

Keskusteluaiheita - Discussion papers

No. 420

Juha Junntila*

KOTITALOUKSIEN PANKKITALLETUSTEN KYSYNTÄ SUOMEN VAPAUTUNEILLA RAHOITUSMARKKINOILLA

* Kiitän Esko Torstia työn julkaisemisen yhteydessä saamistani kommentteista.

This series consists of papers with limited circulation intended to stimulate discussion. The papers must not be referred to or quoted without the authors' permission.

JUNTILA, Juha, KOTITALOUKSIEN PANKKITALLETUSTEN KYSYNTÄ SUOMEN VAPAUTUNEILLA RAHOITUSMARKKINOILLA. Helsinki : ETLA, Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, The Research Institute of the Finnish Economy, 1992. 93 s. (Keskusteluaiheita, Discussion Papers, ISSN 0781-6847; no. 420).

TIIVISTELMÄ: Suomen rahoitusmarkkinat ovat olennaisesti muuttuneet 1980-luvun alusta lähtien. Rahoitusmarkkinoiden vapautumisen myötä on kotitalouksille tarjoutunut uusia, riskillisiä sijoituskohteita, joista eräinä ovat verolliset, markkinakorkoiset pankkitalletukset.

Tässä tutkielmassa laaditaan ekonometrinen malli kotitalouksien sijoituskäyttäytymisestä suomalaisilla vapautuneilla rahoitusmarkkinoilla. Kolmesta työssä käsitellystä portfolioteoreettisesta lähestymistavasta otetaan teoreettiseksi mallin pohjaksi perinteinen, odotetun tuoton ja tuoton varianssin tarkasteluun pohjautuva lähestymistapa. Teorian avulla voidaan kotitaloudelle määritellä hyödyn maksimointilauseke, jossa maksimoidaan kotitalouden odotettavissa olevaa hyötyä viiden eri sijoituskohteen muodostamasta portfoliosta. Kohteina ovat valtion verolliset obligaatiot, ns. käteistalletukset (käteiskassoja kuvaavana muuttujana), 24 kk:n verottomat määräaikaistalletukset, verolliset markkinakorkoiset pankkitalletukset ja pörssiosakkeet. Yhtenä päätutkimuskohteena on vuoden 1991 alusta voimaan astuneen talletusten ja joukkovelkakirjojen lähdeveron vaikutuksen tutkiminen kotitalouksien sijoituskäyttäytymisessä.

Tilastollisten tulosten perusteella sopii perinteinen portfolioteoreettinen lähestymistapa sijoituskohteiden ns. bruttosubstituutio-oletusta ajatellen parhaiten valtion verollisten obligaatioiden, markkinakorkoisten pankkitalletusten ja pörssiosakkeiden, eli kaikkien verollisten sijoituskohteiden kysynnän analyysiin. Tulosten mukaan voidaan perustellusti sanoa, että käyttöön otettu lähdeveromenettely on merkittävästi lisännyt erityisesti valtion verollisten obligaatioiden ja markkinakorkoisten pankkitalletusten suhteellista osuutta suomalaisten kotitalouksien portfolioissa.

Muodostetun empiirisenmallin perusteella työssä laadittiin myös muutamia laskelmia uusimpien rahoitusmarkkinoitamme koskevien ilmiöiden vaikutuksista kotitalouksien portfoliokoostumukseen. Näistä mainittakoon erityisesti tänä vuonna päätetty pääomatulojen verotuksen yhtenäistämishjelma. Esitetyn ohjelman vaikutukset olisivat tämän työn tulosten perusteella pääpiirteissään seuraavat: Siirryttäessä asteittain kohti suunniteltua, kaikkia verotettavia pääomatuloja koskevaa 25 %:n proportionaalista verokantaa vuonna 1996, tulisivat siirtymävaiheen aikana käteistalletusten ja pörssiosakkeiden suhteelliset osuudet kotitalouksien portfolioissa nousemaan vuoden 1992 toukokuun tilanteeseen verrattuna. Hyvin matalalla inflaatiovauhdilla myös valtion verollisten obligaatioiden suhteellinen osuus kasvaisi. Muiden kohteiden portfolio-osuudet tulisivat sitä vastoin vaihtelevalla nopeudella alenemaan.

SISÄLLYSLUETTELO

1. JOHDANTO	1
2. 1980-LUVUN MUUTOKSET KOTIMAISILLA RAHOITUS-MARKKINOILLA	3
2.1. Institutionaaliset muutokset	3
2.2. Muutokset pankkien ottolainauskilpailussa	4
2.3. Keskuspankkipolitiikka	5
3. RAHOITUSVAATEIDEN VEROTUKSESTA	6
3.1. Talousteoreettinen tausta	6
3.2. Verotuksen vaikutus portfoliovalintaan	8
3.3. Korkojen verotuskohtelun muutosvaihtoehdot	12
3.3.1. Taustaa	12
3.3.2. Täyden nimelliskoron verotus	13
3.3.3. Reaalikoron verotus eli ns. latvakorkovero	14
3.3.4. Valittu vaihtoehto	16
4. TYÖN TEORIATAUSTA; SÄÄSTÄMINEN KANSAN-TALOUDESSA JA PORTFOLIOTEORIA	16
4.1. Säästämiskäsite	16
4.2. Säästämisen teoriaa	17
4.3. Säästämiskohteiden valinta eli portfolion jakautuminen	18
4.4. Portfolioteoreettisia lähestymistapoja ja tutkimuksia	19
4.4.1. Yleistä portfolioteoriasta	19
4.4.2. Rahoitusvirtalähestymistapa	20
4.4.3. Binääriset ja poikkileikkausaineistoon perustuvat valintamallit	21
4.4.4. Standardin portfolioteorian mukainen lähestymistapa	22
4.5. Perinteinen portfolioteoreettinen lähestymistapa	23
4.5.1. Taustaa	23
4.5.2. Oletukset	23
4.5.3. Hyödyn odotusarvon malli	24
4.5.4. Hyötyfunktion matemaattinen muoto	25
4.5.5. Riskinkarttajan hyötyfunktio	26
4.5.6. Riskinkarttamisen aste	28
4.5.7. Hyötyfunktion valinta	29

4.5.8. Sijoituskohteiden tuoton jakauma	30
4.5.9. Kahden riskillisen sijoituskohteen portfolio ja laajennus n kohteen tapaukseen	30
4.5.10. Tämän työn portfoliotarkastelu	34
5. MALLI	38
5.1. Yleistä tilastoaineistosta	38
5.2. Käytettävien varantomuuttujien kuvaus	38
5.3. Tuottomuuttujien konstruointi	43
5.4. Käytettävän portfoliomallin perusmuoto	50
5.5. Perusmallin dynaaminen spesifikaatio	53
5.6. Laajennettu mallispesifikaatio	55
6. EMPIIRISET TULOKSET	58
6.1. Yleistä tuloksista ja testauksesta	58
6.2. Havaintoaineiston homogeenisuus	58
6.3. Multikollineaarisuudesta	61
6.4. Mallien estimointitulokset	62
6.4.1. Staattisen perusmallin tulokset	62
6.4.2. Perusmallin lyhyen tähtäyksen dynaamisen version tulokset	67
6.4.3. Perusmallin laajennuksen tulokset	74
6.4.4. Sijoituskohteiden kysyntäjoustot	77
6.5. Tiivistelmä tuloksista ja vertailua	80
7. VIIMEISIN VAIHE PÄÄOMATULOJEN VEROTUKSESSA	85
7.1. Uudistusesityksen keskeisin sisältö	85
7.2. Esitetyn uudistuksen vaikutukset kotitalouksien sijoitus- käyttäytymiseen	86
8. LOPUKSI	91

LÄHDELUETTELO

LIIKTEET

1. JOHDANTO

Suomen rahoitusmarkkinat ovat olennaisesti muuttuneet 1980-luvun alusta lähtien. Muutos on ollut huomattavan nopeaa varsinkin menneen vuosikymmenen jälkipuoliskolla. Markkinoiden liberalisoitumisen rinnalla on ollut havaittavissa nopea reaalisten anto- ja ottolainauskorkojen nousu. Tätä on nopeuttanut mm. pankkien välisen varainhankinnan ehtoja säätelevän korkosopimuksen sekä Suomen ja ulkomaiden välisten pääomanliikkeiden luvanvaraisuuden purkaminen.

Kotimainen säästäminen jaetaan yleensä julkisen sektorin, yritysten ja kotitalouksien (joihin luetaan myös voittoa tavoittelemattomat yhteisöt) säästämiseen¹. Säästämiskohteita esim. kotitalouden kohdalla ovat asunnot ja muu reaaliomaisuus, pankkitalletukset, obligaatiot ja muut joukkovelkakirjat sekä pörssiosakkeet. Tässä tutkielmassa käsitellään erityisesti pankkitalletuksia. Työssä rajoitutaan ajanjakson tammikuu 1987 - toukokuu 1992 kehityksen tutkimiseen, koska kyseisellä aikavälillä pankkitalletusten valikoima on monipuolistunut ja rahoitusmarkkinoiden murros on muutenkin ollut tähän mennessä voimakkainta.

Eräänä pankkitalletusten tuottoon ja näin ollen niiden kysyntään vaikuttavana tekijänä on tarkasteluajanjaksolla ollut vuoden 1991 alusta voimaan tullut laki korkotulon lähdeverosta. Tutkielmassani laaditaan ekonometrinen malli kotitalouksien pankkitalletusten kysynnästä portfolioteoriaa ja sen sovellutuksia apuna käyttäen. Tutkimuskohteenä on erityisesti mahdollinen varojen siirtyminen verottomilta tileiltä verollisille tileille.

Luvussa 2 kuvataan Suomen rahoitusmarkkinoiden muutosta. Murroksen vuoksi on tarkasteluajanjakson aikana pankkien kilpailu asiakkaiden talletusvaroista rajusti lisääntynyt ja erityisesti markkinakorkopohjaiset verolliset talletusmuodot ovat tulleet muotiin. Luvussa 3 esitetään rahoitusvaateiden verotuksen talousteoreettisia perusteita ja Suomessa 1980-luvun puolivälissä käytyä pääomatuloverotuksen uudistamiskeskustelua. Lopuksi esitetään valitun verotusmuodon ominaisuuksia.

¹Koskela(1990), s. 9

Luvussa 4 esitetään työn teoriatausta. Aluksi selitetään säästämisen käsite ja tarkastellaan siihen liittyvää teoriaa. Seuraavaksi esitetään kolme vaihtoehtoista portfolioteorian, eli tehokkaiden sijoitussalkkujen valintateorian mukaista lähestymistapaa sijoituskäyttäytymisen tutkimisessa sekä kyseisiä tapoja soveltaneita tutkimuksia. Viimeisenä esitellään perinteinen, odotetun tuoton ja sen varianssin tarkasteluun perustuva lähestymistapa ja sitä soveltaneita tutkimuksia. Alaluku 4.5. on pyhitetty kokonaan kyseisen lähestymistavan teoriataustan ja ominaisuuksien esittämiselle, koska tämän työn empiirinen osa pohjautuu nimenomaan perinteiseen, standardiin portfolioteoriaan. Luvun lopussa esitetään myös tutkielman varsinainen teoreettinen portfoliotarkastelu.

Luvussa 5 alkaa työn empiirinen osa. Siinä tarkastellaan käytettyä tilastoaineistoa ja siihen liittyneitä ongelmia. Työssä käytetään estimoinnissa kolmea portfoliomallia; ns. perusmuotoa, sen dynaamista versiota ja perusmallin laajennettua spesifikaatiota. Estimointi suoritetaan TSP-ohjelmalla. Empiirisen osan pääpaino on nimenomaan kotitalouksien portfolioallokaation tutkimisessa eli siinä, miten eri sijoituskohteiden tuottojen vaihtelu vaikuttaa kohteiden suhteellisiin portfolio-osuuksiin. Lähdeveron vaikutusta tutkitaan erillisen dummy-muuttujan avulla. Mainittakoon, että esim. kotitalouksien kokonaissäästämisen taso ei ole tässä työssä tutkimuskohteena.

Luvussa 6 esitetään empiiriset tulokset ja analysoidaan niitä. Tuloksia verrataan myös soveltuvien osin eräisiin aikaisempiin kotitalouksien sijoituskäyttäytymistä käsitelleisiin tutkimuksiin. Luvussa 7 käydään läpi viimeisintä pääomatulojen verotuksen uudistusesitystä ja laaditaan tässä tutkielmassa käytetyn mallin perusteella ennuste esitetyn uudistuksen vaikutuksista kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen. Työssä esitetyt laskelmat ovat luonnollisesti alttiita ekonometristen mallien ns. Lucas-kritiikille¹, joka arvostelee talouspolitiikan vaikutusten analysointia ekonometrisella mallilla. Todellisuudessa työssä käytettyjen eksogeenisten muuttujien muuttuminen sinällään jo vaikuttaa kotitalouksien odotuksiin ja sitä kautta mallien rakenneparametreihin. Luku 8 on työn tiivistelmäluku, jonka lopussa esitetään myös mahdollisia jatkotutkimusaiheita.

¹Ks. esim Stevenson - Muscatelli - Gregory (1988) s. 94 ja 184

Tutkielman tekemiseen ja loppuun saattamiseen ovat vaikuttaneet useat tahot ja monet henkilöt. Kaikista kirjoituksessa mahdollisesti esiintyvistä virheistä vastaan luonnollisesti itse, mutta haluan esittää kiitokseni erityisesti muutamille henkilöille. Varsinaisen alkukipinän lähdeveron vaikutuksen tutkimiseen kotitalouksien sijoituskäyttäytymisessä sain syksyllä 1991 ETLA:n tutkimusjohtajalta, VTT Kari Alholta, mistä hänelle kiitos. Tampereen yliopiston kansantaloustieteen laitoksella olen saanut osakseni kannustusta ja hyvää ohjausta erityisesti Jouko Ylä-Liedenpohjalta, Tapio Palokankaalta ja Matti Saariaholta. Tilastolähteiden hankinnassa minua ovat avustaneet mm. Kari Takala Suomen Pankista sekä Soila Miettinen KOP:n Taloudelliselta tutkimusosastolta. Myös vaimoni Anna-Maria ansaitsee kiitoksen kärsivällisyydestään.

2. 1980-LUVUN MUUTOKSET KOTIMAISILLA RAHOITUSMARKKINOILLA

2.1. Institutionaaliset muutokset

1970-luvun lopulle ja viime vuosikymmenelle on ollut ominaista rahoitusmarkkinoiden kehittyminen kansainvälisempään suuntaan myös Suomessa. Säännöstelyn purkaminen on lisännyt edellytyksiä pääomien nopeammalle ja vapaammalle liikkumiselle niin kansallisilla kuin kansainvälisilläkin markkinoilla.

Viime vuosikymmenen aikana on kotimaisten rahoitusinstituutioiden lukumäärä kasvanut ja kansainväliset instituutiot ovat etabloituneet Suomen markkinoille. Uusia käsitteitä ja perinteisen kotimaisen pankkitoiminnan kilpailijoita ovat mm. rahoitusyhtiöt (leasing-, factoring- ja confirming-toiminta), sijoitusyhtiöt (ns. holding-yhtiöt ja varsinaiset sijoitusrahastot) sekä tulevaisuuden kannalta tärkeimpänä ja nyt jo toimintansa vakiinnuttaneena ryhmänä ulkomaiset pankit. Ulkomaisten pankkien pääasiallisimpana toimintamuotona tosin ovat vielä tällä hetkellä valuuttakauppa, ulkomaisen rahoituksen järjestäminen suurasiakkaille (lähinnä yrityksille, lokakuun 1991 alusta tosin myös yksityisille henkilöille) sekä meklaritoiminta lyhyen rahan markkinoilla¹. Viimeksimainittu instituutio muodostuneen tulevana vuosina vahvaksi kilpailijaksi

¹Huttunen - Kosonen(1989) , s. 19 - 20

kotimaisille pankeille myös yleisön pankkitalletussijoitusten suhteen markkinoiden edelleen vapautuessa ja asiakkaiden (myös yksityisten) markkinatietoisuuden lisääntyessä.

2.2. Muutokset pankkien ottolainauskilpailussa

Vuoden 1989 alkuun saakka tavallisimpien pankkien ottolainaustilien (ns. käyttö-, säästö- ja karttavat talletustilit sekä määräaikaistalletukset) hyvityskorko oli sidottu Suomen Pankin peruskorkoon, jonka muutosten perusteella myös ko. korot vaihtelivat yhtä paljon. Pankkiryhmien välinen koron yhtäsuuruus perustui pankkien väliseen korkosopimukseen, joka taas perustui lakiin talletusten verohelpotuksista. Lain mukaan verovapaita talletuksia olivat vain talletusmuodot, joita oli tarjolla ainakin kahdessa eri pankkiryhmässä ja joissa hyvityskorko ja muut talletusehdot olivat samat.¹

Vuoden 1989 alusta voimaan astuneen talletusten verohuojennuslain mukaan veronalaisiksi tulivat kaikki muut talletukset paitsi ne, jotka noudattavat tiettyjä korkoehtoja. Tällä hetkellä (syyskuu 1992), kun uusin talletusten verohuojennuslain muutos on vielä vahvistamatta, kyseisten korkoehtojen mukaan verottomia talletuksia ovat vain 24 kk:n määräaikaistalletukset, joiden korko on korkeintaan kaksi prosenttiyksikköä alle Suomen Pankin peruskoron sekä talletukset, joille maksetaan korkoa korkeintaan 5 prosenttiyksikköä alle Suomen Pankin peruskoron.² Teoriassa vuoden -89 lakimuutos mahdollisti pankkien välisen talletuskilpailun lisääntymisen, koska se antoi mahdollisuuden tarjota yleisölle monipuolisempaa talletusvalikoimaa ja kilpailukeinoiksi muodostuivat korot ja muut talletusehdot.

Verollisten tilien kysyntää haluttiin valtiovallan toimesta vielä kannustaa säätämällä vuonna 1990 laki korkotulon lähdeverosta. Lain mukaan verottomina säilyivät edelleen aiemmin mainitut tilit, mutta verollisten tilien vero peritään jo ns. lähteellä eli käytännössä sen perii talletuksen vastaanottanut pankki tai muu rahoitusinstituutio.

¹Jokinen - Soltila(1990) , s. 12

²Suomen sädöskokoelma 1988, s. 1641 - 1642 ja 1990, s. 2864. Peruskorko on kirjoitushetkellä 9,5 %. Myös syksyllä -92 markkinoille tulleet 36 kk:n määräaikaistalletukset jäänevät verottomiksi

Korkotulo ei lähdeveron perimisen jälkeen ole enää verovelvollisen veronalaista tuloa eikä talletus tai joukkovelkakirjan arvo veronalaista varallisuutta. Veron suuruus vuonna 1991 oli 10 % ja vuoden 1992 alusta se nostettiin 15 prosenttiin. Lakia sovelletaan sen voimassaoloajalta kertyviin talletusten ja joukkovelkakirjojen korkoihin¹. Tällä hetkellä yleisimpinä viitekorkoina verollisissa pankkitalletuksissa käytetään maturiteetiltaan eri pituisia Helibor-korkoja.

2.3. Keskuspankkipolitiikka

Suomen Pankin rahapoliittisina instrumentteina olivat 1960- ja -70-luvuilla peruskoron muutokset, jotka yleensä nostivat tai laskivat täysimääräisesti myös pankkien otto- ja antolainauskorkoja, sekä keskuspankin määrälliset rajoitukset. Noiden välineiden avulla keskuspankki kykeni kohtalaisen tehokkaasti säätelemään pankkien otto- ja antolainaus-toiminnan volyymia. Vuonna 1975 keskuspankki käynnisti ns. päiväluottomarkkinat peruskorkoisen rahoituksen rinnalle ja painopisteen siirtyessä vähitellen näille markkinoille peruskorkoiset kiintiöt lopetettiin kokonaan vuoden 1984 alusta lukien². Muita keskuspankin rahapoliittisia instrumentteja ovat olleet kassavarantojärjestelmä ja antolainauksen keskikorkosäätely.

Negatiiviset reaalikorot ja talouden rahoitustasapainon järkkäminen yhdessä säästämisasteen laskun myötä aiheuttivat 1970-luvun lopulla paineita korkosäätelystä riippumattomien korkeampituottoisten sijoituskohteiden kehittämiseksi. Antolainauksen keskikorkosäätelyä alettiin Suomen Pankin toimesta hiljalleen purkaa vuonna 1983, jonka seurauksena pankit alkoivat siirtää säännöstelemätöntä, markkinakorkoista taseen ulkopuolista lainoitustaan taseisiin. Tämä loi pohjan monipuolisille ja entistä tehokkaammille rahoitusmarkkinoille, joiden toiminta perustuu vapaaseen koron muodostukseen.³

¹Suomen sädöskokoelma 1990, s. 2860 - 2863

²Huttunen - Kosonen(1989) , s. 23

³Malkamäki - Solttila(1991) , s. 4

Varsinainen INTERBANK-toiminta eli pankkien välinen sijoitustodistusten kaupan käynti ja sen myötä rahamarkkinoiden nopea kehittyminen saivat lopullisen sysäyksen vuoden 1987 tammikuussa, kun sijoitustodistukset vapautettiin kassareservivaatimukselta. Pankeille annettiin tällöin myös mahdollisuus seurata antolainauskoroissaan ns. lyhyen rahan markkinoiden korkoja eli käytännössä Helibor-korkojen osuus uusien lainojen viitekorkona kasvoi nopeasti. Kun samalla sovittiin siitä, että maturiteetiltaan alle vuoden pituiset viiden suurimman pankin sijoitustodistukset olivat siitä lähtien homogeenisia eli samanluonteisia instrumentteja, markkinarahan markkinat alkoivat laajeta nopeasti. Tällöin myös keskuspankin pääasialliseksi rahapoliittiseksi välineeksi muodostuivat ns. avomarkkinaoperaatiot eli keskuspankin omien ja toisten pankkien sijoitustodistusten osto ja myynti muille pankeille. Aikaisemmin mainittu HELIBOR-korko (Helsinki Interbank Offered Rate) lasketaan päivittäin keskuspankin toimesta viiden suurimman pankin sijoitustodistusten ostonoteerausten mukaisena keskiarvona eri maturiteeteille.¹

3. RAHOITUSVAATEIDEN VEROTUKSESTA

3.1. Talousteoreettinen tausta

Talouspolitiikan kannalta vaihtoehtoiset verojärjestelmät voivat johtaa hyvin erilaisiin yksityisiin säästämisasteisiin. Verojärjestelmän valinnassa olisi otettava huomioon lyhyen tähtäyksen vaikutukset työllisyyteen ja inflaatioon, keskipitkän tähtäyksen vaikutukset talouden kasvuvauhtiin ja pitkän tähtäyksen vaikutukset talouden pääomavaltaisuuteen. Säästämistä kannustava veropolitiikka voi muuttaa palkka- ja pääomatu-
lojen sekä sukupolvien välistä tulonjakoa.¹ Perimmältään verojärjestelmän valinnassa on siis kyse valinnasta tulonjakotavoitteiden ja resurssien tehokkaan allokaation välillä.

Pääoman tuotto voidaan taloudelliselta kannalta jakaa kolmeen komponenttiin:²

- 1) korko eli korvaus kulutuksesta pidättäytymiselle

¹Sandmo(1985) s. 265

²Ylä-Liedenpohja(1988) s. 69 - 70

2) puhdas taloudellinen voitto eli koron ylittävä pääoman tuotto, joka jaetaan

a) korvaukseen riskinotosta, joka voi olla passiivista lainarahan tai oman pääoman ehdoin tapahtuvaa finanssisijoittamista tai aktiivista sisältäen näiden lisäksi yrittäjäpanoksen, sekä

b) residuaalin luonteiseen, markkina- tai monopolivoiman käytöstä aiheutuvaan erään, jonka suuruus ei vaikuta asianomaisen tuotannontekijän tarjontaan.

Kutakin pääomatuoton komponenttia talousteoriat opettaa verotettavan hyvin eri tavoin. Ricardolainen ja moderni optimaalisen verotuksen teoria opettavat, että sellainen korvaus, joka ei vaikuta resurssin tarjontaan, tulisi verottaa pois kokonaan¹. Riskinottohalukkuutta tarkasteltaessa on optimiveroteorian² mukaan riskinotto suurempaa, kun valtio on verotuksen kautta yhtiökumppanina tuloissa ja menoissa. Verojärjestelmä toimii tällöin tavallaan vakuutuksena.

Erään talousteoreettisen näkökannan mukaan jo verotetusta tulonosasta tehtyä pääomasijoitusta ei tulisi verottaa lainkaan, jotta välttyttäisiin pääomatulon kaksinkertaiselta verotukselta. Tällöin puhutaan nykyisin yleisimmin käytössä olevan tuloverojärjestelmän sijasta ns. menoverojärjestelmästä³. Menovero- tai toiselta nimeltään kulutustuloverojärjestelmän puitteissa olisi säästämisen yhteen kertaan verottamiseksi olemassa kaksi vaihtoehtoa; joko itse säästetty tulonosa tai sille koitua tuotto voidaan jättää verottamatta. Järjestelmän osakseen saamista oikeudenmukaisuusargumenteista huolimatta se ei ole saavuttanut kovin suurta suosiota käytännön verojärjestelmänä. Suomessa esim. useaan kertaan jatkettua talletus- ja obligaatiokorkojen verohuojennuslakia voidaan kuitenkin pitää eräänä menoveroteorian periaatteita toteuttavana verotusmenetelyn muotona.

¹Ylä-Liedenpohja(1988) s. 70

²Ks. esim. Atkinson - Sandmo(1980) ja Sandmo(1985), joissa on tutkittu verotuksen hyvinvointivaikutuksia säästämiseen ja riskinottoon optimiveroteoreettisen kehikon avulla

³Tutkimuksia menoveron tehokkuusvaikutuksista ovat tehneet mm. King(1980) ja Ylä-Liedenpohja(1982,1987)

Talousteorია esittää siis pääomatulon eri komponenttien verotukseen useita eri lähestymistapoja. Erityisesti korkotulojen verotuskohtelu oli 1980-luvun puolivälissä Suomesakin taloudellisen keskustelun kohteena ja keskustelua käydään uudistusten vuoksi edelleenkin hyvin vilkkaasti.

3.2. Verotuksen vaikutus portfoliovalintaan

Tutkielmassa käytettävään portfoliomalliin liittyvät oletukset ja ominaisuudet perustelui-neen esitetään myöhemmin alaluvuissa 4.4. ja 4.5. Jo tässä kohtaa esitetään kuitenkin muutamia portfolioteoreettiseen lähestymistapaan liittyviä ominaisuuksia. Tässä alaluvussa esitetään teoreettinen tarkastelu siitä, miten verollisen sijoituskohteen veroasteen muutos vaikuttaa sijoituskohteiden suhteellisiin osuuksiin sijoittajan portfoliossa. Esitys perustuu Sandmon (1985) kirjoitukseen.

Perinteisesti rahoitusvaateiden verotuksen oletetaan lisäävän sijoittajan riskinottohalukkuutta edellisessä kappaleessa esitetyn verojärjestelmän vakuutusominaisuuden kautta. Ottaessaan osan odotetusta tuotosta veron muodossa verottaja osallistuu myös riskinottoon. Yksinkertaisimmassa mallissa (Sandmo(1985), ss. 294 - 298) nojaudutaan von Neumannin ja Morgensternin odotetun hyödyn tarkastelukehikkoon, jossa yksilöillä on preferenssit tulevan varallisuutensa (siis investointiajanjakson lopun varallisuuden) Y suhteen ja he arvioivat sitä aidosti konkaavin hyötyfunktion $U(Y)$ avulla. Alkuperäinen varallisuus voidaan sijoittaa kahteen vaateeseen, rahaan (m), jonka tuotto on nolla, ja riskilliseen kohteeseen (a), jonka tuotto x on satunnaismuuttuja. Tätä tuottoa verotetaan (marginaali)veroasteella t . Budjettirajoitteeksi muodostuu tällöin

$$m + a = A ,$$

jossa A = alkuperäinen varallisuus.

Investointiperiodin lopun varallisuudeksi saadaan

$$\begin{aligned} Y &= a[1 + x(1-t)] + m \\ &= A + ax(1-t). \end{aligned}$$

Odotetuksi hyödyksi saadaan, kun oletetaan, että x :n todennäköisyysjakauma on jatkuva välillä $[-1, \infty)$

$$E(U) = \int_{-1}^{\infty} U(A + ax(1-t)) f(x) dx.$$

Tällöin saadaan yksinkertaisimmassa mallissa riskilliseen kohteeseen a sijoitetusta varallisuudesta koetun hyödyn maksimoinnin 1. asteen ehdoksi sisäpisteratkaisulle

$$E[U'(Y)x(1-t)] = 0 \quad (3.1)$$

ja maksimipisteen 2. asteen ehto täyttyy hyötyfunktion konkaavisuusoletuksen nojalla (ks. myöhemmin). Riskillisen sijoituskohteen optimivaro on positiivinen jos ja vain jos $E(x) > 0$. Tässä tarkastelussa edellisen ehdon oletetaan pätevän.

Kun lausekkeesta (3.1) otetaan derivaatta t :n suhteen, saadaan

$$E\{ U''(Y) \left[\frac{\partial a}{\partial t} x(1-t) - ax \right] x(1-t) - U'(Y)x \} = 0. \quad (3.2)$$

Lausekkeen (3.1) ja t :n (veroasteen) ei-stokastisuuden perusteella lausekkeen (3.2) viimeinen termi häviää. Tällöin (3.2) tulee muotoon

$$\frac{\partial a}{\partial t} = \frac{a}{1-t} \quad \text{eli} \quad \frac{\partial a}{\partial t} \frac{t}{a} = \frac{t}{1-t}. \quad (3.3)$$

Tämän tuloksen mukaan sijoittajan suhtautuminen verotukseen voidaan ennustaa tietämättä mitään hänen riskipreferensseistään. Ainoat vaadittavat tiedot ovat riskillisen sijoituskohteen varanto ja sijoittajan (marginaali)veroaste. Yhtälön (3.3) perusteella sijoittaja sopeuttaa optimaalisen varallisuutensa todennäköisyysjakauman puitteissa salkun koostumusta veroasteen muuttuessa (3.3):n mukaan. Näin ollen sijoittaja vastaa korkeampaan veroasteeseen kasvattamalla riskillisen kohteen osuutta salkussaan. Valtion osallistuminen riskinottoon riittää kattamaan verotuksen aiheuttaman odotetun tuoton laskun ja siis hyödyn menetyksen.

On huomattava, että tässä malliversiossa ei oteta huomioon esim. verotuksen vaikutusta portfolion kokoon ja muihin sijoittajan tekemiin päätöksiin. Tässä siis tutkitaan vain

verotuksen vaikutusta portfolion sisäiseen substituoitioon, joten malli on äärimmäisen yksinkertaistava. Sandmo tarkastelee samassa kirjoituksessaan edellä esitetyn tapauksen lisäksi myös edellisestä hieman poikkeavia tapauksia.

Nollasta poikkeavan koron tapaus on sellainen, jossa myös verottomalle kohteelle maksetaan riskitön tuotto r , jolloin verollisen kohteen veropohjaksi muodostuu $a(x-r)$. Tässä ns. nettoverotuksen tapauksessa ("net taxation case"¹) sijoittajan reaktioyhtälö tulee myös yhtälön (3.3) muotoon. Toisessa ns. bruttoverotuksen tapauksessa ("gross taxation case"¹) tulee reaktioyhtälö muotoon

$$\frac{\partial a}{\partial t} = \frac{-Ar}{1+r(1-t)} \frac{\partial A}{A} + \frac{a}{1-t},$$

eli joustomuodossa

$$\frac{\partial a}{\partial t} \frac{t}{a} = \frac{-tr}{1+r(1-t)} \left(\frac{\partial a}{\partial A} \frac{A}{a} \right) + \frac{t}{1-t}. \quad (3.4)$$

Yhtälössä (3.4) viimeinen termi on sama kuin yhtälössä (3.3) ja lisäksi nyt on mukana tulovaikutus, joka on suhteessa riskillisen kohteen varallisuusjousto-²on $(\partial a / \partial A)A/a$. Jos nyt tulovaikutus on positiivinen, se vähentää riskillisen kohteen kysyntää. Näin ollen substituutio- ja tulovaikutus vaikuttavat eri suuntiin ja mitään varmaa johtopäätöstä verotuksen ja riskinoton suhteesta kokonaisuutena ei voida tehdä. Jos substituutiovaikutus dominoi tulovaikutusta, riskillisen kohteen kysyntä kasvaa ja jos tulovaikutus dominoi substituutiovaikutusta, kohteen kysyntä vähenee.

Kolmas Sandmon tarkastelema tapaus koskee useiden riskillisten kohteiden kysyntää. Tällöin intuitiivinen argumentti siitä, että verotus lisää riskinottoa, ei enää päde, koska esim. kahden riskillisen sijoituskohteen tapauksessa sijoittajan on sijoituspäätöstä tehdessään otettava huomioon myös kohteiden tuottojen kovarianssit eikä vain odotetut tuotot (teoreettinen tarkastelu esitetään luvussa 4.5.). Usean riskillisen kohteen tapauk-

¹Sandmo(1985) s. 296

²Ratkaisun yksityiskohtainen johtaminen noudattelee pääpiirteissään yhtälön (3.3) johtamista, erotuksena tässä määritellään lopulliseksi varallisuudeksi $Y=A[1+r(1-t)]+a(x-r)(1-t)$

nessa pätevät aikaisemmin esitetyn 2 kohteen nettoverotuksen mukaiset tulokset. Oletuksia tuottojen mahdollisista yhteisistä todennäköisyysjakaumista ei tässäkään tapauksessa tarvita. Näin ollen, jos riskillisen kohteen j ylimääräisten tuottojen $(x_j - r)$ veroaste on t_j , tulee yhtälö (3.3) muotoon

$$\frac{\partial a_j}{\partial t_j} = \frac{a_j}{1-t_j} \quad \text{ja} \quad \frac{\partial a_i}{\partial t_j} = 0, \quad i \neq j.$$

Kohteen j veroasteen nousu kasvattaa kyseisen kohteen kysyntää ja ei vaikuta muiden kohteiden kysyntään. Laskemalla yhteen kunkin kohteen j kysynnän reaktiot yhden yhteisen veroasteen $t=t_j$ muutokseen saadaan portfolion kaikista riskillisistä kohteista muodostuvan osan kysynnän muutos suhteessa veroasteen t muutokseen.

Bruttoverotuksen tapaus on edellistä mutkikkaampi. Voidaan osoittaa¹, että verovaikutus on tällöin lineaarinen yhdistelmä odotetun tuoton laskun ja riskin vähenemisen aiheuttamista vaikutuksista. Tällainen tulkinta ei ole mitenkään vakuuttava, koska teorian pohjalta ei voida osoittaa kuinka nämä vastakkaiset vaikutukset suhtautuvat toisiinsa. Yleisen, kaikkien sijoituskohteiden tuottoihin samalla asteella kohdistuvan veron tapauksessa osoittautuu¹, että yhtälö (3.4) pätee kaikkien kohteiden kohdalla ja edellä esitetyt kommentit kyseisen yhtälön suhteen pätevät myös useiden riskillisten kohteiden tapauksessa.

¹Sandmo(1977) s. 375 - 377

3.3. Korkojen verotuskohtelun muutosvaihtoehdot

3.3.1. Taustaa

1980-luvun puolivälissä Suomessa käytiin vilkasta keskustelua rahoitusvaateiden verotuskohtelusta. Korkmanin (1986a) mukaan pääomatulojen verotuksen koettiin ennen uudistusta olleen "periaatteessa ankaraa, käytännössä lievää ja ennen kaikkea epäyhtenäistä". Verojärjestelmää muutettaessa oli tarkoituksena pyrkiä kompromissiin seuraavien, usein keskenään ristiriitaisten, vaatimusten välillä¹:

- 1) Verokohtelun tulisi olla pääsääntöisesti tasapuolinen rahoituksen lähteen, välityksen muodon ja kanavan sekä rahoituksen käytön suhteen. Korkotulojen ja -menojen yhdenmukainen tai symmetrinen kohtelu on osa tätä neutraalisuusvaatimusta, josta tulisi poiketa vain osoitettavissa olevien ulkoisvaikutusten tai muiden erityisehtojen perusteella.
- 2) Ratkaisujen tulisi olla sopusoinnussa verojärjestelmälle asetettujen tulonjakotavoitteiden kanssa.
- 3) Verotuksen tulisi mahdollisimman vähäisessä määrin vaikuttaa kielteisesti säästämis- ja investointiasteeseen sekä riskinottovalmiuteen.
- 4) Verojärjestelmän tulisi säilyttää keskeiset ominaisuutensa taloudellisten olosuhteiden muuttuessa ja tämän takia sen vaikutukset eivät saisi olla kovin herkkiä esim. inflaatiovauhdin suhteen.
- 5) Verotuksen tulisi perustua yleisesti ymmärrettäviin periaatteisiin ja sen tulisi olla sekä hallinnollisesti yksinkertainen että tehokkaasti kontrolloitavissa.

Uusia verotusmuotoja koskeva keskustelu oli suurelta osin puhdasta talouspoliittista argumentointia ilman vankkaa teoriataustaa. Jouko Ylä-Liedenpohjan² johtamassa Helsingin kauppakorkeakoulun tutkimusprojektissa (Jalamo 1986, Saarinen 1987, Törmä 1986, Wahlberg 1987) pyrittiin kuitenkin tuottamaan teoreettiseen tarkasteluun nojautuen laskelmia siitä, mitkä tulisivat olemaan erityisesti korkojen verotuksen muutamien eri muutosvaihtoehtojen vaikutukset kansantaloudessamme. Projektissa

¹Korkman (1986a) s. 162 - 163

²Ks. Ylä-Liedenpohjan(1988) tiivistelmäraportti

tutkittiin nimenomaan sitä, kuinka paljon kukin laskennallinen vaihtoehto muuttaisi ns. verokiilaa¹. Tutkimuskohteena olivat sekä kotitalouksien sijoitus- että yritysten investointikäyttäytymisen muutokset ja se, kuinka paljon kustakin vaihtoehdosta syntyisi kansantaloudellista hyvinvointitappiota/voittoa. Tässä luvussa esitetään muutaman tuolloin esitetyn korkojen verotuskohtelun muutosvaihtoehdon perustelut ja ominaisuudet sekä em. tutkimusprojektin tuottamia tuloksia koskien nimenomaan tämän työn tutkimuskohteena olevaa institutionaalista sektoria eli kotitalouksia.

3.3.2. Täyden nimelliskoron verotus

Täyden nimelliskoron verotukselle ei ole olemassa kovin mielekästä taloudellista puolustusta. Tässä vaihtoehdossa talletukset sisällytetään ilmoitusvelvollisuuden piiriin ja nimelliskorot luetaan täysimääräisinä saajansa veronalaisiksi tuloiksi. Nimelliskorkoja verotetaan koko marginaaliveron prosenttimäärällä. Kaikkein huonoin puoli tässä vaihtoehdossa on inflaation veropohjaa vääristävä vaikutus. Ainoana perusteena nimelliskorkojen verottamiselle voitaisiin pitää hallinnollista yksinkertaisuutta; nimelliskorot ovat havaittavissa.

