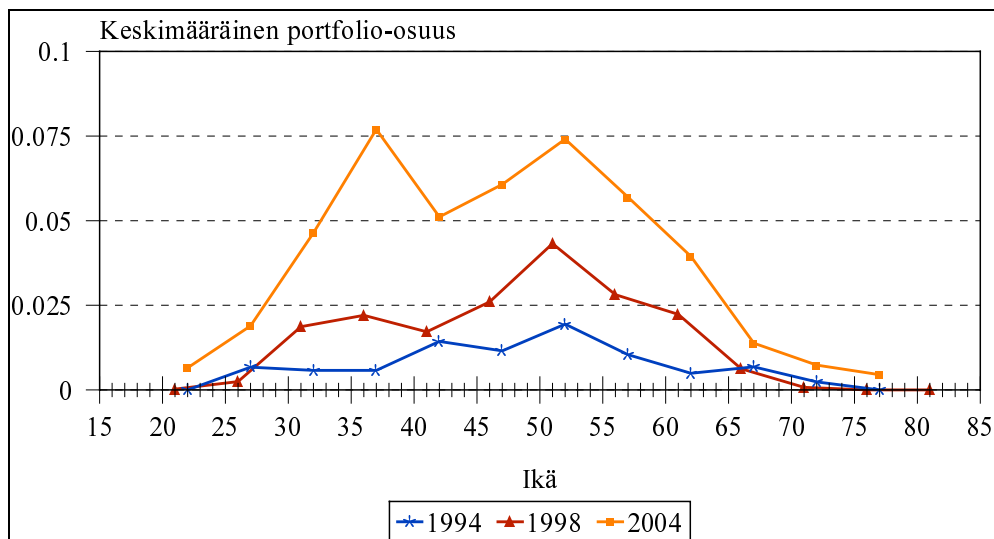
KUVIO 13 Sijoitusrahastojen ja pörssiosakkeiden keskimääräinen portfolio-osuus kohorttinäkökulmasta

### 6.2.5 Eläkevakuutukset

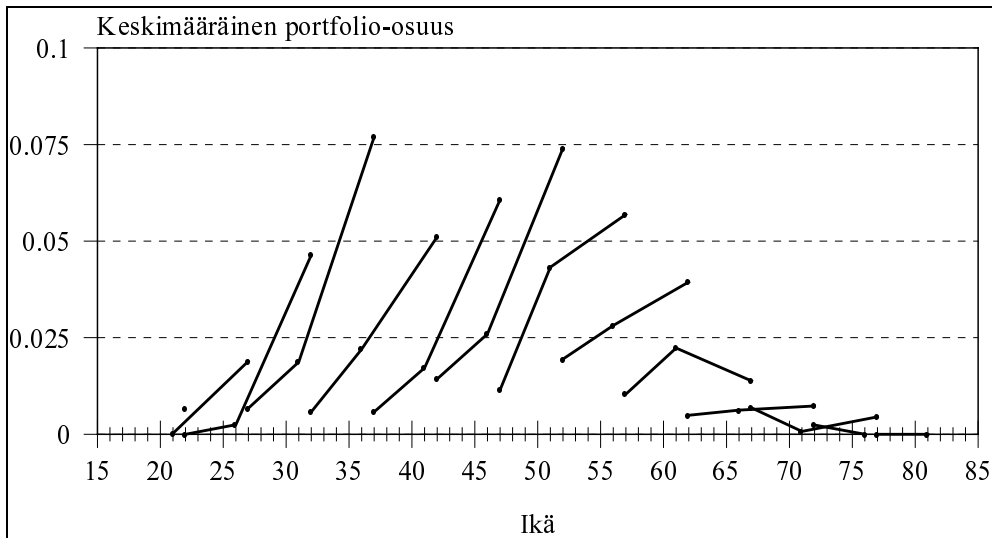
Sijoitusrahastojen ohella yksilöllisten eläkevakuutusten suosio sijoituskohteena on kasvanut huomattavasti viime vuosien aikana. Eläkevakuutuksia omistavien kotitalouksien osuus kasvoi tutkimusperiodin aikana 10 prosenttiyksikköä. 12 prosenttia kotitalouksista omisti eläkevakuutuksia vuonna 2004. Vielä vuonna 1998 eläkevakuutuksia omistavia kotitalouksia oli vain 5 prosenttia kaikista kotitalouksista. Kotitalouksien omistamien eläkevakuutusten keskimääräinen arvo on kasvanut reaalisesti yli kahdeksankertaiseksi kymmenen vuoden aikana. Vuonna 2004 suomalaisella kotitaloudella oli keskimäärin 1 800 euron arvosta eläkevakuutuksia. Eläkevakuutusten keskimääräinen portfolio-osuus kasvoi tutkimusperiodin aikana alle prosentista yli neljään prosenttiin.

Eläkevakuutusten kohdalla profiilit (kuvio 14) näyttävät osittain samanlaiselta kuin sijoitusrahastojen kohdalla. Yksilöllisten eläkevakuutusten suosio on noussut kaikkien ikäluokkien kohdalla, mutta kasvu on ollut erityisen suurta 30-59-vuotiailla kotitalouksilla. Ikäprofiili näyttääkin olevan kuperan muotoinen; jokaisessa poikkileikkauksessa keski-ikäisillä eläkevakuutusten paino portfolioissa on suurempi kuin nuorimmilla ja jo eläkeiässä olevilla kotitalouksilla.

Kohorttinäkökulmasta kuviosta 15 nähdään, että lähes kaikissa sukupolvissa eläkevakuutusten portfolio-osuus on kasvanut tutkimusperiodin aikana. Tämän perusteella voisi päätellä, että portfolio-osuuden ikäprofiili on monotonisesti kasvava. Lisäksi, kuten sijoitusrahastojenkin kohdalla, peräkkäisillä myöhemmin syntyneillä kohorteilla portfolio-osuus näyttää olevan aina suurempi kuin vanhemmalla kohortilla riippumatta iästä. Tämän perusteella kohorttivaikutuksen tulisi olla positiivinen kaikkien kohorttien kohdalla, jonka mukaan aikaisemmin syntyneet kohortit sijoittaisivat suhteellisesti enemmän eläkevakuutuksiin kuin vanhemmat sukupolvet riippumatta iästä. Nuoremmat sukupolvet näyttävät kasvattaneen eniten portfolio-osuutta ja luonnollisesti jo eläkeiässä olevilla sukupolvilla portfolio-osuuden kasvu on ollut huomattavasti hitaampaa ja osittain negatiivistakin. Yllättävää on se, että suurten ikäluokkien kohdalla, jotka siirtyvät eläkkeelle seuraavan 5-10 vuoden aikana, eläkevakuutusten portfolio-osuuden kasvu on ollut hitaampaa kuin nuoremmilla sukupolvilla. Kuviot ovat täsmälleen samanlaiset myös liitteessä 4 esitettyjen eläkevakuutusten omistusosuuksien kohdalla.



KUVIO 14 Eläkevakuutusten keskimääräinen portfolio-osuus poikkileikkausnäkökulmasta



KUVIO 15 Eläkevakuutusten keskimääräinen portfolio-osuus kohortinäkökulmasta

### 6.2.6 Talletukset

Talletuksia omistavien kotitalouksien osuus kasvoi tutkimusperiodin aikana 85 prosentista 92 prosenttiin. Kotitalouksien omistamien talletusten keskimääräinen arvo on kasvanut reaalisesti noin 40 prosenttia kymmenen vuoden aikana. Vuonna 2004 suomalaisella kotitaloudella oli keskimäärin 11 200 euron arvosta talletuksia. Saman poikkileikkausvuoden mediaani oli 3 250 euroa. Talletusten keskimääräinen portfolio-osuus on pysynyt tutkimusperiodin aikana lähes ennallaan noin 70 prosentissa. Näin ollen suomalaisille kotitalouksille tyypillinen portfolioiden talletuspainotteisuus on pysynyt lähes ennallaan, vaikka arvopaperit edustavat tänä päivänä yhä suurempaa osuutta rahoitusvarallisuudesta. Arvopapereiden suosio on syrjäyttänyt talletusten sijasta lähinnä muiden sijoituskohteiden kuten säästö- ja sijoitusvakuutusten suosiota. Suurin syy arvopapereiden painon lisääntymiseen kotitalouksien portfolioissa on kuitenkin lainasaatavien määrän huomattava vähentyminen viimeisten kymmenen vuoden aikana.<sup>26</sup>

Kuvion 16 poikkileikkaustarkastelusta nähdään, että ikäprofiili oli selkeästi koveran muotoinen. Talletusten portfolio-osuus oli 30–59-vuotiailla suhteellisen alhainen, kun

<sup>26</sup> Lamavuosien aikana kotitalouksilla oli normaali enemmän lainasaatavia, jonka jälkeen ne ovat vähentyneet huomattavasti. Vuonna 1994 lainasaatavien keskimääräinen rahoitusvarallisuusosuus oli lähes yhdeksän prosenttia, kun se vuonna 2004 oli enää kaksi prosenttia.

puolestaan sitä nuoremmilla ja vanhemmilla talletusten osuus oli huomattavasti korkeampi kaikissa poikkileikkauksissa. Alle 50-vuotiailla suhteellinen portfolio-osuus on noussut vuodesta 1994 vuoteen 2004 ja puolestaan sitä vanhemmilla osuus on laskenut. Kuviossa poikkileikkauskäyrät ovat kuitenkin limittäin lähellä toisiaan, josta voisi päätellä, että kyseisenä ajanjaksona ei ole tapahtunut suurta ajankohdasta johtuvaa muutosta.

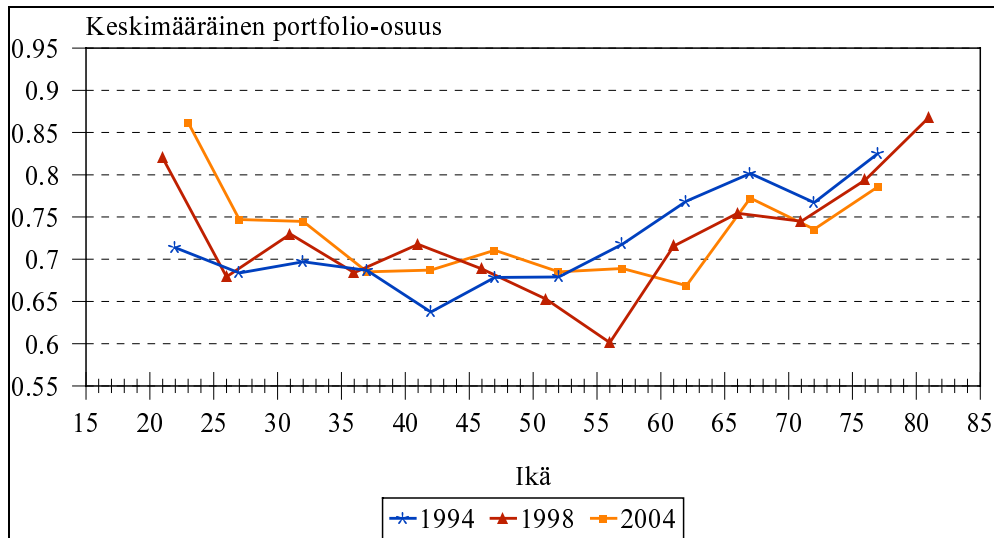
Kohorttitarkastelussa kuviossa 17 ikävaikutus ei enää näytäkään niin selvältä, vaan pikemminkin portfolio-osuuden U-muoto poikkileikkauskuviossa saattaa johtua myös kohorttivaikutuksesta. Kuvioista nähdään, että nuorimpia ja vanhimpia sukupolvia lukuun ottamatta kohorttiviivat ovat melko tasaisia. Ikäprofiilin U-muoto voikin selittyä sillä, että verrattuna keski-ikäisiin, vuosina 1940–1954 syntyneisiin kohortteihin, nuoremmilla ja vanhemmilla kohorteilla portfolio-osuus on korkeampi riippumatta iästä. Tämä perusteella nuoret ja vanhemmat kohortit sijoittaisivat suhteellisesti enemmän sijoitusrahastoihin kuin keski-ikäiset kohortit riippumatta iästä. Talletusten omistustodennäköisyyksiä ei ole järkevää verrata rahoitusvarallisuusosuuksiin, koska lähes kaikilla kotitalouksilla on talletuksia.<sup>27</sup>

Liitteen 4 kuvioista saakin hyvin erilaisen kuvan kuin tässä esitetyistä kuvioista. Vaikka poikkileikkausnäkökulma on hyvin sekavan näköinen, niin talletuksia omistavien kotitalouksien määrä näyttää kuitenkin nousseen kaikissa ikäluokissa (tosin melko epätasaisesti). Sen sijaan poikkileikkauskuvioista ei ole erotettavissa selkeää ikäprofiilia. Kohorttikuvion perusteella sen sijaan talletusten omistustodennäköisyys näyttäisi nousevan iän mukana, koska kaikkien kohorttien kohdalla talletuksia omistavien osuus on kasvanut monotonisesti. Lisäksi kohorttivaikutus näyttää olevan merkittävä; peräkkäisistä kohorteilla aina nuoremmalla sukupolvella talletuksia omistavien osuus oli suurempi riippumatta iästä.

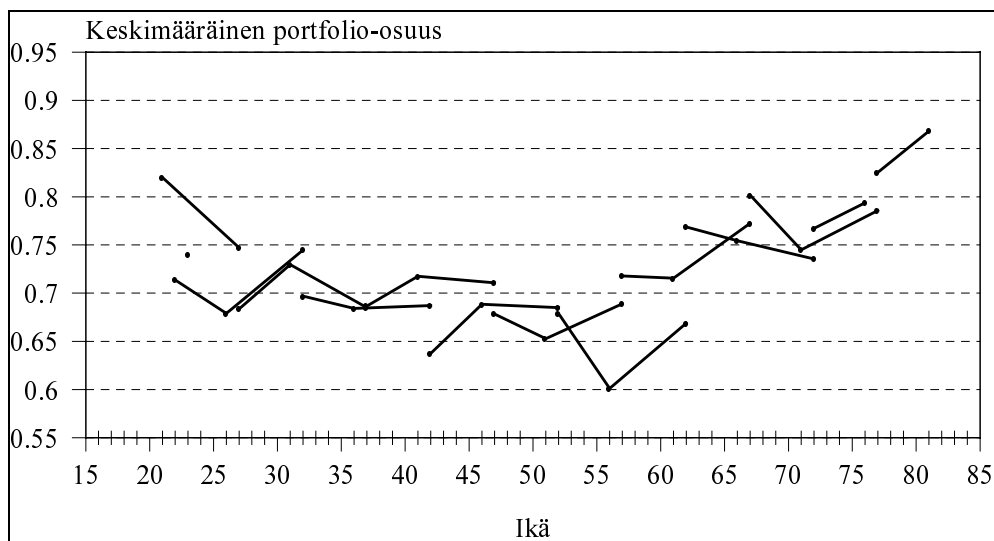
---

<sup>27</sup> Talletuksiin vaikuttaa niin sanottu eräkato, koska kaikki kotitaloudet eivät ilmoita talletuksiaan, jos ne ovat hyvin pieniä eriä. Tämän vuoksi talletuksia omistavien kotitalouksien osuus on todennäköisesti lähellä 100 prosenttia.





KUVIO 16 Talletusten keskimääräinen portfolio-osuus poikkileikkausnäkökulmasta



KUVIO 17 Talletusten keskimääräinen portfolio-osuus kohorttinäkökulmasta

### 6.3 Sijoituskohteen suhteellinen portfolio-osuus: Tobit-malli

Tässä tutkimuksessa tarkastellaan regressiomallin avulla sijoituskohteiden rahoitusvarallisuusosuuteen vaikuttavia tekijöitä. Selitettävä muuttuja on tässä tapauksessa rajoitettu suhdeluku siten, että se voi saada arvoja vain nollan ja yhden väliltä. Nollahavaintojen tapauksessa kyseiset kotitaloudet eivät omista lainkaan kyseistä

sijoituskohdetta, ja vastemuuttujan saadessa arvon 1, kotitalous on investoinut koko rahoitusvarallisuutensa kyseiseen sijoituskohteeseen.

Tässä tutkimuksessa käytetään Tobinin (1958b) kehittämää Tobit-mallia tarkasteltaessa regressiomallilla ajan, iän ja kohortin yhteyttä kotitalouksien portfolioiden koostumuksiin. Standardi Tobit-malli<sup>28</sup> on probit-mallista (ks. luku 6.4) johdettu laajennus sensuroidulle aineistolle. Tobit-malli ottaa huomioon sen, jos selitettävän muuttujan jakauma on osittain jatkuva ja osittain diskreetti. Näin ollen tämän tutkimusongelman kannalta Tobit-malli on optimaalinen estimaattori selitettävän muuttujan (sijoituskohteen rahoitusvarallisuusosuus) ollessa rajoitettu välille (0, 1), koska malli ottaa huomioon aineistossa esiintyvien ääriarvohavaintojen sensuroinnin. Tobit-mallin oletuksena on, että päätös investoida johonkin sijoituskohteeseen on täsmälleen sama kuin päätös siitä, kuinka paljon investoidaan (vrt. probit-malli).

Standardissa Tobit-mallissa selitettävä muuttuja  $y_i$  on rajoitettu siten, että se voi saada vain nollaa suurempia arvoja. Formaalisti standardi Tobit-malli voidaan esittää seuraavasti (Johnston & Dinardo 1997, 436–437):

$$(42) \quad y_i^* = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i, \text{ jossa}$$

$$\varepsilon \sim \text{N}(0, \sigma^2) \text{ ja}$$

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{jos } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{jos } y_i^* \leq 0 \end{cases},$$

jossa  $i$  on havaintojen lukumäärä  $i=(1, 2, \dots, N)$ ,  $\mathbf{X}_i$  on vektori selittävistä muuttujista,  $\boldsymbol{\beta}$  on vastaava parametrivektori selittävälle muuttujille ja  $\boldsymbol{\varepsilon}$  on vektori mallin residuaaleista, joiden oletetaan olevan IID otoksia normaalijakaumasta. Malli olettaa siten, että on olemassa havaitsematon, latentti selitettävä muuttuja  $y^*$ . Havaittu muuttuja  $y = y^*$ , jos  $y^* > 0$  ja muulloin  $y = 0$ . Malli on sensuroitu regressiomalli, koska kaikki  $y^*$  havainnot, jotka ovat nollia, on sensuroitu. Tällöin malli voidaan kirjoittaa muotoon (Johnston & Dinardo 1997, 437):

---

<sup>28</sup> Amemiya (1985, 383–384) on luokitellut Tobit-mallit niiden ominaisuuksien mukaan viiteen eri kategoriaan.

$$(43) \quad y_i = \max(0, y_i^*)$$

Tobit-malli eroaa tyypitetystä regressiomallista (truncated regression) siten, että vaikka latenttia muuttujaa  $y^*$  ei voida aina havaita, niin samanaikaisesti eksogeeninen muuttuja  $X_i$  havaitaan. (Amemiya 1985, 361–364; Johnston & Dinardo 1997, 436–437.)

Tavallinen PNS-menetelmä ei kuitenkaan ole Tobit-mallin estimointiin optimaalinen estimaattori.<sup>29</sup> Päällimmäinen syy tähän on se, että menetelmä ei ota sensurointia huomioon. Rajoitetun vastemuuttujan  $y_i$  tapauksessa PNS-estimaattori ei ole konsistentti ja sen käyttö johtaa harhaisiin estimaatteihin sekä koko aineiston että vain sensuroidun aineiston tapauksessa. Koska sensuroimattomassa aineistossa on useita nolla-havaintoja, niin selitettävä muuttuja on epälineaarinen funktio  $X_i$ ,  $\beta$  ja  $\sigma$  suhteen. Tämä hylkää PNS-menetelmän lineaarisuusoletuksen, jolloin se on Tobit-mallin tapauksessa harhainen ja tarkentumaton. Jos PNS-estimaattoria käytetään vain sensuroituun dataan ( $y_i > 0$ ), niin estimaatit ovat silloinkin harhaisia. Tätä tilannetta voidaan tarkastella käyttämällä hyväksi kaavaa (43), jonka avulla voidaan muodostaa seuraava lineaarinen regressiomalli (Amemiya 1985, 367):

$$(44) \quad E(y_i | y_i > 0) = X_i \beta + E(\varepsilon_i | \varepsilon_i > -X_i \beta)$$

Kaavan (44) oikeanpuolen viimeinen termi on yleisesti  $\neq 0$  siinäkin tapauksessa, että virhetermi  $\varepsilon_i$  ei oleteta noudattavan normaalijakaumaa. Tällöin virhetermi on korreloitunut selittävien muuttujien  $X_i$  kanssa. (Amemiya 1985, 362–368.)

