

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO
Kauppakorkeakoulu

**KUINKA VARALLISUUDEN MUUTOKSET NÄKYVÄT
YKSITYISESSÄ KULUTUKSESSA? -
VARALLISUUSVAIKUTUS SUOMESSA 1975-2008**

Kansantaloustiede
Pro gradu -tutkielma
Toukokuu 2012
Ville Halonen
Ohjaajat: Kari Heimonen (JY)
Matti Okko (TK)

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTON KAUPPAKORKEAKOULU

Tekijä Halonen, Ville	
Työn nimi Kuinka varallisuuden muutokset näkyvät yksityisessä kulutuksessa? - Varallisuusvaikutus Suomessa 1975-2008	
Oppiaine Kansantaloustiede	Työn laji Pro gradu -tutkielma
Aika Toukokuu 2012	Sivumäärä 85+27
Tiivistelmä - Abstract	
<p>Tässä tutkimuksessa selvitettiin kotitalouksien varallisuuden kulutusvaikutuksia sekä lyhyellä, että pitkällä aikavälillä. Tutkimuksen teoreettinen viitekehys nojaa Andon ja Modiglianin (1963) elinkaarihypoteesiin, jonka pohjalta kulutuksen muutoksia tarkasteltiin. Kotitalouksien varallisuus jaettiin käteis- ja talletusvarallisuuteen, arvopaperivarallisuuteen ja asuntovarallisuuteen. Tutkimuksessa tarkasteltiin näiden varallisuuserien aggregoitujen määreiden ja aggregoidun yksityisen kulutuksen muutoksia regressioanalyysin keinoin. Pitkän aikavälin estimaatit laskettiin sekä tavallisen-, että dynaamisen pienimmän neliösumman menetelmällä. Lyhyen aikavälin tarkastelussa käytettiin virhekorjausmallia, jonka pohjalta estimaatit laskettiin tavallista pienimmän neliösumman menetelmää käyttäen. Tutkimuksessa käytetyt aineistot ovat pääasiassa Tilastokeskuksen kokoamia ja ne kattavat aikavälin 1975-2008. Rahoitusvarallisuuden osalta tutkimusaineiston kokoamisessa jouduttiin käyttämään useampia lähteitä, joita olivat Tilastokeskuksen lisäksi Suomen Pankki, Svenska Handelshögskolan ja Pörssitieto. Tutkimuksessa myös tarkasteltiin onko varallisuusvaikutuksessa tapahtunut muutoksia eri aikakausien välillä. Tämä laskettiin sekä rolling-estimoinnin, että dummy-muuttujien avulla. Tutkimustuloksista käy ilmi, että kulutusvaikutusta on havaittavissa sekä käteis- ja talletusvarallisuudella, että arvopaperivarallisuudella. Myös lyhyen aikavälin virhekorjausmekanismin toiminta saa varovaista tukea. Asuntovarallisuuden kulutusvaikutukset sen sijaan jäävät tilastollisesti merkitsemättömiksi, mikä luultavasti johtuu etupäässä aineistoteknisistä seikoista. Varallisuusvaikutukset todettiin myös voimakkaasti ajassa vaihteleviksi, mikä varmasti osaltaan kertoo menneinä vuosikymmeninä Suomen rahoitusmarkkinoilla tapahtuneista suurista muutoksista. Tulokset varallisuusvaikutuksen olemassaolosta ja suuruudesta ovat samansuuntaisia muita maita käsittelevien tutkimusten kanssa.</p>	
Asiasanat Varallisuusvaikutus, yksityinen kulutus, kotitalous	
Säilytyspaikka Jyväskylän yliopisto / Kauppakorkeakoulu	

SISÄLLYS

TIIVISTELMÄ SISÄLLYS

1	JOHDANTO.....	7
1.1	Varallisuuslajien erottelu.....	8
1.2	Varallisuusvaikutuksen merkitys.....	10
2	TULOKSIA AIEMMISTA TUTKIMUKSISTA	12
2.1	Paneelitutkimukset.....	12
2.2	Maakohtaiset tutkimukset.....	16
3	RAJAKULUTUSALTTIUS KULUTUSFUNKTIOSSA	19
3.1	Elinkaarihypoteesi	19
3.2	Aggregoitu kulutusfunktio	21
4	AINEISTO	23
4.1	Rahoitusvarallisuus	23
4.1.1	Arvopaperit.....	26
4.1.2	Käteinen ja talletukset.....	28
4.1.3	Rahoitusvarallisuuden kehityksen taustaa	30
4.2	Reaalivarallisuus.....	31
4.3	Kulutukset.....	35
4.4	Tulot.....	36
4.5	Bruttomääräisestä nettomääräiseksi	37
5	VARALLISUUSVAIKUTUKSET SUOMESSA 1975-2008	39
5.1	Pitkän aikavälin perusmalli	39
5.1.1	Yksikköjuuri prosessi.....	40
5.1.2	Yhteisintegroituneisuus.....	44
5.1.3	Dynaamisen pienimmän neliösumman menetelmän estimaatit	45
5.1.4	Tavallisen pienimmän neliösumman menetelmän estimaatit.....	47
5.2	Virheenkorjausmalli ja varallisuusvaikutuksen lyhyen aikavälin dynamiikka.....	48
5.3	Varallisuusvaikutuksen muutokset ajassa	53
5.3.1	Lamaa edeltävät vuodet.....	53
5.3.2	Lamasta IT-kuplaan	58
5.3.3	Nousukausi	62
5.3.4	Eri aikakausien tilastollinen merkitsevyys.....	67
5.3.5	Eri aikakausien vertailu.....	68
5.4	Mallin ennustekyky	72
6	JOHTOPÄÄTÖKSET	77

LÄHTEET81

LIITTEET86

1. JOHDANTO

Yksityinen kulutus on eräs kansantalouden toimintaa kuvaavien mallien keskeisimmistä muuttujista. Se vaikuttaa suorasti kokonaiskysyntään ja sitä kautta on erittäin keskeinen tekijä myös inflaation kehittymisessä. Tämän takia kulutuksen ja siihen vaikuttavien tekijöiden tutkiminen onkin historiallisesti ollut hyvin suosittua taloustieteilijöiden keskuudessa. Matalasuhdanteen tai suoranaisen laman kohdatessa usein nimenomaan yksityistä kulutusta pidetään erityisen tärkeänä tekijänä, joka pitää kansantalouden pyörät pyörimässä. Valtiovalta Suomessa esimerkiksi vuoden 2007 rahoitusmarkkinakriisin jälkimainingeissa alkaneessa matalasuhdanteessa pyrki kannustamaan yksityistä kulutusta mm. veronkevennyksin.

Kotitalouksien varallisuus on kasvanut Suomessa voimakkaasti 90-luvun alun laman jälkeisenä aikana. Tämä taloudellisen kasvun kausi on näkynyt selvästi sekä asunto- että rahoitusvarallisuuden määrässä; vuonna 1995 kotitaloussektorin nettorahoitusvarallisuus oli 19 805 000 000 euroa, kun vuonna 2008 se oli noussut jo 83 317 000 000 euroon¹. Varallisuudella on taloustieteellisten teorioiden mukaan useita kanavia, joiden kautta se vaikuttaa reaalityalouden toimintoihin. Sousa (2009) jaotteli vaikutuksen neljään luokkaan seuraavalla tavalla artikkelissaan.

- 1) Varallisuusvaikutus kulutukseen
- 2) Tobinin Q -vaikutus investointeihin²
- 3) Luottokanavavaikutus³
- 4) Luottamusvaikutus yksityiselle kulutukselle

Vaikka varsinaisesti tulenkin tutkimuksessani keskittymään luokittelun ensimmäisen kohdan tutkimiseen, on sen täydellinen erottaminen muista vaikutuksista mahdotonta. Voisikin sanoa, että varallisuuden arvon vaihteluista

¹ Tilastokeskus 2009

² Muutokset arvopaperien hinnoissa ja pääoman hinnassa johtavat muutoksiin investointikysynnässä

³ Muutokset luottojen vakuuksien arvoissa vaikuttavat luotonsaantiin

kumpuavat, eri kanavia pitkin johtuvat, vaikutukset toimivat rinnakkain, toinen toistaan ruokkien.

Viime aikoina globalisaatio on tuonut eri maiden rahoitusmarkkinoita lähemmäksi toisiaan. Rahoitusmarkkinoiden avautuminen ja nykyisin muodikas arvopaperistaminen ovat myös linkittäneet asuntomarkkinat entistä kiinteämpään yhteyteen kansainvälisten rahoitusmarkkinoiden kanssa. Näin ollen myös arvopaperimarkkinoiden kurssivaihtelut ovat yhä enemmän alkaneet vaikuttaa myös kotitalouksien reaalityouteen. Näiden markkinoiden vuorovaikutus toimii tehokkaasti myös toiseen suuntaan. Hyvänä esimerkkinä tästä on Yhdysvalloissa tapahtunut asuntojen hintakuplan puhkeaminen ja siitä seurannut kotitalouksien varallisuuden arvon nopea heikkeneminen, joka näytteli suurta osaa, NBER:n mukaan, joulukuussa 2007 alkaneessa matalasuhdanteessa ja siitä johtuneissa useiden rahoituslaitosten ahdingoissa (BIS Annual Report 2009).

1.1 Varallisuuslajien erottelu

Tutkimuksessani aion tutkia, kokonaisvarallisuuden kulutusvaikutusten sijaan, reaali- ja rahoitusvarallisuuden kulutusvaikutuksia erikseen. Voidaan löytää useita perusteita, miksi varallisuuden eri lajeista tulevien rajakulutusalttiuksien voidaan olettaa olevan erisuuria. Tremblay ja Pichette (2003) kuvasivat rahoitus- ja reaaliavarallisuuksien rajakulutusalttiuksien erisuuruuksien syitä seuraavasti.

Ensimmäinen heidän esittämänsä perustelu oli varallisuusluokkien toisistaan huomattavasti eroava jakautuminen kotitalouksien välillä. Reaaliavarallisuus on yleensä jakautunut huomattavasti rahoitusvarallisuutta tasaisemmin. Kuitenkin kansainvälistä vertailua tehdessä on hyvä muistaa niissäkin olevan suuria eroja maiden välillä, jotka eivät voi olla vaikuttamatta rajakulutusalttiuksien vertailtavuuteen. Esimerkiksi EU:n sisälläkin asunnon omistamisen yleisyys vaihteli vuoden 2008 tietojen perusteella Liettuan 97 %:sta Saksan 56 %:iin kotitalouksista (Eurostat), mikä ei voi olla vaikuttamatta reaaliavarallisuuden jakautumiseen. Tähän liittyen Carroll ja Kimball (1996) todistivat analyttisesti rajakulutusalttiuden ja varallisuuden määrän käänteisen vuorovaikutussuhteen olemassaolon, mikä juontaa juurensa tulojen epävarmuuden vaikutuksesta johtuvasta kulutusfunktion konkaaviudesta.

Toinen perustelu Tremblaylla ja Pichettellä juonsi juurensa eri varallisuusluokkien erilaisista riskiprofiileista ja niistä johtuvista erilaisista tuotto-odotuksista ja riskipreemioista; esimerkiksi asuntomarkkinoiden hintojen volatiliteetti on yleensä huomattavasti osakemarkkinoiden hintojen volatiliteettia alhaisempi. Tästä seuraa, että kuluttajat ovat taipuvaisempia pitämään muutoksia osakekurseissa suuremmalla todennäköisyydellä väliaikaisempina, kuin muutoksia asuntojen hinnoissa, minkä voidaan intuitiivisesti ajatella myös vaikuttavan alentavasti osakevarallisuuden

rajakulutusalttiuteen. Lettau, Ludvigson ja Barczi (2001) todistivat tämän näyttämällä kuinka suurista ja tilastollisesti merkitsevistä pitkän aikavälin kerroinestimaateista huolimatta arvopaperihintojen muutosten dynaamiset kulutusvaikutukset voivat jäädä alhaisiksi. Tämä antaa viitteitä arvopaperihintojen ja sitä kautta arvopaperivarallisuuden vaihteluiden voimakkaan tilapäisen komponentin olemassaolosta.

Kolmanneksi Tremblay ja Pichette muistuttivat eri varallisuusluokilla olevan erilaiset likvidiysominaisuudet. On huomattavasti vaivalloisempaa irrottaa pääomaa esimerkiksi kiinteistövarallisuudesta, kuin osakevarallisuudesta. On myös muistettava, että eri varallisuusluokkien likvidiysominaisuudet vaihtelevat huomattavasti eri markkinoiden ja eri aikakausien välillä esimerkiksi markkinoiden erilaisen ja ajan kuluessa muuttuvan sääntelyn johdosta. Täten olisikin perusteltua odottaa myös rajakulutusalttiuksissa olevan vaihtelua ko. ulottuvuuksien johdosta. Neljänneksi Tremblay ja Pichette huomauttavat, että myös arvopaperi- ja asunto-omaisuuksista saatujen pääomatuottojen verotuksessa on yleisesti huomattavia eroja maiden sisällä, sekä maiden välillä, jotka myös ovat omiaan lisäämään eroja rajakulutusalttiuksissa.

Ludwig ja Sløkin (2001) mukaan asunto- ja rahoitusvarallisuuden kulutusvaikutusten eroja voidaan myös selittää näiden erilaisilla sijoitushorisonteilla; asuntovarallisuutta pidetään yleensä pidemmän tähtäimen sijoituksena, jolloin myös siitä tulevan rajakulutusalttiuden voitaisiin odottaa muodostuvan rahoitusvarallisuuden rajakulutusalttiutta alhaisemmaksi.

Näiden lisäksi on löydettävissä myös erityisiä psykologisia tekijöitä, joiden on todettu vaikuttavan rajakulutusalttiuksiin. Thaler (1994) lanseerasi termin mental accounting, jolla hän viittaa kuluttajien taipumukseen preferoida jotain varallisuuden lajia säästämiseen ja samalla jotain toista varallisuuden lajia kulutukseen. Esimerkkinä hän mainitsee, että säästäminen on kuluttajien keskuudessa huomattavasti yleisempää varallisuudesta, joka on peräisin satunnaisista kertatuloista, kuin säännöllisestä palkkatulosta. Tästä seuraa, että rajakulutusalttius säännöllisistä, ennalta odotetuista tuloista on huomattavasti suurempi kuin kertaluontoisista, epävarmemmista tuloeristä.

Buiter huomautti 2009 ilmestyneessä artikkelissaan, ettei asuntovarallisuus ole varsinaisesti varallisuutta sanan samassa merkityksessä, kuin rahoitusvarallisuus. Hän tarkasteli asuntovarallisuutta teoreettisessa viitekehyksessä määritellen asunnon arvon agentin tämän ja tulevien hetkien asumisenpalvelujen ostamisen nettonykyarvoksi. Asunto ei siis hänen mukaansa olisi varallisuutta, vaan kestokulutushyödyke. Tällöin aggregaattitasolla tarkasteltuna asuntojen hintojen muutokset eivät vaikuttaisi yksityiseen kulutukseen, sillä sitä mukaa kun kotitalouksien, joilla on pitkä positio⁴ asumiseen, mahdollisuudet kasvattaa kulutustaan lisääntyisivät asuntojen hinnannousun johdosta, laskisi se samalla niiden kotitalouksien, joilla

⁴ Kotitalouksien asunnon arvo ylittää kotitalouden suunniteltujen nykyisten ja tulevien asumismenojen nettonykyarvon

on lyhyt positio⁵ asumiseen, kuluttamisen mahdollisuuksia. Tällöin nämä vaikutukset kumoaisivat toisensa, eikä varsinaista varallisuusvaikutusta asuntojen hintojen muutosten seurauksena pääsisi syntymään.

Buiter kuitenkin mainitsee, että asuntojen hintakuplalla, arvonkehityksellä, joka on erillinen asuntojen fundamenttiarvon kehityksestä, voi olla vaikutuksia kulutukselle, koska tällöin asuntohintojen liikkeillä ei välttämättä ole oleellista vaikutusta tulevien asumismenojen nettonykyarvoon. Muut mahdolliset asuntovarallisuuden kulutusvaikutuskanavat tulevat Buiterin mukaan siitä, kuinka asuntohintojen muutoksen seurauksena voi varallisuuden jakautuminen muuttua sellaisten ryhmien välillä, joilla on tutkimusten mukaan⁶ todettu olevan jo entuudestaan erilaiset rajakulutusalttiudet varallisuudesta⁷. Asuntohintojen nousu myös voi helpottaa joidenkin sellaisten kotitalouksien lainaamista, joiden lainansaannilla olisi muutoin oleellisia rajoituksia. Kuitenkin nämä vaikutukset jäävät Buiterin mukaan niin pieniksi, että hänen mukaansa rahoitusvarallisuudella tulisi olla huomattavasti suurempi kulutusvaikutus kuin asuntovarallisuudella.

1.2 Varallisuusvaikutuksen merkitys

Kotitalouksien velkataakan ja rahoitusvarallisuuden lisääntyessä ja sen koostumuksen muuttuessa olisikin erittäin tärkeää pystyä arvioimaan, millaisia niiden vaikutukset yksityiseen kulutukseen ovat. Tutkimuksessani tarkastelen kokonaisvaltaisesti suomalaisten kotitalouksien rahoitus- ja asuntovarallisuutta ajanjaksolla 1975-2008, peilaten niitä yksityiseen kulutukseen vastaavalla periodilla. Tällä pyrin selvittämään asunto- ja reaalivarallisuuden vaikutukset yksityiseen kulutukseen ja sitä kautta osoittamaan niiden vaihteluiden keskeisen merkityksen koko kansantaloudelle. Tutkimuksen ensimmäinen luku sisältää johdannon aihepiiriin. Toinen luku käsittelee kirjallisuutta varallisuusefektin vaikutuksesta yksityiseen kulutukseen, keskittyen pääasiassa eurooppalaisia aineistoja käyttäneisiin tutkimuksiin. Kolmas luku koostuu aineiston esittelystä ja sen muokkaamiseen käytettyjen menetelmien kuvailusta. Neljäs luku sisältää tutkimuksessa sovellettavan mallin johtamisen ja viides luku empiirisen analyysin, sekä tulokset. Kuudes luku on yhteenveto tutkimuksesta.

Tutkimuksessani käytän Tilastokeskuksen laatimaa rahoitustilinpidon vuosittaista taseaikasarja-aineistoa, jossa vaateet ja sektorit on määritelty ESA95-standardin⁸ mukaisesti. Kulutuksen mittaamisen olen tehnyt

⁵ Kotitalouksien nykyisten ja tulevien asumismenojen nettonykyarvo ylittää heidän asuntonsa arvon

⁶ Useat mikroaineistoihin perustuvat varallisuusvaikutustutkimukset, ks. esimerkiksi Sierminska, Takhtamanova (2007)

⁷ Esimerkiksi vanhat vs. nuoret ikäluokat tai vähävaraiset vs. varakkaat

⁸ ESA95-luokitukset on esitetty liitteessä 1

käyttämällä Tilastokeskuksen kansantalouden tilinpidon laskemaa kotitaloussektorin kulutusmenojen neljännesvuosittaista aikasarjaa. Tilastokeskuksen määritelmän mukaan kotitalouden muodostavat samassa osoitteessa virallisesti asuvat henkilöt. Asuntovarallisuuden määrittämiseen olen käyttänyt Tilastokeskuksen neljännesvuosittaista vanhojen kerrostaloasuntojen reaalihintaindeksiä, sekä kaikkien Suomessa vuosina 1987-2008 tehtyjen asuntokauppojen keskimääräistä neliöhintaa, joiden perusteella olen laskenut suomalaisten kotitalouksien aggregaattiasuntovarallisuuden kokonaisuuden koko tutkimusperiodilleni.

Empiiristä tarkastelua varten olen tehnyt kulutus-, tulo- ja varallisuusaikasarjoista logaritmiset muunnokset, jonka vuoksi analyysin tulokset ovat kulutusjoustojen muodossa. Kuitenkin lopuksi muunnan tulokseni myös rajakulutusalttiuksiksi, koska useat aihetta käsittelevät tutkimukset ilmoittavat tuloksensa ainoastaan sen muodossa ja tällöin tulokseni ovat kätevästi vertailukelpoisia, sekä kulutusjoustoina tuloksensa raportoivien tutkimusten, että rajakulutusalttiuksina tuloksensa ilmoittavien tutkimusten kanssa.

2. TULOKSIA AIEMMISTA TUTKIMUKSISTA

Varallisuusvaikutusta on tutkittu runsaasti entuudestaan, mutta tutkimusaineistot ovat painottuneet maantieteellisesti etupäässä Yhdysvaltoihin ja Iso-Britanniaan. Aivan viime vuosina on julkaistu tutkimuksia myös euroalueen talouksien varallisuusvaikutuksista. Kuitenkin näissä tutkimuksissa aineistojen saatavuus ja laatu on usein rajoittanut tulosten luotettavuutta. Suomi on ollut edustettuna Sierminskan ja Takhtamanovan 2007 julkaistussa tutkimuksessa, jossa analysoitiin mikrodataa, jonka aikaväli oli suppeampi kuin tässä tutkimuksessa. Tämän lisäksi Suomi on ollut mukana myös Casen, Quigleyn ja Shillerin (2006) sekä Skudelnyyn (2009) tutkimuksissa. Kuitenkin kummassakin näistä tutkimuksista Suomi oli mukana vain osana suurempaa paneeliasetelmaa, eikä niissä täten paneuduttu erityisesti muutoksiin sen kotitaloussektorin rahoitusvaateiden koostumuksissa ja niihin vaikuttaneissa erityisissä kansantalouden murroksissa. Myös kummankin tutkimuksen aineistot rahoitustilinpidon taseaikasarjojen osalta olivat suppeampia, kuin Tilastokeskuksen aineisto jota olen käyttänyt tutkimuksessani.

2.1 Paneelitutkimukset

Case, Quigley, Shiller (2006) vertailivat tutkimuksessaan arvopaperi- ja asuntovarallisuuden vaikutusta kulutukseen kahdella paneelianeistolla, joista toinen koostui Yhdysvaltojen osavaltioista ja toinen 14:ta läntisestä teollisuusmaasta. He näyttivät tutkimuksessaan, että asuntovarallisuudella on merkitsevää vaikutusta yksityiseen kulutukseen sekä Yhdysvaltojen osavaltiotason paneelianeiston, että 14 kehittyneen maan paneelin perusteella. Yhdysvalloissa kymmenen prosentin lisäys asuntovarallisuudessa johti 0,3-0,9 prosentin lisäykseen kulutuksessa, kun taas kansainvälisellä paneelianeistolla vaikutus oli jopa 1,7 prosentin kulutuksen kasvu vastaavan varallisuuden

kasvun seurauksena. Arvopaperivarallisuuden osalta heidän havaitsemansa varallisuusvaikutukset jäivät tilastollisesti merkitsemättömiksi kansainvälisen paneeliaineiston tapauksessa. Kuitenkin Yhdysvalloissa myös arvopaperivarallisuuden kulutusvaikutus osoittautui joissain testatuissa mallispesifikaatioissa tilastollisesti merkitseväksi ja suuruusluokaltaan asuntovarallisuuden vaikutusta vastaavaksi.

Skudelny (2009) tutki asunto- ja rahoitusvarallisuuden kulutusvaikutuksia euroalueella kahdella eri makroaineistolla. Hän tarkasteli tutkimuksessaan aikasarja-analyysin keinoin sekä neljännesvuosittaista rahoitustilinpidon aggregaattiaineistoa koko euroalueelta vuosilta 1980-2006, että yksittäisten euroalueen maiden neljännesvuosittaisia aineistoja vuosilta 1995-2006. Hän löysi tilastollisesti merkitseviä kulutusvaikutuksia sekä asunto-, että rahoitusvarallisuudelle kummankin käyttämänsä aineiston perusteella. Suuruudeltaan nämä vaikutukset olivat rajakulutusalttiutena mitattuina aggregaattiaineistossa rahoitusvarallisuudella 2,4 tai 3,6 senttiä per euro, riippuen estimoinnissa käytetyistä parametreista, sekä reaalisesta asuntovarallisuudesta 1,1 senttiä per euro. Yksittäisten euromaiden aikasarjoista koostetun paneeliaineiston perusteella Skudelny sai rajakulutusalttiudeksi rahoitusvarallisuudelle, estimointiparametreista riippuen, 0,6 tai 0,7 senttiä per euro, ja reaaliselle asuntovarallisuudelle 2,5 senttiä per euro. Hän havaitsi myös yksittäisten euromaiden aineistoja tarkastellessaan suuria eroja eri maiden rajakulutusalttiuksissa erityisesti asuntovarallisuuden suhteen; maakohtaiset arvot vaihtelivat yhdestä seitsemään senttiin per euro.

Sousa (2009) käsitteli tutkimuksessaan varallisuusvaikutusta euroalueella kokonaisuudessaan. Hän havaitsi tutkimuksessaan, että rahoitusvarallisuudella on suuret ja merkitsevät varallisuusvaikutukset, kun taas asuntovarallisuuden vaikutukset ovat lähes olemattomia. Hän myös löysi pysyvyyttä kulutuksen kasvussa ja havaitsi sen reagoivan shokkeihin vaimeasti ja viiveellä. Varallisuusvaikutuksen nopeutta tutkiessaan Sousa huomasi vaikutusten olevan erilaisia lyhyellä ja pitkällä aikavälillä. Pitkän aikavälin kulutusvaikutukset olivat hänen tutkimuksessaan pääosin huomattavasti välittömiä vaikutuksia suurempia. Näiden lisäksi Sousa tutki myös varallisuuden kulutusvaikutusta disaggregoimalla rahoitusvarallisuuden vaateittain ESA95 -luokituksen⁹ pääluokkien mukaisesti. Tällöin Sousa havaitsi suuria eroja eri rahoitusvarallisuuden luokkien välillä. Suurimmat varallisuusvaikutukset hän sai käteiselle ja talletuksille; rajakulutusalttius (MPC) oli 5,8 senttiä yhtä euroa kohden, osakkeille ja rahastoille 1,2 senttiä per euro, sekä vastattavien puolelta lainoille, joiden vaikutus kulutukseen oli peräti 7,3 senttiä per lainattu euro.

Altissimo ym. (2005) perustelevat tutkimuksessaan Yhdysvaltain ja Iso-Britannian kotitalouksien euroaluetta suurempaa rajakulutusalttiutta arvopaperivarallisuudesta omaisuuden jakautumisella. He havaitsivat tutkimuksessaan, että ko. maissa osakkeiden omistaminen oli olennaisesti

⁹ Esitetty liitteessä 1

yleisempää myös alempien tuloluokkien keskuudessa, kuin Manner-Euroopassa. Tämä yhdistettynä heidän huomioonsa, jonka mukaan suurempi varallisuuden absoluuttinen määrä vaikuttaa työtulojen pienemmän epävarmuuden lisäksi alentavasti rajakulutusalttiuteen, tarjoaa yhden selityksen tälle monissa muissakin tutkimuksissa usein havaitulle ilmiölle. Muita syitä vaihteluille varallisuusvaikutuksissa, joita he esittivät tutkimuksessaan, olivat vaihtelut kotitalouksien aikahorisonttien pituuksissa ja erilaiset, sekä ajassa, että kotitalouksien välillä vaihtelevat eri varallisuusluokkien tuotto-odotukset. Altissimo ym. muistuttaa kuitenkin tutkimuksessaan, että kansallisissa tietolähteissä kotitalouksien varallisuuden osalta on hyvin suuria eroja. Vaikka tiedot olisikin näennäisesti koostettu ESA95 / SNA93 -standardien mukaisesti, voivat eri sektorien koostumukset vaihdella olennaisesti eri maiden välillä. Tästä johtuen varallisuusvaikutusten maiden välisiä eroja tarkasteleviin paneelitutkimuksiin tulisikin heidän mukaansa suhtautua varauksellisesti.

Bertaut tutki vuonna 2002 ilmestyneessä artikkelissaan varallisuusvaikutuksia 1990-luvulla aikasarjamenetelmin käyttäen Yhdysvaltoja, Iso-Britanniaa, Kanadaa, Australiaa, Japania, Ranskaa, Saksaa, Italiaa, Alankomaita ja Ruotsia käsitteleviä aineistoja. Hänkin havaitsi tutkimuksessaan suuria eroja eri aineistojen välillä sekä niiden pituuden, että frekvenssin osalta. Tästä johtuen Bertaut laski kulutusvaikutukset niille kahdella eri tavalla. Ensimmäinen metodi perustui rajakulutusalttiuden kalibroimiseen etukäteen Yhdysvaltojen estimaattien perusteella kaikille maille, jonka avulla laskettiin kulutusvaikutukset suhteessa muutoksiin osakekurseissa. Tällä tavalla hän pystyi laskemaan kulutusvaikutusten estimaatit myös maille, joiden aikasarjat eivät muutoin olisi pituudeltaan tai frekvenssiltään riittäneet normaalin regressioanalyysin suorittamiseen. Näin laskettuna Bertaut sai suurimmat varallisuusvaikutukset Yhdysvalloille, Iso-Britannialle ja Alankomaille, keskisuuret vaikutukset Kanadalle, Australialle, Ruotsille, Japanille ja Italialle, sekä pienet vaikutukset Ranskalle ja Saksalle. Täsmälliset arvot näissä riippuvat etukäteen oletetusta rajakulutusalttiuden tasosta. On kuitenkin huomattava, että tällaiset oletukset rajakulutusalttiuden vakioisuudesta ovat rajuja ja epärealistisia, kuten esimerkiksi Sousa (2009) osoitti rajakulutusalttiuksia käsitelleessä tutkimuksessaan.

Toinen metodi, jota Bertaut käytti tutkimuksessaan, perustui klassiseen kulutuksen elämäkaarimalliin, jonka Ando ja Modigliani esittelivät vuonna 1963 julkaistussa artikkelissaan. Tämä malli nivoo yhteen pitkän aikavälin yhteyden kulutuksen, tulojen ja varallisuuden välillä¹⁰. Koska tämän mallin estimoiminen vaatii suhteellisen pitkän aikasarjan, laski Bertaut sen avulla estimaatit ainoastaan maille, joista oli saatavilla tarpeeksi pitkiä neljännesvuosittaisia aineistoja. Pullonkaulaksi niiden saamisessa muodostui kotitalouksien varallisuusaineistojen saatavuus. Näin ollen Bertaut ilmoitti elämäkaarimallin perusteella lasketut kerroinestimaatit ainoastaan Yhdysvalloille, Australialle, Kanadalle, Ranskalle, Japanille ja Iso-Britannialle.

¹⁰ Elämäkaarimalli on johdettu tämän tutkimuksen luvussa 4

Kulutusvaikutukset osakekurssien 10 %:n nousun seurauksena olivat suurimmat Yhdysvalloille (1,2-1,4%) ja Kanadalle (1,6-1,8%) ja pienimmät Ranskalle, 0,3%. Asuntovarallisuuden suhteen taas suurimmat kulutusvaikutukset Bertaut löysi Australialle; 1,6%, 10%:n asuntohintojen nousun seurauksena. Yhdysvaltojen, Iso-Britannian ja Kanadan asuntovarallisuuden kulutusvaikutukset taas jäivät noin 1 %:n tasolle.

De Bonis ja Silvestrini (2009) tutkivat finanssi- ja reaaliavarallisuuden vaikutuksia kulutukseen aikavälillä 1997-2008 yhdessätoista OECD-maassa. He käyttivät neljännesvuosittaista aineistoa, josta estimoivat kulutusvaikutukset Friedmanin (1957) pysyvää tulon hypoteesista johdetulla mallilla, joka otti huomioon epästationaarisen paneeliaineiston erityispiirteet. He havaitsivat, että yleisesti sekä rahoitus-, että reaaliavarallisuudella oli selkeitä kulutusvaikutuksia, rahoitusvarallisuuden vaikutusten ollessa kuitenkin yleensä voimakkaampia, keskiarvoisesti jopa noin kaksinkertaisia, reaaliavarallisuuden vaikutuksiin nähden. Kaikista tutkimuksen maista kootut, aggregoidut rajakulutusalttiudet asettuivat 2,5 ja 5,0 sentin välille euroa kohden rahoitusvarallisuudesta ja 0,5 ja 2,5 sentin välille per euro reaaliavarallisuudesta. He myös havaitsivat, että suurin osa havaituista, eri maiden välisistä eroista varallisuuden kokonaisvaikutuksissa kulutukselle johtuivat eroista rahoitusvarallisuuden vaikutuksissa. De Bonis ja Silvestrini tutkivat myös rahoitusvarallisuuden eri luokkien kulutusvaikutuksia ja huomasivat, että rajakulutusalttiuus osakevarallisuudesta oli silmiinpistävän alhainen, vain neljännes siitä mitä rajakulutusalttiuus oli kokonaisrahoitusvarallisuudesta. Tämä löydös tukee Altissimo ym. (2005) havaintoa siitä, että kansainvälisissä tutkimuksissa on syytä odottaa rajakulutusalttiuden osakevarallisuudesta olevan muita varallisuusluokkia alhaisempaa, koska osakevarallisuus on Yhdysvaltojen ja Iso-Britannian ulkopuolella selkeämmin keskittynyt korkeampien tuloluokkien omistukseen ja sitä kautta myös rajakulutusalttiuus siitä tulisi olla pienempi, johtuen yleisesti laskevasta tendenssistä rajakulutusalttiudessa korkeampiin tuloluokkiin siirryttäessä.

Ludvig ja Sløk (2001) tutkivat varallisuusvaikutusta 16 OECD-maan aineistolla käyttäen Pesaran, Shin ja Smithin (1997) kehittämää yhteisintegroituneiden paneelien tutkimusmenetelmää. Kun he jakoivat maat pankki- ja markkinaperustaisiin maihin niiden rahoitusmarkkinoiden rakenteen perusteella, tällöin he havaitsivat että erityisesti arvopaperivarallisuuden kulutusvaikutuksella oli tilastollisesti merkitsevää eroa ryhmien välillä, vaikutuksen ollessa markkinaperustaisissa maissa noin 2,5-kertainen pankkiperustaisiin maihin verrattuna.

Kaikki edellä esittelemäni tutkimukset ovat perustuneet yhteisintegroituneisuusmetodeihin. Näissä tutkimuksissa tutkijat ovat pyrkineet löytämään yhteisintegroituneisuutta eri muuttujien välillä tutkimusten koko tarkasteluperiodeilla. Carroll, Otsuka ja Slacalek tarjoavat vaihtoehtoista lähestymistapaa varallisuusvaikutusten tutkimiseen vuonna 2006 ilmestyneessä artikkelissaan *How Large Is the Housing Wealth Effect? A New Approach*. Heidän menetelmänsä perustuu shokkien jälkeisen kulutuksen

reagoinnin hitauteen. He määrittelevät pitkän aikavälin rajakulutusalttiuden suureeksi, jonka tavoitteena on kuvastaa kulutuksen dynamiikkaa sellaisella aikavälillä, jolla kulutuspäätösten seuraukset eivät ole vielä ehtineet vaikuttaa olennaisesti absoluuttiseen varallisuuden tasoon. Carroll ym. tarkastelivat neljännesvuosittaisella Yhdysvaltojen aggregaattiaineistolla aikaväliltä 1960Q1-2004Q3 varallisuuden vaikutuksia yksityiseen kulutukseen. Tutkimuksessa kotitalouksien varallisuus jaettiin kahteen osaan, osakevarallisuuteen ja muuhun varallisuuteen¹¹. Carroll ym. havaitsivat, että muun varallisuuden muutoksen välitön kulutusvaikutus oli 2 senttiä dollaria kohden, kun pitkän aikavälin vaikutukseksi lopulta muodostui 9 senttiä dollaria kohden. Osakevarallisuuden kulutusvaikutukset jäivät odotetusti huomattavasti alhaisemmiksi, välittömien vaikutusten ollessa 0,8 senttiä dollaria kohden ja pitkällä aikavälillä 4 senttiä per dollari.