Taulukossa 3.1. ovat nähtävissä Jalamon (1986 s. 70) työhön perustuvat veroreformin vaikutussuunnat kotitalouksien varallisuuden koostumukseen täyden nimelliskorkojen verotuksen tapauksessa. Odotetuksi inflaatioasteeksi oletetaan taulukossa 3.1. joko 3 % tai 6 % ja sekä obligaatio- että talletuskorot pannaan verolle². Lähtökohtana Jalamon tarkastelussa olivat vuoden 1985 tuottotasot. Taulukon 3.1. laskelmat perustuvat Jalamon portfoliomallin estimointituloksiin. Prosenttiluvut kuvaavat portfolio-osuuden suhteellisia muutoksia erilaisilla odotetun inflaation tasoilla. Kokonaisluvut ilmoittavat muutosten määrät miljoonissa vuoden 1985 markoissa. Tässä työssä tarkasteltava portfolio poikkeaa Jalamon työstä erityisesti talletusten ja käteisen rahan määrittelype-

¹Tässä verokiilalla tarkoitetaan sitä poikkeamaa, jonka tuloverotus aiheuttaa investoinnin rahoituskustannuksen eli investoinnin tuottovaatimuksen ja säästäjän käteenjäävän tuoton välille

²Mainittakoon, että Jalamo on raportoinut työssään myös mielenkiintoiset tulokset siitä tilanteesta, että vain talletukset tulisivat verotuksen piiriin (s. 70 Taulukko 4.6.)

rusteiden (ks. tarkemmin luku 5) kohdalla, lisäksi tässä työssä ei tarkastella asuntointivestointien (taulukon kohta "investoinnit") kysyntää ollenkaan.

Taulukko 3.1. Nimelliskorkoveron vaikutukset kotitalouksien portfolioihin (efektiiviseksi marginaaliveroasteeksi oletettu 0,5 (50 %))

	inflaatio-% 3	inflaatio-% 6
investoinnit	-0,23 % -740	-0,24 % -780
käteisraha	+7,39 % +640	+8,57 % +660
talletukset	+0,15 % +110	+0,22 % +250
obligaatiot	-4,15 % -680	-5,32 % -760
osakkeet	+4,86 % +560	+5,26 % +580

Jalamon saamien tulosten perusteella nimelliskorkojen verotuksen päävaikutussuuntana olisi, että kotitalouksien halukkuus pitää hallussaan nykyistä enemmän osakkeita ja käteistä rahaa kasvaisi. Vaikutus talletuksiin ja investointeihin olisi prosentuaalisesti marginaalinen, mutta obligaatioiden portfolio-osuus alenisi huomattavasti.

3.3.3. Reaalikoron verotus eli ns. latvakorkovero

Vaihtoehtoisena lähestymistapana korkokeskustelussa esitettiin reaalikoron verotuksen eli ns.¹ latvakorkoveron malli. Tällöin sekä talletusten että joukkovelkakirjojen korot olisivat verollisia vain siltä osalta, joka ylittää määrätyn, verottomaksi säädetyn enimmäisrajan. Verohallinnon yksinkertaistamiseksi ja ilmoitusvelvollisuuden välttämiseksi verotusmuodoksi ajateltiin käytännössä koron latvaan sovellettavaa lähdeveroa. Verovapausrajasta päättäisi eduskunta vuosittain valtion tulo- ja menoarvion vahvistamisen yhteydessä.

Latvakorkoveron hyviä puolia olisi mm. se, että verovapausrajaa inflaation mukaan muuttamalla voitaisiin vero kohdistaa sijoituskohteiden reaalisiiin tuottoihin. Koron

¹Latvakorkoveroa on käsitelty kirjoituksissaan mm. Korkman (1986 a ja b)

latvavero turvaisi lisäksi talletusten ja joukkovelkakirjojen yhtäläisen verokohtelun ja lisääisi verotuksen tasapuolisuutta myös osakesijoituksiin nähden. Järjestelmä sallisi sen, että tavalliset säästö-, käyttö- ja kattuavat talletustilit jäisivät käytännössä edelleen täysin verottomiksi. Koron latvavero koskisi siten käytännössä joukkovelkakirjojen lisäksi lähinnä määräaikaistalletuksia ja sijoitustilejä. (Korkman 1986a).

Taulukossa 3.2. esitetään edelleen Jalamon (1986) esitykseen perustuvat veroreformin vaikutussuunnat kotitalouksien varallisuuden koostumukseen reaalikoron verotuksen tapauksessa.

Taulukko 3.2. Reaali- eli latvakorkoveron vaikutukset kotitalouksien portfolioihin (efektiiviseksi marginaaliveroasteeksi oletettu 0,5 (50%))

	inflaatio-% 3	inflaatio-% 6
investoinnit	-0,20 % -640	-0,20 % -640
käteisraha	+3,61 % +340	+4,07 % +320
talletukset	+1,00 % +1110	+0,99 % +1110
obligaatiot	-7,01 % -1150	-8,15 % -1150
osakkeet	+3,23 % +370	+3,35 % +370

Kuten edellisestä taulukosta ilmenee, ovat latvakorkoveron vaikutukset portfolion koostumukseen samansuuntaisia kuin nimelliskoron verotuksessa. Talletusten osuus kasvaa kuitenkin latvakorkoveron tapauksessa enemmän, kun taas obligaatioiden osuus pienenee vähemmän. Reaalikorkojen verotuksessa vaikutukset ovat inflaationeutraaleja eli varallisuuden koostumuksen muutokset ovat riippumattomia inflaativauhdista.

Taulukoiden 3.1. ja 3.2. laskelmat osoittavat siis pelkästään korkojen verotusmuotojen aiheuttamat varallisuuden koostumuksen muutokset. Jalamo (1986) raportoi liitteessä 5 myös laskelmat sen perusteella, että vuoden 1985 tuottotilanteessa sekä odotettu inflaatio että verotus muuttuvat samanaikaisesti. Tulokset ovat tällöin pääosin samansuuntaisia kuin edellä, esim. käteisrahan ja osakkeiden portfolio-osuuksien suhteellinen muutos vain voimistuu erityisesti nimelliskoron tapauksessa; ks. kvantitatiiviset tulokset tarkemmin Jalamo(1986, Liite 5).

3.3.4. Valittu vaihtoehto

Esitetyistä vaihtoehdoista päädyttiin Suomessa jälkimmäisen eli latvakoron verotuksen tyyppiseen vaihtoehtoon¹. Vaihtoehdon hallinnollisten toteutusvaikeuksien helpottamiseksi päädyttiin sijoitustalletusten² ja joukkovelkakirjojen korkoa verottamaan proportionaalisen verokannan mukaan. Täydellisesti reaalikorkoon perustuva verotushan olisi lähes mahdoton toteuttaa hallinnollisesti, koska reaalikorko ei ole havaittavissa.

Verokanta muodostui samaksi kaikille henkilösijoittajille ja vero päätettiin kohdistaa (täyden nimelliskoron verotusta mukaillen!) koko nimelliskorkoon (ks. lähemmin luvusta 2). Tällöin otettiin Suomessa tavallaan mallia Tanskasta, jossa oltiin siirtymässä järjestelmään, jossa pääomatulot erotetaan verotuksen kannalta muista henkilöllisistä tuloista ja jossa niihin pääsääntöisesti sovelletaan 50 %:n verokantaa. Varsinaista lähdeveromenettelyä sovellettiin talletuskorkoihin jo tuolloin Sveitsissä, jossa lähdeveroprosentti oli 35.

Tässä työssä laadittavan ekonometrisen mallin avulla on tarkoitus selvittää, mikä vaikutus valitulla verotusmenettelyllä on ollut kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen. Erityisesti pyritään tarkastelemaan, missä määrin sijoitusvarat ovat siirtyneet verollisten ja verottomien pankkitalletusten sekä muutamien muun vaihtoehtoisen sijoituskohteen välillä.

4. TYÖN TEORIATAUSTA; SÄÄSTÄMINEN KANSANTALOUDESSA JA PORTFOLIOTEORIA

4.1. Säästämiskäsite

Talusteorian mukaan säästäminen on niiden resurssien lähde, joita tarvitaan pääoman tuottamiseen, eli ne tavarat ja työvoima, jotka olisi voitu käyttää nykyiseen kulutuk-

¹Valitusta muodosta voidaan käyttää nimitystä "suhteellinen pääomatulovero"; ks. Valtiovarainministeriön työryhmämuistioita 1991:28 s. 12

²Esim. 24 kk:n määräaikaistalletukset jäivät siis verottomiksi; ks. luku 2

seen, mutta jotka sen sijaan jätetään käyttämättä (säästetään) suurempien tulevaisuuden tuottojen toivossa. Näin ollen säästäminen muodostaa pääoman kysyntä- ja tarjontafunktion tarjontapuolen. Virtojen avulla säästäminen voidaan esittää seuraavan yhtälön tapaan:

$$S_t = Y_t - C_t,$$

jossa Y_t = ajanjakson t käytettävissä olevat tulot

C_t = - " - t kulutus

S_t = - " - t säästäminen.

Säästämiskohteita puolestaan ovat esim. kotitalouden tapauksessa asunnot ja muu reaaliomaisuus, pankkitalletukset, obligaatiot ja muut joukkovelkakirjat sekä pörssiosakkeet.

Kansantalouden tilinpidon käsitteistön mukaan kotitalouden säästämisaste määritellään ajanjakson käytettävissä olevien tulojen ja kulutuksen erotuksen suhteena käytettävissä oleviin tuloihin. Useimpien teollistuneiden länsimaiden tapaan on Suomenkin säästämisaste alentunut 1980-luvulla. Aleneminen on pääosin ollut seurausta kotitalouksien nettosäästämisasteen laskusta, jota muut komponentit (julkinen ja yritysten säästäminen) eivät ole kompensoineet.¹

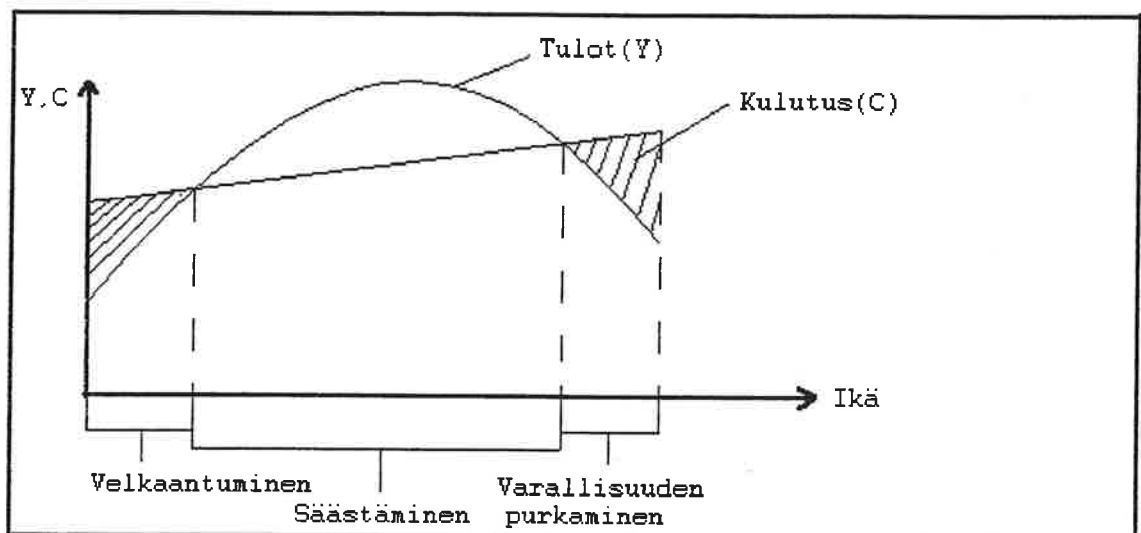
Parina viime vuotena on säästämisaste Suomessa kuitenkin lähtenyt nousuun ainakin kotitalouksien kohdalla. Kansantalouden tilinpidon mukaan kotitalouksien säästämisaste nousi esim. vuonna 1991 9,1 prosenttiin, kun vastaava prosenttiluku edellisenä vuonna oli 3,6. Nousu johtune mm. havaitusta pankkitalletusten ja joukkovelkakirjojen reaalkoron noususta ja osin siitä, että kotitalouksissa varaudutaan vuodesta 1989 lähtien kansantalouttamme rasittaneen ja ainakin kotimaisilla markkinoilla vielä selvästi havaittavissa olevan taantuman johdosta aina vain "pahempiin" päiviin säästämällä.

4.2. Säästämisen teoriaa

Säästämisen elinkaarimallilla voidaan kuvata kotitalouden kulutusta ja varallisuutta suhteessa sen ikään. Elinkaarihypoteesin mukaan kotitalouden kulutuksen ja tulojen

¹Koskela(1990), s. 9

suhde elinkaaren aikana on kuvion 4.1. mukainen. Kotitalouden tulot ovat elinkaaren alussa ja lopussa (eläkkeellä) suhteellisen alhaisia ja korkeimmillaan elinkaaren keskivälillä. Toisaalta hyvinvointi eli kulutus halutaan pitää mieluiten lievässä kasvussa tai ainakin vakiona läpi koko elinkaaren. Tällöin talous velkaantuu elinkaaren alkupuolella, keskivaiheilla se maksaa aikaisemmat velat pois ja kerää nettovarallisuutta (säästää) ja loppuvaiheessa se voi varallisuuttaan purkamalla kuluttaa tulojaan enemmän. Täydellisillä pääomamarkkinoilla, joilla luotto- ja talletuskorko ovat samansuuruisia, ei ole transaktiokustannuksia ja luotonottoa ei rajoiteta, kotitalouden säästäminen riippuu yksinomaan kulutuksen aikaurasta ja korosta. Säästäminen kasvaa ja velkaantuminen vähenee koron noustessa.



Kuvio 4.1. Elinkaarimalli¹

4.3. Säästämiskohteiden valinta eli varallisuusportfolion jakautuminen

Tobin (1958,1961) oli ensimmäisiä taloustieteilijöitä, joka erotti toisistaan keynesiläisestä traditiosta poiketen reaali- ja finanssivarallisuuden tuotot. Hän esitti uuden lähestymistavan rahoitusmarkkinoihin, painottaen tiettyjä sijoituskohdeiden ominaisuuksia, jotka määräävät sijoittajan varallisuuden allokoinnin eri sijoituskohdeiden välillä. Tobin ja Brainard (1968) olettivat säästämissä päätöksen eli päätöksen varallisuuden

¹Salo(1989), s. 227

muuttamisesta riippumattomaksi siitä, mihin eri kohteisiin varallisuus tullaan sijoittamaan.¹

Purvis (1978) puolestaan osoitti, että säästämis päätös ja portfolion allokointipäätös tehdään samanaikaisesti. Hänen mukaansa kotitalouden säästäminen (ja siis myös kulutus) riippuvat eri sijoituskohteiden tuottoasteesta ja käytettävissä olevista tuloista. Purvis esitti, vastoin Tobinin ja Brainardin esitystä, että sijoituskohteiden kysyntäyhtälöissä ei tarvita riippuvuussuhdetta eri sijoituskohteiden portfolio-osuuksien ja lopullisen varallisuuden välillä. Lopullinen varallisuus on Purvisin mukaan esim. kahden periodin tapauksessa lopullisten yksittäisten asettien (sijoituskohteiden) summa ja sijoittajan budjettirajoite on seuraavanlainen:

$$\sum_{i=1}^n Z_{i,t-1} + Y_t = \sum_{i=1}^n Z_{i,t} + C_t ,$$

jossa 1. termi = periodin t alussa (periodin t-1 lopussa) olevien asettien i (i=1,...,n) varantojen summa, Y_t = tulot, C_t =kulutus ja $Z_{i,t}$ = assetin i määrä periodin t lopussa.

4.4. Portfolioteoreettisia lähestymistapoja ja tutkimuksia

4.4.1. Yleistä portfolioteoriasta

Tehokkaiden sijoitussalkkujen valintateorian eli portfolioteorian pääperiaatteet esitti ensimmäisenä Harry Markowitz vuonna 1952 ilmestyneessä artikkelissaan². Markowitz kiinnitti päähuomion siihen, kuinka sijoittaja voi vähentää portfolionsa tuottojen hajontaa eli riskiä valitsemalla salkkuunsa sellaisia sijoituskohteita, joiden tuotot eivät vaihtelee täsmälleen samalla tavalla. Lyhyesti sanottuna perinteisen portfolioteorian tarkasteluongelma on, kuinka allokoida (annettu) varallisuus vaihtoehtoisiin sijoituskohteisiin siten, että päästään haluttuun tuottotavoitteeseen mahdollisimman pienellä riskillä tai saadaan mahdollisimman suuri tuotto tietyllä riskitasolla.

¹Ylä-Liedenpohja(1991), s. 1 - 2

²Markowitz, H.; Portfolio Selection, Journal of Finance 7: s. 77 - 91, maaliskuu 1952

Portfolioteoriassa oletetaan, että kuluttaja on riskinkarttaja, eli hänen hyötyfunktionsa on $(U - W)$ -koordinaatistossa (U =hyöty, W =varallisuus) konkaavi. Tällöin hyötyfunktion 1. derivaatta varallisuuden suhteen on positiivinen ja 2. derivaatta negatiivinen. Hyöty siis kasvaa vähenevästi varallisuuden lisääntyessä. Toinen keskeinen portfolioteorian oletus on, että sijoituskohteiden tuottojen vaihtelun oletetaan noudattavan normaalijakaumaa. Käytettäessä portfolioteoriaa sijoituskohteiden kysyntää koskevassa tutkimuksessa on olemassa ainakin kolme soveltavaa lähestymistapaa, jotka seuraavaksi esitetään.

4.4.2. Rahoitusvirtalähestymistapa

Rahoitusvirtalähestymistapa perustuu Brainardin ja Tobinin (1968) artikkeliin "Pitfalls in Financial Model Building". Lähestymistavassa ryhmitetään päätöksentekijän (esim. kotitalous) liiketoimet rahoituksen käyttöön ja lähteisiin. Tarkasteltavana on useiden saatavien eli sijoituskohteiden halutun tason samanaikainen määräytyminen varallisuusrajoitteen alaisuudessa. Rahoitusvirtalähestymistapa käyttää hyväkseen aikasarjoja kansantalouden tilinpidon virta-aineistosta ja yhdistää päätöksentekijän kulutus-, investointi- ja sijoituspäätökset. Malleilla voidaan selittää esim. kulutusta, lainanottoa, asuntoinvestointeja, ja sijoituksia käteiseen rahaan, talletuksiin, obligaatioihin sekä osakkeisiin. Estimointimenetelmänä käytetään usein PNS-menetelmää ja sen sovellutuksia.

Viimeaikaisista rahoitusvirtalähestymistapaa soveltavista tutkimuksista mainittakoon tässä mm. Ylä-Liedenpohjan (1991) tekemä tutkimus Suomen kotitalouksien säästämis-kohteiden valinnasta ja ulkomaisista Lim;in (1991) tutkimus australialaisten kotitalouksien sijoituskohteiden kysyntäyhtälöiden määrittämisestä. Ensimmäisiä kotimaisia rahoitusvirtatilinpitoon perustuvia tutkimuksia olivat Luukkaisen (1983) ja Jalamon (1986) työt. Luukkaisen tutkimuksessa tarkasteltiin rahoitustekijöiden vaikutusta kotitaloussektorin kulutuksen, investointien ja rahoitussaatavien määräytymiseen. Työn teoreettisena perustana käytettiin mm. edellä esitettyä Purvisin laajennusta Brainardin ja Tobinin mallista. Jalamon työssä selitettiin mallin avulla kotitalouksien kulutusta, lainanottoa, asuntoinvestointeja ja sijoituksia käteiseen rahaan, talletuksiin, obligaatioihin ja osakkeisiin. Tässäkin työssä sovellettiin edellä esitettyä Brainard - Tobinin (1968) ja

Purvisin (1978) lähestymistapaa. Alho (1991) käytti väitöskirjassaan rahoitusvirtakehikkoa tutkiessaan pienen avoimen talouden rahoitusmarkkinoiden toimintaa, rahapolitiikan siirtymismekanismeja ja reaalityalouden yhteyksiä rahoitustoimintaan. Työssä sovellettiin Tobinin yleisen tasapainon makrotaloudellista analyysia Suomen olosuhteisiin.

4.4.3. Binääriset ja poikkileikkausaineistoon perustuvat valintamallit

Eräs portfolioteoriaan perustuva lähestymistapa on binääristen mallien käyttö, jolloin havaintoaineisto muodostetaan useimmiten poikkileikkaustyyppisesti. Tällöin tutkitaan vaateiden kysyntää erilaisten sosioekonomisten muuttujien avulla. Näitä muuttujia voivat olla esim. kotitalouden varallisuus, perheenpään ikä ja sukupuoli, perheen koko, marginaaliveroaste jne.

Takala (1987) tarkasteli sijoittajan valintaa regressiomenettelyn ja binääristen valintamallien eli probit- ja logitmallien avulla. Näiden mallien avulla hän etsi todennäköisyyttä sille, omistaako kotitalous varallisuusesineen vai ei ja mikä on eräiden riippumattomien eli selittävien sosioekonomisten muuttujien vaikutus omistustodennäköisyyteen. Löydettyjä todennäköisyyksiä voitiin käyttää hyväksi etsittäessä kotitalouksien hallussaan pitämien portfolioiden välisiä riippuvuuksia. Varallisuuserien kysyntäyhtälöt estimoitiin ottaen huomioon portfoliovalinnan vaikutukset varallisuuserän kysyntään sekä transaktiokustannuksista ja muista syistä aiheutuvien epäjatkuvuuksien vaikutukset myös muiden kuin kulloinkin tarkasteltavana olevien varallisuuserien kysyntäosuuksiin.

Hämäläisen (1981) väitöskirja perustui poikkileikkausaineiston ja perinteisen PNS-menetelmän käyttöön. Työssä selvitettiin, määräytyvätkö kotitalouksien (tarkemmin sanottuna palkansaajatalouksien) tulo-odotukset elinkaarihypoteesin (ks. edellä) edellyttämällä tavalla. Lisäksi hän mm. tutki, voidaanko näitä odotuksia empiirisesti approksimoida keskeisiltä ominaisuuksiltaan samanlaisten kotitalouksien ikäluokittaisen tuloprofiilin pohjalta.

Vastaavia, poikkileikkausaineistoon perustuvia ulkomaisia tutkimuksia ovat tehneet mm. King ja Leape (1984) sekä ruotsalaisella aineistolla Agell (1985).

4.4.4. Standardin portfolioteorian mukainen lähestymistapa

Perinteistä tuotto/riski-periaatetta noudattavaa portfolioteoriaa ovat tutkimuksissaan käyttäneet mm. Rantala(1976), Lempinen ja Lilja(1986) sekä Jalamo(1986).

Rantala käsitteli lisensiaattityössään eri rahoitusvaateiden kysyntää tarkoituksenaan nimenomaan löytää sitä kuvaavat yhtälöt. Vaateina olivat käteinen raha, käteistalletukset, vakiotalletukset, määräaikaistalletukset, valtion obligaatiot ja pörssiosakkeet. Selittävinä muuttujina hän käytti tuloja, eri vaateiden tuottoja ja inflaatio-odotuksia. Reaalikorkojen sijasta käytettiin nimellisiä korkoja sekä erillistä inflaatiomuuttujaa. Estimointi suoritettiin PNS-menetelmällä ja aineistona oli neljännesvuosiaineisto ajalta 1957 - 1971.

Toinen, tuoreempi tutkimus esitettiin vuonna 1986 Lempisen ja Liljan artikkelissa, jossa estimointiin määräaikaistalletusten kysyntää Suomessa yleisösektorin (kotitaloudet, yritykset, julkisyhteisöt) tapauksessa. Selitettävänä muuttujina käytettiin 6, 12, ja 24 kk:n talletusten differenssejä. Kysyntää selitettiin kysynnän oman viiveen lisäksi talletusten tuotolla sekä inflaatiolla. Aineistona olivat kuukausiaikasarjat ajalta 5/1980-9/1985 ja estimointimenetelmänä PNS-menetelmä.

Jalamon(1986) työssä tarkasteltiin kotitalouksien varallisuuden allokoitumista eri sijoituskohteiden kesken sekä eri verotusvaihtoehtojen (ks. edellä luku 3) ja inflaation vaikutusta varallisuuserien kysyntään. Kohteina olivat asunnot, käteinen raha, talletukset, obligaatiot ja osakkeet. Selittävinä muuttujina käytettiin vaateiden nimellistuottoja ja erillistä inflaatiomuuttujaa. Aineistona oli vuosiaineisto ajalta 1960 - 1984 ja estimointimenetelmänä edelleen PNS-menetelmä.

Tämän työn kannalta tärkeitä empiirisiä töitä ovat juuri kolme edellä mainittua työtä. Työni pohjautuu standardin portfolioteorian ja sen johdannaisten käyttöön. Seuraavassa alaluvussa esitetään tarkemmin tässä työssä käytettävän standardin portfolioteorian yksityiskohdat.

4.5. Perinteinen portfolioteoreettinen lähestymistapa

4.5.1. Taustaa

Klassisen portfolioteorian perusteet esitti siis ensimmäisenä Harry Markowitz vuonna 1952 ilmestyneessä artikkelissaan. Teoriassa tarkastellaan päätöksentekijää, esim. kotitaloutta, joka joutuu tekemään kulutus/sijoituspäätöksiään tilanteessa, jossa portfoliosta eli sijoituskohteiden salkusta saatavasta tuotosta ja sen tuomasta hyödystä ei ole varmuutta. Päähuomio kiinnittyy siihen, kuinka sijoittaja voi vähentää portfolionsa tuoton hajontaa eli riskiä valitsemalla salkkuunsa sellaisia sijoituskohteita, joiden hinnat/tuotot eivät vaihteile täsmälleen samalla tavalla. Perusongelmana on joko maksimoida portfoliosta saatava tuotto tietyllä riskitasolla tai minimoida portfolion riski tietyllä tuottotasolla.

4.5.2. Oletukset

Tärkeimmät Markowitzin portfolioteoriaan liittyvät oletukset ovat:

- ei ole olemassa transaktiokustannuksia eli jokaista kohdetta voidaan ostaa ja myydä mikä tahansa määrä yhdellä ja samalla hinnalla
- kohteet ovat jaettavia; niitä voidaan ostaa tai myydä kuinka pieninä erinä tahansa
- kohteet eivät tuota omistajalleen mitään muuta hyötyä kuin rahallisen tuloksen
- sijoittaja voi antaa tai ottaa lainaksi rahaa samalla riskittömällä korkokannalla rajattomasti
- sijoittajan oletetaan olevan riskinkarttaja.

Päätöksentekoa epävarmuuden vallitessa tutkivassa Von Neumann - Morgenstern-hyötyteoriassa tutkitaan kuluttajaa, jonka oletetaan maksimoivan hyötyä tietyn budjettirajoitteen alaisena. Päätöksentekijän preferenssien oletetaan olevan ns. hyvinkäyttäytyviä (eli ne täyttävät mm. täydellisyys-, refleksiivisyys- ja transitiivisuusoletukset) ja

noudattavan tiettyjä aksioomia¹, joiden vallitessa sijoittajakuluttajan käyttäytymiselle voidaan määritellä hyötyfunktio, jonka avulla voidaan laskea hänelle samanarvoiset portfolion riski-/tuottokombinaatit.

4.5.3. Hyödyn odotusarvon malli

Kuluttajan valintateoriassa yleensä oletetaan kuluttajan kokeman hyödyn lisääntyvän, kun hänen kulutusmahdollisuutensa joko tällä hetkellä tai tulevaisuudessa kasvavat. Tarkastellaan tapausta, jossa sijoittajakuluttajan on tehtävä kulutustaan ja sijoituksiaan koskevia päätöksiä t eri ajankohtana elämänsä aikana². Oletetaan, että sijoittajan alkuvarallisuus on w_1 (=suurin mahdollinen kulutus periodilla 1). Periodin 1 alussa w_1 on jaettava tämänhetkisen kulutuksen c_1 ja sijoituksen $I_1 = w_1 - c_1$ kesken, jolloin periodin 2 alkuvarallisuudeksi muodostuu

$$w_2 = I_1(1 + r_2) = (w_1 - c_1)(1 + r_2),$$

missä r_2 = periodin 2 alussa saatu prosentuaalinen tuotto I_1 :lle (r_2 on satunnaismuuttuja joten myös w_2 on satunnaismuuttuja).

Periodin 2 alussa w_2 on taas jaettava kulutukseen ja sijoitukseen. Samanlainen päätös on tehtävä joka periodin alussa periodiin t saakka. Koska päätöksentekijä hyötyy ainoastaan kulutuksesta, on hänen tehtävänään kulutus/sijoitusstrategiansa avulla maksimoida odotetusta kulutuksesta saatava hyöty. Ongelma ratkaistaan ns. hyödyn odotusarvon mallin avulla³. Yleisessä muodossaan tämä malli toteaa, että kun tarkasteltavana on joukko toisensa poissulkevia toimenpiteitä ja niihin liittyvien tulemien todennäköisyyksiä, päätöksentekijä käyttäytyy ikäänkuin hän liittäisi kuhunkin tulemaan "hyödyksi" kutsutun luvun ja valitsisi sen toimenpideryhmän ja siihen liittyvien

¹Hyvinkäyttäytävistä preferensseistä ks. esim. Varian(1984) s. 111 - 113 ja Von Neumann - Morgenstern- hyötyteoriasta ja sen aksioomista esim. Gravelle - Rees (1990) s. 541 - 567

²Tässä työssä kulutuspäätöksen oletetaan edeltävän sijoituskohteiden allokaatiopäätöstä, ks. perustelu myöhemmin

³Hyödyn odotusarvon mallista ks. lähemmin esim. Varian(1984) s. 155 - 158 ja Korhonen(1988) s. 2 - 2

tulemien todennäköisyysjakauman, joka tuottaa suurimman odotettavissa olevan hyödyn. Preferenssien oletetaan edelleen olevan hyvinkäyttäytyviä ja hyötyfunktion tai sen monotonisen transformaation oletetaan olevan jatkuva ja vähintään kahdesti derivoituva. Myös 1. ja 2. derivaatta oletetaan jatkuviksi.

4.5.4. Hyötyfunktion matemaattinen muoto

Taloustieteessä usein käytettyjä hyötyfunktion muotoja ovat kvadraattinen hyötyfunktio (yhtälö 4.1) ja eksponentiaalinen hyötyfunktio (yhtälö 4.2)¹ eli

$$U(W) = a + bW + cW^2, \quad (4.1)$$

missä $b, c > 0$ ja a, b ja c ovat parametreja ja

$$U(W) = a + be^{cW}, \quad (4.2)$$

missä a, b, c ovat parametreja ja $b, c > 0$ ja $a \geq$ tai < 0 sekä e on luonnollinen vakio.

Yhtälöissä (4.1) ja (4.2) U on kuluttajan kokema hyöty ja W kuvaa varallisuutta. Tavoitemuuttujan W tilalla voi olla joku muu, esim. portfolion tuottoa, kulutusta tai muuta sellaista tavoitetta kuvaava muuttuja X .

Hyötyfunktion spesifikaation avulla voidaan tutkia kuluttajan suhtautumista riskiin. Kun tarkastellaan kuluttajaa, joka maksimoi hyötyään varallisuutensa suhteen, voidaan hänen riskiasenteensa määritellä (U, W) -koordinaatistossa piirretyn hyötyfunktion kuvaajan avulla. Tällöin kuluttajat voidaan jakaa riskiasenteensa mukaan

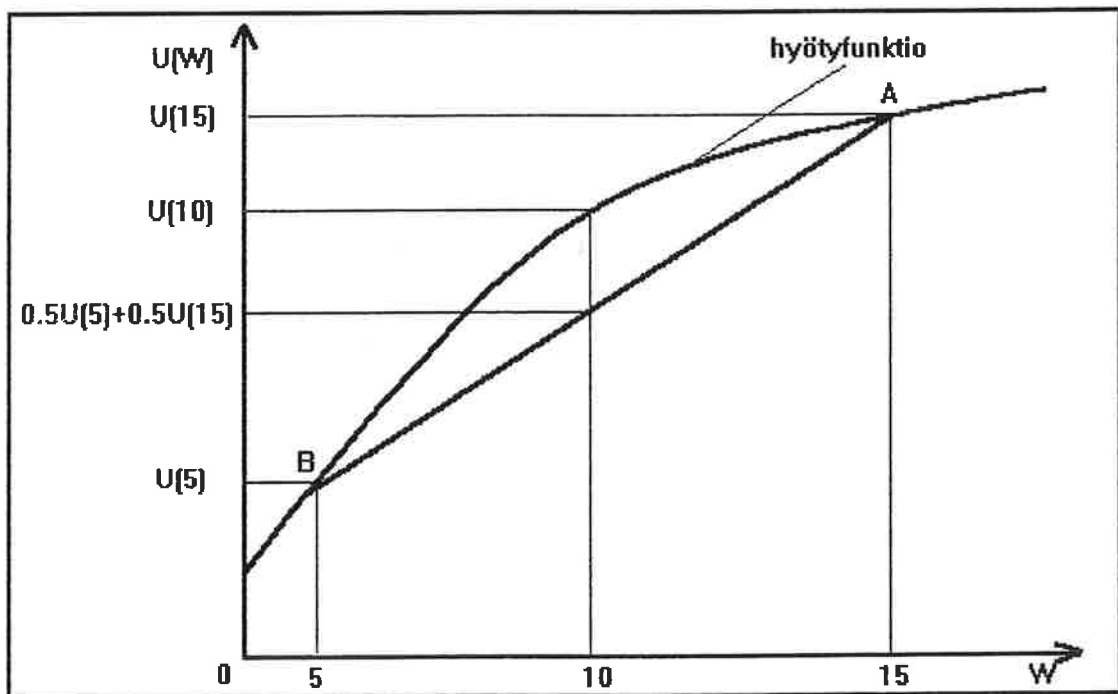
- a) riskiä etsiviin, joiden hyötyfunktion kuvaaja on muodoltaan konvekksi
- b) riskineutraaleihin, joiden hyötyfunktio on lineaarinen
- c) riskinkarttajiin, joiden hyötyfunktio on konkaavi.

¹Muotoa (4.1) on käyttänyt eräässä alan perusjulkaisussaan Tobin(1958) ja muotoa (4.2) on ensimmäisenä esittänyt Freund(1956)

Seuraavaksi tarkastellaan perinteisen portfolioteorian oletusten mukaista riskinkarttajan hyötyfunktiota.

4.5.5. Riskinkarttajan hyötyfunktio

Kuten aikaisemmin todettiin, Markowitzin portfolioteoriassa, kuten yleensäkin taloustieteessä, kuluttajan oletetaan olevan riskinkarttaja, jolloin hänen hyötyfunktionsa on (U, W) -koordinaatistossa kuvion 4.2. mukainen.



Kuvio 4.2. Riskinkarttajan hyötyfunktio

Jos kuluttajan oletetaan olevan riskinkarttaja tietyllä välillä, on janan, joka yhdistää hyötyfunktion kuvaajan kaksi pistettä, oltava tällä välillä kaikkialla ko. kuvaajan alapuolella (=konkaavisuuden määritelmä¹). Tällöin hyötyfunktion toisen derivaatan on oltava negatiivinen eli funktion kuvaajan kulmakerroin pienenee hyödyn kasvaessa. Funktion on luonnollisesti oltava vähintään kahdesti differentioituva tarkasteluvälillä.

¹Itse asiassa ehdottoman konkaavisuuden (strictly concave) määritelmä, ks. tarkemmin esim. Chiang(1984) s. 243

Kuvion 4.2. graafista esitystä voidaan havainnollistaa esimerkin¹ avulla seuraavasti. Oletetaan, että kuluttajasijoittajan varallisuus periodin 1 alussa on $w_1 = 10$ mk ja että hänellä on mahdollisuus osallistua sijoituspeleihin A, jossa varallisuustulemat ovat voittotapauksessa 5 mk todennäköisyydellä 0,5 ja tappiotapauksessa menetys 5 mk (eli kokonaisvarallisuuden aleneminen viiteen markkaan) myöskin todennäköisyydellä 0,5. Tällöin odotettavissa oleva varallisuus eli pelin A odotusarvo on $(0,5 \times 15 + 0,5 \times 5)$ mk = 10 mk ja odotettavissa oleva hyöty osallistumisesta peliin A on

$$E(U) = 0,5U(15) + 0,5U(5) \quad (\text{ks. kuvio 4.2}).$$

Mikä olisi nyt sellainen varma varallisuus, jota sijoittaja pitäisi yhtä hyvänä kuin pelistä A saatavaa hyötyä? Esimerkiksi riskineutraalin sijoittajan tapauksessa voidaan todeta, että jos hänen olisi valittava useiden eri pelien ja tulemien todennäköisyyksien välillä, hän tekisi valinnan yksinomaan pelien odotusarvojen perusteella ja valituksi tulisi suurimman odotusarvon omaava peli. Tällöin sijoittaja ei siis välittäisi pelin tulemien todennäköisyysjakauman hajonnasta eli peliin liittyvästä riskistä.

Riskinkarttajan tapauksessa havaitaan (ks. kuvio 4.2.) että peliin osallistumisella saatava hyöty on kaikkialla pienempi kuin vastaavan pelin odotusarvon tuoma hyöty. Tällöin siis

$$U(0,5 \times 15 + 0,5 \times 5) = U(10) > 0,5U(15) + 0,5U(5).$$

Hyötyfunktion ollessa konkaavi on marginaalihyöty varallisuuden kasvaessa positiivinen, mutta vähenevä eli hyötyfunktion 1. derivaatta varallisuuden suhteen on positiivinen ja 2. derivaatta negatiivinen. Kuviossa 4.2. pisteiden A ja B välinen jana kuvaa varallisuustasojen $W=15$ ja $W=5$ välisten yhdistelmien joukkoa ja niiden hyötyä todennäköisyyksillä p ja $(1-p)$.

¹Kuvaus riskinkarttajan suhtautumisesta pelitilanteeseen yleisessä muodossa ks. esim. Varian(1984) s. 158 - 159

4.5.6. Riskinkarttamisen aste

Riskinkarttamisen astetta voidaan tutkia Arrow'n(1965) ja Prattin(1964) esitysten tapaan kahden eri mittarin eli absoluuttisen ja suhteellisen riskinkarttamisen avulla. Kun hyöty oletetaan varallisuudesta riippuvaiseksi, on absoluuttisen riskinkarttamisen mittari

$$R_A(W) = - U''(W)/U'(W)$$

ja suhteellisen riskinkarttamisen mittari

$$R_R(W) = - WU''(W)/U'(W)^1 ,$$

joissa W =varallisuus, U =hyöty, U' ja U'' ovat hyötyfunktion 1. ja 2. derivaatat varallisuuden suhteen.