Tobit-malli estimoidaankin useimmiten probit- ja logit-mallien tapaan suurimman uskottavuuden menetelmällä (maximum likelihood, ML). Menetelmässä muodostetaan uskottavuusfunktio (likelihood function), joka on muotoa (Johnston & Dinardo 1997, 142):

$$(45) \quad L(\theta; \mathbf{y}) = f(\mathbf{y}; \theta),$$

---

<sup>29</sup> PNS-estimaattorin konsistenttisuutta ja harhaisuutta Tobit-mallin tapauksessa on käsitelty laajemmin mm. Amemiyan (1985) ja Longin (1997) teoksissa.

jossa  $\mathbf{y}' = [y_1, y_2, \dots, y_n]$  on  $n$ -vektori havaintoarvoista, jotka ovat riippuvaisia  $k$ -vektorille, joka koostuu tuntemattomista parametreistä,  $\boldsymbol{\theta}' = [\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k]$ . Uskottavuusfunktio  $f(\mathbf{y}; \boldsymbol{\theta})$  on yhteistiheysfunktio, joka indikoi  $\mathbf{y}$ :n noudattavan jakaumaa  $f(\mathbf{y}; \boldsymbol{\theta})$  parametreillä  $\boldsymbol{\theta}$ . Uskottavuusfunktio kuvaa siten otoksen todennäköisyyttä parametrien  $\boldsymbol{\theta}$  funktiona. ML-menetelmässä maksimoidaan uskottavuusfunktiota parametrien  $\boldsymbol{\theta}$  suhteen etsimällä  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$  arvo, joka maksimoi uskottavuusfunktion. Tämä tuottaa ML-estimaattorit  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$  tuntemattomasta parametrivektorista  $\boldsymbol{\theta}$ . ML-menetelmän ajatuksena on, että se malli  $f(\mathbf{y}; \boldsymbol{\theta})$  on paras, joka generoi havaitun otoksen suurimmalla todennäköisyydellä. Usein on kuitenkin helpompaa maksimoida uskottavuusfunktion logaritmia (Johnston & Dinardo 1997, 43):

$$(46) \quad l = \ln L(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{y})$$

jolloin  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ , joka maksimoi funktion  $l$ , maksimoi myös funktion  $L(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{y})$ . ML-estimaattori  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$  saadaan, kun funktion  $l$  osittaisderivaatta  $\boldsymbol{\theta}$  suhteen asetetaan nolaksi, eli etsimällä parametrivektorin  $\boldsymbol{\theta}$  arvo, joka ratkaisee yhtälön (Johnston & Dinardo 1997, 43):

$$(47) \quad \frac{\partial l}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \frac{1}{L(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{y})} \frac{\partial L(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{y})}{\partial \boldsymbol{\theta}} = 0$$

ML-menetelmän etuna on se, että sitä voidaan pitää asympotoottisesti optimaalisena estimaattorina (jos uskottavuusfunktio on oikein määritelty), jolloin ML-estimaattori on (Amemiya 1985, 115–125; Johnston & Dinardo 1997, 143–144):

- 1) Konsistentti (tarkentuva)
- 2) Asympotoottisesti normaalin
- 3) Asympotoottisesti tehokas

Tobin (1958b) johti mallissaan uskottavuusfunktion käyttämällä lisäoletusta, että mallin virhetermi on normaalisti jakautunut. Estimaattoria  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ , joka maksimoi iteratiivisesti Newton-Raphsonin menetelmällä kyseisen funktion, kutsutaan usein Tobinin suurimman uskottavuuden estimaattoriksi, jota käytetään Tobit-mallin parametrien estimointiin.<sup>30</sup>

---

<sup>30</sup> Ks. tarkempaa kuvausta varten Amemiya (1985, 373–375).

Amemia (1973) on osoittanut, että Tobinin esittämä ML-estimaattori on konsistentti, asympotoottisesti tehokas ja normaalin, jos oletukset virhetermin normaalisuudesta ja homoskedastisuudesta ovat voimassa. Tobinin johtamassa mallissa uskottavuusfunktio voidaan jakaa rajoitteen mukaan kahteen osaan. Ensimmäisessä osassa havainnoille  $y^* \leq 0$  kontribuutio tapahtuu todennäköisyydellä (Johnston & Dinardo 1997, 437; Tobin 1958b):

$$(48) \quad \text{prob}(y^* < 0) = \text{prob}(-\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} \leq \varepsilon_i) = \text{prob}\left(\frac{-\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}}{\sigma} \leq \frac{\varepsilon_i}{\sigma}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{-\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right),$$

jossa  $\Phi$  on standardi normaalijakauman kertymäfunktio. Ensimmäinen uskottavuusfunktion osa muodostaa probit-mallin uskottavuusfunktion niille havainnoille, jotka on sensuroitu. Havainnoille  $y^* > 0$  kontribuutio tapahtuu todennäköisyydellä (Johnston & Dinardo 1997, 437; Tobin 1958b):

$$(49) \quad \text{prob}(y^* > 0)\phi(y_i^* | y_i^* > 0) = \text{prob}(-\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} \leq \varepsilon_i) = \Phi\left(\frac{-\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \frac{1}{\sigma} \frac{\phi[(y_i - \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta})/\sigma]}{\Phi(\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}/\sigma)},$$

jossa  $\phi$  on standardin normaalijakauman tiheysfunktio. Jälkimmäinen uskottavuusfunktion osa muodostaa tavallisen PNS-estimaattorin uskottavuusfunktion niille havainnoille, joita ei ole sensuroitu. Tämä osaa kutsutaan myös ty pistetyn Tobit-mallin uskottavuusfunktioiksi. Yhdistämällä kaavat (48) ja (49) saadaan standardin Tobit-mallin tapauksessa uskottavuusfunktio seuraavaan muotoon (Johnston & Dinardo, 1997, 437; Tobin 1958b):

$$(50) \quad L = \prod_{y_i|y_i=0} \left[1 - \Phi\left(\frac{\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\right] \cdot \prod_{y_i|y_i>0} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \frac{(y_i - \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta})^2}{\sigma^2}\right]$$

### 6.3.1 Regressiomallin spesifiointi

Tobit-mallissa selitettävä muuttuja, sijoituskohteen portfolio-osuus, on rajoitettu välille (0, 1), mutta voi muuten saada mitä tahansa arvoja kyseisellä välillä. Anderssonin (2001) mukaan kotitalouksien, jotka eivät omista lainkaan tarkasteltavana olevaa sijoituskohdetta voidaan ajatella olevan niin sanotussa nurkkaratkaisussa (corner solution), jolloin he todellisuudessa

haluaisivat myydä lyhyeksi kyseistä sijoituskohdetta, jolloin kyseisen sijoituskohteen portfolio-osuus olisi negatiivinen. Vastaavasti ne kotitaloudet, joilla sijoituskohteen osuus portfolioista on 100 prosenttia, voidaan ajatella haluavan omistaa mahdollisesti vieläkin suuremman portfolio-osuuden. Tätä kaksipuoleista sensurointia varten on olemassa standardista Tobit-mallista johdettu yleistys (nk. two-limit Tobit-model), jota tässä tutkimuksessa käytetään. Formaalisti malli on tässä tapauksessa:

$$(51) \quad y_i^* = X_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i, \text{ jossa}$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \text{ ja}$$

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{jos } 0 < y_i^* < 1 \\ 0 & \text{jos } y_i^* \leq 0 \text{ tai } y_i^* \geq 1 \end{cases}$$

Maksimoitava uskottavuusfunktio tulee tässä tapauksessa muotoon (Nelson & Rosett 1975):

$$(52) \quad L = \prod_{y_i|y_i=0} \left[ 1 - \Phi\left(\frac{X_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \right] \cdot \prod_{y_i|y_i=1} \left[ \Phi\left(\frac{X_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \right] \cdot \prod_{y_i|0 < y_i < 1} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \frac{(y_i - X_i \boldsymbol{\beta})^2}{\sigma^2}\right]$$

Jotta käytettävässä regressiomallissa vältettäisiin selittävien muuttujien täydellinen multikollinearisuus, on jokaisesta dummy-ryhmästä (ikä, kohortti ja vuosi) jätetty yksi dummy-muuttuja pois. Tässä mallissa muita kotitalouksia verrataan siten referenssikotitalouteen (jota mallin vakio-termi kuvaa), jonka viitehenkilön ikä vuonna 1994 oli 20–24-vuotta (ts. syntymäaika vuosina 1970–1974). Tässä tutkimuksessa estimoitava regressiomalli on siten seuraava:

$$(53) \quad \frac{y_{sh}}{F_h} = \alpha_0 + \sum_{t=1998}^{2004} \beta_t D_{th} + \sum_{i="25-29"}^{i="75-79"} \delta_i D_{ih} + \sum_{k="1915-1919"}^{k="1980-1984"} \gamma_k D_{kh} + \varepsilon_h,$$

jossa  $y_{sh}$  on kotitalouden  $h$  varallisuuden määrä sijoituskohteessa  $s$  ( $s=1, 2, \dots, 6$ )<sup>31</sup> ja  $F_h$  on vastaavan kotitalouden rahoitusvarallisuuden määrä.  $\alpha$  on mallin vakio-termi,  $D_{th}$  on

---

<sup>31</sup> 1=Arvopaperit, 2=osakkeet, 3=sijoitusrahastot, 4=osakkeet ja sijoitusrahastot, 5=eläkevakuutukset ja 6=talletukset.

vuosidummy,  $D_{ih}$  on ikäluokka-dummy,  $D_{kh}$  on kohorttiluokka-dummy,  $\beta_i, \delta_i$  ja  $\gamma_k$  ovat vastaavat estimoitavat parametrit ja  $\varepsilon_h$  on mallin virhetermi.

Tämän lisäksi tutkimuksessa pyritään selvittämään mahdollisten ikä- ja kohorttivaikutusten taustalla olevia tekijöitä teoreettisen viitekehyksen pohjalta. Moderneissa pitkänaikavälin portfolionvalintateorioissa ikäluokkien ja sukupolvien väliset erot kotitalouksien sijoituskäyttäytymisessä perustuvat lähinnä inhimillisen pääoman teoriaan. Esimerkiksi kohorttivaikutusta perustellaan teoriassa yksilöiden koulutustaustan avulla. Koska ihmiset kouluttautuvat lähinnä nuorena, niin ajassa tapahtuvat erot koulutuksen laadussa ja määrässä voivat myös muodostaa kohorttien välisiä eroja kotitalouksien sijoituskäyttäytymisessä. Jos ikä- tai kohorttivaikutuksia havaitaan, niin silloin tutkimuksessa muodostetaan Tobit-mallit, joissa regressioihin lisätään myös muita selittäviä muuttujia aika-, ikä- ja kohorttidummyjen lisäksi. Kontrollimuuttujina käytetään tällöin muun muassa kotitalouden viitehenkilön koulutustaustaa dummy-muuttujia, jolla usein pyritään mallintamaan inhimillistä pääomaa (ks. esim. Kankaanranta 2003). Jos ikä- ja kohorttivaikutukset johtuvat nimenomaan inhimillisestä pääomasta, niin silloin kontrollimuuttujien tulisi olla mallissa tilastollisesti merkitseviä ja ikä- ja kohorttidummyjen kertoimien merkitsevyys tulisi puolestaan hävitä.

### 6.3.2 Mallin oletukset ja robustisuustarkastelu

Tobit-malli perustuu sen vahvoihin oletuksiin mallin virhetermistä. Erityisesti mallin oletukset virhetermin normaalisuudesta ja homoskedastisuudesta ovat olennaisia.<sup>32</sup> Tobit-mallin oletus virhetermin jakaumasta on seuraava (Melenberg & Van Soest 1996; Tobin 1958b):

$$(54) \quad \varepsilon_i | X_i \sim N(0, \sigma^2)$$

Mallin residuaalien  $\varepsilon$  oletetaan siten olevan normaalisti jakautuneita ja riippumattomia selittävästä muuttujista  $X_i$ . Näin ollen residuaalien oletetaan olevan symmetrisiä ja homoskedastisia. Jos nämä oletukset eivät toteudu, niin estimaattori ei ole enää konsistentti

---

<sup>32</sup> Sen sijaan Robinson (1982) on todistanut, että Tobinin (1958b) ML-estimaattori on konsistentti, vaikka mallin virhetermi olisi autokorreloitunut.

(Warner 1976; White 1979). Muun muassa Hurd (1979), Arabmazar ja Schmidt (1981) ja Maddala ja Nelson (1975) ovat osoittaneet, että ML-estimaattori ei ole konsistentti, jos residuaalit ovat heteroskedastisia. Arabmazar ja Schmidt (1982), Goldberg (1983), Warner (1976) ja White (1979) ovat puolestaan demonstroineet estimaattorin epäkonsistenttiutta residuaalien ei-normaalisuuden tapauksessa. Lisäksi Arabmazar ja Schmidt (1981, 1982) osoittivat, että estimaattorin harha kasvaa mitä suurempi on sensuroitujen havaintojen määrä sekä heteroskedastisuuden että ei-normaalisuuden tapauksessa. Huomattavaa on myös se, että jos oletukset eivät päde, niin Tobit-mallin tapauksessa ML-estimaattori ei ole edes tarkentuva, jolloin robustien keskivirheiden käyttö ei riitä ratkaisemaan ongelmaa. Näin ollen esimerkiksi virhetermin heteroskedastisuudesta ja ei-normaalisuudesta on huomattavasti enemmän haittaa Tobit-mallissa, kuin esimerkiksi tavallisen PNS-estimaattorin tapauksessa, joka on konsistentti, vaikka kyseiset oletukset eivät olisi voimassa (Jarque & Bera 1982).

Tässä tutkimuksessa tehdään robustisuustarkastelua mallin mahdollisen väärinspesifioinnin vuoksi, jotta estimaattien harhattomuudelle saadaan tukea. Normaalisuusoletusta testataan Pagan & Vellan (1989) ehdollisella momenttitestillä<sup>33</sup>, joka on kehitetty nimenomaan Tobit-mallia varten. Testin nollahypoteesinä on, että mallin residuaalit ovat normaalisti jakautuneita. Tässä tutkimuksessa heteroskedastisuutta ei voitu tarkastella erikseen, koska käytetyissä ohjelmistoissa ei ole luotu proseduuria heteroskedastisuuden testaamiselle Tobit-mallissa. Tavalliset lineaariselle regressiomallille kehitetyt testit kuten Whiten (1980), Breuchin ja Braganin (1979) tai Goldfeldin ja Quandin (1965) testit eivät sovellu suoraan Tobit-mallille, koska selitettävä muuttuja on rajoitettu (Jarque & Bera 1982). Erilaisia testejä on kehitetty (ks. esim. Jarque 1981; Lee & Maddala 1985; Suoniemi 1992), mutta niiden muodostaminen manuaalisesti olisi ollut todella työlästä ja tässä tutkimuksessa tarpeetonta, koska toisaalta jo pelkästään normaalisuusoletuksen hylkäys on riittävä peruste käyttää myös vaihtoehtoista konsistenttia estimaattoria.

Varsinaisena robustisuustarkasteluna tässä tutkimuksessa on käytetty eri estimaattoreiden tuottamien tulosten vertailua toisiinsa. Tässä tutkimuksessa verrataan toisiinsa kolmen eri estimaattorin tuloksia, jonka avulla voidaan arvioida alkuperäisen Tobit-mallin luotettavuutta. ML-estimaattorin lisäksi tutkimuksen kaikki regressiomallit estimoidaan myös tavallisella

---

<sup>33</sup> Ks. myös Drukker (2002), Newey (1985) ja Tauchen (1985).



PNS-menetelmällä koko dataa käyttäen. Lisäksi ML-estimaattorin tuloksia verrataan SCLS-estimaattoriin, joka on konsistentti, vaikka Tobit-mallin oletukset eivät täytyisikään (ja myös silloin, jos oletukset toteutuvat). Näin ollen, vaikka alkuperäinen ML-estimaattori ei ole tarkentuva oletusten kaatuessa, niin kyseinen estimaattori tuottaa asympotoottisesti harhattomat parametrien estimaatit. SCLS-estimaattori on kuvattu tarkemmin luvuissa 6.3.3. Vaikka Tobit-malli on hyvin riippuvainen mallin rajoittavista oletuksista, ei vastaavanlaista robustisuustarkastelua ole tehty ainakaan kotitalouksien sijoituskäyttäytymistä tarkastelevissa aikaisemmissa empiirisissä tutkimuksissa.

### 6.3.3 Symmetrically censored least squares

Powelin (1984; 1986) kehittämät semiparametriset SCLS- ja CLAD-estimaattorit<sup>34</sup> Tobit-mallille ovat hyvin samantapaisia. CLAD-estimaattorin ongelmana on kuitenkin se, että estimaattorin iteratiivinen algoritmi ei välttämättä konvergoi kohti funktion globaalia minimikohtaa, jolloin se ei tuota parametreille estimaatteja. Tässä tutkimuksessa tämä oli nimenomaan CLAD-estimaattorin kohdalla ongelma, joka johtui lähinnä selittävien muuttujien suuren määrän lisäksi nimenomaan sensuroitujen havaintojen suuresta määrästä. Tämän vuoksi kyseistä estimaattoria ei voitu tässä tutkimuksessa käyttää. Tämän vuoksi tutkimuksessa konsistenttina estimaattorina on käytetty SCLS-estimaattoria.<sup>35</sup> SCLS-estimaattori perustuu oletukseen, että residuaalit ovat symmetrisesti jakautuneet nollan ympärille. Virhetermin symmetrisyysoletus on huomattavasti vähemmän rajoittava vaatimus kuin normalisuus ja homoskedastisuus.<sup>36</sup> Kyseisten oletusten kaatuessa SCLS-estimaattori tuottaa konsistenttejä estimaatteja, jos virhetermin oikea jakauma on symmetrinen ja yksihuippuinen. (Chay & Powell 2001.) Tobit-estimaattori on kuitenkin yleensä tehokkaampi, jos mallin oletukset ovat voimassa (Powell 1994). Estimaattorin on todettu olevan käyttökelpoinen erityisesti silloin, kun aineisto on suuri ja sensuroituja havaintoja on suhteellisen vähän. (Johnston & Dinardo 1997, 444.)

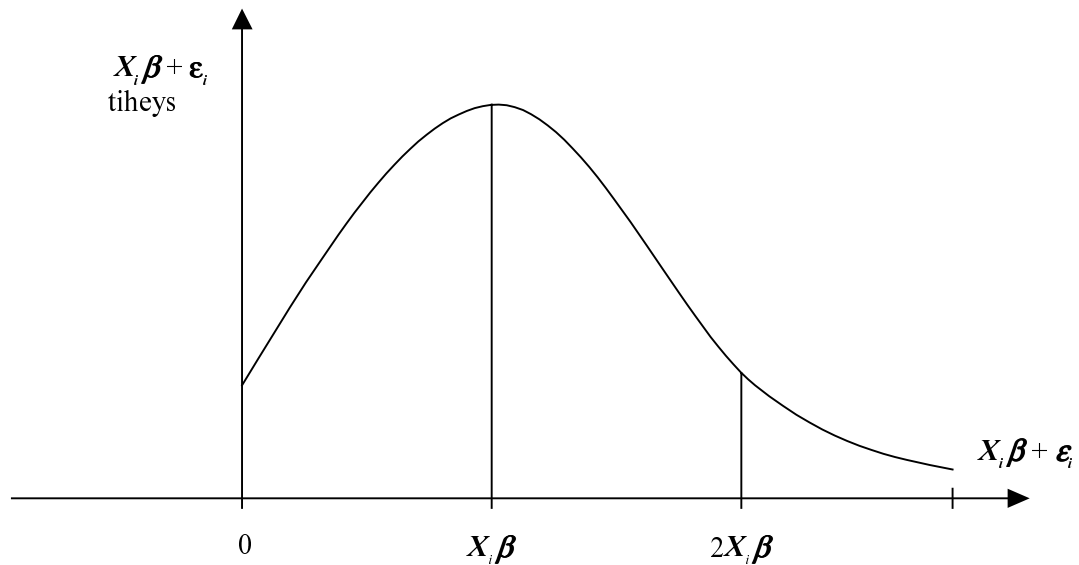
---

<sup>34</sup> Engl. Symmetrically censored least squares (SCLS) ja Censored least absolute deviations (CLAD).

<sup>35</sup> Tämä on tutkimuksen kannalta hieman harmillista, koska CLAD on aikaisemmissa tutkimuksissa ollut parempi estimaattori verrattuna SCLS-estimaattoriin johtuen sen konsistenttiudesta useammille oletuksille (ks. esim. Chay & Powell 2001; Henschion, Keenan & Newman 2005)

<sup>36</sup> Oletus on kuitenkin vaativampi, kuin CLAD-estimaattorin kohdalla, joka olettaa vain residuaalien mediaanin olevan nolla, jolloin se on konsistentti myös epäsymmetristen jakaumien kohdalla.

Powell (1986) huomasi standardin Tobit-mallin tapauksessa, että jos latenttimuuttuja  $y^*$  havaittaisiin ja virhetermi olisi symmetrisesti jakautunut nollan ympärille, niin PNS-estimaattori olisi tällöin konsistentti estimaattori standardissa Tobit-mallissa. Ongelmana on näin ollen sensurointi, koska se aiheuttaa epäsymmetrisen jakauman. Kuviossa (18) on kuvattu kyseinen tilanne. Vastemuuttuja  $y^*$  on epäsymmetrisesti jakautunut, koska jakauman ylempi häntäalue on kasautunut sensurointikohdassa. Annetulla  $X_i$  arvolla havaitaan vain nollasta oikealle ulottuva alue, jossa kaikki havainnot, joilla  $\varepsilon_i < -X_i\beta$ , on sensuroitu. Tämän lisäksi myös havainnot, joilla  $\varepsilon_i > X_i\beta$  sensuroidaan eli kaikki pisteet, jotka ovat kuviossa 18 pisteen  $2X_i\beta$  oikealla puolella poistetaan. Jos aineisto säädetään tällä tavalla, niin regression virhetermi on silloin symmetrisesti jakautunut.