2.2 Maakohtaiset tutkimukset

Varallisuuden vaikutuksesta kulutukseen on julkaistu runsaasti tutkimuksia, jotka ovat perustuneet Yhdysvaltojen aineistoon tai kansainväliseen paneeliaineistoon. Maakohtaiset aikasarjarajatutkimukset muiden maiden aineistoista ovat olleet huomattavasti harvinaisempia. Suurimpia syitä tähän yleensä ovat muiden maiden kotitalouksien varallisuusaineistojen kattama, huomattavasti lyhyempi aikaväli ja harvempi frekvenssi, jotka vaikeuttavat suuresti tilastollisesti merkitsevien varallisuusvaikutusestimaattien saamista. Joitain tutkimuksia aiheesta kuitenkin on tehty. Kuitenkin johtuen aineistojen sisältämistä rajoitteista ovat tutkijat joutuneet tekemään niistä joissain luoviakin ratkaisuja tulosten saamiseksi ja täten myös niihin on syytä suhtautua asianmukaisella varauksella.

Hamburg, Hoffmann ja Keller (2005) tutkivat varallisuusvaikutusta Saksassa aikavälillä 1980Q1-2003Q2 vektorivirheenkorjausmallin (VECM) avulla. He saivat varallisuuden rajakulutusalttiudelle arvon 4,4 senttiä per euro. Tutkimuksessa tarkasteltiin rahoitus- ja reaaliavarallisuutta yhtenä summana, joten Hamburg, Hoffmann ja Keller eivät sen perusteella voineet esittää niiden varallisuusvaikutusestimaatteja erikseen. He kuitenkin muistuttavat, että koska saksalaiset kotitaloudet omistavat anglosaksisiin maihin verrattuna niukasti osakevarallisuutta, on todennäköistä, että suurin osa havaitusta varallisuusvaikutuksesta on peräisin muista lähteistä.

Davis ja Palumbo (2001) tutkivat varallisuusvaikutuksia käyttäen neljännesvuosittaista yhdysvaltalaisista aggregaattiaineistoa, joka kattaa aikavälin 1960-2000. He tutkivat varallisuusvaikutuksen pitkän- ja lyhyen aikavälin dynamiikkaa käyttäen hyväkseen virheenkorjausmallia. Davis ja Palumbo löysivät tutkimuksessaan merkitseviä estimaatteja sekä osake-, että

¹¹ Muu varallisuus = nettokokonaisvarallisuus - osakevarallisuus

muun varallisuuden vaikutuksille. Osakevarallisuuden osalta vaikutuksen arvo oli n. 6 senttiä per dollari ja muun varallisuuden jopa 8 senttiä per dollari. Lyhyen aikavälin tarkastelussa Davis ja Palumbo löysivät myös tilastollisesti merkitseviä todisteita virheenkorjausmekanismin olemassaolosta. Virheenkorjausmekanismin toiminta ja nopeus oli tutkimuksessa kuitenkin erittäin riippuvainen käytetystä mallispesifikaatiosta.

Calomiries, Longhofer ja Miles tarkastelivat varallisuusvaikutusta yhdysvaltalaisen paneeliaineistojen avulla 2009 ja 2012 julkaistuissa artikkeleissaan. He käyttivät molemmissa tutkimuksissa lähtökohtana Case, Quigley ja Shillerin (2006) soveltamaa paneeliaineistojen analysointimenetelmää. Calomiries ym. tutkimusten suurin ero oli aineiston koonnissa ja siinä, että 2012 tutkimukseensa he ottivat mukaan taustamuuttujiksi myös alueiden ikärakenteen, varallisuuden koostumuksen ja jakautumisen. Vuoden 2009 tutkimuksessaan Calomiries ym. eivät löytäneet tilastollisesti merkitsevää kulutusvaikutusta asuntovarallisuudelle. Sen sijaan osakevarallisuuden kerroinestimaatit saivat tilastollista merkitsevyyttä, niiden arvojen ollessa sovelletusta mallista riippuen 1,3-2,5 senttiä dollaria kohden. Vuoden 2012 paperissa Calomiries ym. kuitenkin havaitsivat asuntovarallisuudella olevan tilastollisesti merkitsevä, sekä ajallisesti, että paikallisesti vaihteleva varallisuusvaikutus, joka oli mallista riippuen 4,9-8,1 senttiä per jokainen dollari asunnon hinnan muutoksessa. Osakevarallisuudelle heidän estimaattinsa eivät olleet tilastollisesti yhtä merkitseviä, niiden jäädessä mallispesifikaatiosta riippuen, korkeintaan 1,8 senttiin dollaria kohden.

Sierminska ja Takhtamanova tutkivat vuonna 2007 ilmestyneessä paperissaan varallisuusvaikutuksia Kanadassa, Italiassa ja Suomessa käyttäen hyväkseen harmonisoitua Luxemburg Wealth Studyn mikroaineistoa. Tutkimuksessaan he havaitsivat, että kaikissa kolmessa maassa asuntovarallisuuden vaikutus oli rahoitusvarallisuuden vaikutusta suurempi ja jokaisessa myös tilastollisesti merkitsevä. Maakohtaiset erot estimaateissa olivat kuitenkin huomattavia. Rahoitusvarallisuuden osalta kulutuksen varallisuusjoustot olivat Kanadalle tilastollisesti merkitsemättömiä, Suomelle 2% ja Italialle 4%. Asuntovarallisuuden vaikutukset olivat taas jokaiselle maalle tilastollisesti merkitseviä, ollen Kanadalle 12%, Suomelle 10% ja Italialle 13%.

Tremblay ja Pichette tarkastelivat tutkimuksessaan varallisuusvaikutusten merkitystä kulutukselle Kanadassa käyttäen King ym. (1991), Gonzalon ja Grangerin (1995) sekä Gonzalon ja Ng:n (2001) kehittämää metodologiaa, jossa pyrkimyksenä on erotella pysyvät ja väliaikaiset vaikutukset vektorivirheenkorjausmallia hyväksi käyttäen. He saivat rajakulutusalttiudeksi asuntovarallisuudesta 5,7 senttiä yhtä dollaria kohden, sen sijaan rahoitusvarallisuuden kulutusvaikutukset eivät osoittautuneet tilastollisesti merkitseviksi.

TAULUKKO 1 Tuloksia aiemmista varallisuusvaikutustutkimuksista

Tutkimus	Vaikutusparametri	Asuntovarallisuus	Rahoitusvarallisuus	Alue
Bertaut 2002	jousto	13%***	10,5%***	USA, Australia, Ranska, Japani, Iso-Britannia
Calomiries, Longhofer, Miles 2009	rajakulutusalttius	-	1,9 snt***	USA:n osavaltiot, paneeli
Calomiries, Longhofer, Miles 2012	rajakulutusalttius	6,5 snt***	0,9 snt***	USA:n osavaltiot, paneeli
Carroll, Otsuka, Slacalek 2006	rajakulutusalttius	9 snt*	4 snt*	USA, aggregaattiaineisto
Case, Quigley, Shiller 2006	jousto	14%***	-	14 kehittyntä maata, paneeli
		6%***	3%***	USA:n osavaltiot, paneeli
Davis, Palumbo 2001	rajakulutusalttius	8 snt*	5,7 snt*	USA, aggregaattiaineisto
	jousto	36%*	7 %*	
De Bonis, Silvestrini 2009	rajakulutusalttius	1,5 snt***	3,75 snt***	11 OECD-maata, paneeli
Hamburg, Hoffmann, Keller 2005	rajakulutusalttius	4,4 snt**	4,4 snt**	Saksa
Ludwig, Slok 2001	jousto	4 %	8 %	16 OECD-maata
Sierminska, Takhtamanova 2007	jousto	11,5%***	2%***	Kanada, Italia, Suomi
Skudelny 2009	rajakulutusalttius	1,1 snt	3 snt***	Euroalue, aggregaattiaineisto
		2,5 snt	0,68 snt***	Euroalue, paneeli
Sousa 2009	rajakulutusalttius	0,15 snt	1,45 snt***	Euroalue, aggregaattiaineisto
	Jousto	2 %	13,5%***	
Tremblay, Pichette 2003	rajakulutusalttius	5,7 snt	-	Kanada

* = tarkastelun kohteena olivat osakevarallisuus ja muu varallisuus

** = tutkimuksessa käytetty ainoastaan aggregaattivarallisuutta

*** = tutkimuksessa käytettyjen, useiden eri mallispesifikaatioiden tuottamien estimaattien keskiarvo

3. RAJAKULUTUSALTTIUS KULUTUSFUNKTIOSSA

Kulutuksen varallisuusvaikutusta on tutkittu monin erilaisin metodein. Maakohtaisissa, aikasarja-aineistoihin nojaavissa tutkimuksissa on kuitenkin yleisesti lähdetty liikkeelle Ando ja Modiglianin (1963) kulutuksen elinkaarimallista ja Friedmanin (1957) pysyväistulon hypoteesista. Näissä tarkastellaan yhteyttä kulutuksen, varallisuuden ja tulojen välillä. Kuten Tremblay ja Pichette (2003) huomauttavat, on varallisuuden ja tulojen muutosten pysyvyydellä suuri merkitys niiden kulutusvaikutukseen. Tämän vuoksi olisikin erittäin tärkeää pystyä identifioimaan väliaikaiset ja pysyvät muutokset niiden tasoissa. Tähän ratkaisuna on useissa viimeaikaisissa aggregaattiaineistoihin perustuvissa tutkimuksissa yleisesti käytetty Englen ja Grangerin 1987 kehittämää menetelmää virheenkorjausmallin (Error Correction Model, ECM) estimoimiseksi. Näin ollen aion itsekkin noudattaa samaa metodiikkaa omassa tutkielmassani, seuraten menetelmällisesti Palumbon ja Davisin (2001) tutkimusta. Tutkimuksessa käyttämäni malli rakentuu useista osista. Seuraavassa esittelen teoreettiset viitekehykset, joiden puitteisiin tutkimukseni empiirinen tarkastelu nojaa.

3.1 Elinkaarihypoteesi

Ando ja Modigliani kehittivät vuonna 1963 ilmestyneessä artikkelissaan kulutuksen elinkaarihypoteesin, johon vielä nykyäänkin suuri osa yksityisen kulutuksen taloustieteellisestä tutkimuksesta pohjaa. Se perustuu ajatukselle kuluttajan koko elinkaaren ajan jatkuvasta hyödyn maksimointiprosessista. Mallin ydin on kokonaiskulutusfunktio (aggregate consumption function), jonka kehikossa kuluttajan hyöty määritellään tämän ja tulevien hetkien kokonaiskulutuksen summana. Mallissa kuluttajan kokema hyöty maksimoituu kulutuksen ollessa suurimmalla mahdollisella vakaalla tasolla koko tarkasteluperiodin alun ja kuluttajan elinkaaren lopun välisenä ajanjaksona.

Tämä kuitenkin luo haasteita optimointiin, koska kuluttajan tulotaso vaihtelee suuresti tämän elinkaaren aikana. Tämän seurauksena mallissa kuluttajat pyrkivät tasaamaan kulutustaan suhteessa tuloihinsa ajoittaisella velanotolla ja säästämällä.

$$(1) \quad C_t = m_t \cdot (H_t + W_{t-1})$$

, jossa

$$(2) \quad H_t = \sum_{i=1}^T Y_i$$

Kulutusfunktio (kaava 1) kuvaa suunnitellun kulutuksen tasoa ajankohdassa t . W_{t-1} kuvaa edelliseltä ajankohdalta peräisin olevaa varallisuutta, H_t inhimillistä pääomaa, mikä tarkoittaa nykyisiä ja tulevia palkkatuloja Y_t . Kerroin m_t on kuluttajan kulutusalttius. Elinkaarihypoteesin mukaan inhimillinen pääoma H_t ja varallisuus W_{t-1} vaihtelevat ajassa. Tämä johtaa siihen, että pitääkseen kulutuksen C_t tason mahdollisimman tasaisena, tulee kuluttajan aktiivisesti muuttaa kulutusalttiuttaan m_t elinkaarensa eri vaiheissa. Intuitiivisesti ajateltuna kuluttajan resurssit elinkaarensa alkuvaiheessa ovat yleensä latautuneet yhtälön 1 maailmassa inhimilliseen pääomaan. Tällöin myös hänen kulutusalttiutensa koko nykyisten ja tulevien resurssien summasta on pieni (Davis, Palumbo 2001). Kuitenkin, koska alati kasvavasta varallisuudesta W_{t-1} huolimatta kuluttajan nykyisten ja tulevien resurssien kokonaismäärä vähenee tämän edetessä elinkaarellaan, myös hänen kulutusalttiutensa kasvaa ajassa. On kuitenkin huomattava, että resurssien määrän pieneneminen ajassa johtuu inhimillisen varallisuuden komponentista. Sen sijaan aineellisen varallisuuden W_{t-1} arvo kasvaa. Tästä voidaan päätellä, että elinkaarihypoteesin mukaan rajakulutusalttius aineellisesta varallisuudesta kasvaa kuluttajan iän myötä.

Kuluttajan tulot eivät siis ole vakiot yli ajan. Tulojen vaihdellessa yllättäen kuluttaja joutuu sovittamaan kulutustaan uudelle optimaaliselle tasolle, joka mahdollistaa mahdollisimman korkean ja tasaisen kulutuksen tason kuluttajan elämäkaaren loppuajalle. Friedman (1957) jakoi tulot kahteen eri luokkaan; pysyviin ja tilapäisiin tuloihin. Tällä jaolla on hyvin keskeinen merkitys kulutusvaikutusten kannalta elinkaarihypoteesin optimoivien kuluttajien maailmassa. Mikäli kuluttaja kokee tulojen muutoksensa Z väliaikaiseksi, muuttaa hän kulutustaan yhtä periodia kohden ainoastaan tulojen muutoksen verran, jaettuna jäljellä olevalla elinkaaren pituudella Z / T . Kuitenkin, mikäli kuluttaja uskoo tulotasonsa muutoksen olevan pysyvä, muuttaa hän kulutustaan määrän Z jokaisella tulevalla periodilla. Tästä seuraa varallisuuden eri lajien volatilitiitin ja rajakulutusalttiuden negatiivinen relaatio.

Elämäkaarihypoteesin mukaan siis kuluttaja optimoi kulutustaan parametrilla m_t alati muuttuvien tulojen ja varallisuuden vallitessa. Empiirisissä tutkimuksissa on kuitenkin havaittu, että yksityinen kulutus reagoi myös odotettuihin muutoksiin tuloissa. (Davis, Palumbo 2001) Tämä johtuu siitä, että

kuluttajat kohtaavat todellisessa maailmassa rajoitteita lainan saannissa, joita ei alkuperäisessä elinkaarimallissa ole otettu huomioon; pankit tuskin ovat innokkaita lainaamaan rahaa vakuutenaan ainoastaan odotukset tulevista tuloista $E[Y_t]$. Kuluttajien kulutustottumuksissa voi olla myös jäykkyksiä, jotka hidastavat kulutuksen tason C_t muutosta tulojen ja varallisuuden muutoksen seurauksena. Kuluttajat voivat myös säästää ylimääräistä pahan päivän varalle, jolloin kulutusalttius jää optimitasoa alemmaksi.

3.2 Aggregoitu kulutusfunktio

Elinkaarihypoteesin pohjalta saatu kulutusfunktio kuvaa yksittäisen optimoivan kuluttajan toimintaa. Kuitenkin, mikäli mallia on tarkoitus hyödyntää koko makrotalouden tasolla, tulee sitä muokata hieman. Seuraavaksi esittelen kulutusfunktion aggregoimista, sen seurauksia ja soveltamista empiiriseen tutkimukseen seuraten Davisin ja Palumbon tutkimusta vuodelta 2001.

Aggregoidussa kulutusfunktiossa johtoajatuksena on summata koko kansantalouden kaikkien kuluttajien kulutusfunktiot.

$$(3) \quad C_t^* = b^*(H_t + W_{t-1})$$

Kaavassa C_t^* kuvaa aggregoitua ennalta suunniteltua kulutusta, H_t aggregoitua inhimillistä pääomaa, W_{t-1} aggregoitua kotitalouksien nettovarallisuutta ja b kulutusalttiuden tasoa. Toisin kuin yksittäisen kuluttajan tapauksessa kulutusalttius on aggregoidussa funktiossa mahdollista määritellä kiinteäksi, jos oletetaan varallisuuden jakautuminen talouden eri ikäryhmien kuluttajien kesken suhteellisen muuttumattomaksi yli ajan. Lisäksi on myös oletettava, että aggregoinnin kohteena olevassa joukossa ikärakenne pysyy muuttumattomana. Tämän ei voi olettaa pitävän paikkaansa ainakaan nykyajan Suomessa¹². Tämän lisäksi on myös otettava huomioon, että inhimillisen pääoman parametria H_t ei ole mahdollista havaita, joten empiirisessä tutkimuksessa sen tilalla on käytettävä estimaattia \hat{H}_t . Tällöin yhtälö 3 muuttuu muotoon:

$$(4) \quad C_t = b^*(\hat{H}_t + W_{t-1}) + \varepsilon_t$$

, jossa virhetermi ε_t kuvastaa elämäkaarimallin implikoiman kulutuksen ja tutkimusaineistosta ilmikäyneen, toteutuneen kulutuksen eroa. Aggregoitua inhimillistä pääomaa H_t on varsin yleisesti estimoitu aihepiirin tutkimuksissa

¹² Aiheesta tarkemmin luvussa 5.6.5

aggregoidulla nykyhetken tuloilla Y_t , myös tämä vaatii oletuksen tekemisen varallisuuden suhteellisen muuttumattomasta jakautumisesta eri ikäryhmien välillä. Tällöin pätee:

$$(5) \quad \hat{H}_t = aY_t$$

Yhdistämällä yhtälöt 4 ja 5 saadaan

$$(6) \quad C_t = aY_t + bW_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ennen yhtälön soveltamista käytäntöön tulee kuitenkin huomata, että historiallisesti kulutus, tulot ja varallisuus ovat kaikki muodostaneet ajassa kasvavat trendit. Tästä johtuen yhtälö 6 on luultavasti epästationaarinen, eikä täten suoraan estimoitavissa. Estimoinnin helpottamiseksi malli tulee muuttaa logaritmiseen muotoon.

$$(7) \quad \log(C_t) = c_0 + \alpha \log(Y_t) + \beta \log(W_{t-1}) + \varepsilon_t^2$$

Muunnoksessa c_0 on vakio ja α ja β kertoimia, jotka suhteuttavat tulot ja aineellisen varallisuuden elämäkaarihypoteesin tavoitekulutuksen tasoon. Muunnoksen seurauksena virhetermi ε_t^2 on muuttunut stationaariseksi, jolloin yhtälö on mahdollista estimoida pienimmän neliösumman menetelmää käyttäen.

4. AINEISTO

Tutkimukseni varallisuusvaikutuksista Suomessa perustuu aineistoon aikaväliltä 1975–2008. Osa aineistosta on neljännesvuosittaista, mutta osa on saatavilla ainoastaan vuositasoisena. Tämä aiheutti joitain lisähaasteita tutkimuksen tekemiselle. Varallisuusaineistojen harva frekvenssi on ollut yleisemminkin ongelma aihetta käsittelevissä, erityisesti Eurooppaan sijoittuneissa tutkimuksissa. Tutkijat ovat yleensä ratkaisseet ongelman käyttämällä analyysissä lyhyempää aikaväliä, josta on ollut saatavilla neljännesvuosittaista aineistoa, ja jonka ympärille he ovat pystyneet rakentamaan paneeliasetelman¹³ tai käyttämällä pidemmän aikavälin vuositasoista aineistoa, jonka he ovat interpoloineet neljännesvuosittaiseksi¹⁴. Itse valitsin tutkimuksessani sovellettavaksi vaihtoehdoksi Sousan ja Skudelnyyn tavoin rahoitustilinpidon taseaineiston interpoloimisen neljännesvuosittaiseksi. Reaalivarallisuuden laskin Tilastokeskuksen vanhojen kerrostaloasuntojen reaalihintaindeksiin perustuen. Tämä indeksi on valmiiksi neljännesvuosittainen, joten sen soveltaminen ei tuottanut ongelmia analyysin teossa. Varallisuusmäärät ilmoitan nettomääräisinä vähentämällä niiden kokonaisuudesta osuuden rahoitustilinpidosta saamani kotitaloussektorin lainojen (AF4) määrästä.

4.1 Rahoitusvarallisuus

Varallisuusvaikutusta on tutkittu laajasti, mutta useissa tapauksissa rahoitusvarallisuusaineistojen laatu ja vertailtavuus ovat tehneet tulosten tulkitsemisesta vaikeaa. Babeu ja Sbrana tutkivat vuonna 2003 ilmestyneessä artikkelissaan kotitalouksien varallisuusaineistoja Euroopassa, USA:ssa ja

¹³ Esimerkiksi de Bonis, Silvestrini (2009)

¹⁴ Esimerkiksi Sousa (2009) ja Skudelny (2009)

Japanissa. Heidän mukaansa suurimmat ongelmakohdat kotitalouksien varallisuuden mittaamisessa ovat yksityisyrittäjyyden sektoraalinen sijoittuminen¹⁵, listaamattomien osakkeiden ja muiden arvopapereiden (F512 ja F513) arvon ja määrän määrittäminen, lainojen maturiteetin liian karkea jaottelu¹⁶, sekä reaali-varallisuuden määrän arviointi kokonaisuudessaan. Nämä seikat luovat huomattavia haasteita varallisuusvaikutusten maaestimaattien vertailemiselle.

Babeu ja Sbano nostavat myös esiin ongelman, joka kumpuaa valtiollisista eläkejärjestelmistä. Rahoitustilinpito ei ota nimittäin laskelmissa huomioon julkisen järjestelmän puitteissa kerättyjä eläkevaroja, jotka näyttelevät huomattavasti suurempaa osaa Euroopassa, kuin Yhdysvalloissa (Roseveare, Leibfritz, Fore, Wurzel, 1996); vuoden 1995 lopussa ne olivat Euroopassa 133 % kotitalouksien aggregaattirahoitusvarallisuudesta, kun taas Yhdysvalloissa vastaava suhde oli vain 45 %. Yhdysvaltojen eläkejärjestelmä nojaa huomattavasti vahvemmin yksityisten eläkerahastojen varaan. Nämä varat taas yleisesti sisällytetään kotitalouksien rahoitusvarallisuuden määreeseen. Rajakulutusalttius eläkerahastovaroista on taas huomattavasti alhaisempi, kuin rahoitusvaroista keskimäärin (Sousa 2009), mikä vääristää erilaisiin eläkejärjestelmiin nojaavien talouksien rajakulutusalttiuksien suhteita toisiinsa vertailtaessa kokonaisrahoitusvarallisuuksien kulutusvaikutuksia.

Erot ovat huomattavia myös Euroopan sisällä; esimerkiksi Espanjassa vaateet julkiselle eläkejärjestelmälle¹⁷, olivat kuusinkertaiset Alankomaihin verrattuna vuonna 1995 (Roseveare, Leibfritz, Fore, Wurzel, 1996). Samaisena vuonna yksityiset eläkerahastot taas muodostivat Alankomaissa 35.5 % kotitalouksien rahoitusvarallisuudesta, kun taas Espanjassa vastaava luku oli 4.5 %. (Babeu, Sbano 2003) Tämä siis on ongelma, joka yleisesti vaikeuttaa olennaisella tavalla kotitalouksien varallisuuksien vertailemista eri maiden välillä. Kuitenkin varallisuusvaikutuksen tarkastelu ESA95-vaadeluokittain antaa mahdollisuuden erottaa eläkevarat muista rahoitusvaroista, joten laitimallani aineistolla tämä ongelma on mahdollista yksilöidä ja poistaa varallisuusvaikutusestimaatista. Olen kuitenkin sisällyttänyt yksityisen eläkerahastot mukaan rahoitusvarallisuuteen, sillä suurin osa muistakaan aiheutta käsittelevistä tutkimuksista ei ole niitä poistanut. Tällä tavalla pyrin siihen, että tutkimukseni tulokset olisivat edes jollain lailla vertailukelpoisia muiden tutkijoiden saamien estimaattien kanssa.

Käytän tutkimuksessani rahoitusvarallisuuden mittarina pääosin Tilastokeskuksen rahoitustilinpidon vuositasoista taseaikasarja-aineistoa. Aineistossa varallisuus on jaoteltu vaadeluokittain ESA95-standardin mukaisesti. Analyysissäni tarkastelen kokonaisrahoitusvarallisuuden, arvopaperivarallisuuden sekä käteisen ja talletusten kulutusvaikutuksia. Kokonaisrahoitusvarallisuuden määrittelen kotitaloussektorin saatavien

¹⁵ Poikkeaa esimerkiksi Yhdysvalloissa muista OECD-maista

¹⁶ Tällä hetkellä lainat jaotellaan ainoastaan yli ja alle yhden vuoden maturiteettisiin lainoihin

¹⁷ Osuutena maan kotitalouksien aggregaattirahoitusvarallisuudesta

käteisen ja talletusten (vaadeluokka AF2), arvopaperien (AF3, AF4 ja AF5), vakuutusteknisen vastuuvelan (AF6), sekä muiden saamisten ja velkojen (AF7) summaksi. Tämän aineiston tukena käytän vuosien 1997Q4-2008Q4 osalta Suomen Pankin raportoimaa neljännesvuosittaista taseaikasarjaa, joka myös on laadittu ESA95-standardin mukaisesti ja on täten saumattomasti yhteensopiva aiemmat vuodet kattavan Tilastokeskuksen aikasarjan kanssa.

Rahoitustilinpidon aineisto ei kuitenkaan ole aivan täysin homogeeninen koko sen kattamalla aikavälillä johtuen sen kokoonpanoon vaikuttaneista muutoksista. Erityisesti osakevarallisuuden tarkastelussa nämä muutokset tuottavat hieman ongelmia, sillä kotitalouksien koko osakevarallisuus oli ennen vuotta 1985 merkitty yhtenä erittelemättömänä eränä noteeraamattomien osakkeiden otsikon alle. Tämän takia noteeraamattomien osakkeiden poissulkeminen tutkimusasetelmastani ei ole mahdollista, mikä heikentää hieman tutkimukseni kulutusalttiusestimaattien kansainvälistä vertailtavuutta johtuen noteeraamattomien osakkeiden epäyhtenäisistä arvottamismenetelmistä eri maiden välillä. Tämän lisäksi käyttämässäni aineistossa, vuoden 1995 rahoitustilinpidon tilastojulkaisusta lähtien, osakkeiden arvon kirjauksessa on käytetty kirjanpitoarvon sijaan markkina-arvoa. Aineistosta päätellen¹⁸ osakkeiden kirjanpitoarvot ovat olleet huomattavasti niiden markkina-arvoja pienempiä, mistä seuraa suuri hyppäys aggregoidussa osakevarallisuudessa vuosien 1995 ja 1996 välillä. Nämä molemmat muutokset aiheuttavat aineistoon äkkinäisiä vaihteluita, joiden taustaa ei ole mahdollista hahmottaa makrotaloudellisten teorioiden valossa. Tämän vuoksi minun täytyi muokata aineistoa sen muutoskohtien osalta käyttämällä erinäisiä indikaattoreita kirjaamisperusteista johtuvien tasomuutosten häivyttämiseksi ja aikasarjan jatkuvuuden varmistamiseksi.

Indikaattoreiden käyttöä vaati tutkimuksessani myös rahoitustaseaineiston interpolointi neljännesvuosittaiseksi aikavälillä 1975Q2-1997Q3. Indikaattoreiden avulla pyrin ensisijaisesti arvioimaan eri vaateiden arvonmuutoksia vuoden sisällä ja jättämään niiden volyymimuutosten tarkemman mallintamisen vähemmälle huomiolle, samalla tehden oletuksen, että hintojen muutoksilla olisi volyymimuutoksia dominoivampi vaikutus aikasarjan arvoihin rahoitustaseaineiston peräkkäisten vuosihavaintojen välillä. Käteisen ja talletusten vuositasoisen aikasarjan interpoloin käyttäen hyväkseni Suomen Pankin peruskoron neljännesvuosittaisia muutoksia. Arvopaperien arvonmuutoksia arvioin Wahlroosin, Berglundin ja Grandellin laskemalla painotetulla Helsingin pörssin tuottoindeksillä, joka yltää vuodesta 1970 aina HEX-tuottoindeksin aloittamiseen vuonna 1990, sekä Suomen valtion liikkeelle laskemien obligaatioiden koroilla, jotka ovat saatavilla Pörssitiedon verkkosivuilta.

¹⁸ Ks. kuvio liitteessä 3

4.1.1 Arvopaperit

Tutkimuksessani määrittelin arvopapereiksi ESA95-standardin mukaiset vaadeluokat AF3 (muut arvopaperit kuin osakkeet) AF4 (säästökassatalletukset) AF511 (noteeratut osakkeet), AF5123 (noteeraamattomat osakkeet), AF513 (muut osuudet) ja AF52 (rahasto-osuudet). Tarkemmat määritelmät vaateille löytyvät liitteestä 1. Perustelen valintaani tarkastella näitä luokkia yhdessä sillä, että erityisesti osakevarallisuuden vaadeluokittainen kirjaaminen noteerattujen ja noteeraamattomien osakkeiden välillä on vaihdellut tilaston historiassa huomattavasti ja näin ollen niiden erillinen tarkasteleminen ei missään tapauksessa olisi ollut järkevää. Näiden kahden luokan muodostaessa historiallisesti ylivoimaisesti suurimman osan koko kotitalouksien arvopaperivarallisuuspotista, ei myöskään muiden luokkien varallisuusvaikutuksen tutkiminen olisi voinut tuoda niiden pienuuden vuoksi kovinkaan käyttökelpoisia tuloksia.

Kotitalouksien arvopaperivarallisuuden mittarina käytin tutkimuksessani Tilastokeskuksen rahoitustilinpidon taseaikasarja-aineistoa, joka käsittää vuodet 1970–2008. Kyseinen aineisto on kuitenkin saatavilla ainoastaan vuositasoisena, mikä tuottaisi pieneksi jäävästä otoskoosta johtuen ongelmia tilastollisten merkitsevyydestien voimakkuuden suhteen. Tämän lisäksi aineiston kokoamisessa tapahtui arvopaperivarallisuuden osalta suuri muutos vuonna 1996, kun osakevarallisuutta alettiin kirjata markkina-arvoperustaisesti, menneinä vuosina vallinneen kirjanpitoarvoisen kirjaamisen sijaan. Näiden ongelmien vuoksi tarvitsin jonkin mittarin, jolla pystyin muokkaamaan aikasarjaa niin, että siitä muodostui jatkuva yli koko tarkasteluperiodin. Päädyin lopulta ratkaisuun, jossa korjasin arvopaperivarallisuuden tason 1975–1995 samalle tasolle myöhempien vuosien kanssa käyttämällä apunani Helsingin pörssin osakeindeksin pisteluvun prosentuaalisia muutoksia ja Suomen valtion liikkeelle laskemien 3-5 vuoden maturiteettisten obligaatioiden vuosikorkoja. Käytännössä tein tämän laskemalla osakkeiden ja osuuksien (AF5) osuuden kokonaisarvopaperivarallisuudesta jokaisena vuonna ja painottamalla näin saadulla osuudella Helsingin pörssin osakeindeksin neljännesvuosittaista muutosta. Osakeindeksinä käytin vuosien 1975–1989 osalta Berglund ym. (1983) laatimaa ja Helsingin ruotsinkielisen kauppakorkeakoulun ylläpitämää Helsingin pörssin tuottoindeksiä¹⁹ ja vuodesta 1990 vuoteen 1997 Helsingin pörssin HEX-tuottoindeksiä²⁰. Näin laskin kokonaisuutensa arvopaperivarallisuudelle painotettuna keskiarvona osakeindeksin muutoksen ja valtion obligaatioiden neljännesvuosittaisen koron välillä. Tein saman vuosineljänneksittäin koko aineistolle aina vuoteen 1997 saakka, mistä lähtien olen käyttänyt analyysissäni Suomen Pankin laatimaa neljännesvuosittaista rahoitustilinpidon.

¹⁹ WI-indeksi

²⁰ Kuvio indeksipisteluvun kehityksestä 1970-2008 liitteessä

$$(8) \quad S_t = S_{t-1} + \left(\frac{S_{t(annual)} - S_{t-1(annual)}}{4} \right) * \left(\left(1 + \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} \right) * O_t + \frac{J_t(annual)}{4} * (1 - O_t) \right)$$

, missä S = kotitalouksien aggregoitu arvopaperivarallisuus, I = sovellettu Helsingin pörssin yleisindeksi, O = osakkeiden ja osuuksien summan osuus kotitalouksien aggregoidun arvopaperivarallisuuden summasta²¹ vuoden alussa, eli

$$(9) \quad O_t = \frac{\sum AF5}{\sum AF3, AF4, AF5}$$

ja J = Suomen valtion ko. vuonna liikkeelle laskemien 3-5 vuoden joukkovelkakirjojen vuosikorko. Tällä tavoin laadin aineiston aikavälille 1996Q1-1997Q3. Aikavälille 1975Q1-1995Q4 sovelsin em. kaavaa niin, että korvasin termin

$$(10) \quad \left(\frac{S_{t(annual)} - S_{t-1(annual)}}{4} \right)$$

termillä

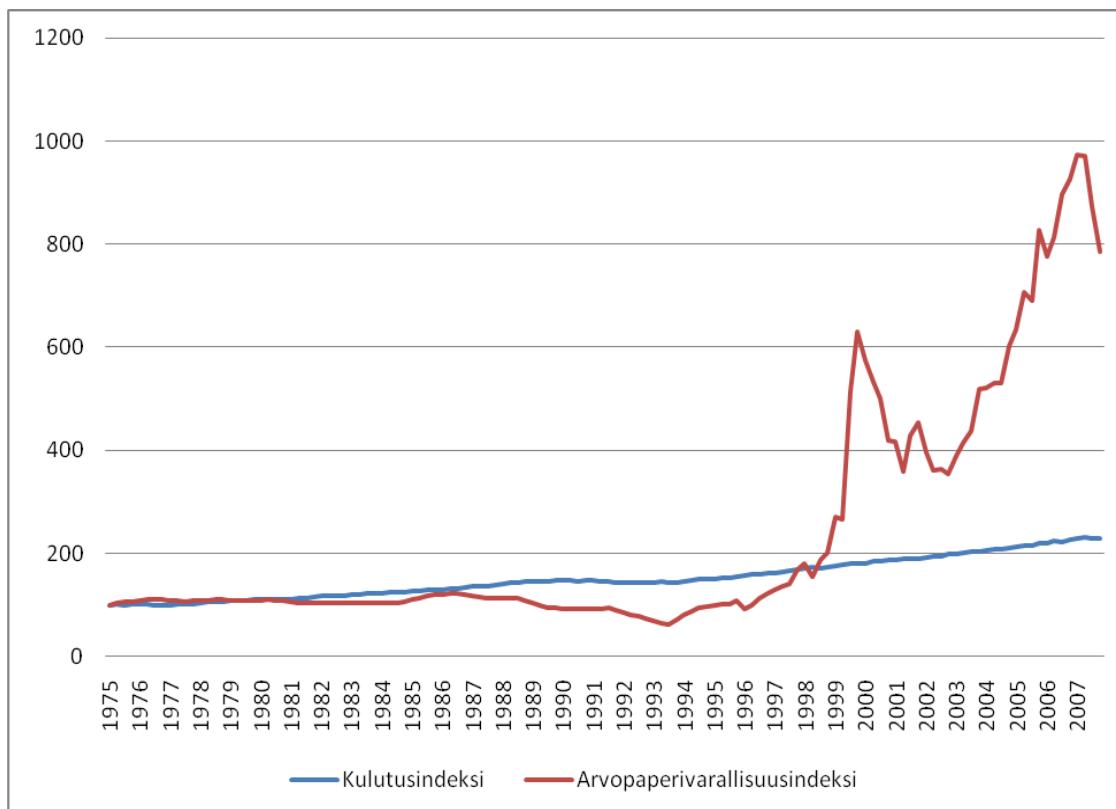
$$(11) \quad \frac{(1 - \Delta S_{t(annual)}) * S_{t+1(annual)} - S_{t-1(annual)}}{4}$$

, johtuen vuodenvaihteen 1995/1996 kohdalla vuositasoisessa aineistossa olleesta suuresta tasomuutoksesta. Näin saadun käypähintaisen rahoitusvarallisuusaikasarjan puhdistin inflaatiosta deflatoimalla sen elinkustannusindeksillä.

$$(12) \quad S_t(real) = \frac{S_t}{I_t} * 100$$

, missä I_t = elinkustannusindeksi, jossa 1/1975=100.