Mittareilla on mm. seuraavia ominaisuuksia. Hyötyfunktion $U(W)$ positiivinen lineaarinen transformaatio (siis positiivisen skalaarin lisääminen ja/tai sillä kertominen) kertoo $U''(W)$:n ja $U'(W)$:n samalla positiivisella skalaarilla, joten niiden suhde pysyy muuttumattomana. Lisäksi, jos oletetaan, että $U'(W) > 0$ (kuten yleensä oletetaan), saavat molemmat mittarit tällöin positiivisen arvon, kun oletetaan riskinkarttamisen vallitsevan eli $U''(W) < 0$. Suhteellista riskinkarttamista voidaan pitää varallisuuden rajahyödyn joustona ("elasticity of the marginal utility of wealth") ja se on riippumaton sekä hyöty- että varallisuusyksiköiden muutoksista. Lisäksi suhteellisen riskinkarttamisen R_R oletetaan olevan varallisuuden suhteen kasvava funktio ja absoluuttisen riskinkarttamisen R_A W :n suhteen vähenevä tai vakio. Edellisten oletusten teoreettisen perustelun esittää Arrow(1965) ja jälkimmäinen voidaan perustella intuitiivisestikin. Vähenevä absoluuttinen riskiaversiohan tarkoittaa yksinkertaisesti sitä, että varallisuuden kasvaessa sijoittaja on halukas sijoittamaan absoluuttisesti (ei siis suhteessa kokonaisvarallisuuden määrään) enemmän riskipitoisempiin sijoituskohteisiin kuin aikaisemmin eli riskillisten asettien hallussapidetty määrä on suurempi.

¹Yhtälöiden johtaminen ja ominaisuuksien perusteleminen ks. Arrow(1965) s. 28 - 44

4.5.7. Hyötyfunktion valinta

Edellä esitetty absoluuttisen riskinkarttamisen mittari ja muut riskinkarttajan hyötyfunktion ominaisuudet auttavat nyt valitsemaan kuluttajasijoittajan hyötyfunktion matemaattisen muodon yhtälöiden (4.1) ja (4.2) välillä. Tarkastellaan ensin yhtälön (4.1) (ks. s. 25) mukaista hyötyfunktia. Derivoidaan se kahteen kertaan, jolloin saadaan

$$U'(W) = b + 2cW \quad \text{ja} \quad U''(W) = 2c,$$

joten riskinkarttamisen perusteella on oltava $c < 0$.

Kvadraattista hyötyfunktia ei kuitenkaan voida hyväksyä, koska se ei täytä vähenevän tai vakioisen riskinkarttamisen vaatimusta, mikä voidaan havaita seuraavasta esityksestä. Kun sijoitetaan $U'(W)$:n ja $U''(W)$:n arvot, saadaan

$$R_A = -\frac{U''(W)}{U'(W)} = -\frac{2c}{b+2cW} = -\frac{1}{(b+2cW)/2c} = -\frac{1}{b/2c+W}.$$

Sijoitetaan nyt $d = -(b/2c) > 0$.

Koska hyötyfunktion maksimikohta löytyy riskinkarttajalle kohdasta $W = d$, olemme kiinnostuneita vain tätä kohtaa ennen olevista W :n arvoista (d :n jälkeen rajahyöty on negatiivinen). Välillä $0 < W < d$ $R_A(W)$:n arvo kasvaa ja tulee äärettömäksi kohdassa $W = d$. Tässä hyödyn maksimikohdassa mikä tahansa sijoituspele (huolimatta tulemien todennäköisyysjakaumasta) vähentäisi kokonaishyötyä. Näin ollen, kun W lähenee arvoa d , halukkuus pitää entinen vakiomäärä riskillistä sijoituskohdetta vähenee, mikä sotii vähenevän tai vakioisen absoluuttisen riskinkarttamisen periaatetta vastaan.

Edellä olevasta johtuen jää ns. second best-ratkaisuksi valita tässä tutkimuksessa hyötyfunktion matemaattiseksi esitysmuodoksi eksponentiaalinen muoto, joka täyttää positiivisen vähenevän rajahyödyn mukaiset matemaattiset ehdot, kun yhtälö (4.2) spesifioidaan muodossa

$$U(W) = a - be^{-cW}, \quad (4.3)$$

missä a, b, c, e, W ja U on määritelty kuten aikaisemmin yhtälössä (4.2). Tällöin

$$U'(W) = cbe^{-cW} > 0 \quad \text{ja} \quad U''(W) = -c^2be^{-cW} < 0.$$

Lisäksi absoluuttiseksi riskiaversioksi saadaan

$$R_A(W) = -\frac{(-c^2be^{-cW})}{cbe^{-cW}} = c \quad \text{ja} \quad R'_A(W) = \frac{dc}{dW} = 0$$

eli funktion (4.3) absoluuttinen riskiaversio on vakio.

4.5.8. Sijoituskohteiden tuoton jakauma

Tutkittaessa kuluttajan valintaa eri sijoituskohteiden välillä kuluttajan teoriassa oletetaan, että kuluttajasijoittaja tuntee eri sijoituskohteiden tuoton jakauman. Perinteisen portfolioteorian mukaisesti eri sijoituskohteiden tuottojen oletetaan olevan satunnaismuuttujia ja noudattavan normaalijakaumaa eli kohteen i tapauksessa

$$r_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2),$$

missä r_i on kohteen i tuotto.

Tällöin yksittäisen kohteen tuoton odotusarvo μ_i voidaan tulkita odotetuksi tuotoksi ja varianssi σ_i^2 (tai keskihajonta) riskiksi.

4.5.9. Kahden riskillisen sijoituskohteen portfolio ja laajennus n kohteen tapaukseen

Oletetaan, että sijoittajalla on valittavanaan kaksi riskillistä sijoituskohdetta, esim. markkinakorkosidonnainen talletus A ja pörssiyhtiön B osakkeet. Markkinakoron ja esim. ko. pörssiyhtiön osakekurssien ja efektiivisen osinkotuoton aikaisemman kehityksen perusteella sijoittaja arvelee saavansa talletukselle 10 %:n ja pörssiosakkeille 15 %:n reaalisen veronjälkeisen tuoton. Vastaavasti markkinakorkohavaintojen keskipoikkeama näyttäisi olevan 15 %:n ja pörssiosakkeiden kokonaistuoton keskipoikkeama 30

%:n luokkaa. Pörssiosakkeet näyttäisivät näin tarjoavan korkeamman odotetun tuoton, mutta olevan riskillisempi sijoituskohde¹.

Sijoittajan ei siis tarvitse sijoittaa koko sijoitusvarallisuuttaan vain yhteen assettiin (eli kohteeseen), vaan hän voisi esim. sijoittaa 60 % kohteeseen A (talletus) ja loput 40 % kohteeseen B (pörssiosakkeet). Tällöin portfolion odotettu tuotto olisi

$$E(r_p) = 0,6 \times 10 + 0,4 \times 15 = 12 \%$$

eli enemmän kuin ainoastaan talletuksesta, mutta vähemmän kuin ainoastaan pörssiosakkeista. Toinen huomioitava momentti sijoitusosuuksia valittaessa on portfolioon sisältyvä riski. Jos yksittäisten sijoituskohteiden tuotot vaihtelevat täysin toisistaan riippuvaisesti, voidaan portfolion riski (tässä mittarina tuoton keskihajonta) laskea osuuksilla painotettujen keskihajontojen keskiarvona eli

$$0,6 \times 15 + 0,4 \times 30 = 21 \%$$

Markowitzin portfolioteorian mukaisesti kaikissa muissa tapauksissa (siis kun tuottojen välinen korrelaatio $\neq 1$) voidaan portfoliota hajauttamalla vähentää siihen sisältyvää riskiä alle edellä lasketun 21 %:n. Kaaviossa 1 esitetään kahden sijoituskohteen portfolioon sisältyvän riskin laskennan osatekijät.

Kaavio 4.1. Portfolion riskin osatekijät²

	Kohde A	Kohde B
Kohde A	$X_A^2 \sigma_A^2$	$X_A X_B \sigma_{AB} = X_A X_B \rho_{AB} \sigma_A \sigma_B$
Kohde B	$X_B X_A \sigma_{BA} = X_B X_A \rho_{BA} \sigma_B \sigma_A$	$X_B^2 \sigma_B^2$

jossa X_i = kohteeseen i sijoitettu suhteellinen osuus

¹Pörssiosakkeisiin sijoittaessaan sijoittaja tavallaan saisi riskinottamisestaan korvauksen paremman tuoton muodossa

²Brealey - Myers(1988) s. 153

σ_i^2 = kohteen i tuoton varianssi
 σ_{ij} = kohteiden i ja j tuottojen välinen kovarianssi
 ρ_{ij} = kohteiden i ja j tuottojen välinen korrelaatiokerroin.

Ajateltaessa edellistä kaaviota matriisinä M , joka voidaan myös laajentaa n eri sijoituskohteen tapaukseen, jolloin siis $M \in \mathbb{R}^{n \times n}$, saadaan matriisin alkiot määritettyä seuraavasti. Diagonaali-alkiot saadaan, kun painotetaan aina ko. kohteen tuoton varianssia kohteen suhteellisen osuuden neliöllä. Diagonaali-alkiot riippuvat näin ollen oleellisesti ko. kohteen tuoton varianssista. Ei-diagonaali-alkiot taas riippuvat kohteiden tuottojen suhtautumisesta toisiinsa eli niiden välisestä kovarianssista. Kovarianssi saadaan kertomalla kohteiden tuottojen keskihajonnat (varianssin neliöjuuret) korrelaatiokertoimella eli

$$\text{Cov}(r_i, r_j) = \sigma_{ij} = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j$$

missä r_i = kohteen i tuotto, muut kuten edellä.

Tuottojen suhtautuminen toisiinsa voidaan esittää ρ_{ij} :n ja σ_{ij} :n avulla seuraavasti:

$0 < \rho_{ij} \leq 1 \Rightarrow \sigma_{ij} > 0$; tuotot vaihtelevat samansuuntaisesti
 $\rho_{ij} = 0 \Rightarrow \sigma_{ij} = 0$; tuotot ovat riippumattomia
 $-1 < \rho_{ij} < 0 \Rightarrow \sigma_{ij} < 0$; tuotot vaihtelevat vastakkaisiin suuntiin.

Edellä mainitun matriisin M ei-diagonaali-alkioita laskettaessa on kyseisten kohteiden i ja j tuottojen välisiä kovariansseja painotettava kohteiden suhteellisten osuuksien tulolla. Kun matriisin M kaikki alkiot on saatu laskettua, saadaan portfolion tuoton varianssi eli riski laskemalla matriisin kaikki alkiot yhteen eli portfolion varianssi

$$= \sum_{i=1}^n X_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j \sigma_{ij}, \quad i \neq j \quad (4.4)$$

missä n = kohteiden lkm

X_i = kohteen i suhteellinen osuus

σ_i^2 = kohteen i tuoton varianssi

σ_{ij} = kohteiden i ja j tuottojen välinen kovarianssi.

Edellä esitettyssä kahden kohteen tapauksessa saadaan portfolion tuoton varianssiksi, kun tuottojen välinen korrelaatiokerroin olisi esim. 1,0

$$0,6^2 \times 15^2 + 0,4^2 \times 30^2 + 2 \times 0,6 \times 0,4 \times 1,0 \times 15 \times 30 = 441 \%^2$$

ja ottamalla edellisestä neliöjuuri, keskihajonnaksi saadaan 21 % (kuten aikaisemmin). Portfolion tuotto taas n eri kohteen tapauksessa saadaan luonnollisesti laskemalla yhteen kunkin kohteen suhteellisella osuudella painotetut tuottojen odotusarvot.

Hajauttaminen vähentää portfolion riskiä vain, kun eri kohteiden tuotot eivät ole täydellisesti toisistaan riippuvaisia. Mitä enemmän sijoituskohteiden tuotot ovat negatiivisesti korreloituneita (eli $\rho_{ij} \rightarrow -1$, jolloin yhtälön (4.4) toinen termi pienenee koko ajan), sitä pienemmän kokonaisriskin hajautettu portfolio tuo. Täydellisen negatiivisen korrelaation tapauksessa ($\rho_{ij} = -1$) on aina olemassa sellainen portfolioyhdistelmä eli suhteellisten sijoitusosuuksien yhdistelmä, joka täydellisesti poistaa riskin. Edellisen esimerkin tapauksessa, koska pörssiosakkeiden reaalisien veronjälkeisen tuoton hajonta (30 %) on 2 kertaa niin suuri kuin talletuksen (15 %), on riskitön portfolio löydettävissä silloin, kun sijoitetaan talletuksiin kaksinkertainen määrä osakkeisiin verrattuna. Tällöin on kuitenkin tuottojen välisen korrelaatiokertoimen oltava -1, mikä on melko harvinaista finanssiomaisuuserillä reaali maailmassa.

Kutakin kahden ¹sijoituskohteen yhdistelmää voidaan nyt kuvata odotetun tuoton ja riskin suhteen ($\text{Var}(r), E(r)$)-koordinaatistossa kuvion 4.3. tapaan (ks. seuraava sivu). Mitä suurempi osuus salkussa on kohdetta A, sitä lähempänä käyrällä ollaan pistettä A ja mitä suurempi osuus kohdetta B, sitä lähempänä ollaan pistettä B. Käyrän muoto riippuu kohteiden välisestä korrelaatiosta ρ_{AB} . Pullistuminen vasemmalle johtuu tilastotieteellisesti siitä, että kahden satunnaismuuttujan R_A ja R_B painotetulle keskiarvolle laskettu varianssi on pienempi kuin ko. satunnaismuuttujien varianssien painotettu keskiarvo eli

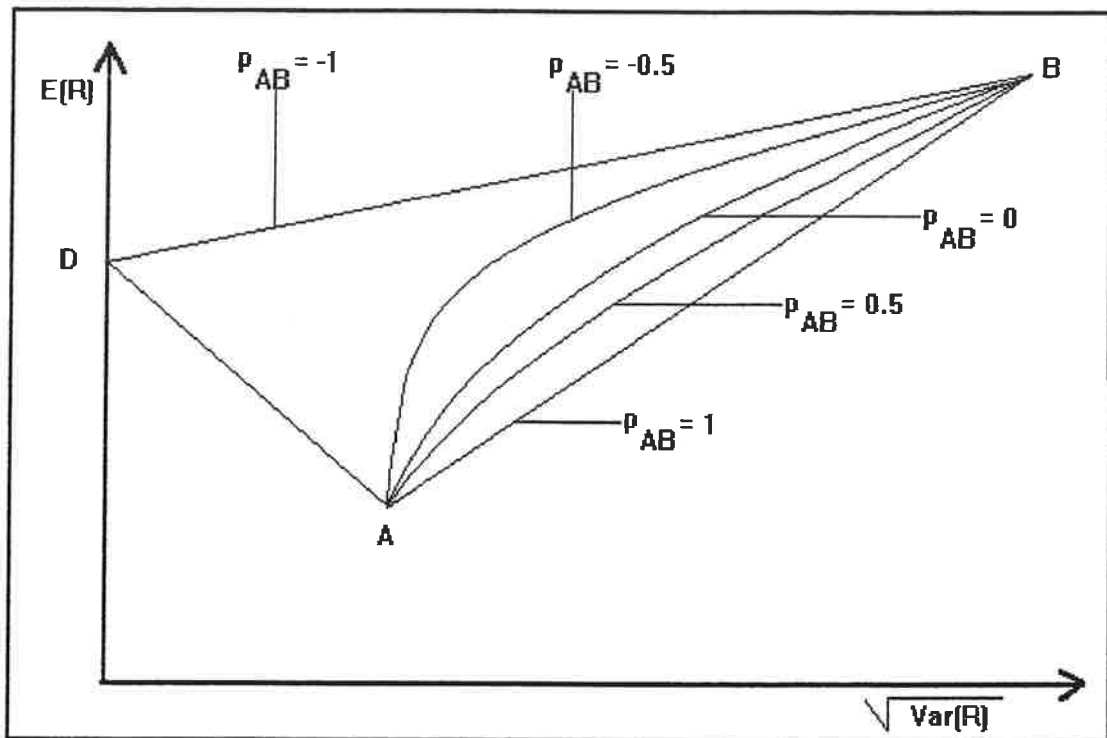
$$\text{Var}[\lambda R_A + (1-\lambda)R_B] < \lambda \text{Var}(R_A) + (1-\lambda)\text{Var}(R_B), \text{ kun } 0 < \lambda < 1 \text{ ja } \rho_{AB} \neq 1.$$

Kun $\rho_{AB} (<1) \rightarrow -1 \Rightarrow$

¹Ks. kahden tai useamman kohteen portfolion riskin ja tuoton formaalisesta ja graafisesta tarkastelusta ja tähän liittyvästä riskinkarttajan tehokkaan optimisalkun valinnasta enemmän Tobin(1965) s. 3 - 52

$$\sqrt{\lambda \text{Var}(R_A) + (1-\lambda)\text{Var}(R_B)} - \sqrt{\text{Var}[\lambda R_A + (1-\lambda)R_B]}$$

kasvaa ja lopulta osa AB:n pisteistä on A:n vasemmalla puolella, jolla alueella kohteiden A ja B tuottojen välinen korrelaatio on negatiivinen.



Kuvio 4.3. Kaikki kahden sijoituskohteen portfoliot

4.5.10. Tämän työn portfoliotarkastelu

Kun portfolion tuottoihin ja näin ollen kuluttajasijoittajan varallisuuteen liittyvä epävarmuus oletetaan normaalijakautuneeksi satunnaismuuttujaksi, on epävarmuuden matemaattinen käsittely helpompaa. Voidaan osoittaa, että jos yhtälön (4.3) mukaisessa hyötyfunktiossa tavoitemuuttuja W on normaalisti jakautunut satunnaismuuttuja, hyödyn maksimointilauseke saadaan muotoon

$$\text{Max } E(U) \Leftrightarrow \text{Max } X = W_E - (b/2)\sigma^2 \quad (4.5)$$

jossa X = operationaalinen tavoite
 W_E = tavoitteen W odotusarvo
 σ^2 = tavoitteen W varianssi.

Tämän työn tarkastelussa oletetaan, että kunkin sijoituskohteen tarjontakäyrä on horisontaalinen eli vaakasuora. Tällöin sijoittajat (tässä siis kotitaloudet) voivat sopeuttaa tarkasteltavista kohteista koostuvan portfolion sisältöä kullakin tuottotasolla ilman määrärajoitteita. Kulutuspäätös oletetaan tehtäväksi ennen sijoituspäätöstä, jolloin valittu kulutuksen taso määrää budjettirajoitteen puitteissa suoraan sijoitusvarallisuuden kokonaistason kullekin kaudelle. Tällöin voidaan portfoliopäätöstä tehtäessä pitää sijoitusvarallisuutta W eksogeenisenä, jolloin allokaatiopäätös tehdään eri kohteiden tuottojen ja niihin liittyvän riskin perusteella. Kun portfolio on näin "suljettu", yhden kohteen tuoton muutos muuttaa kaikkia osuuksia siten, että ko. kauden varallisuuden taso kokonaisuutena ei muutu. Perustarkastelu on luonteeltaan staattista ja pitkän aikavälin portfoliosopeutuksen tarkastelu suoritetaan osittaisen sopeutuksen hypoteesiin perustuvana dynaamisena tarkasteluna.

Edellä mainituilla oletuksilla ja kun oletetaan tarjolla olevan n kpl vaihtoehtoisia riskipitoisia sijoituskohteita, saadaan työssä ns. edustavan kotitalouden hyötyfunktio yhtälön (4.3) avulla muotoon

$$U(r_p) = a - ce^{-b(r_p)} \quad (4.6)$$

missä $r_p = \sum x_i r_i$ = portfolion reaalin tuottoaste. Portfolion riskiksi saadaan kaavan (4.4) avulla

$$\sum_{i=1}^n x_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j \sigma_{ij} \quad i \neq j$$

missä x_i = kohteen i portfolio-osuus
 σ_i^2 = kohteen i tuoton varianssi
 σ_{ij} = kohteiden i ja j tuottojen välinen kovarianssi.

¹Ko. kohdefunktiota ovat käyttäneet töissään hyväksi mm. Jalamo(1986) ja Lempinen(1981), kohdefunktion on johtanut Farrar(1961) muodoltaan määräämättömän hyötyfunktion Taylorin sarjakehitelmän 3 ensimmäisen termin avulla

Tällöin kotitalouden hyötyfunktio (4.6) voidaan esittää yhtälön (4.5) avulla ja portfolio-ongelma saadaan vektorimuodossa (koska n kpl kohteita ja tässä työssä $n=5$)

$$\text{Max } [\mathbf{r}'\mathbf{x} - (b/2)\mathbf{x}'\mathbf{V}\mathbf{x}], \quad \text{ehdolla } \mathbf{i}'\mathbf{x} = 1$$

missä $\mathbf{r}$ = sijoituskohteiden reaalisten tuottoasteiden 5×1 -sarakevektori
 $\mathbf{r}'$ = edellisen 1×5 -rivivektori (transpoosi)
 $\mathbf{x}$ = sijoituskohteiden portfolio-osuuksien 5×1 -sarakevektori
 $\mathbf{V}$ = kohteiden tuottojen symmetrinen 5×5 -kovarianssimatriisi
 $\mathbf{i}'$ = 1×5 -yksikkörivivektori (1 1 1 1 1)
 $\mathbf{i}$ = edellisen 5×1 -sarakevektori

Edellisen maksimointiongelman matemaattiseksi ratkaisuksi saadaan staattisen perusmallin mukaiset kysyntäyhtälöt portfolio-osuuksille, jotka voidaan esittää vektorimuodossa¹

$$\mathbf{x} = \mathbf{A} + (1/b)\mathbf{B}\mathbf{r}, \quad (4.7)$$

missä $\mathbf{A}$ ja $\mathbf{B}$ ovat portfolioon liittyvästä epävarmuudesta riippuvia matriiseja.

Tässä työssä tarkastellaan kotitalouksien sijoituskäyttäytymistä melko tiukasti rajoitetun portfolion suhteen. Sijoituskohteina ovat käteinen raha (jonka proxyksi otetaan talletuspankkien käyttö-, säästö- ja karttavat talletustilit, perustelu myöhemmin), 24 kk:n määräaikaistalletukset, markkinakorkoon sidotut aikatalletustilit (eli sijoitustilit), valtion verolliset obligaatiot sekä Helsingin Arvopaperipörssissä noteeratut osakkeet. Vastavantuypista rajoitettua portfoliota tarkastelee esim. Parkin (1970) työssään². Tällaista rajoittumista voidaan perustella Parkinin mukaan mm. informaatiokustannusten epäjatkuvuudella, jolloin tarkasteltavan agentin kannattaa erikoistua välttääkseen ko. suuret epäjatkuvat informaatiokustannukset, jotka aiheutuvat kaikkiin saatavilla oleviin sijoituskohteisiin liittyvän informaation hankinnasta.

¹Yksityiskohtainen ratkaisu, jossa sovelletaan Parkinin(1970) ja Jalamon(1986 Liite 6) esityksiä, esitetään liitteessä 1. Derivoinnista matriisilaskennassa ks. lähemmin esim. Johnston(1986) s. 102 - 104

²Parkin tarkastelee englantilaisten "sijoitustalojen" (= discount house) portfoliota, johon kuuluu 5 eri kohdetta

Toinen argumentti, joka mahdollistaa näin spesifioidun sijoitussalkun tutkimisen, on oletus sijoittajan preferenssien separoituvuudesta¹. Tällöin voidaan hyötyfunktio esim. additiivisen separoitumisen tapauksessa esittää muodossa

$$U = F[V_1(q_1) + V_2(q_2) + \dots + V_n(q_n)],$$

missä U = kokonaishyöty

$V_i(q_i)$ kuvaa eri sijoituskohteiden tuomaa hyötyä (ns. alahyöty = "subutility") ja F kuvaa hyötyfunktion muotoa.

Useissa kotimaisissa tutkimuksissa eräänä kotitalouden sijoituskohteena on tutkittu edellisten kaltaisten² kohteiden lisäksi mm. asuntojen kysyntää, koska asunto on eräs hyvin potentiaalinen kotitalouden varallisuuserä. Tässä työssä rajoitetaan kuitenkin vain rahoitusomaisuuslajien kysynnän tutkimiseen, joten asunnot jäävät reaalivarallisuuskohteenä pois tarkasteltavasta kotitalouden sijoitussalkusta. Lisäksi asuntoinvestointia voidaan pitää jaettavuusominaisuuksiltaan eri portfolioon kuuluvana tässä tarkasteltaviin kohteisiin verrattuna. Asuntohan on kotitalouden osalta yleensä suuri investointi ja usein ainakin osaksi velkarahoitettu. Myöskään negatiivisen finanssivarallisuuden eli lainojen kysyntää ei tässä työssä tutkita.

Valtion obligaatioihin liittyy eräs tämän työn tilastollisista ongelmista. Tarkasteluajanjaksolla on uusien valtion verottomien ja verollistenkin obligaatioiden tarjonnassa ollut epäjatkuvuuksia. Anneissa on ollut kuukausittaisia katkoja ja vuoden -90 alusta lähtien ei uusia valtion verottomia obligaatioita ole ollut ollenkaan tarjolla. Näin ollen valtion uusien obligaatioiden tarjonta ei tarkasteluajanjaksolla ole varsinaisesti ollut jatkuvaa eikä tarjontakäyrä horisontaalinen, kuten tässä työssä oletetaan. Koska valittu joukko velkakirjamuoto, eli valtion verolliset obligaatiot, on kuitenkin verotusominaisuuksiltaan tämän työn kannalta hyvinkin kiinnostava, oletetaan tässä kohtaa, että verollisten obligaatioiden jälkimarkkinat ovat riittäneet takaamaan tarjonnan jatkuvuuden eli tarjontakäyrän horisontaalisuuden.

¹Ks. separoituvuudesta tarkemmin esim. Deaton - Muellbauer(1988), s. 120 - 172

²Tähän mennessä ei kuitenkaan ilmeisesti ole vielä tutkittu nimenomaan tässä tarkasteltavista kohteista koostuvan portfolioon sopeutusta

5. MALLI

5.1. Yleistä tilastoaineistosta

Tarkasteluajanjaksolla ovat pankit rahoitusmarkkinoiden vapautumisen myötä monipuolistaneet myös ottolainaustuotteitaan. Myös tilastointi on kokenut murroksen vuoden 1991 maaliskuusta lähtien¹. Tällöin Tilastokeskuksen julkaisussa "Pankit kuukausittain" siirryttiin aikaisempaa disaggregoidumpaan tilastointiin. Ottolainauksessa alettiin tilastoida markkatalletuksia erikseen verottomiin, lähdeverollisiin ja muihin verollisiin tileihin. Tässä työssä käytetyt disaggregointi/aggregointiperusteet esitetään aina kunkin tilastomuuttujan kuvauksen kohdalla erikseen. Tarkasteltava aineisto on kuukausiaineisto ajalta 1/1987 - 5/1992.

5.2. Käytettävien varantomuuttujien kuvaus

Kunkin sijoituskohteen varannot ovat kuukauden lopun tilanteen mukaisia nimellisarantoja. Nimelliset varannot muutetaan reaalisiksi deflatoimalla ne kuluttajahintaindeksin ($1985/12=100$) kyseisen kuukauden pisteluvun avulla. Varannot otetaan yleisön² talletusten tilastoista. Deflatoidut varannot viivästetään yhdellä kaudella, jolloin edellisen kauden lopun varanto vastaa seuraavan kauden alun varantoa.

Työssä otetaan yleisen käteiskassamääritelmän (setelit, kolikot ja shekki- ja postisiirtotilit) sijasta tutkimuksen kohteeksi vaihtoehtoinen, eksplisiittisesti perusteltu käteiskassan määritelmä. Kotitalouksien hallussaan pitämän käteisen rahan proxyna pidetään talletuspankkien ottolainauksesta laskettua käyttö-, säästö- ja karttuvien tilien kokonaissummaa, joka vuoden -91 maaliskuusta lähtien on taulukoitu verottomien käyttötilien nimekkeellä. Kotitalouksien kohdalla voidaan ko. erää pitää mahdollisesti hyvänä käteiskassojen proxyna, koska tarkasteluajanjaksolla ovat kyseisiin tilimuotoihin liittyvät maksuvälineet (mm. pankkikortit, shekit, pankkisiirtojen ja maksupalvelun

¹Juuri talletusten tilastoinnin muutos aiheuttikin tämän työn suurimmat disaggregointi/aggregointiongelmat

²Tässä itse asiassa ns. suppea yleisö- käsite eli kotitaloudet, yritykset ja yhteisöt jne., poislukien rahalaitokset

käyttö) selvästi yleistyneet. Myös näihin tileihin liittyvää provisiotonta nostorajaa on nostettu useimmissa pankkiryhmissä esim. käyttötilien kohdalla jopa 100.000 mk:aan kuukaudessa. Näin ollen kotitalouksien hallussaan pitämän varsinaisen käteisen rahan (setelit ja kolikot) osuutta kokonaiskäteistalletuksista voidaan pitää lähinnä marginaalisena. Säästö- ja kertyviin tileihin on vuoden 1987 joulukuuhun asti tilastoitu myös ASP-tilit, joiden osuus on kuitenkin ollut tällöin vain keskimäärin n. 1,5 % kokonaiskäyttelytilien määrästä. Shekki- ja postisiirtotilivarantojen oletetaan Rantalan(1978 s. 26) tapaan kuuluvan suurimmaksi osaksi yrityksille. Lähteenä on Tilastokeskuksen julkaisu "Pankit kuukausittain".

24 kk:n määräaikaistalletusten tilastoinnissa tapahtui myös muutos vuoden 1991 maaliskuussa. Kaikki määräaikaan sidotut talletukset oli sitä ennen luokiteltu talletussopimuksessa olevan määräajan mukaan. Tällöin esim. 12 kk:n määräaikaan sidotut talletukset ovat olleet 12 kk:n talletuksia niin kauan kunnes ne ovat purkautuneet. Maaliskuun -91 tilanteesta lähtien seurataan määräaikaan sidottuja talletuksia jäljelläolevan talletusajan mukaan. 24 kk:n määräaikaistalletusten oletetaan olevan kokonaisuudessaan kotitalouksien varallisuutta. Lähteenä on edelleen TK:n "Pankit kuukausittain".

Markkinakorkosidonnaisia talletuksia on pankeissa ollut tarkasteluajanjaksolla monenlaisia. Osa talletuksista on ollut kiinteäkorkoisia (viitekorkona kuitenkin esim. 3 kk:n markkinakorko), jolloin korko-% on määräytynyt talletuksen maturiteetin ja suuruuden mukaan talletusta tehtäessä ja ollut kiinteä erääntymispäivään saakka. Joidenkin talletusten korkoa taas on tarkistettu aina viitekoron maturiteetin perusteella, jolloin talletusta tehtäessä sovitaan luonnollisesti talletuksen maturiteetista, summasta ja korkomarginaalista. Markkinakorkopohjaisten talletusten tarjonta on ko. kaudella koko ajan monipuolistunut ja talletusehdoista on tullut yhä enemmän asiakassuhteeseen perustuvia. Tässä työssä näiden talletusten proxyksi otetaan talletuspankkien ottolainauksen erä sijoitustilit. Kyseiseen erään tosin sisältyy sekä kotitalouksien että yritysten talletuksia, mutta koska eri sektoreiden osuuksia ei tämänkään kohteen kuten ei eräiden muidenkaan kohteiden suhteen, ole vielä voitu luotettavalla tavalla tilastoida, oletetaan tässä tarkastelun yksinkertaistamiseksi sijoitustilien olevan kokonaan kotitalouksien varallisuutta. Vuoden 1991 maaliskuun tilastointipohjan muutoksen jälkeen ko. erä on otettu kohdasta lähdeverolliset määräaikaistilit, tilastolähteenä edelleen TK:n "Pankit kuukausittain".

Valtion verollisten obligaatioiden kannat on saatu disaggregoimalla ne Suomen Pankin kansantalouden neljännesvuosimallin (BOF4) tilastotietokannasta (julkaisematon lähde) kuukausitasolle. Tietokantaan on tilastoitu kotitalouksien hallussaan pitämien verollisten joukkovelkakirjojen kannat. Tässä työssä kotitalouksien hallussa olevien verollisten joukkovelkakirjojen kannan oletetaan muodostuvan pääasiassa valtion verollisista obligaatioista. Mainittakoon, että kyseisen tilastolähteen mukaan kotitalouksien vuoden 1991 lopussa hallussaan pitämien verollisten joukkovelkakirjojen kokonaiskanta (n. 19,1 mrd mk) ylitti tuolloin ensimmäisen kerran verottomien joukkovelkakirjojen kannan (n. 18,1 mrd mk). Tarkasteluajanjaksolla verotuskohtelultaan yhtenevien kohteiden, eli markkinakorkoisten pankkitalletusten ja valtion verollisten obligaatioiden, ainoana tuottomuotona pidetään tässä työssä korkotuottoa.

Pörssiosakkeiden kuukauden lopun kannat on saatu KOP:n taloudellisen tutkimusosaston tilastoista kaikkien (vapaat ja sidotut) Helsingin arvopaperipörssissä noteerattujen osakkeiden kuukauden lopun markkina-arvon perusteella. Kotitalouksien omistusosuus ko. arvosta on laskettu KOP:n julkaisusta "Pörssiyhtiöt". Arvo saadaan taulukosta "Osakekannan jakauma" yksityishenkilöiden %-osuuden kohdalta. Kotitalouksien vuotuisiksi omistusosuuksiksi on tällöin saatu

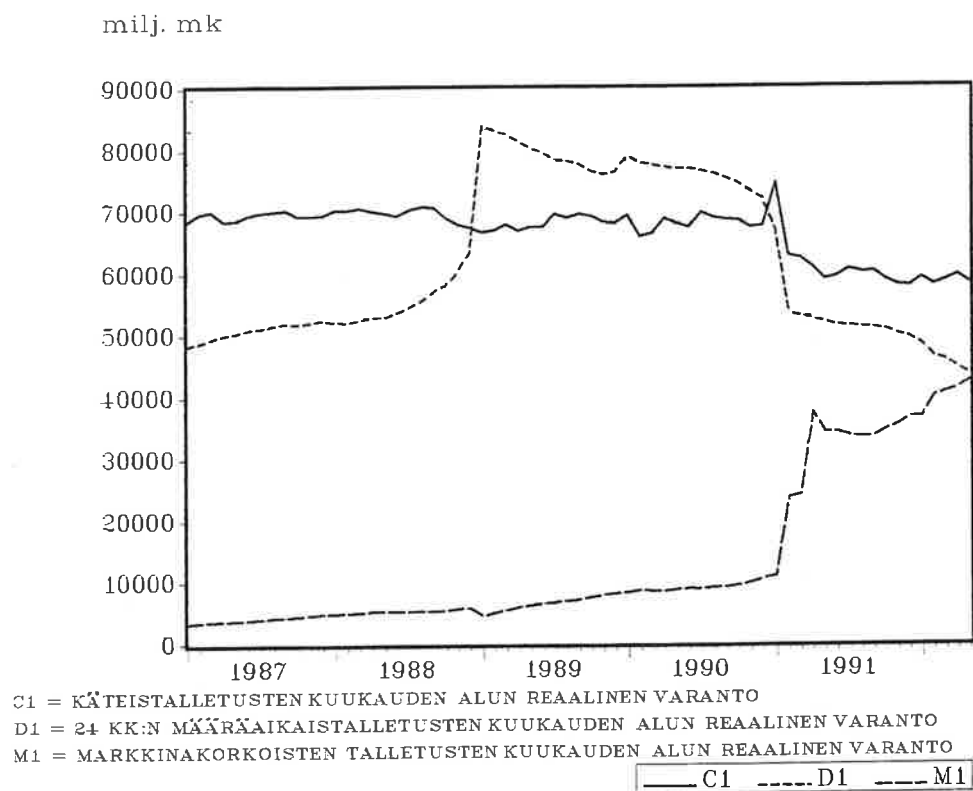
vuonna	1987	1988	1989	1990	1991	1992
	27,5 %	25,4 %	22,7 %	23,7 %	21,6 %	20,1 %.

Vuoden 1992 arvo on approksimoitu raportoitujen vuositietojen (1987 - 1991) keskimääräisen muutoksen perusteella, jolloin saatu arvo on vain lähinnä suuntaa-antava. Tässä oletetaan, että vuotuiset muutokset pörssiyhtiöiden omistuspohjassa jakautuvat kuukausittain tasaisesti kunakin vuonna. Tilastolähteen arvot ovat tyypillisesti ao. vuoden toukokuun lopun tilanteen mukaisia. Esitettyjen lukuarvojen perusteella kotitalouksien omistusosuus on tarkasteluajanjaksolla pääsääntöisesti vähentynyt.

Koska pörssiosakkeiden markkina-arvo sisältää kuitenkin jo osan osakkeiden tuotosta pääomavoiton/tappion muodossa, ei markkina-arvo sellaisenaan ole vertailukelpoinen osakkeisiin sijoitetun varallisuuden mittari muihin kohteisiin nähden. Jotta saadaan selville todelliset kotitalouksien sijoitusvarallisuuden portfolio-osuudet on tässä työssä kotitalouksien hallussaan pitämien pörssiosakkeiden markkina-arvoinen varanto

skaalattu kullakin kaudella vastaamaan vuoden 1990 lopun (jolloin HEX-indeksin arvo on 1000) tilannetta HEX-indeksin kuukauden lopun pisteluvun avulla. Tähän arvoon sovelletaan s. 38 deflatointimenettelyä. Näin saatua reaalista suhteellista portfolio-osuutta voidaan pitää markkina-arvon mukaista osuutta vertailukelpoisempana pörs-siosakkeiden sijoitusvarallisuuden mittana.

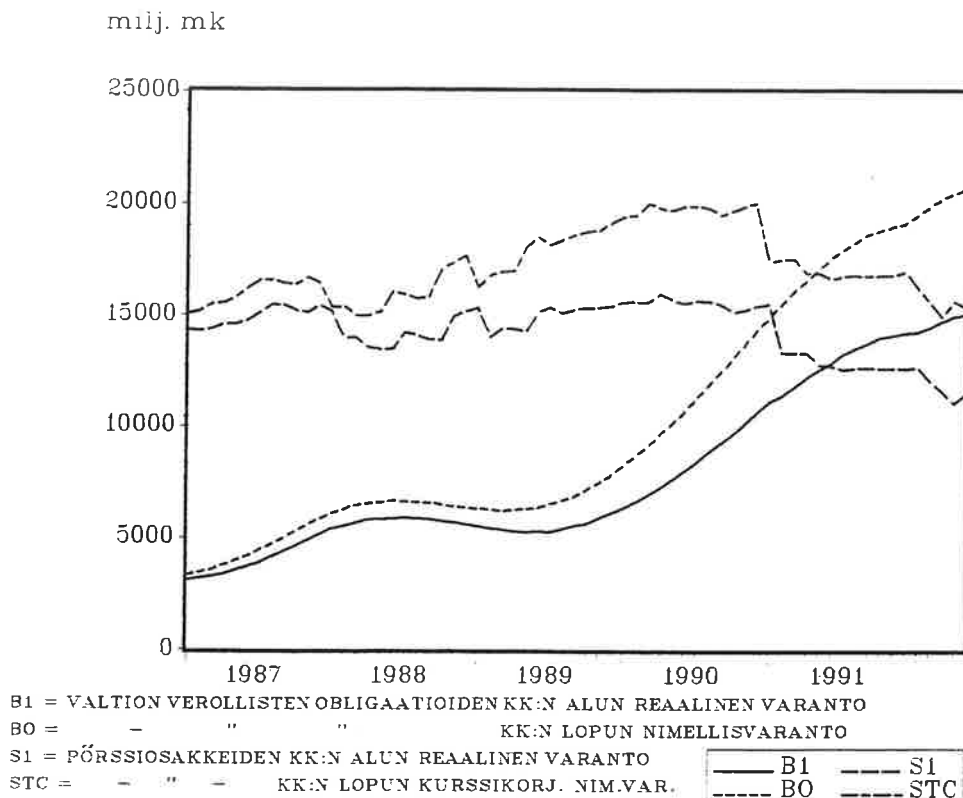
Seuraavissa kuvioissa esitetään tarkasteltavien sijoituskohteiden varantojen kehitys. Reaaliset varannot on siis saatu deflatoimalla nimellisvarannot aikaisemmin (s. 38) esitetyllä tavalla.