KUVIO 18  $y^*$ :n tiheysfunktio ja symmetrisesti sensuroitu otos (Powell 1986)

Powell (1986) huomasi, että jos  $\beta_0$  todellinen arvo tunnettaisiin, niin  $y_i$  voitaisiin korvata minimimäärällä  $\{y_i, 2X_i\beta_0\}$ . Tämän avulla voidaan luoda konsistentti estimaattori, koska vastaavasti  $\varepsilon_i^*$  voidaan määrittellä seuraavasti (Johnston & Dinardo 1997, 442):

$$(55) \quad \varepsilon_i^* = \max(\varepsilon_i, -X_i\beta_0), \text{ jossa}$$

$$\varepsilon_i^* = \begin{cases} \max(\varepsilon_i, -X_i\beta_0), & \text{jos } X_i\beta_0 > 0 \\ \text{puuttuva muulloin} \end{cases}$$

Tässä tapauksessa parametrin  $\beta_0$  oikea arvo myös toteuttaisi seuraavaan normaaliyhtälön (Johnston & Dinardo 1997, 442):

$$(56) \quad \sum_{i=1}^n 1(X_i\beta_0 > 0) \cdot (\min\{y_i, 2X_i\beta_0\} - X_i\beta_0)X_i' = 0$$

Koska parametriä  $\beta_0$  ei kuitenkaan havaita, Powell (1986) hyödynsi niin sanottua estimaattorin itsestään konsistenttiutta osoittaakseen, että estimaatti  $\hat{\beta}_0$  on  $\beta_0$  konsistentti estimaattori, jos se ratkaisee kaavan (56). Konsistentti estimaattori parametrille  $\beta_0$  on suoraviivaista löytää seuraavalla iteratiivisella algoritmilla (Johnston & Dinardo 1997, 443):

1. Lasketaan alkuperäinen estimaatti  $\hat{\beta}_0$  PNS-menetelmällä alkuperäisestä datasta
2. Lasketaan ennustearvot ( $PV$ )
  - Jos  $PV_i < 0$  asetetaan havainto puuttuvaksi
  - Jos vastemuuttujan arvo on suurempi kuin  $2PV_i$ , asetetaan vastemuuttuja yhtä suureksi kuin  $2X_i\beta$
3. Estimoidaan parametrit PNS-menetelmällä uudesta muokatusta datasta
4. Käytetään uutta parametriä  $\beta$  alkuperäiseen dataan ja toistetaan, kunnes  $\beta$  on stabiili

Jotta mallin oletus virhetermin symmetrisestä jakautumisesta toteutuisi, vastemuuttujalle on tehty Box-Cox (1964) -transformaatio, jota käytetään yleisesti lineaaristen mallien oletusten toteutumisen todennäköisyyden parantamiseksi. Box-Cox -transformaatiota voidaan käyttää muun muassa virhetermin jakauman normalisointiin ja varianssin vakauttamiseen. Vaikka residuaalien normalisuus ei aina täytykään (mikä on todennäköistä tässä tutkimuksessa käytettävän datan kohdalla), niin muunnoksen on todettu joka tapauksessa tuottavan residuaaleille symmetrinen jakauma, jonka tapauksessa SCLS-estimaattori on konsistentti. (Draper & Cox 1969.) Box-Cox -transformaatio vastemuuttujalle  $y_i$  on seuraavaa muotoa (Box & Cox 1964):

$$(57) \quad \tau(y_i; \lambda) = \begin{cases} [(y_i + 1)^\lambda - 1] / \lambda & \text{jos } \lambda \neq 0 \\ \ln(y_i + \alpha) & \text{jos } \lambda = 0 \end{cases},$$

jossa  $\alpha$  on skaalaparametri (tässä tapauksessa  $\alpha=1$ ) ja  $\lambda$  on niin kutsuttu Box-Cox -parametri, joka estimoidaan ML-menetelmällä siten, että se on optimaalinen kyseisen aineiston tapauksessa johtaen mahdollisimman normaaliseen ja homoskedastiseen aineistoon. Tässä tutkimuksessa muunnos on tehty SAS-makrolla (Friendly 2002), joka mahdollistaa transformaation myös rajoitetulle muuttujalle.

#### 6.4 Sijoituskohdetta omistavien osuus: Probit-malli

Tobit-mallin oletuksena on, että päätös ylipäättänsä investoida johonkin sijoituskohteeseen on täsmälleen sama kuin päätös siitä, kuinka paljon kyseiseen sijoituskohteeseen investoidaan. Tämä oletus investointipäätöksen yksikäsitteisyydestä ei kuitenkaan välttämättä todellisuudessa pidä paikkaansa, jonka vuoksi tässä tutkimuksessa tutkitaan myös, kuinka tarkasteltavat tekijät vaikuttavat todennäköisyyteen, jolla kotitalous omistaa tiettyä sijoituskohdetta. Tämä on mahdollista Probit-mallin avulla, jolla voidaan selvittää vaihteleeeko todennäköisyysjakauma ryhmien välillä, eli miten aika, ikä ja kohortti vaikuttavat todennäköisyyteen omistaa tiettyä sijoituskohdetta. Samalla Probit-mallin tuloksia voidaan verrata Tobit-mallien tuloksien kanssa, jolloin mallia voidaan pitää myös yhtenä osana tutkimuksen robustisuustarkastelua.

Probit-mallissa on estimoitu samanlainen regressiomalli, kuin kaavassa (53), mutta tässä tapauksessa selitettävä muuttuja ei ole jatkuva vaan binäärinen, jolloin se voi saada vain arvon 0 tai 1. Tässä tapauksessa latenttimuuttuja  $y_i^*$  on yksinkertainen indeksi sille, haluaako kotitalous sijoittaa kyseiseen sijoituskohteeseen (Johnston & Dinardo 1997, 419):

$$(58) \quad y_i^* = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i, \text{ jossa}$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

Latenttimuuttujaa ei kuitenkaan havaita, vaan todellisuudessa havaitaan muuttuja  $y_i$ , joka saa arvon 0, jos kotitalous ei omista kyseistä arvopaperia ja arvon 1, jos kotitalous omistaa

kyseistä sijoituskohdetta. Havaittava muuttuja  $y_i$  saa arvon 0 tai 1 siten seuraavalla säännöllä (Johnston & Dinardo 1997, 419):

$$(59) \quad y_i = \begin{cases} 1 & \text{jos } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{muulloin} \end{cases}$$

Probit-mallissa populaation regressiofunktio johdetaan kumulatiivisesta standardista normaalijakaumasta. Toisin kuin lineaarisessa todennäköisyysmallissa, probit-mallissa ehdolliset todennäköisyydet ovat siten aina välillä (0, 1). Logit-malli eroaa probit-mallista vain siten, että siinä jakaumana käytetään kumulatiivista standardia logistista jakaumaa. Suurin ero näiden jakaumien välillä on se, että logistisessa jakaumassa on enemmän painoa jakauman hännissä. Kumpikin menetelmä johtaa kuitenkin yleensä samansuuntaisiin tuloksiin. (Stock & Watson 2003, 302–309; Johnston & Dinardo 1997, 418–426.) Probit-malli estimoidaan suurimman uskottavuuden menetelmällä, joka on suurissa otoksissa konsistentti estimaattori mallin oletusten ollessa voimassa. Uskottavuusfunktio saadaan johtamalla ensin suoraviivaisesti todennäköisyydet muuttujan  $y_i$  mahdollisille arvoille kuten Tobit-mallissakin (Johnston & Dinardo 1997, 419–420):

$$(60) \quad \begin{aligned} \text{prob}(y_i = 1) &= \text{prob}(y_i^* > 0) \\ &= \text{prob}(\mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i > 0) \\ &= \text{prob}\left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma} < \frac{\mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \\ &= \Phi\left(\mathbf{X}_i \frac{\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right), \text{ jolloin} \\ \text{prob}(y_i = 0) &= 1 - \text{prob}(y_i = 1) = 1 - \Phi\left(\mathbf{X}_i \frac{\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

Tämän avulla voidaan johtaa suoraviivaisesti Probit-mallille maksimoitava uskottavuusfunktio (Johnston & Dinardo 1997, 420):

$$(61) \quad L = \prod_{i=1}^m \left[ 1 - \Phi\left(\mathbf{X}_i \frac{\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \right] \cdot \prod_{i=m+1}^n \left[ \Phi\left(\mathbf{X}_i \frac{\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \right] = \prod_{i=1}^n \Phi\left(\mathbf{X}_i \frac{\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)^{y_i} \cdot \left[ 1 - \Phi\left(\mathbf{X}_i \frac{\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) \right]^{1-y_i}$$

Probit-regressioissa on käytetty Huber-White keskivirheitä, jotka ovat robusteja mahdollisen virhetermin ei-normaalisuuden ja heteroskedastisuuden tapauksessa (ks. Huber 1967; White 1980). Probit-mallissa esimerkiksi virhetermin heteroskedastisuus ei tuota kuitenkaan niin suurta ongelmaa kuin Tobit-mallin tapauksessa (Johnston & Dinardo 1997, 426).

## 6.5 Tutkimustulokset

Tutkimustuloksia tarkastellaan jokaisen sijoituskohteen osalta erikseen ja regressioiden tulokset on koottu tässä luvussa taulukoihin 10–15 sijoituskohteen mukaan. Taulukoissa estimaattien keskihajonnat ovat suluissa kertoimien alapuolella. Tarkastelussa ei kiinnitetä niinkään huomiota yksittäisten kertoimien tilastolliseen merkitsevyyteen, vaan tarkastellaan kertoimien yhteismerkitsevyydestejä<sup>37</sup> ja päävaikutusten kertoimista muodostuvia profiileja. Dummy-muuttujien yhteismerkitsevyyden testaamiseen on käytetty Waldin testiä, jonka nollahypoteesina tässä tapauksessa on, että kaikki kyseisen päävaikutuksen kertoimet ovat nolliä. Koska regressioissa on vain dummy-muuttujia, niin kertoimet tulkitaan poikkeamiksi yleiseskiarvosta (referenssikotitaloudesta) kun muut tekijät pysyvät muuttumattomina. Näin ollen aika-, ikä- ja kohorttidummy-muuttujien yksittäisiä kertoimia vertaamalla voidaan hahmotella päävaikutuksien profiilit.

Pagan & Vellan (1989) ehdollinen momenttitesti hylkäsi jokaisen sijoituskohteen kohdalla nollahypoteesin Tobit-mallin residuaalien normalisuudesta. Tämän perusteella Tobit-mallin diagnostiikka ei ole täysin kunnossa, jolloin estimaattorin tuloksia on syytä verrata myös vaihtoehtoisiin estimaattoreihin. Tobit-mallin lisäksi regressiot estimoitiin PNS- ja SCLS-menetelmillä, joiden tulokset tukevat Tobit-estimaattorin tuottamia tuloksia. Kuten taulukoista 10–15 huomataan, niin PNS-estimaattori oli oletetusti tehottomampi estimaattori kuin Tobit-mallin ML-estimaattori. PNS-regressioiden kerroinestimaatit olivat huomattavasti pienemmät ja sen lisäksi yksittäisiä merkitseviä kertoimia oli vähemmän verrattuna Tobit-malliin. Päävaikutukset pysyivät kuitenkin rakenteiltaan pääosin samanlaisina myös PNS-estimaattorin tapauksessa.

---

<sup>37</sup> Ohjelmistoista johtuvien ongelmien vuoksi Waldin testiä ei kuitenkaan voitu toteuttaa SCLS-estimaattorin yhteydessä.

Arvopapereiden, pörssiosakkeiden ja sijoitusrahastojen yhdistelmän sekä talletusten kohdalla SCLS-regression tulokset olivat kvalitatiivisesti samansuuntaiset kuin Tobit-mallin tulokset, joka antaa tukea tulosten robustisuudelle.<sup>38</sup> SCLS-estimaattorin tapauksessa estimaattien keskihajonnat kohosivat kuitenkin huomattavasti eikä tilastollisesti merkitseviä kertoimia ollut juuri lainkaan. Tämä on nimenomaan ollut SCLS-estimaattorin huono puoli, kun datassa on huomattava määrä sensuroituja havaintoja. Estimaattorin tehottomuus johtuu siitä, että se pienentää entisestään otosta jakauman symmetroimisen yhteydessä (Henchion ym. 2005). Pienempien varallisuuslajien kohdalla SCLS-estimaatit kutistuivatkin (osakkeet, sijoitusrahastot ja eläkevakuutukset) nolliin, jonka vuoksi SCLS-estimaattorin tuloksia ei ole näiden sijoituskohteiden kohdalla taulukoitu. Tämä johtuu siitä, että kyseisten sijoituskohteiden jakaumat ovat erityisen vinoja, jolloin sensuroituja havaintoja on yksinkertaisesti liikaa, eikä SCLS-estimaattori pysty tuottamaan estimaatteja Box-Cox -transformaatiosta huolimatta (Johnston & Dinardo 1997, 444). Estimaattorin tuottamat tulokset kuitenkin antavat tukea Tobit-mallin tuloksille, jolloin niitä voidaan pitää luotettavina. Lisäksi probit-mallien tulokset sijoituskohteiden omistustodennäköisyyksistä olivat pääosin samanlaiset kuin Tobit-mallissa portfolio-osuuksien tapauksessa.

Kyseisten regressioiden lisäksi tutkimuksessa pyrittiin selvittämään havaittujen ikä- ja kohorttivaikutusten mahdollista syytä teoreettisen viitekehyksen pohjalta. Uusissa pitkänaikavälin portfolionvalintateorioissa ikäluokkien ja sukupolvien väliset erot kotitalouksien sijoituskäyttäytymisessä perustuvat inhimillisen pääoman teoriaan. Tämän perusteella muodostettiin Tobit-regressiomallit, joissa malliin lisättiin myös muita selittäviä aika-, ikä- ja kohorttidummyjen lisäksi. Kontrollimuuttajat valittiin teorian ja aikaisempien tutkimusten perusteella (ks. esim. Yoo 1994; Andersson 2001; Kankaanranta 2003). Regressioihin lisättiin kotitalouden viitehenkilön koulutustaustaa indikoivat dummymuuttajat, jotka kuvaavat mallissa sijoittajan inhimillistä pääomaa. Lisäksi malliin lisättiin kotitalouden rakennetta kuvaavia muuttujia sekä muuttajat kotitalouden käytettävissä olevat tuloista, nettovarallisuudesta ja sosioekonomisesta asemasta. Regressioiden tulokset eivät tästä huolimatta muuttuneet kvalitatiivisesti juuri lainkaan. Tulosten mukaan koulutuksen taso ja käytettävissä olevat tulot vaikuttivat positiivisesti arvopapereiden ja negatiivisesti talletusten portfolio-osuuksiin. Vaikka lisätyt muuttajat olivat tilastollisesti merkitseviä kaikkien

---

<sup>38</sup> Box-Cox -muunnoksen vuoksi SCLS-kertoimet eivät ole vertailtavissa suoraan Tobit-malliin johtuen erilaisesta mitta-asteikosta, mutta päävaikutuksen profiileiden kuvaamiseen riittää yksittäisten kertoimien vertailu regressiomallin sisällä.

sijoituskohteiden kohdalla, päävaikutusten kertoimet säilyivät silti tilastollisesti merkitsevinä ja profiilit olivat edelleen täsmälleen samanlaiset kuin ehdottomien päävaikutusten regressiomalleissa. Tämän perusteella esimerkiksi koulutus ei selitä sukupolvien välisiä eroja sijoituskäyttäytymisessä. Tämä tukee sitä ajatusta, että sukupolvien välillä on aitoja eroja sijoituskäyttäytymisessä, jotka johtuvat inhimillisen pääoman sijaan sukupolvien preferenssien eroista, jonka vuoksi riskiaversio vaihtelee sukupolvien välillä.

### 6.5.1 Arvopaperit

Arvopapereiden kohdalla kaikki kolme eri estimaattoria tuottivat samansuuntaiset tulokset aika-, ikä- ja kohorttivaikutuksista (taulukko 10). Kuten muidenkin sijoituskohteiden kohdalla, PNS-regression kerroinestimaatit olivat Tobit-malliin verrattuna huomattavasti pienempiä ja estimaattori oli selvästi tehottomampi. Lisäksi SCLS-mallissa kerroinestimaatit eivät olleet enää tilastollisesti merkitseviä. Päävaikutusten profiilit olivat kuitenkin kaikkien PNS- ja SCLS-estimaattoreiden kohdalla täsmälleen samanlaiset kuin Tobit-mallissa, jolloin niiden tuloksia voidaan pitää tukena Tobit-mallin robustisuudelle. Tobit-regression perusteella sekä ikä, kohortti että vuosi vaikuttavat arvopapereiden suhteelliseen portfolio-osuuteen. Aikavaikutus oli positiivinen, jonka mukaan arvopapereiden paino kotitalouksien portfolioissa on kasvanut koko tutkimusperiodin ajan.

Ikä- ja kohorttiprofiilit olivat oletetusti erilaiset arvopapereiden kohdalla verrattuna graafiseen tarkasteluun. Iän kohdalla yksittäiset estimaatit eivät olleet tilastollisesti merkitseviä, mutta kertoimien yhteismerkityksyystesti hylkäsi nollahypoteesin, jonka mukaan kaikki kertoimet ovat nolliä. Ikä näyttää tulosten perusteella vaikuttavan negatiivisesti arvopapereiden portfolio-osuuteen. Ensimmäisen ikäluokan jälkeen portfolio-osuus ensin kohoaa, jonka jälkeen se pysyy melko vakaana aina 40–44-vuotiaiden ikäluokkaan asti, kunnes se kääntyy laskuun. Suhteellisesti eniten arvopapereihin sijoittavat tämän tutkimuksen mukaan 35–39-vuotiaat ja vähiten 75–79-vuotiaat. Tulos iän negatiivisesta vaikutuksesta on päinvastainen kuin Poterban ja Samwickin (1997) tutkimuksessa. Tosin suurin osa aikaisemmista empiirisistä tutkimuksista on tarkastellut kaikkien arvopapereiden sijasta vain osakkeita, jonka kohdalla ikäprofiili on useimmiten ollut laskeva (ks. liite 1).



Kohorttiprofiili oli tulosten mukaan laskeva eli (riippumatta iästä ja ajankohdasta) mitä aikaisemmin kotitalous on syntynyt, sitä vähemmän arvopapereilla on painoa sen portfoliossa. Tämä tulos tukee väitettä, että vanhemmilla sukupolvilla on alhaisempi riskiaversio kuin nuoremmilla kohorteilla. Tulos on päinvastainen kuin mitä useimmissa aikaisemmissa tutkimuksissa on havaittu (ks. esim. Anderssonin 2001; Deaton 1997; Jappelli 1999; Poterba & Samwick 1997). Bernasek ja Jianakoplos (2006) päätyivät kuitenkin samanlaiseen johtopäätökseen tutkimuksessaan. Probit-mallilla laskettujen estimaattien mukaan arvopapereiden omistustodennäköisyyttä kuvaavat aika-, ikä- ja kohorttivaikutukset olivat myös tilastollisesti merkitseviä (ks. liite 5). Profiilit olivat täsmälleen samanlaiset kuin portfolio-osuuksienkin tapauksessa.

TAULUKKO 10 Aika-, ikä- ja kohorttivaikutukset arvopapereiden rahoitusvarallisuusosuuteen: regressiomallien tulokset

Selittävä muuttuja	Estimaattori		
	PNS	Tobit	SCLS
<b>Vakio</b>	0.0458*** (0.0145)	-0.4755*** (0.0385)	0.5447*** (0.0577)
<b>Skaala</b>		0.5242*** (0.0061)	
<b>Ikä</b>			
25–29	-0.0063 (0.0211)	0.0393 (0.0507)	-0.0253 (0.0635)
30–34	0.0019 (0.0288)	0.1005 (0.0663)	-0.0253 (0.0791)
35–39	0.0061 (0.0385)	0.1194 (0.0867)	-0.0475 (0.1093)
40–44	0.0047 (0.0483)	0.1134 (0.1075)	-0.0456 (0.1255)
45–49	-0.0341 (0.0585)	0.0293 (0.1293)	-0.1277 (0.1537)
50–54	-0.0231 (0.0687)	0.0481 (0.1509)	-0.0808 (0.1652)
55–59	-0.0423 (0.0793)	-0.0059 (0.1738)	-0.1057 (0.1898)
60–64	-0.0437 (0.0899)	-0.0473 (0.1966)	-0.1432 (0.2214)
65–69	-0.0587 (0.1010)	-0.1176 (0.2206)	-0.2149 (0.2265)
70–74	-0.0980 (0.1121)	-0.2132 (0.2447)	-0.2348 (0.2643)
75–79	-0.0889 (0.1230)	-0.2281 (0.2686)	-0.2418 (0.2804)
<b>Wald</b>	1.43 [0.1507]	3.01*** [0.0005]	

TAULUKKO 10 (jatkuu)

<b>Kohortti</b>			
1915–1919	0.1324 (0.1247)	0.4137 (0.2727)	0.2418 (0.2729)
1920–1924	0.1376 (0.1126)	0.3860 (0.2454)	0.2348 (0.2634)
1925–1929	0.1122 (0.1010)	0.3550 (0.2199)	0.2165 (0.2344)
1930–1934	0.1291 (0.0897)	0.3974** (0.1953)	0.2155 (0.2141)
1935–1939	0.1142 (0.0788)	0.3267* (0.1717)	0.1087 (0.1846)
1940–1944	0.1344** (0.0681)	0.3355** (0.1484)	0.1617 (0.1664)
1945–1949	0.1233** (0.0577)	0.2887** (0.1262)	0.1282 (0.1459)
1950–1954	0.0744 (0.0473)	0.1846* (0.1037)	0.0812 (0.1118)
1955–1959	0.0443 (0.0372)	0.1130 (0.0820)	0.0475 (0.1039)
1960–1964	0.0272 (0.0271)	0.0738 (0.0604)	0.0218 (0.0721)
1965–1969	0.0279 (0.0189)	0.0646 (0.0431)	0.0253 (0.0550)
1975–1979	-0.0101 (0.0210)	-0.0150 (0.0494)	0.0000 (0.0585)
1980–1984	-0.0852*** (0.0322)	-0.2186*** (0.0784)	-0.0253 (0.0735)
<b>Wald</b>	2.75*** [0.0007]	2.19*** [0.0077]	
<b>Vuosi</b>			
1998	0.0832*** (0.0105)	0.1977*** (0.0232)	0.0809*** (0.0209)
2004	0.1109*** (0.0229)	0.2641*** (0.0500)	0.1062** (0.0532)
<b>Wald</b>	37.91*** [0.0000]	43.60*** [0.0000]	
<b>Normal</b>		741.95*** [0.0000]	
<b>N</b>	11 574	11 574	11 574
Vas. sensuroidut		6 695	
Oik. sensuroidut		137	
Lopullinen otos			5 324

*Huom.* Taulukossa Wald on Waldin testi kertoimien yhteismerkitysvyydelle, Normal on Pagan & Vellan (1989) ehdollinen momenttitesti Tobit-mallin residuaalien normaalisuudelle ja N on havaintojen lukumäärä. \*p<.10, \*\*p<.05, \*\*\*p<0.01.