²¹ Summat on laskettu ESA95-luokitelluista arvopaperiaikasarjoista niin, että esimerkiksi $\sum AF5$ on summaus yli kaikkien niiden varallisuusluokkien, jotka alkavat tunnisteella AF5



KUVIO 1 Kotitalouksien arvopaperivarallisuuden (AF3+AF4+AF5) määrä verrattuna yksityiseen kulutukseen 1975-2008. Reaaliset indeksit, 100=1/1975.

4.1.2 Käteinen ja talletukset

Käteisen ja talletusten aikasarja Tilastokeskuksen rahoitustilinpidossa ei sisällä arvopaperivarallisuuden kaltaisia, tilaston kokoonpanon muutoksista johtuvia katkoksia, joten sen jatkuvuuden kanssa ole samankaltaisia ongelmia kuin edellisessä luvussa. Kuitenkin myös se tulee interpoloida neljännesvuosittaiseksi arvopapereiden lailla tilastollisen analyysin tekemisen mahdollistamiseksi. Käteisen ja talletusten interpolointiin neljännesvuosittaiseksi olen käyttänyt Suomen Pankin peruskorkoa, joka on saatavilla Suomen Pankin Internet-sivuilla yhtenäisenä aikasarjana aina vuodesta 1867 lähtien. Laskin peruskorolle vuosittaiset ja neljännesvuosittaiset keskiarvokorot. Tämän jälkeen laskin neljännesvuosittaisten korkojen ja vuosittaisten, neljällä jaettujen keskiarvokorkojen erotukset, joilla painotin rahoitustilinpidon vuosiaineistosta laskettuja, neljällä jaettuja käteisen ja talletusten (AF2) vuosimuutoksia. Tällä tavalla laskin aikasarjalle neljännesvuosittaiset estimaattiarvot aikavälille 1975–1997 (kaava alla).

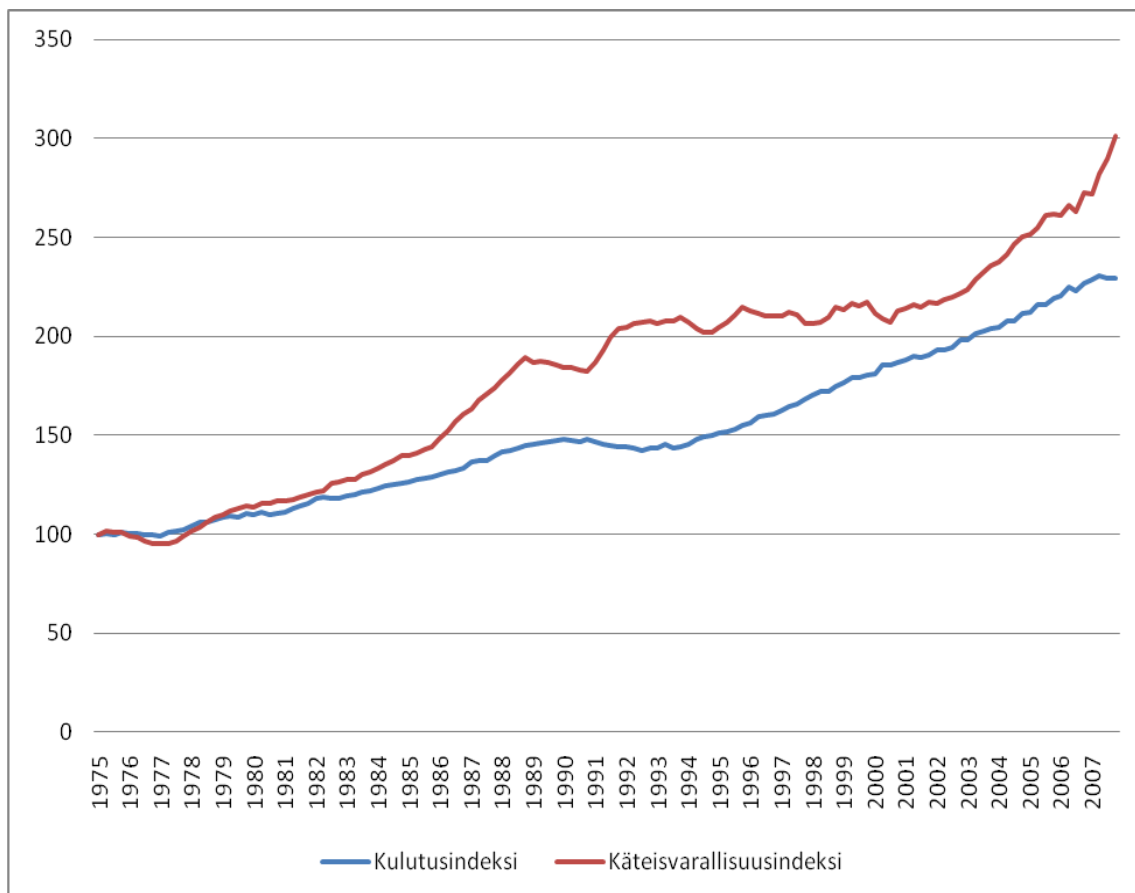
$$(13) \quad M_t = M_{t-1} + \left(\frac{\Delta M_{\text{annual}}}{4} * \left(1 + \frac{\sum_{i=1}^4 r_t}{4} - \bar{r}_{t(\text{annual})} \right) \right)$$

, missä M_t = käteisen ja talletusten nimellinen määrä hetkellä t , ΔM_{annual} = Tilastokeskuksen vuositasoisen rahoitustilinpitoaineiston käteisen ja talletusten vuosimuutos ja r_t = Suomen Pankin peruskorko hetkellä t . Jokaisen vuoden ensimmäisen neljänneksen arvo on otettu suoraan Tilastokeskuksen rahoitustilinpidosta, joten kaavan 13 mukainen interpolointi ei vaikuta niihin, vaan aina vain ainoastaan vuoden seuraavien kolmen neljänneksen arvoihin.

Vuodesta 1997 eteenpäin käytin myös käteisen ja talletusten osalta analyysissäni Suomen Pankin sivuillaan tarjoamaa, valmiiksi neljännesvuosittaista aikasarjaa. Koska havaitsin Suomen pankin aikasarjassa esiintyvän kausivaihtelua, tasoitin koko aikasarjan käyttäen Tilastokeskuksenkin virallisten tilastojen laadinnassa käyttämää Tramo-Seats -menetelmää²².

Muokkasin myös käteisen ja talletusten aikasarjan nimellisestä reaalisesti deflatoimalla sen Tilastokeskuksen elinkustannusindeksillä I_t , jossa $1/1975=100$.

$$(14) \quad M_{t(real)} = \frac{M_{t(nominal)}}{I_t} * 100$$



²² Kausitasoitus tehty käyttäen Demetra 2.2 -ohjelmaa. Tasoituksessa käytetyt parametrit on esitetty liitteessä 4

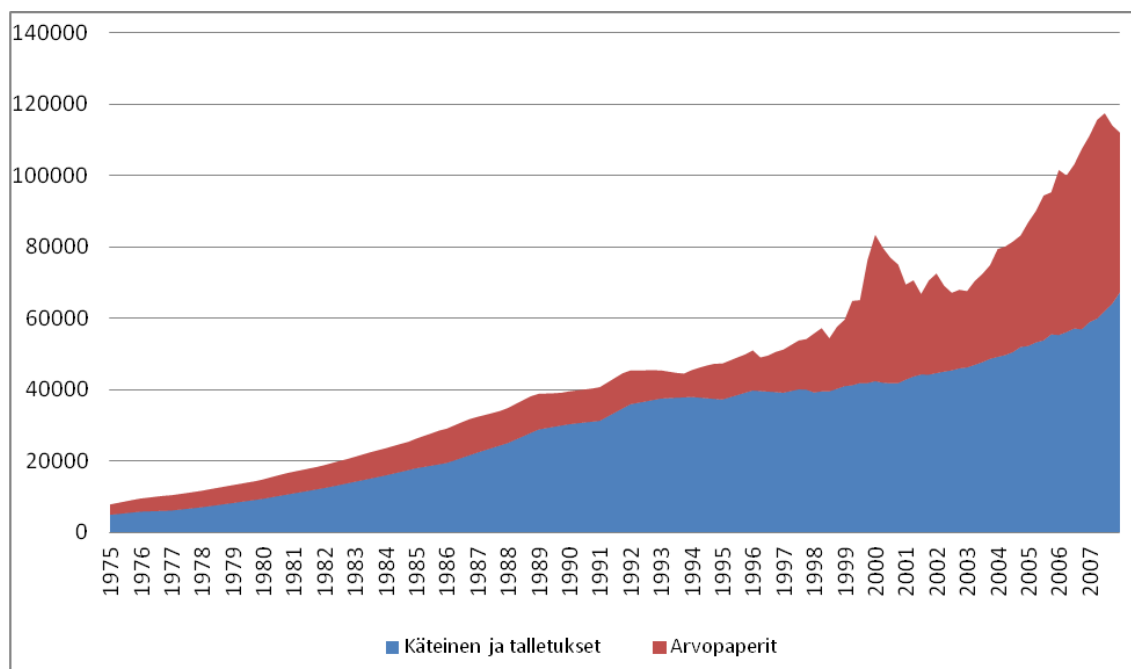
KUVIO 2 Kotitalouksien käteisen ja talletusten (AF2) määrä verrattuna yksityisen kulutuksen kehitykseen 1975-2008. Indeksit reaalisia, 100=1/1975.

4.1.3 Rahoitusvarallisuuden kehityksen taustaa

Tarkastelemalla interpoloituja neljännesvuosittaisia sarjoja (kuviot 1 ja 2) huomataan, kuinka kotitalouksien rahoitusvarallisuus on Suomessa koko tarkasteluperiodin ajan ollut sitoutuneena enimmäkseen käteiseen ja talletuksiin. Arvopaperivarallisuuden osuus on kuitenkin osoittanut selkeää kasvavaa trendiä, huolimatta sen huomattavan suuresta volatiilisuudesta. Arvopaperimarkkinoiden asteittaisella vapautumisella 1980-luvun aikana on epäilemättä ollut vaikutusta kotitalouksien arvopaperivarallisuuden kasvuun. Tämä kehitys ei kuitenkaan näy kuviossa 2 kovin selkeästi, johtuen kotitalouksien arvopapereiden omistuksen tällöin vielä pienestä kokonaisuudesta ja osakemarkkinoiden myöhempinä vuosina selkeästi kasvaneesta volatilitiiteista, mikä selkeästi dominoi kuviota. Samasta syystä myös 1990-luvun alun lama vaikuttaa kuviossa 2 huomattavasti 2000-luvun IT-kuplaa ja loppuvuoden 2007 osakemarkkinoiden syöksyä vähäisemmältä. Toisaalta 1990-luvun alun laman vaikutuksista saa huomattavasti paremman kuvan katsomalla yksityisen kulutuksen aikasarjaa, joka polki paikallaan aina laman alusta vuoteen 1995 asti. Tämä piirre erottaa laman selkeästi arvopaperimarkkinälähtöisistä matalasuhdanteista, kuten IT-kuplasta ja vuoden 2007 lopun osakemarkkinoiden syöksystä, jotka eivät näytä vaikuttaneen dramaattisesti yksityisen kulutuksen kehitykseen.

Kuviosta 1 huomataan, että sekä yksityinen kulutus, että käteinen ja talletukset ovat kasvaneet suhteellisen tasaisesti koko tarkasteluperiodin ajan. Suurin ero näiden kahden sarjan välille muodostui 1990-luvun laman aikana, jolloin käteisen ja talletusten määrä kasvoi, mutta kulutus säilyi samalla tasollaan. Syytä tähän on mahdollista hakea Suomen valtion harjoittamasta rahapolitiikasta; markan devalvoimiset 1990-luvun alkupuolella heikensivät rahan reaalista arvoa, vaikka nimellisesti muutosta ei tapahtunutkaan. Hallituksen tällöin suorittama poukkoileva rahapolitiikka epäilemättä säikäytti myös kotitaloudet varpaille, saaden ne säästämään varojaan enemmän pahan päivän varalle, aiheuttaen laskun yksityisen kulutuksen reaaliseseen tasoon. Myös 1990-luvun alussa laskeneet osakekurssit ja yleistyneet, sekä mikro- että makrotason talousvaikeudet, ovat eittämättä osaltaan saaneet kotitaloudet sijoittamaan varojaan arvopaperiomistusten sijaan muihin varallisuusmuotoihin²³.

²³ Ks. esimerkiksi kuvio 3, käteinen ja talletukset vs. arvopaperit



KUVIO 3 Kotitalouksien rahoitusvarallisuuden koostumus 1975-2008, miljoonaa euroa

4.2 Reaalivarallisuus

Kotitalouksien reaalivarallisuuden mittaaminen on koettu ongelmalliseksi varsinkin kansainvälistä vertailua sisältävissä varallisuusvaikutustutkimuksissa, sillä kotitalouksien reaalivarallisuuden tilastoimisessa ei ole vielä tällä hetkellä olemassa yhtenäisiä kansainvälisiä käytäntöjä. Suomessa reaalivarallisuutta ehkä parhaiten kuvaava aineisto on Tilastokeskuksen tekemä kotitalouksien varallisuustutkimus. Kyseinen tutkimus suoritetaan kuitenkin suhteellisen harvoin²⁴, joten se ei havaintojen vähäisyydestä johtuen täytä tilastollisen aikasarja-analyysin aineistoille asetettuja kriteereitä.

Yleisesti varallisuusvaikutustutkimuksissa kotitalouksien reaalivarallisuuden mittana on käytetty niiden asuntovarallisuutta, sillä läntisissä teollisuusmaissa asuntovarallisuus on perinteisesti muodostanut huomattavan suuren osan kotitalouksien kokonaisvarallisuudesta (Kennedy, Andersen 1994). Tämän menetelmän käyttäminen on perusteltua myös Suomen tapauksessa, sillä Tilastokeskuksen varallisuustutkimuksen mukaan asuntovarallisuuden osuus reaalivarallisuudesta Suomessa ei ole ainoastaan erittäin merkittävä, vaan myös sen osuus kotitalouksien kokonaisvarallisuudesta on pysytellyt suhteellisen vakaana. Kaikkina viitenä

²⁴ Yleensä varallisuustutkimustilaston julkaisufrekvenssi on ollut neljästä kuuteen vuotta

varallisuustutkimuksen tarkasteluvuotena²⁵ on asuntovarallisuuden osuus kotitalouksien reaaliavarallisuuden aggregoidusta loppusummasta ollut noin 80 %. Tämän vuoksi approksimoin tutkimuksessani kotitalouksien aggregoitua reaaliavarallisuutta asuntovarallisuudella, jonka arvon olen laskenut vanhojen kerrostaloasuntojen reaalihintaindeksin, asuntokuntien määrän ja asuntojen hintatilaston avulla.

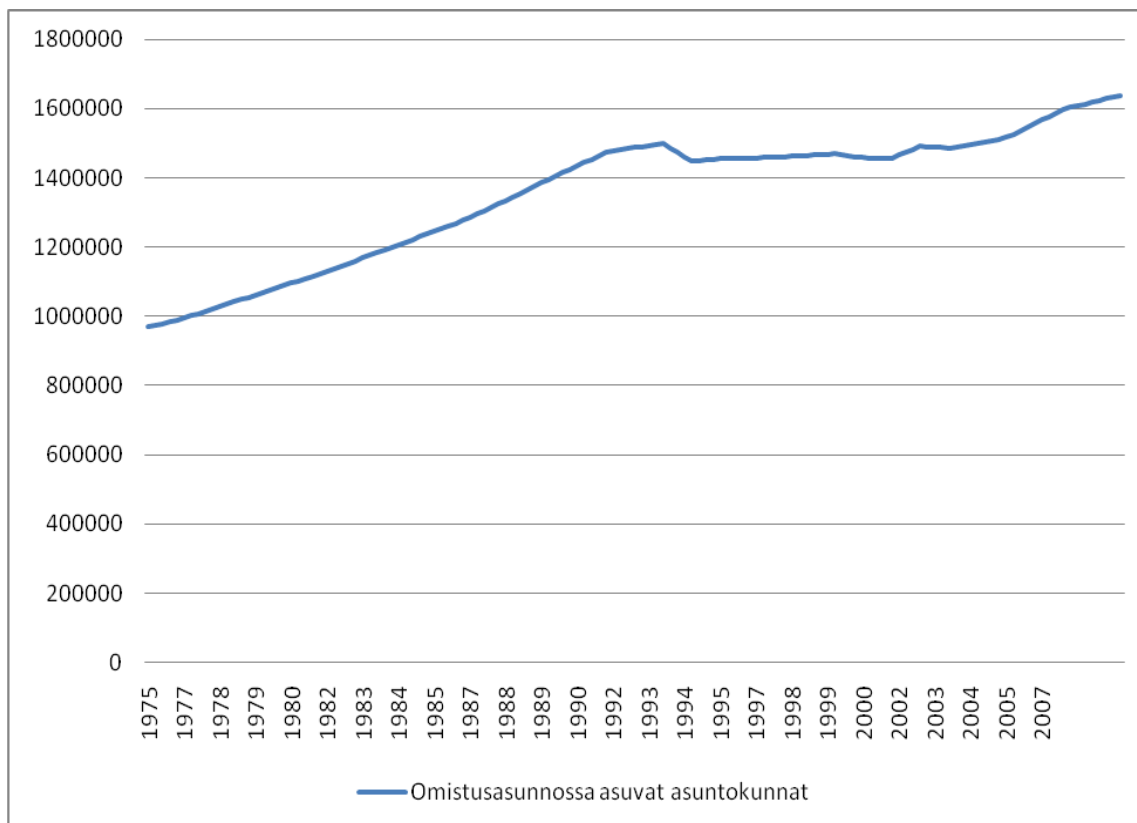
Asuntovarallisuuden arvioinnin pohjana käytin asuntojen keskimääräistä hintaa, jonka laskin Tilastokeskuksen asuntojen hintatilaston sisältämistä vuosittaisista asuntokauppojen lukumääristä ja yhteenlasketuista vuosittaisista kauppasummista. Kyseinen tilasto on kuitenkin tarjolla ainoastaan vuositasoisena ja kattaa vain aikavälin 1987–2008. Tämän vuoksi ekstrapoloin ja interpoloin aikasarjaa Tilastokeskuksen vanhojen kerrostaloasuntojen neljännesvuosittaisella reaalihintaindeksillä, joka yltää vuodesta 1970 aina vuoteen 2008. Asetin reaalihintaindeksin havainnon 4/2008 samansuuruiseksi asuntojen vuoden 2008 keskimääräisen kauppasumman kanssa, minkä jälkeen saatoin ketjuttaa siitä reaalihintaindeksin neljännesvuosittaisilla muutoksilla asuntojen keskimääräisen hinnan Suomessa neljännesvuosittaisena sarjana, vuoden 2008 hinnoin.

$$(15) \quad P_{3/2008} = P_{2008} * (1 - \ln(\frac{I_t}{I_{t-1}}))$$

, missä P_{2008} on asuntojen keskimääräinen kauppahinta -tilastosta otettu havainto vuoden 2008 toteutuneiden asuntokauppojen keskihinnasta ja I_t on asuntojen reaalihintaindeksin pisteluku. Näin saadusta arvosta olen ketjuttanut aikasarjan taaksepäin seuraavalla tavalla.

$$(16) \quad P_t = P_{t+1} * (1 - \ln(\frac{I_{t+1}}{I_t}))$$

²⁵ 1987, 1988, 1994, 1998, 2004



KUVIO 4 Omistusasunnossa asuvien asuntokuntien lukumäärä Suomessa 1975-2008

Asuntojen keskimääräisten hintojen estimaattien pohjalta laskin kotitalouksien aggregoidun asuntovarallisuuden kertomalla ne omistusasunnossa asuvien asuntokuntien määrällä. Tämän taas estimoin Tilastokeskuksen Asuntokunnat koon mukaan ja asuntokuntien keskikoko 1960-2008- ja Asuntokunnat henkilöluvun ja asunnon hallintaperusteiden mukaan 1980, 1990, 2004-2008 -tilastojen avulla. Näiden tilastojen harvoista frekvensseistä johtuen ja sopivien indikaattorimuuttujien puuttuessa päädyin oletamaan havaintojen väliset kehitykset asuntokuntien määrässä lineaarisiksi.

$$(17) \quad HW_t = P_t * N_t$$

, jossa kokonaisasuntovarallisuus HW on asuntojen keskimääräinen kauppahinta P kertaa omistusasuntokuntien kokonaismäärä N. Asuntokuntien määrän jouduin estimoimaan hieman eri tavalla eri aikaväleille johtuen aineistoinani käyttämäni tilastojen eriävistä frekvensseistä ja raportointitavoista. Estimointi tapahtui seuraavalla tavalla.

Vuosille 1975-1980:

$$(18) \quad N_{t(annua)} = K_{t(annua)} * \phi_{1980}$$

Vuosille 1980-1990

$$(19) \quad N_{t(\text{annua})} = K_{t(\text{annua})} * (\phi_{1980} + (\frac{\phi_{1990} - \phi_{1980}}{9}))$$

Vuosille 1990-2004:

$$(20) \quad N_{t(\text{annua})} = K_{t(\text{annua})} * (\phi_{1990} + (\frac{\phi_{2004} - \phi_{1990}}{14}))$$

, joissa K asuntokuntien vuositasoisesti ilmoitettua kokonaismäärää Suomessa ja ϕ omistusasuntokuntien osuutta kaikista asuntokunnista. Näin saatu vuositasoinen omistusasuntokuntien määräaineisto on muokattu neljännesvuosittaiseksi olettamalla muutokset vuosien sisällä lineaarisiksi;

$$(21) \quad N_{t(\text{neljännesvuosittain})} = N_{t-1(\text{neljännesvuosittain})} + (\frac{N_{t+1(\text{annua})} - N_{t(\text{annua})}}{4})$$

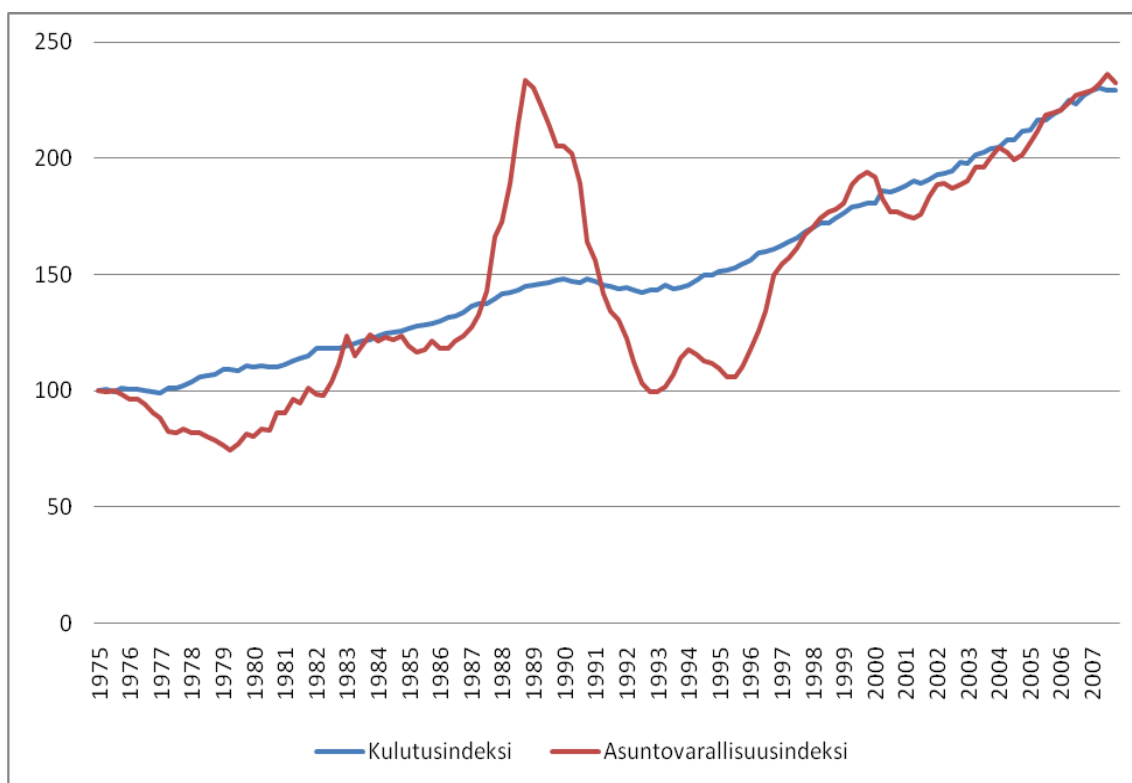
Reaaliset asuntohinnat kerrotaan em. kaavan mukaisesti omistusasunnossa asuvien kotitalouksien määrällä. Näin saatu aggregoitu bruttoasuntovarallisuus muokataan nettomääräiseksi vähentämällä siitä osuus kotitalouksien velkaerien yhteissummasta.

$$(22) \quad HW_{t(\text{real,netto})} = HW_{t(\text{real,brutto})} - D_t$$

Omistusasunnossa asuvien asuntokuntien määrä on kasvanut Suomessa trendinomaisesti koko tutkimusperiodin ajan. Eriytyisen voimakkaan kasvun kausia ovat olleet 1975-1990 ja vuodet 2004-. Syyt näiden kahden selkeästi havaittavan omistusasumisen kasvun aikakauden taustalla ovat kuitenkin erilaiset. Ensimmäisenä kautena kasvun voidaan sanoa olevan suurimmaksi osaksi kaupungistumisen aikaansaannosta. Tämän voi havaita esimerkiksi tarkastelemalla asuntokunnan keskikokoa, joka oli vielä vuonna 1975 2,7 ihmistä per asuntokunta, kun taas vuoteen 1990 mennessä se oli laskenut jo 2,4:ään ihmiseen asuntokuntaa kohden. Asuntokuntien kokonaismäärä onkin noussut tutkimusperiodin aikana vuoden 1975 1 567 941:sta vuoden 2008 2 499 332:een. Tämän kehityksen huomaa erityisen selvästi tarkastelemalla pientasuntokuntien (1-2 asukasta) osuutta kaikista Suomen asuntokunnista, joka on noussut samalla aikavälillä 49%:ta 74%:iin.

Toinen kuviossa 4 huomattava asia on omistusasumisen huomattava lisääntyminen vuodesta 2004 eteenpäin. Tätä kasvua ei ole mahdollista selittää ensimmäisen kasvun periodin tapaan yleisellä asuinkuntien määrän muutoksella, sillä tarkastellessa vuosittaisia asuntokuntien määrien muutoksia huomataan kuinka keskimääräinen asuntokuntien määrän kasvu on itse asiassa ollut vuosina 2004-2008 hitaampaa kuin aikavälillä 1990-2008. Syitä omistusasumisen kasvuun tällä myöhemmällä ajanjaksolla voidaankin hakea

todennäköisesti suhteellisen alhaisena pysyneestä asuntolainojen korkotasosta ja pitkään Suomen kansantaloudessa vallinneesta kasvukaudesta.



KUVIO 5 Kotitalouksien aggregoitu asuntovarallisuusindeksi ja kulutusindeksi 1975-2008. Indeksit ovat reaalisia ja 100=1/1975

4.3. Kulutus

Kulutuksen mittarina käytin Tilastokeskuksen laskemia kansantalouden tilinpidon neljännesvuosittaisia kotitaloussektorin kokonaiskulutuksen käypäarvoisia, kausitasoitettuja lukuja, joista olen vähentänyt kestokulutushyödykkeiden arvon. Tämä on yleisesti käytetty toimintatapa aihetta käsittelevissä tutkimuksissa. Se johtuu siitä, että kuluttajan teoria juontaa juurensa agentin kokemasta hyödyn tasosta. Kuitenkin intertemporaalisen hyödyn tason estimoiminen kestokulutushyödykkeistä on osoittautunut niin hankalaksi, että tutkijat yleisesti jättävät sen kokonaan pois käyttämästään kulutuksen määreestä empiirisiä tutkimuksia tehdessään. (Tremblay, Pichette 2003)

Tilastokeskuksen yksityisen kulutuksen neljännesvuosittainen tilasto on saatavilla SKT95 -standardin mukaisesti laskettuna vuodesta 1975 lähtien. Tilastossa perusvuodet kuitenkin muuttuvat ajoittain, mistä johtuen se on ketjutettava yhtenäiseksi, jotta kulutuksen volyymimuutokset saadaan esiin

jatkuvana aikasarjana. Ketjuttamisprosessissa minua auttoi Tilastokeskuksen tutkimus- ja menetelmäyksikön yliaktuaari Arto Kokkinen.

Aineistoina jatkuvan kulutusaikasarjan laadinnassa oli käytettävissä huoltotaseen aikavälin 1990Q1-2008Q4 kattava neljännesvuosittainen aikasarja ja yksityisen kulutuksen vuodet 1975-2002 kattava vuoden 1995 hinnoin laskettu neljännesvuosittainen aikasarja. Sarjat yhteismitallistettiin niin, että molempien em. sarjojen kattamalle periodille 1990Q1-2002Q3 laskettiin sarjojen havaintojen suhteen keskiarvo, jolla jokaista yksityisen kulutuksen aikasarjan havaintoa välillä 1975-1990 kerrottiin. Näin saatu aikasarja liitettiin huoltotaseen 1990Q1-2008Q4 yhteyteen, saaden yksityisen kulutuksen jatkuva aikasarja välille 1975Q1-2008Q4.

$$(23) \quad C_{t(\text{huoltotas\grave{e}})} = C_{t(\text{yks.kul.})} * \left(\frac{\sum_{t=1990Q1}^{2002Q3} (C_{t(\text{huoltotas\grave{e}})} / C_{t(\text{yks.kul.})})}{51} \right)$$

, jossa $C_{t(\text{huoltotas\grave{e}})}$ on huoltotaseen aikasarjasta otettu yksityisen kulutuksen taso, $C_{t(\text{yks.kul.})}$ on kulutustilastosta otettu yksityisen kulutuksen taso.

4.4 Tulot

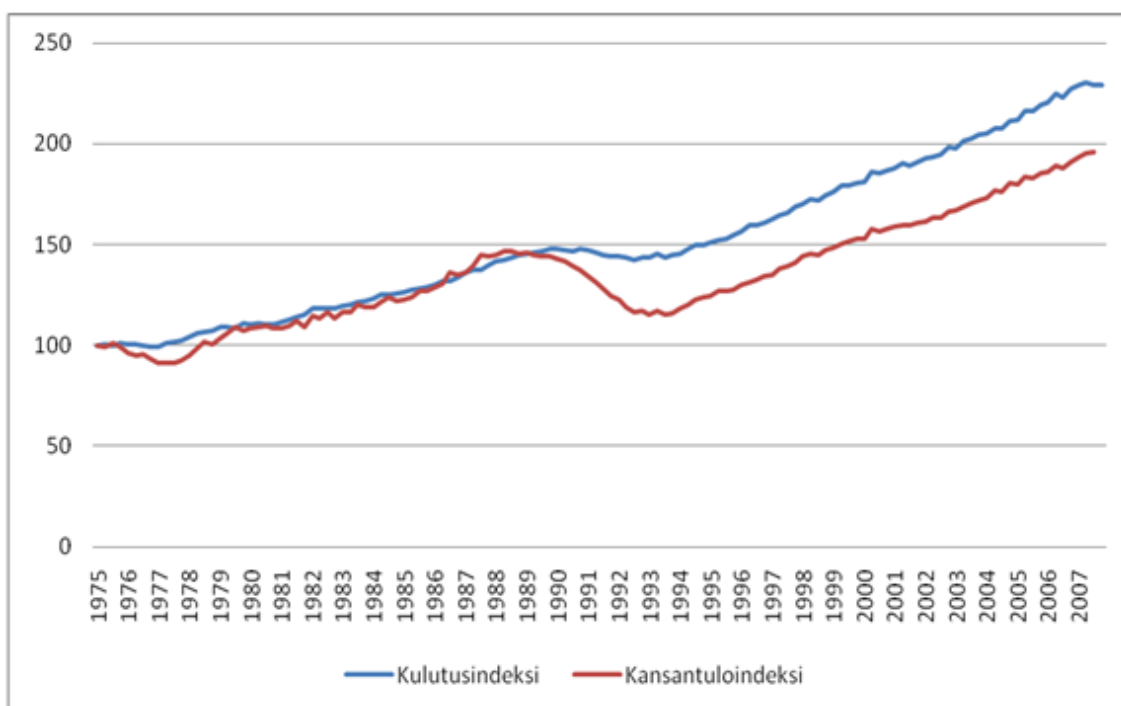
Tulojen määrittämiseen käytin Tilastokeskuksen kansantalouden tilinpidon tiimin laskeman kansantulo-tilaston palkat ja palkkiot -aikasarjaa ja Tilastokeskuksen ansiotasoindeksiä. Tilastokeskus on julkaissut kansantulo-tilastoa vuositasoisena kattaaen koko tutkimusperiodin, sekä neljännesvuositasoisena vuodesta 1990 lähtien. Olenkin laskenut ansiotasoindeksin pisteluvun muutosten avulla neljännesvuosittaiset arvot kansantulon palkoille ja palkkioille aikavälille 1975-1989. Kansantulo-tilastosta otetut palkat ja palkkiot ovat kausitasoitettuja arvoja. Ansiotasoindeksin laadinnassa epätasaisesti vuoden sisälle sijoittuvat tuloerät on laskettu yhteen ja jaettu tasan eri vuosineljänneksien kesken. Kummassakaan sarjassa ei täten ole ylimääräistä kausivaihtelua ja ne ovat keskenään yhteensopivia, niiden keskinäisen korrelaation ollessa 0,99.

$$(24) \quad Y_t = Y_{t-1} * \left(1 + \frac{G_t}{\frac{y_t(\text{annual})}{x_t(\text{annual})}} \right)$$

, missä Y merkitsee tuloja, G ansiotasoindeksin neljännesvuosittaista prosenttimuutosta, y ansiotasoindeksin vuosittaista prosenttimuutosta ja x kansantulon vuosittaista prosenttimuutosta. Koska laskelmassa otetaan huomioon vuositasoiset muutokset, on aikasarja yhteneväinen vuositasoisen kansantulon aikasarjan kanssa. Y_t tulee vielä muistaa jakaa neljällä, jotta saadaan neljännesvuosittaiset arvot sen sijaan, että arvot olisivat vuositasoisia

summia täydennettyinä neljännesvuosittaisella ansiotason kehityksellä. Kun näin saatu nimellisen kansantulon aikasarja deflatoidaan elinkustannusindeksillä, saadaan muodostettua reaalisen kansantulon aikasarja.

$$(25) \quad Y_{t(real)} = Y_{t+1(real)} * \left(1 - \frac{Y_{t+1(nominal)} - Y_{t(nominal)}}{Y_{t(nominal)}} + \pi_{t+1}\right)$$



Kuvio 6 Yksityisen kulutuksen ja kansantulon kehitys 1975-2008. Indeksit reaalisia, 100=1/1975.