Kuvio 5.1. Pankkitalletusten reaaliset varannot

Kuvion 5.1. perusteella on käteistalletusten määrä reaalisesti hieman vähentynyt tarkasteluajanjaksolla. Verollisten tilien varanto on etenkin vuoden 1991 alusta lähtien kasvanut huomattavasti, tarkasteluvälin viimeisimmän puolentoista vuoden aikana reaalisesti jopa n. 30 mrd mk. 24 kk:n talletusten varannossa on havaittavissa selvä hyppäys (reaalisesti myös n. 30 mrd mk) ylöspäin vuoden 1988 loppupuolella.

Vuoden 1992 toukokuuhun mennessä on määräaikaistalletusten kanta kuitenkin jo alentunut samalle tasolle markkinakorkoisten talletusten kanssa.



Kuvio 5.2. Obligaatioiden ja pörssiosakkeiden reaaliset ja nimelliset varannot

Kuviosta 5.2. havaitaan, että tarkasteluajanjaksolla on kotitalouksien hallussaan pitämien pörssiosakkeiden sijoitusvarallisuus pysynyt kohtalaisen vakiona. Esim. vuoden 1992 toukokuun lopussa oli kotitalouksien hallussa olevien osakkeiden nimellinen kurssikorjattu varanto lähes samalla tasolla kuin 5,5 vuotta aikaisemmin eli n. 15 mrd mk. Korkeimmillaankin, eli osakesijoittamisen hulluina aikoina vuoden 1988 lopulla ja 1989 ja -90 aikana, oli kotitalouksilla olleiden osakkeiden reaalin kurssikorjattu varanto koko ajan alle 25 % 24 kk:n määräaikaistalletusten varannosta.

Kuvioiden 5.1. ja 5.2. perusteella on verotuskohtelultaan yhtenevien kohteiden, eli markkinakorkoisten pankkitalletusten ja valtion verollisten obligaatioiden, varantojen reaalin kehitys ollut trendiltään samanlaista. Myös varantojen tasot ovat olleet vuoden 1990 loppuun saakka suurin piirtein samanlaiset. Vuoden 1991 alun jälkeen on verollis-

ten pankkitalletusten suosio kuitenkin noussut huomattavasti verollisten obligaatioiden suosiota enemmän. Inflaation kehityksen kuvaamiseksi on kuvioon 5.2. piirretty sijoituskohteiden reaalisten varantojen lisäksi myös nimelliset varannot. Kuukauden lopun reaalin varanto kuvaa aina seuraavan kuukauden alun reaalista varantoa. Kuvioissa 5.1. ja 5.2. siis kuukauden alun ensimmäinen havainto (tammikuu 1987) on joulukuun 1986 lopun tilanteen mukainen.

Kotitalouksien käytettävissä oleva tulo on tämän työn ainoa virtamuuttuja, joka on disaggregoitu kuukausiaineistoksi BOF4:sta. Myös tulot muutetaan reaalisiksi kuluttajahintaindeksin avulla. Saadusta lukuarvosta vähennetään edellisen kuukauden vastaava arvo ja suhteellista differenssiä (differenssi = kuukausiarvojen erotus) käytetään selittävänä muuttujana. BOF4:sta suoritettujen disaggregointien kohdalla minua on avustanut Suomen Pankissa Kari Takala.

5.3. Tuottomuuttujien konstruointi

Käyttö-, säästö- ja karttuvien tilien hyvityskorko on tarkasteluajanjaksolla ollut koko ajan verotonta. Nimellistuottojen sarja on otettu Suomen Pankin kuukausijulkaisusta "Monthly Bulletin". Kyseiset talletukset ovat peruskorkosidonnaisia.

24 kk:n määräaikaistalletusten tuotto on myöskin tarkasteluajanjaksolla ollut talletusten verohuojennuslain nojalla verotonta, sekä ennen että jälkeen lähdeverolain voimaan tulon. Nimellistuottojen sarja on otettu edelleen SP:n julkaisusta "Monthly Bulletin". Myöskin nämä talletukset ovat peruskorkosidonnaisia.

Eri sijoituskohteiden verotuskohtelun tarkastelua (tässä pörssiosakkeiden ja verollisten eli markkinakorkoisten pankkitalletusten sekä valtion verollisten obligaatioiden) on vaikeuttanut mm. sijoittajien erilaiset marginaaliveroasteet, omaisuustulovähennyksen käyttöaste, verotettavan varallisuuden suuruus ja pääomatulojen yhteisverotuksen takia kotitalouden muoto eli sijoittajan perhesuhteet. Veronjälkeisten tuottojen laskemisessa joudutaan taloustieteellisessä tutkimuksessa usein tekemään harkinnanvaraisia oletuksia. Vaikka veronalaista tuottoa tuottavia sijoituskohteita hankitaankin tavallisesti vain sellainen määrä, että saatu korkotulo jää alle verovapaan enimmäismäärän, ja rajavero-

aste on tällöin nolla, tuottaa pääomatulojen epätasainen ja vino jakautuminen joskus melko korkeitakin keskimääräisiä rajaveroasteita.

Kun tosiasiallinen kotitalouden rajaveroaste tunnetaan, voidaan verollisten sijoituskoh-
teiden veronjälkeinen tuotto laskea kaavan

$$r_{it} = (1 - t)R_i - \pi_E$$

mukaan, jossa r_{it} = vaateen i reaalin veronjälkeinen tuotto

t = kotitalouden efektiivinen rajaveroaste

π_E = odotettu inflaatiovauhti

R_i = vaateen nimellistuotto

Erityisen varakkaiden kotitalouksien kohdalla olisi efektiivisen rajaveroasteen t laskennassa otettava huomioon sekä efektiivinen marginaalinen tuloveroaste t^y (kohdis-
tuu tuottoon) että efektiivinen marginaaliveroaste varallisuusverotuksessa t^w , jolloin
saadaan

$$r_{it} = (1 - t^y)R_i - t^w - \pi_E.^1$$

Työssä oletetaan, että keskimääräinen tarkasteltaviin sijoituskohteisiin sijoittava kotita-
lous ei ole niin varakas, että sen efektiivisen rajaveroasteen laskennassa olisi otettava
huomioon myös varallisuusverotuksen marginaaliveroaste. Tässä tutkimuksessa
käytetään kotitalouden marginaaliveroasteina Suomen Pankin kansantalouden osastolla
laskettuja (edelleen primaarilähteenä BOF4:n tilastotietokanta), taulukossa 5.1. (ks.
seuraava sivu) esitettyjä efektiivisiä veroasteita eri pääomatulomuodoille. Tilastoläh-
teessä ei ole annettu arvoja vuodelle 1992, joten tässä oletetaan tarkastelun ulottamiseksi
koskemaan myös meneillä olevaa vuotta, että osinkotulojen ja osakkeiden myyntivoi-
ton verotus säilyvät ennallaan tänä vuonna. Tässä tarkasteltavat verolliset korkotulohan
ovat olleet lähdeveron alaista tuloa vuoden 1991 alusta lähtien.

¹Ks. Korkman(1986 a), s. 158

Taulukko 5.1. Kotitalouden efektiiviset marginaaliveroasteet (%)

vuosi	korkotulot	osinkotulot	osakkeiden myyntivoitot
1987	11,9	26,6	14,5
1988	15,3	30,1	17,4
1989	15,5	24,4	8,7
1990	16,9	26,6	7,7
1991	10,0	15,1	7,7
1992	15,0	15,1	7,7

Markkinakorkosidonnaisten talletusten tuottoa ei ole tähän työhön sopivalla tavalla vielä voitu luotettavasti tilastoida, joten tässä otetaan niiden tuotto-proxyksi 3 kk:n Helibor-korko. Korosta ei vähennetä mitään yleistä vakiomarginaalia, koska sillä ei olisi varioivaa vaikutusta sijoituskohteiden suhteellisiin tuottoihin. Näiden talletusten tuotto on ollut tulo- ja varallisuusverolain mukaan verollista koko tarkasteluajanjaksolla ja vuoden 1991 alusta lähtien lähdeveron alaista. Markkinakorkoisten talletusten nimelliseksi veronjälkeiseksi tuotoksi R_{ti} saadaan

$$R_{ti} = (1 - t_r)R,$$

missä t_r = korkotulojen efektiivinen marginaaliveroaste (vuoden 1991 alusta t_r = lähdeveroaste) ja R = nimelliskorko ennen veroja (tässä 3 kk:n Helibor). Helibor-koron kuukausikeskiarvot on otettu SP:n julkaisusta "Monthly Bulletin".

Valtion verollisten obligaatioiden nimellistuotto saadaan obligaatioiden kannan tapaan BOF4:n tilastokannasta. Veron jälkeinen nimellistuotto tälle kohteelle lasketaan markkinakorkoisten talletusten tuottolaskentaa vastaavasti.

Pörssiosakkeiden tuotto on markkinakorkoisten pankkitalletusten ja valtion verollisten obligaatioiden tuoton tavoin ollut veronalaista tuloa. Osakkeiden tuottoon kohdistuva verotus voidaan jakaa arvonnousun ja osinkojen verotukseen. Tässä työssä osinkotuotto on Tilastokeskuksen julkaisusta "Rahoitusmarkkinoiden kuukausisarjoja" saatu osakkeiden efektiivinen osinkotuotto. Pääomatuottoja kuvaava HEX-indeksin vuosimuutoksen kuukausiarvo on laskettu Suomen Pankin "Rahoitusmarkkinat"- julkaisusta

saadun kuukauden lopun pisteluvun avulla. Pörssiosakkeiden nimellinen veronjälkeinen tuotto¹ saadaan nyt kaavasta

$$R_S = (1 - T_D)R_E + (1 - T_S)(SP_t - SP_{t-12})/SP_{t-12} - (T_W S)/S,$$

jossa R_S = osakkeiden nimellinen tuotto verojen jälkeen

T_D = kotitalouden efektiivinen margin. osinkotuloveroaste (ks. taulukko 5.1.)

R_E = osakkeiden efektiivinen osinkotuotto ($=DIV_t/SP_t$, jossa DIV_t = ajanjakson t osinko)

T_S = osakkeiden myyntivoittovero²

SP_t = HEX-indeksin kk:n lopun pisteluku kaudella t

SP_{t-12} = edellinen kaudella $t-12$ eli vuotta aikaisemmin

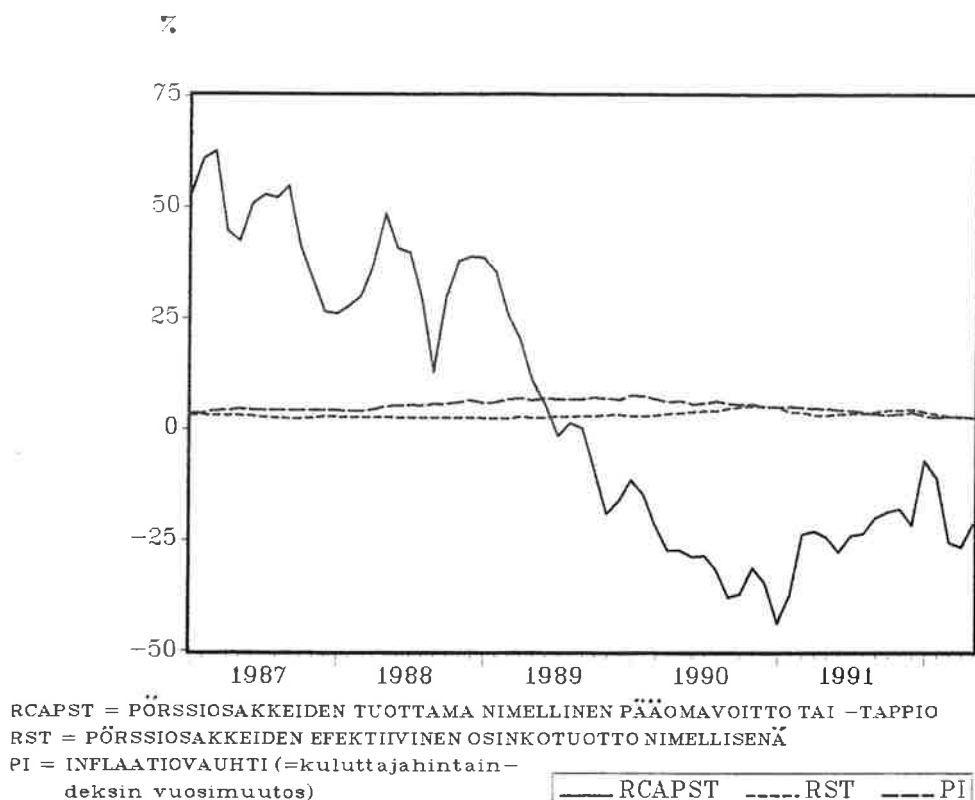
T_W = efektiivinen marginaaliveroaste varallisuusverotuksessa

S = osakkeiden markkina-arvo.

Tässä tutkimuksessa ei pörssiosakkeiden nimellisen veronjälkeisen tuoton laskennassa siis oteta huomioon edellisen kaavan viimeistä varallisuustermiä ollenkaan. Pääomatappioista ei luonnollisesti todellisuudessa makseta veroa ja tässä kohtaa tarkastelussa verotus tavallaan vähentää pääomatappion määrää ja siis nostaa osakkeiden nimellistä tuottoa verojen jälkeen (tekijä $-T_S(SP_t - SP_{t-12})/SP_{t-12}$ on positiivinen, koska $(SP_t - SP_{t-12})/SP_{t-12}$ on negatiivinen). Lisäksi myyntivoittoveron pohjaksi tulee tässä hieman virheellisesti varsinaisesti osakkeiden vuotuinen arvonnousu, kun sen tulisi määräytyä myynti- ja ostoajankohtien välisen arvonnousun perusteella. Kotitalouksien myynti- ja ostoajankohtia ja siten osakkeiden omistusaajan pituutta on kuitenkin vaikea arvioida keskimääräisestikään, koska ne luonnollisesti riippuvat esim. kotitalouden sosioekonomisesta asemasta eri ajankohtina, likvideettitilanteesta ja lukuisista muista tekijöistä. Kuvioissa 5.3. - 5.5. on esitetty tarkasteltavien sijoituskohteiden tuottojen kehitys.

¹Jalamo(1986) on käyttänyt lähes vastaavaa tuottokaavaa, tosin hänellä on ollut osakkeiden markkina-arvon proxyna verotusarvo ja myyntivoittoveroa ei ole huomioitu ollenkaan

²Ko. vero vastaa verolaissa esitettyä ns. irtaimen omaisuuden satunnaista myyntivoittoveroa; alle 4 vuotta omistetun omaisuuden satunnainen myyntivoitto on kokonaan verollista tuloa ja 4 mutta ei 5 vuotta omistetun omaisuuden satunnaisesta myyntivoitosta on 80 % veronalaista, viiden vuoden omistusaajan jälkeen ko. tulosta on 50 % verollista. Myyntivoittoveron laskennassa on huomioitava myös ns. vuotuiset vapaamäärät; ks. verotusmenettelystä tarkemmin esim. Kukkonen(1992), ss. 107 - 109

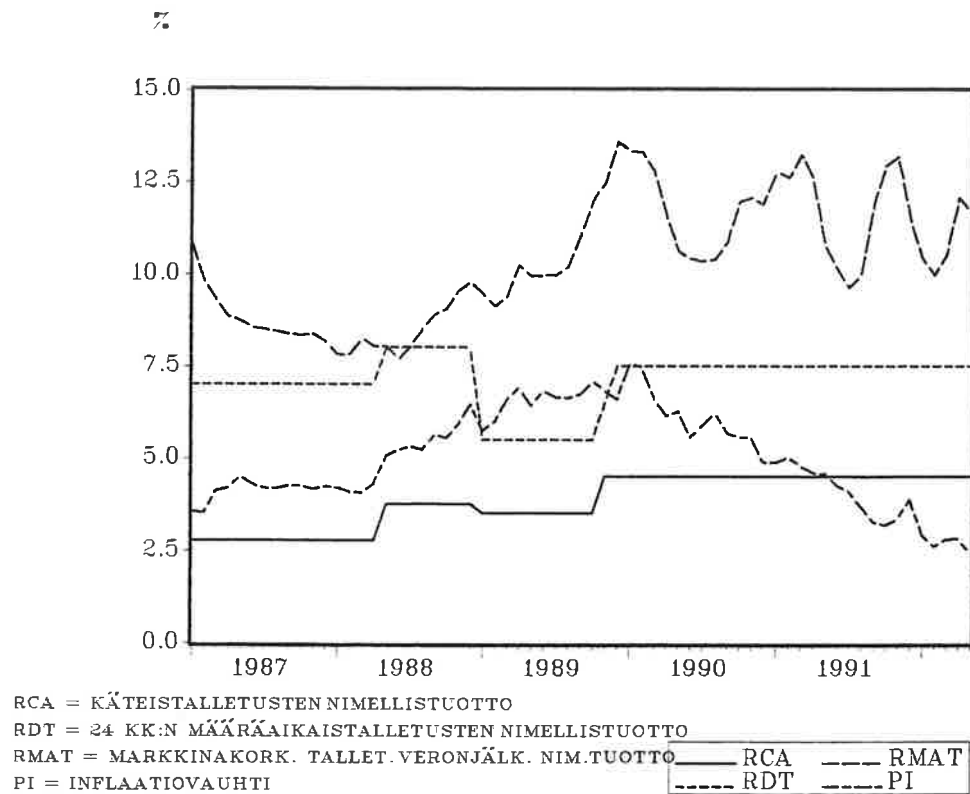


Kuvio 5.3. Pörssiosakkeiden tuottokomponenttien kehitys

Erityisesti kuviosta 5.3. käy ilmi Helsingin Arvopaperipörssissäkin koettu voimakas pörssiosakkeiden arvon romahdus. Pahimmat pääomatappiot osakesijoittamisesta ovat koituneet kotitalouksille vuosien 1990 ja -91 vaihteessa, jolloin osakkeiden vuotuinen hinnanlasku oli suurimmillaan yli 40 %:n luokkaa. Osakkeiden efektiivinen osinkotuotto on lähes koko tarkasteluajanjaksolla ollut reaalisesti negatiivinen ja kesästä 1989 lähtien osakkeiden nimellistuotto kokonaisuutenakin on ollut negatiivinen.

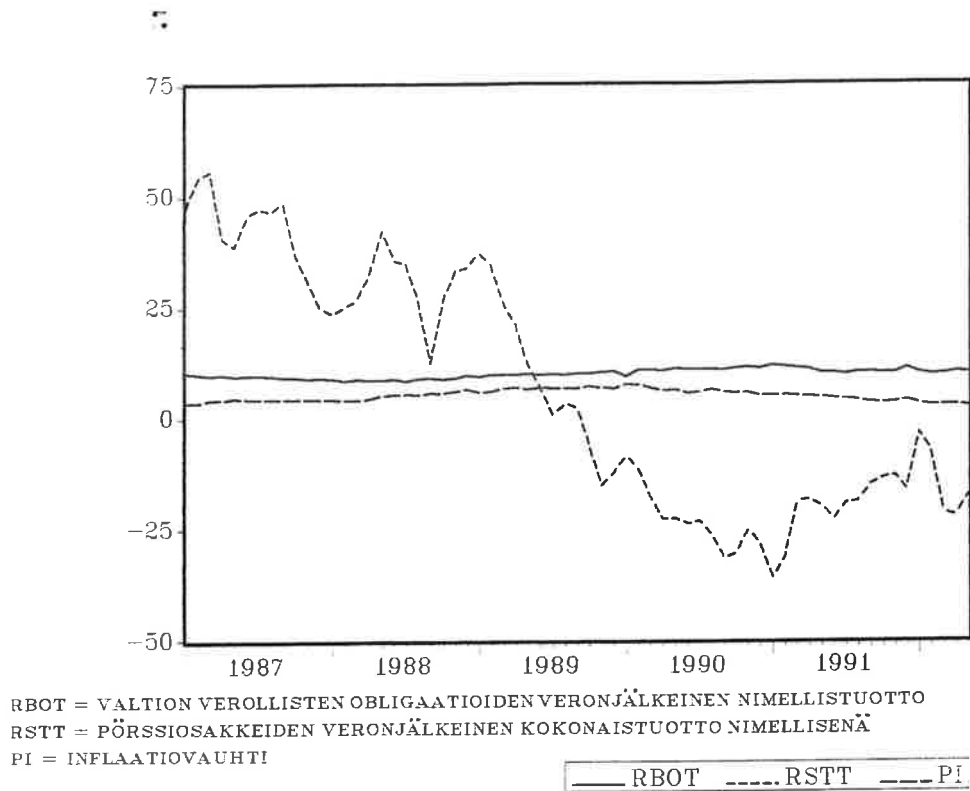
Kuviosta 5.4. (ks. seuraava sivu) käy ilmi, että ylivoimaisesti paras sijoituskohde sekä nimellis- että reaalitytuotolla mitattuna on ollut verollinen markkinakorkoinen pankkitalletus. Sen veronjälkeinenkin tuotto on vain kerran alittanut 24 kk:n määräaikaistalletuksen tuoton. Tässä kohtaa tarkastelussa on huomioitava, että tämän työn markkinakorkoisten talletusten tuottoproxya on siis 3 kk:n Helibor-korko, joka luonnollisesti hieman yliarvioi varsinaista verollisille talletuksille maksettua tuottoa. Käytetty

tuottomuuttuja on kuitenkin paras mahdollinen proxy-muuttuja kuvaamaan tarkasteltavien sijoituskohteiden suhteellisten tuottojen eroja. Markkinakorkoisten talletusten hyvityskorot ovat olleet hyvin asiakaskohtaisesti määrättyjä ja siten lähes mahdottomia arvioitaviksi eksaktisti ilman luotettavaa tilastolähdettä.



Kuvio 5.4. Pankkitalletuskohteiden nimellistuottoja

Kuviosta 5.4. ilmenee myös, että käteistalletusten reaalin tuotto on ollut jopa positiivista vuoden 1991 maaliskuusta lähtien. 24 kk:n määräaikaistalletusten tuotto on taas ollut reaalisesti negatiivista melkein koko vuoden 1989 ajan.



Kuvio 5.5. Verollisten obligaatioiden korko ja pörssiosakkeiden kokonaistuotto verojen jälkeen

Kuviosta 5.5. havaitaan, että valtion verollisten obligaatioiden veronjälkeinen tuotto on ollut tarkasteluvälillä koko ajan myös reaalisesti positiivinen. Pörssiosakkeiden reaali-nen veronjälkeinen kokonaistuotto on puolestaan mennyt negatiiviseksi jo maaliskuun 1989 jälkeen. Tässä työssä käytetään verollisten sijoituskohteiden odotettua tuottoa kuvaamaan nimenomaan havaittua nimellistuottoa (obligaatioilla ja pankkitalletuksilla korko ja pörssiosakkeilla laskettu kokonaistuotto) verojen jälkeen. Lisäksi selittävänä muuttujana käytetään erillistä inflaatiomuuttujaa (ks. seuraava alaluku).

5.4. Käytettävän portfoliomallin perusmuoto

Työssä oletetaan, että sijoituskohteiden tulevista tuotoista vallitsee täysi ennakkotietämys. Tutkimuskohteena on pankkitalletusten lähdeveron vaikutus kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen. Lähdevero on nimelliskorkotuottoon kohdistuva vero. Portfolio-teorian mukainen lähestymistapa on tutkia sijoituskohteisiin allokointia nimenomaan reaalisten tuottojen avulla. Tässä työssä käytetään Fisher-hypoteesin¹ perusteella selittävinä muuttujina nimelliskorkoja ja erillistä inflaatiomuuttujaa.

Kohteen i haluttu portfolio-osuus on nyt muotoa

$$x_i^* = a_i + b_{ij}R_j + c_i\pi, \quad (5.1)$$

missä x_i^* = sijoituskohteen i haluttu portfolio-osuus

R_j = sijoituskohteen j nimellistuotto

$\sum x_i^* = 1$

$c_i\pi$ = inflaatiovaikutus kohteen i portfolio-osuuteen

rajoitteilla $\sum b_i = 0$ (a)

$\sum a_i = 1$ (b)

$\sum c_i = 0$. (c)

Kun rajoitetaan sijoituskohteiden lukumäärä tämän työn mukaiseen viiteen kappaleeseen eli

BO = valtion verolliset obligaatiot

CA = käteistalletukset

DT = 24 kk:n määräaikaistalletukset

MA = markkinakorkoon sidotut aikatalletukset

ST = pörssiosakkeet,

saadaan halutut osuudet vektorimuodossa

¹Ks. esim. Brealey - Myers(1988) s. 545; hypoteesin mukaan $R=r+\pi_E+r\pi_E$, missä R =nimell.korko, r =reaalikorko, π_E =odotettu inflaatiiovauhti, tässä työssä $r\pi_E$ saa kuitenkin hyvin pieniä arvoja, joten reaalikorolle pätee likimäärin $r=R-\pi_E$

$$\mathbf{x}^* = \mathbf{a} + \mathbf{B}[\mathbf{R}_{BO}, \mathbf{R}_{CA}, \mathbf{R}_{DT}, \mathbf{R}_{MA}, \mathbf{R}_{ST}]' + \mathbf{c}\pi,$$

missä $\mathbf{x}^* = [(\mathbf{BO}/W), (\mathbf{CA}/W), (\mathbf{DT}/W), (\mathbf{MA}/W), (\mathbf{ST}/W)]$

W = kokonaissijoitusvarallisuus

$\mathbf{a}$ = vakiovektori

$\mathbf{B}$ = tuottojen 5x5 kerroinmatriisi

$\mathbf{c}$ = inflaatiovauhdin kerroinvektori.

Ekonometriset yhtälöt estimoitaville portfolio-osuuksille ovat näin ollen matriisimuodossa, kun otetaan huomioon myös lähdevero dummy-muuttujan kautta

$$\begin{bmatrix} \mathbf{BO}/W \\ \mathbf{CA}/W \\ \mathbf{DT}/W \\ \mathbf{MA}/W \\ \mathbf{ST}/W \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \\ a_5 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} & b_{25} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} & b_{35} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & b_{45} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{R}_{BO} \\ \mathbf{R}_{CA} \\ \mathbf{R}_{DT} \\ \mathbf{R}_{MA} \\ \mathbf{R}_{ST} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \\ c_5 \end{bmatrix} \pi + \begin{bmatrix} d1_1 \\ d1_2 \\ d1_3 \\ d1_4 \\ d1_5 \end{bmatrix} D1$$

$$+ \begin{bmatrix} d2_1 \\ d2_2 \\ d2_3 \\ d2_4 \\ d2_5 \end{bmatrix} D2 + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ u_4 \\ u_5 \end{bmatrix},$$

missä alkiot a_i muodostavat vakiovektorin $\mathbf{a}$

b_{ij} muodostavat tuottojen kerroinmatriisin $\mathbf{B}$

c_i - " - inflaatiovauhdin kerroinvektorin $\mathbf{c}$

$d1_i$ - " - lähdeverodummin kerroinvektorin $\mathbf{d1}$ (dummy1 = 0 12/90 saakka ja = 1 1/91 lähtien)

$d2_i$ muodostavat impulssidummin kerroinvektorin $\mathbf{d2}$ (dummy2 = 1 10/88- 12/88 ja muulloin dummy2 = 0)

u_i muodostavat stokastisen virhetermin vektorin $\mathbf{u}$, jolle on voimassa $E(u_i) = 0$ ja $\text{Var}(u_i) = \text{vakio}$ (jos homoskedastisuus voimassa).

Selitysyhtälön termi D2 (dummy2) on otettu tähän kuvaamaan vuoden 1988 viimeisellä neljänneksellä aineiston perusteella havaittua verottomien määräaikaistalletusten räjähdysmäistä kasvua¹ (joka tosin jäi vain hetkelliseksi impulssiksi). Ko. talletusten kannan kasvun tuolloin voidaan katsoa osittain johtuneen mm. ennakoidusta myyntivoittoverotuksen kiristämisestä², joka johti ennätysmäiseen yrityskauppojen määrään vuonna 1988.

Aikaisempien oletusten perusteella sijoitusvarallisuus W on mallissa eksogeeninen, jolloin yhden kohteen tuoton muutos muuttaa kaikkien portfolio-osuuksia siten, että portfolio-osuuksien nettomuutos kaudella t on nolla (rajoite (a)). Varallisuuden muutos allokoituu kokonaan joka kaudella (rajoite (b)). Inflaation vaikutus suljetun portfolion sijoituskohteiden suhteellisiin osuuksiin kaudella t summautuu nolllaksi (rajoite (c)).

Tässä työssä on siis käteiskassojen proxyna pidettävillä käteistalletuksille määritelty myös tuottomuuttuja maksetun hyvityskoron muodossa. Kyseinen tuotto on tosin reaalisesti ollut tarkasteluajanjaksolla lähes koko ajan negatiivinen, joten näinkin määriteltyä käteiskassaa on ollut vaikea suojata inflaatiolta, kuten käteisen rahan kohdalla yleensäkin.

Perusmallin selittävien ja selitettävien muuttujien väliset odotetut riippuvuussuhteet perustuvat oletukselle sijoituskohteiden bruttosubstituutiosta. Tämän johdosta kunkin finanssiomaisuuserän suhteellisen osuuden odotetaan riippuvan positiivisesti sen omasta tuotosta ja negatiivisesti muiden sijoituskohteiden tuotoista. Kunkin sijoituskohteen varallisuusvaikutuksen (vakio a) oletetaan olevan positiivinen. Inflaatiovauhdin kerroinestimaatin odotetaan kaikkien pankkitalletusten ja obligaatioiden suhteen olevan etumerkiltään negatiivinen.

Pörssiosakkeiden kysynnän ja inflaation välisestä suhteesta ei voida sanoa mitään varmaa. Klassisen fisheriläisen hypoteesin mukaan velattoman yrityksen osakkeet tarjoavat tehokkaan inflaatio suojan tilanteessa, jossa inflaatio on ennustettavissa³.

¹Vastaavaa impulssidummya on käyttänyt työssään myös Saarenheimo (1991)

²Ks. esim. Kukkonen(1992), s. 114

³Lintner(1975), s. 270

Myöhemmissä tutkimuksissa on kuitenkin voitu osoittaa, että inflaation vaikutus yrityksen kannattavuustekijöihin ja sitä kautta osakkeiden hintoihin¹ ja niiden kysyntään riippuu monista muistakin tekijöistä kuin yrityksen velkaisuudesta. Kanniaisen ja Kurikan(1984) tutkimuksessa inflaation todettiin vaikuttavan pääasiassa positiivisesti osakkeiden hintoihin suomalaisilla osakemarkkinoilla (osittain suomalaisesta verotuskäytännöstä johtuen). Ulkomaisista tutkimuksista esim. Pearcen ja Roleyn(1985) ja Feldsteinin(1980) artikkeleissa taas saatiin inflaation ja osakkeiden hintojen välille negatiivinen vaikutussuhde. Edellä esitetyn perusteella tässä tutkimuksessa ei inflaatiomuuttujan kertoimelle aseteta mitään a priori oletuksia pörssiosakkeiden kohdalla etumerkin suhteen.

Havaintoaineiston perusteella valtion verollisten obligaatioiden ja verollisten pankkitalletusten varannot näyttäisivät kasvaneen selvästi muiden kohteiden varantoja enemmän vuoden 1991 alun eli lähdeveron käyttöönoton jälkeen, joten aineiston perusteella odotetaan lähdeverodummyn (D1) kertoimen olevan > 0 kohteille BO ja MA ja ≤ 0 muille kohteille. Impulssidummyn (D2) kertoimen taas oletetaan olevan > 0 (ks. perustelu s. 52) kohteelle DT ja ≤ 0 muille kohteille.

5.5. Perusmallin dynaaminen spesifikaatio

Sijoituskäyttäytymisen dynaaminen tarkastelu perustuu ns. osittaisen sopeutuksen hypoteesiin. Hypoteesin mukaan nyt oletetaan, että kullakin kaudella t sijoittaja saavuttaa vain osan haluamastaan sijoituskohteen varallisuusosuudesta. Jokaisella kaudella saavutetaan tietty, vakiona pysyvä osuus halutun ja edellisellä kaudella toteutuneen varannon välisestä erosta. Yhtälön (5.1) mukaisen lineaarisen kysyntäjärjestelmän tapauksessa sopeutusyhtälö todellisen ja halutun varannon välillä on muotoa

$$dx_t = (x_t - x_{t-1}) = (1 - \gamma) (x_t^* - x_{t-1}),^2 \quad (5.2)$$

¹Hinnan nousu/lasku edustaa siis pääomavoiton/tappion osaa osakkeen tuotosta

²Kmenta(1986), s. 529, vaihtoehtoisesti yhtälö (5.2) voi olla muotoa $dx_t = \gamma(x_t^* - x_{t-1})$, jolloin yhtälössä (5.4) edellisen kauden toteutuneen varannon kertoimeksi tulee $(1-\gamma)$ ja vakion ja muiden selittävien tekijöiden kertoimesta $(1-\gamma)$ tulee γ , jota tässä vaihtoehdossa kutsutaan sopeutuskertoimeksi

missä $0 \leq \gamma < 1$

x_t^* = kohteen haluttu varanto kaudella t

x_{t-1} = kohteen edellisellä kaudella toteutunut varanto.

Kerrointa $(1-\gamma)$ kutsutaan sopeutuskertoimeksi, jonka avulla pystytään määrittämään se periodien lukumäärä, joka tarvitaan tietyn osuuden p saavuttamiseen x_t^* :n ja x_t :n välisestä erosta. Esim. kahden periodin jälkeen x_t^* :n ja x_t :n välinen ero olisi supistunut määrän $(1-\gamma) + \gamma(1-\gamma) = 1-\gamma^2$ verran, joten eroa on vielä jäljellä γ^2 :n verran. n jakson jälkeen kiinniotettu ero olisi $1-\gamma^n$. Kun kirjoitetaan $1-\gamma^n = p$, saadaan osan p kiinnisaamiseksi tarvittavien jaksojen lukumäärä yhtälöstä

$$n = \frac{\log(1-p)}{\log \gamma}. \quad (5.3)$$

Yhtälö (5.2) voidaan ratkaista x_t^* :n suhteen ja tulos sijoitettuna yhtälöön (5.1) tuottaa x_t :lle ratkaisuksi kohteen i tapauksessa

$$x_{it} = a_i(1 - \gamma) + b_{ij}(1 - \gamma)R_j + c_i(1 - \gamma)\Pi + \gamma x_{i,t-1}, \quad (5.4)$$

missä voidaan merkitä $a_{it} = a_i(1 - \gamma)$, $b_{ijt} = b_{ij}(1 - \gamma)$, $c_{it} = c_i(1 - \gamma)$ ja $e_{it} = \gamma$.

Yhtälössä (5.4) pätee edelleen tuottojen ja inflaatiiovauhdin nollasummarajoitukset (a) ja (c). Varallisuuden muutokselle muodostuu rajoitukseksi $\sum a_i + e_j = 1$, koska yhden vaateen j varannon muutos muuttaa sen omaa kysyntää ja varallisuusvaikutuksen kautta lisäksi muiden vaateiden i kysyntöjä. Yhtälön (5.4) tapauksessa saadaan nyt sijoituskoh-
teiden halutut osuudet vektorimuodossa

$$\mathbf{x}^*_{t-1} = \mathbf{a}_1 + \mathbf{B}_1[R_{BO}, R_{CA}, R_{DT}, R_{MA}, R_{ST}]' + \mathbf{c}_1\pi + \mathbf{e}_1\mathbf{x}'_{t-1},^1$$

jossa siis muut symbolit ovat yhtälöä (5.1) vastaavan osittaisen sopeutuksen mukaisen version (5.4) vektorimuodon symboleita, lisäksi $\mathbf{x}'_{t-1}$ on edellisen kauden toteutuneiden varantojen (1×5) -rivivektori ja $\mathbf{e}_1$ on ko. varantojen kerroinvektori. Ekonometriset yhtälöt ovat nyt matriisimuodossa

¹Osittaissopeutusmallin käytössä on periaatteellisena ongelmana parametrien identifioitumattomuus, ks. tarkemmin Anderson - Blundell (1982) ss. 1559 - 1571

$$\begin{bmatrix} BO/W \\ CA/W \\ DT/W \\ MA/W \\ ST/W \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a1_1 \\ a1_2 \\ a1_3 \\ a1_4 \\ a1_5 \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} d2_1 \\ d2_2 \\ d2_3 \\ d2_4 \\ d2_5 \end{bmatrix} D2 + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \\ e_5 \end{bmatrix} x'_{t-1} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ u_4 \\ u_5 \end{bmatrix} .$$

Osittaissopeutusmallin tuottojen kerroinestimaattien odotetut etumerkit ovat bruttosubstituutio-oletuksen johdosta perusmallin mukaiset. Inflaation kerroinestimaatin odotetut etumerkit ovat kuten aikaisemminkin. Aikaisemmat odotukset pätevät myös dummyjen kerrointen suhteen. Mallissa odotetaan lisäksi, että sopeutuminen halutun ja edellisen kauden toteutuneen varannon poikkeamaan ei ole täydellistä. Itse asiassa on odotettavissa, että sopeutuminen on varsin hidasta, jolloin sopeutuskerroin $1-\gamma$ saa suhteellisen pieniä arvoja. Tällöin edellisen kauden varannon kerroin γ saa positiivisia arvoja siten, että $0 < \gamma < 1$.

Varantojen ristikkäissopeutusta ei tässä tutkita, koska tarkastelun pääpaino on tuottojen vaikutuksen tutkimisessa allokaatiopäätöksen suhteen. Lisäksi viivästettyjen varantojen välinen korrelaatio todennäköisesti toisi malliin huomattavaa multikollinearisuutta.