### 6.5.2 Pörssiosakkeet

Myös osakkeiden kohdalla PNS- ja Tobit-estimaattorit tuottivat kvalitatiivisesti samansuuntaiset tulokset aika-, ikä- ja kohorttivaikutuksista (taulukko 11). SCLS-estimaattorin kohdalla kertoimet supistuivat kuitenkin hyvin lähelle nollaa. Tobit-regression perusteella vain kohortilla ja vuodella on tilastollisesti merkitsevä vaikutus pörssiosakkeiden suhteelliseen portfolio-osuuteen. Tämän perusteella aikaisemmissa tutkimuksissa havaitut ikäprofiilit voivat todella johtua pelkästään kohortin ja ajan yhteisvaikutuksesta. Lähes kaikissa aikaisemmissa tutkimuksissa iällä on ollut merkittävä vaikutus osakkeiden portfolio-osuuteen, mutta missään näissä tutkimuksissa kohorttivaikutusta ei ole otettu huomioon. Tätä harhaisuutta kuvaa hyvin se, että kun regressiot estimoitii uudelleen jättämällä kohorttimuuttajat pois mallista, niin kuperan muotoisesta ikävaikutuksesta tuli tilastollisesti erittäin merkitsevää.

Kohorttiprofiili oli tulosten mukaan kuperan muotoinen, jossa huippu oli vuosina 1940–1944 syntyneillä kotitalouksilla. Lisäksi tutkimusvuodella oli vaikutusta osakkeiden portfolio-osuuteen. Tulosten perusteella portfolio-osuus on ensin laskenut vuodesta 1994 vuoteen 1998 kaikilla kotitalouksilla ja sen jälkeen osakkeiden osuus on kasvanut vuoteen 2004. Pörssiosakkeiden omistustodennäköisyyttä kuvaavan probit-mallin tulokset olivat myös pääosin samanlaiset kuin portfolio-osuuksienkin tapauksessa (ks. liite 5). Pörssiosakkeiden omistustodennäköisyys on kuitenkin vaihdellut ajassa eritavalla kuin sen suhteellinen portfolio-osuus. Probit-mallin tulosten mukaan osakkeiden omistustodennäköisyys on ensin laskenut 1990-luvun lopulla ja sen jälkeen noussut vuoteen 2004.

TAULUKKO 11 Aika-, ikä- ja kohorttivaikutukset osakkeiden  
rahoitusvarallisuusosuuteen: regressiomallien tulokset

Selittävä muuttuja	Estimaattori		
	PNS	Tobit	SCLS
<b>Vakio</b>	0.0535*** (0.0100)	-0.4752*** (0.0408)	.
<b>Skaala</b>		0.5164*** (0.0081)	.
<b>Ikä</b>			.
25–29	-0.0204 (0.0145)	-0.0679 (0.0581)	.
30–34	-0.0140 (0.0198)	-0.0242 (0.0758)	.
35–39	-0.0246 (0.0265)	-0.0395 (0.1003)	.
40–44	-0.0236 (0.0332)	-0.0427 (0.1250)	.
45–49	-0.0369 (0.0403)	-0.0671 (0.1508)	.
50–54	-0.0384 (0.0472)	-0.0498 (0.1760)	.
55–59	-0.0550 (0.0545)	-0.0769 (0.2029)	.
60–64	-0.0498 (0.0618)	-0.0765 (0.2298)	.
65–69	-0.0458 (0.0694)	-0.0781 (0.2575)	.
70–74	-0.0562 (0.0771)	-0.1116 (0.2863)	.
75–79	-0.0277 (0.0846)	-0.0536 (0.3143)	.
<b>Wald</b>	1.01 [0.4347]	0.41 [0.9520]	.
<b>Kohortti</b>			.
1915–1919	0.0370 (0.0857)	0.1239 (0.3188)	.
1920–1924	0.0518 (0.0774)	0.1336 (0.2875)	.
1925–1929	0.0509 (0.0694)	0.1596 (0.2578)	.
1930–1934	0.0753 (0.0617)	0.2923 (0.2289)	.
1935–1939	0.0659 (0.0542)	0.2329 (0.2012)	.
1940–1944	0.0852* (0.0468)	0.2855* (0.1740)	.
1945–1949	0.0726* (0.0397)	0.2652* (0.1481)	.
1950–1954	0.0382 (0.0325)	0.1546 (0.1218)	.
1955–1959	0.0253 (0.0256)	0.1101 (0.0965)	.
1960–1964	0.0083 (0.0187)	0.0635 (0.0710)	.

TAULUKKO 11 (jatkuu)

1965–1969	0.0118 (0.0130)	0.0627 (0.0510)	.
1975–1979	-0.0066 (0.0144)	-0.0544 (0.0586)	.
1980–1984	-0.0526** (0.0221)	-0.2857*** (0.0928)	.
<b>Wald</b>	3.38*** [0.0000]	3.63*** [0.0000]	.
<b>Vuosi</b>			
1998	0.0041 (0.0073)	-0.0238 (0.0268)	.
2004	0.0181 (0.0157)	0.0428 (0.0583)	.
<b>Wald</b>	0.98 [0.3739]	4.55** [0.0105]	.
<b>Normal</b>		538.62*** [0.0000]	.
<b>N</b>	11 574	11 574	11 574
Vas. sensuroidut		8 763	
Oik. sensuroidut		54	
Lopullinen otos			9 414

*Huom.* Taulukossa Wald on Waldin testi kertoimien yhteismerkitsevyydelle, Normal on Pagan & Vellan (1989) ehdollinen momenttitesti Tobit-mallin residuaalien normaalisuudelle ja N on havaintojen lukumäärä. \* $p < .10$ , \*\* $p < .05$ , \*\*\* $p < 0.01$ .

### 6.5.3 Sijoitusrahastot

Kuten myös graafisessa tarkastelussa huomattiin, sijoitusrahastojen suhteellinen portfolio-osuus on kasvanut vuodesta 1998 vuoteen 2004 jyrkästi. Tobit-regressiossa vain kyseinen aikavaikutus oli tilastollisesti merkitsevä sijoitusrahastojen kohdalla (taulukko 12). Tämän perusteella arvopapereiden portfolio-osuuden kohorttiprofiili näyttää johtuvan nimenomaan osakesijoittamiseen liittyvistä eroista sukupolvien välillä. Erikoista on se, että vaikka arvopapereiden kohdalla ikävaikutus oli Tobit-regressioissa merkitsevä, niin osakkeiden tapaan myöskään sijoitusrahastojen kohdalla näin ei ollut. Tämän perusteella ikävaikutuksen merkitsevyys on hieman kyseenalainen arvopapereiden kohdalla, koska osakkeet ja sijoitusrahastot muodostavat kuitenkin suurimman osan arvopapereiden painosta.

PNS-regression tulokset olivat muuten samansuuntaiset Tobit-mallin tulosten kanssa, mutta kohorttidummyjen yhteismerkitsevyydestä oli PNS-regressiossa tilastollisesti merkitsevä. Profiili oli samanlainen kuin arvopapereiden kohdalla, eli suhteellinen portfolio-osuus nousi ensin 40–44-vuotiaisiin asti, jonka jälkeen se laski ollen pienin eläkeikäisillä.

Pörssiosakkeiden tapaan SCLS-estimaattorin kohdalla kertoimet supistuivat lähelle nollaa, jonka vuoksi sen tuloksia ei ole esitetty taulukossa 12. Sijoitusrahastojen kohdalla tämä ei ole yllättävää sillä sensuroituja nollahavaintoja oli lähes 90 prosenttia kaikista havainnoista. Lisäksi sijoitusrahastojen kohdalla ei voitu käyttää kuin kahden peräkkäisen poikkileikkauksen havaintoja (1998 ja 2004), jonka johdosta lopullinen otos SCLS-estimoinnissa laskee niin alhaiseksi, että kertoimilla on tapana konvergoitua kohti nollaa. Probit-mallin tulokset olivat pääosin samanlaiset kuin Tobit-mallissakin (ks. liite 5). Probit-mallissakin ainoastaan positiivinen aikavaikutus sijoitusrahastojen omistustodennäköisyyteen oli tilastollisesti merkitsevä.

TAULUKKO 12 Aika-, ikä- ja kohorttivaikutukset sijoitusrahastojen rahoitusvarallisuusosuuteen: regressiomallien tulokset

Selittävä muuttuja	Estimaattori		
	PNS	Tobit	SCLS
<b>Vakio</b>	0.0075 (0.0101)	-1.0063*** (0.1094)	.
<b>Skaala</b>		0.5343*** (0.0156)	.
<b>Ikä</b>			
25–29	0.0043 (0.0126)	0.0594 (0.1205)	.
30–34	-0.0055 (0.0169)	0.0652 (0.1581)	.
35–39	-0.0033 (0.0211)	0.1040 (0.1983)	.
40–44	-0.0128 (0.0253)	0.1041 (0.2372)	.
45–49	-0.0266 (0.0296)	0.0430 (0.2761)	.
50–54	-0.0227 (0.0339)	0.0805 (0.3133)	.
55–59	-0.0304 (0.0386)	-0.0402 (0.3549)	.
60–64	-0.0232 (0.0432)	-0.0658 (0.3946)	.
65–69	-0.0231 (0.0482)	-0.1209 (0.4384)	.
70–74	-0.0208 (0.0534)	-0.1029 (0.4885)	.
75–79	-0.0203 (0.0586)	-0.0139 (0.5354)	.
<b>Wald</b>	0.63 [0.8044]	0.69 [0.7508]	.

TAULUKKO 12 (jatkuu)

<b>Kohortti</b>			
1920–1924	0.0199 (0.0590)	0.1429 (0.5356)	.
1925–1929	0.0145 (0.0530)	-0.0067 (0.4827)	.
1930–1934	0.0278 (0.0476)	0.2251 (0.4324)	.
1935–1939	0.0342 (0.0425)	0.2506 (0.3833)	.
1940–1944	0.0405 (0.0378)	0.2294 (0.3405)	.
1945–1949	0.0314 (0.0332)	0.1243 (0.3009)	.
1950–1954	0.0295 (0.0287)	0.0371 (0.2588)	.
1955–1959	0.0087 (0.0242)	-0.0437 (0.2203)	.
1960–1964	0.0035 (0.0199)	-0.0849 (0.1810)	.
1965–1969	0.0030 (0.0157)	-0.0083 (0.1398)	.
1970–1974	-0.0053 (0.0114)	-0.0209 (0.1001)	.
1980–1984	-0.0416*** (0.0144)	-0.2276* (0.1319)	.
<b>Wald</b>	1.55* [0.0984]	1.29 [0.2149]	.
<b>Vuosi</b>			
2004	0.0598*** (0.0070)	0.5208*** (0.0629)	.
<b>Wald</b>	72.78*** [0.0000]	68.51*** [0.0000]	.
<b>Normal</b>		20.264*** [0.0000]	.
<b>N</b>	6 814	6 814	6 814
Vas. sensuroidut		5 968	
Oik. sensuroidut		4	
Lopullinen otos			5 297

*Huom.* Taulukossa Wald on Waldin testi kertoimien yhteismerkityvyydelle, Normal on Pagan & Vellan (1989) ehdollinen momenttitesti Tobit-mallin residuaalien normaalisuudelle ja N on havaintojen lukumäärä. \*p<.10, \*\*p<.05, \*\*\*p<0.01.

### 6.5.4 Pörssiosakkeet ja sijoitusrahastot

Pörssiosakkeet ja sijoitusrahastot yhdistettiin tutkimuksessa myös yhdeksi kokonaiseksi varallisuuseräksi, jotta tulosten robustisuutta näiden sijoituskohteiden osalta voitaisiin arvioida. SCLS-estimaattorin tulokset tukivat Tobit-mallin tuloksia. Edelleen kertoimet olivat

kuitenkin huomattavasti pienemmät ja keskivirheet suhteellisesti suuremmat kuin Tobit-mallissa. Tulokset ovat kuitenkin kvalitatiivisesti samanlaiset kaikkien kolmen eri estimaattorin tapauksessa. Aika-, ikä- ja kohorttiprofiilit ovat luonnollisesti hyvin samanlaiset kuin kaikkien arvopapereiden kohdalla, koska pörssiosakkeet ja sijoitusrahastot muodostavat selkeästi suurimman osuuden arvopapereista. Kuten kyseisten sijoituskohteiden yksilöllisissä regressioissa, myös näiden yhdistelmän tapauksessa ikäluokkadummyjen yhteismerkityksestä ei ollut tilastollisesti merkitsevää, mutta sekä ajalla- että kohortilla oli selkeä vaikutus suhteelliseen portfolio-osuuteen. Tämän tukee ajatus, että kohorttivaikutus on dominoiva ikävaikutukseen nähden arvopapereiden kohdalla ja ainakin pörssiosakkeiden ja sijoitusrahastojen kohdalla aika- ja kohorttivaikutukset ovat huomattavasti merkittävämpiä kuin ikään liittyvät erot kotitalouksien sijoituskäyttäytymisessä. Vanhimmat sukupolvet näyttävät sijoittavan suhteellisesti enemmän pörssiosakkeisiin ja sijoitusrahastoihin kuin nuoremmat sukupolvet riippumatta iästä ja ajasta. Lisäksi pörssiosakkeiden ja sijoitusrahastojen portfolio-osuus on ollut suurempi jokaisena peräkkäisenä poikkileikkausvuotena. Myös sijoituskohteiden omistustodennäköisyyttä kuvaavan probit-mallin tulokset olivat täsmälleen samanlaiset kuin portfolio-osuuksien kohdalla (ks. liite 5).

TAULUKKO 13 Aika-, ikä- ja kohorttivaikutukset pörssiosakkeiden ja sijoitusrahastojen rahoitusvarallisuusosuuteen: regressiomallien tulokset

Selittävä muuttuja	Estimaattori		
	PNS	Tobit	SCLS
<b>Vakio</b>	0.0389*** (0.0120)	-0.5508*** (0.0418)	0.6617*** (0.0237)
<b>Skaala</b>		0.5384*** (0.0074)	
<b>Ikä</b>			
25–29	-0.0243 (0.0175)	-0.0178 (0.0554)	-0.0030 (0.0198)
30–34	-0.0363 (0.0239)	0.0001 (0.0727)	-0.0030 (0.0168)
35–39	-0.0528* (0.0320)	-0.0082 (0.0955)	-0.0060 (0.0328)
40–44	-0.0774* (0.0401)	-0.0690 (0.1187)	-0.0060 (0.0343)
45–49	-0.1061** (0.0486)	-0.1243 (0.1428)	-0.0089 (0.0486)
50–54	-0.1152** (0.0570)	-0.1300 (0.1666)	-0.0089 (0.0499)
55–59	-0.1405** (0.0659)	-0.2130 (0.1918)	-0.0119 (0.0644)
60–64	-0.1382* (0.0747)	-0.2219 (0.2169)	-0.0132 (0.0771)



TAULUKKO 13 (jatkuu)

65–69	-0.1344 (0.0839)	-0.2638 (0.2432)	-0.0149 (0.0813)
70–74	-0.1743* (0.0931)	-0.3810 (0.2701)	-0.0162 (0.0973)
75–79	-0.1546 (0.1022)	-0.3468 (0.2962)	-0.0179 (0.0992)
<b>Wald</b>	1.44 [0.1453]	1.26 [0.2384]	
<b>Kohortti</b>			
1915–1919	0.1808* (0.1035)	0.4762 (0.3008)	0.0179 (0.1003)
1920–1924	0.1819* (0.0935)	0.4654* (0.2710)	0.0163 (0.0972)
1925–1929	0.1618* (0.0839)	0.4305* (0.2426)	0.0149 (0.0842)
1930–1934	0.1803** (0.0745)	0.5035** (0.2156)	0.0133 (0.0806)
1935–1939	0.1663** (0.0654)	0.4319** (0.1895)	0.0119 (0.0653)
1940–1944	0.1851*** (0.0565)	0.4463*** (0.1639)	0.0119 (0.0611)
1945–1949	0.1549*** (0.0479)	0.3666*** (0.1395)	0.0089 (0.0488)
1950–1954	0.1098*** (0.0393)	0.2439** (0.1147)	0.0059 (0.0341)
1955–1959	0.0668** (0.0309)	0.1283 (0.0908)	0.0060 (0.0328)
1960–1964	0.0421* (0.0225)	0.0808 (0.0668)	0.0030 (0.0200)
1965–1969	0.0278* (0.0157)	0.0611 (0.0476)	0.0030 (0.0194)
1975–1979	-0.0152 (0.0174)	-0.0249 (0.0540)	0.0000 (0.0147)
1980–1984	-0.1043*** (0.0267)	-0.2990*** (0.0860)	-0.0030 (0.0168)
<b>Wald</b>	4.61*** [0.0000]	3.67*** [0.0000]	
<b>Vuosi</b>			
1998	0.0687*** (0.0088)	0.1808*** (0.0256)	0.0030 (0.0237)
2004	0.1100*** (0.0190)	0.3012*** (0.0552)	0.0060 (0.0353)
<b>Wald</b>	32.38*** [0.0000]	25.78*** [0.0000]	
<b>Normal</b>		350.46*** [0.0000]	
<b>N</b>	11 574	11 574	11 574
Vas. sensuroidut		8 015	
Oik. sensuroidut		75	
Lopullinen otos			5 736

*Huom.* Taulukossa Wald on Waldin testi kertoimien yhteismerkitysvyydelle, Normal on Pagan & Vellan (1989) ehdollinen momenttitesti Tobit-mallin residuaalien normaalisuudelle ja N on havaintojen lukumäärä. \*p<.10, \*\*p<.05, \*\*\*p<.01.

### 6.5.5 Eläkevakuutukset

Eläkevakuutusten kohdalla tulokset olivat erilaiset kuin muiden sijoituskohteiden tapauksissa. Iällä oli tulosten mukaan selvästi merkittävin vaikutus eläkevakuutusten suhteelliseen portfolio-osuuteen. Sekä nuorilla että eläkeläisillä oli suhteellisesti vähemmän varallisuutta sijoitettuna eläkevakuutuksiin. Eniten eläkevakuuksiin sijoittivat keski-ikäiset, 50–54-vuotiaat. Sijoitusrahastojen tapaan eläkevakuutusten portfolio-osuus on kasvanut monotonisesti tutkimusperiodin aikana. Kohorttivaikutus on hieman epäselvä, koska PNS-regressiossa kertoimien yhteismerkitesvyydestä oli tilastollisesti merkitsevä, mutta Tobit-mallissa näin ei ollut. PNS-regressioissa profiili oli selkeämmin kuperan muotoinen, mutta Tobit-mallissa kertoimet vaihtelivat epämääräisemmin kohorttiluokkien välillä. Nuoremmissa kohorteissa portfolio-osuus on joka tapauksessa suurempi kuin vanhemmissa kohorteissa, kuten graafisessa analyysissäkin todettiin. Tuloksia ei voida kuitenkaan pitää niin luotettavina kuin muiden sijoituskohteiden osalta, koska SCLS-estimaattorin tapauksessa kertoimet supistuivat noltaan eikä robustisuustarkastelua eläkevakuutusten kohdalla voitu siten tehdä. Tämä johtuu edelleen siitä, että eläkevakuutustenkin kohdalla sensuroimattomia havaintoja on todella vähän. Tobit-mallin tuloksia tukee kuitenkin osittain se, että myös probit-mallissa tulokset olivat täsmälleen samanlaiset kuin portfolio-osuuksien kohdalla (ks. liite 5).

TAULUKKO 14 Aika-, ikä- ja kohorttivaikutukset eläkevakuutusten rahoitusvarallisuusosuuteen: regressiomallien tulokset

Selittävä muuttuja	Estimaattori		
	PNS	Tobit	SCLS
<b>Vakio</b>	0.0006 (0.0067)	-1.8134*** (0.1630)	.
<b>Skaala</b>		0.6552*** (0.0173)	.
<b>Ikä</b>			
25–29	-0.0008 (0.0098)	0.4171** (0.1620)	.
30–34	0.0213 (0.0134)	0.7270*** (0.1858)	.
35–39	0.0340* (0.0179)	0.8631*** (0.2167)	.
40–44	0.0440** (0.0224)	0.9615*** (0.2518)	.
45–49	0.0722*** (0.0272)	1.0416*** (0.2901)	.
50–54	0.0997*** (0.0319)	1.1389*** (0.3295)	.
55–59	0.0960*** (0.0368)	1.1032*** (0.3718)	.

TAULUKKO 14 (jatkuu)

60–64	0.0840** (0.0417)	0.9042** (0.4147)	.
65–69	0.0654 (0.0469)	0.6926 (0.4635)	.
70–74	0.0457 (0.0520)	0.5851 (0.5138)	.
75–79	0.0275 (0.0571)	0.2433 (0.5828)	.
<b>Wald</b>	10.62*** [0.0000]	7.14*** [0.0000]	.
<b>Kohortti</b>			
1915–1919	-0.0290 (0.0578)	-2.7258*** (0.0000)	.
1920–1924	-0.0421 (0.0522)	-0.4950 (0.5245)	.
1925–1929	-0.0590 (0.0469)	-0.3651 (0.4511)	.
1930–1934	-0.0768* (0.0416)	-0.4820 (0.3937)	.
1935–1939	-0.0796** (0.0365)	-0.4012 (0.3419)	.
1940–1944	-0.0755** (0.0316)	-0.3365 (0.2958)	.
1945–1949	-0.0562** (0.0268)	-0.3052 (0.2511)	.
1950–1954	-0.0282 (0.0220)	-0.2171 (0.2058)	.
1955–1959	-0.0240 (0.0173)	-0.2124 (0.1625)	.
1960–1964	-0.0160 (0.0126)	-0.1612 (0.1184)	.
1965–1969	0.0063 (0.0088)	-0.0363 (0.0841)	.
1975–1979	-0.0160* (0.0097)	0.0475 (0.1119)	.
1980–1984	-0.0333** (0.0149)	-0.0056 (0.2180)	.
<b>Wald</b>	7.48*** [0.0000]	0.57 [0.8699]	.
<b>Vuosi</b>			
1998	0.0113** (0.0049)	0.2824*** (0.0495)	.
2004	0.0395*** (0.0106)	0.5178*** (0.1012)	.
<b>Wald</b>	8.36*** [0.0002]	16.33*** [0.0000]	.
<b>Normal</b>		38.297*** [0.0000]	.
<b>N</b>	11 574	11 574	11 574
Vas. sensuroidut		10 492	
Oik. sensuroidut		18	
Lopullinen otos			6 703

*Huom.* Taulukossa Wald on Waldin testi kertoimien yhteismerkkitsevyydelle, Normal on Pagan & Vellan (1989) ehdollinen momenttitesti Tobit-mallin residuaalien normaalisuudelle ja N on havaintojen lukumäärä. \*p<.10, \*\*p<.05, \*\*\*p<.01.