4.5 Bruttomääräisestä nettomääräiseksi

Kaikki tähän mennessä lasketut varallisuusmäärät on laadittu bruttomääräisinä. Niissä siis on otettu huomioon ainoastaan kotitalouksien taseiden saatavat-sarake. On kuitenkin muistettava, että kotitalouksien velka on omaisuutta, joka on ikään kuin vain lainassa kotitalouksien hallussa. Tästä syystä varallisuusvaikutusta käsittelevät tutkimukset ovat lähes poikkeuksetta tarkastelleet nettomääräisen varallisuuden kulutusvaikutuksia.

Tilastokeskus tilastoi rahoitustilinpidossa kotitaloussektorin lainojen kokonaismäärää, ei sitä, mitä tarkoitusta varten laina on otettu. Tutkimusasetelmani kannalta olisi kuitenkin tärkeää pystyä kohdentamaan reaaliavarallisuuden hankintaa varten nostetut lainat vähennettäväksi bruttoreaaliavarallisuudesta ja vastaavasti rahoitusvarallisuuden hankintaa varten nostetut lainat vähennettäväksi bruttorahoitusvarallisuudesta. Apunani

kotitalouksien velkojen kohdentamisessa käytin Tilastokeskuksen varallisuustutkimusta, jonka mukaan asuntolainojen osuus kaikista omistusasunnossa asuvien veloista Suomessa on pysytellyt suhteellisen vakiona vuosina 1987–2004, ollen jokaisena varallisuustutkimuksen tarkasteluvuotena 85 %:n ja 88 %:n välillä. Koska asuntolainojen tarkan osuuden muutoksista ei ole tarjolla aineistoja vuosi-, saati sitten neljännesvuositasolla, päätin sijoittaa kunkin varallisuusaineistoni ajankohdan velkojen määrästä 86,5 % asuntolainaksi ja loput 13,5 % velaksi rahoitusvarallisuudesta. Vähentämällä nämä velat bruttomääräisistä summista sain luotua nettomääräiset varallisuusaikasarjat.

5. Varallisuusvaikutukset Suomessa 1975-2008

Tutkin varallisuusvaikutuksen suuruutta Suomessa neljännesvuosittaisella aineistolla 1975-2008, käyttäen mallini pohjana kaavaa 25. Lisäyksenä perusmallin tarkasteluun olen disaggregoinut varallisuusaineiston arvopaperi-, käteis- ja asuntovarallisuuteen, joiden nettomääräisten suureiden vaikutuksia peilaan yksityisen kulutuksen kehityskulkuun. Tarkastelen varallisuuden vaikutuksia sekä lyhyen, että pitkän aikavälin mallien avulla.

5.1 Pitkän aikavälin perusmalli

Pitkän aikavälin varallisuusvaikutusten teoria pohjaa varsin suoraviivaisesti luvussa neljä käsitellyyn Andon ja Modiglianin klassiseen elinkaarihypoteesiin. Kulutusfunktion arvo reagoi käytettävissä olevien tulojen muutoksiin niin, että selittävien muuttujien regressiokertoimilla saadaan estimoitua kulutuksen varallisuusjoustoja. Empiirisessä tutkimuksessa suositaan logaritmisia muuttujia, johtuen aikasarjojen kasvavasta trendistä. Tällöin lopulliseksi pitkän aikavälin malliksi muodostuu kaava 25, johon erona olen disaggregoinut rahoitusvarallisuuden vielä kahteen osaan; käteiseen ja arvopapereihin:

$$(26) \quad \log(C_t) = c_0 + \beta_1 \log(Y_t) + \beta_2 \log(S_{t-1}) + \beta_3 \log(M_{t-1}) + \beta_4 \log(HW_{t-1}) + \varepsilon_t^2$$

, jossa Y kuvaa tuloja, S arvopaperivarallisuutta, M käteisvarallisuutta ja HW asuntovarallisuutta. Koska tarkastelen logaritmistien muuttujien vaikutuksia logaritmiseen muuttujaan, tulevat tästä yhtälöstä lasketut tulokset olemaan muutoksien määriä suhteessa muutoksien määriin, tässä tapauksessa siis kulutuksen varallisuusjoustoja. Kuitenkin, kuten Dvornak ja Kohler 2003 ilmestyneessä artikkelissaan muistuttivat, kulutusjoustosta voidaan saada rajakulutusalttius helposti kertomalla se koko periodin keskimääräisellä kulutuksen ja varallisuuden suhteella. Tämä on tulosten vertailukelpoisuuden

kannalta tärkeää, sillä suurimmassa osassa varsinkin aggregaattiaineistolla tehdyistä tutkimuksista tulokset esitetään nimenomaan rajakulutusalttiuden muodossa.

5.1.1 Yksikköjuuriprosessi

Aineiston muuttujien epästationaarisuuteen ei kuitenkaan sen pelkkä muuntaminen logaritmiseen muotoon tuo lääketta. Myös epästationaaristen aikasarjojen vuorovaikutussuhteita on kuitenkin mahdollista analysoida, mikäli niillä voidaan todentaa olevan jonkinlainen yksikköjuuriprosessi. Jotta tämä olisi mahdollista, tulee epästationaarisella aikasarjalla olla stokastinen trendi. Aikasarjalla voidaan käytännössä todeta olevan yksikköjuuri, jos sitä differoimalla on mahdollista saada aikaan sarjasta muunnos, joka on stationaarinen.

Yksikköjuurten tutkimiseen löytyy kirjallisuudesta monenlaisia testejä. Niistä tunnetuin ja yleisimmin käytetty taloustieteellisessä tutkimuksessa on laajennettu Dickey-Fullerin testi. Laajennetun Dickey-Fullerin (ADF) testin regression kaava on seuraava.

$$(27) \quad \Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta Y_{t-p} + u_t$$

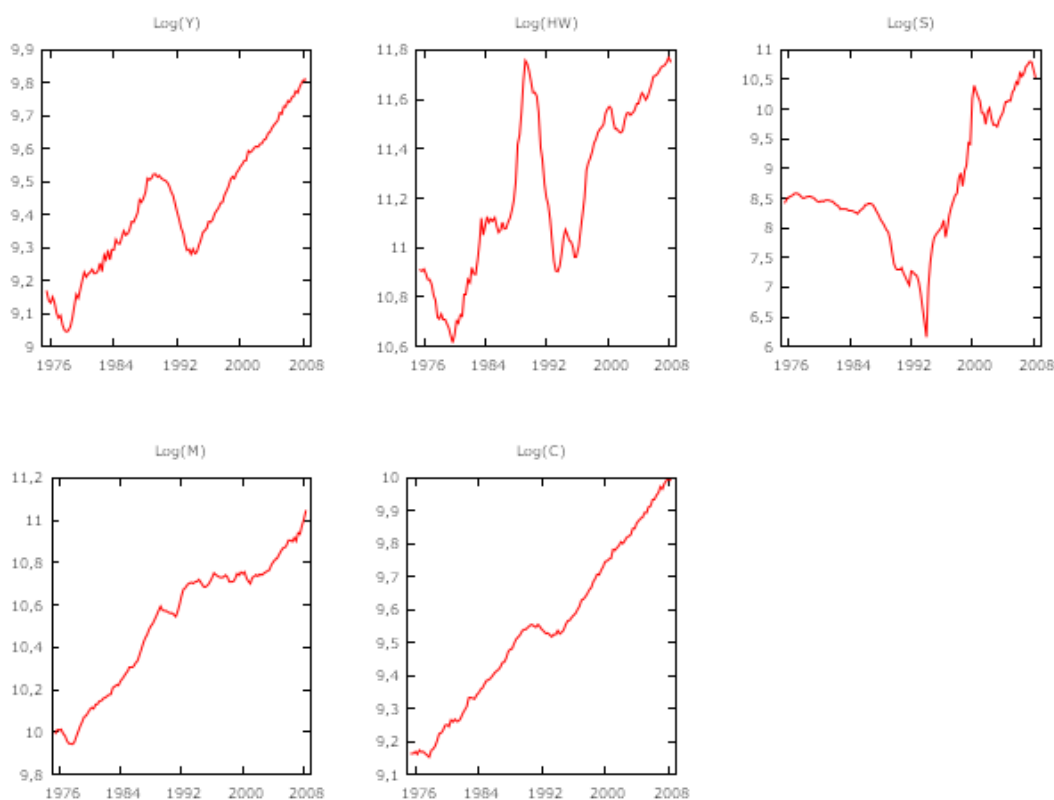
, jossa nollahypoteesina on, että Y_t on epästationaarinen. Gretl laskee ADF-testissä tarvittavien viipeiden määrän niin, että se alkaa laskea regressiota kahdentoista viipeen kanssa ja vähentää niitä sitä mukaa, kun niillä ei ole tilastollista merkitsevyyttä kymmenen prosentin merkitsevyytystasolla²⁶. Testi on laajennettavissa myös tapauksiin, joissa aikasarjalla on stokastinen trendi, joka ei ole lineaarinen, vaan jotain korkeampaa astetta. Esimerkiksi mikäli tarkasteltavalla muuttujalla on havaittavissa kvadraattista trendiä ajassa, otetaan laajennetun Dickey-Fullerin testin regressioon mukaan myös trenditermi. Yhtälö säilyy muutoin samana kuin pelkän vakionkin tapauksessa, lisänä siihen tulee ainoastaan termi α_t , joka kuvastaa trendin muutosta ajassa. (Stock, Watson 2007 s. 562)

Tutkimuksessa käyttämieni aineistojen aikasarjoilla on selkeästi kasvava trendi, kuten luvussa kolme todettiin. Tästä johtuen on perusteltua testata aineiston mahdollisia yksikköjuuriominaisuuksia laajennetulla Dickey-Fullerin testillä. Testin suorittamista varten tulee testattavien muuttujien kuvaajia tarkastella, jotta saataisiin selville, onko niillä havaittavissa lineaarinen vai kvadraattinen trendi. Aineiston aikasarjat näyttäisivät noudattavan arvopaperivarallisuutta lukuun ottamatta suhteellisen lineaarista trendiä kuvion 7 perusteella. Erityisesti arvopaperivarallisuudessa on havaittavissa selkeä romahdus 1990-luvun laman aikana. Muutkin sarjat näyttävät toki laskeneen tuona ajanjaksona, mutta mikään niistä ei ole kuitenkaan reagoinut läheskään yhtä vahvasti kuin arvopaperivarallisuus. Syitä tähän voidaan hakea

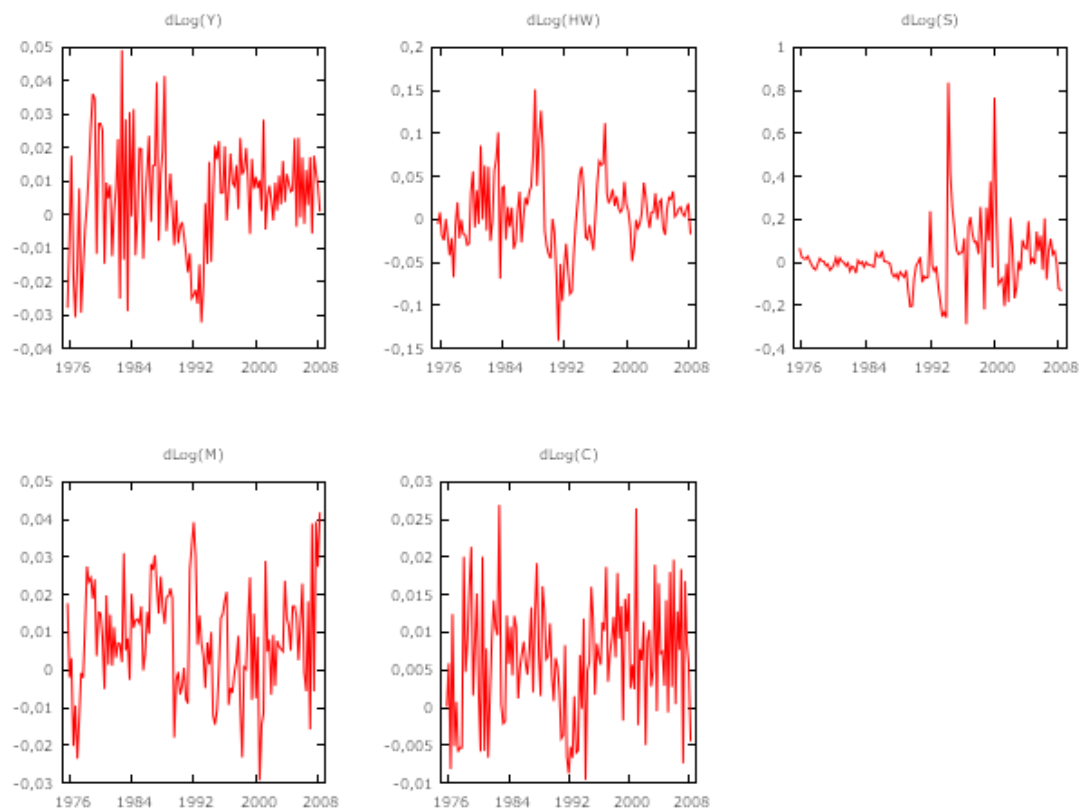
²⁶ Ns. testing down -menetelmä

arvopaperivarallisuuden tuolloin vielä suhteellisen alhaisesta kotitalouksien hallussa olleesta määrästä ja suuresta lamavuosien konkurssiaallosta, milloin moni suomalainen arvopaperi menetti käytännössä koko arvonsa.

Kuvioiden perusteella siis on selkeästi syytä testata yksikköjuurten olemassaoloa tarkasteltavissa aineistoissa ottaen vakio mukaan laajennetun Dickey-Fullerin testin regressioyhtälössä. Dickey-Fullerin testin kriittiset arvot riippuvat sen kulloinkin käytetystä spesifikaatiosta. Ne siis vaihtelevat sen mukaan, tehdäänkö testi aikasarjalle jolla ei ole trendiä, on lineaarinen trendi, on kvadraattinen trendi tai on jokin korkeampaa astetta oleva trendi. Koska tutkimuksessani käsiteltävissä aikasarjoissa näyttää olevan lineaarista trendiä, muodostuu tällä tavoin suoritettujen testien kriittiseksi arvoksi esim. 5 %:n luottamustasolla muodostuu -2,86. (MacKinnon 2010) Eli, mikäli testisuure on $> -2,86$ ei nollahypoteesia voida sulkea pois 95%:n luottamustasolla, eli tällöin aikasarjassa voi olla yksikköjuuriprosessi. Taas mikäli testisuure on $< -2,86$, voidaan nollahypoteesin mahdollisuus sulkea pois 95%:n luottamustasolla ja todeta, että aikasarja on stationaarinen. (Taulukko 3)



KUVIO 7 Tulojen, asuntovarallisuuden, arvopaperivarallisuuden sekä käteisen ja talletusten sekä kulutuksen kehitys



KUVIO 8 Tulojen, asuntovarallisuuden, arvopaperivarallisuuden sekä käteisen ja talletusten sekä kulutuksen ensimmäiset differenssit

TAULUKKO 2 Laajennetun Dickey-Fullerin testin tulokset tasomuotoisista muuttujista sekä muuttujien ensimmäisistä differensseistä

Muuttuja	Testisuureen arvo	P-arvo	Käytetty viipeiden määrä
C_t	0,201	0,973	11
Y_t	-1,007	0,753	12
S_t	-0,345	0,916	1
M_t	-0,357	0,914	3
HW_t	-1,504	0,531	2
Testisuureen arvo differensseistä			
C_t	-3,251	0,017	10
Y_t	-2,436	0,132	11
S_t	-8,651	3,23E-12	0
M_t	-4,926	2,88E-05	2
HW_t	-4,350	4E-04	1

Muuttujat eivät ole tasomuodossaan stationaarisia edes 10%:n luottamustasolla. Sen sijaan niiden ensimmäiset differenssit ovat sitä jopa 5%:n luottamustasolla lukuun ottamatta tuloja Y_t . (Taulukko 2) On kuitenkin muistettava, että Dickey-Fullerin testi on tunnettu heikosta voimastaan, joten se ei kykene hylkäämään nollahypoteesia usein sellaisissakaan tapauksissa, joissa se voisi olla aiheellista. (Stock, Watson 2007, s. 652) Koska tulot tuskin voivat olla sellainen prosessi, joka olisi korkeampaa astetta, kuin $I(1)$, eli kasvaisivat alati kiihtyvällä nopeudella, ja koska niiden ADF-testisuure pääsi kuitenkin suhteellisen lähelle 10%:n kriittistä arvoa²⁷, on mielestäni perusteltua käsitellä analyysissä niitä $I(1)$ prosessina aivan kuin muitakin tarkasteltavia muuttujia.

²⁷ -2,44 vs. -2,57

TAULUKKO 3 Laajennetun Dickey-Fullerin testin kriittiset arvot 10%:n, 5%:n ja 1%:n luottamustasoilla (MacKinnon 2010)

Laajennetun Dickey-Fullerin testin kriittiset arvot			
	10 %	5 %	1 %
Ei vakiota	-1,62	-1,94	-2,57
Vakio	-2,57	-2,86	-3,43
Vakio ja trendi	-3,13	-3,41	-3,96

5.1.2 Yhteisintegroituneisuus

Engle ja Granger (1987) määrittivät, että aikasarja on integroitunut, mikäli siinä ei ole determinististä komponenttia ja mikäli siitä on muokattavissa stationaarinen, ARMA-muotoinen sarja differoimalla sitä. Tällöin sarjan integroituneisuusasteeksi muodostuu sen stationaarisen muodon esiintuomisen vaatima differoimiskertojen määrä. Terminologisesti siis se, että sarja on integroitunut vähintään asteella yksi tarkoittaa samalla sitä, että sarjalla on oltava myös yksikköjuuri.

Yhteisintegroituneisuus tarkoittaa, että on kaksi tai useampia aikasarjoja, jotka ovat sama-asteisesti integroituneita. Tämä samalla merkitsee, nämä aikasarjat ovat epästationaarisia, mutta myös että niistä on mahdollista saada aikaan lineaarikombinaatio joka on stationaarinen. Tästä seuraa, että vaikka prosessit kyseisten aikasarjojen taustalla kohtaisivatkin pysyviin tasomuutoksiin johtavia shokkeja, on pitkällä aikavälillä löydettävissä jonkinlainen tasapainorelaatio niiden välille. (Hamilton 1994, 572) Varallisuusvaikutuskirjallisuudessa on selkeästi näytetty, että sekä varallisuuden määrä että yksityinen kulutus ovat yleensä epästationaarisia prosesseja. Sarjoista kumpikaan ei näytä konvergoituvan kohden mitään havaittavissa olevaa tasoa, vaan niillä molemmilla on selkeästi havaittavissa oleva kasvava trendi. Tästä johtuen sarjojen yhteisintegroituneisuus olisi erittäin hyödyllinen ominaisuus niiden analysoinnin kannalta.

Edellisen luvun ADF-testin perusteella voidaan siis sanoa, että hypoteesi tutkimuksessa käsiteltävien muuttujien yhteisintegroituneisuudesta saa selkeää tukea. Ainoastaan tulojen aikasarjan osalta on ilmassa hieman epävarmuutta. Kuitenkin myös niissä ADF-testin tulos pääsi suhteellisen lähelle 10%:n kriittistä arvoa, joten myös niiden sisällyttämistä estimoitavaan malliin voidaan pitää perusteltuna. Yhteisintegroituneisuuden varmistamiseksi tulee Englen ja Grangerin (1987) metodissa vielä tarkistaa pitkän aikavälin perusmallin virhetermin stationaarisuus. Tämän suoritin ajamalla ADF-testin tälle residuaalille.

Paljaalla silmällä tarkasteltuna virhetermi vaikuttaisi olevan suhteellisen stationaarinen prosessi²⁸. Tämän vuoksi ADF-testin regressioyhtälöön ei teorian

²⁸ Ks. kuva liitteessä 5

valossa tulisi sisällyttää vakiotermejä. Varmuuden vuoksi suoritin kuitenkin testin myös vakion kanssa, jonka tulon nojalla meidän on mahdollista saada vielä lisävarmuutta yksikköjuurten mahdollisesta olemassaolosta. Virhetermi saa ADF-testisuureen arvon -3,59 kun ADF-regressio ajetaan ilman vakiota ja -3,55 kun siihen otetaan vakio mukaan. Koska virhetermin osalta ADF-testi pystyy selkeästi sulkemaan pois molemmissa tapauksissa yksikköjuuren olemassaolon nollahypoteesin jopa 1%:n luottamustasolla, tukee tämä tulos selvästi sitä, että varsinaisessa analyysissäni tarkasteltavat muuttujat ovat yhteisintegroituneita asteella 1.

5.1.3 Dynaamisen pienimmän neliösumman menetelmän estimaatit

Aineiston epästationaarisuudesta johtuen tavallinen pienimmän neliösumman estimaattori ei toimi regressioyhtälön estimointivälineenä aivan oikein. Regressiomallin estimointi yksikköjuuri-prosessilla varustetuista aineistoista pienimmän neliösumman menetelmää käyttäen johtaa yleensä voimakkaasti autokorreloituneisiin virhetermeihin. Tästä johtuen näin estimoitu malli on taipuvainen aliarvioimaan estimaattien keskivirheitä ja sitä kautta yliarvioimaan varsinaisten kerroinestimaattien tilastollista merkitsevyyttä. Monesti aihetta käsittelevissä tutkimuksissa on tähän ongelmaan ratkaisuksi tarjottu Stockin ja Watsonin kehittämää dynaamista pienimmän neliösumman (DOLS) menetelmää. (Davis, Palumbo 2001)

Yhteisintegroituneet aikasarjat omaavat dynaamisen korrelaation. Tällaisten prosessien estimoinnissa tulisikin käyttää perinteisen pienimmän neliösumman estimaattorin sijaan dynaamista pienimmän neliösumman estimaattoria. Siinä regressiokertoimiin lisätään lead-lag -rakenne²⁹, jolla pyritään mallintamaan sarjojen välinen yhteisintegroituneisuusvektori. (Stock, Watson 1993) Menetelmä on kaavamuodossa³⁰ seuraavanlainen:

$$(28) \quad \log(C_t) = c_0 + \delta_1 \log(Y_t) + \delta_2 \log(FW_{t-1}) + \delta_3 \log(HW_{t-1}) + \delta_4 \log(Y_{t-1}) + \delta_5 \log(FW_{t-2}) + \delta_6 \log(HW_{t-2}) + \delta_7 \log(Y_{t+1}) + \delta_8 \log(FW_t) + \delta_9 \log(HW_t) + \varepsilon_t^2$$

, jossa C = kulutus, Y = palkkatulo, FW = rahoitusvarallisuus ja HW = asuntovarallisuus

Estimoin kerroinestimaatit sekä tavallisella, että dynaamisella pienimmän neliösumman menetelmällä, jonka jälkeen vertailen niistä saamiani estimaatteja. Käytän dynaamisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoitavassa regressioyhtälössä Davisin ja Palumbon (2001) tapaan sekä tasomuotoisten, logaritmoitujen muuttujien kahta viivästettyä ja edistettyä arvoa, että logaritmien ensimmäisiä differenssejä jokaisesta selittävästä muuttujasta.

²⁹ Rakenne, jossa on sekä viivästettyjä, että edistettyjä arvoja estimoitavista muuttujista

³⁰ Esimerkin selkeyttämiseksi esitetty vain yhden edistetyn- ja viivästetyn arvon malli

Kaavasta 26 muodostuu tällöin seuraavanlainen versio DOLS-estimointia varten:

$$(29) \quad \log(C_t) = c_0 + \delta_1 \log(Y_{t-2}) + \delta_2 \log(S_{t-3}) + \delta_3 \log(M_{t-3}) + \delta_4 \log(HW_{t-3}) + \delta_5 \log(Y_{t-1}) + \delta_6 \log(S_{t-2}) + \delta_7 \log(M_{t-2}) + \delta_8 \log(HW_{t-2}) + \delta_9 \log(Y_t) + \delta_{10} \log(S_{t-1}) + \delta_{11} \log(M_{t-1}) + \delta_{12} \log(HW_{t-1}) + \delta_{13} \log(Y_{t+1}) + \delta_{14} \log(S_t) + \delta_{15} \log(M_t) + \delta_{16} \log(HW_t) + \delta_{17} \log(Y_{t+2}) + \delta_{18} \log(S_{t+1}) + \delta_{19} \log(M_{t+1}) + \delta_{20} \log(HW_{t+1}) + \delta_{21} \Delta \log(Y_t) + \delta_{22} \Delta \log(S_{t-1}) + \delta_{23} \Delta \log(M_{t-1}) + \delta_{24} \Delta \log(HW_{t-1}) + \varepsilon_t^2$$

TAULUKKO 4 Pitkän aikavälin mallin estimaatit 1975-2008 estimoituina dynaamista pienimmän neliösumman menetelmää käyttäen

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	c_0	0,344	0,074	4,617	1,09e-05***
$\log(Y_t)$	δ_9	-0,052	0,164	-0,320	0,750
$\log(S_{t-1})$	δ_{10}	-0,019	0,017	-1,115	0,268
$\log(M_{t-1})$	δ_{11}	-0,120	0,218	-0,551	0,583
$\log(HW_{t-1})$	δ_{12}	0,003	0,082	0,041	0,967
$\log(Y_{t-2})$	δ_1	0,196	0,118	1,665	0,099*
$\log(S_{t-3})$	δ_2	0,044	0,012	3,597	0,001***
$\log(M_{t-3})$	δ_3	0,338	0,142	2,383	0,019**
$\log(HW_{t-3})$	δ_4	0,089	0,051	1,746	0,084*

Pitkän aikavälin tarkastelussa viiveettömien muuttujien parametriestimaatit saavat hyvin alhaiset t-testisuureen arvot, eivätkä siten alkuperäisen mallispesifikaation yhtälön 26 termeistä yksikään ole tilastollisesti merkitsevä vakiota lukuun ottamatta. Syytä tähän voidaan hakea aineistojen koontivaiheessa käytetystä varsin runsaasta estimoinnista, erinäisistä proxy-muuttujista ja siitä, että monissa kohdin olen joutunut aineistoja estimoidessani turvautumaan keskiarvoistamiseen sopivien indikaattorien puuttuessa. Tilastojen vaihtelevat koontimenetelmät ja usean lähdeaineistona käytetyn aikasarjan epäjatkuvuudet eivät voi myöskään todennäköisesti olla vaikuttamatta lopputulokseen. Dynaamisen pienimmän neliösumman menetelmän mukanaan tuomista edistetyistä termeistä asunto- ja arvopaperivarallisuuden toiset edistetyt termit olivat tilastollisesti merkitseviä. Tilastollista merkitsevyyttä löytyi myös tulojen, asuntovarallisuuden sekä käteis- ja arvopaperivarallisuudet toisista viipeistä. Olen poiminut taulukkoon kaikki alkuperäisen mallispesifikaation (yhtälö 26) mukaiset selittävät

muuttujat, sekä ne viivästetyistä muuttujista, joilla oli havaittavissa tilastollista merkitsevyyttä. Loput tuloksista löytyvät liitteistä.

Selittävien muuttujien ensimmäiset differenssit putosivat heti estimointivaiheen alussa pois, sillä niissä havaittiin niin selkeää kollineaarisuutta, ettei niillä olisi voinut olla mitään lisäarvoa annettavanaan regressiomallille. Durbin-Watsonin testisuureen pienestä arvosta (0,58) päätellen mallin residuaalit vaikuttavat olevan positiivisesti autokorreloituneita³¹. Niiden vaikutuksiin tutkimuksen analyysissä ja käyttökelpoisuuteen varallisuusvaikutuksen lyhyen aikavälin dynamiikan määrittämisessä saadaan kuitenkin vielä lisävaloa testaamalla niiden stationaarisuutta Laajennetulla Dickey-Fullerin testillä.

5.1.4 Tavallisen pienimmän neliösumman menetelmän estimaatit

Koska dynaamisella pienimmän neliösumman menetelmällä ei aineistosta ollut mahdollista saada tilastollisesti merkitseviä kerroinestimaatteja, estimoin kaavan 26 mukaisen regressiomallin myös tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä. Huolimatta sen aikaansaamien estimaattien mahdollisesta ylimerkitsevyydestä, voi estimaateilla olla lisäarvoa annettavana analyysille siitä johtuen, että normaalilla pienimmän neliösumman menetelmällä estimoidaessa ei käytetä lead-, lag-rakennetta, kuten estimointimenetelmän dynaamisessa variantissa. Koska olen estimointivaiheessa joutunut keskiarvoistamaan useita analyysissä käyttämiäni aikasarjoja, on todennäköistä, että niiden keskinäiset dynaamiset relaatiot ovat prosessissa heikentyneet, jolloin myös dynaaminen pienimmän neliösumman menetelmä on menettänyt jossain määrin sovellettavuuttaan tässä yhteydessä.

TAULUKKO 5 Pitkän aikavälin mallin estimaatit 1975-2008 estimoituina tavallista pienimmän neliösumman menetelmää käyttäen

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	C_0	0,379	0,076	4,999	1,90e-10***
$\log(Y_t)$	β_1	0,270	0,050	5,371	3,69e-07***
$\log(S_{t-1})$	β_2	0,052	0,003	17,250	7,34e-035***
$\log(M_{t-1})$	β_3	0,529	0,017	30,960	1,78e-060***
$\log(HW_{t-1})$	β_4	0,011	0,019	0,557	0,579

Tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä suoritettu regressiomallin estimointi tuotti odotetusti tilastollisesti merkitsevempiä tuloksia kuin DOLS-estimointi. Tässä yhteydessä tulee muistaa että tavallisen pienimmän

³¹ Durbin-Watsonin testisuureen arvo vaihtelee välillä 0-4. Mitä lähempänä kahta se on, sitä vähemmän autokorreloituneita residuaalit ovat (Maddala 1992, s. 230)

neliösumman menetelmän pääasiallisena heikkoutena yksikköjuuriprosessilla varustettujen aikasarjojen koostamien regressiomallien estimoinnissa pidetään sen taipumusta aliarvioida estimaattien keskihajontaa, eikä niinkään sitä, että estimaatit itsessään olisivat harhaisia. Vertaamalla taulukoiden 5 ja 4 tuloksia huomaamme, että tavallisen pienimmän neliösumman kerroinestimaatitkin ovat huomattavasti suurempia, kuin DOLS-estimaatit, puhumattakaan siitä, että myös niiden etumerkit ovat nyt intuitiivisesti oikeansuuntaisia. Tavallinen pienimmän neliösumman menetelmä siis näyttäisi soveltuvan tutkimuksen analyysin tekoon huomattavasti dynaamista menetelmää paremmin.

Virhetermien autokorreloituneisuutta voimme tarkastella vertailemalla eri estimointimenetelmien tuottamia Durbin-Watson testisuureita. Odotetusti dynaamisen pienimmän neliösumman menetelmän avulla estimoituna virhetermit osoittautuivat vähemmän autokorreloituneiksi, testisuureen arvon ollessa niiden osalta 0,58, kun taas tavallisen pienimmän neliösumman estimaattorin tuottama Durbin-Watsonin testisuure oli arvoltaan 0,31.

5.2 Virheenkorjausmalli ja varallisuusvaikutuksen lyhyen aikavälin dynamiikka

Edellä tarkastellun pitkän aikavälin relaation lisäksi voidaan varallisuuden vaikutusta kulutukseen analysoida myös lyhyellä aikavälillä. Davidson ym. (1979) havaitsivat mallintaessaan yksityisen kulutuksen muutoksia elämäkaarihypoteesin avulla, kuinka aineistosta oli löydettävissä lyhytaikaisia, mallin ulkopuolisia vaihteluita, jotka kuitenkin hävisivät aikasarjan seuraavien periodien aikana. Tämän vuoksi rajakulutusalttius voikin näyttää lyhyellä aikavälillä hyvin erilaiselta, kuin pidemmällä ajanjaksolla tarkasteltuna. Tinsley (1993) osoitti, että on mahdollista tarkastella elämäkaarihypoteesin teoreettisessa kehikossa rajakulutusalttiuden, sekä lyhyen että pitkän aikavälin ominaisuuksia, lisäämällä elämäkaarihypoteesiin termejä, jotka huomioivat jäykkyydet kotitalouksien kulutustottumuksissa. Nämä jäykkyydet aiheuttavat viivettä shokkien jälkeen kulutuksen sopeutumisessa uudelle, optimaaliselle, elämäkaarihypoteesin mukaiselle tasolle. Tätä kutsutaan aihetta käsittelevässä kirjallisuudessa virheenkorjausmekanismiksi (error correction mechanism). Virheenkorjausmekanismin olemassaolo on olennaista myös pidemmän aikavälin rajakulutusalttiuden empiiriselle tutkimukselle, sillä sen avulla voidaan todentaa varallisuuden tason ja kulutuksen välisen vaikutussuhteen suunta³².

³² Eli että yksityinen kulutus todellakin muuttuu, kuten intuitio viittäisi, tulojen ja varallisuuden muutosten seurauksena, eikä suinkaan niin, että tulot ja varallisuuden taso muuttuisivat seurauksena muuttuneesta kulutuksen tasosta.

Engle ja Granger esittivät 1987 julkaistussa artikkelissaan ns. ”kahden askeleen” menetelmää³³ virheenkorjausmallin (ECM) estimoimiseksi. Menetelmässä lähdetään siitä, että on olemassa kaksi tai useampia aikasarjoja, joiden keskinäisiä vuorovaikutussuhteita halutaan tutkia. Ensimmäinen askel tässä on ottaa selville, ovatko nämä aikasarjat stationaarisia. Tämän he suorittivat käyttäen laajennettua Dickey-Fullerin testiä. Mikäli aikasarjat todetaan stationaariseksi, helpottuu regressiokerrointen estimointi olennaisesti, kun sarjan trendiä ei tarvitse huomioida regressiokertoimia estimoimissa. Taas mikäli sarjat todetaan epästationaariseksi, tulee seuraavaksi selvittää niiden integroituneisuusasteet. Tämä luonnistuu kätevästi laskemalla ADF-testisuureet muuttujien differensseille. Mikäli muuttujat havaitaan sama-asteisesti integroituneiksi, tutkitaan sarjojen yhteisintegroituneisuutta suorittamalla ADF-testi virhetermille, joka on otettu regressioyhtälöstä, jossa yhtä tarkasteltavaa muuttujaa regressoidaan muilla analyysissä mukana olevilla muuttujilla. Mikäli ADF-testi toteaa virhetermin stationaariseksi, ovat ADF-regressiossa käytetyt muuttujat keskenään yhteisintegroituneita. Tällöin virhetermiä voidaan käyttää virheenkorjausmallin yhteisintegroituneisuusvektorina. Seuraavaksi tehdään regressio, missä selitettävän muuttujan muutosta selitetään muiden muuttujien muutosten ja virheenkorjaustermin viivästetyillä arvoilla.