5.6. Laajennettu mallispesifikaatio

Tässä työssä laajennetaan perinteisen portfolioteorian tuotto/riski-perusteista tarkastelutapaa ottamalla malliin lisäksi selittäväksi muuttujaksi kotitalouden käytettävissä olevat tulot. Tällöin tarkastelu tavallaan pohjautuu makrotalousteoriasta tuttuun rahan ja muun finanssiomaisuuden kysynnän analyysiin¹, jossa ajatellaan koron nousun lisäävän finanssisijoituskohteiden, esim. obligaatioiden kysyntää ja vähentävän käteisen rahan kysyntää. Tällöin puhutaan käteisen rahan ns. spekulatiivisesta kysynnästä

$$I(r), \quad \text{jolle} \quad I'(r) < 0 .$$

¹Ks. rahan ja reaalikassojen empiirisestä kysyntäanalyysistä makrotalousteoreettiselta kannalta esim. Stevenson - Muscatelli - Gregory(1988), ss. 173 - 185

Toinen rahan kysyntätekijä aiheutuu kuluttajan tulojen ja maksujen eriaikaisuudesta ja sitä kutsutaan rahan transaktiokysynnäksi. Tulojen kasvaessa yleensä sekä tulo- että menovirrat kasvavat, joten kassavirtojen tasapainottamiseksi tarvittavat transaktiokassat myös kasvavat. Transaktiokysyntä siis kasvaa tulojen kasvaessa eli transaktiokysyntä

$$= k(y), \quad \text{jolle} \quad k'(y) > 0.$$

Molemmat rahan kysyntätekijät ovat nimenomaan reaalikassojen kysyntää, joten nimelliskassat on deflatoitava hintatasolla. Tällöin voidaan reaalikassojen kysyntä

esittää muodossa

$$\frac{M}{P} = l(r) + k(y).$$

Yleisesti ottaen spekulatiivista ja transaktiokysyntää ei voida erottaa toisistaan. Jos esim. pankkitalletusten korko nousee, transaktiokassojen voidaan odottaa vähenevän kuluttajien huomatessa käteiskassojen pidon vaihtoehtoiskustannuksen kasvaneen. Näin ollen rahan kysyntäfunktio voidaan yleisessä muodossa kirjoittaa

$$\frac{M}{P} = m(r, y), \quad \text{jossa} \quad (\partial m / \partial r) < 0 \quad \text{ja} \quad (\partial m / \partial y) > 0.$$

Kun kotitalouksien käytettävissä olevat tulot otetaan selittävänä muuttujana mukaan, saadaan yhtälön (5.1) mukainen perusmalli laajennettua muotoon

$$x_i^* = a_i + b_{ij}R_j + c_i\pi + f_i\Delta y, \quad (5.5)$$

jossa x_i^* , R_j , $c_i\pi$ ovat kuten yhtälössä (5.1) ja y = kotitalouden käytettävissä olevat tulot. Tulot oletetaan kullakin kaudella allokoitavan kokonaan kulutukseen ja tarkasteltaviin finanssiomaisuuseriin. Lisäksi kulutustasopäätöksen ei oleteta vaikuttavan mitenkään suhteellisiin portfolio-osuuksiin, vaan allokaatiopäätös tehdään edelleen kohteiden odotetun tuoton ja riskin sekä muiden selittävien tekijöiden perusteella. Tuloista otetaan tässä työssä differenssi ekonometrisen käsiteltävyyden helpottamiseksi. Selittävänä muuttujana käytetään tulojen suhteellista differenssiä.

Aikaisemmat yhtälöä (5.1) koskevat nolla- ja ykkössummarajoitukset (a), (b) ja (c) pätevät myös yhtälön (5.5) suhteen. Tällöin stokastiset yhtälöt estimoitaville portfolio-osuuksille saadaan muotoon

$$x_i^{*'} = \begin{bmatrix} BO/W \\ CA/W \\ DT/W \\ MA/W \\ ST/W \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \\ a_5 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} & b_{25} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} & b_{35} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & b_{45} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{BO} \\ R_{CA} \\ R_{DT} \\ R_{MA} \\ R_{ST} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \\ c_5 \end{bmatrix} \Pi + \begin{bmatrix} dl_1 \\ dl_2 \\ dl_3 \\ dl_4 \\ dl_5 \end{bmatrix} DI \\ + \begin{bmatrix} d2_1 \\ d2_2 \\ d2_3 \\ d2_4 \\ d2_5 \end{bmatrix} D2 + \begin{bmatrix} f_1 \\ f_2 \\ f_3 \\ f_4 \\ f_5 \end{bmatrix} \Delta y + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ u_4 \\ u_5 \end{bmatrix},$$

jossa $x_i^{*'}$ = kohteiden halutut portfolio-osuudet, $a_i, b_{ij}, c_i, dl_i, d2_i, u_i$ muodostavat vastaavat vektorit ja matriisin kuin perusmallissa ja lisäksi f_i muodostavat kotitalouden käytettävissä olevien tulojen kerroinvektorin f .

Sijoituskohteiden bruttosubstituutio-odotuksen mukaisesti kohteiden portfolio-osuuksien odotetaan edelleen riippuvan positiivisesti kohteen omasta tuotosta ja negatiivisesti muiden kohteiden tuotoista. Inflaatiovauhdin kerroinestimaattien odotetut etumerkit ovat samat kuin perusmallin kohdalla. Myös molempien dummyjen kertoimien odotukset ovat kuten aikaisemminkin. Lisäksi tarkasteltavaksi tulee tässä mallispesifikaatiossa tavallaan kunkin sijoituskohteen transaktiokysyntä erikseen (tulojen y vaikutus kohteen suhteelliseen osuuteen). Varsinaisesti transaktiokassoiksi tarkasteltavista sijoituskohteista voidaan ajatella käyvän vain käteistalletusten; muut kohteet ovat likvidisyysominaisuuksiltaan huomattavasti niitä heikompia. Tulojen y kertoimen odotetaan täten olevan käteistalletusten suhteen positiivinen ja muiden kohteiden suhteen kertoimen etumerkki voi olla $>$, $<$ tai $= 0$. Perusmallin laajennuksen estimoinnissa portfoliomalli estimoidaan muodossa, jossa käytetään osittaisen sopeutuksen mukaista dynaamista spesifikaatiota laajennettuna tulomuuttujan avulla.

6. EMPIIRISET TULOKSET

6.1. Yleistä tuloksista ja testauksesta

Työssä käytettiin estimointimenetelmänä perinteistä pienimmän neliösumman menetelmää (PNS). Esim. perusmallin estimoinnissa olisi ollut mahdollista käyttää myös mm. SURE-systeemiestimointia. SURE (seemingly unrelated regression equations) -estimoinnissa yksittäisiä yhtälöitä käsiteltäisiin koko systeemin osina. Menetelmä helpottaisi myös eri yhtälöitä yhdistävien rajoitusten huomioon ottamista. Koska SURE ei kuitenkaan tuota PNS:sta poikkeavia parametriestimaatteja¹, pitäydyttiin tässä eri malliversioiden tulosten keskinäisen vertailun mahdollistamiseksi PNS-menetelmässä. Maaliskuussa 1991 tapahtuneen pankkitalletuskohteiden tilastointipohjan muutoksen vuoksi oli myös havaintoaineiston homogeenisuuden testaus normaalien tilastollisten testien lisäksi aiheellista. Kyseinen testaus suoritettiin Chow -testin avulla.

Selittävien muuttujien yhteistä selityskykyä ja merkitsevyyttä tutkittiin F-testisuureen avulla. Mikäli F-arvo ylittää ns. kriittisen rajan, on malli kokonaisuutena merkitsevä. Yhtälöiden selityskykyä tarkasteltiin vapausasteilla korjatulla selitysasteella R^2 . Perusmallissa ja laajennetussa versiossa mahdollisesti esiintyvää virhetermin AR(1)-autokorreloituneisuutta testattiin Durbin - Watsonin d-testisuureen avulla. Viivästetyn selitettävän muuttujan sisältävissä malleissa käytettiin autokorrelaation tutkimiseen Durbinin h-testiä.

6.2. Havaintoaineiston homogeenisuus

Pankkitalletusten tilastointipohjassa tapahtuneen muutoksen vuoksi oli havaintoaineiston homogeenisuuden testaus tarpeellinen. Ennen Chow -testin² soveltamista tutkittiin selitysyhtälöiden virhetermin homoskedastisuutta piirtämällä yhtälöittäin perusmallin mukainen residuaalisarja samaan kuvioon erikseen kunkin selittävän muuttujan

¹Vrt. esim. Kivikoski(1985) s. 44 ja Jalamo(1986) s. 41; SURE:n avulla parametrien t-arvot paranevat

²Ks. esim. Gujarati(1988) s. 443 - 445; Chow-testi ei ole käyttökelpoinen, jos malli on heteroskedastinen

havaintosarjan kanssa. Tällöin voitiin todeta, että mallia voidaan pitää yhtälöittäin homoskedastisena, eli virhetermin varianssi ei keskimäärin muutu selittävien muuttujien arvon muuttuessa.

Chow-testi suoritettiin perusmallin mukaiselle aineistolle, mutta jättäen vapausasteiden lisäämiseksi mm. dummy-muuttujat pois estimoinnista. Aineisto jaettiin kahteen osaan siten, että ensimmäiseen osaan tuli 33 havaintoa ajalta 1/1987 - 9/1989 ja toiseen 32 havaintoa ajalta 10/1989 - 5/1992. Tällöin jälkimmäisen osapopulaation havainnoista n. 50 % on ajalta, jolloin tilastointipohja on muuttunut. Tämän jälkeen estimoitiin kunkin pankkitalletuskohteen kysyntäyhtälö (obligatioiden ja pörssiosakkeiden kysyntäyhtälöitä ei siis tässä kohtaa estimoitu, koska niiden tilastointipohja ei muuttunut tarkastelu-ajanjaksolla) ilman dummymuuttujia sekä obligatioiden ja osakkeiden tuottomuuttujia¹ ensin koko aineistolle, josta saatiin jäännösneliösumma RSS_1 . Seuraavaksi sama estimointi suoritettiin ensimmäisen osaotoksen (33 havaintoa) perusteella, jolloin saatiin RSS_2 . Lopuksi yhtälöt estimoitiin toisen osaotoksen aineistosta ja saatiin RSS_3 . Laskemalla RSS_2 ja RSS_3 yhteen saatiin RSS_4 . Seuraavaksi laskettiin $RSS_5 = RSS_1 - RSS_4$. Varsinainen testaus suoritetaan Chow-testissä F-testisuureen avulla. Jos aineisto on homogeenista, niin

$$F = \frac{RSS_5 / K}{RSS_4 / (T_1 + T_2 - 2K)} \sim F_{K, T_1 + T_2 - 2K},$$

jossa T_1 ja T_2 ovat osaotosten koot ja K on selittävien muuttujien lukumäärä. Taulukossa 6.1. (ks. seuraava sivu) on raportoitu Chow-testissä käytetyt jäännösneliösummat ja F-testisuureen arvo pankkitalletuskohteittain.

¹Tällöin vakioiden ykkössumma- ja tuottojen ja inflaatiovauhdin nollasummaraioitteilla on ainakin edellytykset täytyä

Taulukko 6.1. Chow-testin tekijät

	Selitettävät muuttujat		
	CA/W	DT/W	MA/W
RSS₁	0,0121	0,0309	0,0499
RSS₂	0,0023	0,0028	0,0003
RSS₃	0,0052	0,0192	0,0349
RSS₄	0,0075	0,0220	0,0352
RSS₅	0,0046	0,0089	0,0147
F-arvo	6,7567	4,4500	4,5938

Testin kriittinen F-arvo 5 %:n riskitasolla on $F_{5,55} = 2,39$.

Saatujen tulosten perusteella ei havaintoaineistoa voida pitää homogeenisena ainakaan minkään pankkitalletuskohteen suhteen, koska kaikkien yhtälöiden F-arvot ylittävät kriittisen arvon 5 %:n riskitasolla selvästi. Havaintoaineiston ei-homogeenisuus heittää ensimmäisen varjon empiirisille tuloksille ja niiden tulkinnalle. Tämä työ on kuitenkin ilmeisesti ensimmäisiä yrityksiä estimoida kotitalouksien sijoituskäyttäytymistä suomalaisilla vapautuneilla rahoitusmarkkinoilla myös uusimpien sijoituskohteiden (lähinnä verollisten pankkitalletusten) suhteen. Näin ollen on odotettavaakin, että liberaalisoitumisprosessin tuoreuden vuoksi eivät muuttuneet tilastointiperusteet vielä anna mahdollisuutta riittävän pitkän ja luotettavan, homogeenisen havaintoaineiston konstruointiin. Työssä on pyritty käyttämään hyväksi parhaita mahdollisia työn tekemishetkellä saatavilla olleita tilastolähteitä ja kotitalouksien sijoituskohteiksi on valittu vapautuneiden rahoitusmarkkinoidemme keskeisimpiä finanssivarallisuuskohteita. Tilastointipohjan muutoksesta aiheutuneet aikasarjojen aggregoinnit ja disaggregoinnit on suoritettu edellä luvussa 5 esitetyn mukaisesti.

6.3. Multikollineaarisuudesta

Portfoliomallien selittävien muuttujien välistä multikollineaarisuutta¹ tutkittiin muuttujien välisen korrelaatiomatriisin avulla. Nyrkkisääntönä² voidaan pitää, että mallissa on voimakasta multikollineaarisuutta, jos kahden selittävän muuttujan välisen korrelaatiokertoimen itseisarvo on suurempi kuin 0,8. Taulukossa 6.2. on esitetty perusmallin ja sen laajennuksen selittävien muuttujien välinen korrelaatiomatriisi.

Taulukko 6.2. Selittävien muuttujien välinen korrelaatiomatriisi

RBOT	1									
RCA	0,663	1								
RDT	0,073	0,397	1							
RMAT	0,785	0,742	0,102	1						
RSTT	-0,758	-0,888	-0,219	-0,755	1					
PI	0,149	0,101	-0,365	0,185	-0,094	1				
D1	0,335	0,559	0,302	0,426	-0,529	-0,594	1			
D2	-0,216	-0,022	0,257	-0,111	0,200	0,162	-0,131	1		
DY	0,031	0,093	0,164	-0,020	-0,092	-0,300	0,147	0,032	1	
	RBOT	RCA	RDT	RMAT	RSTT	PI	D1	D2	DY	

Matriisin perusteella voidaan havaita, että ainakaan perusmallin ja sen tulolaajennuksen mukaisissa estimoitavissa yhtälöissä ei välttämättä esiinny kovin suurta multikollineaarisuutta. Korrelaatiomatriisin mukaan näyttäisi pörssiosakkeiden veronjälkeisen nimellistuoton ja käteistalletusten nimelliskoron välillä olevan voimakas negatiivinen riippuvuus. Myös pörssiosakkeiden tuoton ja valtion verollisten obligaatioiden tuoton välillä näyttäisi olevan kohtalaisen voimakas negatiivinen riippuvuus. Verollisten obligaatioi-

¹Multikollineaarisuudesta ja sen vaikutuksesta estimointituloksiin ks. esim. Gujarati(1988) ss. 286 - 295 tai Kennedy(1992) ss. 176 - 187

²Kennedy(1992), s. 180

den ja verollisten pankkitalletusten veronjälkeisen tuoton välillä on puolestaan havaittavissa voimakas positiivinen riippuvuus.

6.4. Mallien estimointitulokset

6.4.1. Staattisen perusmallin tulokset

Taulukossa 6.3. on esitetty staattisen perusmallin tilastolliset PNS-tulokset. Kaikkien malliversioiden alkuperäiset TSP-tulokset ovat liitteissä 4 - 6.

Taulukko 6.3. Staattisen perusmallin PNS-tulokset

	Selitettävät muuttujat ¹					Σ
	BO/W	CA/W	DT/W	MA/W	ST/W	
a	0,0820 o (6,723)	0,3106 o (7,376)	0,2879 o (7,106)	0,2767 o (4,686)	0,0429 o (4,283)	1
R_{BOT}	-0,3357 w (3,253)	0,6189 w (1,738)	1,2674 w (3,699)	-1,9575 o (3,919)	0,4069 w (4,808)	0
R_{CA}	1,3042 w (6,708)	-7,2884 w (10,861)	3,0505 w (4,725)	4,5389 w (4,823)	-1,6051 o (10,066)	0
R_{DT}	-0,1915 o (2,056)	3,9429 w (12,266)	-2,7562 w (8,913)	-1,7561 o (3,896)	0,7609 w (9,961)	0
R_{MAT}	-0,0828 o (1,596)	-0,0156 o (0,087)	-0,2397 o (1,393)	0,3076 o (1,226)	0,0304 w (0,716)	0
R_{STT}	-0,0234 o (5,278)	0,0207 w (1,352)	0,0210 w (1,423)	-0,0200 o (0,930)	0,0017 o (0,470)	0
π	-0,6504 o (8,463)	0,8550 w (3,223)	1,7170 w (6,729)	-2,1346 o (5,739)	0,2130(o) (3,379)	0
D1	0,0161 o (6,762)	-0,0142 o (1,729)	-0,0853 o (10,770)	0,0903 o (7,817)	-0,0068 o (3,500)	-
D2	0,0055 w (2,105)	-0,0244 o (2,716)	0,0083 o (0,964)	0,0126 w (1,002)	-0,0020 o (0,953)	-

taulukko 6.3. jatkuu

¹Muuttujaluettelo on esitetty liitteessä 2

taulukko 6.3. jatkuu

R²	0,968	0,943	0,960	0,943	0,923
D-W	1,288	1,191	1,262	1,575	1,398
F-arvo	242,981	132,268	195,042	132,198	97,514

Parametriestimaatin perässä oleva kirjain kuvaa saadun etumerkin suhdetta odotettuun merkkiin (o=odotetun mukainen ja w=odotusten vastainen). Perusmallin parametriestimaattien tarkastelussa on kriittinen t-arvo 5 %:n merkitsevyystasolla 2,004 ja F-arvo $= F_{8,56} = 2,120$. R_{BOT} , R_{MAT} ja R_{STT} ovat nimellistuottoja verojen jälkeen. R^2 on va-pausasteilla korjattu selitysaste.

F-testin perusteella kohteiden kysyntäyhtälöt ovat mallina mielekkäitä 5 %:n merkitsevyystasolla. Kaikista parametriestimaateista n. 60 % eli 27/45 (tai 26/45¹) on "oikean" merkkisiä. Aikaisemmin esitetyn peukalosäännön perusteella voidaan sanoa, ettei ainakaan voimakas multikollinearisuus ole yhtälöissä suurena ongelmana. Parametriestimaattien alla suluissa olevat luvut ovat t-arvoja. D-W on Durbin - Watson testisuureen arvo, jonka perusteella yhtälöissä on havaittavissa selvää ensimmäisen asteen autokorrelaatiota kaikissa muissa paitsi markkinakorkkoisten talletusten kysyntäyhtälössä. Perusmallin estimoinnissa käytetyn perinteisen PNS-menetelmän ominaisuuksien ansiosta sekä vakiovektorin alkioden ykkössummarajoite että kunkin kohteen tuottovektorin tekijöiden ja inflaatiovauhdin parametriestimaattien nollasummarajoitteet toteutuvat. Kokonaisvarallisuuden muutosvaikutukset (vakion parametriestimaatit) ovat kaikki positiivisia ja 5 %:n riskitasolla merkitseviä (nollasta poikkeavia).

Koska yhtälöissä havaittiin kuitenkin selvää virhetermin autokorreloituneisuutta, kokeiltiin perusmallin estimoinnissa iteratiivista Cochrane - Orcutt -menetelmää². Taulukosta 6.4. (ks. seuraava sivu) havaitaan, että selitysyhtälöiden selitysaste on C - O- estimoinnissa noussut verrattuna perinteisen PNS-menetelmän selitysasteisiin. Kokonaisuutena sekä perinteisen PNS-estimoinnin että Cochrane - Orcutt- estimoinnin selitysasteita voidaan pitää erittäin hyvinä. Seuraavaksi tarkastellaan tuottojen ja muiden

¹Pörssiosakkeiden ja inflaation välille ei ollut varmaa a priori oletusta

²Ks. esim Gujarati(1988) s. 383 - 384

selittäjien parametriestimaattien oikeellisuutta ja merkitsevyyttä sijoituskohteittain taulukossa 6.4. esitettyjen Cochrane - Orcutt- estimoinnin tulosten valossa.

Taulukko 6.4. Staattisen perusmallin Cochrane - Orcutt- tulokset

	Selitettävät muuttujat				
	BO/W	CA/W	DT/W	MA/W	ST/W
a	-0,0267 w (0,539)	0,0110 o (0,021)	0,2395 o (0,299)	0,2416 o (3,253)	0,0313 o (0,362)
R_{BOT}	-0,0262 w (0,522)	-0,1995 o (0,691)	0,3394 w (0,992)	-1,6239 o (2,691)	0,0736 w (0,842)
R_{CA}	-0,2188 o (1,615)	-1,3874 w (1,781)	2,5350 w (2,766)	4,1487 w (3,703)	-0,1752 o (0,746)
R_{DT}	0,2391 w (3,040)	1,6066 w (3,550)	-2,7303 w (5,083)	-1,4850 o (2,606)	0,2307 w (1,693)
R_{MAT}	-0,0185 o (0,663)	-0,0348 o (0,218)	0,1328 w (0,705)	0,2457 o (0,799)	0,0061 w (0,126)
R_{STT}	0,0004 w (0,138)	-0,0258 o (1,451)	0,0111 w (0,530)	-0,0229 o (0,868)	-0,0008 w (0,153)
π	-0,0516 o (1,040)	-0,1291 o (0,450)	0,1951 w (0,595)	-2,0428 o (4,493)	0,0235(o) (0,278)
D1	0,0009 o (0,592)	0,0350 w (4,116)	-0,0378 o (3,789)	0,0894 o (6,397)	-0,0012 o (0,462)
D2	-0,0006 o (0,436)	0,0029 w (0,378)	-0,0029 w (0,318)	0,0150 w (1,027)	-0,0020 w (0,840)
R²	0,995	0,976	0,976	0,944	0,950
D-W	1,508	1,913	1,693	1,996	1,978
F-arvo	1456,711	290,050	291,241	119,181	299,849

C-O -tulosten tarkastelussa on kriittinen t-arvo 5 %:n merkitsevyystasolla 2,004 ja 10 %:n tasolla 1,674. F-arvo 5 %:n riskitasolla on $F_{8,55} = 2,120$. C-O- estimoinnin t-arvot ovat selvästi perinteisen PNS-estimoinnin arvoja pienempiä. Vakioiden ykkössummarajoite ei enää täyty. Myöskään tuottojen ja inflaatiovaughdin nollasummarajoitteet eivät

enää ole voimassa. Lisäksi vakion parametriestimaateista obligaatioiden yhtälön vakio ei ole odotetun merkkinen ja ainoastaan markkinakorkoisten talletusten yhtälön vakion parametriestimaatti on merkitsevä 5 %:n riskitasolla. Kaikista parametriestimaateista on nyt oikean merkkisiä 23/45 eli hieman yli puolet.

Valtion verollisten obligaatioiden kysyntäyhtälössä parametriestimaattien etumerkit ovat oikein 55,6 %:sti eli 5/9 on odotetun merkkisiä. Oikean merkkisistä estimaateista mikään ei kuitenkaan ole edes 10 %:n riskitasolla merkitsevä. Tulosten mukaan obligaatioiden oman tuoton nousulla on niiden kysyntää vähentävä vaikutus, mikä on teorian vastainen tulos. Teorian vastaisia ovat myöskin verottomien määräaikaistalletusten koron ja osakkeiden tuoton parametriestimaattien etumerkit. Sen sijaan inflaation ja molempien dummy-muuttujien kerrointen etumerkit ovat odotetun mukaisia, joskaan eivät merkitseviä. Tulosten mukaan lähdeveron käyttöönotto on lisännyt valtion verollisten obligaatioiden suhteellista osuutta kotitalouksien sijoitussalkuissa, vaikka dummyn parametriestimaatti ei merkitsevästi poikkeakaan nolasta.

Käteiskassojen proxyna pidetyn käteistalletusten yhtälön parametriestimaateista on 5/9 odotetun merkkisiä. Oikean merkkisistä taas yksikään ei ole merkitsevä edes 10 %:n riskitasolla. Tässä yhtälössä myös molempien dummyjen kertoimet ovat väärän merkkiset. Tulosten mukaan käteistalletusten suhteellinen osuus riippuisi vastoin bruttosubstituutio-odotuksia positiivisesti verottomien määräaikaistalletusten korosta. Myös tämän kohteen oman tuoton parametriestimaatti on vastoin odotuksia negatiivinen. Negatiivinen inflaatiovahdin kerroinestimaatti on odotusten mukainen. Mainittakoon, että "väärän" merkkisistä parametriestimaateista lähdeverodummyn estimaatti on vielä 5 %:n riskitasollakin merkitsevä. Erityisesti lähdeveron käyttöönotto näyttäisi merkitsevästi lisänneen, vastoin teoreettisia odotuksia, käteistalletusten suhteellista osuutta.

Käytetty portfoliomalli näyttää sopeutuvan kaikkein huonoimmin 24 kk:n määräaikaistalletusten estimointiin. Tässä yhtälössä kaikki muut paitsi vakiotekijä ja lähdeverodummyn parametriestimaatti ovat etumerkiltään odotusten vastaisia. Lähdeverodummyn kerroinestimaatti on kuitenkin merkitsevä jopa 0,1 %:n riskitasolla. Lähdeverollisten sijoitusmuotojen käyttöönotto on siis tulosten mukaan merkitsevästi vähentänyt 24 kk:n määräaikaistalletusten osuutta kotitalouksien portfolioissa. Verotuksen muutosta

ennakoivan impulssidummyn parametriestimaatin etumerkin perusteella ei tämän kohteen suhteellinen osuus ole impulssimaisesti lisääntynyt vuoden 1988 viimeisen neljänneksen aikana (kerroin ei kuitenkaan poikkea merkitsevästi nolasta). Estimointitulosten perusteella on kohteiden bruttosubstituutio-oletus täysin väärä määräaikaistalletusten tapauksessa. Niiden kysyntä on tulosten perusteella positiivisesti riippuvainen muiden kohteiden tuotoista ja negatiivisesti riippuvainen omasta tuotosta. Vääristä estimaateista juuri oman tuoton parametriestimaatti näyttäisi olevan hyvin merkitsevä.

Markkinakorkoisten talletusten kysynnän estimointitulokset ovat ylivoimaisesti parhaiten teorian mukaisia. Etumerkiltään oikeita parametriestimaatteja on 7/9 eli 77,8 %. Näistä on 5/7 merkitseviä 5 %:n riskitasolla. Tällä kertaa myös oman tuoton parametriestimaatti on oikean merkinen, mutta ei kuitenkaan merkitsevä. Erityisesti merkillepantavaa on, että tilastollisten tulosten mukaan lähdeveron käyttöönotto on selvästi lisännyt markkinakorkoisten pankkitalletusten suhteellista osuutta kotitalouksien portfolioissa. Lisäksi voidaan havaita, että kotitaloudet näyttäisivät lisänneen jo 2 vuotta aikaisemmin (vuoden -88 viimeisellä neljänneksellä) verollisten pankkitalletusten suhteellista osuutta. Tätä kuvaavan muuttujan dummy2 positiivinen parametriestimaatti ei kuitenkaan ole merkitsevä edes 10 %:n riskitasolla.

Pörssiosakkeiden kohdalla 4/9¹ parametriestimaateista on odotetun merkkisiä. Yksikään estimaatti ei ole kuitenkaan vielä 10 %:n riskitasollakaan merkitsevä. Oman tuoton parametriestimaatti on osakkeiden tapauksessa odotusten vastaisesti negatiivinen, joskaan ei merkitsevästi nolasta poikkeava. Tämän tutkimuksen estimointitulosten perusteella osakkeiden kysynnän ja inflaation välillä näyttäisi Suomessa olevan positiivinen riippuvuussuhde. Inflaation kasvu lisää pörssiosakkeiden kysyntää ainakin kotitalouksien kohdalla.

Saatujen estimointitulosten mukaan tässä työssä käytetty perinteisen portfolioteorian mukainen staattinen perusportfoliomalli soveltuisi yhtälöiden korjatun selitysasteen perusteella parhaiten kuvaamaan valtion verollisten obligaatioiden, käteistalletusten ja 24 kk:n verottomien määräaikaistalletusten kysyntää. Parametriestimaattien etumerkkien oikeellisuuden ja estimaattien merkitsevyyden kannalta soveltuu malli sekä teoreettisesti

¹Kun inflaation odotetaan vaikuttavan positiivisesti osakkeiden kysyntään

että tilastollisesti ylivoimaisesti parhaiten markkinakorkoisten pankkitalletusten kysynnän kuvaamiseen. Huolestuttavinta teorian ja empirian yhteensopivuuden kannalta ovat neljä väärän merkkistä kohteiden omien tuottojen parametriestimaattia. Mahdollisesti parempien tulosten saamiseksi ja erityisesti pitkän aikavälin portfoliosopeutuksen kuvaamiseksi työssä käytettiin myös osittaisen sopeutuksen hypoteesiin perustuvaa portfoliomallia, jonka estimointituloksia käydään läpi seuraavaksi.

6.4.2. Perusmallin lyhyen tähtäyksen dynaamisen version tulokset

Perusmallin dynaaminen versio estimoititiin käyttäen aikaisempien muuttujien lisäksi yhtälöittäin selittävänä muuttujana selitettävän muuttujan yhdellä jaksolla (kuukaudella) viivästettyä arvoa.

Taulukko 6.5. Perusmallin dynaamisen version PNS-tulokset (selitettävän muuttujan 1 kk:n viive selittäjänä)

	Selitettävät muuttujat				
	BO/W	CA/W	DT/W	MA/W	ST/W
a	0,0022 o (0,449)	0,1322 o (3,268)	0,1518 o (4,148)	0,0237 o (0,520)	0,0133 o (1,605)
R_{BOT}	0,0374 o (1,075)	0,1830 w (0,682)	0,1818 w (0,595)	-0,1379 o (0,376)	0,1608 w (2,278)
R_{CA}	-0,1220 o (1,447)	-2,8898 w (3,661)	2,4566 w (5,001)	0,4096 w (0,562)	-0,6463 o (3,707)
R_{DT}	0,0823 w (2,712)	1,4291 w (3,356)	-1,5752 w (5,435)	-0,1516 o (0,464)	0,3232 w (3,979)
R_{MAT}	-0,0133 o (0,824)	-0,1058 o (0,789)	-0,0633 o (0,469)	0,1324 o (0,820)	0,0270 w (0,857)
R_{STT}	-0,0068 o (4,506)	-0,0100 o (0,832)	0,0267 w (2,372)	-0,0051 o (0,375)	0,0006 o (0,208)
π	-0,0295 o (0,815)	0,2911 w (1,355)	0,4622 w (1,723)	-0,2822 o (0,921)	0,0891(o) (1,814)
D1	0,0016 o (1,710)	-0,0063 o (1,032)	-0,0475 o (5,800)	0,0419 o (4,738)	-0,0033 o (2,163)

taulukko 6.5. jatkuu

taulukko 6.5. jatkuu

	Selitettävät muuttujat				
	BO/W	CA/W	DT/W	MA/W	ST/W
D2	-0,0007 o (0,887)	-0,0122 o (1,805)	0,0072 o (1,115)	0,0025 w (0,320)	0,0004 w (0,244)
(BO/W)₋₁	0,9299 o (23,355)				
(CA/W)₋₁		0,6497 o (7,077)			
(DT/W)₋₁			0,5764 o (6,775)		
(MA/W)₋₁				0,7149 o (9,530)	
(ST/W)₋₁					0,6097 o (7,322)
R²	0,997	0,969	0,978	0,978	0,959
D-W	2,541	2,224	1,752	3,012	1,688
F-arvo	2406,5614	217,598	313,750	311,434	166,617

Lyhyen tähtäyksen osittaissopeutusmallin tulosten tarkastelussa on kriittinen t-arvo 5 %:n riskitasolla 2,006 ja 10 %:n tasolla 1,676. F-arvo on $F_{9,54} = 2,06$ 5 %:n riskitasolla. Selittävien muuttujien korrelaatiokertoimia verrattaessa havaittiin, ettei tässä malliversiossa multikollineaarisuus ole ainakaan suurena ongelmana. Autokorrelaatiota tutkittiin Durbinin h-testin avulla. h-testisuure saadaan määrättyä kaavan

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - n S_{\hat{\alpha}_t}^2}} \sim AN(0,1)$$

avulla.

Kaavassa $\hat{\rho}^2$ = virhetermin autokorreloituneisuuden aste = $1-d/2$ (d = D-W-arvo)
n = havaintojen lukumäärä
 $S_{\hat{\alpha}_t}^2$ = viivästetyn muuttujan kertoimen varianssi. ²

¹Gujarati(1988) s. 382 ja 526

²Ks. lukuarvot liitteessä 5

Tällöin saatiin h :n arvoksi yhtälöittäin

$$h_{BO/W} = -2,2828$$

$$h_{CA/W} = -1,3207$$

$$h_{DT/W} = 1,3546$$

$$h_{MA/W} = -5,0600$$

$$h_{ST/W} = 1,6701.$$

Kun 1. asteen autokorrelaation olemassaolon kriittisenä hylkäämisvälinä pidetään väliä $-1,96 < h < 1,96$, havaitaan, että käteistalletusten, verottomien määräaikaistalletusten ja pörssiosakkeiden yhtälössä ei ole autokorrelaatiota. Obligaatioiden yhtälössä on lievää ja markkinakorkoisten talletusten yhtälössä selvää negatiivista autokorrelaatiota. Osassa yhtälöitä havaitun autokorrelaation vuoksi on osa mallin kertoimien estimaattoreista nyt tehottomia¹ ja saataviin tuloksiin ei voi tällöin täysin luottaa.

F-testin perusteella ovat lyhyen tähtäyksen osittaissopeutusmallin kaikissa yhtälöissä selittävät muuttujat yhdessä 5 %:n merkitsevyystasolla mielekkäitä selittäjiä. Kaikista parametriestimaateista on etumerkiltään odotetun mukaisia 34/50 eli 68 %. Merkiltään oikeista taas on 12/34 merkitseviä 5 %:n riskitasolla. Varantojen kerrointen (mukaanlukien vakio) ykkössummarajoite ei yhtälöittäin aivan täyty, ainoastaan markkinakorkoisten talletusten kohdalla se täyttyy yhden desimaalin tarkkuudella (jota ei kuitenkaan voida pitää riittävänä tarkkuutena). Tuottojen ja inflaatiovauhdin nollasummarajoitteet eivät täyty yhdenkään muuttujan tapauksessa. Sen sijaan kaikkien viivästettyjen omien varantojen kertoimet ovat odotusten mukaisesti positiivisia, kohtalaisen suuria ja tilastollisesti merkitseviä jopa 0,1 %:n riskitasolla. Tämän perusteella mallin mukainen osittaisen sopeutumisen hypoteesi pätee ja sopeutuminen ei ole kovin nopeata. Nopeinta se näyttäisi olevan 24 kk:n MTA:n kohdalla, jonka sopeutuskerroin saa arvon $1 - 0,5764 = 0,4236$. Pörssiosakkeiden kohdalla vastaava kertoimen arvo on toiseksi suurin eli 0,3903. Seuraavaksi tarkastellaan saatuja tuloksia sijoituskohteittain.

Verollisten obligaatioiden parametriestimaateista on nyt 9/10 oikean merkkisiä. Vain pörssiosakkeiden tuoton ja viivästetyn varannon estimaatti ovat kuitenkin merkitseviä 5 %:n riskitasolla. Ennen kaikkea on nyt obligaatioiden oman tuoton parametriestimaat-

¹Estimaattorit menettävät siis osan BLUE-ominaisuuksistaan; ks. esim. Gujarati(1988) s. 362, ns. yleistetyn PNS-estimoinnin (GLS) käyttö parantaisi estimaattoreiden tehokkuutta

ti oikean merkkinen, joskaan ei merkitsevä. Bruttosubstituutio-oletuksen vastainen on enää verottomien määräaikaistalletusten koron positiivinen parametriestimaatti. Tulosten mukaan valtion verollisten obligaatioiden kysyntä olisi impulssinomaisesti vähentynyt vuoden 1988 loppupuolella. Lähdevero on odotusten mukaisesti lisännyt obligaatioiden suhteellista osuutta kotitalouksien sijoitussalkuissa (parametriestimaatti on merkitsevä 10 %:n riskitasolla). Obligaatiovarannon sopeutuskerroin saa tässä tarkasteltavista kohteista pienimmän arvon eli 0,0701. Obligaatiot ovat näin ollen hitaimmin halutun varannon tason saavuttava sijoituskohte.

Myös käteistalletusten kysyntäyhtälön tulokset ovat aikaisempaa parempia. Parametriestimaateista 6/10 on oikean merkkisiä, tosin niistä vain vakion estimaatti on oman varannon parametriestimaatin lisäksi merkitsevä 5 %:n riskitasolla. Myös molempien dummyjen kertoimet ovat nyt merkiltään oikeita. Bruttosubstituutio-oletuksen vastaisesti käteistalletusten kysyntä näyttää empiiristen tulosten perusteella riippuvan edelleen positiivisesti obligaatioiden ja verottomien määräaikaistalletusten korosta ja negatiivisesti omasta korosta. Oman koron parametriestimaatti on vieläpä merkitsevä 5 %:n riskitasolla. Myös inflaation positiivinen etumerkki on odotusten vastainen.

Talusteoreettisesti huonoimmat tulokset saadaan jälleen 24 kk:n määräaikaistalletusten yhtälöstä. C-O-estimoinnin tuloksiin verrattuna on nyt kuitenkin oikeita parametriestimaatteja suhteessa enemmän eli 5/10. Lähdeverodummyn parametriestimaatin lisäksi saadaan nyt selvästi merkitseväksi myös vakiotekijän ja oman varannon estimaatit. Myös impulssidummyn parametriestimaatti on nyt odotetun mukainen, mutta ei merkitsevä. Bruttosubstituutio-oletus on aikaisempaa paremmista tuloksista huolimatta edelleen täysin virheellinen tämän kohteen tapauksessa. Teorian vastaisesti määräaikaistalletusten suhteellinen osuus olisi tulosten mukaan mm. merkitsevästi negatiivisesti riippuvainen niiden korosta.