### 6.5.6 Talletukset

Talletusten kohdalla ikä- ja kohorttivaikutukset olivat tilastollisesti merkitseviä, mutta ajalla ei ollut merkittävää vaikutusta talletusten suhteelliseen portfolio-osuuteen. Vuosidymmyjen kertoimet olivat kuitenkin kaikissa regressioissa negatiiviset, jonka perusteella talletusten portfolio-osuus olisi laskenut ajassa. Talletusten kohdalla ikä- ja kohorttiprofiilit ovat oletetusti päinvastaiset kuin arvopapereiden kohdalla ja hyvin samansuuntaiset kuin mihin graafisessa analyysissäkin päädyttiin. PNS-regressiossa ja Tobit-mallissa ikäprofiili oli nouseva ja SCLS-mallissa kovera. Tästä voidaan päätellä, että kotitaloudet lisäävät riskittömämmän sijoituskohteen painoa portfolioissaan siirtyessään eläkkeelle. Tämä tulos on samanlainen kuin Yoon (1994) tutkimuksessa. Kohorttivaikutus osoittautui kuitenkin jälleen voimakkaammaksi kuin ikävaikutus. Sekä nuoremmat että vanhemmat kohortit sijoittavat suhteellisesti enemmän talletuksiin kuin esimerkiksi suuret ikäluokat, joka muodostaa koveran kohorttiprofiilin. Tämä on osittain ristiriidassa Poterban ja Samwickin (1997) tutkimustuloksen kanssa, jonka mukaan nuoret sukupolvet olivat vähemmän taipuvaisia sijoittamaan talletuksiin.

Iällä oli samanlainen vaikutus myös kotitalouksien talletusten omistustodennäköisyyksiin (ks. liite 5). Talletusten omistustodennäköisyys kasvaa probit-mallin tulosten mukaan iän mukana. Nuoremmilla sukupolvilla omistustodennäköisyydet olivat korkeammat kuin muilla sukupolvilla. Ikä- ja kohorttivaikutukset eivät olleet kuitenkaan probit-mallissa tilastollisesti merkitseviä. Mallissa aikavaikutus oli kuitenkin tilastollisesti merkitsevä. Tulosten mukaan talletusten omistamisen todennäköisyys on kasvanut ajassa, toisin kuin sen suhteellinen portfolio-osuus.

TAULUKKO 15 Aika-, ikä- ja kohorttivaikutukset talletusten  
rahoitusvarallisuusosuuteen: regressiomallien tulokset

Selittävä muuttuja	Estimaattori		
	PNS	Tobit	SCLS
<b>Vakio</b>	0.7483*** (0.0191)	0.8564*** (0.0281)	0.6976*** (0.0300)
<b>Skaala</b>		0.4918*** (0.0043)	
<b>Ikä</b>			
25–29	-0.0341 (0.0279)	-0.0660 (0.0409)	-0.0379 (0.0284)
30–34	-0.0060 (0.0381)	-0.0126 (0.0553)	-0.0246 (0.0335)
35–39	-0.0189 (0.0509)	-0.0338 (0.0736)	-0.0564 (0.0438)
40–44	-0.0249 (0.0639)	-0.0343 (0.0923)	-0.0682 (0.0557)
45–49	0.0044 (0.0774)	0.0164 (0.1117)	-0.0519 (0.0683)
50–54	-0.0147 (0.0908)	0.0006 (0.1309)	-0.0921 (0.0816)
55–59	-0.0008 (0.1048)	0.0266 (0.1510)	-0.0902 (0.0969)
60–64	0.0143 (0.1188)	0.0626 (0.1712)	-0.0865 (0.1111)
65–69	0.0662 (0.1335)	0.1649 (0.1923)	-0.0333 (0.1265)
70–74	0.0457 (0.1482)	0.1427 (0.2134)	-0.0742 (0.1469)
75–79	0.0826 (0.1626)	0.2301 (0.2344)	-0.0268 (0.1620)
<b>Wald</b>	1.31 [0.2093]	2.07** [0.0188]	
<b>Kohortti</b>			
1915–1919	-0.0138 (0.1648)	-0.1751 (0.2376)	0.0325 (0.1638)
1920–1924	-0.0240 (0.1488)	-0.1393 (0.2142)	0.0675 (0.1604)
1925–1929	-0.0281 (0.1335)	-0.1543 (0.1922)	0.1035 (0.1452)
1930–1934	-0.0445 (0.1186)	-0.1530 (0.1706)	0.0467 (0.1219)
1935–1939	-0.0509 (0.1041)	-0.1433 (0.1498)	0.0390 (0.1062)
1940–1944	-0.1069 (0.0900)	-0.2019 (0.1295)	-0.0277 (0.0905)
1945–1949	-0.1023 (0.0763)	-0.1822 (0.1099)	-0.0360 (0.0759)
1950–1954	-0.0815 (0.0626)	-0.1488 (0.0901)	-0.0325 (0.0613)
1955–1959	-0.0478 (0.0492)	-0.0903 (0.0709)	-0.0150 (0.0477)
1960–1964	-0.0411 (0.0359)	-0.0729 (0.0518)	-0.0242 (0.0348)

TAULUKKO 15 (jatkuu)

1965–1969	-0.0268 (0.0250)	-0.0368 (0.0362)	-0.0201 (0.0241)
1975–1979	0.0694** (0.0277)	0.1269*** (0.0409)	0.0369 (0.0278)
1980–1984	0.1498*** (0.0426)	0.3086*** (0.0641)	0.0386 (0.0332)
<b>Wald</b>	3.82*** [0.0000]	4.20*** [0.0000]	
<b>Vuosi</b>			
1998	-0.0260* (0.0139)	-0.0069 (0.0200)	-0.0241 (0.0148)
2004	-0.0452 (0.0303)	-0.0311 (0.0436)	-0.0186 (0.0318)
<b>Wald</b>	1.75 [0.1734]	0.39 [0.6795]	
<b>Normal</b>		10.784*** [0.0000]	
<b>N</b>	11 574	11 574	11 574
Vas. sensuroidut		615	
Oik. sensuroidut		3 214	
Lopullinen otos			11 207

*Huom.* Taulukossa Wald on Waldin testi kertoimien yhteismerkittävyydelle, Normal on Pagan & Vellan (1989) ehdollinen momenttitesti Tobit-mallin residuaalien normaalisuudelle ja N on havaintojen lukumäärä. \*p<.10, \*\*p<.05, \*\*\*p<.01

## 7 PÄÄTELMÄT

Tutkimuksesta ilmenee, että kotitalouksien sijoituskäyttäytymisessä on tapahtunut paljon muutoksia viimeisten kymmenen vuoden aikana. Erityisesti tämä näkyy sijoitusrahastojen ja yksilöllisten eläkevakuutusten kysynnän huomattavana kasvuna. Osakkeiden suosio on puolestaan pysynyt tutkimusperiodin aikana lähes ennallaan. Arvopapereiden paino kotitalouksien portfolioissa on kuitenkin kasvanut kymmenen vuoden aikana. Suomalaisille kotitalouksille tyypillinen portfolioiden talletuspainotteisuus on tästä huolimatta pysynyt ennallaan. Suomalaisten kotitalouksien portfolioiden koostumus vaihtelee tämän tutkimuksen mukaan demografioiden välillä. Tutkimustulosten mukaan ajalla, iällä ja kohortilla on tilastollisesti merkitsevä vaikutus erilaisten sijoituskohteiden omistustodennäköisyyksiin ja suhteellisiin portfolio-osuuksiin. Kotitalouksien portfolioiden rakenteissa tapahtuu tämän perusteella muutoksia sen elinkaaren aikana. Tämän lisäksi myös sukupolvien välillä on havaittavissa selviä eroja riskiottohalukkuudessa. Päävaikutuksien profiilit olivat hyvin samanlaiset sekä sijoituskohteiden omistustodennäköisyyksien että portfolio-osuuksien kohdalla. Tämä tukee väitettä, että aika-, ikä-, ja kohortti vaikuttavat samalla tavalla sijoittajan kahteen erilliseen investointipäätökseen: mihin sijoituskohteisiin investoidaan (omistus) ja miten varallisuus jaetaan näiden sijoituskohteiden kesken (portfolio-osuus). Tämän perusteella voisi päätellä, että nämä kaksi erillistä päätöstä ovat todellisuudessa yksi yhtenäinen kokonaisuus, kuten Tobit-malli olettaa.

Tulosten mukaan arvopapereiden omistustodennäköisyydet ja portfolio-osuudet kasvoivat tutkimusperiodin aikana riippumatta iästä ja sukupolvesta. Positiivinen aikavaikutus johtuu nimenomaan sijoitusrahastojen suosion suuresta kasvusta. Rahoitusteorian mukaan ajalla voi olla vaikutusta kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen vain, jos riskipreemion ja varianssin suhde muuttuu ajassa. Tällaiset trendivaikutukset tulkitaan usein teoriassa makrotaloudellisiksi shokeiksi, jotka voivat johtua esimerkiksi historiallisista tuotoista. Jos sijoittajat eivät uudelleen balansoi portfolioitaan, niin silloin esimerkiksi osakkeiden hintojen nousu kasvattaa osakkeiden suhteellista osuutta rahoitusvarallisuudesta. Korkeat tuotot voivat kannustaa myös joitakin kotitalouksia osallistumaan esimerkiksi osakemarkkinoille. Lisäksi informaation määrän ja laadun kasvu (samanaikaisesti sen kustannusten vähentyessä) voi saada yhä useammat kotitaloudet sijoittamaan kyseiseen sijoituskohteeseen.

Talletuksien kohdalla, joita voidaan pitää riskittömämpinä sijoituskohteina, aikavaikutus oli puolestaan negatiivinen sen portfolio-osuuteen ja positiivinen omistustodennäköisyyksien kohdalla. Portfolio-osuuksien kohdalla tulos ei kuitenkaan ollut tilastollisesti merkitsevä. Omistustodennäköisyyksien kasvu on luonnollista, koska henkilökohtaisen pankkitilin omaaminen on tullut nyky-yhteiskunnassa lähes välttämättömäksi. Täytyy kuitenkin huomioda, että kotitalouksien talletukset ovat lähinnä niin sanotuilla palkkatileillä, joita ei ole ensisijaisesti hankittu sijoitustarkoitukseen. Talletusten portfolio-osuuksien lasku ajassa johtuu todennäköisesti etenkin sijoitusrahastojen- ja eläkevakuutusten suosion kasvusta tutkimusvuosien aikana, joka on jonkin verran syrjäyttänyt talletusten suhteellista portfolio-osuutta. Lisäksi arvopapereiden yleinen arvonnousu yhdistettynä kotitalouksien todennäköiseen inaktiivisuuteen tehdä muutoksia portfolioissaan on voinut automaattisesti pienentää talletusten portfolio-osuutta.

Tulosten mukaan kotitalouksien sijoituskäyttäytyminen muuttuu sen elinkaaren aikana. Riskillisten arvopapereiden kohdalla niiden portfolio-osuus ja omistustodennäköisyys laskee iän mukana, kun puolestaan talletusten kohdalla ikäprofiili on päinvastainen. Tähän johtopäätökseen ovat päätyneet useat aikaisemmatkin empiiriset tutkimukset (ks. liite 1). Vaikka arvopapereiden kohdalla ikävaikutus oli merkitsevä, niin osakkeiden ja sijoitusrahastojen kohdalla näin ei ollut. Tämän perusteella ikävaikutuksen merkitsevyys on hieman kyseenalainen arvopapereiden kohdalla, koska osakkeet ja sijoitusrahastot muodostavat kuitenkin suurimman osan arvopapereiden painosta. Eläkevakuutusten kohdalla ikäprofiili oli kuperan muotoinen, jonka perusteella yksilöllinen eläkesäästäminen on suosituinta keski-ikäisten kotitalouksien keskuudessa.

Ikäluokkien lisäksi myös sukupolvien välillä oli selkeitä eroja kotitalouksien sijoituskäyttäytymisessä ja riskinottohalukkuudessa. Kohorttivaikutus näyttää olevan jopa dominoiva ikävaikutukseen nähden useimpien sijoituskohteiden kohdalla. Tulosten perusteella sekä arvopapereiden portfolio-osuuksien että omistustodennäköisyyksien kohdalla kohorttivaikutus oli negatiivinen. Tämän perusteella vanhemmat sukupolvet näyttävät olevan enemmän taipuvaisia sijoittamaan arvopapereihin kuin nuoremmat sukupolvet. Kyseinen profiili selittyy lähinnä rahasto- ja osakesijoittamiseen liittyvistä eroista sukupolvien välillä. Yksilöllisten eläkevakuutusten kohdalla kohorttiprofiili oli päinvastainen. Talletusten portfolio-osuuden kohdalla kohorttiprofiili oli selkeästi koveran muotoinen, jonka perusteella keski-ikäiset kohortit sijoittavat suhteellisesti vähemmän riskittömämpiin sijoituskohteisiin



kuin nuorimmat ja vanhimmat sukupolvet. Talletusten omistustodennäköisyys oli puolestaan sitä suurempi mitä aikaisemmin kotitalous oli syntynyt.

Kohorttivaikutuksen profiili on yllättävä, koska yleisesti sen on ajateltu olevan päinvastainen (ks. esim. Deaton 1997; Jappelli 1999; Poterba & Samwick 1997.). Tämä perustuu teoriaan, jonka mukaan taloudellisten olosuhteiden muutokset ajassa voivat aiheuttaa sukupolvien välisiä eroja niiden riskinottohalukkuudessa. Erityisesti tuottavuuden kasvun ja sosiaaliturvan parantumisen ajatellaan luoneen enemmän mahdollisuuksia nuorille kuin vanhemmille kohorteille samassa iässä, joka voi teoriassa johtaa vanhempien sukupolvien ikä-tulo -ja ikä-varallisuus -profiilien asteittaiseen laskemiseen mitä aikaisemmin kotitalous on syntynyt. Tämän vuoksi vanhempien sukupolvien riskiaversio voi olla suurempi kuin nuoremmilla sukupolvilla. (Alessie, Kapteyn & Lysardi 2003.) Tämän tutkimuksen tavoin myös Bernasek ja Jianakoplos (2006) päätyivät tutkimuksessaan päinvastaiseen johtopäätökseen, jonka mukaan vanhemmat kohortit ottavat enemmän riskejä rahoitusmarkkinoilla kuin nuoremmat kohortit. He perustelivat kohorttiprofiilia sillä, että yleinen taloudellinen turvallisuus on heikentynyt ajassa. Esimerkkeinä tästä voivat muun muassa olla eläketurvaan ja työmarkkinoihin liittyvä kasvanut epävarmuus. Näistä skenaarioista johtuen nuoremmat sukupolvet ovat saattaneet vähentää riskinottoa rahoitusmarkkinoilla. Tämä selitys on järkevä myös Suomen tapauksessa, jossa väestön ikääntyminen on aiheuttanut paljon keskustelua muun muassa eläkejärjestelmän kattavuudesta nuorten sukupolvien osalta. Näin ollen taloudellinen turvattomuuden tunne on osaltaan voinut vaikuttaa nuorilla sukupolvilla kasvaneeseen riskiaversioon.

Tutkimuksessa pyrittiin selvittämään myös havaittujen ikä- ja kohorttivaikutusten mahdollista syytä teoreettisen viitekehyksen pohjalta. Erityisesti pyrittiin selvittämään inhimillisen pääoman vaikutusta kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen. Regressioihin lisätyt muun muassa kotitalouden viitehenkilön koulutustaustaa, sosioekonomista asemaa, varallisuutta ja käytettävissä olevia tuloja indikoivat muuttujat olivat tilastollisesti merkitseviä ja tulosten mukaan koulutuksen taso ja käytettävissä olevat tulot vaikuttivat positiivisesti arvopapereiden portfolio-osuuksiin ja negatiivisesti talletusten kysyntään. Tämän perusteella muun muassa korkeamman koulutustason omaavilla sijoittajilla on alhaisempi riskiaversio kuin vähemmän koulutetuilla. Regressioiden tulokset päävaikutusten osalta eivät tästä huolimatta muuttuneet juuri lainkaan ja profiilit olivat edelleen täsmälleen samanlaiset kuin ehdottomissa regressiomalleissa. Tämän perusteella koulutus ei selitä esimerkiksi sukupolvien välisiä eroja

sijoituskäyttäytymisessä. Tämä tukee sitä ajatusta, että sukupolvien välillä on aitoja eroja sijoituskäyttäytymisessä, jotka johtuvat preferenssien eroista sukupolvien välillä, jonka vuoksi riskiaversio vaihtelee kohorttien välillä.

Tutkimustulosten mukaan kohorttivaikutuksen huomioimatta jättäminen voi aiheuttaa harhaisia tuloksia muun muassa ikäprofiilista. Tämän vuoksi identifikaatio-ongelmaa ei tulisi ratkaista jättämällä kohorttivaikutus kokonaan tarkastelun ulkopuolelle tutkimuksissa, joissa pyritään selvittämään iän vaikutusta kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen. Tämän tutkimuksen perusteella sukupolvien väliset erot olivat itse asiassa huomattavasti selkeämmät ja voimakkaammat kuin erot eri ikäluokkien välillä. Näin ollen aikaisemmissa empiirisissä tutkimuksissa, joissa kohorttivaikutusta ei ole otettu huomioon, havaitut ikäprofiilit voivat johtua nimenomaan sukupolvien välisistä eroista, jolloin iällä ei ole ollut välttämättä lainkaan vaikutusta kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen.

Regressiomallien tulokset erosivatkin oletetusti graafisessa tarkastelussa havaituista profiileista. Suurin syy tähän on se, että regressiomallien mukaan useimpien sijoituskohteiden kohdalla iällä ei ollut lainkaan merkitystä sijoituskohteen portfolio-osuuteen. Ikävaikutus tuli kylläkin erittäin merkittäväksi regressioissa, joissa kohorttivaikutus jätettiin huomioimatta. Kuvioiden perusteella on mahdotonta tarkastella samanaikaisesti kohortin ja vuoden vaikutusta. Tämän vuoksi kuvioissa havaitut profiilit ovat osittain harhaanjohtavia etenkin ikä- ja kohorttiprofiilien suhteen. Tämä on hyvä esimerkki siitä, miten helposti virheellisiä päätelmiä voi syntyä, jos joku vaikutuksista jätetään kokonaan tarkastelun ulkopuolelle. Muun muassa Kankaanranta (2003) tutki Pro gradu -tutkielmassaan samalla aineistolla<sup>39</sup> suomalaisten kotitalouksien sijoituskäyttäytymistä ratkaisemalla identifikaatio-ongelman jättämällä kohorttivaikutuksen kokonaan huomioimatta. Hän päätyi nimenomaan tämän tutkimuksen graafisessa tarkastelussa havaittuihin ikäprofiileihin arvopapereiden ja talletusten kohdalla, kun selitettävänä muuttujana oli sekä sijoituskohteen omistus että suhteellinen portfolio-osuus. Tämän tutkimuksen perusteella havaitut ikäprofiilit ovat virheellisiä ja johtuvat nimenomaan sukupolvien välisistä eroista.

---

<sup>39</sup> Kankaanrannan (2003) tutkimuksessa käytettiin Tilastokeskuksen varallisuustutkimuksen poikkileikkausaineistoja vuosilta 1987, 1994 ja 1998.

Tutkimuksen tulokset todistavat, että suomalaisten kotitalouksien sijoituskäyttäytyminen ei käytännössä noudata perinteisten staattisten portfolionvalintateorioiden mukaista tilannetta, joissa sijoittajan investointipäätöksiin ei tulisi vaikuttaa mikään sijoittajan ominaisuus. Perinteisissä lyhyen- ja pitkäaikavälin staattisissa malleissa portfolion koostumksen tulisi pysyä vakiona koko elinkaaren ajan. Tulokset tukevat enemmän moderneja pitkäaikavälin portfolionvalintateorioita ja ammattimaisten sijoitusneuvojien suosituksia, joiden mukaan riskillisempinä pidettyihin sijoituskohteisiin investoimisen tulisi olla houkuttelevampaa nuorena kuin eläkeiässä ja riskittömämpiin sijoituskohteisiin investoimisen tulisi olla puolestaan houkuttelevampaa eläkeiässä kuin nuorena. Pitkän aikavälin portfolionvalintateoriat perustelevat väitettä muun muassa arvopapereiden mahdollisella negatiivisella autokorrelaatiolla ja inhimillisellä pääomalla. Jos esimerkiksi osaketuotot ovat keskiarvoa kohti palautuvia, niin silloin osaketuottojen tuotto-riskisuhde muuttuu, kun investointihorisontti muuttuu, jolloin portfolion riskillisen osan suhteellisen osuuden tulisi kasvaa kun investointihorisontti pitenee. Inhimillisen pääoman tulisi puolestaan vaikuttaa negatiivisesti nuorempien sijoittajien riskiaversioon, koska heillä on suurempi mahdollisuus lisätä tarvittaessa työpanostaan ja siten kompensoida mahdollisia tappioita riskillisten arvopapereiden hallussapidosta.