Empiirisesti virheenkorjausmekanismin toimintaa tutkineet Davis ja Palumbo (2001) tarkastelivat elämäkaarihypoteesin yhtälöstä, esimerkiksi yhtälöstä 25, poimitun viivästelyn virhetermin ε_{t-1}^2 kykyä ennustaa periodin t logaritmoitua kulutusta. Tällöin malliksi he saivat

$$(30) \quad \log(C_t) = \log(C_{t-1}) + \eta_1 + \eta_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \eta_3 x_t + v_t$$

, missä virhetermin lisäksi selittävinä tekijöinä ovat viivästetty kulutuksen logaritmi sekä x_t , mikä sisältää reaalikoron, työttömyyden, kuluttajabarometrin, viivästetyn kulutuksen kasvuasteen, reaalityulojen kehityksen ja varallisuuden tason kehityksen. Mallissa virhetermi toimii yhteisintegroituneisuusvektorina, joka ”tasapainottaa” mallin. Kerroin η_2 taas osoittaa virheenkorjausmekanismin toiminnan nopeuden lyhyellä aikavälillä; se ilmoittaa prosentuaalisen muutoksen, minkä tarkasteltava muuttuja tekee kohden tasapainotilaa yhden periodin aikana. On huomattava myös, että virhetermiin ovat latautuneet myös tarkasteltavien muuttujien pitkän aikavälin kertoimet; koska se on otettu pitkän aikavälin tarkastelun regressioyhtälöstä, joka on muotoa

$$(31) \quad \log(C_t) = \alpha_t + \beta_1 \log(X_t) + \varepsilon_t$$

³³ Käytän lainausmerkkejä, koska omasta mielestäni askelia on hieman useampia kuin kaksi

, jossa X_t on vektori kaikista tarkastelussa olevista muuttujista. Tämä yhtälö voidaan myös ilmoittaa ε_t :n mukaan muodossa

$$(32) \quad \varepsilon_t = \log(C_t) - \alpha_t - \beta_1 \log(X_t)$$

, jossa β_1 on kerroin, joka ilmaisee X_t :n pitkän aikavälin vaikutuksen C_t :hen.

Yhdistettyinä nämä yhtälöt saadaan malli kulutuksen muutoksesta, jossa on mukana sekä pitkän, että lyhyen aikavälin dynamiikka.

$$(33) \quad \Delta \log(C_t) = \eta_1 + \eta_2 (\log(C_{t-1}) - \alpha_{t-1} - \beta_1 \log(X_{t-1})) + \eta_3 X_t + v_t$$

Tarkastelen tutkimuksessani virheenkorjausmekanismin olemassaoloa ja toimintaa soveltamalla Davisin ja Palumbon (2001) ja Englen ja Grangerin (1987) menetelmiä. Pitkän aikavälin analyysin regressioyhtälöstä (yhtälö 26) saamme virhetermin, jolle suoritamme Davisin ja Palumbon (2001) lailla ADF-testin. Virhetermi saavutti testisuureen arvoksi -3,59, mikä alittaa ilman vakiota suoritettavan ADF-testin kriittisen arvon, jopa 1%:n luottamustasolla. Tämä tulos siis vahvistaa virhetermin stationaarisuuden.

Seuraava askel on poimia tämä stationaariseksi todettu virhetermi em. mallista ja sijoittaa se yhdeksi selittäväksi muuttujaksi regressiomalliin, missä kulutuksen muutosta pyritään selittämään tulojen ja varallisuuden muutosten viivästetyillä arvoilla. (Engle, Granger 1987) Mallissa virhetermi toimii virheenkorjausterminä, joka sovittaa yhteisintegroituneiden muuttujien pitkän aikavälin tasapainon lyhyen aikavälin heilunnan kanssa yhteen, ikään kuin tasapainottavana tekijänä. Virheenkorjaustermistä voidaan tässä yhteydessä sovellettuna myös käyttää nimitystä yhteisintegroituneisuusvektori. Tarkasteltavaksi malliksi tällöin muodostuu:

$$(34) \quad \Delta \log(C_t) = \alpha_0 + \beta_1 \Delta \log(Y_{t-1}) + \beta_2 \Delta \log(S_{t-2}) + \beta_3 \Delta \log(M_{t-2}) + \beta_4 \Delta \log(HW_{t-2}) - \beta_5 Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

, missä Y kuvaa tuloja, S arvopaperivarallisuutta M käteisvarallisuutta ja HW asuntovarallisuutta. Z on yhtälön 26 virhetermi, joka toimii lyhyen aikavälin mallin yhteisintegroituneisuusvektorina. Kaikki muuttujat ovat perusmalliin verrattuna yhdellä periodilla viivästettyjä. Kerroin β_5 ilmoittaa kuinka nopeasti muutokset epätasapainotiloissa sulautuvat kulutuksen muutokseen. Käytännössä β_5 mittaa sitä, kuinka monta prosenttia shokista käytettävissä olevassa varallisuudessa muuttaa kulutusta seuraavan periodin aikana. Ts. kuinka monta prosenttia shokista syntyneestä "virheestä" kulutuksen tasossa korjaantuu yhden periodin aikana.

TAULUKKO 6 Lyhyen aikavälin kertoimet ja virheenkorjausnopeus 1975-2008

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
Vakio	α_0	0,003	0,000	7,116	0,000***
ΔY_{t-1}	β_1	0,019	0,045	0,427	0,670
ΔS_{t-2}	β_2	0,001	0,005	0,244	0,808
ΔM_{t-2}	β_3	0,046	0,051	0,902	0,369
ΔHW_{t-2}	β_4	0,033	0,017	1,925	0,057*
Z_{t-1}	β_5	-0,074	0,044	-1,710	0,090*

Lyhyen aikavälin virheenkorjausmallin estimoiminen tuotti tilastollisesti merkitseviä arvoja asuntovarallisuuden ja virheenkorjaustermin sekä vakion osalta. Näistä vakio on merkitsevä jo 1%:n merkitsevyystasolla, kun taas asuntovarallisuuden ja virheenkorjausmekanismin estimaatteihin luottaminen vaatii jo 10%:n merkitsevyystason luoman epävarmuuden hyväksymistä. Mallin selitysaste jää kuitenkin suhteellisen vaatimattomaksi; R^2 on vain 0,04, joten sen selitysvoima kulutuksen muutoksista on alhainen. Toisaalta myös Davisin ja Palumbon (2001) tutkimuksen lyhyen aikavälin tarkastelussa virheenkorjausmekanismin nopeus vaihteli huomattavasti mallispesifikaatiosta riippuen. Tarkastelussani saatu virheenkorjausnopeus -0,074 on suuruudeltaan vertailukelpoinen Davisin ja Palumbon logaritmuotoisesta yhtälöstä saamiin estimaatteihin, jotka vaihtelivat -0,024:n ja -0,13:n välillä.

Virheenkorjausmekanismi vaikuttaisi saavan siis ehkä jonkinlaista varovaista tukea. Sen nopeus kuitenkin vaikuttaa suhteellisen hitaalta; kertoimen perusteella jonkin käytettäviin tuloihin vaikuttaneen shokin vaikutukset kulutukselle tapahtuisivat niin, että kulutus sopeutuisi keskimäärin 7,4% jokaisen seuraavan periodin aikana kohden uutta optimaalista kulutuksen tasoa niin, että shokin jälkeen pitkän aikavälin tasapainotilanteen saavuttamiseksi kuluu n. 13,5 vuosineljännestä, eli yli 3 vuotta. On kuitenkin syytä muistaa, että käytännössä virheenkorjausmekanismia ei voi tulkita näin yksinkertaisesti, sillä kulutuksen tasapainotaso on liikkeessä koko ajan sitä mukaa kun kotitaloudet saavat sellaista uutta tietoa, joka voi vaikuttaa niiden varallisuuden tasoon ja tulojen kehitykseen.

Vaikka virheenkorjausmekanismin nopeus näyttääkin suhteellisen hitaalta, on sen olemassaololla silti merkitystä yksityisen kulutuksen kehitykselle. Tästä voi saada kuvan tutkimalla, kuinka suuresti toteutunut kulutus eroaa kulutusyhtälön indikoiman tasapainotilan kulutuksesta. Empiirisesti tämä on mahdollista suorittaa tarkastelemalla pitkän aikavälin regressiomallin yhtälön (kaava 26) virhetermien keskihajontaa. Niiden perusteella tutkimuksessa käytetyssä aineistossa toteutunut kulutus ja pitkän aikavälin tasapaino ovat keskimäärin olleet n. 0,7%:n päässä toisistaan. Kun tämä kerrotaan aiemmin estimoidulla 7,4%:n vuosineljänneksittäisellä virheenkorjausnopeudella ja muunnetaan se vuositasoiseksi, saadaan että virheenkorjausmekanismi on nopeuttanut kulutuksen kasvua keskimäärin

0,21%-yksikköä vuosittain. Yksityisen kulutuksen aikasarjasta laskettu keskimääräinen vuosittainen kulutuksen kasvu on 2,61%, joten suhteutettuna siihen virheenkorjausmekanismin voidaan todeta vaikuttaneen pidemmällä aikavälillä merkittävästi kulutuksen kehitykseen. Tarkemmat tulokset lyhyen aikavälin regressioyhtälöstä löytyvät liitteistä.

5.3 Varallisuusvaikutuksen muutokset ajassa

Taloushistorian valossa käsittelemäni aikakausi on Suomessa ollut suurten muutosten aikaa. Sääntelyn vapautuminen finanssimarkkinoilla 1980-luvulla ja pääoman liikkeiden rajoitusten vähentäminen yhdistettynä 1990-luvun alun suureen lamaan ovat epäilemättä tekijöitä, jotka näkyvät myös varallisuusaineistoissa. Nämä suuret muutokset ovat olleet omiaan aiheuttamaan sellaisia katkoksia aikasarjoihin, jotka voivat vaikeuttaa tilastollisesti merkitsevien varallisuusvaikutusestimaattien saamista. Tästä johtuen onkin tarpeellista tarkastella myös lyhyempien aikavälien estimaatteja nähdäksemme, onko varallisuusvaikutus erilainen eri aikakausina ja että voisiko se olla tilastollisesti merkitsevä jollain tarkasteluajanjakson osaperiodilla.

Yleisesti käytetty menetelmä pidemmän ajanjakson osaperiodien tarkasteluun on Rolling-estimointi. Tämä menetelmä perustuu siihen, että jaetaan koko periodin aineisto pienempiin ajanjaksoihin ja lasketaan niistä samat estimaatit kuin pidemmänkin ajanjakson perusteella. Näin saatuja estimaatteja voidaan verrata toisiinsa ja siten saada käsitys tarkasteltavan ilmiön kehityksestä ajassa. Rolling-estimoinnin ohella testasin varallisuusvaikutuksien pysyvyyttä lisäämällä luvun 5.1 regressiomalliin dummy-muuttujia, joilla pyrin kontrolloimaan eri aikakausien mahdollisia eroavaisuuksia käytettävissä olevien tulojen ja kulutuksen vuorovaikutussuhteessa.

Päätin jakaa aineistoni kolmeen osaan niin, että ensimmäinen osa sisältää 1990-lamaa edeltävän ajanjakson, toinen laman ja sen jälkeisen ajan vuoden 2000 IT-kuplaan saakka ja kolmas aikasarjojen viimeiset 10 vuotta, jolloin rahoitusvarallisuusaineistoa on koottu Tilastokeskuksessa ja myöhemmin Suomen Pankissa valmiiksi neljännesvuosittaisena aineistona.

Jotta näkisin, ovatko intuitiivisin perustein valitsemani aikakaudet sopivia analyysin tarpeisiin, suoritin näille Chow-testin³⁴. Jokaisella valitsemallani periodilla ainakin jollain muuttujalla oli Chow:n testisuureen perusteella havaittavissa rakenteellisia eroja eri periodien välillä, joten kerroinestimaattien estimointi eri osaperiodeille on perusteltua.³⁵

5.3.1 Lamaa edeltävät vuodet

Kotitalouksien varallisuus, kulutus ja tulot kasvoivat selvästi lamaa edeltäneenä vajaan 15 vuoden ajanjaksona. (Kuvio 9) On kuitenkin huomattava, kuinka varallisuuden kasvu keskittyi lähes yksinomaan asuntovarallisuuteen sekä

³⁴ Chow-testi tarkastelee, onko aikasarjassa havaittavissa rakenteellista muutoskohtaa. Se tekee sen laskemalla testisuureen koko periodin ja osaperiodin virhetermeistä ja vertaamalla, ovatko ne tilastollisesti yhtä suuria (Maddala 1992, s. 170)

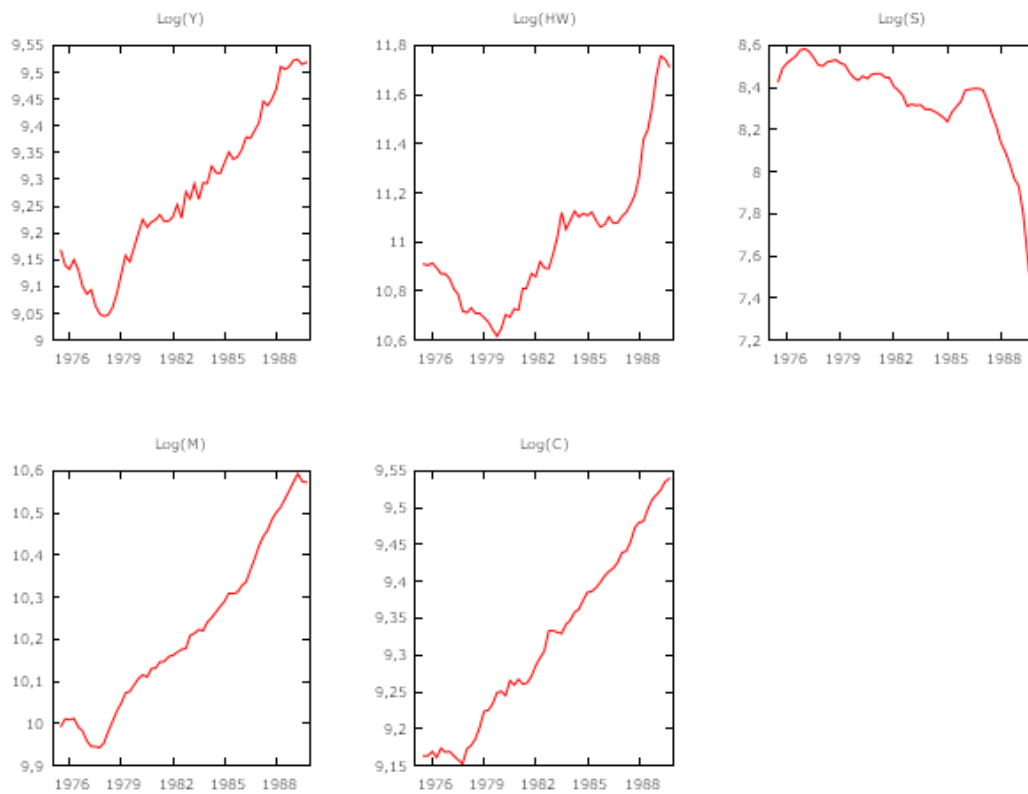
³⁵ Ks. tarkemmat tulokset Chow:n testistä liitteestä 6

käteiseen ja talletuksiin. Arvopaperivarallisuuden osalta sen reaalin taso pysyi suhteellisen vakaana tarkasteluajanjakson alusta aina vuoteen 1987 saakka, minkä jälkeen se lähti terävään laskuun. Syytä arvopaperivarallisuuden suhteellisen vaatimattomaan kehitykseen aikana, jolloin pääomien liikkeitä vapautettiin, voidaan ehkä hakea kotitalouksien osalta niiden arvopaperiomistusten suhteellisen matalalla määrällä ja sillä, ettei niiden arvon kehitys pysynyt tasolla, joka olisi pystynyt voittamaan samanaikaisen inflaatiovauhdin.

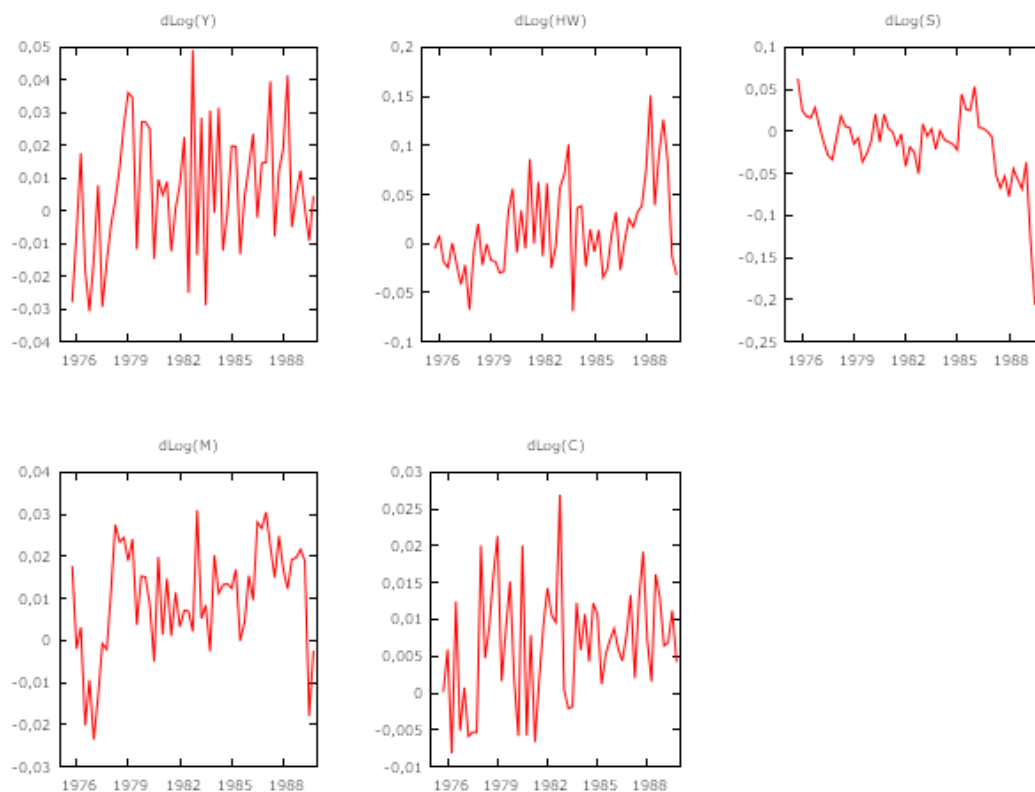
Kuvaajien perusteella yhteisintegroituneisuuden määrittäminen eri muuttujien välille tulee tälle ajanjaksolle olemaan hieman haastavaa, sillä asunto- ja arvopaperivarallisuuden kuvaajat eivät vaikuta olevan muiden muuttujien kanssa samankaltaisella trendillä varustettuja; arvopaperivarallisuuden kehitys vaikuttaa päinvastaiselta muihin sarjoihin nähden, jonka lisäksi sillä näyttäisi olevan vuonna 1987 muutos, mitä ei missään muussa tarkastelun aikasarjassa näy. Kuvaajien perusteella loput aikasarjoista näyttäisivät toteuttavan keskenään samankaltaista trendiä. Arvopaperivarallisuuden ensimmäinen differenssi taas näyttää hyvin erilaiselta muihin verrattuna, ollen terävästi laskusuuntainen ajanjakson loppupäässä. Aikavälin kymmenenä ensimmäisenä vuotena se kuitenkin vaikuttaisi pysyneen suhteellisen stationaarisena.

Tein ADF-testit kaikille muuttujille käyttäen vakiota, sekä vakiota ja trenditermiä ADF-testin testiregressiossa. Mikään muuttujista ei osoittautunut 5%:n luottamustasolla stationaariseksi³⁶, eli niiden yksikköjuuriominaisuutta ja sitä kautta mahdollisuutta yhteisintegroituneisuuteen ei voitu poissulkea. Seuraavaksi suoritin ADF-testin kaikkien muuttujien ensimmäisille differensseille. Näistä 5%:n kriittisen arvon ylittivät yksityinen kulutus, tulot, käteinen ja talletukset sekä asuntovarallisuus. Nämä kaikki siis ovat 5%:n luottamustasolla integroituneita asteella 1. Arvopaperien osalta tilanne on pulmallisempi. Ottamalla siitä vielä toinen differenssi ja ajamalla sillä ADF-testi, ylittyi ADF-testin kriittinen arvo 5%:n luottamustasolla. Se, että arvopapereita joudutaan differoimaan kaksi kertaa, tarkoittaisi teoreettisesti sitä, että se olisi integroitunut asteella 2. Tässä yhteydessä on kuitenkin hyvä pysähtyä ja miettiä taloustieteellisen intuition valossa ilmiötä; onko olemassa hyvää syytä, miksi arvopaperivarallisuuden tulisi ilmiönä olla kiihtyvällä vauhdilla vähenevä? 1980- ja 1990-lukujen taitteessa alkanut lama toki laskee arvopaperien arvoa, mutta kyseinen ilmiö oli vain tilapäinen. Tämän vuoksi arvopaperivarallisuuttakaan tuskin olisi järkevää alkaa analysoidaan I(2)-prosessina, vaan suorittaa regressioanalyysi samaan tapaan, kuin luvuissa 5.1.3 ja 5.1.4 koko aikavälille, pitäen arvopaperivarallisuuden analyysissä mukana muiden muuttujien kanssa vertailukelpoisessa muodossaan.

³⁶ Ks. taulukko liitteessä 6



KUVIO 9 Tulojen, asuntovarallisuuden, arvopaperivarallisuuden sekä käteisen ja talletusten sekä kulutuksen kehitys 1975-1989



KUVIO 10 Tulojen, asuntovarallisuuden, arvopaperivarallisuuden sekä käteisen ja talletusten kulutuksen ensimmäiset differenssit 1975-1989

Muodostin aikaväliltä 1975-1989 samankaltaisen regressioyhtälön, kuin luvun 5.1 tapauksessa tein koko tutkittavalle aikavälille. Regressiomallin estimointiin sovelsin luvun 5.1.4 lailla tavallista pienimmän neliösumman menetelmää. Valitsin tavallisen tämän menetelmän dynaamisen pienimmän neliösumman menetelmän sijaan, koska luvun 5.1.4 analyysin tulokset osoittivat, ettei dynaaminen estimaattori toimi tutkimuksessa käytettävän aineiston kanssa kovinkaan hyvin. Käyttäessämme tavallista pienimmän neliösumman menetelmää tulee muistaa suhtautua kerroinestimaattien keskivirheisiin ja sitä kautta myös niiden tilastollisiin merkitsevyyksiin hienoisella varauksella.

TAULUKKO 7 Pitkän aikavälin mallin estimaatit 1975-1989

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	c_0	1,520	0,243	6,263	8,53e-08***
$\log(Y_t)$	δ_1	0,082	0,105	0,786	0,435
$\log(S_{t-1})$	δ_2	-0,031	0,034	-0,937	0,353
$\log(M_{t-1})$	δ_3	0,557	0,081	6,854	1,02e-08***
$\log(HW_{t-1})$	δ_4	-0,034	0,021	-1,642	0,107

Taulukkoon 7 olen koonnut tulokset tavallisen pienimmän neliösumman estimaateista. Kuten tuloksista voidaan havaita, ei tällä rolling-estimoinnin ensimmäisellä periodilla varallisuusvaikutus ole ollut tilastollisesti kovinkaan merkitsevä. Ainoastaan käteis- ja talletusvarallisuus onnistui saamaan tuloksen, jolla edes 10%:n merkitsevyytaso ylittyi. Tosin tässä tapauksessa tilastollista merkitsevyyttä oli jopa niin paljon, että se ylsi 1%:n merkitsevyytasonkin kriittisen arvon yli. Arvoltaan käteisen ja talletusten varallisuusestimaatti on niin suuri, että käteis- ja talletusvarallisuuden muutoksesta jopa 56% menee suoraan kulutukseen. Tähän syynä voi olla se, kuinka suurimman osan tarkasteluperiodistamme aikana, lainaamisella oli huomattavasti enemmän rajoitteita kuin nykyaikana ja myös korot olivat huomattavasti korkeampia. Tämän vuoksi kuluttajat myös joutuivat käyttämään käteisvarojaan huomattavasti enemmän kulutukseen. Toinen samassa yhteydessä huomattava seikka on, että tulojen varallisuusvaikutusestimaatti on suhteellisen pieni, eikä lainkaan tilastollisesti merkitsevä. Intuitiivisestihan mikäli kuluttajien mahdollisuudet lainaamiseen ovat rajatut, tulisi kulutuksen myötäillä enemmän tulojen kehitystä, kun kuluttajat eläisivät enemmän niin sanotusti "kädestä suuhun". Tämä löydös viittaisi siihen, että säästämisaste olisi tällöin ollut suurempi, jolloin kulutus ei suinkaan reagoisi niinkään muutoksiin tuloissa, vaan ennemminkin muutoksiin säästöissä. Korkealla laukanneet korot olivat myös omiaan kasvattamaan tasaisesti talletusten saldoa, jolloin ne myös osoittivat samaan suuntaan, kuin suhteellisen tasaisesti kasvava kulutuskin.

Mallin tulokset näytä tuovan kovinkaan paljon lisäevidenssiä varallisuusvaikutusten olemassaololle tarkasteluperiodilla muiden kuin käteisen ja talletusten osalta. Pitkän aikavälin regressiomallin estimoinnista on kuitenkin hyötyä myös kulutuksen lyhyen aikavälin dynamiikan tarkasteluun.

Virheenkorjausmallin laatimisessa olennaista on, että pitkän aikavälin mallin estimoinnin yhteydessä laskettu virhetermi on stationaarinen. Tämän selville saamiseksi suoritin residuaaleille laajennetun Dickey-Fullerin (ADF) testin. Virhetermi sai ADF-testisuureen arvoksi -2,27, mikä ylittää kirkkaasti -1,94, joka on testin kriittinen arvo 5%:n luottamustasolla. (taulukko 3) Virhetermi voidaan siis todeta stationaariseksi ja täten se voi myös toimia yhteisintegroituusvektorina virheenkorjausmallissa.

Seuraavaksi tein käsittelyssä olevalle osaperiodille samankaltaisen lyhyen aikavälin mallin kuin luvussa 5.2 koko ajanjaksolle. (kaava 34) Mallin virheenkorjausominaisuus ei tällä tarkasteltavalla periodilla osoittautunut tilastollisesti merkitseväksi. Käteisvarallisuuden muutos on ainoa muuttuja, jolla oli tilastollista merkitsevyyttä tämän ajanjakson lyhyen aikavälin estimaattien joukossa. (taulukko 8) Tuloksen perusteella voidaan 5%:n luottamustasolla sanoa, että lyhyellä aikavälillä noin reilu neljännes käteisvarallisuuden muutoksesta vaikuttaa suorasti kulutuksen muutokseen seuraavalla periodilla. Myös virheenkorjaustermi kerroin on suhteellisen suuri, mutta johtuen sen suuresta keskihajonnasta ei sen pohjalta voida tehdä tilastollisesti merkitseviä johtopäätelmiä.

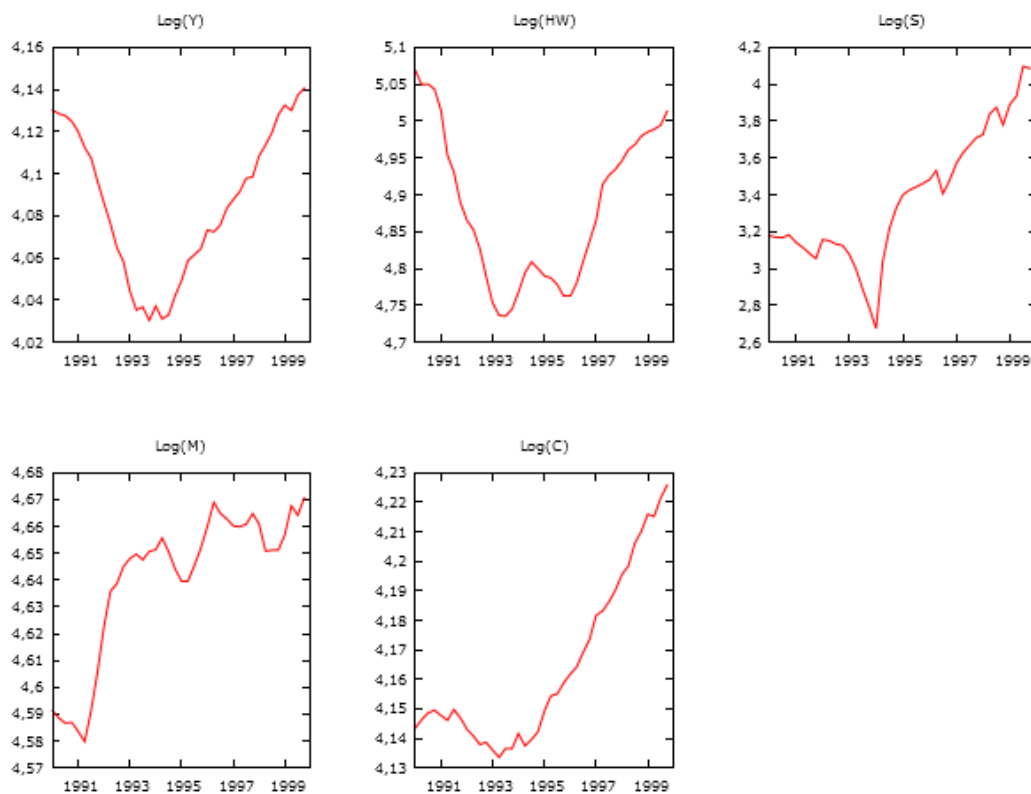
Sytä tämän rolling-estimointiperiodin tulosten tilastolliselle merkitsemättömyydelle voidaan hakea suurista, mutta asteittaisista muutoksista, mitä rahoitusmarkkinoilla tapahtui varsinkin 1980-luvun aikana. Tällaiset muutokset ovat omiaan tuomaan sarjoihin niiden varsinaisten talusteoreettisten pitkän aikavälin vuorovaikutussuhteiden ulkopuolista variaatiota. Yksityiskohtaisemmat tulokset löytyvät liitteestä.

TAULUKKO 8 Lyhyen aikavälin mallin kertoimet 1975-1989

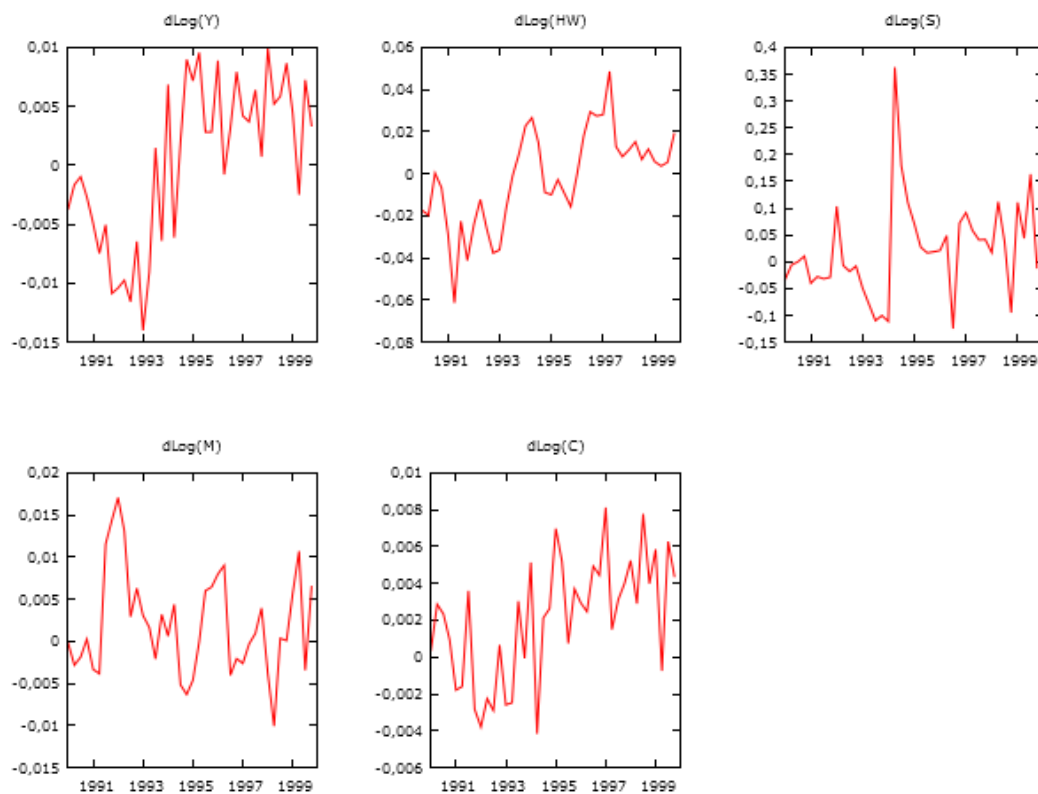
Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
Vakio	α_0	0,002	0,001	2,870	0,006***
ΔY_{t-1}	β_1	-0,055	0,059	-0,939	0,353
ΔS_{t-2}	β_2	-0,039	0,039	-0,991	0,327
ΔM_{t-2}	β_3	0,278	0,099	2,811	0,007***
ΔHW_{t-2}	β_4	-0,024	0,027	-0,917	0,364
Z_{t-1}	β_5	-0,082	0,081	-1,017	0,315

5.3.2 Lamasta IT-kuplaan

Lamaa edeltävä ajanjakso oli rahoitusmarkkinoilla murrosaikaa, joka osaltaan näkyi edellisen luvun analyysissä tilastollisesti merkitsemättöminä kerroinestimaatteina. Seuraava rolling-estimointiperiodi ei sisällä edeltävien vuosien kaltaisia suuria rakenteellisia muutoksia rahoitussektorilla, vaan sitä enemmän leimaavat sen alussa olleet lamavuodet, jolloin yksityinen kulutus polki paikallaan, työttömyys kasvoi ja sitä kautta kuluttajien käytettävissä olevat rahavarat reaalisesti pienenevät, sekä lamaa seurannut nousukausi, joka osakemarkkinoiden osalta katkesi vuosituhannen vaihteessa tapahtuneeseen IT-kuplan puhkeamiseen. Kuviosta 11 käy hyvin ilmi tämän tarkastelun aikakauden kaksijakoisuus erityisesti kun katsotaan sitä asuntovarallisuuden ja tulojen osalta; suuri pudotus tapahtui vuosikymmenen alusta vuoteen 1993 saakka, jonka jälkeen molemmat sarjat alkoivat kasvaa vuosituhannen loppua kohden.



KUVIO 11 Tulojen, asuntovarallisuuden, arvopaperivarallisuuden sekä käteisen ja talletusten sekä kulutuksen kehitys 1990-1999



KUVIO 12 Tulojen, asuntovarallisuuden, arvopaperivarallisuuden sekä käteisen ja talletusten kulutuksen ensimmäiset differenssit 1990-1999

Suoritin kaikkien muuttujien tasomuotoisille logaritmeille ja ensimmäisille differensseille laajennetun Dickey-Fullerin testin edellisen luvun tapaan. Muut aikasarjoista yksityistä kulutusta lukuun ottamatta osoittautuivat integroiduiksi asteella 1. Tarkastellessa kulutuksen ensimmäistä differenssiä voidaan huomata sen hieman nouseva tendenssi. Tämä teorian mukaan vaikuttaisi näyttävän, että kulutus kasvaisi kiihtyvällä tahdilla. Taloustieteellisen intuition valossa kulutuksen ei kuitenkaan ole mahdollista kasvaa jatkuvasti kiihtyvällä vauhdilla, vaan pidemmällä tähtäimellä maailman rajallisten resurssien takia kulutuksen taustalla voi luultavasti olla korkeintaan $I(1)$ prosessi. Muuttujien sama-asteista integroituneisuutta tukee myös niistä koostetun pitkän aikavälin regressioyhtälön virhetermin stationaarisuus. Suorittamani ADF-testin mukaan virhetermi sai testisuureen arvon $-4,282$ ja on tällöin stationaarinen 99%:n luottamustasolla. Tämän ansioista päätin ottaa myös kulutuksen mukaan sellaisenaan tämän osaperiodin rolling-estimointimalliin. Tarkemmat tiedot ADF-testien tuloksista on esitetty taulukoituna liitteessä.