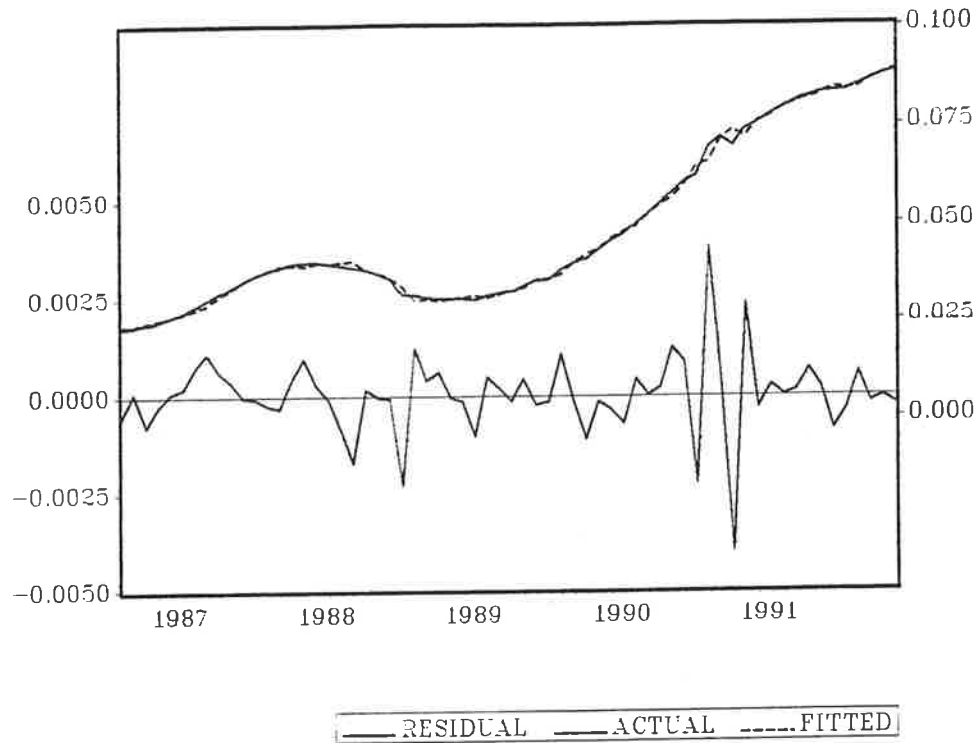
Markkinakorkoisten talletusten yhtälön tulokset ovat vaikutussuunniltaan aikaisemman C-O-estimoinnin tapaisia. Oikeita etumerkkejä on nyt 8/10, tosin ainoastaan dummy1:n ja oman varannon parametriestimaatit ovat merkitseviä 5 %:n riskitasolla. Oman tuoton parametriestimaattia ei saada vielääkään tilastollisesti merkitseväksi. Tulosten perusteella on kuitenkin ilmeistä, että lähdeveron voimaan tulo on selvästi lisännyt kotitalouksien

markkinakorkoisten pankkitalletusten kysyntää. Varannon sopeutuskerroin saa markkinakorkoisten talletusten tapauksessa lyhyellä tähtäyksellä arvon 0,2851.

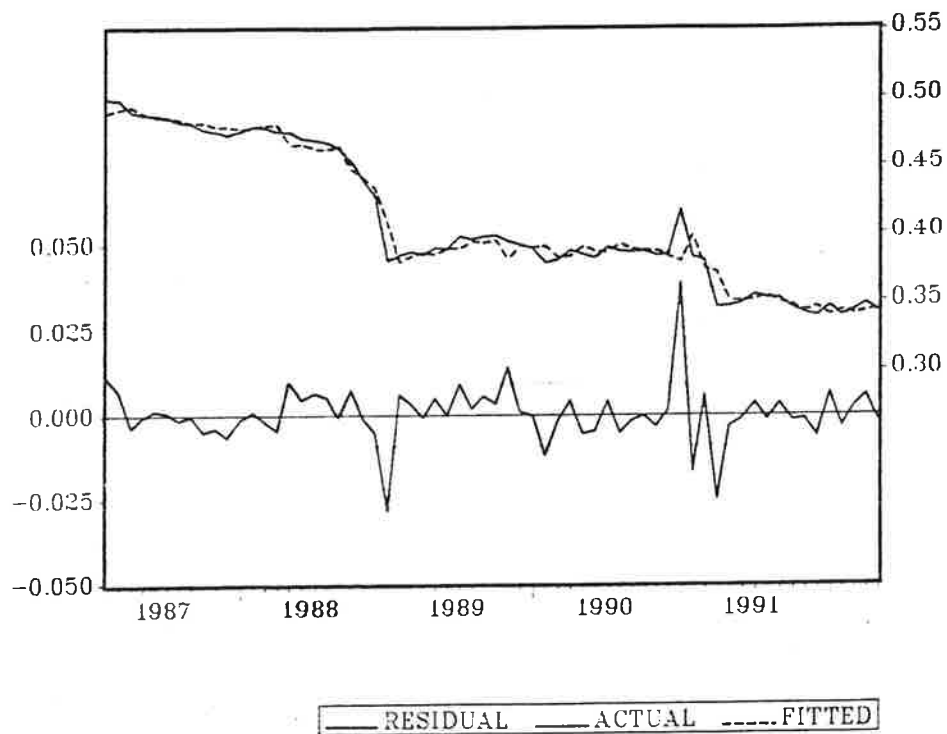
Lyhyen tähtäyksen osittaissopeutusmallissa pörssiosakkeiden yhtälön parametriestimaateista saadaan 6/10 oikean merkkisiksi ja näistä käteistalletusten, lähdeverodummyn ja oman varannon kerroinestimaatit merkitseviksi 5 %:n riskitasolla. Inflaation parametriestimaatti on merkitsevä 10 %:n riskitasolla. Positiivista riippuvuussuhdetta osakkeiden kysynnän ja inflaation välillä voidaan tulosten perusteella siis pitää tilastollisesti melkein merkitsevä. Pörssiosakkeiden sopeutuskerroin saa arvon 0,3903.

Sivulla 54 esitetyn kaavan (5.3) avulla saadaan nyt laskettua se jaksojen lukumäärä, joka tarvitaan, jotta sijoituskohteen halutusta varannosta saavutetaan esim. 90 %. Verollisten obligaatioiden kohdalla saatiin ko. arvoksi 31,7 kuukautta, käteistalletuksille 5,3 kk, 24 kk:n MTA-talletuksille 4,2 kk, markkinakorkoisille talletuksille 6,9 kk ja pörssiosakkeille 4,7 kuukautta. Tuloksia ajatellen on ilmeistä, että kohteiden likvidisyyserot vaikuttavat osaltaan haluttujen varantotasojen saavuttamisnopeuteen. Valtion obligaatioiden halutun varantotason saavuttaminen vie pisimmän ajan ja obligaatioiden voidaan näin ajatella olevan muita kohteita selvästi epälikvidimpi sijoituskohte.

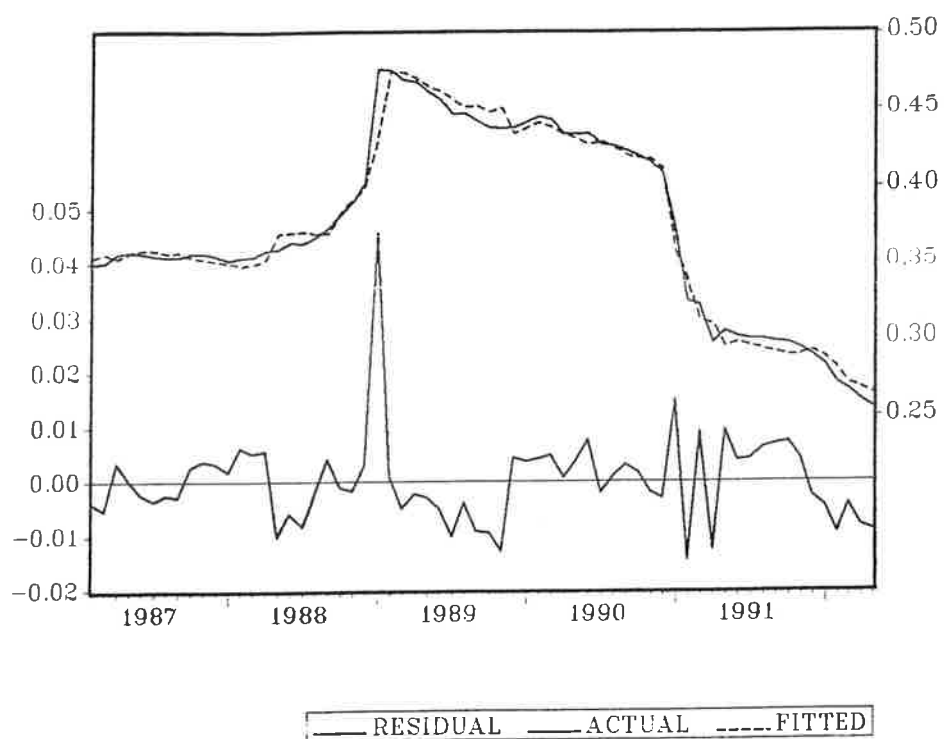
Staattisen perusmallin lyhyen tähtäyksen dynaaminen spesifikaatio tuottaa sekä tilastollisesti että teoreettisesti huomattavasti parempia tuloksia kuin perusmalli. Edelleen pahimmin teoriapohjaa rikkovat havaitut väärän merkkiset oman tuoton parametriestimaatit, joita tosin on nyt jäljellä enää kaksi kappaletta. Kuvioissa 6.1.a. - 6.1.e. on piirretty dynaamisen malliversion mukaan estimoitujen (fitted) ja todellisten havaittujen (actual) portfolio-osuuksien kehitys ja residuaalisarjat.



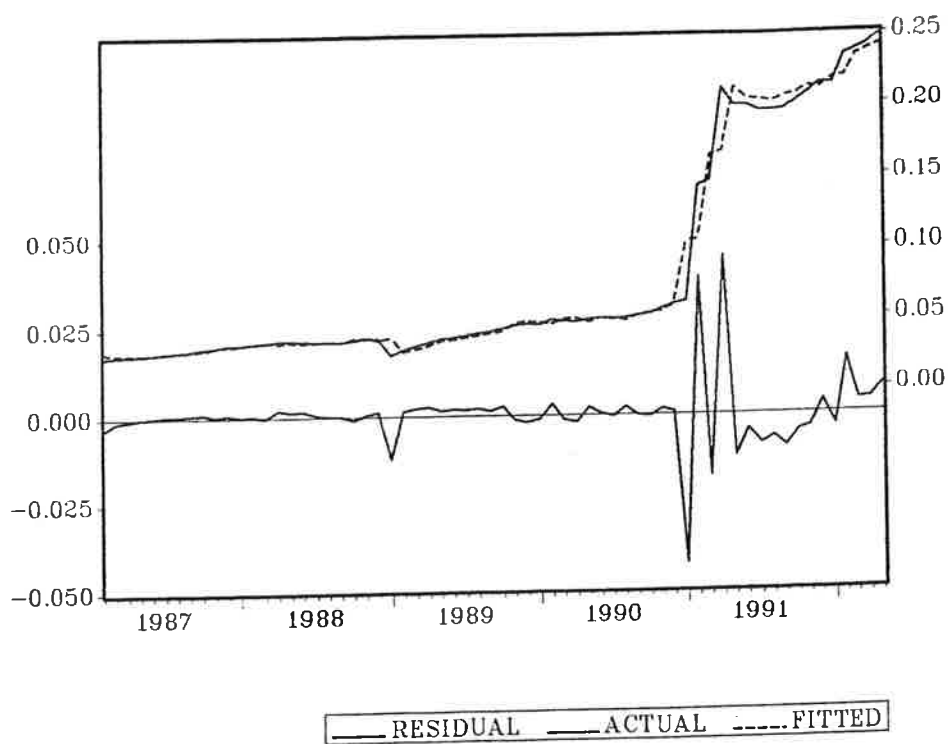
Kuvio 6.1.a. Valtion verollisten obligaatioiden portfolio-osuudet



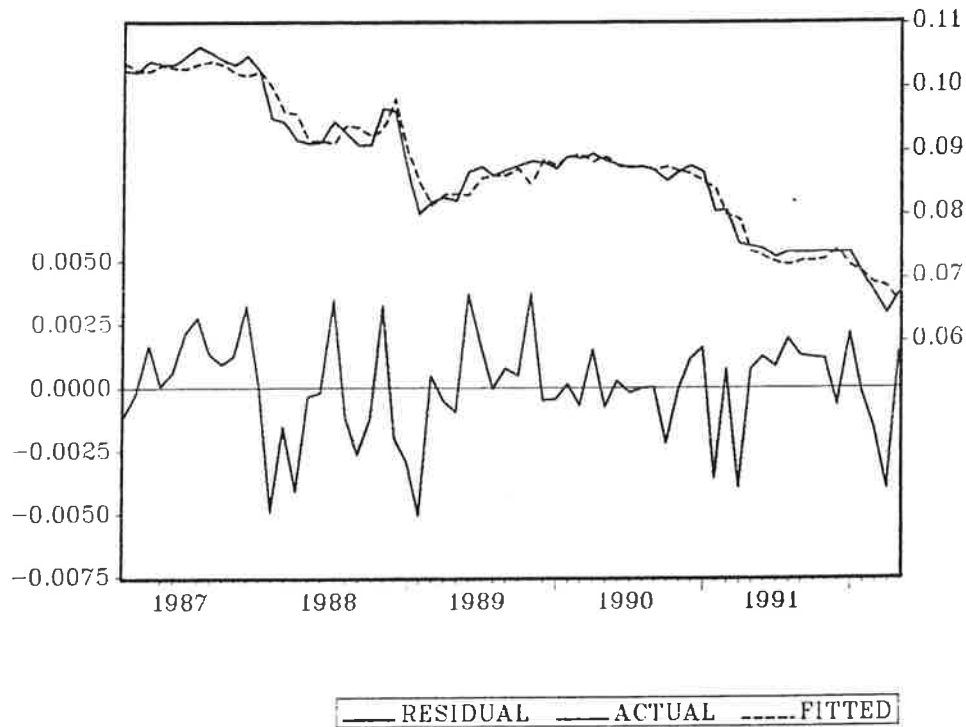
Kuvio 6.1.b. Käteistalletusten portfolio-osuudet



Kuvio 6.1.c. 24 kk:n määräaikaistalletusten portfolio-osuudet



Kuvio 6.1.d. Verollisten pankkitalletusten portfolio-osuudet



Kuvio 6.1.e. Pörssiosakkeiden portfolio-osuudet

6.4.3. Perusmallin laajennuksen tulokset

Koska perusmallin dynaaminen versio tuotti sekä teoreettisesti että tilastollisesti perusmallia parempia tuloksia, estimoititiin myös laajennus dynaamisessa muodossa.

Taulukko 6.6. Perusmallin laajennuksen PNS-tulokset (selitettävän muuttujan 1 kk:n viiveen lisäksi käytettävissä olevat tulot selittäjänä)

	Selitettävät muuttujat				
	BO/W	CA/W	DT/W	MA/W	ST/W
a	0,0015 o (0,299)	0,1320 o (3,270)	0,1607 o (4,252)	0,0241 o (0,529)	0,0127 o (1,567)
R_{BOT}	0,0387 o (1,114)	0,1792 w (0,670)	0,2335 w (0,752)	-0,1684 o (0,457)	0,1650 w (2,385)

taulukko 6.6. jatkuu

taulukko 6.6. jatkuu

	Selitettävät muuttujat				
	BO/W	CA/W	DT/W	MA/W	ST/W
R_{CA}	-0,1391 o (1,620)	-2,7181 w (3,385)	2,5649 w (5,083)	0,3747 w (0,514)	-0,7017 o (4,046)
R_{DT}	0,0883 w (2,860)	1,3408 w (3,101)	-1,6659 w (5,458)	-0,1308 o (0,399)	0,3487 w (4,317)
R_{MAT}	-0,0125 o (0,771)	-0,1121 o (0,836)	-0,0758 o (0,559)	0,1408 o (0,870)	0,0292 w (0,945)
R_{STT}	-0,0066 o (4,364)	-0,0114 o (0,947)	0,0257 w (2,266)	-0,0044 o (0,319)	0,0009 o (0,355)
π	-0,0164 o (0,427)	0,1904 w (0,817)	0,4381 w (1,625)	-0,2155 o (0,686)	0,1256(o) (2,411)
D1	0,0018 o (1,843)	-0,0081 o (1,281)	-0,0509 o (5,697)	0,0446 o (4,807)	0,0026 o (1,728)
D2	-0,0009 o (1,074)	-0,0107 o (1,557)	0,0084 o (1,274)	0,0013 w (0,167)	0,0001 w (0,094)
(BO/W)₋₁	0,9344 o (23,341)				
(CA/W)₋₁		0,6616 o (7,172)			
(DT/W)₋₁			0,5506 o (6,164)		
(MA/W)₋₁				0,7042 o (9,282)	
(ST/W)₋₁					0,5966 o (7,287)
DY	0,0435(o) (1,031)	-0,3907 w (1,105)	-0,3489 (o) (0,955)	0,4131(o) (0,970)	0,1480(o) ¹ (1,820)
R²	0,997	0,969	0,978	0,978	0,961
D-W	2,505	2,230	1,722	2,969	1,933
F-arvo	2168,523	196,760	282,002	280,073	156,703

¹Tulojen kohdalla asetettiin a priori odotuksia vain käteistalletusten tapauksessa

Perusmallin laajennuksen tulosten tarkastelussa on kriittinen t-arvo 5 %:n riskitasolla 2,007 ja 10 %:n tasolla 1,676. F-arvo on $F_{10,53} = 2,022$ 5 %:n riskitasolla. Tässäkään malliversiossa ei ainakaan vahva multikollineaarisuus ole ongelmana. Durbinin h-testisuureiksi saadaan

$$h_{BO/W} = -2,1321$$

$$h_{CA/W} = -1,3607$$

$$h_{DT/W} = 1,5909$$

$$h_{MA/W} = -4,8767$$

$$h_{ST/W} = 0,3548.$$

Obligaatioiden kysyntäyhtälössä on siis edelleen lievää negatiivista autokorrelaatiota ja markkinakorkoisten talletusten yhtälössä on selvää negatiivista autokorrelaatiota. Näin ollen erityisesti viimeksi mainitun kysyntäyhtälön parametriestimaatit ovat tehottomia ja saataviin tuloksiin ei voida kunnolla luottaa.

F-testin perusteella yhtälöiden selittäviä muuttujia voidaan pitää edelleen mielekkäinä selittäjinä. Muuttujien hyvää selityskykyä kuvaavat myös saadut korkeat selitysasteet. Yksittäisten parametriestimaattien etumerkit tai tilastollinen merkitsevyys poikkeavat tässä versiossa perusmallin dynaamisesta spesifikaatiosta huomionarvoisesti vain pörssiosakkeiden kohdalla, jossa nyt saadaan positiivinen inflaatiomuuttujan parametriestimaatti merkitseväksi jo 5 %:n riskitasolla.

Käytettävissä olevien tulojen parametriestimaattia voidaan tulkita seuraavasti. Tulosten perusteella käytettävissä olevien tulojen kasvu vaikuttaisi positiivisesti valtion verollisten obligaatioiden, markkinakorkoisten pankkitalletusten ja pörssiosakkeiden, eli kaikkien verollisten sijoituskohteiden kysyntään. Odotusten vastaisesti käteistalletusten suhteellinen portfolio-osuus laskee kun käytettävissä olevat tulot (tai tässä oikeammin tulojen muutosnopeus) kasvaa. Ainut tilastollisesti melkein merkitsevästi nolasta poikkeava parametriestimaatti löytyy tulomuuttujalle pörssiosakkeiden kohdalta, sekin merkitsevä vasta 10 %:n riskitasolla. Koska käytettävissä olevat tulot on tämän tarkastelun ainut virtamuuttuja, olisivat tulokset sen suhteen ehkä parempia ja luotettavampia, jos muutkin muuttujat olisivat virtamuuttujia eli esim. varannon (suhteellisia) muutoksia tietyllä aikavälillä.

Osittaisen sopeutuksen mukaista dynaamista malliversiota ja sen pohjalta estimoitua perusmallin laajennusta voidaan pitää selvästi perusmallia toimivampina, joten tässä työssä jäljempänä esitettävien laskelmien (mm. pitkän tähtäyksen kysynnän joustojen ja verotusmuutoksen vaikutusten tarkastelussa) otetaan laskelmien pohjaksi perusmallin tulomuuttujalla laajennettu dynaaminen spesifikaatio.

6.4.4. Sijoituskohteiden kysyntäjoustopot

Lyhyen tähtäyksen osittaissopeutusmallin perusteella voidaan nyt laskea sijoituskohteille portfolio-osuuksien kysyntäjoustopot mm. tuottomuuttujien R_i suhteen. Joustoilla voidaan kuvata tuottotekijän muutoksen vaikutusta kotitalouksien portfolion koostumukseen. Kun kysyntäyhtälö on sivulla 50 esitetyn perusmallin yhtälön (5.1) tapaan lineaarinen, voidaan portfolio-osuuden x kysyntäjoustopot ϵ esittää kaavan (6.1) muodossa.

$$\epsilon = \left(\frac{dx}{x}\right) / \left(\frac{dR}{R}\right) = \left(\frac{dx}{x}\right) \left(\frac{R}{dR}\right) = b_i \frac{R}{x}, \quad (6.1)$$

jossa b_i = ko. kysyntäyhtälön tuottomuuttujan i estimoitu parametriestimaatti.

Edellä esitetty osittaisen sopeutuksen malli oli lyhyen tähtäyksen dynaaminen versio perusmallista. Pitkällä tähtäyksellä sijoittaja lopulta saavuttaa haluamansa kohteiden varantotasot, jolloin $x_t = x_{t-1}$ ja aikaisemmin (s. 54) esitetyn kysyntäyhtälön

$$x_t = a_1 + b_1 R_t + c_1 \pi + e_1 x_{t-1}$$

avulla saadaan nyt pitkän tähtäyksen kysyntäjoustopot tuottotekijän suhteen

$$\epsilon_R = \left(\frac{dx}{x}\right) \left(\frac{R}{dR}\right) = \left(\frac{b_1}{1-e_1}\right) \left(\frac{R}{x}\right).$$

Kysynnän inflaatiojoustopot saadaan

$$\epsilon_\pi = \left(\frac{dx}{x}\right) \left(\frac{\pi}{d\pi}\right) = \left(\frac{c_1}{1-e_1}\right) \left(\frac{\pi}{x}\right).$$

¹Joustopuuttujien konstruoinnissa on sovellettu Rantalan (1976) s. 90 - 92 ja Jalamon (1986) s. 46 esityksiä

Perusmallin laajennuksen perusteella saadaan vielä konstruoitua kysynnän tulojousto

$$\epsilon_{DY} = \left(\frac{dx}{x}\right)\left(\frac{DY}{dDY}\right) = \left(\frac{f}{1-e_1}\right)\left(\frac{DY}{x}\right).$$

Kohteiden kysyntäjoustot tuottojen, inflaation ja tulojen suhteen laskettiin esimerkkeinä sekä havaintokeskiarvojen että vuoden 1992 toukokuun lopun arvojen perusteella. Parametriestimaattien arvot on otettu taulukosta 6.6. Joustot on laskettu vain niissä tapauksissa, joissa jouston laskennassa käytetty parametriestimaatti on merkitsevä vähintään 5 %:n riskitasolla. Tulojousto on laskettu kuitenkin kaikille kohteille. Mukana ovat myös teorian vastaiset parametriestimaatit. Mainittakoon, että käytettävissä olevien tulojen suhteellisen differenssin keskiarvo oli tarkasteluajanjaksolla -0,003 eli reaaliset käytettävissä olevat tulot ovat keskimäärin alentuneet 0.3 % kuukaudessa vuoden 1987 alusta lähtien. Saadut joustot on raportoitu taulukossa 6.7.

Taulukko 6.7. Sijoituskohteiden pitkän tähtäyksen joustoja

	BO/W		CA/W		DT/W		MA/W		ST/W	
	ka	-92	ka	-92	ka	-92	ka	-92	ka	-92
ϵ_{RBOT}	-	-	-	-	-	-	-	-	0,4602	0,6135
ϵ_{RCA}	-	-	-0,7460	-1,0581	0,5823	1,0072	-	-	-0,7559	-1,1648
ϵ_{RDT}	2,0362	1,1459	0,6849	0,8699	-0,7047	-1,0903	-	-	0,6992	0,9647
ϵ_{RMAT}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ϵ_{RSTT}	-0,1261	0,2011*	-	-	0,0090	-0,0395*	-	-	-	-
ϵ_{π}	-	-	-	-	-	-	-	-	0,1775	0,1117
ϵ_{DY}	-0,0564*	-0,0053*	0,0112*	0,0024*	0,0083*	0,0021*	-0,0704*	-0,0039*	-0,0167*	-0,0038*

Taulukossa on merkitty tähdellä ne joustojen arvot, joiden laskennassa käytetyn selittävän muuttujan havaintoarvo on ollut negatiivinen. Saatuja joustoarvoja voidaan käyttää, kun tutkitaan tämän työn mallin perusteella esim. viimeisimmän talletusten verohuojennuslain muutosesityksen vaikutuksia kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen. Uusimman, eduskunnassa hyväksyttävänä olevan lakimuutoksen nojalla pankit ovat kuluvan vuoden syyskuun alusta asti tarjonneet asiakkaille verottomia 36 kk:n määräai-

kaistalletuksia, joiden korko on 8.5 %. Käsitellyn portfoliomallin avulla voidaan tutkia esitetyn uudistuksen vaikutusta kotitalouksien portfolioihin, kun ajatellaan uuden 36 kk:n MTA:n vastaavan tämän työn 24 kk:n määräaikaistilejä. Portfolioallokaation muuttumisen ajatellaan siis tässä johtuvan vain sijoituskohteen (nimellis)tuoton muutoksesta, ei talletusajan (eli kohteen likviditeetin) muuttumisesta. Seuraavissa laskelmissa tehdään standardit ceteris paribus oletukset; esim. varallisuuden tason ei oleteta muuttuvan ja muiden tuottojen ja inflaation ajatellaan pysyvän vakioina yhden muuttuessa.

Lähtökohtana on vuoden 1992 toukokuun tilanne. Tuolloin verottomien MTA-tilien korko (RDT) oli 7,5 %. Kotitalouksien portfolio-osuudet olivat: $BO/W = 0,0881$, $CA/W = 0,3416$, $DT/W = 0,2550$, $MA/W = 0,2481$ ja $ST/W = 0,0672$. Kotitalouksien tarkasteltavien kohteiden kokonaissijoitusvarallisuus oli n. 227 810 milj. mk. Mikäli määräaikaistilien korko nousisi nyt 1 prosenttiyksikön eli 13,33 %, tapahtuisi mallin mukaan kotitalouksien portfolioissa seuraavat muutokset:

BO/W kasvaisi 15,24 %,

CA/W kasvaisi 11,60 %,

DT/W vähenisi 14,50 %,

ST/W kasvaisi 12,83 %.

Residuaalieräksi jäisivät markkinakorkoiset talletukset, joiden varannon muutoksista ei voida tilastollisten tulosten perusteella sanoa mitään varmaa. Markkoina ilmaistuna merkitsisi MTA-tilien koron nousu 8,5 %:iin kotitalouksien sijoituskäyttäytymisen muutosta toukokuun -92 tilanteessa seuraavasti:

BO/W kasvaa 3.059 milj. mk,

CA/W kasvaa 9.027 - " -,

DT/W vähenee 8.423 - " -,

ST/W kasvaa 1.964 - " -.

Residuaalierän $MA/W = 56.520$ milj. mk muutoksesta ei voida sanoa mitään varmaa (taulukon 6.6. parametriestimaatin perusteella MA/W vähenisi, mutta estimaatti ei ole merkitsevästi nolasta poikkeava).

6.5. Tiivistelmä tuloksista ja vertailua

Sekä teoreettisesti että tilastollisesti tuottaa perusmallin dynaaminen spesifikaatio ja sen mukainen tulolaajennus parhaat tulokset. Tuottoparametrien nollasummarajoitteen täyttymättömyys merkitsee sitä, että yhden tai useamman kohteen portfolio-osuus yhdellä kaudella lisääntyy suhteessa enemmän tai vähemmän kuin muiden kohteiden osuudet vähenevät, eli nettomuutokset eivät summaudu nolnaan. Vastaava tulkinta pätee inflaatiovauhdin parametriestimaattien nollasummarajoitteen täyttymättömyyteen. Varallisuusvaikutusten parametrirajoite ei täyty, koska sijoitusvarallisuuden muutos ei allokoitu kokonaan joka kaudella. Ilmeisesti osa sijoitusvarallisuudesta on siirtynyt kulutukseen tai joihinkin muihin tarkasteltavasta portfolioista pois jääneisiin sijoituskoh-teisiin. Tämän työn portfolio ei ehkä ole erityisen kattava otos kotitalouksien kaikkien mahdollisten sijoituskoh-teiden populaatiosta, mikä osaltaan heikentää saatuja tuloksia ja niiden luotettavuutta. Yleisesti ottaen suurimman varjon työn tulosten tulkinnalle ja luotettavuudelle heittää tilastoaineiston luotettavuus. Pankkitalletuskohteiden tilastointi-pohjan tarkennuttua onkin tulevaisuudessa mahdollisuus laatia vastaavan aineiston pohjalta jo paljon luotettavampia empiirisiä tutkimuksia.

Estimointitulosten perusteella parhaan malliversion pohjalta on taulukossa 6.8. esitetty tämän työn perusteella saadut (merkitty taulukossa JUN) kohteiden substituutio- (S) ja komplemetti- (K) suhteet, joita verrataan Jalamon (1986) (JAL) tuloksiin.

Taulukko 6.8. Sijoituskohteiden väliset suhteet¹

	BO	CA	DT	MA	ST
JUN					
BO	-	S*	K	S	S
CA	S*	-	K	S*	S
DT	K	K	-	S	K
MA	S	S*	S	-	K*
ST	S	S	K	K*	-

taulukko 6.8. jatkuu

¹Varantojen määrittämisperusteissa olivat töiden suurimmat erot käteisvarantojen ja talletustilien kohdalla. Jalamolla käteiskassat muodostuivat seteleistä ja kolikoista, lisäksi markkinakorkoisia talletuksia ei työssä tutkittu vielä ollenkaan. Taulukossa 6.8. ovat tämän työn verottomat MTA:t rinnasteisia Jalamon talletuksiin

taulukko 6.8. jatkuu

	BO	CA	DT	MA	ST
JAL					
BO	-	-	S	-	S
CA	-	-	-	-	-
DT	S	-	-	-	K
MA	-	-	-	-	-
ST	S	-	K	-	-

Taulukon 6.8. tiedot perustuvat taulukon 6.6. arvoihin. Niissä kohdissa (merkitty *:llä), joissa parametriestimaatit antavat ristiriitaisia tuloksia, on käytetty suuremman t-arvon saaneen parametriestimaatin mukaista tietoa. Esim. CA/W:n kysyntäyhtälön R_{BOT} :n parametriestimaatti on positiivinen (teorian vastainen), kun taas BO/W:n kohdalla R_{CA} :n parametriestimaatti on negatiivinen (ja teorian mukainen). Tässä kohtaa taulukon 6.8. tiedon pohjaksi otettiin jälkimmäinen estimaatti, koska sen t-arvo oli suurempi.

Tässä työssä saatiin Jalamon työn vastaisesti obligaatiot ja määräaikaistalletukset komplementeiksi. Substituutteja obligaatiot ovat tässä käsitellyille käteistalletuksille, markkinakorkoisille talletuksille ja pörssiosakkeille. Käteistalletukset ovat lisäksi 24 kk:n MTA:n komplementteja ja markkinakorkoisten talletusten sekä pörssiosakkeiden substituutteja. 24 kk:n tilit ovat edellisen lisäksi substituutteja verollisille markkinakorkoisille pankkitalletuksille ja komplementteja pörssiosakkeille. Lopuksi markkinakorkoiset talletukset ovat vielä komplementteja pörssiosakkeille. Substituutti/komplementtisuhteiden lisäksi tutkittiin inflaation vaikutusta kohteiden kysyntään. Tulokset on esitetty taulukossa 6.9.(ks. seuraava sivu), jossa vertailun vuoksi on myös vastaavia Rantalan(1976) ja Jalamon(1986) tuloksia. Rantalan tulokset ovat Jalamonkin tuloksia vähemmän suoraan vertailukelpoisia tämän työn tulosten kanssa, koska Rantalan tarkastelemalla ajanjaksolla oli esim. osa talletuksista vielä indeksisidonnaisia. Jalamon työn osalta on taulukossa 6.9. raportoitu hänen käyttämänsä osittaisen sopeutuksen mallin mukaiset tulokset.

Taulukko 6.9. Inflaation vaikutus sijoituskohteiden kysyntään

	JUN	JAL	RAN
BO	-	-	-
CA	+	-	-
DT	+	-	-
MA	-		
ST	+	-	+

Tämän työn tulokset eroavat taulukon 6.9. perusteella merkittävästi aikaisemmista töistä nimenomaan käteistalletusten ja verottomien määräaikaistalletusten kohdalla. Tulosten perusteella inflaation kasvu ei reaalisen tuoton alenemisesta huolimatta ole vähentänyt käteistalletusten ja verottomien määräaikaistalletusten kysyntää, vaan itse asiassa lisännyt sitä. Pörssiosakkeiden kysyntään on inflaatiolla sekä tämän tutkimuksen että Rantalan tutkimuksen mukaan positiivinen vaikutus. Osa tuloksissa havaituista eroista johtuu varmasti käytettyjen selitettävien (ja luonnollisesti myös selittävien) muuttujien konstruointieroista eri töissä.

Kokonaisuutena tutkimuksen tilastollisten tulosten valossa ei perinteinen portfolioteoreettinen lähestymistapa sovellu tämän työn mukaisesti määriteltujen käteiskassojen (eli käteistalletusten) ja 24 kk:n verottomien määräaikaistalletusten kysynnän tutkimiseen. Tällöin joko malli on virheellisesti spesifioitu tai tilastomuuttujien konstruointi ei ole teoreettisesti mielekäs. Eräs syy portfolioteorian sopimattomuuteen näiden kahden kohteen tapauksessa voi olla niiden nimellistuottojen hallinnollinen määräytyminen. Kyseisten kohteiden tuotot ovat tällöin muutoksiltaan yleensä samansuuntaisia ja tuottojen varianssit eivät poikkea kovin paljon toisistaan. Näiden kohteiden tuotot ovat yleensä tarkasteluajanjaksolla vaihdelleet huomattavasti vähemmän kuin toisten ja erityisesti nimellistuotto on pysynyt pitkiä aikoja vakiona. Ko. kohteita ei siis voida varsinaisesti pitää nimellistuotoltaan riskillisinä, mutta niidenkin reaaliset tuottoasteet ovat inflaatoriskin alaisia. Kolmea muuta tarkasteltavaa kohdetta voidaan sen sijaan pitää nimellistuotoltaankin riskillinä kohteina. Erityisesti pörssiosakkeiden tulevasta tuotosta ei sijoittajalla ole sijoitushetkellä vielä mitään tietoa. Valtion verollisten obligaatioiden ja verollisten markkinakorkoisten pankkitalletusten tuotot ovat sijoitushetkellä yleensä tiedossa, mutta nekin vaihtelevat markkinatilanteen mukaan. Valtion

obligatioiden emissiokorko noudattelee yleensä muiden verollisten joukkovelkakirjojen korkoja ja on siten markkinakorkojen tavoin markkinoista riippuvainen.

Käteistalletusten ja verottomien määräaikaistalletusten hallussapidon motiivina on kotitalouksilla tarkasteluajanjaksolla ilmeisesti ollut jokin muu kuin mahdollisimman korkea odotettu nimellistuotto. Saatujen tulosten perusteella määräaikaistalletuksiin sijoittaneita kotitalouksia on ehkä lähinnä houkutellut sijoituskohteen nimellistuoton varmuus eikä niinkään tuoton taso. Käteistalletuksia on todennäköisesti pidetty nimenomaan transaktiokassoina, joille on kuitenkin saatu yleensä alle inflaatiiovauhdin ollut nimellinen korkotuotto. Käteistalletusten suhteellinen osuus on keskimäärin vähentynyt tulojen kasvaessa (ks. taulukon 6.6. negatiivinen parametriestimaatti). Kotitalouksien absoluuttisen riskinkarttamisen aste ei ole ollut vakio, vaan vähenevä, koska taulukon 6.6. tulosten mukaan riskillisten sijoituskohteiden suhteelliset osuudet ovat kasvaneet tulojen kasvaessa.

Työn tärkeimpiä tutkimuskohteita oli lähdeveron vaikutuksen tutkiminen kotitalouksien sijoituskäyttäytymisessä. Saatujen tilastollisten tulosten perusteella on vuoden 1991 alusta Suomessa käyttöön otettu talletusten ja joukkovelkakirjojen lähdevero selvästi ja tilastollisesti merkitsevästi lisännyt nimenomaan verollisten sijoituskohteiden kysyntää ja vähentänyt verottomien kohteiden portfolio-osuuksia kotitalouksilla. Ilmeisesti siirtyminen vaikeatajuisesta marginaaliverojärjestelmästä helpommin ymmärrettävään proportionaaliseen verojärjestelmään on ollut se kannustin, joka on saanut kotitaloudet suorastaan ryntäämään erityisesti verollisten pankkitalletusten ja myös valtion verollisten obligatioiden kimppuun. Osatekijöinä suosion kasvussa ovat olleet myös ainakin vuosina 1991 ja -92 kohtalaisen matalana pysynyt lähdeveroprosentti sekä etenkin havaintojakson loppupuolella kansantaloutemme kokonaisuutta rasittaneet ja sijoittajille suuria tuottoja tuoneet korkeat markkinakorot sekä ko. korkotulojen ja varallisuuden ilmoitusvelvollisuuden puuttuminen verotuksessa. Taulukossa 6.10. on lopuksi esitetty tarkasteltavien sijoituskohteiden reaalisten portfolio-osuuksien todellinen havaittu kehitys puoli vuotta ennen lähdeverolain voimaan astumista ja puoli vuotta sen jälkeen.

Taulukko 6.10. Reaaliset portfolio-osuudet 7/1990 - 6/1991

	BO/W	CA/W	DT/W	MA/W	ST/W
1990/7	0,0466	0,3899	0,4270	0,0492	0,0872
/8	0,0494	0,3868	0,4261	0,0504	0,0874
/9	0,0519	0,3865	0,4233	0,0515	0,0869
/10	0,0544	0,3871	0,4201	0,0531	0,0853
/11	0,0574	0,3838	0,4161	0,0561	0,0866
/12	0,0602	0,3844	0,4084	0,0596	0,0875
1991/1	0,0619	0,4171	0,3731	0,0612	0,0867
/2	0,0691	0,3825	0,3247	0,1431	0,0806
/3	0,0714	0,3792	0,3219	0,1468	0,0807
/4	0,0692	0,3461	0,2974	0,2119	0,0753
/5	0,0736	0,3464	0,3048	0,2003	0,0749
/6	0,0753	0,3488	0,3014	0,2000	0,0745

Erityisesti markkinakorkoisten pankkitalletusten ja valtion verollisten obligaatioiden reaaliavarannot ovat vuoden 1991 tammi-helmikuussa selvästi kasvaneet. Markkinakorkoiset talletukset ovat vuoden -91 tammikuun alusta lisääntyneet helmikuun alkuun mennessä reaalisesti jopa n. 134 % eli reilusti kaksinkertaistuneet. Tilastointipohjan muutos maaliskuuhun taitteessa on tuonut osan tuolloisesta n. 44 %:n varannon kasvusta. Verollisiin obligaatioihin kohdistunut lähdeverosysäys ei näytä toteutuneiden varantojen perusteella kovin voimakkaalta, mutta tilastollisten tulosten mukaan lähdevero on lisännyt myös niiden suhteellista osuutta. Pörssiosakkeiden suhteellinen osuus on taulukon 6.10. aikavälillä laskenut melko tasaisesti. Verottomien määräaikaistalletusten reaalisten portfolio-osuuksien puolivuotiskeskisarvo on pudonnut taulukossa 6.10. tarkasteltavan vuoden aikana 0,4202:sta 0,3206:een eli n. 23,7 %. Käteistalletusten osuus puolestaan on pysynyt suhteellisen vakiona ko. tarkasteluvälillä.