Rahoitusmarkkinoiden tulevaisuus on herättänyt paljon keskustelua ja etenkin väestön ikääntymisen ja suurten ikäluokkien eläkkeelle siirtymisen on arveltu vaikuttavan dramaattisesti rahoitusmarkkinoiden tasapainoon. Rahoitusmarkkinoiden mahdollista luhistumista on perusteltu sillä, että kun suuret ikäluokat lopettavat eläkkeelle siirtyessään eläkesäästämisen ja ryhtyvät kuluttamaan karttunutta varallisuuttaan, jolloin markkinoille syntyy ylitarjontaa, kun suuret ikäluokat joutuvat myymään sijoituksiaan pienemmälle väestöryhmälle. Tämän johdosta sijoituskohteiden hinnat romahtavat ja sen myötä katoaa myös eläkesäästöjen arvo. Jos väestö ikääntyy ja samalla riskiaversio kasvaa iän myötä, niin silloin myös talouden kokonaisriskiaversio pienenee. Tämä voi puolestaan kasvattaa markkinoiden riskipreemiota ja siten aiheuttaa arvopapereiden hintojen laskun. (Bakshi & Chen 1994; Poterba 2004.) Tämän tutkimuksen mukaan nuorilla on pienempi riskiaversio kuin eläkeiässä olevilla sijoittajilla. Tämä tukee käsitystä, jonka mukaan väestön ikääntyminen ja suurten ikäluokkien eläkkeelle siirtyminen voi aiheuttaa riskillisten sijoituskohteiden kysynnän vähenemisen. Tutkimustulosten mukaan suurten ikäluokkien riskinottohalukkuus ei kuitenkaan ole merkittävästi erilainen kuin muilla sukupolvilla, vaan kohorttiprofiilit olivat enemmänkin laskevia tai nousevia toisin kuin esimerkiksi Anderssonin

(2001) tutkimuksessa, jonka mukaan nimenomaan suuret ikäluokat olivat taipuvaisempia sijoittamaan riskittämpiin sijoituskohteisiin.

Tutkimuksen aihepiiri herättää myös useita jatkotutkimuksen aiheita. Erityisesti sukupolvien välisiä eroja aiheuttavien tekijöiden tarkempi tutkiminen olisi tarpeellista. Erilaisten taustatekijöiden vaikutusten tarkempi mallintaminen olisi Tilastokeskuksesta saatavilla olevien aineistojen puolesta mahdollista. Tilastokeskuksen varallisuustutkimuksen poikkileikkausaineistot ovat yksistäänkin erittäin käyttökelpoisia kotitalouksien varallisuuden kerääntymisen tutkimiseen. Lisäksi Tilastokeskuksessa on mahdollista yhdistää varallisuustutkimuksen aineistoihin muuttujia useista erilaisista rekisteripohjaisista aineistoista. Erityisesti tuottavuuden kasvun, sosiaaliturvan, verotuksen ja perintöjen huomioon ottaminen mallissa olisi perusteltua. Toinen kehityssuunta voisi olla myös asuntovarallisuuden erillinen tarkastelu, jota tässä tutkimuksessa ei ole tehty (ks. esim. Cocco 2005). Myös menetelmällinen puoli tarjoaa lukuisia vaihtoehtoja elinkaarimallien tarkasteluun. Esimerkiksi identifikaatio-ongelman ratkaisemiseksi on olemassa paljon erilaisia menetelmiä. Yksi varteenotettava vaihtoehto olisi pyrkiä mallintamaan esimerkiksi aikavaikutuksia makrotaloudellisilla muuttujilla tai historiallisilla tuotoilla. Kotitalouksien sijoituspäätöksiin vaikuttavien tekijöiden tutkimiseen on myös tarjolla useita erilaisia menetelmiä. Yksi mielenkiintoinen vaihtoehto olisi käyttää kaksivaiheista Tobit-mallia (ns. Double-hurdle model)<sup>40</sup>, jossa sijoittajan kahta erillistä sijoituspäätöstä voidaan tarkastella erillisinä päätöksinä samassa mallissa, toisin kuin perinteisessä Tobit-mallissa.

Kuten tästäkin tutkimuksesta käy ilmi, Tobit-mallin robustisuus riippuu kuitenkin pitkälti mallin oletusten toteutumisesta. Erityisesti suomalaisten kotitalouksien sijoituskäyttäytymiselle on ominaista, että vain harvat omistavat sijoituskohteita. Tämän vuoksi sijoitukset kohdistuvat edelleen pitkälti riskittämpiin sijoituskohteisiin kuten talletuksiin. Tämä tosiasia luo ongelmia aineiston käsittelylle ja oikeanlaisen menetelmän löytämiselle. Tämän vuoksi semiparametriset menetelmät ovat usein tehottomampia estimaattoreita kuin alkuperäinen Tobit-malli. Yksi vaihtoehto ratkaista ongelma olisi käyttää muilla tieteenaloilla (ks. esim. Jensen & Yen 1995) usein käytettyä menetelmää, jossa vastemuuttujalle tehdään normalisoiva muunnos ja samalla sallitaan virhetermin multiplikatiivinen heteroskedastisuus, jolloin virhetermin varianssia mallinnettaisiin valituilla

---

<sup>40</sup> Ks. esim Amemiya (1985)

(jatkuvilla) selitettävillä muuttujilla. Tämä konsistentti estimointimenetelmä on usein tuottanut parempia tuloksia kuin semiparametriset menetelmät ja Tobit-malli.

## LÄHTEET

- Agnew, J., Balduzzi, P. & Sunden, A. 2003. Portfolio choice and trading in a large 401(k) plan. *American Economic Review* 93, 193–215.
- Alessie, R., Kapteyn, A. & Lusardi, A. 2003. Explaining the wealth holdings of different cohorts: productivity growth and social security. Working Paper No. 01-03. Utrecht School of Economics.
- Amemiya, T. 1973. Regression analysis when the dependent variable is truncated normal. *Econometrica* 41, 997–1016.
- Amemiya, T. 1985. *Advanced Econometrics*. Oxford: Basil Blackwell.
- Ameriks, J. & Zeldes, S. P. 2004. How do household portfolio shares vary with age? Working Paper. Columbia University.
- Andersson, B. 2001. Portfolio Allocation over the life cycle: evidence from Swedish household data. Working Paper No. 2001:4. Uppsala University.
- Ando A. & Modigliani, F. 1963. The life cycle hypothesis of saving: Aggregated implications and tests. *American Economic Review* 53, 55–84.
- Arabmazar, A. & Schmidt, P. 1981. Further evidence on the robustness of the Tobit estimator to heteroscedasticity. *Journal of Econometrics* 17, 253–258.
- Arabmazar, A. & Schmidt, P. 1982. An investigation of the robustness of the Tobit estimator to non-normality. *Econometrica* 50, 1055–1063.
- Arrow, K. 1971. *Essays in the theory of risk-bearing*. Amsterdam: North-Holland.
- Bakshi, G. S. & Chen, Z. 1994. Baby boom, population aging, and capital markets. *Journal of Business* 67, 165–202.
- Bernasek, A. & Jianakoplos, N. A. 2006. Financial risk taking by age and cohort. *Southern Economic Journal* 72, 981–1001.
- Bertaut, C. & Starr-McCluer, M. 2001. Household portfolios in the United States. Teoksessa Guiso, L., Haliassos, M & Jappelli, T. (toim.) *Household portfolios*. Cambridge: MIT Press.
- Bodie, Z., Merton, R. C. & Samuelson, W. 1992. Labor supply and flexibility and portfolio choice in a life cycle model. *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, 427–429.
- Bodie, Z. & Crane, D. B. 1997. Personal investing: advice, theory, and evidence. *Financial Analysts Journal* 53, 13–23.
- Box, G. E. P. & Cox, D. R. 1964. An analysis of transformations. *Journal of Royal Statistical Society* 26, 211–246.
- Branson, W. H. 1989. *Macroeconomic theory and policy*. New York: Harper & Row.
- Brealey, R. A. & Myers, S. C. 2003. *Principles of corporate finance*. New York: McGraw-Hill.
- Brennan, M. J., Schwartz, E. S. & Lagnado, R. 1997. Strategic asset allocation. *Journal of Economic Dynamics and Control* 21, 1377–1403.
- Breusch, T. & Pagan, A. 1979. A simple test for heteroskedasticity and random coefficient variation. *Econometrica* 47, 1287–1294.
- Brumberg, R. & Modigliani, F. 1954. Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. Teoksessa Kurihara, K.K (toim.) *Post-Keynesian economics*. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.
- Brumberg, R. & Modigliani, F. 1980. Utility analysis and aggregated consumption function. Teoksessa Abel, A. (toim.) *The collected papers of Franco Modigliani*, 12. Cambridge, MA: MIT Press.

- Cambell, J. Y. & Viceira L. M. 2001. Who should buy long-term bonds? NBER Working Paper No. 6801. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Cambell, J. Y. & Viceira, L. M. 2002. Strategic asset allocation: portfolio choice for long-term investors. New York: Oxford University Press.
- Canner, N., Mankiw, N. G. & Weil, D. N. 1997. Asset allocation puzzle. *American economic review* 87, 181–191.
- Chay, K. Y. & Powell, J. L. 2001. Semiparametric censored regression models. *The Journal of Economic Perspectives* 15, 29–42.
- Chen, R., Wong, K. A. & Lee, H. C. 2001. Age, period and cohort effects on life insurance purchases in the U.S. *The Journal of Risk and Insurance* 68, 303–328.
- Cocco, J. F. 2005. Portfolio choice in the presence of housing, *Review of Financial Studies* 18, 535–567.
- Copeland, T. E. & Weston, J. F. 1983. *Financial theory and corporate policy*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Cuthbertson, K. 1996. *Quantitative financial economics: stocks, bonds and foreign exchange*. Chichester: Wiley.
- Deaton, A. 1997. *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. Baltimore, MD: The Johns Hopkins Press for The World Bank.
- Deaton, A. S. & Paxson, C. H. 1994. Saving, growth, and aging in Taiwan. Teoksessa Wise, D. (toim.) *Studies in the economics of aging*. NBER Project Report Series. Chicago: University of Chicago Press.
- Draper, N. R. & Cox, D. R. 1969. On distributions and their transformation to normality. *Journal of the Royal Statistical Society* 31, 472–476.
- Drukker, D. M. 2002. Bootstrapping a conditional moments test for normality after Tobit estimation. *The Stata Journal* 2, 125–139.
- Elton, E. J. & Gruber, M. J. 1981. *Modern portfolio theory and investment analysis*. New York: Wiley.
- Faig, M. & Shum, P. 2006. What explains household stock holdings? *Journal of Banking and Finance* 30, 2579–2597.
- Fama, E. & French, K. 1988. Permanent and temporary components of stock prices. *Journal of Political Economy* 96, 246–273.
- Fienberg, S. E. & Mason, W. M. 1985. Specification and implementation of age, period and cohort models. Teoksessa Mason, W. & Fienberg, S. (toim.) *Cohort analysis in social research. Beyond the identification problem*. New York: Springer-Verlag.
- Friendly, M. *The Box-Cox macro*. Ontario: York University. Saatavilla [www-muodossa: <URL: http://www.math.yorku.ca/SCS/sasmac/boxcox.html>](http://www.math.yorku.ca/SCS/sasmac/boxcox.html). [viitattu 19.2.2007].
- Galer, R., Quick, C., Rea, J. & Vanderhei, J. 1999. 401(k) Plan asset allocation, account balances, and loan activity. EBRI Issue Brief, 205.
- Goldberger, A. 1980. Abnormal selection bias. Discussion Paper No. 8006. Social Research Institute, University of Wisconsin.
- Goldfeld, S. M. & Quandt, R. E. 1965. Some tests for homoscedasticity. *Journal of the American Statistical Association* 60, 539–547.
- Haliassos, M. & Bertaut, C. C. 1995. Why do so few hold stocks. *The Economic Journal* 105, 1110–1129.
- Hanoch, G. & Honig, M. 1985. "True" age profiles of earnings: adjusting for censoring and for period and cohort effects. *The Review of Economics and Statistics* 67, 383–394.
- Heaton, J. & Lucas, D. 2000. Portfolio choice and asset prices; the importance of entrepreneurial risk. *Journal of Finance* 55, 1163–1198.

- Heckman, J. & Robb, R. 1985. Using longitudinal data to estimate age period and cohort effects in earnings equations. Teoksessa Mason, W. & Fienberg, S. (toim.) *Cohort analysis in social research. Beyond the identification problem*. New York: Springer-Verlag.
- Henchion, M., Keelan, C. & Newman, C. 2005. A Tobit model of Quick-service expenditure in Ireland: parametric vs. semiparametric estimation. *Trinity Economic Papers No. 2005:17*. Dublin: Trinity College, Department of Economics.
- Huber, P. J. 1967. The behavior of maximum likelihood estimates under non-standard conditions. *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability* 4, 221–233.
- Hurd, M. 1979. Estimation in trincated samples when there is heteroscedasticity. *Journal of Econometrics* 11, 247–258.
- Ingersoll, J. E. 1987. *Theory of financial decision making*. Savage, MD: Rowman & Littlefield.
- Jagannathan, R. & Kocherlakota, N. R. 1996. Why should older people invest less in stocks than younger people? *Federal reserve bank of Minneapolis Quarterly review* 20, 11–23.
- Jappelli, T. 1999. The age-wealth profile and the life-cycle hypothesis: a cohort analysis with a time series of cross-sections of Italian households. *Review of Income and Wealth* 45, 57–75.
- Jarque, C. M. 1981. A test for heteroscedasticity in a limited dependent variable model. *Australian Journal of Statistics* 23, 159–163.
- Jarque, C. M. & Bera, A. K. 1982. Efficient specification tests for limited dependent variable models. *Economic Letters* 9, 153–160.
- Jensen, H. H. & Yen, S. T. 1995. Determinants of household expenditures on alcohol. Working Paper No. 95-WP 144. Ames, IA: Center for Agricultural and Rural Development, Iowa State University.
- Johnston, J. & Dinardo, J. 1997. *Econometric methods*. New-York: McGraw-Hill.
- Kankaanranta, P. 2003. *Portfolionvalintateoriat ja suomalaisten kotitalouksien sijoituskäyttäytyminen*. Turun yliopisto, yhteiskuntatieteellinen tiedekunta. Pro gradu -tutkielma.
- King, M. A. & Leape, J. I. 1987. Asset accumulation, information, and the life cycle. NBER Working Paper No. 2392. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Laiho, J. 1998. *Varallisuustutkimus 1994: laatuselvitys*. Katsauksia 1998/2. Helsinki: Tilastokeskus.
- Lee, L. F. & Maddala, G. S. 1985. The common structure of test for selectivity bias, serial correlation, heteroscedasticity and non-normality in the Tobit model. *International Economic Review* 26, 1–20.
- Lengwiler, Y. 2004. *Microfoundations of financial economics*. Oxford: Princeton University Press.
- 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, 13–37.
- Long, J. S. 1997. *Regression models for categorical and limited dependent variables*. Taipei, Taiwan: Hun-chi Publication.
- Maddala, C.S. & Nelson, F. D. 1975. Specification errors in limited dependent variable models. NBER Working Paper No. 96.
- Mark, L. 1993. Asset allocation: finding the right mix. *Fidelity Focus: The magazine for Fidelity Investors*, Talvi 1993.
- Markowitz, H. 1952. Portfolio selection. *Journal of Finance* 7, 77–91.
- Megginson, W. L. 1997. *Corporate finance theory*. Reading, MA: Addison-Wesley.



- Melenberg, B. & Van Soest, A. 1996. Parametric and semi-parametric modelling of vacation expenditures. *Journal of Applied Econometrics* 11, 59-76.
- Merton, R. C. 1969. Lifetime portfolio selection under uncertainty: the continuous time case. *Review of Economics and Statistics* 51, 247-257.
- Merton, R. C. 1971. Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model. *Journal of Economic Theory* 3, 373-413.
- Modigliani, F. 1986. Life cycle, individual thrift, and the wealth of nations, *American Economic Review* 76, 297-313.
- Mossin, J. 1966. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica* 35, 768-783.
- Mossin, J. 1968. Optimal multiperiod portfolio policies. *Journal of Business* 41, 205-225.
- Nelson, F. D. & Rosett, R. N. 1975. Estimation of the two-limit probit regression model. *Econometrica* 43, 141-146.
- Newey, W. 1985. Maximum likelihood specification testing and condition moment tests. *Econometrica* 53, 1047-1073.
- Pagan, A. & Vella, F. 1989. Diagnostic tests for models based on individual data: a survey. *Journal of Applied Econometrics* 4, 29-59.
- Paxson, C. 1996. Saving and growth: evidence from micro data. *European Economic Review* 40, 150-288.
- Poterba, J. M. 2004. The impact of population aging on financial markets. NBER Working Paper No. W10851. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Poterba, J. M. & Summers, L. H. 1988. Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of Financial Economics* 22, 27-59.
- Poterba, J. M. & Samwick, A. A. 1997. Household portfolio allocation over the life-cycle. NBER Working Paper No. 6185. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Powell, J. L. 1984. Least absolute deviations estimation for the censored regression model. *Journal of Econometrics* 25, 303-325.
- Powell, J. L. 1986. Symmetrically trimmed least squares estimation for Tobit models. *Econometrica* 54, 1435-1460.
- Powell, J. L. 1994. Estimation of semiparametric models. Teoksessa Engle, R. & McFadden, D. (toim.) *Handbook of Econometrics* 4. Amsterdam: North Holland, 2443-2521.
- Pratt, J. W. 1964. Risk-aversion in the small and in the large. *Econometrica* 32, 122-136.
- Quinn, J. B. 1991. Making the most of your money. New York: Simon & Schust.
- Robinson, P. M. 1982. On the asymptotic properties of estimators of models containing limited dependent variables. *Econometrica* 50, 27-41.
- Rowland, M. 1994. Seven steps to handling an inheritance. *The New York Times*, 5.2.1994.
- Samuelson, P. A. 1963. Risk and uncertainty: a fallacy of large numbers. *Scientia* 98, 108-113.
- Samuelson, P. A. 1969. Lifetime portfolio selection by dynamic stochastic programming. *Review of Economics and Statistics* 51, 239-243.
- Samuelson, P. A. 1989. A case at last for age-phased reduction in equity. *Proceedings of the National Academy of Science* 86, 9048-9051.
- Samuelson, P. A. 1991. Long-run risk tolerance when equity returns are mean regressing: pseudoparadoxes and vindication of a "businessman's risk". Teoksessa Brainard, W. C., Nordhaus, W. D. & Watts, H. W. (toim.) *Money, macroeconomics, and economic policy: essays in honor of James Tobin*. Cambridge, MA: MIT press, 181-200.
- Schieber, S. & Shoven, J. 1997. The consequences of population aging on private pension fund saving and asset markets. Teoksessa Schieber, S. & Shoven, J. (toim.) *Public policy toward pensions*. Cambridge, MA: MIT press, 219-245.

- Sharpe, W. F. 1964. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19, 425–442.
- Sharpe, W. F. 1991. Capital asset prices with and without negative holdings. *Journal of Finance* 46, 489–509.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. 2003. *Introduction to econometrics*. Boston, MA: Addison Wesley.
- Suoniemi, I. 1992. Nonlinearity and heteroscedasticity in Tobit models: score tests for misspecification with one degree of freedom. VATT keskustelualoite No. 16. Helsinki: Valtion Taloudellinen Tutkimuskeskus.
- Säylä, M. 1997: Suomalaisten varat ja velat. SVT, Tulot ja kulutus 1997:17. Helsinki: Tilastokeskus.
- Säylä, M. 2000: Kotitalouksien varallisuus 1998. SVT, Tulot ja kulutus 2000:26. Helsinki: Tilastokeskus.
- Säylä, M. 2005. Varallisuustutkimus, tilaston kuvaus. Helsinki: Tilastokeskus. Saatavilla www-muodossa: <URL: <http://www.stat.fi/meta/til/vtutk.html>>. [viitattu 11.1.2007].
- Säylä, M. 2006a. Varallisuustutkimus 2004, ennakkotiedot. Helsinki: Tilastokeskus. Saatavilla www-muodossa: <URL: [http://www.stat.fi/til/vtutk/2004/vtutk\\_2004\\_2006-05-09\\_kat\\_001.html](http://www.stat.fi/til/vtutk/2004/vtutk_2004_2006-05-09_kat_001.html)>. [viitattu 19.10.2006].
- Säylä, M. 2006b. Varallisuustutkimuksen aikasarja. Muuttujakuvaukset 1987, 1988, 1994, 1998 ja 2004. Helsinki: Tilastokeskus.
- Tauchen, G. 1985. Diagnostic testing and evaluation of maximum likelihood models. *Journal of Econometrics* 30, 415–443.
- Tobin, J. 1958a. Liquidity preference as behavior towards risk. *Review of Economic Studies* 25, 65–86.
- Tobin, J. 1958b. Estimation for relationships with limited dependent variables. *Econometrica* 26, 24–36.
- Underwood, D. & Brown, P. B. 1993. *Grow rich slowly: The Merrill Lynch guide to retirement planning*. New York: Viking.
- Viceira, L. M. 1999. Optimal portfolio choice for long-horizon investors with nontradable labor income. NBER Working Paper No. 7409. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Warner, D. 1976. A Monte Carlo study of limited dependent estimation. Teoksessa Goldfeld, S. M. & Quandt, R. E. (toim.) *Studies in nonlinear estimation*. Cambridge, MA: Ballinger, 213–234.
- White, H. 1979. Specification test for the Tobit model. Discussion Paper No. 79–22. Rochester, NY: University of Rochester.
- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, 817–838.
- Yoo, P. S. 1994. Age dependent portfolio selection. Working Paper No. 94–003A. Federal Reserve Bank of Saint Louis.