Estimoin pitkän aikavälin mallin käyttäen tavallista pienimmän neliösumman estimaattoria. Estimaattorien perusteella kaikki muut muuttujat, paitsi asuntovarallisuus, saivat tilastollisesti merkitseviä arvoja. (taulukko 9) Muuttujista suurimmat estimaatit saivat tulot sekä käteis- ja talletusvarallisuus, niiden estimaattien ollessa $0,459$ ja $0,561$. Tämä tarkoittaa, että kulutus reagoi

edeltävällä periodilla tapahtuneeseen käteisvarallisuuden muutokseen niin, että muutoksesta 56% menee suoraan seuraavan periodin kulutukseen. Vastaavasti 46% edeltävän periodin muutoksesta tuloissa lisää suoraan seuraavan periodin kulutusta. Näiden lisäksi myös arvopaperivarallisuus sai tilastollisesti merkitsevän kerroinestimaatin 0,023, mikä merkitsee että 2,3% arvopaperivarallisuuden muutoksesta näkyy seuraavan periodin kulutuksessa. Luonnollisesti näiden estimaattien keskivirheiden luotettavuuteen tulee suhtautua hieman varauksellisesti, kuten aina estimoitaessa yhteisintegroituneita muuttujia tavallisella pienimmän neliösumman estimaattorilla. Kaikesta huolimatta kaikki tilastollisesti merkitsevät muuttujat pääsivät jopa 99%:n luottamusvälin sisään, joten vaikka estimaattoreiden keskihajonnat olisivatkin alakanttiin laskettuja, ovat tulokset selvästi rohkaisevampia verrattuna edellisen rolling-estimointiperiodin tuloksiin.

TAULUKKO 9 Pitkän aikavälin mallin estimaatit 1990-1999

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	c_0	-0,500	0,609	-0,821	0,417
$\log(Y_t)$	δ_1	0,459	0,110	4,175	2e-04***
$\log(S_{t-1})$	δ_2	0,023	0,007	3,137	0,003***
$\log(M_{t-1})$	δ_3	0,561	0,082	6,864	5,72e-08***
$\log(HW_{t-1})$	δ_4	0,022	0,032	0,677	0,503

Muodostin lyhyen aikavälin virheenkorjausmallin, edellisen luvun tapaan, pitkän aikavälin mallin ols-estimoiduista residuaaleista ja muuttujien viivästetyistä ensimmäisistä differensseistä³⁷. Kuten taulukosta 10 käy ilmi, lyhyen aikavälin mallin muuttujista ainoastaan käteinen ja talletukset sai tilastollisesti merkitsevän kerroinestimaatin, ollen merkitsevä 10%:n luottamustasolla. Hypoteesi virheenkorjausmekanismin olemassaolosta ei saanut tukea tarkasteltavalla aikavälillä. Sen estimoitu kerroin vaikuttaa suuruudeltaan konsistentilta sekä Davisin ja Palumbon (2001), että tämän tutkimuksen luvun 5.2 koko pidemmän aikavälin tulosten kanssa, kuitenkin johtuen sen suuresta keskihajonnasta, ei sen voimakkuudelle ollut mahdollisuutta määritellä tilastollista varmuutta.

³⁷ Kaava sama, kuin esitetty luvussa 5.6 esitetty kaava 34

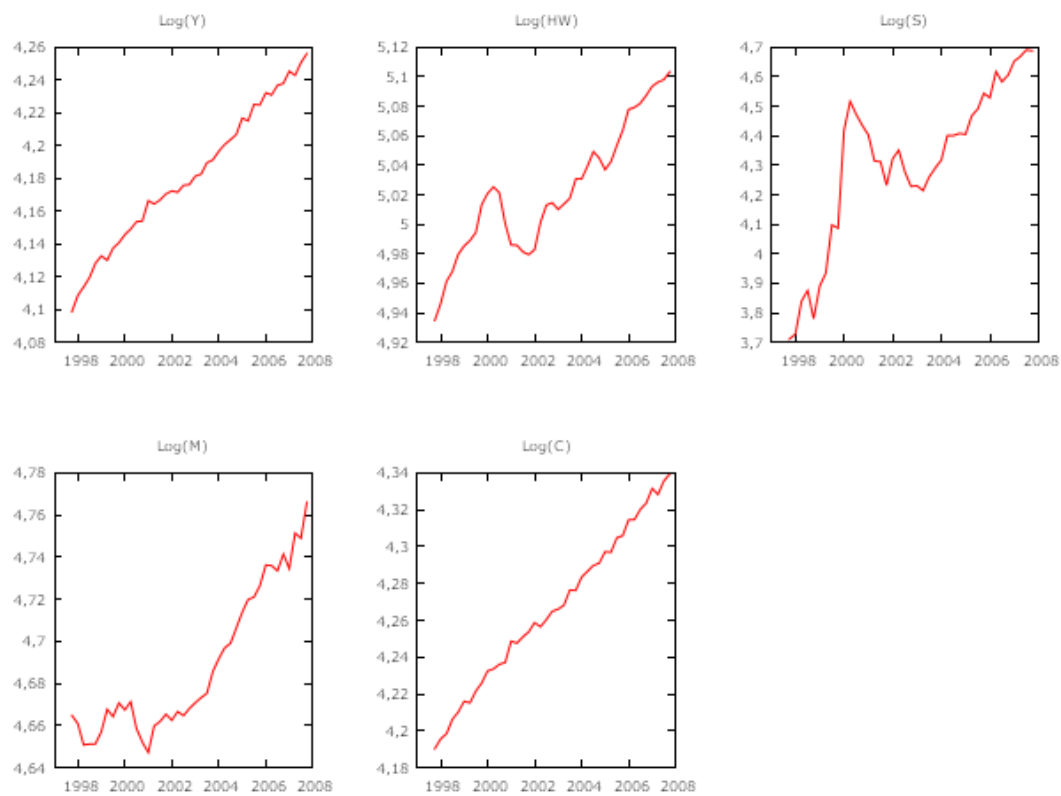
TAULUKKO 10 Lyhyen aikavälin mallin kertoimet 1990-1999

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
Vakio	α_0	0,002	5e-04	4,775	3,58e-05***
ΔY_{t-1}	β_1	0,137	0,094	1,452	0,156
ΔS_{t-2}	β_2	0,004	0,005	0,720	0,477
ΔM_{t-2}	β_3	-0,168	0,086	-1,957	0,059*
ΔHW_{t-2}	β_4	0,022	0,026	0,855	0,399
Z_{t-1}	β_5	-0,087	0,079	-1,100	0,279

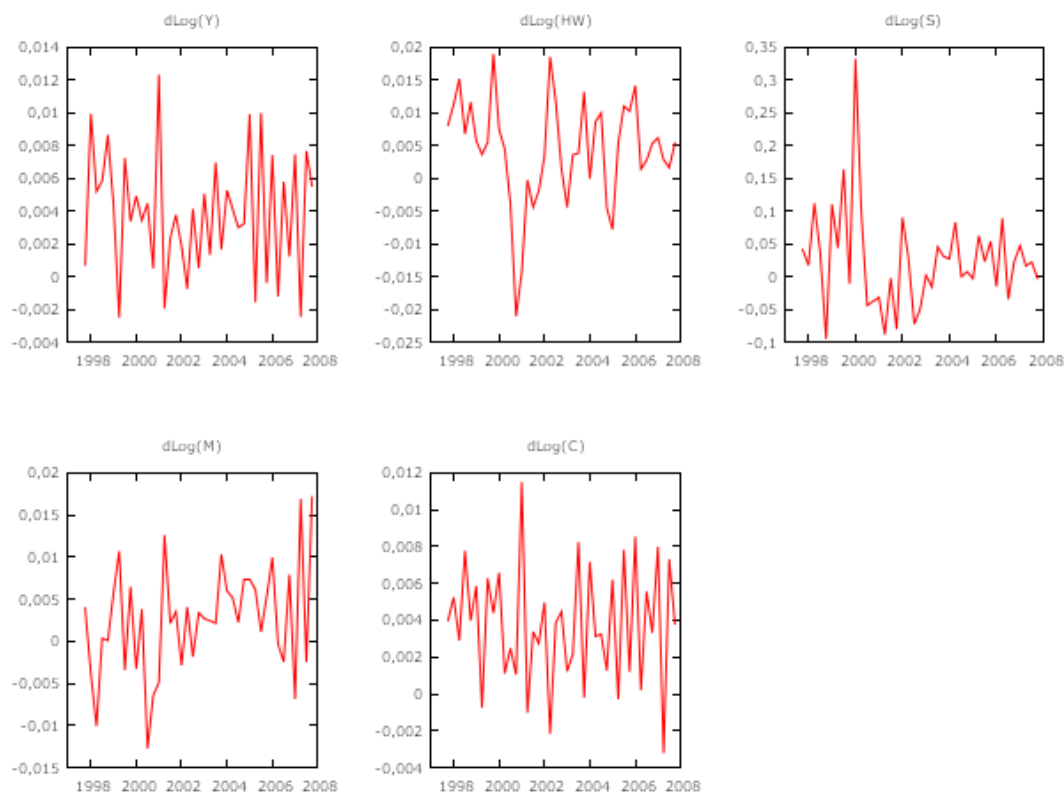
5.3.3 Nousukausi

Viimeinen rolling-estimointiperiodi alkaa vuodesta 1997, jolloin Suomen Pankki alkoi koota kotitalouksien rahoitustasetilastoa neljännesvuosittaisena ja jatkaa aina tutkimuksen aineiston loppuun, vuosien 2007 ja 2008 taitteeseen, saakka. Tämän ansiosta minun ei ole täytynyt estimoida ko. periodin aineistoa läheskään samoissa määrin, kuin aiempien vuosien osalta. Odottaisinkin tämän näkyvän analyysin tuloksissa hieman kahta aiempaa kappaletta robustimpina estimaatteina ja selkeämpinä todisteina varallisuusvaikutuksen olemassaolosta.

Leimallista tarkasteltavalle aikakaudelle on varallisuuden ja kulutuksen varsin tasainen kasvu. Vuosituhannen taitteen IT-kuplan puhkeaminen on ainoa suuremman käännekohdan aiheuttaja, joka on selkeästi näkyvässä asunto- ja arvopaperivarallisuuden aikasarjoissa. On kuitenkin samalla huomattava, kuinka tämä suuria muutoksia osakeindekseissä aiheuttanut ilmiö ei juurikaan näy yksityisessä kulutuksessa tai kotitalouksien tulojen kehityksessä. (kuvio 13) Aikasarjojen ensimmäiset differenssit vaikuttavat suhteellisen stationarisilta kuvion 14 perusteella, josta lisätodisteita haemme vielä edellisten lukujen tapaan suorittamalla ADF-testit kaikille analyysin muuttujille.



KUVIO 13 Tulojen, asuntovarallisuuden, arvopaperivarallisuuden sekä käteisen ja talletusten sekä kulutuksen kehitys 1997-2008



KUVIO 14 Tulojen, asuntovarallisuuden, arvopaperivarallisuuden sekä käteisen ja talletusten kulutuksen ensimmäiset differenssit 1997-2008

Suoritin edellisten lukujen tapaan muuttujien tasoille ja ensimmäisille differensseille ADF-testin, jonka tarkemmat tulokset on esitetty liitteessä X olevassa taulukossa. Saimme ADF-testistä tukea intuitiolle, jonka mukaan muuttujat ovat $I(1)$. Kaikki muuttujat, tuloja lukuun ottamatta, ylittivät ADF-testin kriittiset arvot. Koska myös tulojen osalta 10%:n kriittinen arvo jäi vain n. kahden kymmenyksen päähän³⁸, ja koska taloustieteellinen intuitio sanoo, ettei tulojen kehitys voi olla pidemmällä aikavälillä jatkuvasti kiihtyvästi kasvavaa, uskallamme tarkastella tulojakin $I(1)$ -muotoisen prosessin tavoin analyysissä.

Estimoin pitkän aikavälin regressioyhtälön edellisten lukujen tapaan tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä. Kerroinestimaateista ainoastaan tulot saivat tilastollisesti merkitsevän arvon. (taulukko 11) Estimaatti sai arvon 0,975, joka tarkoittaa että lähes kaikki muutokset tuloissa näkyvät muutoksena kulutuksessa. Syytä näin selkeälle relaatiolle ei tarvitse mennä hakemaan kauempaa, kuin kuvioista 14, josta voimme nähdä selkeästi, kuinka mallin muiden muuttujien kehitys on tarkasteluperiodilla aivan erilaista kuin kulutuksen ja tulojen. Tämän takia regressiomalli pystyy selittämään lähes koko kulutuksen kehityksen vain pelkästään tulojen aikasarjan kehityksellä.

³⁸ -2,39 vs. -2,57

TAULUKKO 11 Pitkän aikavälin mallin estimaatit 1997-2008 tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä laskettuina

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskiahajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	c_0	0,086	0,070	1,221	0,230
$\log(Y_t)$	δ_1	0,975	0,027	35,560	1,22e-029***
$\log(S_{t-1})$	δ_2	-0,002	0,003	-0,631	0,532
$\log(M_{t-1})$	δ_3	0,016	0,032	0,508	0,615
$\log(HW_{t-1})$	δ_4	0,007	0,029	0,250	0,804

Verrattuna edellisiin estimointiperiodeihin kyseinen aikakausi eroaa paitsi selkeänä jatkuvan talouskasvun aikakautena, myös aineistoteknisesti niin, että teoriassa neljännesvuosittaiset vaihtelut pitäisi olla siinä pystytty kuvaamaan paremmin, kuin edellisillä periodeilla. Tämä johtuu siitä, että kyseinen periodi on rahoitusvarallisuuden osalta julkaistu valmiiksi neljännesvuosittaisena tilastona, eikä minun ole täytynyt interpoloida ja ekstrapoloida sitä samaan tapaan, kuin tutkimuksessa käytettyjä aikasarjoja aiempien vuosien osalta. Koska estimointiin on sisällynyt jossain määrin myös keskiarvoistamista tapauksissa, joissa sopivia indikaattorimuuttujia ei ollut saatavissa, on se epäilemättä häivyttänyt osan sellaisesta informaatiosta, jota natiivisti neljännesvuosittaiset aikasarjat kykenevät kuvaamaan. Tämän vuoksi on perusteltua estimoida tämä aikaväli, kahdesta aiemmasta kappaleesta poiketen, myös dynaamisella pienimmän neliösumman menetelmällä, jonka odottaisiin pystyvän vangitsemaan estimaatteihinsa paremmin ko. aikavälin aineiston paremman laadun.

Estimoin luvun 5.1, kaavan 26, mukaisen mallin tälle rolling-estimointiperiodille. Taulukossa 11 olen ilmoittanut kaikkien kaavan 26 perusmallin spesifikaation mukaisten muuttujien estimaatit, sekä ne viivästetyistä estimaateista, jotka saivat tilastollisesti merkitseviä arvoja.

Dynaaminen pienimmän neliösumman menetelmä ei käytännössä tuo kovinkaan paljoa lisäinformaatiota verrattuna tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä laskettuihin estimaatteihin. Ainoa tilastollisesti merkitsevä eroavaisuus on tulojen varallisuusvaikutuksen jakautuminen välittömään vaikutukseen ja kahden periodin jälkeiseen vaikutukseen. Tulojen lisäksi mikään muu muuttuja ei saanut tilastollisesti merkitseviä estimaatteja. Tulojen osalta molemmat kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä 5%:n luottamustasolla ja niiden yhteenlaskettu vaikutus on hieman pienempi, kuin tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoitujen kerrointen tapauksessa. Dynaamisen menetelmän estimoinnin tuottama virhetermien autokorrelaatio on odotetusti hieman perinteistä menetelmää vähäisempää, Durbin-Watson -testisuureiden ollessa 1,35 dynaamisella- ja 0,96 perinteisellä pienimmän neliösumman menetelmällä estimoiduilla mallilla. Selityksasteiltään mallit ovat lähes yhteneviä molempien mallien osalta, tämän tilastollisen

tunnusluvun yltäessä noin 99,7%:iin. Tarkemmat tulokset molemmista estimoinneista on esitetty liitteessä.

TAULUKKO 12 Pitkän aikavälin mallin estimaatit 1997-2008 dynaamisella pienimmän neliösumman menetelmällä laskettuina

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	c_0	-0,055	0,170	-0,326	0,747
$\log(Y_t)$	δ_9	0,420	0,198	2,125	0,046**
$\log(S_{t-1})$	δ_{10}	-0,009	0,010	-0,957	0,350
$\log(M_{t-1})$	δ_{11}	-0,048	0,124	-0,384	0,705
$\log(HW_{t-1})$	δ_{12}	-0,119	0,139	-0,861	0,399
$\log(Y_{t-2})$	δ_1	0,394	0,181	2,178	0,042**

Pitkän aikavälin mallista poimittu virhetermi osoittautui ADF-testin perusteella kirkkaasti stationaariseksi, saaden testisuureen arvon -4,12. Se siis soveltuu hyvin yhteisintegroituneisuusvektoriksi lyhyen aikavälin virhekorjausmalliin. Muodostin virhekorjausmallin tälle rolling-estimointiperiodille samaan tapaan kahden edellisen luvun kanssa, käyttäen luvun 5.2 kaavan 34 mukaista mallispesifikaatiota. Virhekorjausmekanismi saa tukea lyhyen aikavälin mallista. Virhekorjaustermi on tilastollisesti merkitsevä 10%:n luottamustasolla, saaden arvon -0,429. (taulukko 13) Sen keskihajonta on kuitenkin suhteellisen suurta, mutta siitä huolimatta tätä estimaattia voidaan pitää todisteena virhekorjausmekanismin toiminnasta tällä tarkasteluperiodilla. Kerroinestimaatin varsin suuret arvo ja keskihajonta kertovat, kuinka virhekorjausnopeus on ajoittain ollut aikavälillä hyvin suuri ja ajoittain hyvin pieni, ollen keskimäärin 42,9%:n prosentin suuruinen periodia kohden. Tuloksen mukaan siis jonkinlaisen shokin seurauksena kulutukseen syntynyt epätasapainotila korjautuu keskimäärin niin, että kulutus korjaa 42,9% virheestä per shokkia seuraava periodi, kunnes tavoitekulutuksen taso on jälleen saavutettu. Kulutus sopeutuisi siis shokkiin keskimäärin noin reilun kahden periodin, eli hiukan yli puolen vuoden kuluessa shokin kokemisesta.

TAULUKKO 13 Lyhyen aikavälin mallin kertoimet 1997-2008

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
Vakio	α_0	0,006	0,001	7,411	1,36e-08***
ΔY_{t-1}	β_1	-0,563	0,139	-4,046	3e-04***
ΔS_{t-2}	β_2	-0,005	0,006	-0,774	0,444
ΔM_{t-2}	β_3	-0,051	0,084	-0,604	0,550
ΔHW_{t-2}	β_4	0,029	0,058	0,509	0,614
Z_{t-1}	β_5	-0,429	0,226	-1,903	0,066*

5.3.4 Eri aikakausien tilastollinen merkitsevyys

Estimoin kaavan 35 mukaisen mallin käyttäen tavallista pienimmän neliösumman menetelmää.

$$(35) \quad \log(C_t) = c_0 + \beta_1 \log(Y_t) + \beta_2 \log(S_{t-1}) + \beta_3 \log(M_{t-1}) + \beta_4 \log(HW_{t-1}) + \beta_5 D_{1975-1989} + \beta_6 D_{1990-1999} + \beta_7 D_{1997-2008} + \varepsilon_t$$

Kaava on muutoin samanlainen, kuin pitkän aikavälin perusmallissa, luvussa 5.1, erotuksena ainoastaan lisätyt dummy-muuttujat D , joilla pyrin kontrolloimaan ko. aikakausien välisiä, mahdollisia eroavaisuuksia varallisuusvaikutuksessa. Mikäli niiden kerroinestimaatit β_5 , β_6 ja β_7 saavat tilastollisesti merkitseviä arvoja, toimii se todisteena sen puolesta, että varallisuusvaikutukset ovat muuttuneet Suomessa tässä luvussa tarkasteltujen eri aikakausien välillä. Mallin yksikköjuuri- ja yhteisintegroituneisuusominaisuuksia ei ole tarpeen tässä yhteydessä enää käsitellä, koska mallin muuttujat ovat dummy-muuttujia lukuun ottamatta samoja, kuin luvussa 5.1.2, jossa ne todettiin yhteisintegroituneiksi.

Dummy-muuttujat saivat selkeästi tilastollisesti merkitseviä arvoja kerroinestimaateilleen (Taulukko 9), joten ne tuovat lisäarvoa mallille ja toimivat samalla todisteina siitä, kuinka varallisuusvaikutus on muuttunut ajassa Suomessa. Kerroinestimaattien mukaan aikakauden vaikutus varallisuusvaikutukseen on ollut lamaa edeltävänä aikana -4%, laman jälkeisenä nousukautena 1990-2000 vähentynyt -1,8%:iin ja lopulta kääntynyt positiiviseksi viimeisellä tarkasteltavalla periodilla 1997-2008, ollen tällöin suuruudeltaan 1,6%.

Dummy-muuttujien ottaminen mukaan regressioon kasvatti mallin selitysstetta ja myös vähensi residuaalien autokorrelaatiota. Autokorreloituneisuus väheni jopa niin paljon, että tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoitu dummy-muuttujallinen malli kykeni tuottamaan lähes luvussa 5.1.3 käytetyn DOLS-estimaattorin veroisen Durbin-

Watsonin testisuureen arvon³⁹, säilyttäen samalla myös muuttujien tilastollisen merkitsevyyden luvun 5.1.4 OLS-estimaattorin tasolla.

TAULUKKO 14 Pitkän aikavälin mallin estimaatit 1975-2008, mukana dummy-muuttujat

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	C_0	0,814	0,066	12,280	4,58e-023***
$\log(Y_t)$	β_1	0,416	0,041	10,200	4,85e-018***
$\log(S_{t-1})$	β_2	0,023	0,004	5,503	2,10e-07***
$\log(M_{t-1})$	β_3	0,363	0,021	17,350	9,90e-035***
$\log(HW_{t-1})$	β_4	-0,020	0,014	-1,457	0,148
$D_{1975-1989}$	β_5	-0,040	0,004	-9,553	1,74e-016***
$D_{1990-1999}$	β_6	-0,018	0,004	-4,608	1,01e-05***
$D_{1997-2008}$	β_7	0,016	0,004	3,942	1e-04***

5.3.5 Eri aikakausien vertailu

Kuten edellisten lukujen varsin vaihtelevista tuloksista voimme päätellä, ovat varallisuusvaikutuksen voimakkuus ja lähteet vaihdelleet suuresti Suomessa tutkimuksen tarkastelemalla ajanjaksolla. Olen koonnut rolling-estimointi-ikkunoiden merkitsevät estimaatit sekä lyhyen-, että pitkän aikavälin tarkasteluista, taulukkoon 15. Estimaateista voidaan havaita, kuinka asuntovarallisuus ei ole millään tutkimuksen osaperiodilla merkitsevä tekijä kulutusyhtälössä. Tämä on vastoin monia muita aihetta käsitteleviä tutkimuksia, enkä usko että kyse on Suomen muista maista poikkeavasta luonteesta tässä asiassa, vaan että aineistoteknisistä syistä käyttämäni asuntovarallisuuden estimaattori ei syystä tai toisesta kyennyt kuvaamaan asuntovarallisuuden kehitystä tarpeeksi hyvin. Asunto-omaisuudella on kuitenkin varsin keskeinen osa keskimääräisen suomalaisen kotitalouden varallisuusportfoliossa, joten intuitiivisesti sen arvon kehityksellä tulisi olla myös vaikutuksia yksityisen kulutuksen kehitykseen. Tämäkään tulos ei kuitenkaan ole kovinkaan epätavallinen varallisuusvaikutustutkimuksessa. Myös Calomiris ym. törmäsivät vastaavanlaiseen ongelmaan heidän 2009 julkaistussa tutkimuksessaan. Syyksi asuntovarallisuuden merkitsemättömille estimaateille aiemman tutkimuksensa osalta he arvioivat vuoden 2012 paperissaan aineiston neljännesvuosittaiseksi interpoloimisen hankaluuden ja siitä seuranneen, vuoden sisäisten havaintojen dynamiikan puutteet tutkimusaineistoissa.

³⁹ 0,58 vs. 0,56

Asuntovarallisuuden puuttuvien kulutusvaikutusten lisäksi toinen huomionarvoinen seikka taulukon 15 tuloksissa on palkkatulojen kulutusvaikutuksen kasvu; niiden vaikutusestimaatti oli ensimmäisellä periodilla tilastollisesti merkitsemätön, toisella periodilla 0,459 ja viimeisellä periodilla lähes 1. Toisaalta kuten esimerkiksi kuviosta 13 voidaan selkeästi havaita, tutkimuksessa tarkasteltujen varallisuusmääreiden arvojen volatiilisuus on ollut eräillä periodeilla huomattavasti kulutuksen ja tulojen heiluntaa suurempaa, jolloin luonnollisesti toistensa kanssa enemmän korreloivat aikasarjat saavat myös suurempia ja merkitsevempiä estimaatteja tutkimuksen analyysiosion regressiomalleissa.

Virheenkorjausmalli sai tilastollisesti merkitsevän estimaatin vain viimeisen estimointiperiodin osalta. Arvoltaan se oli huomattavan suuri verrattuna sekä, tässä tutkimuksessa aiemmin saatuun, koko tarkasteluperiodilta estimoituun virheenkorjausnopeuteen, että Davisin ja Palumbon (2001) saamiin nopeusestimaatteihin verrattuna. Näyttääkin siltä, että tarkastelujakson viimeisten vuosien virheenkorjausmekanismi dominoi koko aikavälin tarkastelun virheenkorjausestimaattoria ja siten virheenkorjausmekanismi saa merkitsevän arvon myös tutkimuksen pidemmällä periodilla.

Tarkasteltaessa varallisuusvaikutuksen suuruutta kokonaisuutena voidaan havaita, kuinka tarkasteltavalla ajanjaksolla on ollut tilastollisesti merkitsevä vaikutus kerroinestimaatteihin. Tämän voi todeta luvussa 5.3.4 estimoidun mallin tuloksista dummy-muuttujien merkitsevyyttä katsomalla. Näissä on havaittavissa selkeä kasvava tendenssi, arvojen ollessa aina sitä suurempia, mitä myöhempi ajanjakso on kysymyksessä (taulukko 15). Syitä tälle ajanjaksosta riippuvalle kasvavalle varallisuusvaikutukselle voidaan hakea ehkä vanhenevasta ikärakenteesta ja pienenevästä säästämisasteesta.

Suomessa väestön ikärakenne on viime sodan jälkeisenä aikana ollut vahvasti vinoutunut johtuen 1940-luvun lopun vauvabuumista, joka vaikuttaa vielä tänäkin päivänä koko väestön ikärakenteeseen oleellisesti. (kuvio 15) Kuten Andon ja Modiglianin (1963) elämäkaarihypoteesissa näytetään, teoriassa yksityinen kulutus toimii niin, että kuluttajan ollessa elämäkaarensa alkuvaiheessa kulutus tapahtuu nykyisistä ja tulevista tuloista⁴⁰, kun taas elämäkaarensa loppuvaiheessa oleva kuluttaja kuluttaa etupäässä hänelle elämäkaarensa varrella kertyneestä varallisuudesta. Kuitenkin, koska reaali maailmassa kotitalouksien lainaamiselle asetetaan rajoitteita, ei kulutus useastikaan elämäkaarensa alkuvaiheessa olevilla agenteilla yllä optimitasolleen. Tästä johtuen myös kulutuksen määrä on taipuvainen painottumaan myöhemmille vuosille, jolloin lainaamisen tarve vähenee kun mahdollisuudet kuluttaa varallisuudesta inhimillisen pääoman sijaan kasvavat. Havainnot Suomen vanhenevasta ikärakenteesta ja tutkimusperiodin aikana kasvaneesta rajakulutusalttiudesta onnistuvat siis tukemaan oikein hyvin tätä teoreettista taustaa.

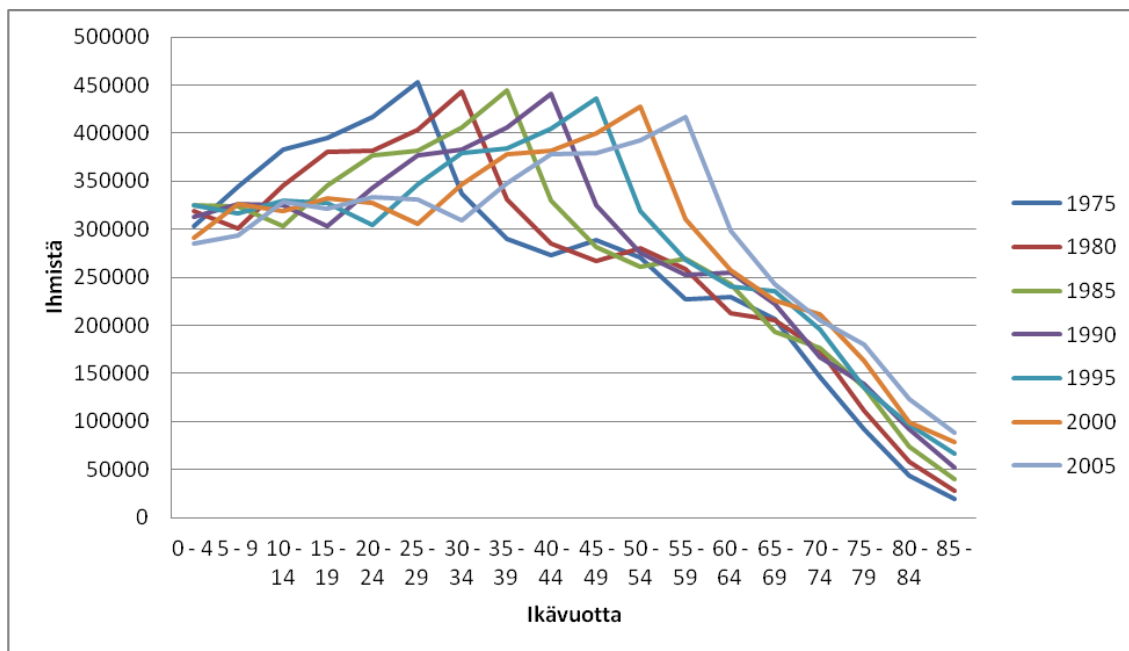
⁴⁰ Inhimillinen pääoma

Toinen selitys kasvavalle rajakulutusalltiudelle löytyy kun tarkastellaan sitä, kuinka paljon kotitaloudet ovat laittaneet säästöön tuloistaan. Kotitalouksien velan ja palkkatulojen suhteella on ollut voimakas kasvava trendi lähes koko tutkimusperiodin ajan⁴¹. Kotitalouksien säästämisaste on siis laskenut ja sitä kautta kulutus kasvanut käytettävissä olevia tuloja nopeammin. Onkin todennäköistä, että laman jälkeen alhaisena pysytellyt korkotaso on houkuttellut kotitalouksia lainaamaan entistä suurempia summia rahaa, samalla kun asuntojen noussut hintataso on mahdollistanut niiden käyttämisen vakuutena entistä suurempia lainoja nostettaessa.

⁴¹ Suhde pieneni hetkellisesti ainoastaan 1990-luvun alun lamavuosina

TAULUKKO 15 Varallisuusvaikutuksen muutokset eri aikakausina

Aikakausi	Merkitsevät muuttujat pitkällä aikavälillä	Estimaatti	Merkitsevät muuttujat lyhyellä aikavälillä	Estimaatti	Virheenkorjausmekanismi per periodi
1975-1989	$\log(M_{t-1})$	0,557	$\Delta \log(M_{t-2})$	0,278	-
	$D_{1975-1989}$	-0,040			
1990-1999	$\log(Y_t)$	0,459	$\Delta \log(M_{t-2})$	-0,168	-
	$\log(S_{t-1})$	0,023			
	$\log(M_{t-1})$	0,561			
	$D_{1990-1999}$	-0,018			
1997-2008	$\log(Y_t)$	0,975	$\Delta \log(Y_{t-1})$	-0,563	42,90 %
			Z_{t-1}	-0,429	
	$D_{1997-2008}$	0,016			



KUVIO 15 Väestön ikärakenteen kehitys Suomessa viiden vuoden välein mitattuna 1975-2005

5.4 Mallin ennustekyky

Testatakseni mallini kykyä ennustaa tulevaa, estimoin koko tutkimusperiodin pitkän aikavälin mallin mukaisesti regressiomallin myös aikavälille 1975-2005, jolloin pystyn kokeilemaan, kuinka lähelle toteutunutta kulutusta vuosina 2006-2008 on mahdollista ennustaa mallista saamillani kulutusjoustojen estimaateilla. Tähän tarkoitukseen minun täytyi estimoida kertoimet uudestaan tälle pienemmälle aikavälille, ettei ennustettava aikaväli olisi mukana estimaattien käsittämällä aikavälillä. En kuitenkaan myöskään halunnut lähteä vapaaehtoisesti lyhentämään aikasarjaa edellisten lukujen osalta, koska varallisuusvaikutustutkimuksessa, analysoitaessa yksikköjuuri-prosessin omaavia aikasarjoja, tulisi tutkijoiden pyrkiä aina käyttämään mahdollisimman pitkiä aikasarjoja (Davis, Palumbo 2001), saadakseen mahdollisimman robusteja estimaatteja. Tämän vuoksi päädyin laskemaan lyhyemmälle aikavälille erilliset estimaatit tätä lukua varten, joiden avulla pyrin tekemään ennusteen seuraavien vuosien kulutuksen kehityksestä.

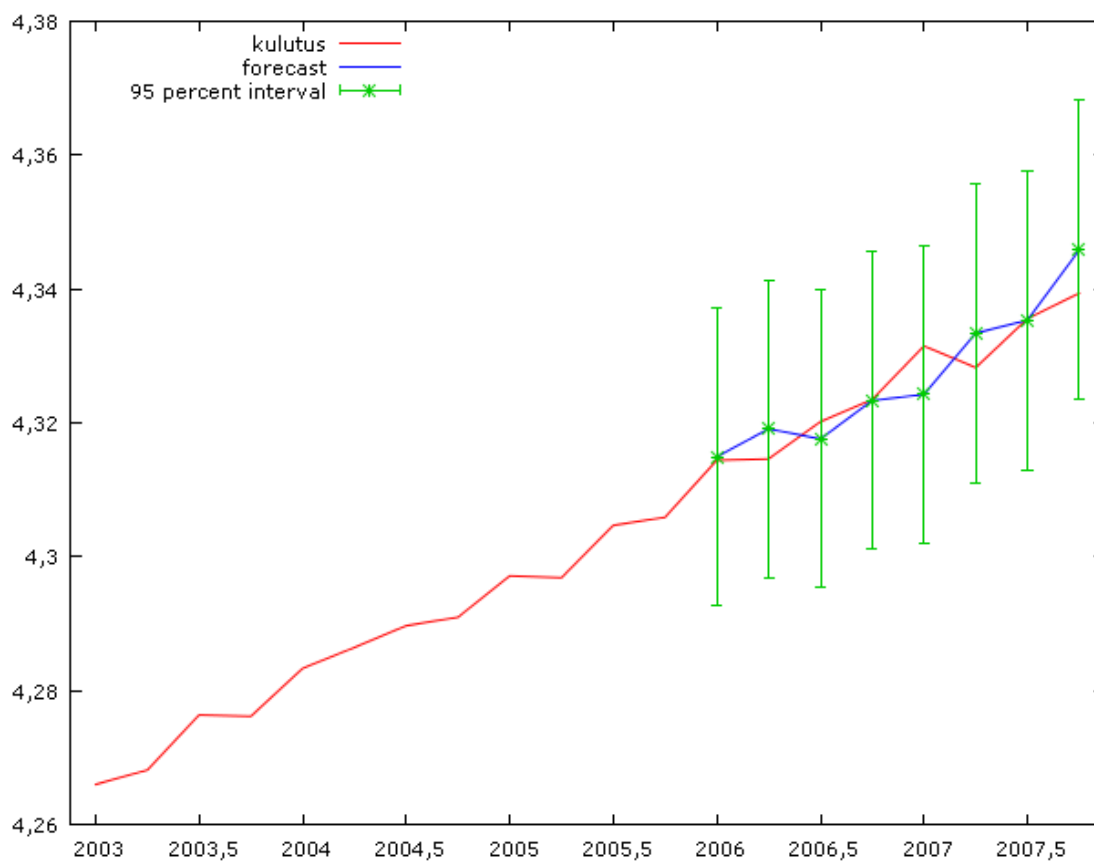
Suoritin yksikköjuuri- ja yhteisintegroituneisuusanalyysin myös tälle lyhyemmälle aikavälille 1975-2005 samalla lailla, kuin pidemmällekin periodille luvuissa 5.1.1 ja 5.1.2, sekä 5.3.4. Laskin siis pitkän aikavälin perusmallin (kaava 26), mukaisen regressiomallin, sekä täydennettynä dummy-muuttujilla, että ilman niitä. Estimoin perusmallin sekä käyttäen perinteistä pienimmän neliösumman menetelmää, että Stockin ja Watsonin dynaamista pienimmän neliösumman menetelmää. Näin pystyn vertailemaan, mikä

mallispesifikaatioista ja estimointimenetelmistä kykenee ennustamaan tulevia havaintoja parhaiten. Päätin ottaa mukaan myös dummyilla varustetun aikasarjan perusmallin rinnalle koska, kuten luvussa 5.3.4 todettiin, on dummy-muuttujallisen mallin tuottama residuaalien autokorrelaatio huomattavasti perusmallia vähäisempää ja täten myös sen estimaattoreiden keskivirheet ovat pienempiä kuin luvussa 5.1 esitetystä perusmallissa. Erona ennustemallissa käytetyssä mallissa, luvun 5.3.4 malliin on kuitenkin se, että viimeinen dummy-muuttuja ylittää vain havaintoon 2005:4 saakka sen sijaan, että jatkuisi aina 2007:4:ään saakka.