7. VIIMEISIN VAIHE PÄÄOMATULOJEN VEROTUKSESSA

7.1. Uudistusesityksen keskeisin sisältö

Toukokuussa 1991 päätti valtiovarainministeriö käynnistää projektin, jossa tuli selvittää mahdollisuudet ja laatia ehdotukset pääomatulojen verotuksen ja yritysverotuksen kehittämiseksi hallitusohjelmassa asetettujen tavoitteiden mukaisesti. Työssä oli kiinnitettävä erityistä huomiota pääomatulojen verotuksen yhtenäistämistavoitteisiin. Tätä koskevia ehdotuksia tehtäessä oli arvioitava mahdollisuuksia pääomatulojen verotuksen kehittämiseksi suhteellisen verotuksen suuntaan. (Kirje valtiovarainministeriölle asiantuntijaryhmän muistiossa 2.1.1992)

Asetetun asiantuntijaryhmän laatiman muistion pohjalta sovittiin hallituksen budjettiriihessä kesällä 1992 pääomatulojen verotuksen ja yritysverotuksen uudistamisen kaikista keskeisistä ratkaisuista. Sopimuksen mukaan¹ vuoden 1993 alusta siirrytään järjestelmään, jossa pääomatulojen verotus on eriytetty ansiotulojen verotuksesta. Pääomatuloihin sovelletaan kiinteää veroprosenttia ansiotulojen säilyessä nykyisen kaltaisen progressiivisen verotuksen kohteena. Uudistuksen keskeisiä, yritystoimintaa harjoittamattomia kotitalouksia koskevia piirteitä ovat mm. seuraavat:

- Pääomatulojen verotuksessa ja yhteisöverotuksessa otetaan käyttöön suhteellinen verokanta; samassa yhteydessä veropohjaa laajennetaan sekä pääomatulojen verotuksessa että yritysverotuksessa.
- Oman asunnon myyntivoitot ja käyttelytilien korot säilyvät verovapaina; lähdeverotettujen korkotulojen veroprosentti nousee 20:een vuonna 1994 ja 25:een vuonna 1996.
- Pääomatuloihin kohdistuvat menot, mukaan lukien kaikki korkomenot, vähennetään ensisijaisesti pääomatuloista; jos vähennyksiä on enemmän kuin pääomatuloja, 25 % alijäämästä vähennetään ansiotulosta menevästä verosta; tämä järjestelmä korvaa siirtymäkauden kuluessa myös nykyisen asuntolainojen korkovähennyksen.
- Vanhan järjestelmän aikana asuntovelkansa ottaneiden asema otetaan huomioon verotuksessa viran puolesta tehtävällä lisävähennyksellä: neljän

¹VM:n 31.7.1992 tarkistettu versio budjettiriihen jälkeen julkaistusta tiedotteesta

vuoden ajan asteittain alenevalla vähennyksellä estetään järjestelmän rakenteen muutoksesta aiheutuva verotuksen yhtäkkinen kiristyminen.

Uudistus on rakenteellinen, eikä sen tarkoituksena ole verotuksen keventäminen tai kiristäminen. Kokonaisvaikutukset tuloverotuksen tuottoon on arvioitu vähäisiksi.

Tässä tutkimuksessa tarkasteltujen kotitalouksien sijoituskohteiden tuottoihin on uudistuksella pääpiirteissään seuraavanlaisia vaikutuksia. Valtion verollisten obligaatioiden ja markkinakorkoisten pankkitalletusten lähdevero säilyy vuonna 1993 15 prosenttina, nousee vuosiksi 1994 ja -95 20 prosenttiin ja vuonna 1996 yleiseen 25 prosentin verokantaan. Käteistalletukset eli käyttelytilit ja 24 kk:n määräaikaistalletustilit sekä uudet¹ 36 kk:n peruskorkosidonnaiset MTA-tilit säilyvät verottomina. Pörssiosakkeiden osinkotuloa² ja myyntivoittoa verotettaisiin 25 %:n verokannan mukaan jo vuoden 1993 alusta. Seuraavassa alaluvussa on laskettu esitetyn verouudistuksen vaikutukset kotitalouksien portfolio-allokaatioon.

7.2. Esitetyn uudistuksen vaikutukset kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen

Työssä laaditun osittaisen sopeutuksen hypoteesin mukaisen ekonometrisen mallin avulla voidaan nyt laatia ennuste uusimman esitetyn verouudistuksen vaikutuksista tämän tutkielman mukaisten kotitalouksien portfolioiden koostumukseen. Ennusteessa käytetään perusmallin dynaamista versiota laajennettuna käytettävissä olevien tulojen muuttujalla. Erityisesti tässä esitetyt tulokset ovat alttiita jo johdannossa mainitulle Lucas-kritiikille.

Lähtökohtana on vuoden 1992 toukokuun tuottotilanne. Tarkastelu on ns. yleistä tarkastelua, eli usean muuttujan yhtä aikaa tapahtuvan muutoksen vaikutusten tarkastelua. Taulukossa 6.6. (s. 74) esitettyjen estimointitulosten perusteella voidaan eri kohteiden portfolio-osuuksille esittää seuraavat kysyntäyhtälöt:

¹Olettaen, että talletusten verohuojennuslakia näiltä osin jatketaan muutettuna

²Avoir fiscal-järjestelmä säilytettäisiin

$$\begin{aligned}
BO/W &= 0,0015 + 0,0387R_{BOT} - 0,1391R_{CA} + 0,0883R_{DT} - 0,0125R_{MAT} - 0,0066R_{STT} \\
&\quad - 0,0164\pi + 0,0018D1 - 0,0009D2 + 0,9344(BO/W)_{-1} + 0,0435DY \\
CA/W &= 0,1320 + 0,1792R_{BOT} - 2,7181R_{CA} + 1,3408R_{DT} - 0,1121R_{MAT} - 0,0114R_{STT} \\
&\quad + 0,1904\pi - 0,0081D1 - 0,0107D2 + 0,6616(CA/W)_{-1} - 0,3907DY \\
DT/W &= 0,1607 + 0,2335R_{BOT} + 2,5649R_{CA} - 1,6659R_{DT} - 0,0758R_{MAT} + 0,0257R_{STT} \\
&\quad + 0,4381\pi - 0,0509D1 + 0,0084D2 + 0,5506(DT/W)_{-1} - 0,3489DY \\
MA/W &= 0,0241 - 0,1684R_{BOT} + 0,3747R_{CA} - 0,1308R_{DT} + 0,1408R_{MAT} - 0,0044R_{STT} \\
&\quad - 0,2155\pi + 0,0446D1 + 0,0013D2 + 0,7042(MA/W)_{-1} + 0,4131DY \\
ST/W &= 0,0127 + 0,1650R_{BOT} - 0,7017R_{CA} + 0,3487R_{DT} + 0,0292R_{MAT} + 0,0009R_{STT} \\
&\quad + 0,1256\pi + 0,0026D1 + 0,0001D2 + 0,5966(ST/W)_{-1} + 0,1480DY.
\end{aligned}$$

Kysyntäyhtälöihin on otettu kaikki muuttujat, olivatpa ne sitten tilastollisesti merkitseviä tai eivät. Menettelyä voidaan perustella mm. sillä, ettei hyljeksitä muuttujaa alhaisen t-arvon perusteella, koska siinä voi vaikuttaa esim. lievä multikollineaarisuus. Lisäksi kaikkien malliversioiden estimoinnissa saadut hyvät F-testisuureen arvot ja korkeat korjatut selityssasteet viittaavat siihen, että kaikkia muuttujia käyttämällä saadaan hyviä estimaatteja selitettäville portfolio-osuuksille.

Analyysi suoritetaan siten, että ensin lasketaan muutamilla odotetun inflaation arvoilla portfolion koostumus ennen uusinta verouudistusta sijoittamalla vuoden 1992 toukokuun tilanteen mukaiset tuottojen arvot ja eri inflaation arvot kysyntäyhtälöryhmään. Seuraavaksi lasketaan veroreformin jälkeisten tuottojen arvoilla portfolion koostumus. Tässä vaiheessa saavat dummy-muuttujat ja käytettävissä olevien tulojen muuttuja toukokuun 1992 mukaisen tilanteen arvot. Siis esim. tulojen muutoksen oletetaan säilyvän ennallaan. Näiden kahden eri tilanteen mukaisia portfolioita vertailemalla voidaan päätellä kunkin sijoituskohteen suhteelliset muutokset. Koska tarkastelu on luonteeltaan staattista, ei kotitalouksien sijoitusvarallisuuden W tason oleteta muuttuvan ja nimellisten tuottojen ennen veroja oletetaan pääosin pysyvän ennallaan. Analyysi koskee vain portfolio-osuuksien muuttumisen tarkastelua.

Tarkasteltavien kohteiden kokonaissijoitusvarallisuus oli toukokuussa 1992 n. 270 810 milj. mk. Kohteiden veronjälkeiset nimellistuotot olivat: $R_{BOT} = 0,1008$ (10,08 %), $R_{CA} = 0,045$ (4,5 %), $R_{DT} = 0,075$ (7,5 %), $R_{MAT} = 0,1167$ (11,67 %) ja $R_{STT} = -0,1761$

(-17,61 %). Verollisten kohteiden tuotot ennen veroja olivat: $R_{BO} = 0,1186$, $R_{MA} = 0,1373$, $R_{ST} =$ osakkeiden osinkotuotto $= 0,0271$, $R_{CAPST} =$ osakkeiden pääomatuotto $= -0,2157$. Käytettävissä olevien tulojen suhteellinen differenssi sai arvon $-0,0007$ eli $-0,07$ %.

Edellisten lukuarvojen perusteella lasketut portfolio-osuudet on esitetty taulukossa 7.1. Inflaatioprosentti vaihtelee taulukossa kahdesta kuuteen prosenttiin. Suluissa on esitetty todellisia havaittuja lukuarvoja.

Taulukko 7.1. Mallin perusteella lasketut portfolio-osuudet toukokuun 1992 tilanteen mukaan

	BO/W %	CA/W %	DT/W %	MA/W %	ST/W %
π					
(2,41)	(8,81)	(34,16)	(25,50)	(24,81)	(6,72)
2	8,87	34,31	26,27	24,09	7,05
3	8,87	34,50	26,73	23,88	7,18
4	8,87	34,69	27,15	23,66	7,30
5	8,86	34,88	27,59	23,45	7,43
6	8,86	35,07	28,02	23,23	7,56

Seuraavaksi tarkastellaan verouudistuksen vaikutuksia kotitalouksien sijoituskohteiden nimellistuottoihin. Toukokuun 1992 tason mukaiset veron jälkeiset nimellistuotot olisivat verouudistuksen jälkeen taulukon 7.2. mukaiset¹.

Taulukko 7.2. Kohteiden nimellistuotot verouudistuksen jälkeen (verollisten kohdalla veronjälk. tuotto)

Vuosi	R_{BOT}	R_{CA}	R_{DT}	R_{MAT}	R_{STT}
1993	0,1008	0,0450	0,0850	0,1167	-0,1415
1994	0,0950	0,0450	0,0850	0,1098	-0,1415
1995	0,0950	0,0450	0,0850	0,1098	-0,1415
1996	0,0890	0,0450	0,0850	0,1064	-0,1415

¹Tarkastelun tässä vaiheessa oletetaan, että 24 kk:n määräaikaistalletukset korvataan tulevaisuudessa 36 kk:n tileillä, joten verottomien MTA-tilien koroksi oletetaan jatkossa 8,5 %

Saatujen tuottoarvojen avulla voidaan nyt laskea kotitalouksien sijoituskohteiden portfolio-osuudet eri vuosina tehtäviksi aiottujen veroreformien jälkeen. Arvot on laskettu vuosittain kahden, neljän ja kuuden prosentin inflaatiovauhdeille. Saadut arvot on esitetty taulukossa 7.3.

Taulukko 7.3. Mallin perusteella lasketut portfolio-osuudet verouudistuksen jälkeen (toukokuun 1992 tilanteen mukaan muiden tuottojen paitsi verottomien MTA-tilien kohdalla)

Vuosi	BO/W %	CA/W %	DT/W %	MA/W %	ST/W %
1996					
π					
2	8,90	35,61	24,69	23,95	7,36
4	8,87	35,99	25,57	23,52	7,61
6	8,84	36,37	26,45	23,09	7,86
1994 ja 1995					
π					
2	8,89	35,58	24,61	23,95	7,29
4	8,86	35,96	25,49	23,52	7,54
6	8,83	36,34	26,36	23,09	7,79
1996					
π					
2	8,87	35,51	24,50	24,00	7,18
4	8,84	35,89	25,37	23,57	7,43
6	8,81	36,27	26,25	23,14	7,68

Taulukoiden 7.1. ja 7.3. lukuarvojen perusteella voidaan nyt vertailla verotuksen vaikutuksia kotitalouksien portfolioihin tulevina vuosina toteutettaviksi aiottujen veroreformien suhteen. Taulukossa 7.4. on esitetty myös vuoden 1992 toukokuun mukaisen kokonaissijoitusvarallisuuden perusteella lasketut markkamääräiset muutokset portfolio-osuuksissa eri inflaatioasteilla.

Taulukko 7.4. Veroreformin vaikutuksia kotitalouksien portfolioihin, vertailukohtana vuoden 1992 toukokuu

π	Vuosi					
	1993		1994 ja 1995		1996	
	Δ osuus	Δ mmk	Δ osuus	Δ mmk	Δ osuus	Δ mmk
BO/W	+0,03 %	+81	+0,02 %	+54	0 %	0
CA/W	+1,30 %	+3520	+1,27 %	+3439	+1,20 %	+3250
2 DT/W	-2,31 %	-6256	-1,66 %	-4495	-1,77 %	-4793
MA/W	-0,14 %	-379	-0,14 %	-379	-0,09 %	-244
ST/W	+0,31 %	+840	+0,24 %	+650	+0,13 %	+352
BO/W	0 %	0	-0,01 %	-27	-0,03 %	-81
CA/W	+1,30 %	+3521	+1,27 %	+3439	+1,20 %	+3250
4 DT/W	-1,58 %	-4279	-1,66 %	-4495	-1,78 %	-4820
MA/W	-0,14 %	-379	-0,14 %	-379	-0,09 %	-244
ST/W	+0,31 %	+840	+0,24 %	+650	+0,13 %	+352
BO/W	-0,02 %	-54	-0,03 %	-81	-0,05 %	-135
CA/W	+1,36 %	+3691	+1,27 %	+3439	+1,20 %	+3250
6 DT/W	-1,57 %	-4252	-1,66 %	-4495	-1,77 %	-4793
MA/W	-0,14 %	-379	-0,14 %	-379	-0,09 %	-244
ST/W	+0,30 %	+812	+0,23 %	+623	+0,12 %	+325

Taulukon 7.4. perusteella voidaan päätellä, mitä vaikutuksia asteittain vuosina 1993 - 1996 toteutettavalla verokannan kiristyksellä on tämän työn mukaisiin kotitalouksien portfolioihin. Yleisesti ottaen näyttäisi siltä, että käyttöön otettava verojärjestelmä toteuttaisi ns. reaalikorkojen verotuksen tavoitteet, eli inflaation muutos ei vaikuta olennaisesti sijoituskäyttäytymiseen tarkasteltavassa verojärjestelmässä. Eniten inflaatiolla näyttäisi olevan vaikutusta verottomien määräaikaistalletusten ja valtion verollisten obligaatioiden kysyntään. Määräaikaistalletuksiinkin inflaation nousulla näyttäisi olevan vaikutusta vain vuoden 1993 aikana toteutettavaksi aiotun verojärjestelmän vallitessa. Tällöin inflaation nousu kahdesta prosentista kuuteen prosenttiin hidastaisi MTA-tilien suhteellisen osuuden alenemista.

Valtion verolliset obligaatiot näyttäisivät tulosten perusteella olevan ainoa inflaatiovauhdille ja veroasteen muutokselle herkkä sijoituskohde. Mikäli inflaatiovauhti pysyy hyvin matalana eli noin kahdessa prosentissa, ei veroasteen kiristäminen asteittain vuosina 1993 - 1995 vaikuta vielä obligaatioiden suhteellista osuutta vähentä-

västi, vaan niiden osuus lisääntyy nykyiseen verrattuna. Jos inflaatiovauhti kuitenkin ylittää tulevana vuosina 4 %:n vuosivauhdin, on verokannan asteittaisella nostamisella obligaatioiden suhteellista osuutta vähentävä vaikutus erityisesti vuonna 1996.

Veroasteen kiristämisellä on tulosten mukaan negatiivinen vaikutus niin verottomien määräaikaistalletusten kuin verollistenkin pankkitalletusten kysyntään. Vuoden 1993 verokannalla alenisi verottomien määräaikaistalletusten osuus tulosten mukaan suhteessa enemmän kuin vuosien 1994 - 1996 verokannoilla nykytilanteeseen verrattuna. On huomattava, että tarkastelussa on nyt myös mukana MTA-tilien koron nousun vaikutus. Verollisten pankkitalletusten kysyntä on selvästi inflaationeutraalia ja verokannan nostaminen lopulliseen 25 prosenttiin hidastaa niiden suhteellisen osuuden alenemista nykytilanteeseen verrattuna.

Verokannan kiristämisellä on selvästi positiivisimmat vaikutukset käteistalletusten ja pörssiosakkeiden kysyntään. Tosin pörssiosakkeiden suhteellisen osuuden kasvu hidastuu muiden verollisten sijoituskohteiden verokannan lähestyessä pörssiosakkeiden 25 %:n verokantaa. Käteistalletusten spekulatiokysyntä näyttäisi olevan inflaationeutraalia ja melko riippumatonta pääomatulojen verokannan korkeudesta.

8. LOPUKSI

Suomalaisten rahoitusmarkkinoiden vapautumisen myötä on kotitalouksille tarjoutunut uusia, riskillisiä sijoituskohteita. Tässä tutkielmassa tarkasteltiin kotitalouksien sijoituskäyttäytymistä sellaisen portfolion eli sijoitussalkun suhteen, jossa oli mm. kolme pankkitalletuskohdetta. Pankkitalletuksia ei Suomessa voida pitää riskillisinä kohteina, jos riskin ajatellaan aiheutuvan sijoitetun varallisuuden menettämisen vaarasta. Suomalainen talletusvakuuslainsäädäntö takaa ainakin vielä tällä hetkellä sen, että tallettajat saavat nostaa varansa pankista talletusehtojen mukaisesti kaikissa olosuhteissa, myös esim. pankin mennessä konkurssiin.

Myös pankkitalletuksia voidaan pitää riskillisinä kohteina, kun riskin katsotaan aiheutuvan tuoton epävarmuudesta. Markkinakorkoisten talletusten riski aiheutuu siitä.

että niiden tuoton määräävät markkinavoimat. Hallinnollisesti määräytyvien talletushyvityskorkojen sisältämä riski taas muodostuu inflaatiovaarasta. Talousteorian mukaan eräiden oletusten vallitessa riskillisten sijoituskohteiden verottaminen lisää sijoittajan riskinottohalukkuutta eli riskillisten kohteiden osuutta portfolioissa. Työn eräänä tutkimuskohteena oli vuoden 1991 alusta voimaan tulleen lähdeveron vaikutusten tutkiminen kotitalouksien sijoituskäyttäytymisessä.

Perinteisen portfolioteoreettisen, odotetun tuoton ja tuoton vaihtelun tarkasteluun perustuvan lähestymistavan avulla voidaan sijoittajalle ja tässä työssä nimenomaan kotitaloudelle määritellä hyödyn maksimointilauseke, jossa maksimoidaan kotitalouden odotettavissa olevaa hyötyä sijoituskohteiden muodostamasta portfolioista. Matemaattisen muodon avulla saadaan ratkaistua staattisen perusmallin mukaiset kysyntäyhtälöt portfolio-osuuksille, jotka voidaan esittää vektorimuodossa, jonka tekijät koostuvat ainoastaan portfolion tuotosta ja riskistä. Työssä tutkittiin portfolioa, joka koostui kolmesta pankkitalletuskohteesta, valtion verollisista obligaatioista ja pörssiosakkeista. Yhtä pankkitalletuskohdetta eli ns. käteistalletuksia pidettiin perinteisen käteiskassamääritelmän sijasta kotitalouksien käteiskassojen proxyna. Pyrkimyksenä oli laatia ekonometrinen malli, jonka avulla voitaisiin tutkia erityisesti sijoituskohteiden suhteellisten tuottojen vaihtelun vaikutusta kotitalouksien allokaatiokäyttäytymiseen. Lähdeveron vaikutusta tutkittiin dummy-muuttujan avulla.

Suurimmat epäilyt saatujen tulosten luotettavuutta kohtaan aiheutuivat tilastollisista ongelmista. Kotimaisten rahoitusmarkkinoiden nopean muutoksen vuoksi oli työssä käytettävä eräitä aggregointi- ja disaggregointimenettelyjä, jotka luonnollisesti voidaan asettaa kyseenalaisiksi. Menettelyt on kuitenkin pyritty perustelemaan tapauksittain.

Vaihtoehtoisista malliversioista sekä teoreettisesti että tilastollisesti parhaaksi osoittautui ns. perusmallin dynaaminen spesifikaatio ja sen tulolaajennus. Estimointitulosten perusteella ei perinteinen portfolioteoreettinen lähestymistapa ainakaan tässä työssä esitettyssä muodossa sovellu ns. bruttosubstituutio-oletusta ajatellen kovin hyvin käteistalletusten ja 24 kk:n verottomien määräaikaistalletusten kysyntäanalyyysiin. Kyseisten kohteiden kysyntä saatiin yleensä negatiivisesti riippuvaiseksi kohteiden omasta nimellistuotosta ja positiivisesti riippuvaiseksi muiden kohteiden tuotoista. Tulosten perusteella voidaan kuitenkin perustellusti sanoa, että talletusten ja joukkovel-

kakirjojen lähdeverolain käyttöönotto on merkittävästi lisännyt verollisten sijoituskoh-
teiden, ja erityisesti valtion verollisten obligaatioiden ja markkinakorkoisten pankkitalle-
tusten suhteellista osuutta suomalaisten kotitalouksien portfolioissa.

Työssä laadituista vaihtoehtoisista malliversioista parhaan (ja laajimman) spesifikaation
avulla laskettiin myös muutaman uusimman rahoitusmarkkinoidemme liittyvän ilmiön
vaikutuksia kotitalouksien sijoituskäyttäytymiseen. Näistä mainittakoon erityisesti tämän
vuoden budjettiriihessä hyväksytty pääomatulojen verotuksen yhtenäistämishjelma.
Kyseisen ohjelman avulla on Suomessa tarkoitus pyrkiä vuoteen 1996 mennessä
pääsääntöisesti 25 prosentin suhteelliseen pääomatulojen verokantaan ja nimenomaan
eriyttää pääomatulojen verotus progressiivisesta tuloverotuksesta. Laskelmien perusteel-
la siirtymävaiheen 1993 - 1996 aikana tarkasteltavissa kotitalouksien portfolioissa
käteistalletusten ja pörssiosakkeiden suhteelliset osuudet tulisivat nousemaan. Hyvin
matalalla inflaatiovauhdilla myös valtion verollisten obligaatioiden suhteellinen osuus
kasvaisi. Muiden kohteiden portfolio-osuudet tulisivat sitä vastoin vaihtelevalla
nopeudella alenemaan.

Tilastointiperusteiden tarkentumisen ja -pohjan laajenemisen myötä on tulevaisuudessa
mahdollista laatia huomattavasti tätä työtä parempia ja luotettavampia empiirisiä
tutkimuksia suomalaisten kotitalouksien sijoituskäyttäytymisestä näiden sijoituskohtei-
den suhteen. Muita mielenkiintoisia jatkotutkimusaiheita olisi esim. niiden so-
sioekonomisten tekijöiden vaikutusten tutkiminen, jotka ovat tässä tarkasteltuihin
kohteisiin sijoittavien kotitalouksien päätöksenteon taustalla. Eräs haastava ja mielen-
kiintoinen tutkimusaihe olisi käyttöön otetun lähdeveromenettelyn ja esitetyn verouudis-
tuksen mukaisen verotuksen kohtaannon tutkiminen. Pankkialan ammattilaiset tuntuvat
ainakin tällä hetkellä olevan sitä mieltä, että lähdeverollisten tilien käyttöönoton
kustannukset (eli heidän mukaansa yleisen korkotason havaittu nousu) ovat koituneet
kokonaisuudessaan pankkien rasitteeksi. Myös yleiseen markkinakorkotasoon vaikut-
tavien makro- ja mikrotaloudellisten tekijöiden tutkiminen voisi olla hyvin haastava ja
mielenkiintoinen tehtävä.

LÄHDELUETTELO

- Agell, J. (1985); *Taxes and portfolio composition of households; the case of Sweden*. Uppsala 1985.
- Alho, K. (1991); *Financial markets and macroeconomic policy in the flow of funds framework*. ETLA sarja A nro 12 1991.
- Anderson, G.J. - Blundell, R.M. (1982); Estimation and hypothesis testing in dynamic singular equation systems. *Econometrica* 50, ss. 1559 - 1571, November 1982.
- Atkinson, A.B. - Sandmo, A. (1980); Welfare implications of the taxation of savings. *Economic Journal* 90, ss. 529 - 549.
- Arrow, K.J. (1965); *Aspects of the theory of risk-bearing*. Yrjö Jahnssonin säätiö, Helsinki.
- Brainard, W.C. - Tobin, J. (1968); Pitfalls in financial model building. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, ss. 99 - 122, May 1968.
- Brealey, R. - Myers, S. (1988); *Principles of corporate finance*. Lontoo 1988.
- Chiang, A.C. (1984); *Fundamental methods of mathematical economics*. McGraw - Hill, New York.
- Deaton, A. - Muellbauer, J. (1988); *Economics and consumer behavior*. Cambridge University Press, 1 st ed. 1980.
- Farrar, D.E. (1961); *The investment decision under uncertainty*. Ford Foundation Prize Dissertation, Chicago.
- Feldstein, M. (1980); Inflation, tax rules and the stock market. *Journal of Monetary Economics* 6, ss. 309 - 331.
- Freund, R.J. (1956); The introduction of risk into a programming model. *Econometrica* 24, ss. 253 - 263, July -56.
- Gravelle, H. - Rees, R. (1990); *Microeconomics*. Longman Inc., Lontoo 1990.
- Gujarati, D.N. (1988); *Basic econometrics*. McGraw - Hill, New York 1988.
- Huttunen, J. - Kosonen, K. (1989); Rahoitusmarkkinat eilen, tänään, huomenna. Teoksessa *Rahatalouden käsikirja*, toim. Juhani Huttunen, Kalevi Kosonen ja Henri J. Vartiainen, 2. painos 1989.
- Hämäläinen, S. (1981); *Suomalaisten palkansaajatalouksien säästämiskäyttäytyminen; poikkileikkausanalyysi säästämiseen vaikuttavista tekijöistä*. Suomen Pankki B 36.
- Jalamo, T. (1986); *Korkotulojen verotuksen vaikutuksia kotitalouksien sijoituskäyttäy-*

- Johnston, J. (1986); *Econometric methods*. McGraw - Hill, New York 1986.
- Jokinen, H. - Solttila, H. (1990); Interest rate linkages in bank's markka deposit-taking and lending. *Bank of Finland Monthly Bulletin* 9/1990.
- Kanniainen, V. - Kurikka, V. (1984); On the effects of inflation in the stock market: empirical evidence with finnish data 1968 - 1981. *Journal of Business Finance & Accounting* 11:2, ss. 139 - 150.
- Kennedy, P. (1992); *A Guide to Econometrics*. Basil Blackwell Ltd, Oxford 1992.
- King, M.A. (1980); Savings and taxation. Teoksessa *Public policy and the tax system*. toim. G.M. Heal ja G.A. Hughes, Lontoo.
- King, M.A. - Leape, J.I. (1984); Wealth and portfolio composition: theory and evidence. *Economic and Social Research Council Programme No 68*.
- Kivikoski, M. (1985); *Yrityksen rahoitusportfolion määräytymisestä*. Suomen Pankin tutkimusosasto, monistettuja tutkimuksia 3/85.
- Kmenta, J. (1986); *Elements of econometrics*. Macmillan Publishing Company, New York.
- Korhonen, A. (1988); *Finanssi-investoinnit*. Helsingin kauppakorkeakoulun opetusmonisteita nro 430.
- Korkman, S. (1986 a); Rahoitusvaateiden verokohtelusta. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 1986:2, ss. 156 - 168.
- Korkman, S. (1986 b); Talletukset verolle : miksi ja miten ?. *KOP, taloudellinen katsaus* 1986/2, ss. 6 - 11.
- Koskela, E. (1990); *Kotimainen säästäminen, rahoitusmarkkinat ja veropolitiikka*. Suomen Pankin keskustelualoitteita 16/90.
- Kukkonen, M. (1992); *Lukitusvaikutus ja efektiivinen veroaste pääomavoittoverotuksessa*. Kansantaloustieteen lisensiaattityö Helsingin kauppakorkeakoulussa, toukokuu 1992
- Lempinen, U. (1981); *Teoreettinen tutkimus keskuspankkirahoituksen ja ulkomaisen rahoituksen substituutiosta*. Suomen Pankki D 49.
- Lempinen, U. - Lilja, S. (1986); Commercial banks and money creation in Finland. Julkaisussa *A tribute to Arvi Leponiemi on his 60th birthday*, toim. Juha Kähkönen ja Jouko Ylä-Liedenpohja, Helsingin kauppakorkeakoulu A 48.
- Lim, G.C. (1991); Estimating portfolio models from financial flow data; an analysis of the demand for liabilities, real assets and financial assets by the household sector. *Economic Modelling* Vol 8 nr 2, ss. 219 - 224, April 1991.

- Lintner, J. (1975); Inflation and security returns. *The Journal of Finance* 30:2, ss. 139 - 150.
- Luukkainen, H. (1983); *Kotitaloussektorin kulutus-, investointi- ja rahoituspäätökset yhdistävä malli*. Suomen Pankki D 54
- Malkamäki, M. - Solttila, H. (1991); Developments in financial markets in the 1980's. *Bank of Finland special issue bulletin 1991: Financial markets in Finland*.
- Markowitz, H. (1952); Portfolio selection. *Journal of Finance* 7, ss. 77 - 91, May 1952.
- Parkin, M. (1970); Discount house portfolio and debt selection. *Review of Economic Studies* 112, ss. 469 - 497.
- Pearce, D.K. - Roley, V.V. (1985); Stock prices and economic news. *The Journal of Business* 58:1, ss. 49 - 67.
- Pratt, J.W. (1964); Risk aversion in the small and in the large. *Econometrica* Vol 32 no 1 - 2, ss. 122 - 136.
- Purvis, D. (1978); Dynamic models of portfolio behavior: more on pitfalls in financial model building. *American Economic Review* 68, ss. 403 - 409.
- Rantala, O. (1976); *Säästämiskohteiden valintaan vaikuttavat tekijät Suomessa*. Suomen Pankki D 40.
- Saarenheimo, T. (1991); *Rahoitusvirtamallit ja kotitalouksien portfoliovalinta*. Suomen Pankin keskustelualoitteita 5/91.
- Saarinen, A. (1987); *Korkojen verotuksen vaikutus investointeihin*. Kansantaloustieteen pro gradu- tutkielma, Helsingin kauppakorkeakoulu.
- Salo, S. (1989); Kotitaloudet säästäjinä. Teoksessa *Rahatalouden käsikirja*, toim. Juhani Huttunen, Kalevi Kosonen ja Henri J. Vartiainen, 2. painos 1989.
- Sandmo, A. (1977); Portfolio theory, asset demand and taxation: comparative statics with many assets. *Review of Economic Studies* 44, ss. 369 - 379.
- Sandmo, A. (1985); The effects of taxation on savings and risk taking. Teoksessa *Handbook of public economics, Vol 1*, toim. A.J. Auerbach ja M. Feldstein, Amsterdam 1985.
- Stevenson, A. - Muscatelli, V. - Gregory, M. (1988); *Macroeconomic theory and stabilisation policy*. Philip Allan, Lontoo.
- Takala, K. (1987); *Varallisuusportfolion valinta, varallisuuserien kysyntä ja verotus*. Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitoksen keskustelualoitteita 257.
- Tobin, J. (1958); Liquidity preference as behavior towards risk. *Review of Economic Studies*, Febr. - 58, ss. 65 - 86.

- Tobin, J. (1961); Money, capital and other stores of value. *American Economic Review* 51, *Papers and Proceedings*, ss. 26 - 37.
- Tobin, J. (1965); The theory of portfolio selection. Teoksessa *The theory of interest rates*, toim. F.H. Hahn ja F.B.R. Brechling.
- Törmä, H. (1986); *Tuotanto ja kulutus yleisen tasapainon veromalleissa*. Jyväskylän yliopisto, julkaisematon käsikirjoitus.
- Ylä-Liedenpohja, J. (1982); *Menovero tehokkuusnäkökulmasta*. Pellervon taloudellinen tutkimuslaitos, raportteja ja artikkeleita nro 28, Espoo.
- Ylä-Liedenpohja, J. (1987); Kohti kulutetun tulonosan verottamista - välittömän verotuksen kehittämisstrategisia kysymyksiä säästämisen kaksinkertaisen verotuksen estämiseksi. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 1987/2, ss. 160 - 174.
- Ylä-Liedenpohja, J. (1988); Laskelmia korkojen verotuskohtelun muuttamisesta. *Liiketaloudellinen aikakauskirja* 1988/1, ss. 69 - 93.
- Ylä-Liedenpohja, J. (1991); *Channelling of household savings: evidence from the Finnish flow of funds data*. Tampere economic working papers 4/1991.
- Wahlberg, H. (1987); *Korkojen verotuksen vaikutus kotitalouksien hyvinvointiin*. Helsingin kauppakorkeakoulun julkaisuja D - 87.
- Varian, H.R. (1984); *Microeconomic analysis*. New York 1984.

TILASTOAINEISTO

KOP, Taloudellinen tutkimus	<i>Pörssiyritykset sekä erikseen lähetetyt tilastot.</i>
Suomen Pankki	<i>Monthly Bulletin (1/1987 - 6/1992).</i>
- " -	<i>Rahoitusmarkkinat (1987 - 1991).</i>
- " -	BOF4:n laskentaa varten ylläpidettävät tietokannat.
Tilastokeskus	<i>Kansantalouden tilinpito (1987 - 1991).</i>
- " -	<i>Kuluttajahintaindeksi (1 - 6 /1992).</i>
Tilastokeskus	<i>Pankit kuukausittain (1987 - 6/1992).</i>
- " -	<i>Rahoitusmarkkinoiden kuukausisarjoja (1/1987 - 5/1992).</i>

MUUT LÄHTEET

Suomen säädöskokoelma 1988, s. 1641 - 1642 ja 1990, s. 2860 - 2864

Valtiovarainministeriö	<i>Pääomatulojen verotuksen ja yritysverotuksen kehittämissuunnitelmat, asiantuntijaryhmän muistio. Valtiovarainministeriön työryhmämuistioita 1991/28, Helsinki 1991.</i>
- " -	31.7.1992 tarkistettu tiedote edellisestä työryhmämuistiosta

On siis löydettävä maksimiarvo lausekkeelle

$$W^* = r'x - (b/2) x'Vx \quad \text{ehdolla} \quad i'x = 1.$$

Lagrangen yhtälöksi saadaan nyt

$$L = r'x - \frac{b}{2} x'Vx + \lambda(i'x - 1).$$

Maksimin 1. asteen ehdoiksi saadaan

$$\frac{\partial W^*}{\partial x} = r - bVx + \lambda i = 0 \quad (1)$$

$$\frac{\partial W^*}{\partial \lambda} = i'x - 1 = 0. \quad (2)$$

Kerrotaan nyt (1) vasemmalta $i'V^{-1}$:llä

$$\Rightarrow i'V^{-1}r - i'V^{-1}bVx + i'V^{-1}\lambda i = 0$$

$$\Leftrightarrow i'V^{-1}r - i'V^{-1}Vxb + i'V^{-1}\lambda i = 0$$

$$\Leftrightarrow i'V^{-1}r - i'xb + i'V^{-1}\lambda i = 0$$

$$\Leftrightarrow i'V^{-1}r - b + i'V^{-1}\lambda i = 0$$

$$\Leftrightarrow \lambda = \frac{b - i'V^{-1}r}{i'V^{-1}i} \quad (\in \mathbb{R}).$$

Sijoitetaan tämä (1):een, jolloin saadaan

$$r - bVx + \frac{b - i'V^{-1}r}{i'V^{-1}i} i = 0. \quad (3)$$

Kerrotaan nyt (3) vasemmalta V^{-1} :llä

$$\Rightarrow V^{-1}r - bV^{-1}Vx + V^{-1}\left(\frac{b - i'V^{-1}r}{i'V^{-1}i}\right) i = 0$$

$$\Leftrightarrow bx = V^{-1}r + V^{-1}\left(\frac{b - i'V^{-1}r}{i'V^{-1}i}\right) i$$

$$\Leftrightarrow x = \frac{1}{b} V^{-1}r + \frac{1}{b} V^{-1} \left(\frac{b}{i'V^{-1}i} - \frac{i'V^{-1}r}{i'V^{-1}i} \right) i,$$

jossa sulkujen sisällä oleva tekijä on reaaliluku, joka voidaan ottaa matriisiin V^{-1} eteen

$$\Leftrightarrow x = \frac{1}{b} V^{-1}r + \frac{1}{b} \left(\frac{b}{i'V^{-1}i} - \frac{i'V^{-1}r}{i'V^{-1}i} \right) V^{-1}i$$

$$\Leftrightarrow x = \frac{1}{b} V^{-1}r + \frac{b}{b} \frac{V^{-1}i}{i'V^{-1}i} - \frac{1}{b} \frac{i'V^{-1}r}{i'V^{-1}i} V^{-1}i$$

$$\Leftrightarrow \frac{V^{-1}i}{i'V^{-1}i} + \frac{1}{b} V^{-1}r - \frac{1}{b} \left(\frac{i'V^{-1}r}{i'V^{-1}i} \right) V^{-1}i,$$

jossa suluissa oleva tekijä on jälleen reaaliluku, joka voidaan siirtää lausekkeen loppuun, jolloin x :lle saadaan

$$x = \frac{V^{-1}i}{i'V^{-1}i} + \frac{1}{b} V^{-1}r - \frac{1}{b} V^{-1}i \left(\frac{i'V^{-1}r}{i'V^{-1}i} \right).$$

Otetaan luku $1/b$ yhteiseksi tekijäksi

$$\Rightarrow x = \frac{V^{-1}i}{i'V^{-1}i} + \frac{1}{b} \left(V^{-1}r - \frac{V^{-1}i i'V^{-1}r}{i'V^{-1}i} \right).$$

Otetaan nyt vektori r yhteiseksi tekijäksi

$$\Rightarrow x = \frac{V^{-1}i}{i'V^{-1}i} + \frac{1}{b} \left(V^{-1} - \frac{V^{-1}i i'V^{-1}}{i'V^{-1}i} \right) r, \quad (4)$$

jossa voidaan merkitä

$$A = \frac{V^{-1}i}{i'V^{-1}i} \quad \text{ja} \quad B = \left[V^{-1} - \left(\frac{V^{-1}i i'V^{-1}}{i'V^{-1}i} \right) \right]$$

joten (4) tulee muotoon

$$x = A + \frac{1}{b} Br.$$

missä A ja B ovat nyt ainoastaan portfolioon liittyvästä tuottojen epävarmuudesta riippuvia matriiseja ja $i'A = 1$, $i'B = 0$.