## LIITE 1 Yhteenveto aikaisemmista empiirisistä tutkimuksista

Tutkimus	Aineisto	Menetelmät	Identifikaatio	Ikävaikutus	Kohorttivaikutus	Aikavaikutus
King & Leape (1987)	Poikkileikkausaineisto vuodelta 1978	Probit	Aika- ja kohorttivaikutusta ei huomioitu	<ul style="list-style-type: none"> <li>Todennäköisyys omistaa osakkeita kasvoi iän mukana</li> </ul>		
Yoo (1994)	Poikkileikkausaineistot vuosilta 1962, 1983 ja 1986	Tobit	Aika- ja kohorttivaikutusta ei huomioitu	<ul style="list-style-type: none"> <li>Osakkeiden ja joukkovelkakirjojen portfolio-osuuden ja iän suhde oli kuperan muotoinen</li> <li>Käteisen rahan portfolio-osuuden ja iän suhde oli koveran muotoinen</li> </ul>		
Bodie & Crane (1997)	Poikkileikkausaineisto vuodelta 1996	PNS	Aika- ja kohorttivaikutusta ei huomioitu	<ul style="list-style-type: none"> <li>Osakkeiden portfolio-osuuden ja iän suhde oli negatiivinen</li> <li>Käteisen osuus varallisuudesta ei riippunut iästä</li> </ul>		
Poterba & Samwick (1997)	Aikasarja-poikkileikkausaineisto (pooled data) vuosilta 1983, 1989 ja 1992	Tobit	Aikavaikutusta ei huomioitu	<ul style="list-style-type: none"> <li>Verotettavien arvopapereiden<sup>a</sup> portfolio-osuuden ja iän suhde oli positiivinen, kunnes vanhemmissa ikäluokissa profiili tasoittui</li> <li>Talletusten portfolio-osuuden ja iän suhde oli positiivinen</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Nuoremmat sukupolvet olivat vähemmän taipuvaisia sijoittamaan talletuksiin</li> <li>Nuoret sukupolvet olivat enemmän taipuvaisia sijoittamaan joukkovelkakirjoihin</li> </ul>	

## LIITE 1 (jatkuu)

Tutkimus	Aineisto	Menetelmä	Identifikaatio	Ikävaikutus	Kohorttivaikutus	Aikavaikutus
Heaton & Lucas (2000)	Poikkileikkausaineistot vuosilta 1989, 1992 ja 1995	PNS	Kohorttivaikutusta ei huomioitu	<ul style="list-style-type: none"> <li>Osakkeiden portfolio-osuuden ja iän suhde oli yleisesti negatiivinen</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li></li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Aikavaikutus oli nouseva trendi</li> </ul>
Andersson (2001)	Kiertävä paneeliaineisto vuosilta 1982–1992	Tobit	Ikä ja kohorttivaikutukset oletettiin samoiksi 5-vuoden intervaleilla	<ul style="list-style-type: none"> <li>Riskillisen portfolio-osuuden ja iän suhde oli kuperan muotoinen</li> <li>Riskittömän portfolio-osuuden ja iän suhde oli koveran muotoinen</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Nuoremmat kohortit olivat taipuvaisempia sijoittamaan riskillisiin arvopapereihin</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Aikavaikutus oli nouseva trendi kaikkien arvopaperiluokkien kohdalla</li> </ul>
Agnew ym. (2003)	Paneeliaineisto vuosilta 1994–1998	Tobit	Kohorttivaikutusta ei huomioitu	<ul style="list-style-type: none"> <li>Osakkeiden portfolio-osuuden ja iän suhde oli negatiivinen</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li></li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Aikavaikutus oli nouseva trendi</li> </ul>
Ameriks & Zeldes (2004)	Poikkileikkausaineistot vuosilta 1962, 1983, 1989, 1992 ja 1995 sekä paneeliaineisto vuosilta 1987–1999	PNS	Aikaa tai kohorttia jätettiin vuorotellen huomioimatta, aika- ja kohorttivaikutusten mallinnus eri muuttujilla	<ul style="list-style-type: none"> <li>Osakkeiden portfolio-osuudella ja iällä ei ollut selkeää yhteyttä</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Kohorttivaikutus oli epäselvä</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Aikavaikutus oli nouseva trendi</li> </ul>
Faig & Shum (2006)	Poikkileikkausaineistot vuosilta 1992, 1995, 1998 ja 2001	PNS <sup>b</sup> , Tobit	Kohorttivaikutusta ei huomioitu	<ul style="list-style-type: none"> <li>Osakkeiden portfolio-osuuden ja iän suhde oli kuperan muotoinen</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li></li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Aikavaikutus oli nouseva trendi</li> </ul>

*Huom.* Tutkimusmenetelmissä ja -tuloksissa (pois lukien King & Leape 1987) on lueteltu vain ne estimointimenetelemät ja tulokset, jotka koskevat iän, ajankohdan ja kohortin vaikutusta *sijoituskohteen osuuteen kokonaisportfolioista* (rahoitusvarallisuudesta). Useissa näistä tutkimuksista on myös tutkittu aika-, ikä-, ja kohorttivaikutuksia todennäköisyyteen omistaa tiettyä sijoituskohdetta.

<sup>a</sup>Suorat osakesijoitukset + osakerahastot + investointitilit (brokerage accounts)

<sup>b</sup>Ehtona, että omistaa osakkeita. Tulokset olivat samanlaiset kummallakin tutkimusmenetelmällä.

## LIITE 2 Tärkeimmät tutkimuksessa käytetyt muuttujat ja niiden muodostus

Muuttuja	Selite	Muoto ja suure	Muodostutapa
<i>Varallisuuslajit</i>			
Finan	Rahoitusvarallisuus yhteensä	Jatkuva, euro	Arvop + Talle + Muura
Arvop	Arvopaperit yhteensä	Jatkuva, euro	Pymar + Muosa + Jouko + Ostoa
Porsosa	Pörssiosakkeet	Jatkuva, euro	
Muosa	Muut osakkeet	Jatkuva, euro	
Jouko	Joukkovelkakirjat	Jatkuva, euro	
Ostoa	Osuustodistukset	Jatkuva, euro	
Sijraha	Sijoitusrahasto-osuudet	Jatkuva, euro	
Pymar	Pörssiosakkeet ja sijoitusrahasto-osuudet	Jatkuva, euro	Porsosa + Sijraha
Talle	Talletukset yhteensä	Jatkuva, euro	Talti + Aisik + Ltilit
Talti	Käyttelytilit	Jatkuva, euro	
Aisik	Määräaikais- ja sijoitustilit	Jatkuva, euro	
Ltilit	Tilit erittelemättä	Jatkuva, euro	
Muura	Muut rahoitusvarat yhteensä	Jatkuva, euro	Elavak + Vaksas + Rahlai
Elavak	Eläkevakuutukset	Jatkuva, euro	
Vaksas	Säästö- ja sijoitusvakuutukset	Jatkuva, euro	
Rahlai	Käteisvarat ja lainasaatavat	Jatkuva, euro	
Arvopomistus	Arvopapereiden omistus	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos Arvop>0, muulloin 0
Porsosaomistus	Pörssiosakkeiden omistus	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos Porsosa>0, muulloin 0
Sijrahaomistus	Sijoitusrahasto-osuuksien omistus	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos Sijraha>0, muulloin 0
Pymaromistus	Sijoitusrahasto-osuuksien tai pörssiosakkeiden omistus	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos Pymar>0, muulloin 0
Elavakomistus	Eläkevakuutusten omistus	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos Elavak>0, muulloin 0
Talleomistus	Talletusten omistus	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos Talle>0, muulloin 0
Arvoposuus	Arvopapereiden osuus rahoitusvarallisuudesta	Rajoitettu, 0 ja 1 välillä	Arvop / Finan
Porsosaosuus	Pörssiosakkeiden osuus rahoitusvarallisuudesta	Rajoitettu, 0 ja 1 välillä	Porsosa / Finan
Sijrahaosuus	Sijoitusrahasto-osuuksien osuus rahoitusvarallisuudesta	Rajoitettu, 0 ja 1 välillä	Sijraha / Finan
Pymarosuus	Sijoitusrahasto-osuuksien ja pörssiosakkeiden osuus rahoitusvarallisuudesta	Rajoitettu, 0 ja 1 välillä	Pymar / Finan
Elavakosuus	Eläkevakuutusten osuus rahoitusvarallisuudesta	Rajoitettu, 0 ja 1 välillä	Elavak / Finan
Talleosuus	Talletusten osuus rahoitusvarallisuudesta	Rajoitettu, 0 ja 1 välillä	Talle / Finan

## LIITE 2 (jatkuu)

<i>Taustamuuttajat</i>			
Pikavu	Kotitalouden viitehenkilön ikä	Jatkuva, vuosi	
Vuosi	Tutkimusvuosi	Jatkuva, vuosiluku	
Syntymavuosi	Kotitalouden viitehenkilön syntymävuosi	Jatkuva, vuosiluku	Vuosi - Pikavu
Kohortti1	Syntynyt vuosina 1920–1924	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1919<Syntymavuosi<1920, muulloin 0
Kohortti2	Syntynyt vuosina 1925–1929	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1924<Syntymavuosi<1929, muulloin 0
Kohortti3	Syntynyt vuosina 1930–1934	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1929<Syntymavuosi<1934, muulloin 0
Kohortti5	Syntynyt vuosina 1935–1939	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1934<Syntymavuosi<1939, muulloin 0
Kohortti6	Syntynyt vuosina 1940–1944	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1939<Syntymavuosi<1944, muulloin 0
Kohortti7	Syntynyt vuosina 1945–1949	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1944<Syntymavuosi<1949, muulloin 0
Kohortti8	Syntynyt vuosina 1950–1954	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1949<Syntymavuosi<1954, muulloin 0
Kohortti9	Syntynyt vuosina 1955–1959	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1954<Syntymavuosi<1959, muulloin 0
Kohortti10	Syntynyt vuosina 1960–1964	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1959<Syntymavuosi<1964, muulloin 0
Kohortti11	Syntynyt vuosina 1965–1969	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1964<Syntymavuosi<1969, muulloin 0
Kohortti12	Syntynyt vuosina 1970–1974	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1969<Syntymavuosi<1974, muulloin 0
Kohortti13	Syntynyt vuosina 1975–1979	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1974<Syntymavuosi<1979, muulloin 0
Kohortti14	Syntynyt vuosina 1980–1984	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos 1979<Syntymavuosi<1984, muulloin 0

## LIITE 2 (jatkuu)

Ika1	Ikä 20–24 vuotta	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $19 < \text{Pikavu} < 25$ , muulloin 0
Ika2	Ikä 25–29 vuotta	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $24 < \text{Pikavu} < 30$ , muulloin 0
Ika3	Ikä 30–34 vuotta	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $29 < \text{Pikavu} < 35$ , muulloin 0
Ika4	Ikä 35–39 vuotta	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $34 < \text{Pikavu} < 40$ , muulloin 0
Ika5	Ikä 40–44 vuotta	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $39 < \text{Pikavu} < 45$ , muulloin 0
Ika6	Ikä 45–49 vuotta	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $44 < \text{Pikavu} < 50$ , muulloin 0
Ika7	Ikä 50–54 vuotta	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $49 < \text{Pikavu} < 55$ , muulloin 0
Ika8	Ikä 55–59 vuotta	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $54 < \text{Pikavu} < 60$ , muulloin 0
Ika9	Ikä 60–64 vuotta	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $59 < \text{Pikavu} < 65$ , muulloin 0
Ika10	Ikä 65–69 vuotta	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $64 < \text{Pikavu} < 70$ , muulloin 0
Ika11	Ikä 70–74 vuotta	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $69 < \text{Pikavu} < 75$ , muulloin 0
Ika12	Ikä 75–79 vuotta	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $74 < \text{Pikavu} < 80$ , muulloin 0
Vuosi1994	Tutkimusvuosi 1994	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $\text{Vuosi}=1994$ , muulloin 0
Vuosi1998	Tutkimusvuosi 1998	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $\text{Vuosi}=1998$ , muulloin 0
Vuosi2004	Tutkimusvuosi 2004	Binäärinen, 0 tai 1	Saa arvon 1, jos $\text{Vuosi}=2004$ , muulloin 0

**LIITE 3 Varallisuuserien keskivirheet vuosien 1994, 1998 ja 2004  
varallisuustutkimuksissa**

<b>1994</b>	<b>Keskiarvo</b>	<b>Keskiarvon keskivirhe</b>	<b>Suhteellinen keskivirhe, %</b>	<b>Mediaani</b>	<b>95-% luottamusväli</b>
Nettovarallisuus	52 927	977	1,8	37 856	51 011– 54 843
Varallisuus yhteensä	64 265	1 001	1,6	52 811	62 302– 66 228
1-3 Rahoitusvarallisuus	9 910	323	3,3	2 262	9 277–10 544
1 Talletukset yhteensä	6 974	238	3,4	1 345	6 508–7 440
1.1 Käyttelytilit	4 679	161	3,4	1 177	4 363–4 996
1.2 Määräaikais- ja sijoitustilit	2 295	152	6,6	0	1 995–2 594
2 Arvopaperit yhteensä	1 993	161	8,1	0	1 676–2 309
2.1 Pörssiosakkeet ja sijoitusrahasto-osuudet	1 269	112	8,8	0	1 049–1 488
2.2 Muut osakkeet	171	28	16,4	0	115–226
2.3 Osuustodistukset	54	6	11,1	0	42–66
2.4 Joukkovelkakirjat	499	83	16,6	0	337–661
3 Muut rahoitusvarat	1110	68	6,1	34	977–1 244
3.1 Säästö- ja sijoitusvakuutukset	335	31	9,3	0	275–395
3.2 Eläkevakuutukset <sup>a</sup>	167	25	15,0	0	118–215
3.3 Käteisvarat ja lainasaatavat	609	52	8,5	17	507–711

<sup>a</sup>Alun perin vuoden 1994 aineistossa eläkevakuutuksia ei sisällytetty muihin rahoitusvaroihin



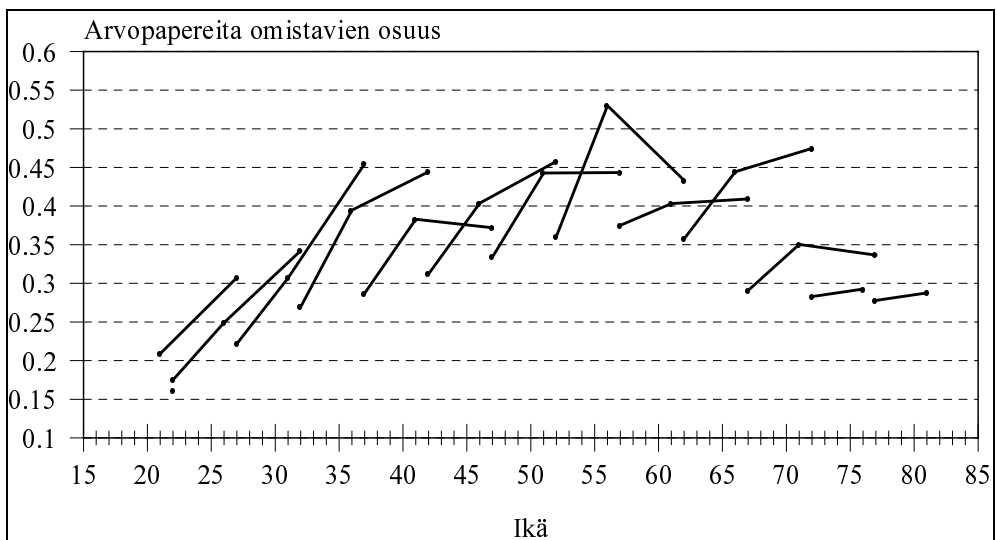
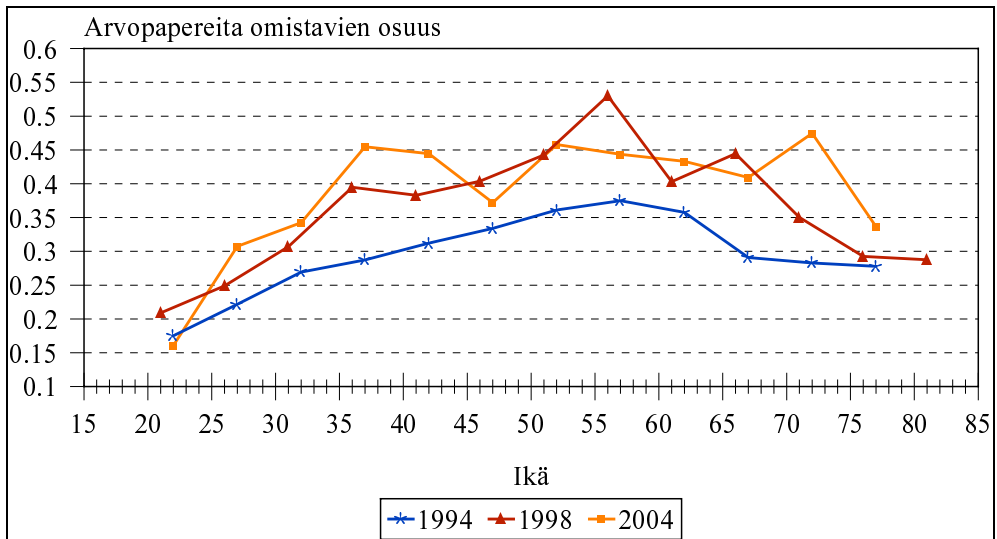
### LIITE 3 (jatkuu)

1998	Keskiarvo	Keskiarvon keskivirhe	Suhteellinen keskivirhe, %	Mediaani	95-% luottamusväli
Nettovarallisuus	79 811	2 418	3,0	50 436	75 071–84 551
Varallisuus yhteensä	90 880	2 454	2,7	64 884	86 068–95 691
1-3 Rahoitusvarallisuus	15 470	877	5,7	3 364	13 751–17 190
1 Talletukset yhteensä	7 840	450	5,7	1 682	6 958–8 722
1.1 Käyttelytilit	5 065	251	5,0	1 346	4 572–5 557
1.2 Määräaikais- ja sijoitustilit	2 349	326	13,9	0	1 710–2 987
1.3 Tilit erittelemättä	427	83	19,4	0	264–589
2 Arvopaperit yhteensä	5 509	599	10,9	0	4 336–6 683
2.1 Pörssiosakkeet ja rahastosijoitukset	3 995	544	13,6	0	2 929–5 061
2.1.1 Pörssiosakkeet	3 024	502	16,6	0	2 040–4 009
2.1.2 Puhelinosakkeet	444	27	6,1	0	392–496
2.1.3 Sijoitusrahasto-osuudet	527	131	24,6	0	269–784
2.2 Muut osakkeet	918	210	22,9	0	507–1 329
2.3 Osuustodistukset	193	44	22,8	0	106–279
2.4 Joukkovelkakirjat	404	78	19,3	0	251–556
3 Muut rahoitusvarat	2 121	159	7,5	0	1 810–2 432
3.1 Säästö- ja sijoitusvakuutukset	901	116	12,9	0	673–1 129
3.2 Eläkevakuutukset	569	61	10,7	0	450–688
3.3 Käteisvarat ja lainasaatavat	651	77	11,8	0	500–802

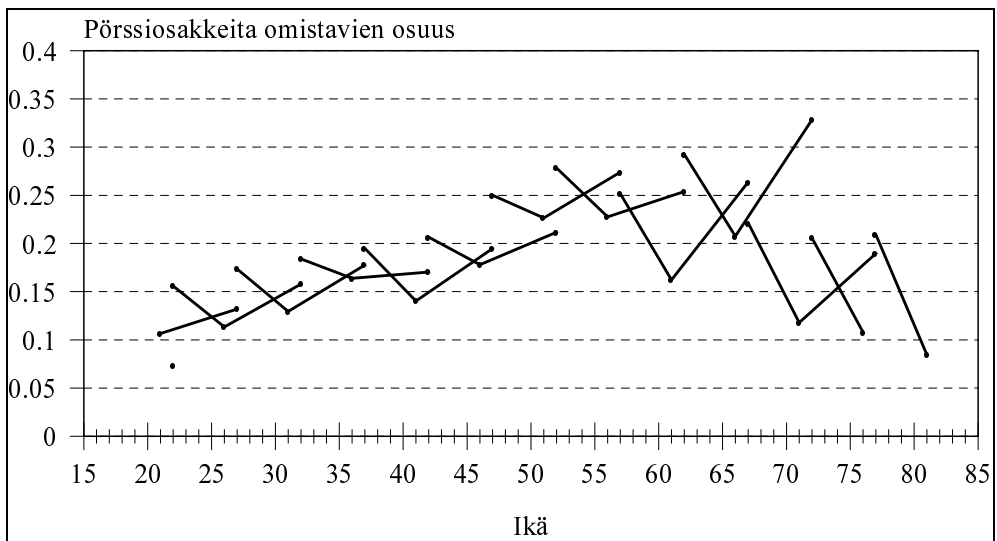
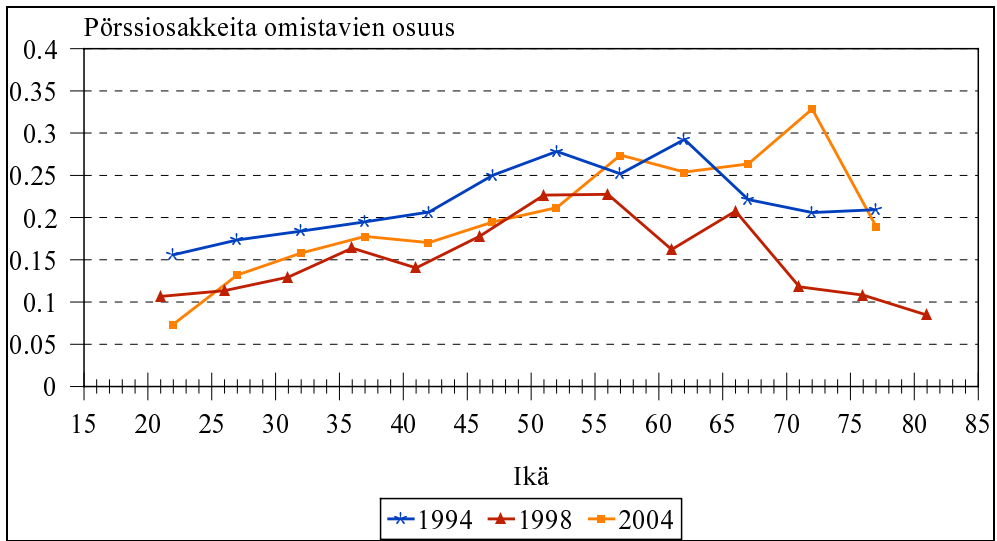
### LIITE 3 (jatkuu)