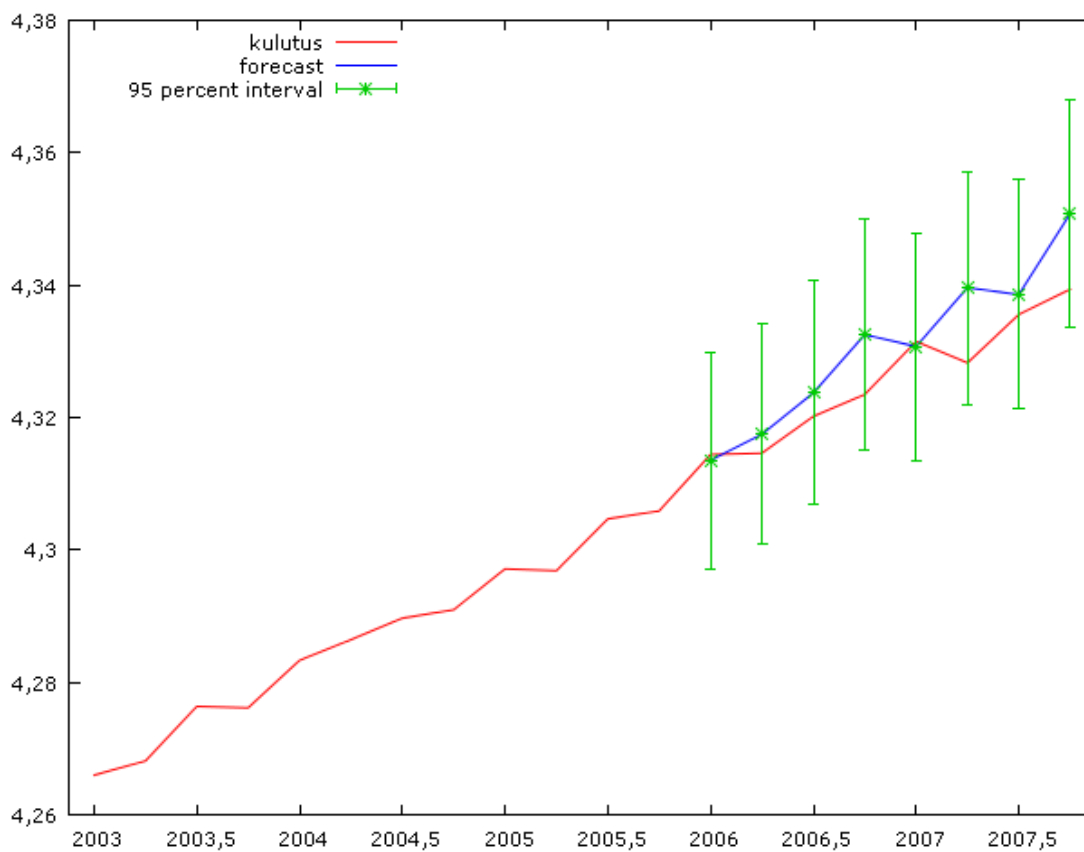
Aikasarjat osoittautuivat ominaisuuksiltaan hyvin pitkälti kahta vuotta pidempää aineistoa vastaaviksi, eli ne ovat yhteisintegroituneita asteella 1. Malleista korkein selitysaste oli tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoidulla dummy-muuttujallisella mallilla, kun taas pienin selitysaste oli tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoidulla perusmallilla. Dynaamisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoitu perusmalli asettui arvoltaan niiden väliin. Yleisesti kerroinestimaatit ja niiden merkitsevyytasot olivat suhteellisen lähellä kaksi vuotta pidemmällä aikajänteellä estimoituja arvoja. Taulukoidut kerroinestimaatit on esitetty liitteessä 7.

Eri malleista tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoitu perusmalli osoittautui kaikista parhaaksi ennustajaksi. (kuvio 16) Sen avulla laskettu ennuste onnistuu seurailemaan toteutunutta kulutusta erittäin läheisesti niin, että toteutunut kulutus pysyy kirkkaasti ennustesarjan 95%:n luottamusvälin sisällä. Muista malleista dynaamisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoitu perusmalli menestyy seuraavaksi parhaiten (kuvio 17), kyeten sekin pysyttelemään 95%:n luottamusvälin sisällä toteutuneesta kulutuksesta. Huonoiten tulevaisuutta onnistuu ennustamaan dummy-muuttujilla varustettu perusmalli, jonka selitysaste kuitenkin oli korkein 1975-2005. (kuvio 18)

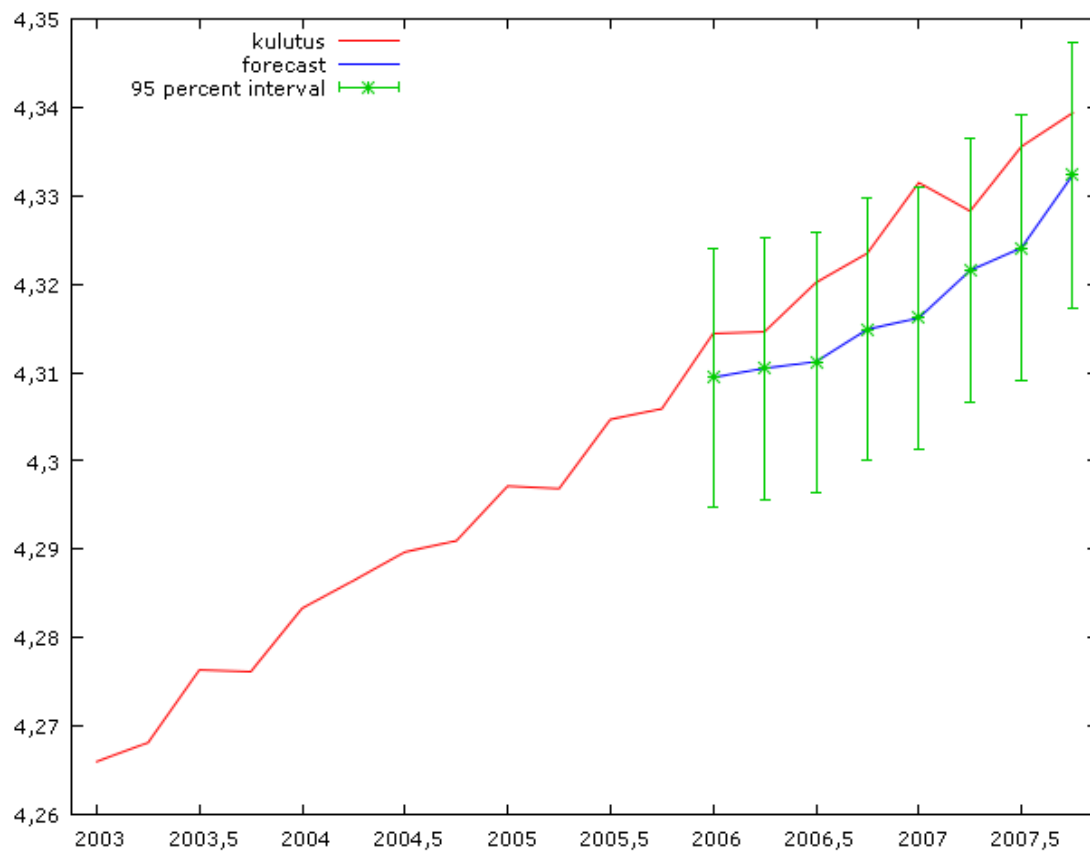
Kahden vuoden mittaisella ennusteajanjaksolla eri mallispesifikaatioiden tuottamien ennusteiden eroihin saa perspektiiviä vertailemalla niiden tuottamien yksityisen kulutuksen kehityksen eroja euromääräisinä. Tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä laskettu ennuste tuotti kahden vuoden periodilla 321 miljoonaa euroa korkeamman yksityisen kulutuksen, kuin toteutunut kulutus oli. Vastaavalla tavalla estimoitu dummy-muuttujallinen malli taas tuotti 3,25 miljardia euroa liian pienen kulutuksen verrattuna toteutuneeseen kulutuksen tasoon. Dynaamisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoidut kertoimet taas tuottivat n. 2 miljardia euroa liian korkean kulutuksen tason. Suhteutettuina toteutuneeseen kulutuksen määrään pienimmän neliösumman kerrointen ennuste tuotti vain 0,2% toteutunutta suuremman kulutuksen, dummy-muuttujallinen malli 1,9% toteutunutta pienemmän kulutuksen ja dynaamisen pienimmän neliösumman kertoimet 1,2% toteutunutta suuremman kulutuksen. Kaiken kaikkiaan siis eri mallispesifikaatiot onnistuivat ennustamaan niiden estimointiperiodia seurannutta kahta vuotta suhteellisen hyvin.



KUVIO 16 Tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoidun mallin ennustekyky 2006-2008



KUVIO 17 Dynaamisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoidun mallin ennustekyky 2006-2008



KUVIO 18 Tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoidun, dummy-muuttujilla varustetun mallin ennustekyky 2006-2008

6. JOHTOPÄÄTÖKSET

Tässä tutkimuksessa olen pyrkinyt määrittämään eri varallisuusluokkien vaikutuksia yksityiselle kulutukselle Suomessa. Aineistona käytin neljännesvuosittaista aikasarjaa, joka käsittää aikavälin 1975-2008. Aineistossa olen jakanut varallisuusluokat ensin, kuten aihepiiriä käsittelevissä tutkimuksissa on tapana ollut, rahoitus- ja asuntovarallisuuteen. Käyttämäni Tilastokeskuksen rahoitustilinpitoaineiston mahdollistamana päädyin vielä jakamaan rahoitusvarallisuuden kahteen osaan; käteiseen ja talletuksiin, sekä arvopapereihin. Tutkimuksessa tarkastelin eri varallisuusluokkien vaikutuksia kulutukseen sekä pitkän, että lyhyen aikavälin osalta.

Yksityinen kulutus on kansantalouden tärkeimpiä moottoreita, koska ilman kysyntää ei tarjonnan olemassaololle ole edellytyksiä. Mikäli taas tarjontaa ei tarvita, ei ole tarvetta myöskään tuotannolle ja sitä kautta työpaikoillekaan. Jotta kansantalouden tulevaisuutta voitaisiin arvioida tehokkaasti, tulee siis päätöksentekijöillä olla myös hyvä käsitys siitä, kuinka yksityinen kulutus tulee tulevaisuudessa käyttäytymään. Eräs nykyisessä taloustieteellisessä tutkimuksessa tähän tarkoitukseen valjastettu työkalu on varallisuusvaikutuksen tutkiminen. Sillä, kuinka varallisuusobjektien arvo vaihtelee, voidaan intuitiivisesti ajatella olevan keskeinen merkitys kulutuksen tason määräytymisessä. Nämä käsitteet teoreettisessa viitekehyksessä nivoutuvat kauniisti yhteen Andon ja Modiglianin (1963) klassisessa elämäkaarimallissa, jossa yksityinen kulutus määräytyy suhteessa nykyisiin ja tuleviin tuloihin, sekä varallisuuden tasoon.

Näiden muuttujien vaikutuksen kulutukseen estimoiminen on siis erityisen tärkeää, jotta kyettäisiin ennustamaan tulevaa kulutusta ja siten tuottamaan päättäjille tärkeää tietoa tulevia, kansantalouden suuntaa ohjaavia, päätöksiä varten. Tulevaisuuden suurten haasteiden, kuten työikäisten ikäluokkien pienenemisen, suurten ikäluokkien eläköitymisen ja näistä seuraavan huoltosuhteen huononemisen vaikutuksia arvioitaessa on erittäin tärkeää kyetä arvioimaan luotettavasti kansantalouden toimintaedellytyksiä. Näihin toimintaedellytyksiin kuuluu se, että kyetään ennakoimaan mahdollisia tulevia makrotaloudellisia muutoksia niin, että yhteiskunnan perusrakenteiden

olemassaolo voidaan taloudellisesti turvata. Jotta valtiolla on mahdollisuus ylläpitää hyvinvointiyhteiskunnan palveluita, tulee valtion saada tarpeeksi verotuloja sekä yksityisiltä kotitalouksilta, että yrityksiltä. Yritysten toiminnan kannalta riittävän kysynnän olemassaolo markkinoilla on elintärkeää. Kysynnän vaihteluiden ennakoimiseksi, ja mahdollisten sitä tukevien valtiollisten toimenpiteiden oikein ajoittamiseksi, on kotitalouksien varallisuuden eri muotojen rajakulutusalttiuksien tutkiminen, ja sitä kautta yksityisen kulutuksen kehityksen ennustaminen, hyvin keskeinen taloustieteellinen tarkastelunaihe. Ennustekyvyltään tämän tutkimuksen pitkän aikavälin malli suoriutuikin suhteellisen hyvin, onnistuen ennustamaan ennustemallin tarkasteluperiodia seuranneen kahden vuoden kulutusta parhaimmillaan jopa 0,2%:n tarkkuudella.

Tutkimuksen analyysin perusteella varallisuudella on ollut tilastollisesti merkitseviä kulutusvaikutuksia tarkasteluperiodin aikana. Varallisuuden vaikutusten suuruudet ja kanavat vaihtelivat tutkimusperiodin aikana, mihin osansa luultavasti on ollut aineistoteknisillä seikoilla, joita käsittelin laajemmin luvussa 3, mutta myös kansantalouden rakenteellisilla muutoksilla, joita on tapahtunut runsaasti tutkimusperiodin käsittäneellä aikakaudella. Tutkimusperiodin alkuaika 1970-luvulla oli vielä, 1960-luvulla alkaneen, voimakkaan muuttoliikkeen aikaa, jolloin suuret ikäluokat tulvivat maalta kaupunkiin. 1980-luku taas oli rahoitusmarkkinoiden asteittaisen vapauttamisen aikaa, jolloin pääoma alkoivat vapautua ja kotitalouksien lainansaamismahdollisuudet paranivat. 1990-luku alkoi suurella lamalla. Tätä aikaa leimasivat tuotannon määrän lasku, konkurssiaalto ja työttömyyden kasvu. Tämä kehityskulku johti myös varallisuusobjektien arvojen laskuun. Laman päättymisen jälkeen kansantalous pääsi jälleen kasvu-uralle, missä se pääasiassa pysyi aina tutkimusperiodin loppuun saakka. Tutkimuksessa käyttämässäni aineistossa eivät näy vielä 2007 loppuvuodesta alkaneen maailmanlaajuisen rahoitusmarkkinakriisin vaikutukset.

Koko periodin tarkastelussa arvopaperivarallisuuden vaikutus kulutukseen oli, rajakulutusalttiutena mitattuna⁴², 7,2 senttiä per euro. Arvo ylittää hieman muiden aihetta käsittelevien, luvussa 2 esitettyjen, tutkimusten estimaatit, ollen kuitenkin suuruusluokaltaan vertailukelpoinen niiden tulosten kanssa. Rolling-estimaattien perusteella tutkimuksessani arvopaperivarallisuuden suurta vaikutusta näyttäisi dominoivan erityisesti 1990-luvun nousukausi; tällöin arvopaperivarallisuuden vaikutukset kulutukselle olivat jopa noin 10 senttiä per euro, kun taas muilla rolling-estimoinnin periodeilla arvopaperivarallisuudella ei voitu todentaa olevan tilastollisesti merkitseviä kulutusvaikutuksia.

Talletus- ja käteisvarallisuuden kulutusvaikutuksien tutkiminen on ollut huomattavasti arvopaperivarallisuuden kulutusvaikutusten tutkimista harvinaisempaa. Sousa (2009) kuitenkin havaitsi tarkastellessaan varallisuusvaikutusta aineistoni kanssa samankaltaisella ESA95-standardilla jaotellun aineiston avulla, kuinka käteis- ja talletusvarallisuudella oli

⁴² Tulokset rajakulutusalttiuden muodossa on esitetty kootusti liitteessä 9

huomattavasti suuremmat, jopa lähes viisinkertaiset, kulutusvaikutukset verrattuna arvopaperivarallisuuteen. Myös tässä tutkimuksessa saatu käteis- ja talletusvarallisuuden estimaatti on huomattavasti arvopaperivarallisuuden estimaattia suurempi, vaikkei niiden suhteellinen ero muodostunutkaan aivan yhtä suureksi, kuin Sousan (2009) saama tulos. Rajakulutusalttiutena mitattuna koko periodilta käteis- ja talletusvarallisuuden estimaatiksi muodostui tässä tutkimuksessa 19,7 senttiä per euro. Tulos on huomattavan suuri ja kuvastaa sitä, kuinka Suomessa varsin suuri osa käteis- ja talletusvarallisuuden kasvusta on tutkimusperiodin aikana laitettu kulutukseen.

Kotitalouksien rahoitusvarallisuus on kasvanut Suomessa vuosien 1995 ja 2008 välillä 63,5 miljardilla eurolla (Tilastokeskus). Käyttäen edellä raportoituja rajakulutusalttiusestimaatteja voidaan laskea, että rahoitusvarallisuuden kasvu tällä aikavälillä on lisännyt yksityistä kulutusta Suomessa yhteensä jopa noin 10,4 miljardilla eurolla tämän 13 vuoden aikana.

Asuntovarallisuuden osalta ei esiintynyt tilastollisesti merkitsevää kulutusvaikutusta millään tutkimuksen käsittämällä aikaperiodilla. Tulos on eriävä monien muiden aiheita käsittelevien tutkimusten kanssa, joissa usein on löydetty nimenomaan asuntovarallisuudelle suurempia kulutusvaikutuksia, kuin rahoitusvarallisuudelle. Onkin luultavaa, että tutkimukseni aineisto ei asuntovarallisuuden osalta ole tarpeeksi hyvälaatuista, jotta sen perusteella voisi pystyä kuvaamaan asuntovarallisuuden ja yksityisen kulutuksen välistä vaikutussuhdetta luotettavasti. Samaan ongelmaan törmäsivät tutkimuksessaan myös Calomiris ym. (2009). He ratkaisivat ongelman seuraavassa, vuonna 2012 ilmestyneessä tutkimuksessaan aineiston jättämällä vuositasoiseksi, sen sijaan että olisivat vuoden 2009 tutkimuksensa tapaan interpoloineet aineistonsa neljännesvuosittaiseksi, sekä lisäämällä malliin uusia kulutusta selittäviä taustamuuttujia. Nämä voisivatkin olla sellaisia asioita, jotka tutkijoiden kannattaisi ottaa huomioon tehtäessä aiheesta lisätutkimusta myös Suomen osalta.

Lyhyen aikavälin malli jota tutkimuksessani sovelsin, perustuu ajatukseen siitä, että varallisuusluokkien arvojen muutoksina näkyvät shokit eivät välity viiveettömästi kulutukseen heti muutosta seuraavalla periodilla vaan, että kotitalouksien kulutus reagoi varallisuuden tason muutoksiin jonkinlaisella viiveellä. Sitä, kuinka kauan aikaa kuluu siihen, että kulutus palaa jälleen pitkän aikavälin tasapainotasolleen tutkin virheenkorjausmallin (ECM) avulla. Seuraten Davisin ja Palumbon (2001) ECM:n empiiristä sovellusta heidän tutkimuksessaan, sekä Englen ja Grangerin (1987) mallin esiteltyttä tutkimusta, estimoin virheenkorjausnopeuden koko tarkasteluperiodilleni, sekä rolling-estimointien yhteydessä myös tutkimuksen tarkastelun osaperiodeille. Osaperiodien tuloksista on havaittavissa, kuinka virheenkorjausmekanismin olemassaololle saatiin tilastollisesti merkitseviä todisteita vain aikavälin 1997-2008 osalta. Tällöin sen voimakkuus oli kuitenkin niin suuri, että keskimäärin jopa 42,9% shokin seurauksena syntyneestä virheestä kulutuksen tasossa korjaantuisi jokaisena shokkia seuraavana periodina, kunnes tasapaino on jälleen saavutettu. Tutkimuksen koko aikavälille saatu

virheenkorjausestimaatti, 7,4%, sen sijaan on kooltaan hyvin samankaltainen Davisin ja Palumbon (2001) vastaavalla menetelmällä Yhdysvalloille laskeman virheenkorjausnopeusestimaatin kanssa. Tämän perusteella voisikin sanoa, että yksityisen kulutuksen virheenkorjausmekanismin toiminta Suomessa on vaihdellut hyvin paljon aikakaudesta riippuen. Jonkinlaisia todisteita sen olemassaolosta on kuitenkin tämän tutkimuksen perusteella havaittavissa.

Tutkimuksen lopputulokset ovat suuruuksiltaan monilta osin verrannollisia muita maita käsitteleviin varallisuusvaikutustutkimuksiin. Huolimatta monista aineiston kokoamisvaiheissa kohtaamistani epävarmuustekijöistä onnistuin saamaan tilastollisesti merkitseviä todisteita varallisuusvaikutuksen olemassaolosta Suomessa. Harmillisesti asuntovarallisuuden osalta konkreettiset tulokset jäivät puuttumaan. Intuitiivisesti kuitenkin voitaisiin ajatella, että nimenomaan asuntovarallisuudella tulisi olla Suomessa varsin suuri vaikutus yksityiseen kulutukseen, onhan sen osuus suomalaisten kotitalouksien varallisuusportfoliosta huomattava. Asuntovarallisuuden estimointi on epäilemättä asia, johon aihetta käsittelevissä tutkimuksissa tulee myös tulevaisuudessa kiinnittää erityistä huomiota.

LÄHDELUETTELO

Altissimo, F., Georgiou, E., Sastre, T., Valderrama, M.T., Sterne, G., Stocker, M., Weth, M., Whelan, K., Willman, A. 2005. Wealth and Asset Price Effects on Economic Activity. Euroopan keskuspankki, Occasional paper series no. 29.

Ando, A., Modigliani, F. 1963. The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. American Economic Review. Vol. 53. 55-84.

Ansiotasoindeksi. Tilastokeskus, hinnat ja palkat.
<http://stat.fi/til/ati/index.html> 19.11.2009

Asunnot ja asuinolot. Tilastokeskus, elinolot.
<http://tilastokeskus.fi/til/asas/index.html> 23.12.2009

Asuntojen hinnat. Tilastokeskus, hinnat ja palkat.
<http://tilastokeskus.fi/til/ashi/index.html> 23.12.2009

Babeu, A., Sbrana, T. 2003. Household Wealth in the National Accounts of Europe, the United States and Japan. OECD Statistics Working Papers. OECD Publishing.

Berglund, T., Wahlroos, B., Grandell, L. 1983. Kop:s och Unitas' generalindex för Helsingfors fondbörs i ljuset av ett nytt värdevägt index. Liiketaloudellinen aikakauskirja 32, 30-41.

Bertaut C. C., 2002. Equity Prices, Household Wealth and Consumption Growth in Foreign Industrial Countries: Wealth Effects in the 1990s. FRB International Finance Discussion Paper no. 724.

BIS Annual Report 2009. Basel.

Buiter, W. H. 2010. Housing Wealth Isn't Wealth. *Economics - The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, Kiel Institute for the World Economy 4(22), 1-29.

Calomiris, C. W., Longhofer, S. D., Miles, W. 2009. The (Mythical?) Housing Wealth Effect. NBER Working Paper Series. Working paper no. 15075.

Calomiris, C. W., Longhofer, S. D., Miles, W. 2012. The Housing Wealth Effect: The Crucial Roles of Demographics, Wealth Distribution and Wealth Shares. NBER Working Paper Series. Working paper no. 17740.

Carroll, C., Kimball, M. 1996. On the Concavity of the Consumption Function. *Econometrica* 64 981-992.

Carroll, C., Otsuka, M., Slacalek, J. 2006. How Large Is the Housing Wealth Effect? A New Approach. Mimeo.

Case, K. E., Quigley, J. M., Shiller, R. J. 2006. Comparing Wealth Effects: the Stock Market vs. the Housing Market. Cowles foundation paper no. 1181.

Davidson, J. E. H., Hendry, D. F., Srba, D., Yeo, S. 1979. Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom. *The Economic Journal*, 88(352), 661-692.

Davis, M.A., Palumbo, M.G. 2001. A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects. Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series 2001(9). Washington D.C.

De Bonis, R., Silvestrini, A. 2009. The Effects of Household Financial and Real Wealth on Consumption: New Evidence from OECD Countries. Bank of Italy. Mimeo.

Dvornak, N., Kohler, M. 2003. Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: A Panel Analysis for Australia. Research Discussion Paper 2003(7). Economic Research Department Reserve Bank of Australia.

Elinkustannusindeksi. Tilastokeskus, Hinnat ja palkat -yksikkö. 13.1.2010.

Engle, R. F., Granger, C. W. J. 1987. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 55, 251-276.

Eurostat Statistics Database.

http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database 16.11.2009.

- Friedman, M. 1957. *A Theory of the Consumption Function*. Princeton University Press. Princeton.
- Gonzalo, J., Granger, C. W. J. 1995. Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems. *Journal of Business & Economic Statistics* 13(1) 27-35.
- Gonzalo, J., Ng, S. 2001. A Systematic Framework for Analyzing the Dynamic Effects of Permanent and Transitory Shocks. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25 1527-1546.
- Hamburg, B., Hoffmann, M., Keller, J. 2005. *Consumption, Wealth and Business Cycles: Why Is Germany Different?* Deutsche Bundesbank. Discussion Paper Series 1: Economic Studies 16/2005.
- Hamilton, J. D. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press. New Jersey.
- Kansantalouden tilinpito. Tilastokeskus, taloudelliset olot. <http://www.tilastokeskus.fi/til/vtp/index.html> 23.12.2009.
- Kennedy, N., Andersen, P. 1994. Household Saving and Real House Prices: An International Perspective. Bank of International Settlements. Working Paper no. 20.
- King R.G., Plosser, J.C., Stock, J., Watson, M. 1991. Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *American Economic Review* 81(4) 819-840.
- Kotitalouksien varallisuus. Tilastokeskus, elinolot. <http://tilastokeskus.fi/til/vtutk/index.html> 3.12.2009.
- Käsitteet ja määritelmät. Tilastokeskus. <http://www.stat.fi/meta/kas/> 16.8.2010.
- Lettau, M., Ludvigson, S., Barczi, N. 2001. A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects: A Comment. Federal Reserve Bank of New York. http://app.ny.frb.org/research/staff_reports/sr131.pdf 11.11.2009
- Ludvig, A., Sløk, T. 2001. The Impact of Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries. IMF Working Paper 1/2001.
- Maddala, G.S. 1992. *Introduction to Econometrics*. Second edition. Macmillan publishing company. New York.

MacKinnon, J. 2010. Critical Values for Cointegration Tests. Queen's Economics Department Working Paper No. 1227.

Peruskoron muutokset vuodesta 1867.

Suomen Pankki. http://www.bof.fi/Stats/default.aspx?r=/tilastot/markkina-ja_hallinnolliset_korot/peruskoron_muutokset_fi 23.12.2009

Rahoitustilinpidon sektoriluokitus.

http://www.tilastokeskus.fi/til/rtp/rtp_2004-10-28_luo_001.html 14.10.2009.

Rahoitustilinpidon vaadeluokitus.

http://www.tilastokeskus.fi/til/rtp/rtp_2004-10-28_luo_002.html 14.10.2009.

Rahoitustilinpito. Suomen Pankki. Vastaanotettu 23.12.2009.

Rahoitustilinpito. Tilastokeskus, taloudelliset olot.

<http://tilastokeskus.fi/til/rtp/index.html> 17.11.2009.

Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.P. 1997. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association* 94, 621-634.

Roseveare, D., Leibfritz, W., Fore, D., Wurzel, E. 1996. Ageing Populations, Pension Systems and Government Budgets. OECD Economics Department Working Papers no. 168.

Sierminska, E., Takhtamanova, Y. 2007. Wealth Effects Out of Financial and Housing Wealth: Cross Country and Age Group Comparisons. Federal Reserve Bank of San Francisco, Working paper 1/2007.

Skudelny, F. 2009. Euro Area Private Consumption - Is There a Role for Housing Wealth Effects? Euroopan keskuspankki, Working paper series no. 1057.

Sousa, R. M. 2009. Wealth Effects on Consumption - Evidence from the Euro Area. Euroopan keskuspankki, Working paper series no. 1050.

Stock, J.H., Watson, M.W. 1993. A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica* 61 (4), 783-820.

Stock, J.H., Watson, M.W. 2007. *Introduction to Econometrics*. Second edition. Pearson Addison Wesley. Boston.

Suomen valtion liikkeelle laskemia joukkolainoja 1868-.

www.porssitieto.fi/osake/jvkvaltio.xls 23.12.2009

Väestörakennetilasto. Tilastokeskus.

<http://tilastokeskus.fi/til/vaerak/index.html> 14.3.2012.

Thaler, R. 1994. Psychology and Saving Policies. *American Economic Review*, 84 186-192.

Tinsley, P. A. 1993. Fitting both Data and Theories: Polynomial Adjustment Costs and Error-correction Decision Rules. Federal Reserve Board Financial and Economic Discussion Series Working Paper 1993(21).

Tremblay, D., Pichette, L. 2003. Are Wealth Effects Important for Canada? Bank of Canada Working Paper. ISSN 1192-5434.

Vanhojen kerrostaloasuntojen reaalihintaindeksi. Tilastokeskus, hinnat ja palkat. 13.1.2010.

WI-Indeksi jatkettuna HEX-yleisindeksillä 1970-2008. Hanken, Svenska handelshögskolan. Vastaanotettu 20.1.2010.

LIITTEET

LIITE 1

Rahoitustilinpidon vaadeluokitus

AF1 Monetaarinen kulta ja erityiset nosto-oikeudet (SDR:t)

Monetaarinen kulta (AF11) ja erityiset nosto-oikeudet (SDR:t) (AF12) ovat osa keskuspankin valuuttavarantoa.

AF11 Monetaarinen kulta

Rahaviranomaisten tai viranomaisten tehokkaassa kontrollissa olevien, muiden yksiköiden hallussa oleva kulta, joka on osa valuuttavarantoa. Kulta on arvotettu EKT95:n mukaisesti markkinahintaan. Vaade luetaan Suomen rahoitustilinpidossa ulkomaiden velaksi, vaikka se EKT95:n mukaan tulisi näyttää vain keskuspankin saatavana eikä minkään sektorin velkana.

AF12 Erityiset nosto-oikeudet (SDR:t)

Kansainvälisen valuuttarahaston (IMF) luomia varantovälineitä, joita rahasto jakaa jäsenmailleen. Ne ovat osa maiden valuuttavarantoa.

AF2 Käteisraha ja talletukset

Kierrossa oleva raha ja kaikki oman ja vieraan valuutan määräiset talletukset. Vaateeseen luetaan Käteisraha (AF21), Käteistalletukset (AF22) ja Muut talletukset (AF29).

AF21 Käteisraha

Käteisrahaa ovat Suomessa liikkeessä olevat, yleisesti maksamiseen käytetyt setelit ja kolikot, sekä kotimaisten talousyksiköiden hallussa olevat ulkomailla liikkeeseen lasketut setelit ja kolikot. Käteisrahaa pidetään sen liikkeeseen laskeneen institutionaalisen yksikön velkana. Kolikot ovat valtion ja setelit keskuspankin velkaa rahan hallussapitäjille.

AF22 Siirtokelpoiset talletukset

Oman tai ulkomaan rahan määräiset talletukset, jotka voidaan vaadittaessa vaihtaa käteiseen rahaan tai enintään yhden pankkipäivän kuluessa. Luokkaan luetaan myös luottolaitosten (myös pankkien ja keskuspankin) väliset käteistalletukset sekä pankkien keskuspankkiin suorittamat pakolliset varantotalletukset silloin, kun ne säilyvät siirtokelpoisina. Muissa institutionaalisissa yksiköissä kuin rahalaitoksissa olevat talletusnimikkeiset sijoitukset luetaan lainoihin (esim. säästökassatalletukset). Suomen Pankin hallussa olevan valuuttavarannon erä valuuttamääräiset saamiset euroalueen ulkopuolelta luetaan kokonaisuudessaan (ulkomaisiin) käteistalletuksiin, vaikka erä sisältääkin myös muita rahoitusvaateita. Talletukset voivat olla vain rahalaitosten tai ulkomaiden velkaa.

AF29 Muut talletukset

Muihin talletuksiin luetaan kaikki muut kuin käteistalletukset. Talletuksia voivat Suomessa vastaanottaa vain rahalaitokset.

AF3 Muut arvopaperit kuin osakkeet

Sellaiset rahoitusvarat, jotka ovat haltijapapereita, joita yleensä voidaan siirtää ja joilla yleensä käydään kauppaa jälkimarkkinoilla. Ne eivät takaa mitään omistajan oikeuksia siihen institutionaaliseen yksikköön, joka on laskenut paperit liikkeeseen. Arvopapereihin paitsi osakkeisiin luetaan Rahamarkkinainstrumentit (AF331), Joukkovelkakirjalainat (AF332) ja Johdannaissopimukset (AF34).

AF331 Rahamarkkinainstrumentit

Rahamarkkinainstrumenteiksi luetaan pääasiassa lyhytaikaiseen rahoitukseen (enintään vuosi) tarkoitettut jälkimarkkinakelpoiset saamistodistukset. Tähän luetaan sijoitustodistukset, yritystodistukset, kuntatodistukset, (valtion) velkasitoumukset sekä muut lyhytaikaiset jälkimarkkinakelpoiset velkapaperit.

AF332 Joukkovelkakirjalainat

Tähän luetaan sellaiset joukkovelkakirjalainat, joilla voidaan käydä jälkimarkkinakauppaa, kuten obligaatiolainat, debentuurilainat, optiolainat ja vaihtovelkakirjalainat. Suunnatut joukkovelkakirjalainat, joita ei voida siirtää kolmannelle osapuolelle, luetaan lainoihin.