Varantomuuttujat

Kaikki varantomuuttujat kuvaavat siis laskettuja kotitalouksien osuuksia.

BO = valtion verollisten obligaatioiden kk:n lopun nimellisvaranto

CA = käteistalletusten (käyttö-, säästö-, ja karttavat tilit) kk:n lopun nimellisvaranto

DT = 24 kk:n määräaikaistalletusten kk:n lopun nimellisvaranto

DM = markkinakorkoisten pankkitalletusten kk:n lopun nimellisvaranto

ST = Hgin Arvopaperipörssissä noteerattujen osakkeiden kk:n lopun nimellinen markkina-arvo

STC = $1000ST/HEX$ = osakkeiden kurssikorjattu sijoitusvaranto

B1 = valtion verollisten obligaatioiden kk:n alun reaalin varanto

C1 = käteistalletusten kk:n alun reaalin varanto

D1 = 24 kk:n määräaikaistalletusten kk:n alun reaalin varanto

M1 = markkinakorkoisten talletusten - " -

S1 = pörssiosakkeiden kk:n alun kurssikorjattu reaalin varanto

W = deflaoitu kokonaisportfolio = $B1+C1+D1+M1+S1$

Sijoituskohteiden suhteelliset osuudet

BOPW = BO/W = $B1/W$

CAPW = CA/W = $C1/W$

DTPW = DT/W = $D1/W$

MAPW = MA/W = $M1/W$

STPW = ST/W = $S1/W$

Tuottomuuttujat

Nimelliset tuotot

RBO = valtion verollisten obligaatioiden korko

RCA = käteistalletusten hyvityskorko

RDT = 24 kk:n määräaikaistalletusten korko

RDM = markkinakorkoisten pankkitalletusten korko (proxyna 3 kk:n Helibor)

RST = pörssiosakkeiden efektiivinen osinkotuotto

RCAPST = $(\text{HEX} - \text{HEX}_{12})/\text{HEX}_{12}$

Nimellistuotot verojen jälkeen

RBOT = valtion verollisten obligaatioiden korko

RMAT = markkinakorkoisten pankkitalletusten korko

RSTT = pörssiosakkeiden kokonaisnimellistuotto

$$= (1-T_D)RST + (1-T_S)RCAPST$$

HEX = HEX-indeksin kk:n lopun arvo

HEX12 = - " - edellisen vuoden vastaavan kk:n lopun arvo

Muut muuttujat

CONSI = kuluttajahintaindeksin kk:n lopun pisteluku
(1985=100)

$\pi = \text{PI}$ = inflaatiovauhti = kuluttajahintaindeksin vuosimuutos
= $(\text{CONSI} - \text{CONSI}_{12})/\text{CONSI}_{12}$

D1 = DUMMY1 = lähdeverodummy (=0 ennen 1/91 ja =1 1/91 lähtien)

D2 = DUMMY2 = 24 kk:n määräaikaistalletusten impulssidummy (=1 ajalla 10/88 - 12/88 ja =0 muulloin)

DISPREA = kotitalouksien käytettävissä olevat tulot reaalisena (virtamuuuttuja, joka on disaggregoitu neljännesvuosidatasta, kuukausiarvot kumuloituvat aina neljännesvuosiarvoksi)

DISPREA1 = DISPREA:n edellisen kk:n vastaava arvo

DY = käytettävissä olevien tulojen suhteellinen muutos
= $(\text{DISPREA} - \text{DISPREA1})/\text{DISPREA1}$

Varantomuuttujat (reaaliset)

obs	B1	C1	D1	M1	S1
1987.01	3092.308	68345.19	48294.23	3291.350	14301.00
1987.02	3157.331	69571.70	48753.09	3450.142	14264.23
1987.03	3248.193	70028.38	49334.91	3571.429	14371.46
1987.04	3332.079	68428.97	49934.15	3655.691	14564.53
1987.05	3509.363	68523.41	50300.56	3740.637	14548.68
1987.06	3698.784	69346.12	50811.04	3855.005	14746.68
1987.07	3876.980	69772.60	51019.57	3997.204	15101.04
1987.08	4130.289	70038.25	51493.47	4148.321	15445.77
1987.09	4367.758	70266.05	51794.42	4254.884	15394.77
1987.10	4591.120	69246.99	51839.04	4419.057	15154.65
1987.11	4848.874	69228.07	52004.62	4616.805	15078.10
1987.12	5124.570	69391.31	52202.59	4804.811	15427.47
1988.01	5376.384	70247.23	52022.14	4836.716	15133.54
1988.02	5489.517	70198.73	51897.91	4939.836	13945.69
1988.03	5650.909	70556.37	52348.18	5028.182	13952.85
1988.04	5795.660	69983.73	52758.59	5216.094	13504.06
1988.05	5819.273	69746.86	52848.29	5251.346	13415.82
1988.06	5837.346	69248.44	53576.13	5195.904	13463.90
1988.07	5870.682	70341.90	54501.33	5225.864	14206.46
1988.08	5845.881	70769.70	55577.50	5234.721	14051.18
1988.09	5810.787	70617.16	56984.97	5220.159	13866.04
1988.10	5730.298	68916.81	58063.93	5438.704	13831.75
1988.11	5662.581	67958.88	60285.21	5713.036	14939.31
1988.12	5590.096	67419.21	63403.49	5765.939	15130.21
1989.01	5484.402	66688.04	83733.10	4409.878	15289.78
1989.02	5416.664	67000.00	82937.07	5036.207	13967.56
1989.03	5349.623	67919.38	82391.94	5517.153	14385.46
1989.04	5251.908	66852.41	81249.36	5879.559	14348.00
1989.05	5235.659	67465.99	80072.21	6219.983	14236.59
1989.06	5254.678	67491.21	79379.91	6420.084	15053.67
1989.07	5242.952	69604.48	78242.13	6699.835	15307.87
1989.08	5390.922	68965.95	78027.41	6952.658	15010.51
1989.09	5521.012	69620.23	77476.78	7140.962	15201.48
1989.10	5599.672	69319.11	76342.91	7562.756	15250.21
1989.11	5828.701	68368.46	75889.70	7897.876	15293.14
1989.12	6085.577	68143.09	76336.06	8105.478	15346.10
1990.01	6301.626	69427.64	78842.27	8273.171	15543.21
1990.02	6559.832	65970.35	77654.65	8567.308	15544.41
1990.03	6881.356	66448.52	77433.36	8495.610	15510.95
1990.04	7206.046	68836.91	77140.81	8501.989	15907.50
1990.05	7580.166	68061.71	76812.50	8706.487	15627.47
1990.06	7956.425	67406.30	76725.98	8892.126	15482.41
1990.07	8348.782	69754.91	76395.91	8809.112	15609.75
1990.08	8800.000	68925.49	75933.34	8972.549	15573.33
1990.09	9220.921	68674.47	75215.45	9156.128	15436.90
1990.10	9630.435	68531.06	74369.56	9409.161	15095.75
1990.11	10082.56	67410.22	73078.95	9853.716	15210.06
1990.12	10572.69	67558.48	71788.53	10470.95	15380.84
1991.01	11063.57	74555.04	66688.38	10932.56	15487.22
1991.02	11356.76	62828.12	53343.78	23507.26	13233.11

obs	B1	C1	D1	M1	S1
1991.03	11747.72	62356.38	52924.01	24135.26	13265.84
1991.04	12189.83	60953.68	52374.34	37313.59	13259.61
1991.05	12517.40	58949.32	51861.57	34088.50	12744.64
1991.06	12832.83	59445.78	51363.70	34073.79	12695.18
1991.07	13214.77	60617.94	51270.54	33450.64	12514.22
1991.08	13479.78	60090.43	51122.08	33361.72	12608.16
1991.09	13734.44	60150.60	50951.06	33484.94	12622.86
1991.10	13978.20	58847.37	50651.88	34563.16	12591.06
1991.11	14070.27	57970.74	49928.73	35348.09	12575.21
1991.12	14183.16	57804.35	49345.58	36556.97	12581.25
1992.01	14242.54	59119.40	48393.29	36567.16	12648.39
1992.02	14449.94	57968.08	46364.74	39980.85	12056.00
1992.03	14698.62	58663.70	45740.22	40582.52	11543.17
1992.04	14935.16	59501.48	44562.19	41245.79	11014.52
1992.05	15035.66	58326.72	43529.58	42352.54	11478.01

Tuottomuuttujat (nimelliset ja verollisilla kohteilla veronjälkeiset)

obs	RBOT	RCA	RDT	RMAT	RSTT
1987.01	10.18436	2.750000	7.000000	10.79225	47.57729
1987.02	9.876010	2.750000	7.000000	9.814342	54.32596
1987.03	9.550040	2.750000	7.000000	9.285740	55.69770
1987.04	9.691000	2.750000	7.000000	8.845240	40.18067
1987.05	9.453130	2.750000	7.000000	8.713090	38.36484
1987.06	9.523610	2.750000	7.000000	8.536890	45.51269
1987.07	9.532420	2.750000	7.000000	8.484030	46.97405
1987.08	9.409082	2.750000	7.000000	8.413550	46.26060
1987.09	9.188830	2.750000	7.000000	8.351879	48.64221
1987.10	9.180021	2.750000	7.000000	8.325450	36.75197
1987.11	8.880480	2.750000	7.000000	8.351879	30.73537
1987.12	8.968581	2.750000	7.000000	8.149250	24.64826
1988.01	8.893500	2.750000	7.000000	7.800870	23.41361
1988.02	8.444591	2.750000	7.000000	7.809340	24.80699
1988.03	8.664809	2.750000	7.000000	8.232841	26.60297
1988.04	8.571640	2.750000	7.000000	8.021092	32.19487
1988.05	8.588580	3.750000	8.000000	8.021092	42.00940
1988.06	8.783390	3.750000	8.000000	7.673821	35.42265
1988.07	8.334480	3.750000	8.000000	8.021092	34.53981
1988.08	8.868091	3.750000	8.000000	8.470000	26.24050
1988.09	9.062900	3.750000	8.000000	8.876559	12.27286
1988.10	8.681750	3.750000	8.000000	9.045960	26.24781
1988.11	9.054430	3.750000	8.000000	9.537220	32.98912
1988.12	9.537220	3.750000	8.000000	9.782850	33.81371
1989.01	9.354151	3.500000	5.500000	9.455549	37.00824
1989.02	9.717501	3.500000	5.500000	9.109099	34.16240
1989.03	9.709051	3.500000	5.500000	9.371050	25.42562
1989.04	9.759750	3.500000	5.500000	10.23295	20.63202
1989.05	9.835801	3.500000	5.500000	9.928750	11.72664
1989.06	9.725950	3.500000	5.500000	9.954100	6.803914
1989.07	9.827350	3.500000	5.500000	9.962550	0.684265
1989.08	9.751300	3.500000	5.500000	10.19070	3.284551
1989.09	10.03860	3.500000	5.500000	11.06105	2.291385
1989.10	10.05550	3.500000	5.500000	11.99055	-6.372494
1989.11	10.28365	4.500000	6.500000	12.48065	-15.20308

obs	RBOT	RCA	RDT	RMAT	RSTT
1989.12	10.52870	4.500000	7.500000	13.58760	-12.43281
1990.01	9.348750	4.500000	7.500000	13.33755	-8.518416
1990.02	10.74483	4.500000	7.500000	13.30431	-11.53847
1990.03	10.77807	4.500000	7.500000	12.78078	-18.08579
1990.04	10.58694	4.500000	7.500000	11.58414	-22.92977
1990.05	11.02737	4.500000	7.500000	10.61187	-22.70634
1990.06	10.87779	4.500000	7.500000	10.40412	-23.93713
1990.07	10.92765	4.500000	7.500000	10.34595	-23.41534
1990.08	10.90272	4.500000	7.500000	10.39581	-26.41591
1990.09	10.76976	4.500000	7.500000	10.87779	-31.72859
1990.10	11.21019	4.500000	7.500000	11.97471	-30.67806
1990.11	11.30991	4.500000	7.500000	12.07443	-25.28920
1990.12	11.01906	4.500000	7.500000	11.88330	-28.40121
1991.01	11.76300	4.500000	7.500000	12.78900	-36.34740
1991.02	11.44800	4.500000	7.500000	12.61800	-31.42920
1991.03	11.13300	4.500000	7.500000	13.24800	-18.78974
1991.04	10.87200	4.500000	7.500000	12.57300	-18.63415
1991.05	10.06200	4.500000	7.500000	10.78200	-20.04086
1991.06	9.962999	4.500000	7.500000	10.12500	-23.02100
1991.07	9.684000	4.500000	7.500000	9.621000	-19.32789
1991.08	10.10700	4.500000	7.500000	9.981000	-18.91645
1991.09	10.12500	4.500000	7.500000	11.88000	-15.27870
1991.10	10.02600	4.500000	7.500000	12.94200	-13.72114
1991.11	10.08900	4.500000	7.500000	13.19400	-13.19456
1991.12	10.99800	4.500000	7.500000	11.50200	-16.40574
1992.01	10.08950	4.500000	7.500000	10.42100	-3.495153
1992.02	9.639000	4.500000	7.500000	9.979000	-7.647255
1992.03	9.698500	4.500000	7.500000	10.52300	-21.42712
1992.04	10.19150	4.500000	7.500000	12.07850	-22.49137
1992.05	10.08100	4.500000	7.500000	11.67050	-17.61241

Muita muuttujia

obs	HEX	PI	DY
1987.01	1061.590	3.539829	-0.004800
1987.02	1102.550	3.525954	-0.003784
1987.03	1189.670	4.113619	-0.005644
1987.04	1197.870	4.195125	-0.004682
1987.05	1201.100	4.496577	-0.000935
1987.06	1285.240	4.275998	-0.003728
1987.07	1379.080	4.178810	0.000933
1987.08	1427.220	4.166670	-0.002791
1987.09	1522.460	4.243010	-0.005551
1987.10	1397.130	4.234843	-0.001847
1987.11	1355.350	4.142577	0.001850
1987.12	1318.390	4.230771	-0.002768
1988.01	1338.160	4.178532	-0.011851
1988.02	1409.230	4.068121	-0.002727
1988.03	1546.450	4.045151	-0.005425
1988.04	1638.710	4.307115	-0.007181
1988.05	1785.030	5.051451	-0.008014
1988.06	1809.110	5.219010	-0.005315
1988.07	1927.160	5.317169	0.000000
1988.08	1850.910	5.209301	-0.001768
1988.09	1717.620	5.642922	-0.009632
1988.10	1811.420	5.540166	-0.000876
1988.11	1868.440	5.920445	-0.001746
1988.12	1829.980	6.457564	-0.007799
1989.01	1854.430	5.742938	-0.005172
1989.02	1909.810	5.999999	-0.005146
1989.03	1947.660	6.600365	-0.011027
1989.04	1970.490	6.912026	-0.010075
1989.05	1977.940	6.411395	-0.003347
1989.06	1905.880	6.820192	-0.009121
1989.07	1897.720	6.643047	0.001662
1989.08	1875.350	6.631300	-0.001659
1989.09	1719.340	6.742561	-0.010664
1989.10	1640.590	7.086613	-0.004085
1989.11	1509.350	6.812230	0.000818
1989.12	1533.050	6.585787	-0.005691
1990.01	1639.780	7.586209	-0.014423
1990.02	1627.020	7.461411	-0.003991
1990.03	1518.320	6.615772	-0.003183
1990.04	1428.160	6.129306	-0.005538
1990.05	1434.730	6.276152	-0.004724
1990.06	1353.560	5.555560	-0.002357
1990.07	1354.720	5.897008	-0.001568
1990.08	1278.680	6.218912	-0.004684
1990.09	1065.140	5.660379	-0.005435
1990.10	1030.330	5.555552	-0.003096
1990.11	1034.830	5.560101	0.000774
1990.12	1000.000	4.878049	0.000776
1991.01	919.5300	4.887813	-0.014515
1991.02	1016.730	5.027936	-0.005319

obs	HEX	PI	DY
1991.03	1156.720	4.773270	-0.000759
1991.04	1099.110	4.588604	-0.003782
1991.05	1082.300	4.566932	-0.004518
1991.06	975.0000	4.241943	0.000753
1991.07	1027.050	4.078429	0.000000
1991.08	975.6900	3.669006	-0.000752
1991.09	851.3000	3.260867	-0.001504
1991.10	836.7900	3.173379	-0.002251
1991.11	847.1100	3.330742	-0.000750
1991.12	781.6000	3.875969	-0.004478
1992.01	852.4000	2.902982	-0.005197
1992.02	903.5000	2.583582	-0.002222
1992.03	858.4000	2.809413	-0.002955
1992.04	805.3000	2.798787	-0.003679
1992.05	848.8000	2.409636	-0.000736

LS // Dependent Variable is BOPW

Date: 9-13-1992 / Time: 11:14

SMPL range: 1987.02 - 1992.05

Number of observations: 64

Convergence achieved after 12 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.0266985	0.0495288	-0.5390506	0.592
RBOT	-0.0262297	0.0502182	-0.5223145	0.604
RCA	-0.2187788	0.1354736	-1.6149186	0.112
RDT	0.2391926	0.0786944	3.0395105	0.004
RMAT	-0.0184750	0.0278588	-0.6631658	0.510
RSTT	0.0004321	0.0031260	0.1382199	0.891
PI	-0.0516492	0.0496608	-1.0400397	0.303
DUMMY1	0.0008807	0.0014870	0.5922759	0.556
DUMMY2	-0.0005908	0.0013555	-0.4358203	0.665
AR(1)	1.0147126	0.0094847	106.98368	0.000
R-squared	0.995898	Mean of dependent var	0.047400	
Adjusted R-squared	0.995214	S.D. of dependent var	0.020543	
S.E. of regression	0.001421	Sum of squared resid	0.000109	
Durbin-Watson stat	1.508418	F-statistic	1456.711	
Log likelihood	334.2275			

LS // Dependent Variable is CAPW

Date: 9-13-1992 / Time: 11:16

SMPL range: 1987.02 - 1992.05

Number of observations: 64

Convergence achieved after 11 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0109850	0.5158927	0.0212932	0.983
RBOT	-0.1994597	0.2886839	-0.6909277	0.493
RCA	-1.3874491	0.7789201	-1.7812469	0.080
RDT	1.6066308	0.4525145	3.5504511	0.001
RMAT	-0.0347766	0.1598036	-0.2176209	0.829
RSTT	-0.0257938	0.0177741	-1.4512017	0.153
PI	-0.1291211	0.2871025	-0.4497387	0.655
DUMMY1	0.0349594	0.0084943	4.1156289	0.000
DUMMY2	0.0029466	0.0077995	0.3777994	0.707
AR(1)	0.9922170	0.0176184	56.317178	0.000
R-squared	0.979733	Mean of dependent var	0.409968	
Adjusted R-squared	0.976355	S.D. of dependent var	0.052393	
S.E. of regression	0.008056	Sum of squared resid	0.003505	
Durbin-Watson stat	1.913322	F-statistic	290.0501	
Log likelihood	223.1870			

LS // Dependent Variable is DTPW

Date: 9-13-1992 / Time: 11:12

SMPL range: 1987.02 - 1992.05

Number of observations: 64

Convergence achieved after 14 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.2395355	0.8008528	0.2991006	0.766
RBOT	0.3393713	0.3422344	0.9916340	0.326
RCA	2.5350410	0.9164554	2.7661369	0.008
RDT	-2.7303139	0.5371747	-5.0827299	0.000
RMAT	0.1328401	0.1883221	0.7053878	0.484
RSTT	0.0111173	0.0209884	0.5296853	0.599
PI	0.1951369	0.3278112	0.5952722	0.554
DUMMY1	-0.0378413	0.0099869	-3.7891150	0.000
DUMMY2	-0.0029213	0.0091741	-0.3184328	0.751
AR(1)	0.9950714	0.0336799	29.545003	0.000
R-squared	0.979814	Mean of dependent var	0.374710	
Adjusted R-squared	0.976450	S.D. of dependent var	0.061959	
S.E. of regression	0.009508	Sum of squared resid	0.004882	
Durbin-Watson stat	1.692891	F-statistic	291.2405	
Log likelihood	212.5831			

LS // Dependent Variable is MAPW

Date: 9-13-1992 / Time: 11:13

SMPL range: 1987.02 - 1992.05

Number of observations: 64

Convergence achieved after 3 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.2416326	0.0742803	3.2529821	0.002
RBOT	-1.6238591	0.6035101	-2.6906908	0.009
RCA	4.1486526	1.1204023	3.7028239	0.001
RDT	-1.4850214	0.5697449	-2.6064675	0.012
RMAT	0.2457230	0.3076516	0.7987053	0.428
RSTT	-0.0229128	0.0264045	-0.8677608	0.389
PI	-2.0427774	0.4547019	-4.4925638	0.000
DUMMY1	0.0894065	0.0139768	6.3967954	0.000
DUMMY2	0.0149522	0.0145655	1.0265500	0.309
AR(1)	0.2680063	0.1492678	1.7954733	0.078
R-squared	0.952069	Mean of dependent var	0.080275	
Adjusted R-squared	0.944081	S.D. of dependent var	0.074715	
S.E. of regression	0.017668	Sum of squared resid	0.016857	
Durbin-Watson stat	1.995570	F-statistic	119.1805	
Log likelihood	172.9283			

LS // Dependent Variable is STPW

Date: 9-13-1992 / Time: 11:11

SMPL range: 1987.02 - 1992.05

Number of observations: 64

Convergence achieved after 12 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0313209	0.0864189	0.3624313	0.718
RBOT	0.0736110	0.0873875	0.8423522	0.403
RCA	-0.1752228	0.2347869	-0.7463058	0.459
RDT	0.2307047	0.1362838	1.6928257	0.096
RMAT	0.0061036	0.0485584	0.1256964	0.900
RSTT	-0.0008227	0.0053733	-0.1531073	0.879
PI	0.0234857	0.0846103	0.2775747	0.782
DUMMY1	-0.0011820	0.0025606	-0.4616219	0.646
DUMMY2	0.0019767	0.0023545	0.8395119	0.405
AR(1)	0.9861377	0.0320791	30.740812	0.000
R-squared	0.956738	Mean of dependent var	0.087647	
Adjusted R-squared	0.949528	S.D. of dependent var	0.010824	
S.E. of regression	0.002432	Sum of squared resid	0.000319	
Durbin-Watson stat	1.978454	F-statistic	132.6900	
Log likelihood	299.8493			

LS // Dependent Variable is BOPW
 Date: 9-13-1992 / Time: 13:28
 SMPL range: 1987.02 - 1992.05
 Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0022292	0.0049623	0.4492181	0.655
RBOT	0.0373589	0.0347412	1.0753505	0.287
RCA	-0.1219535	0.0842943	-1.4467588	0.154
RDT	0.0822524	0.0303310	2.7118266	0.009
RMAT	-0.0133007	0.0161446	-0.8238508	0.414
RSTT	-0.0067980	0.0015086	-4.5063133	0.000
PI	-0.0294799	0.0361788	-0.8148384	0.419
DUMMY1	0.0016084	0.0009406	1.7099670	0.093
DUMMY2	-0.0007326	0.0008261	-0.8868410	0.379
BOPW1	0.9298620	0.0398138	23.355289	0.000
R-squared	0.997513	Mean of dependent var	0.047400	
Adjusted R-squared	0.997099	S.D. of dependent var	0.020543	
S.E. of regression	0.001107	Sum of squared resid	6.61E-05	
Durbin-Watson stat	2.540947	F-statistic	2406.561	
Log likelihood	350.2402			

LS // Dependent Variable is CAPW
 Date: 9-13-1992 / Time: 13:29
 SMPL range: 1987.02 - 1992.05
 Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.1322009	0.0404503	3.2682318	0.002
RBOT	0.1829904	0.2681940	0.6823061	0.498
RCA	-2.8898126	0.7894328	-3.6606189	0.001
RDT	1.4291373	0.4258003	3.3563556	0.001
RMAT	-0.1057958	0.1341676	-0.7885347	0.434
RSTT	-0.0100177	0.0120359	-0.8323200	0.409
PI	0.2911487	0.2149382	1.3545693	0.181
DUMMY1	-0.0063324	0.0061362	-1.0319830	0.307
DUMMY2	-0.0122241	0.0067731	-1.8048139	0.077
CAPW1	0.6497230	0.0918019	7.0774501	0.000
R-squared	0.973166	Mean of dependent var	0.409968	
Adjusted R-squared	0.968694	S.D. of dependent var	0.052393	
S.E. of regression	0.009270	Sum of squared resid	0.004641	
Durbin-Watson stat	2.224146	F-statistic	217.5982	
Log likelihood	214.2053			

LS // Dependent Variable is DTPW
 Date: 9-13-1992 / Time: 13:31
 SMPL range: 1987.02 - 1992.05
 Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.1518205	0.0365977	4.1483590	0.000
RBOT	0.1817952	0.3055665	0.5949447	0.554
RCA	2.4565808	0.4912298	5.0008792	0.000
RDT	-1.5752428	0.2898394	-5.4348822	0.000
RMAT	-0.0632952	0.1348956	-0.4692160	0.641
RSTT	0.0267126	0.0112608	2.3721719	0.021
PI	0.4622017	0.2682055	1.7233121	0.091
DUMMY1	-0.0475484	0.0081978	-5.8001132	0.000
DUMMY2	0.0072230	0.0064768	1.1151986	0.270
DTPW1	0.5763862	0.0850760	6.7749596	0.000
R-squared	0.981235	Mean of dependent var	0.374710	
Adjusted R-squared	0.978108	S.D. of dependent var	0.061959	
S.E. of regression	0.009167	Sum of squared resid	0.004538	
Durbin-Watson stat	1.751717	F-statistic	313.7496	
Log likelihood	214.9190			

LS // Dependent Variable is MAPW
 Date: 9-13-1992 / Time: 13:32
 SMPL range: 1987.02 - 1992.05
 Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0236679	0.0455095	0.5200655	0.605
RBOT	-0.1378561	0.3668245	-0.3758095	0.709
RCA	0.4096062	0.7277637	0.5628285	0.576
RDT	-0.1515636	0.3269589	-0.4635555	0.645
RMAT	0.1324010	0.1615418	0.8196084	0.416
RSTT	-0.0051258	0.0136731	-0.3748834	0.709
PI	-0.2821506	0.3065098	-0.9205271	0.361
DUMMY1	0.0418591	0.0088342	4.7383073	0.000
DUMMY2	0.0025257	0.0079080	0.3193874	0.751
MAPW1	0.7149317	0.0750169	9.5302736	0.000
R-squared	0.981098	Mean of dependent var	0.080275	
Adjusted R-squared	0.977948	S.D. of dependent var	0.074715	
S.E. of regression	0.011095	Sum of squared resid	0.006647	
Durbin-Watson stat	3.011992	F-statistic	311.4339	
Log likelihood	202.7047			

LS // Dependent Variable is STPW

Date: 9-13-1992 / Time: 13:27

SMPL range: 1987.02 - 1992.05

Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0133212	0.0082979	1.6053741	0.114
RBOT	0.1608319	0.0705930	2.2782973	0.027
RCA	-0.6463323	0.1743422	-3.7072616	0.000
RDT	0.3232037	0.0812330	3.9787232	0.000
RMAT	0.0270220	0.0315130	0.8574885	0.395
RSTT	0.0005580	0.0026773	0.2084060	0.836
PI	0.0890707	0.0490961	1.8142106	0.075
DUMMY1	-0.0032678	0.0015106	-2.1633037	0.035
DUMMY2	0.0003848	0.0015743	0.2444014	0.808
STPW1	0.6097285	0.0832776	7.3216426	0.000
R-squared	0.965241	Mean of dependent var	0.087647	
Adjusted R-squared	0.959448	S.D. of dependent var	0.010824	
S.E. of regression	0.002180	Sum of squared resid	0.000257	
Durbin-Watson stat	1.688433	F-statistic	166.6169	
Log likelihood	306.8520			

LS // Dependent Variable is BOPW
 Date: 9-13-1992 / Time: 14:35
 SMPL range: 1987.02 - 1992.05
 Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0014996	0.0050097	0.2993316	0.766
RBOT	0.0386986	0.0347454	1.1137772	0.270
RCA	-0.1390895	0.0858698	-1.6197722	0.111
RDT	0.0883189	0.0308794	2.8601256	0.006
RMAT	-0.0124545	0.0161561	-0.7708877	0.444
RSTT	-0.0066213	0.0015174	-4.3635498	0.000
PI	-0.0163647	0.0383309	-0.4269313	0.671
DUMMY1	0.0017517	0.0009503	1.8432941	0.071
DUMMY2	-0.0009044	0.0008423	-1.0737306	0.288
BOPW1	0.9343963	0.0400331	23.340606	0.000
DY	0.0435490	0.0422460	1.0308435	0.307
R-squared	0.997562	Mean of dependent var	0.047400	
Adjusted R-squared	0.997102	S.D. of dependent var	0.020543	
S.E. of regression	0.001106	Sum of squared resid	6.48E-05	
Durbin-Watson stat	2.505005	F-statistic	2168.523	
Log likelihood	350.8754			

LS // Dependent Variable is CAPW
 Date: 9-13-1992 / Time: 14:36
 SMPL range: 1987.02 - 1992.05
 Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.1320084	0.0403683	3.2701006	0.002
RBOT	0.1792276	0.2676697	0.6695849	0.506
RCA	-2.7180757	0.8030158	-3.3848348	0.001
RDT	1.3407656	0.4323969	3.1007752	0.003
RMAT	-0.1120744	0.1340150	-0.8362824	0.407
RSTT	-0.0114426	0.0120804	-0.9472031	0.348
PI	0.1904354	0.2330688	0.8170780	0.418
DUMMY1	-0.0081066	0.0063308	-1.2805043	0.206
DUMMY2	-0.0107325	0.0068928	-1.5570664	0.125
CAPW1	0.6615934	0.0922429	7.1722963	0.000
DY	-0.3907202	0.3536664	-1.1047706	0.274
R-squared	0.973770	Mean of dependent var	0.409968	
Adjusted R-squared	0.968821	S.D. of dependent var	0.052393	
S.E. of regression	0.009251	Sum of squared resid	0.004536	
Durbin-Watson stat	2.229673	F-statistic	196.7602	
Log likelihood	214.9338			

LS // Dependent Variable is DTPW
 Date: 9-13-1992 / Time: 14:37
 SMPL range: 1987.02 - 1992.05
 Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.1607081	0.0377926	4.2523634	0.000
RBOT	0.2335494	0.3105868	0.7519617	0.455
RCA	2.5648690	0.5045522	5.0834559	0.000
RDT	-1.6659394	0.3052418	-5.4577700	0.000
RMAT	-0.0757540	0.1356360	-0.5585093	0.579
RSTT	0.0256564	0.0113243	2.2656039	0.028
PI	0.4381439	0.2696068	1.6251219	0.110
DUMMY1	-0.0509404	0.0089410	-5.6973781	0.000
DUMMY2	0.0084048	0.0065994	1.2735849	0.208
DTPW1	0.5505985	0.0893288	6.1637278	0.000
DY	-0.3488707	0.3654714	-0.9545774	0.344
R-squared	0.981552	Mean of dependent var	0.374710	
Adjusted R-squared	0.978072	S.D. of dependent var	0.061959	
S.E. of regression	0.009175	Sum of squared resid	0.004462	
Durbin-Watson stat	1.721658	F-statistic	282.0015	
Log likelihood	215.4645			

LS // Dependent Variable is MAPW
 Date: 9-13-1992 / Time: 14:38
 SMPL range: 1987.02 - 1992.05
 Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0240882	0.0455368	0.5289828	0.599
RBOT	-0.1683892	0.3683768	-0.4571112	0.649
RCA	0.3746942	0.7290577	0.5139431	0.609
RDT	-0.1308499	0.3278374	-0.3991306	0.691
RMAT	0.1408465	0.1618661	0.8701425	0.388
RSTT	-0.0043738	0.0137026	-0.3191917	0.751
PI	-0.2154937	0.3142914	-0.6856496	0.496
DUMMY1	0.0445890	0.0092767	4.8065600	0.000
DUMMY2	0.0013378	0.0080067	0.1670881	0.868
MAPW1	0.7042028	0.0758699	9.2817158	0.000
DY	0.4130872	0.4260529	0.9695679	0.337
R-squared	0.981428	Mean of dependent var	0.080275	
Adjusted R-squared	0.977924	S.D. of dependent var	0.074715	
S.E. of regression	0.011101	Sum of squared resid	0.006532	
Durbin-Watson stat	2.968732	F-statistic	280.0734	
Log likelihood	203.2673			

LS // Dependent Variable is STPW

Date: 9-13-1992 / Time: 14:44

SMPL range: 1987.02 - 1992.05

Number of observations: 64

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0127463	0.0081320	1.5674346	0.123
RBOT	0.1649823	0.0691670	2.3852733	0.021
RCA	-0.7017051	0.1734186	-4.0463079	0.000
RDT	0.3486828	0.0807719	4.3168842	0.000
RMAT	0.0291858	0.0308826	0.9450582	0.349
RSTT	0.0009326	0.0026299	0.3546092	0.724
PI	0.1255844	0.0520981	2.4105365	0.019
DUMMY1	-0.0026272	0.0015206	-1.7278147	0.090
DUMMY2	-0.0001474	0.0015692	-0.0939198	0.926
STPW1	0.5965959	0.0818697	7.2871388	0.000
DY	0.1480426	0.0813618	1.8195576	0.074
R-squared	0.967285	Mean of dependent var	0.087647	
Adjusted R-squared	0.961112	S.D. of dependent var	0.010824	
S.E. of regression	0.002135	Sum of squared resid	0.000241	
Durbin-Watson stat	1.932964	F-statistic	156.7033	
Log likelihood	308.7910			

ELINKEINOELÄMÄN TUTKIMUSLAITOS (ETLA)
THE RESEARCH INSTITUTE OF THE FINNISH ECONOMY
LÖNNROTINKATU 4 B, SF-00120 HELSINKI

Puh./Tel. (90) 609 900
Int. 358-0-609 900

Telefax (90) 601 753
Int. 358-0-601 753

KESKUSTELUAIHEITA - DISCUSSION PAPERS ISSN 0781-6847

- No 393 RAIMO LOVIO, The Influence of Foreign Companies on the Birth and Development of the Finnish Electronics Industry. 29.01.1992. 9 p.
- No 394 JUHA KETTUNEN, Time-Dependent in Semi-Parametric Models of Unemployment Duration. 05.02.1992. 27 p.
- No 395 OLAVI LEHTORANTA, Estimating Stocks of Fixed Capital: Methods used in Different Countries. 13.02.1992. 73 p.
- No 396 HANNU JAAKKOLA, The Diffusion of Information Technology in Finnish Industry: State-of-the-art & Analysis. 14.02.1991. 33 p.
- No 397 Elinkeinoelämän Tutkimuslaitoksen toiminta vuonna 1991. 25.02.1992.
- No 398 OLAVI RANTALA, An Econometric Diffusion Model of Exchange Rate Movements within a Band - Implications for Interest Rate Differential and Credibility of Exchange Rate Policy. 06.03.1992. 19 p.
- No 399 MARKKU KOTILAINEN, Exchange Rate Unions: A Comparison to Currency Basket and Floating Rate Regimes - A Three-Country Model. 09.03.1992. 120 p.
- No 400 VEIJO KAITALA - MATTI POHJOLA, Acid Rain and International Environmental Aid: A Case Study of Transboundary Air Pollution Between Finland, Russia and Estonia. 23.03.1992. 15 p.
- No 401 JUHANI TURKKILA, Tuloverotuksen reaalin kiristyminen Suomessa. 22.04.1992. 36 s.
- No 402 OLAVI RANTALA - PAAVO SUNI, The European Economy, Medium Term Perspectives. 24.04.1992. 26 p.
- No 403 RITA ASPLUND, Education, Experience and Earnings in Finland: Empirical Evidence from a Cross Section of Individuals. 05.05.1992. 33 p.
- No 404 RITA ASPLUND, Education, Experience and Earnings in Finland: Data Analysis and Complementary Estimation Results. 05.05.1992. 58 p.
- No 405 RITA ASPLUND, Human Capital Earnings Functions: A Theoretical Introduction. 05.05.1992. 33 p.

- No 406 MIKA WIDGRÉN, A Game Theoretic Analysis of the Nordic Coalition's Role in the Decision Making of the EC Council of Ministers. 07.05.1992. 21 p.
- No 407 OLAVI RANTALA, Luottotappioriskin hinnoittelu. 01.06.1992. 30 s.
- No 408 MARKKU KOTILAINEN, Euroopan raha- ja talousunioni ja Suomi. (The European Economic and Monetary Union and Finland). 25.06.1992. 31 s.
- No 409 RISTO MURTO - TEEMU VÄÄNÄNEN, Linear and Nonlinear Dependence in the Finnish Forward Rate Agreement Markets. 03.08.1992. 29 p.
- No 410 MARKKU LAMMI, An Imperfect Competition Model in an Industry with Differentiated Domestic and Foreign Products. 24.08.1992. 11 p.
- No 411 RISTO MURTO, Korkorakennemallien käyttö korkoriskin arvioinnissa ja hallinnassa. 28.08.1992. 41 s.
- No 412 MIKA MALIRANTA, Paperiteollisuuden palkat ja tehdasteollisuuden palkkarakenne. 28.08.1992. 37 s.
- No 413 SYNNOVE VUORI - PEKKA YLÄ-ANTTILA, Industrial Transformation in Finland - From Factor Driven to Technology-Based Growth. 15.09.1992. 37 p.
- No 414 RITA ASPLUND, Occupational Earnings Differentials in Finland - Empirical Evidence from a Cross Section of Individuals. 16.09.1992. 51 p.
- No 415 JUHA KETTUNEN, Increasing Incentives for Reemployment. 16.09.1992. 30 p.
- No 416 TIMO MYLLYNTAUS, Technology Transfer and the Contextual Filter in the Finnish Setting. Transfer Channels and Mechanisms in an Historical Perspective. 18.09.1992. 52 p.
- No 417 RITA ASPLUND (Ed.), Human Capital Creation in an Economic Perspective. 12.10.1992.
- No 418 V. BUSHENKOV - V. KAITALA - A. LOTOV - M. POHJOLA, Decision and Negotiation Support for Transboundary Air Pollution Control between Finland, Russia and Estonia. 15.10.1992. 25 p.
- No 419 HARRI LUUKKANEN, Helsingin palvelualan yritykset: Suljettu sektori murroksessa; esitutkimus. 07.10.1992. 93 s.
- No 420 JUHA JUNTILA, Kotitalouksien pankkitalletusten kysyntä Suomen vapautuneilla rahoitusmarkkinoilla. 10.11.1992. 93 s.

Elinkeinoelämän Tutkimuslaitoksen julkaisemat "Keskusteluaiheet" ovat raportteja alustavista tutkimustuloksista ja väliraportteja tekeillä olevista tutkimuksista. Tässä sarjassa julkaistuja monisteita on rajoitetusti saatavissa ETLAn kirjastosta tai ao. tutkijalta.

Papers in this series are reports on preliminary research results and on studies in progress; they can be obtained, on request, by the author's permission.