2004	Keskiarvo	Keskiarvon keskivirhe	Suhteellinen keskivirhe, %	Mediaani	95-% luottamusväli
Nettovarallisuus	127 791	3 456	2,7	76 230	121 014– 134 568
Varallisuus yhteensä	147 454	3 509	2,4	103 333	140 574– 154 335
1-3 Rahoitusvarallisuus	25 576	1 419	5,5	5 100	22 795– 28 358
1 Talletukset yhteensä	11 226	464	4,1	3 000	10 316– 12 137
1.1 Käyttelytilit	7 360	318	4,3	2 000	6 737–7 983
1.2 Määräaikais- ja sijoitustilit	2 876	295	10,3	0	2 298–3 454
1.3 Tilit erittelemättä	990	116	11,7	0	761–1 218
2 Arvopaperit yhteensä	10 561	1 142	10,8	0	8 323–12 799
2.1 Pörssiosakkeet ja rahastosijoitukset	8 023	1 076	13,4	0	5 914–10 131
2.1.1 Pörssiosakkeet	5 050	862	17,1	0	3 360–6 740
2.1.2 Sijoitusrahasto-osuudet	2 973	340	11,4	0	2 305–3 640
2.2 Muut osakkeet	1 737	248	14,3	0	1 249–2 224
2.3 Osuustodistukset	324	71	21,9	0	185–463
2.4 Joukkovelkakirjat	479	132	27,6	0	220–736
3 Muut rahoitusvarat	3 789	308	8,1	0	3 185–4 393
3.1 Säästö- ja sijoitusvakuutukset	1 568	244	15,6	0	1 090–2 046
3.2 Eläkevakuutukset	1 845	173	9,4	0	1 507–2 184
3.3 Käteisvarat ja lainasaatavat	376	52	13,8	0	274–477

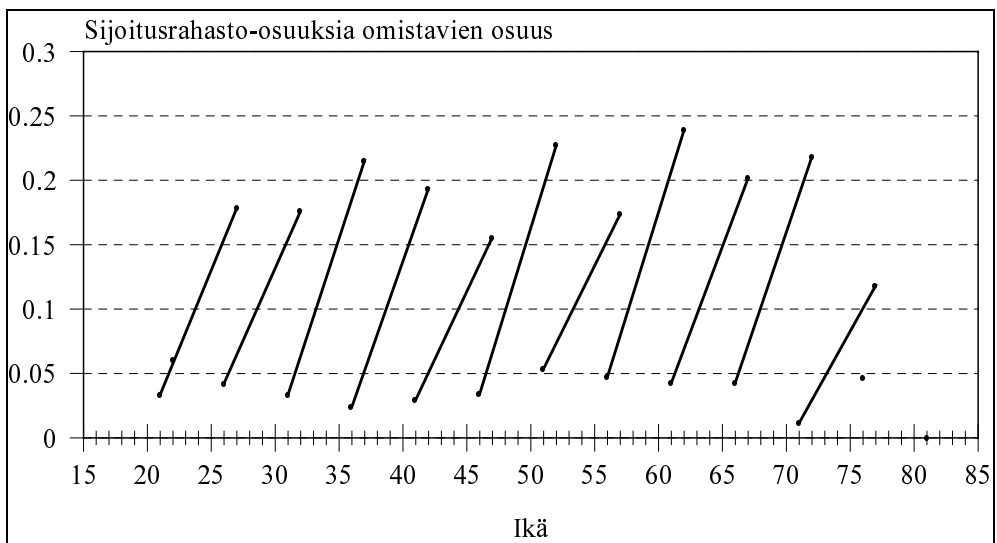
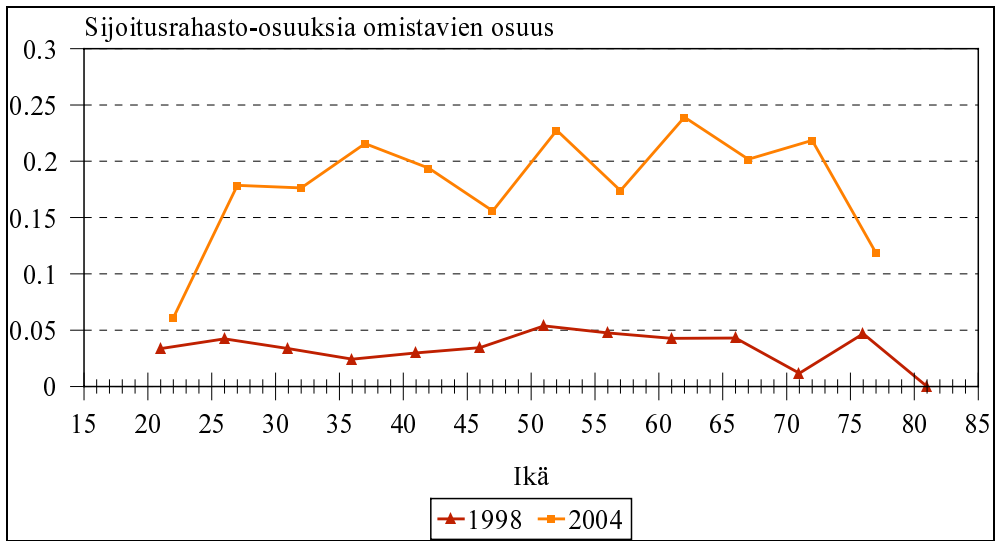
## LIITE 4 Sijoituskohteiden omistuksen graafinen tarkastelu



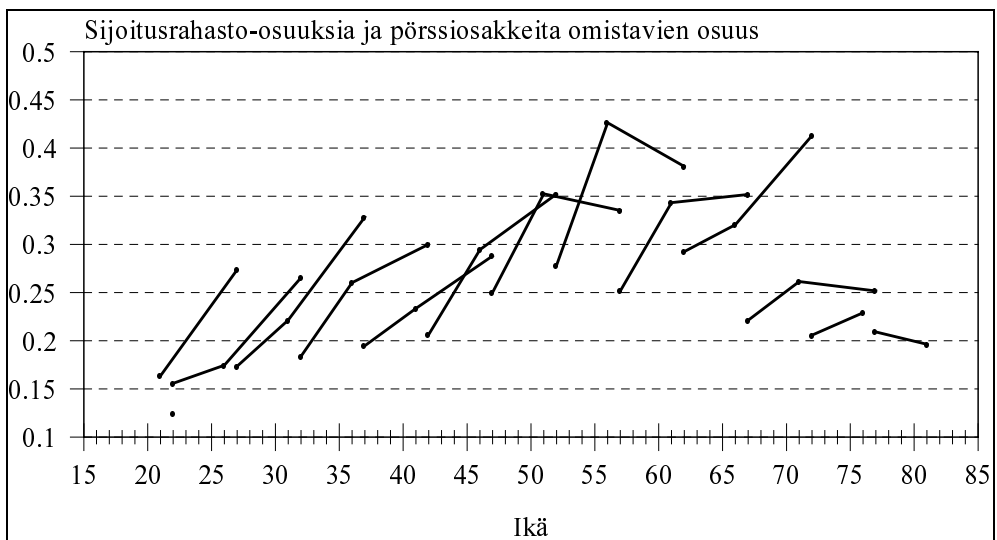
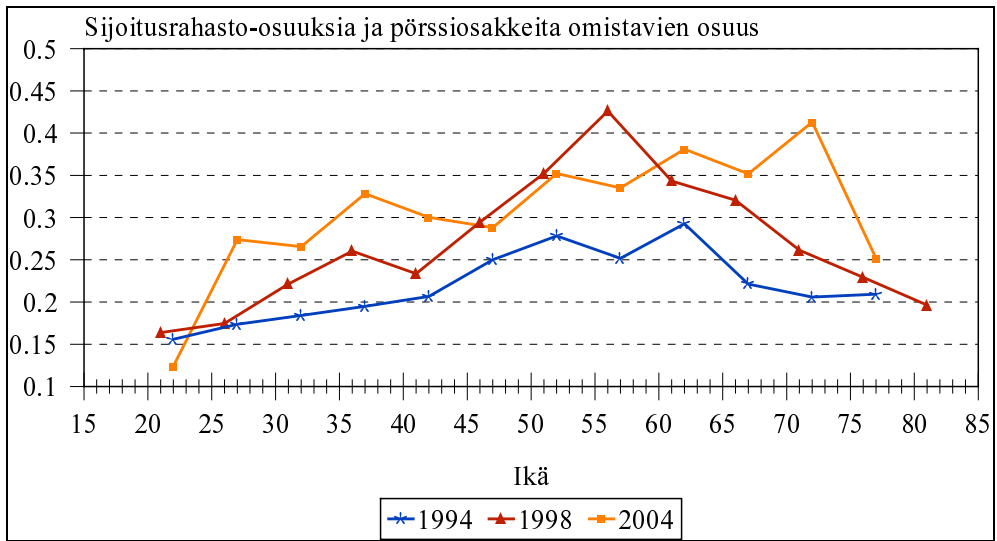
## LIITE 4 (jatkuu)



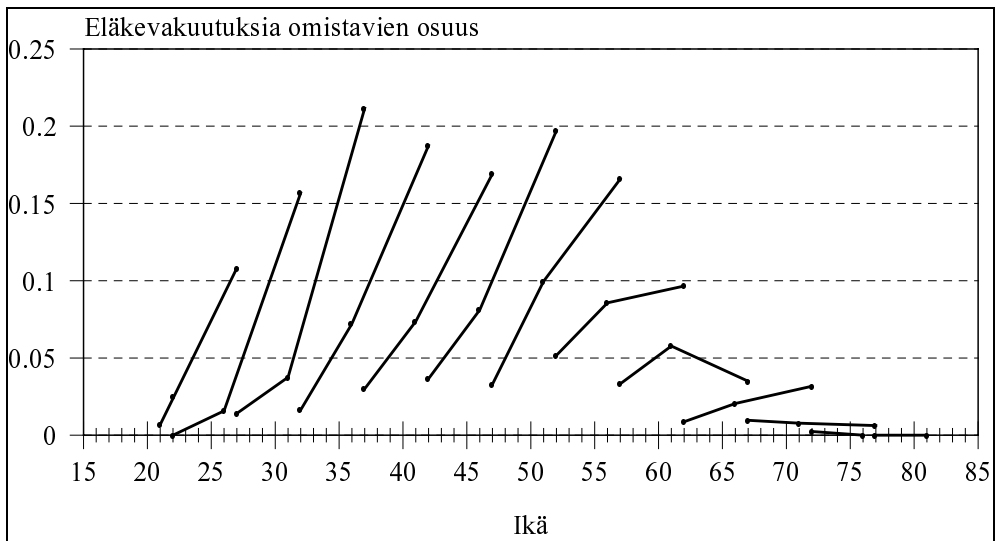
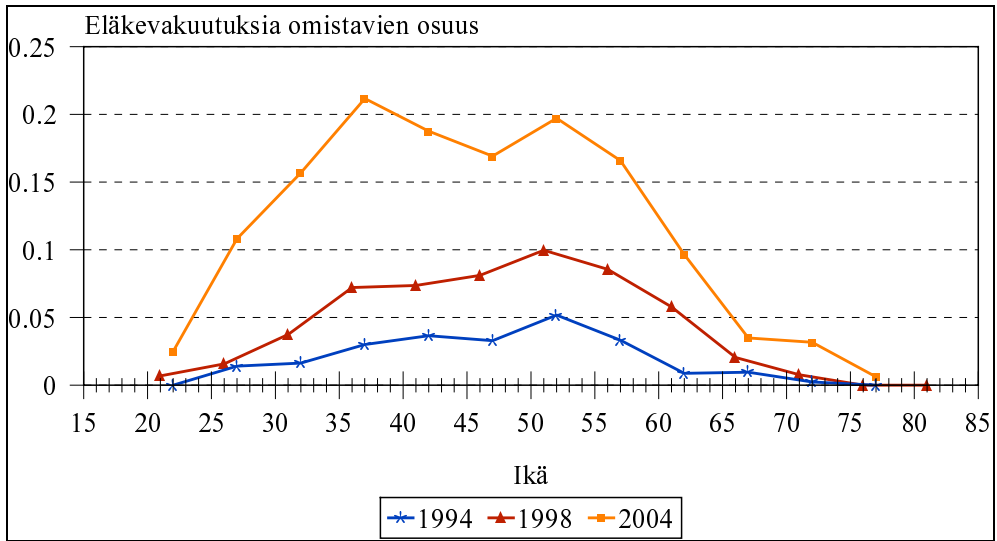
## LIITE 4 (jatkuu)



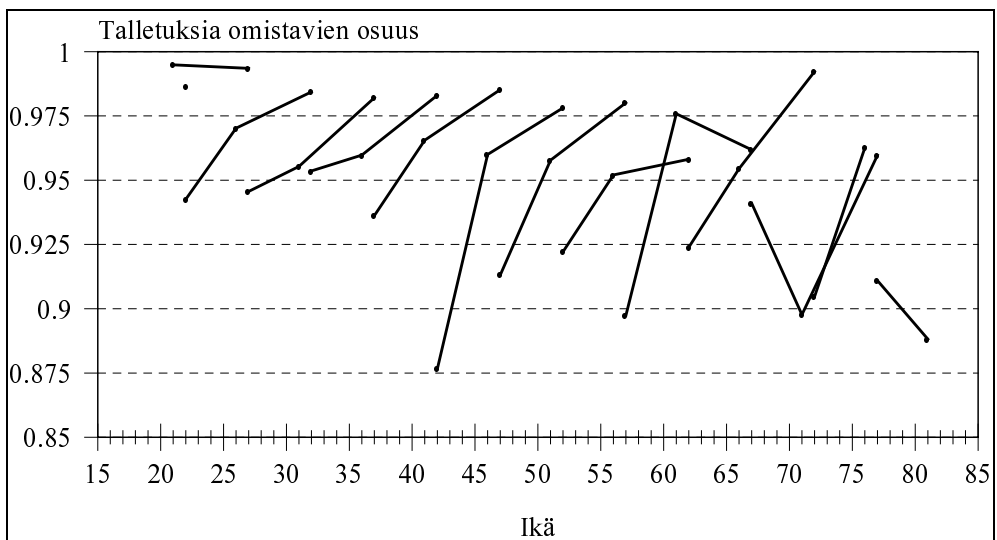
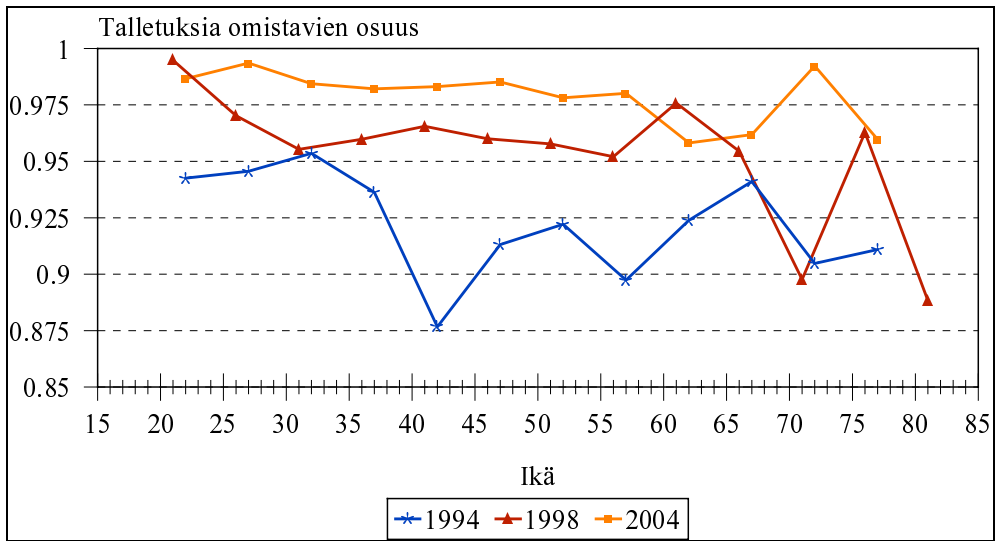
## LIITE 4 (jatkuu)



## LIITE 4 (jatkuu)



## LIITE 4 (jatkuu)





## LIITE 5 Probit-regressioiden tulokset

Selittävä muuttuja	Sijoituskohde					
	Arvop	Porsosa	Sijraha	Pymar	Elavak	Talle
<b>Vakio</b>	-0.9304*** (0.0773)	-0.9455*** (0.0807)	-1.9043*** (0.2334)	-1.0337*** (0.0807)	-2.7772*** (0.2219)	1.6013*** (0.1199)
<b>Ikä</b>						
25–29	0.0797 (0.1041)	-0.0843 (0.1178)	0.0869 (0.2282)	0.0152 (0.1085)	0.5931** (0.2408)	0.0076 (0.1967)
30–34	0.1988 (0.1388)	0.0000 (0.1546)	0.1452 (0.2879)	0.0839 (0.1438)	1.0773*** (0.2800)	0.1103 (0.2440)
35–39	0.2279 (0.1830)	0.0136 (0.2043)	0.2236 (0.3527)	0.1116 (0.1893)	1.2927*** (0.3361)	0.1371 (0.3259)
40–44	0.1959 (0.2282)	-0.0054 (0.2540)	0.2562 (0.4252)	0.0029 (0.2357)	1.4314*** (0.3911)	0.0851 (0.4014)
45–49	0.0424 (0.2754)	-0.0115 (0.3069)	0.1609 (0.5038)	-0.0573 (0.2843)	1.4961*** (0.4511)	0.3470 (0.4814)
50–54	0.1049 (0.3224)	0.0557 (0.3586)	0.2796 (0.5821)	-0.0105 (0.3322)	1.6201*** (0.5144)	0.4771 (0.5595)
55–59	0.0046 (0.3718)	0.0615 (0.4134)	0.0623 (0.6598)	-0.1485 (0.3831)	1.5730*** (0.5812)	0.5216 (0.6439)
60–64	-0.1546 (0.4212)	0.0439 (0.4678)	0.0473 (0.7333)	-0.1587 (0.4335)	1.2097* (0.6496)	0.5298 (0.7225)
65–69	-0.3581 (0.4730)	0.0280 (0.5249)	-0.0407 (0.8164)	-0.3011 (0.4865)	0.8399 (0.7299)	0.8146 (0.8221)
70–74	-0.5405 (0.5246)	-0.0091 (0.5815)	0.0335 (0.9033)	-0.4873 (0.5400)	0.7099 (0.8017)	0.7102 (0.9096)
75–79	-0.7045 (0.5758)	-0.0008 (0.6385)	0.1189 (1.0187)	-0.5235 (0.5929)	0.1408 (0.9064)	0.8886 (0.9995)
<b>Wald</b>	39.75*** [0.0000]	3.65 [0.9790]	7.71 [0.7387]	17.17 [0.1029]	82.23*** [0.0000]	10.05 [0.5263]
<b>Kohortti</b>						
1915–1919	1.0917* (0.5841)	0.1676 (0.6457)	.	0.7773 (0.6016)	.	-1.1548 (1.0112)
1920–1924	0.9000* (0.5268)	0.1004 (0.5844)	0.1599 (0.9533)	0.6971 (0.5425)	-0.7055 (0.8207)	-0.9877 (0.9146)
1925–1929	0.8681* (0.4727)	0.1949 (0.5229)	-0.1811 (0.8446)	0.6547 (0.4865)	-0.4208 (0.6970)	-1.0389 (0.8263)
1930–1934	0.9594** (0.4198)	0.5035 (0.4654)	0.2520 (0.7200)	0.8262* (0.4320)	-0.6042 (0.6112)	-0.7263 (0.7255)
1935–1939	0.7507** (0.3688)	0.3647 (0.4091)	0.3173 (0.6379)	0.6773* (0.3795)	-0.5216 (0.5339)	-0.7971 (0.6399)
1940–1944	0.7121** (0.3186)	0.4531 (0.3540)	0.3059 (0.5511)	0.6688** (0.3281)	-0.4306 (0.4606)	-0.7274 (0.5536)
1945–1949	0.6109** (0.2703)	0.4542 (0.3007)	0.1305 (0.4805)	0.5594** (0.2786)	-0.4094 (0.3912)	-0.6213 (0.4721)
1950–1954	0.4319* (0.2218)	0.2726 (0.2471)	-0.0117 (0.3977)	0.3643 (0.2289)	-0.2961 (0.3203)	-0.4348 (0.3911)
1955–1959	0.2972* (0.1746)	0.2016 (0.1949)	-0.1017 (0.3174)	0.1754 (0.1804)	-0.2990 (0.2516)	-0.2031 (0.3147)
1960–1964	0.2253* (0.1279)	0.1526 (0.1433)	-0.1877 (0.2325)	0.1255 (0.1325)	-0.2215 (0.1873)	-0.0582 (0.2339)

## LIITE 5 (jatkuu)

1965–1969	0.1557*	0.1251	0.0101	0.1016	-0.0826	-0.0203
	(0.0900)	(0.1028)	(0.1631)	(0.0937)	(0.1318)	(0.1707)
1970–1974			0.0129			
			(0.1894)			
1975–1979	-0.0932	-0.1279	.	-0.0586	0.0958	0.5391**
	(0.1021)	(0.1190)	.	(0.1060)	(0.1698)	(0.2483)
1980–1984	-0.4642***	-0.4856**	-0.4223	-0.4812***	-0.1013	0.3405
	(0.1620)	(0.1868)	(0.3069)	(0.1688)	(0.3307)	(0.3107)
<b>Wald</b>	20.54*	40.97***	16.49	31.79***	5.60	13.04
	[0.0825]	[0.0001]	[0.1697]	[0.0026]	[0.9350]	[0.4446]
<b>Vuosi</b>						
1998	0.3651***	-0.0990*	.	0.2565***	0.4759***	0.2395***
	(0.0495)	(0.0544)	.	(0.0510)	(0.0762)	(0.0823)
2004	0.5033***	0.0382	0.9631***	0.4785***	0.8780***	0.2658
	(0.1072)	(0.1186)	(0.1167)	(0.1104)	(0.1564)	(0.1861)
<b>Wald</b>	64.03***	16.50***	68.12***	25.28***	39.19***	11.84***
	[0.0000]	[0.0003]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0027]
<b>N</b>	11 574	11 574	6 814	11 574	11 449	11 574

*Huom.* Taulukossa Arvopap=arvopaperit, Porsosa=pörssiosakkeet, Sijraha=sijoitusrahastot, Pymar=pörssiosakkeet ja sijoitusrahastot, Elavak=eläkevakuutukset ja Talle=talletukset. Wald on Waldin testi kertoimien yhteismerkitsevyydelle ja N on havaintojen lukumäärä.

\*p<.10, \*\*p<.05, \*\*\*p<0.01. Huber-White -keskivirheet sulussa.