AF34 Johdannaissopimukset

Rahoitusvarat, jotka perustuvat toiseen instrumenttiin tai jotka on johdettu jostakin toisesta instrumentista. Perustana on yleensä joku muu rahoitusvarallisuuserä mutta perustana voi olla myös hyödyke tai indeksi. Instrumentin arvo muuttuu kun alla olevan kohde-etuuden markkina-arvossa tapahtuu muutoksia. Esim. arvopapereihin tai hyödykkeisiin sidotut optiot, termiinit, futuurit ja swapit ovat johdannaisia. Tähän vaadeluokkaan kuuluvilla johdannaissopimuksilla käydään kauppaa markkinoilla, joten niille voidaan määritellä markkinahinta tai ne voidaan korvata vastakkaisilla sopimuksilla. Johdannaissopimuksia käytetään sekä riskeiltä suojautumiseen että kaupankäyntiin. Rahoitustilinpidon johdannaiset -erä on vuonna 1999 laajentunut kattamaan paitsi maksutaseen myös pankkien tilastoimat johdannaiset. Muiden kotimaisten yksiköiden väliset saamis- ja velkasuhteet

sekä rahoitustaloustoimet on tietojen puuttuessa tilastoitu toistaiseksi vain osittain.

AF341 Vakioidut johdannaiset

Johdannaiset, joiden sopimusehdot on määritelty johdannaisia välittävän yhteisön (esim. johdannaispörssi) yleisissä säännöissä.

AF342 Vakioimattomat johdannaiset

Johdannaiset, joiden sopimusehdoja ei ole standardisoitu vaan niistä sovitaan vapaasti ostajan ja myyjän kesken.

AF4 Lainat

Lainoiksi luokitellaan suoraan tai välittäjän kautta myönnettyt luotot, joista on yleensä todisteena velkakirja. Tähän luokkaan kuuluvat mm. asuntolaina, kulutusluotto, talletustiliin liittyvä tililuotto (esim. sekkitililuotto), vekseli, valtion varoista välitetyt lainat, repot (muiden kuin pankkien velkana olevat takaisinostosopimukset), markkinarahavelkakirjat, kapitalisaatiosopimukset, rahoitusleasingin luototus sekä osamaksuluotto. Lainoihin luetaan myös säästökassatalletukset.

AF5 Osakkeet ja osuudet

Osakkeiden ja osuuksien omistukseen liittyy varallisuuspitöisiä (omistajan) oikeuksia yrityksiin ja yritysmäisiin yhteisöihin. Tällaisia ovat oikeus osuuteen yrityksen tai yhteisön voitosta sekä oikeus jako-osaan yrityksen tai yhteisön lopetusvaroista. Osakkeisiin ja osuuksiin kuuluvat Noteeratut osakkeet (AF511) ja Noteeraamattomat osakkeet (AF512), joihin puolestaan kuuluvat Asunto-osakkeet (AF5121), Kiinteistöosakkeet (AF5122) ja Muut noteeraamattomat osakkeet (AF5123) sekä Muut osuudet (AF513) ja Rahasto-osuudet (AF52).

AF51 Osakkeet ja muut osuudet kuin rahasto-osuudet

Rahoitusvarat, jotka tuottavat yrityksiin tai yritysmäisiin yhteisöihin omistajan oikeuksia, lukuun ottamatta sijoitusrahasto-osuuksia. Yleensä nämä rahoitusvarat oikeuttavat hallussapitäjänsä osuuteen yrityksen tai yritysmäisen yhteisön voitosta sekä osuuteen niiden omista varoista selvitystilassa. Muihin osakkeisiin ja osuuksiin paitsi rahasto-osuuksiin kuuluvat Noteeratut osakkeet (AF511) Noteeraamattomat osakkeet (AF512), joihin puolestaan kuuluvat Asunto-osakkeet (AF5121), Kiinteistöosakkeet (AF5122) ja Muut noteeraamattomat osakkeet (AF5123) sekä Muut osuudet (AF513).

AF511 Noteeratut osakkeet

Noteeratuilla osakkeilla tarkoitetaan tilastointiajankohtana Arvopaperikeskuksen arvo-osuusrekisterissä mukana olleiden noteerattujen yritysten osakkeita. Vuoteen 1995 asti kaikki osakkeet ovat perustietojen puuttumisen takia yhtenä eränä.EKT95:n mukaisesti liikkeeseen laskijan hallussa olevat omat osakkeet eivät ole tilastossa mukana. Samoin EKT95:n mukaisesti noteerattujen yritysten noteeraamattomat osakesarjat on tilastoitu saman yrityksen noteerattujen osakkeiden kurssiin ja myös ne sisältyvät vaateeseen noteeratut osakkeet.

AF512 Noteeraamattomat osakkeet

Noteeraamattomiin osakkeisiin kuuluvat Kiinteistöosakkeet (AF5122) ja Muut noteeraamattomat osakkeet (AF5123).

AF513 Muut osuudet

Muut osuudet kattavat kaikki alaryhmiin Noteeratut osakkeet (AF511) ja Noteeraamattomat osakkeet (AF512) ja alaluokkaan Sijoitusrahasto-osuudet (AF52) luokittelemattomat osuudet. Muihin osuuksiin luetaan osakkaiden sijoittama pääoma avoimeen yhtiöön, osuudet kommandiittiyhtiössä, laivanisännistössä, keskinäisessä yhtiössä, kuntayhtymässä sekä osuudet osuuskunnan osuuspääomasta. Näitä ovat myös omistajien sijoitukset yritysmäisiin yhteisöihin, joita ovat mm. sellaiset valtion ja kuntien liikelaitokset, jotka tuottavat tavaroita ja palveluita markkinoille.

AF52 Rahasto-osuudet

Sijoitusrahastojen ja muiden rahastojen rahasto-osuudet. Ulkomaisia rahasto-osuuksia (so. ulkomaisiin rahastoihin tehtyjä sijoituksia) ei tietojen puuttuessa ole voitu tilastoida edelleen.

AF6 Vakuutustekninen vastuuvelka

Tähän vaateeseen luetaan yksilölliseen (vapaaehtoiseen) eläkevakuutukseen sekä henkivakuutukseen kuuluvat, vakuutuslaitosten tulevia korvauksia varten keräämät rahastot ja niiden muutokset. Vaade luetaan EKT95:n mukaan kokonaisuudessaan kotitalouksien saamiin riippumatta siitä, mikä sektori on vakuutuksen ottajana (maksajana). Vaade on jaettu koti- ja ulkomaisten kotitalouksien kesken. Lakisääteisessä ja kollektiivisessa eläkevakuutusjärjestelmässä (esim. TEL) syntyvät rahastot eivät sisälly vaateeseen. Jos työeläkemaksujen määrä ylittää maksetut eläkkeet, ylijäämä on kansantalouden tilinpidossa julkisyhteisöjen (sosiaaliturvarahastojen) säästämistä. Tähän luetaan myös vahinkovakuutuksen vakuutusmaksu- ja korvausvastuut ja niiden muutokset.

AF61 Kotitalouksien osuus henki- ja eläkevakuutusrahastoista

Varat, joita kyseisissä yrityksissä ja yritysmäisissä yhteisöissä on rahastoitu ennakoitavissa olevien korvausten maksamista varten ehtojen täytyttyä. Tähän vaateeseen ei lueta mukaan sosiaaliturvarahastoihin luettavien yksiköiden rahoituseriä.

AF611 Kotitalouksien osuus henkivakuutusrahastoista

Henkivakuutuksen korvausvastuut sekä rahastot, jotka kasvattavat ylijäämän jakoon osallisen vakuutuksen tai muun vastaavan vakuutuksen arvoa vakuutuksen erääntyessä.

AF612 Kotitalouksien osuus eläkevakuutusrahastoista

Työnantajien ja/tai työntekijöiden tai ammatinharjoittajaryhmien perustamia itsenäisiä tai epäitsenäisiä eläkerahastoja, jotka on perustettu työntekijöiden tai ammatinharjoittajien muiden kuin lakisääteisten (TEL) eläkkeiden maksun turvaamiseksi. Tähän vaateeseen ei lueta mukaan sosiaaliturvarahastoihin luettavien yksiköiden rahoituseriä.

AF62 Vakuutusmaksu ja korvausvastuu

Vakuutuslaitosten ja itsenäisten tai epäitsenäisten eläkerahastojen vakuutustekniset vastuuvelat, joihin sisältyy se osa vakuutusmaksutuloista, joka kohdistuu seuraavalle tilikaudelle (vakuutusmaksuvastuu). Lisäksi erään sisältyy se arvioitu kokonaiskustannus, joka aiheutuu korvauksista, jotka ovat

tapahtuneet tilinpitokauden aikana riippumatta siitä, onko niistä ilmoitettu tai ei, vähennettynä vastaavilla jo maksetuilla korvauksilla (korvausvastuu).

AF7 Muut saamiset ja velat

Tähän vaadeluokkaan luetaan kauppaluotot (tilisaamiset ja -velat, toimitusluotot, myyntisaamiset, ostovelat) sekä ennakot tekeillä olevista tai tulevista suorituksista. Muihin saamisiin ja velkoihin luetaan myös kaikki edellä luokittelemattomat rahoitusvaateeksi luokiteltavat erät, esimerkiksi vielä maksamatta olevat tai enakkoon maksetut verot, osingot, vuokrat, palkat, sosiaaliturvamaksut yms. Muihin saamisiin ja velkoihin kuuluvat Kauppaluotot ja ennakot (AF71) ja Muut saamiset ja velat kuin kauppaluotot ja ennakot (AF79).

AF71 Kauppaluotot ja ennakot

Rahoitussaamiset, jotka syntyvät tavaroihin ja palveluksiin liittyvien taloustoimien yhteydessä, kun tavaroiden ja palveluiden toimittajat antavat maksuaikaa. Niihin luetaan myös enakkomaksut töistä, jotka ovat työn alla tai joihin ollaan ryhtymässä, kun maksut liittyvät tällaisiin taloustoimiin. Kauppaluottoja ja ennakoita ovat tilisaamiset ja -velat, toimitusluotot, myyntisaamiset ja ostovelat sekä ennakot tekeillä olevista tai tulevista suorituksista. Kauppaluottojen rahoittamiseen otetut lainat luokitellaan lainoihin

AF79 Muut saamiset ja velat kuin kauppaluotot ja ennakot

Rahoitussaamiset, jotka syntyvät tulonjakotaloustoimien tai jälkimarkkinakauppaan liittyvien rahoitustaloustoimien ja toisaalta niihin liittyvien maksujen ajoituseroista. Niihin luetaan myös saamiset, jotka kertyvät tulojen (suoriteperusteisesta) kertymisestä ajassa. Siirtosaamiset ja velat kuuluvat tähän luokkaan. Niitä ovat esimerkiksi vielä maksamatta olevat tai enakkoon maksetut verot, osingot, vuokrat, palkat, sosiaaliturvamaksut yms.

Rahoitustilinpidon sektoriluokitus

S0 Sektorit yhteensä

S11 Yritykset ja asuntoyhteisöt

S111 Yritykset

Yritykset ovat kotimaisia talousyksiköitä, joiden ensisijaisena tarkoituksena on tuottaa tavaroita ja palveluita myytäväksi markkinoilla normaalisti vähintään tuotantokustannukset peittävään hintaan. Yritykset ovat juridisesti itsenäisiä yhteisöjä tai niiden kaltaisia yksiköitä, joiden toiminta on erotettavissa omistajiensa taloudesta ja joita hoidetaan ikään kuin yrityksiä, vaikka ne eivät olekaan muodollisesti itsenäisiä. Yritys tai yrityksen kaltainen yksikkö pitää taloudestaan kahdenkertaista kirjanpitoa. myös yrityksiä palvelevat, niiden rahoittamat ja kontrolloimat voittoa tavoittelemattomat yhteisöt kuuluvat tähän luokkaan. Yrityksiin luetaan yksityiset ja julkiset kotimaiset yritykset sekä ulkomaalaisomisteiset yritykset.

S112 Asuntoyhteisöt

Asuntoyhteisöjä ovat asunto-osakeyhtiöt, asunto-osuuskunnat, asuinkiinteistöyhtiöt, asumisoikeusyhdistykset ja muut asuntoyhteisöt.

S12 Rahoitus- ja vakuutuslaitokset

Rahoitus- ja vakuutuslaitosten pääasiallinen toiminta on rahoituksen välitys ja/tai rahoituksen välitystä avustavat toiminnot. Sektoriin luetaan Keskuspankki (S121), Muut rahalaitokset (S122), Muut rahoituksen välitystä harjoittavat laitokset (S123), Rahoituksen ja vakuutuksen välitystä avustavat laitokset (S124) ja Vakuutuslaitokset (S125).

S121 Suomen Pankki

Keskuspankin tehtävä on laskea liikkeelle rahaa, säilyttää rahan sisäinen ja ulkoinen arvo ja pitää hallussaan joko kaikkea tai osaa maan kansainvälisestä valuuttavarannosta. Sektoriin luetaan kansallinen keskuspankki (Suomen Pankki) myös silloin, kun se on osa Euroopan keskuspankkijärjestelmää.

S121+2 Rahalaitokset

Rahalaitoksiin luetaan Keskuspankki (S121) ja muut rahalaitokset (S122)

S122 Muut rahalaitokset

Tähän luetaan ne rahoitusyritykset ja yritysmäiset yhteisöt, jotka pääasiallisesti välittävät rahoitusta ja jotka ottavat vastaan talletuksia ja/tai talletuksiin verrattavia vastikkeita sekä myöntävät lainoja ja/tai tekevät arvopaperisijoituksia omaan lukuunsa.

S1221 Talletuspankit

Sektoriin luetaan kaikki Suomessa toimivat talletuspankit mukaan lukien ulkomaisten luottolaitosten Suomessa pankkitoimintaa harjoittavat sivukonttorit.

S1222 Rahamarkkinarahastot

Rahamarkkinarahastot ovat sijoitusrahastoja, jotka sijoittavat varansa lyhytaikaisiin pääasiassa jälkimarkkinakelpoisiin instrumentteihin, kuten valtion velkasitoumuksiin, pankkien sijoitustodistuksiin, lyhytaikaisiin joukkolainoihin yms., joiden jäljellä oleva juoksuaika on enintään vuosi. Usein

sijoitus ei ole määräaikainen vaan voidaan muuttaa käteiseksi osittain tai kokonaan vaadittaessa.

S1223 Muut rahoitusta välittävät rahalaitokset

Luokkaan kuuluvat muut rahoitusvalvonnan alaiset Euroopan Keskuspankin rahalaitoksiksi määrittelemät rahoitustoiminnan yritykset kuin talletuspankit (S1221) ja rahamarkkinarahastot (S1222). Nämä rahalaitokset harjoittavat mm. rahoitusyhtiötoimintaa, kiinnitysluottopankkitoimintaa, luottokorttiyhtiötoimintaa. Tähän luetaan myös ulkomaisten luottolaitosten em. toimintaa Suomessa harjoittavat sivukonttorit.

S123 Muut rahoituslaitokset

Luokkaan kuuluvat rahoitusyritykset välittävät rahoitusta velkaantumalla pääasiallisesti muuten kuin ottamalla vastaan talletuksia ja tai talletuksiin verrattavia vastikkeita. Hallintayhtiöt, jotka eivät itse ole rahoitusyrityksiä ja jotka valvovat ja tai johtavat rahoituksen välitystä avustavia palveluja tuottavien tytäryhtiöiden ryhmää luokitellaan tähän luokkaan.

S1231 Sijoitusrahastot

Tähän luetaan kaikki sijoitusrahastot.

S124 Rahoituksen ja vakuutuksen välitystä avustavat laitokset

Luokka koostuu rahoitusyrityksistä ja yritysmäisistä yhteisöistä, jotka pääasiallisesti avustavat rahoituksen välitystä so. toimintoja, jotka liittyvät läheisesti rahoituksen välitykseen, mutta jotka eivät ole rahoituksen välitystä. Ao. laitokset eivät hanki välitettäviä rahoitusvaroja velkaantumalla omaan lukuunsa.

S125 Vakuutuslaitokset

Tähän luokkaan kuuluvat laitokset ovat pääasiallisesti riskien hallintaan liittyvän rahoituksen välittäjiä. Näitä ovat henki- ja vahinkovakuutusyhtiöt, vakuutusyhdistykset sekä yksilöllistä eläkevakuuttamista harjoittavat yhtiöt.

S13 Julkisyhteisöt

Julkisyhteisöt ovat muita markkinattomia tuottajia, joiden tuotoksesta suurin osa tarjotaan ilmaiseksi tai taloudellisesti merkityksettömään hintaan yksilölliseen ja kollektiiviseen kulutukseen. Tuotanto rahoitetaan muihin sektoreihin kuuluvien yksiköiden suorittamin pakollisin maksuin. Julkisyhteisöt harjoittavat myös kansantulon ja -varallisuuden uudelleenjakoa. Sektoriin luetaan Valtionhallinto (S1311), Paikallishallinto (S1313) ja Sosiaaliturvarahastot (S1314), joihin puolestaan kuuluvat Työeläkelaitokset (S13141) ja Muut sosiaaliturvarahastot (S13149).

S1311 Valtionhallinto

Valtionhallintoa ovat valtion budjetin alaiset talousyksiköt eli ministeriöt ja valtion virastot sekä valtion laitokset, joiden toimivalta ulottuu koko Suomen talousalueelle. Luokkaan kuuluvat julkista toimintaa palvelevat budjetin ulkopuoliset rahastot. Valtion omistuksessa olevat yritykset ja liikelaitokset luetaan yrityssektoriin (S11).

S1313 Paikallishallinto

Paikallishallintoon kuuluvat kuntien, kuntayhtymien ja Ahvenanmaan maakuntahallinnon budjettien alaiset talousyksiköt eli elimet, joiden toimivalta ulottuu ainoastaan talousalueen paikalliseen osaan. Kuitenkin

paikallishallinnon omistuksessa olevat yritykset ja liikelaitokset kuuluvat yrityssektoriin (S11).

S1314 Sosiaaliturvarahastot

Sosiaaliturvarahastojen pääasiallinen toiminta on sosiaalisten etuisuuksien tuottaminen. Lait ja asetukset määräävät tietyt väestöryhmät osallistumaan järjestelmään tai maksamaan sosiaaliturvamaksuja. Lisäksi julkisyhteisö vastaa laitoksen hallinnosta maksuja ja etuisuuksia koskevissa ratkaisuissa ja hyväksymisissä. Sektoriin luetaan Työeläkelaitokset (S13141) ja Muut sosiaaliturvarahastot (S13149).

S13141 Työeläkelaitokset

Lakisääteistä työeläkevakuutusta ja sitä täydentävää lisäeläkejärjestelmää hoitavat eläkevakuutusyhtiöt, eläkesäätiöt ja eläkekassat sekä itsenäiset julkiset laitokset, kuten Kuntien eläkevakuutus.

S13149 Muut sosiaaliturvarahastot

Muita sosiaaliturvarahastoja ovat julkisen vallan perusturvaa toteuttavat yksiköt (esim. Kansaneläkelaitos) sekä työttömyys-, sairaus-, hautaus- ja eroavustuskassat.

S14 Kotitaloudet

Kotitalouksia ovat kaikki kotimaiset kotitaloudet sekä niiden harjoittama yritystoiminta, mikäli sitä ei voida erottaa kotitalouden toiminnasta erilliseksi yritystoimintaan luokiteltavaksi yksiköksi.

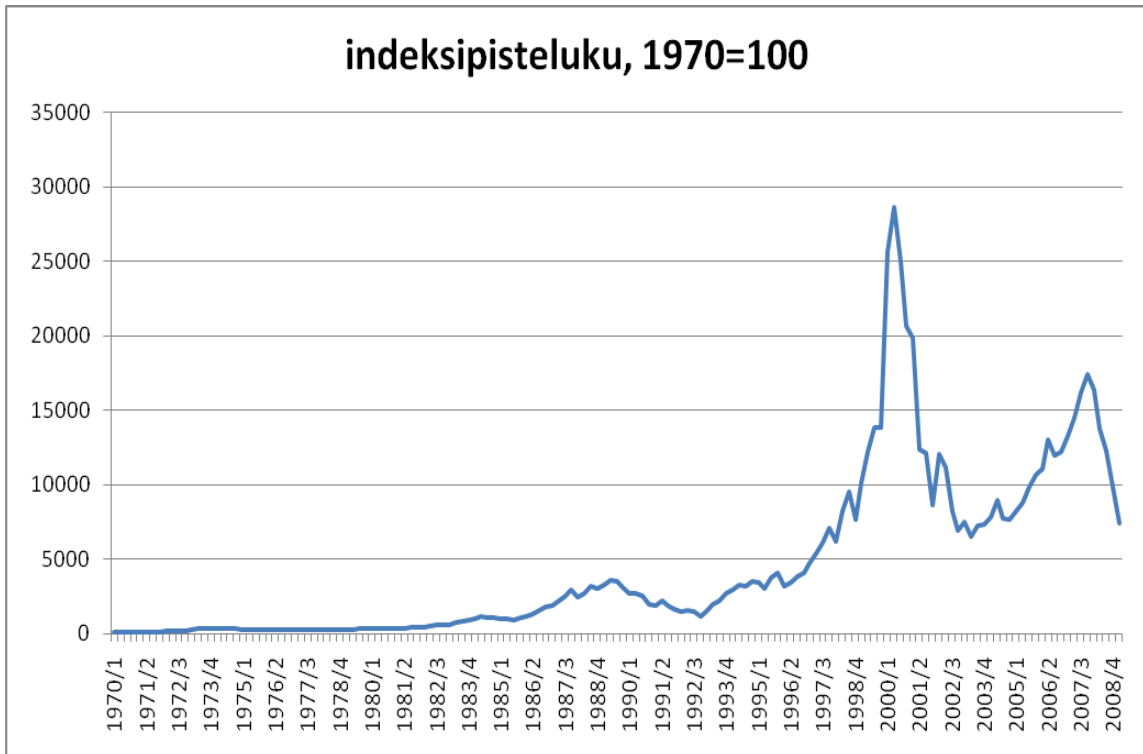
S15 Kotitalouksia palvelevat voittoa tavoittelemattomat yhteisöt

Kotitalouksia palvelevat voittoa tavoittelemattomat yhteisöt ovat juridisesti itsenäisiä yksiköitä, jotka tarjoavat palveluita pääasiassa kotitalouksille tuotantokustannukset alittavaan hintaan. Niiden pääasialliset varat ovat kotitalouksilta saatuja vapaaehtoisia maksuja ja omaisuustuloja. Sektoriin luetaan mm. terveys-, koulutus- tai sosiaalipalveluita tarjoavat yhdistykset, valtionkirkot, säätiöt, rahastot, puolueet, työntekijäjärjestöt sekä uskonnolliset yhteisöt.

S2 Ulkomaat

Ulkomaisten luokkaan kuuluvat kaikki ulkomaiset talousyksiköt, Suomessa sijaitsevat lähetystöt, konsulaatit ja kansainvälisten järjestöjen yksiköt. Lisäksi siihen kuuluvat kotimaisten yksiköiden ulkomailla sijaitsevat toimipaikat, mikäli näillä katsotaan olevan itsenäinen päätäntävalta perustoimintoihinsa nähden.

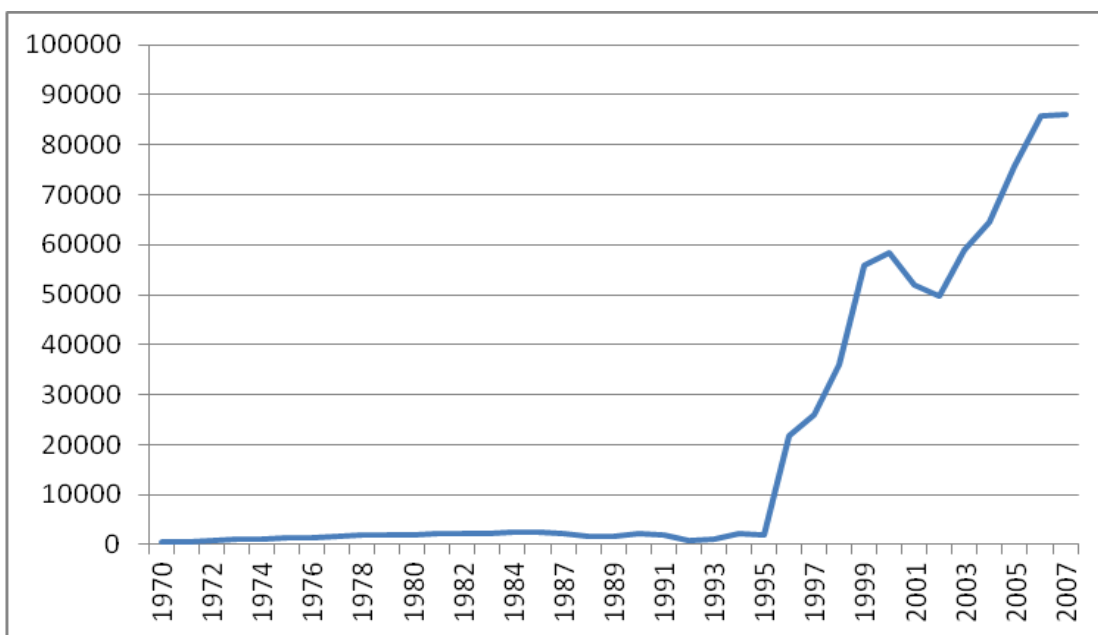
LIITE 2



KUVIO Osakemarkkinoiden kehitys Suomessa 1970-2008

Osakemarkkinoiden kehitystä on kuvattu Helsingin pörssin neljännesvuosittaisella tuottoindeksillä, jona on toiminut 1970-1989 WI-indeksi ja 1990-2008 HEX-tuottoindeksi. Indeksit muodostavat yhdessä jatkuvan aikasarjan.

LIITE 3



KUVIO Kotitaloussektorin omistamat osakkeet, raaka-aineistona suoraan Tilastokeskuksen rahoitustilinpitotilastosta

Suoraan raaka-aineistosta voidaan huomata selkeästi kuinka vuoden 1996 muutos osakkeiden kirjaamisperusteissa kirjanpitoarvoisesta markkinaarvoiseksi on tehnyt aineistoon epäjatkuvuuskohdan.

LIITE 4

Käteinen ja talletukset – aikasarjan kausitasoitus

Information on Models Model 1 (Tramo-Seats)
 Series Span (n° of obs.) Q1.1975 - Q1.2009 (137)
 Model Span (n° of obs.) Q1.1975 - Q1.2009 (137)
 Method Tramo/Seats
 PRE-ADJUSTMENT
 Transformation Logarithm
 Mean Correction None
 Correction for Trading Day Effects 6 Regressor(s)
 Trad1 t-value -2.22 [-1.972, 1.972] 5%
 Trad2 t-value 1.92 [-1.972, 1.972] 5%
 Trad3 t-value -0.49 [-1.972, 1.972] 5%
 Trad4 t-value 1.01 [-1.972, 1.972] 5%
 Trad5 t-value 1.74 [-1.972, 1.972] 5%
 Trad6 t-value 0.24 [-1.972, 1.972] 5%
 Trad7 t-value -2.19 (derived) [-1.972, 1.972] 5%
 Correction for Easter Effect None
 Correction for Outliers Autom.:AO,LS,TC; 6 Outlier(s) fixed
 Critical t-value 3.217
 LS Q1.1998 t-value -8.71 [-3.217, 3.217] crit.val.
 AO Q1.1991 t-value -5.19 [-3.217, 3.217] crit.val.
 AO Q3.1998 t-value -4.26 [-3.217, 3.217] crit.val.
 AO Q4.2005 t-value 8.32 [-3.217, 3.217] crit.val.
 AO Q4.2004 t-value 7.01 [-3.217, 3.217] crit.val.
 AO Q4.2003 t-value 4.90 [-3.217, 3.217] crit.val.
 Corr. for Missing Obs. None
 Corr. for Other Repr. Effects None
 Specif. of the ARIMA model (0 1 2)(0 1 1) (fixed)
 Non-seas. MA (lag 1) value 0.5548
 Non-seas. MA (lag 1) t-value 8.14 [-1.972, 1.972] 5%
 Non-seas. MA (lag 2) value 0.6668
 Non-seas. MA (lag 2) t-value 9.44 [-1.972, 1.972] 5%
 Seasonal MA (lag 4) value -0.5566
 Seasonal MA (lag 4) t-value -6.59 [-1.972, 1.972] 5%
 Method of Estimation Exact Maximum Likelihood
 DECOMPOSITION
 ARIMA Decomposition Approximated
 Seasonality Seasonal model used

LIITE 5

Koko aikavälin analyysi

TAULUKKO Pitkän aikavälin regressiomallin kerroinestimaatit dynaamisen pienimmän neliösumman menetelmän avulla laskettuina

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	C_0	0,344	0,074	4,617	1,09e-05***
$\log(Y_t)$	δ_9	-0,052	0,164	-0,320	0,750
$\log(S_{t-1})$	δ_{10}	-0,019	0,017	-1,115	0,268
$\log(M_{t-1})$	δ_{11}	-0,120	0,218	-0,551	0,583
$\log(HW_{t-1})$	δ_{12}	0,003	0,082	0,041	0,967
$\log(Y_{t-2})$	δ_1	0,196	0,118	1,665	0,099*
$\log(S_{t-3})$	δ_2	0,044	0,012	3,597	0,001***
$\log(M_{t-3})$	δ_3	0,338	0,142	2,383	0,019**
$\log(HW_{t-3})$	δ_4	0,089	0,051	1,746	0,084*
$\log(Y_{t-1})$	δ_5	0,009	0,162	0,057	0,954
$\log(S_{t-2})$	δ_6	-0,013	0,018	-0,734	0,465
$\log(M_{t-2})$	δ_7	-0,036	0,228	-0,160	0,873
$\log(HW_{t-2})$	δ_8	-0,057	0,081	-0,706	0,482
$\log(Y_{t+1})$	δ_{13}	-0,020	0,158	-0,126	0,900
$\log(S_t)$	δ_{14}	0,002	0,017	0,094	0,925
$\log(M_t)$	δ_{15}	0,185	0,234	0,792	0,430
$\log(HW_t)$	δ_{16}	0,136	0,082	1,654	0,101
$\log(Y_{t+2})$	δ_{17}	0,168	0,118	1,421	0,158
$\log(S_{t+1})$	δ_{18}	0,042	0,011	3,824	2e-04***
$\log(M_{t+1})$	δ_{19}	0,157	0,147	1,074	0,285
$\log(HW_{t+1})$	δ_{20}	-0,178	0,052	-3,400	0,001***
Mean dependent var		4,143	S.D. dependent var	0,102	
Sum squared resid		0,006044	S.E. of regression	0,008	
R-squared		0,995	Adjusted R-squared	0,995	
F(20, 107)		1174,394	P-value(F)	8,9e-116	
Log-likelihood		455,865	Akaike criterion	-869,730	

Schwarz criterion	-809,837	Hannan-Quinn	-845,395
rho	0,703	Durbin-Watson	0,580

TAULUKKO Pitkän aikavälin regressiomallin kerroinestimaatit tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä laskettuina

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	C_0	0,379	0,076	4,999	1,90e-10***
$\log(Y_t)$	β_1	0,270	0,050	5,371	3,69e-07***
$\log(S_{t-1})$	β_2	0,052	0,003	17,250	7,34e-035***
$\log(M_{t-1})$	β_3	0,529	0,017	30,960	1,78e-060***
$\log(HW_{t-1})$	β_4	0,011	0,019	0,557	0,579

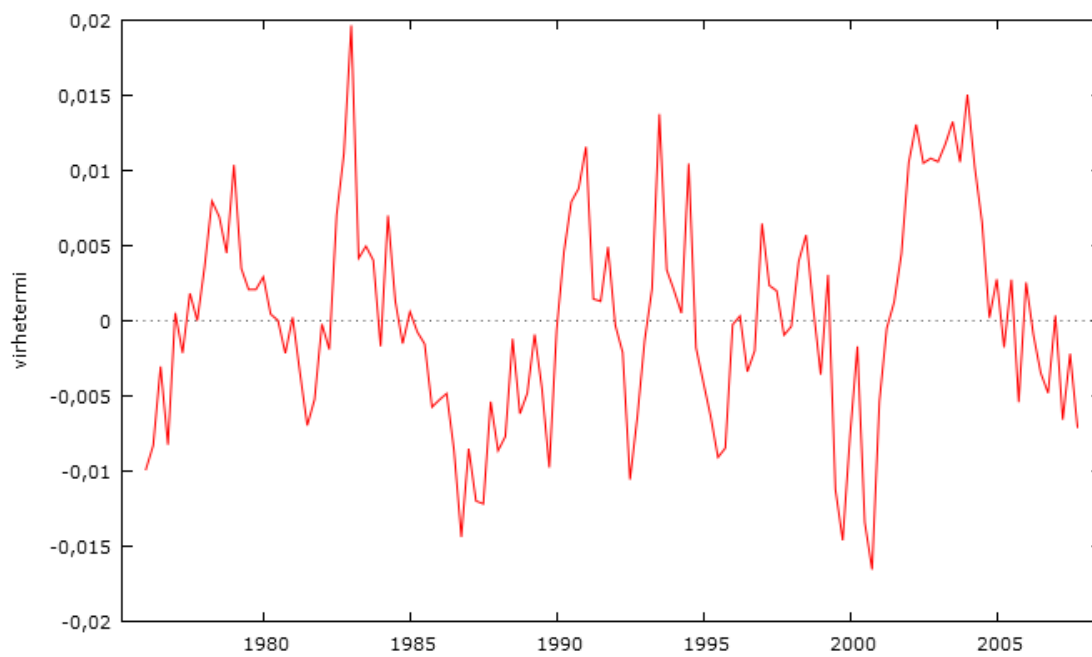
Mean dependent var	4,141	S.D. dependent var	0,104
Sum squared resid	0,014	S.E. of regression	0,011
R-squared	0,990	Adjusted R-squared	0,990
F(4, 125)	3060,328	P-value(F)	1,2e-123
Log-likelihood	409,363	Akaike criterion	-808,725
Schwarz criterion	-794,387	Hannan-Quinn	-802,899
rho	0,842	Durbin-Watson	0,312

TAULUKKO Lyhyen aikavälin virheenkorjausmallin kerroinestimaatit

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
Vakio	α_0	0,003	0,000	7,116	0,000***
ΔY_{t-1}	β_1	0,019	0,045	0,427	0,670
ΔS_{t-2}	β_2	0,001	0,005	0,244	0,808
ΔM_{t-2}	β_3	0,046	0,051	0,902	0,369
ΔHW_{t-2}	β_4	0,033	0,017	1,925	0,057*
Z_{t-1}	β_5	-0,074	0,044	-1,710	0,090*

Mean dependent var	0,003	S.D. dependent var	0,003
Sum squared resid	0,001	S.E. of regression	0,003
R-squared	0,074	Adjusted R-squared	0,035
F(5, 121)	1,927	P-value(F)	0,095
Log-likelihood	545,833	Akaike criterion	-1079,666
Schwarz criterion	-1062,601	Hannan-Quinn	-1072,733
rho	-0,091	Durbin-Watson	2,147

Pitkän aikavälin kulutusyhtälön virhetermi



Kulutusyhtälön virhetermi 1975-2008

LIITE 6

Varallisuusvaikutuksen muutokset ajassa

TAULUKKO Chow:n testi ensimmäiselle periodille

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
$\log(Y_t)$	β_1	-0,619	0,114	-5,429	3e-07***
$\log(S_{t-1})$	β_2	-0,059	0,022	-2,723	0,007***
$\log(M_{t-1})$	β_3	0,252	0,085	2,952	0,004***
$\log(HW_{t-1})$	β_4	0,040	0,032	1,254	0,212

TAULUKKO Chow:n testi toiselle periodille

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
$\log(Y_t)$	β_1	0,235	0,178	1,320	0,190
$\log(S_{t-1})$	β_2	-0,046	0,011	-4,145	6,36e-05***
$\log(M_{t-1})$	β_3	0,027	0,134	0,199	0,843
$\log(HW_{t-1})$	β_4	0,023	0,049	0,467	0,642

TAULUKKO Chow:n testi kolmannelle periodille

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
$\log(Y_t)$	β_1	0,778	0,094	8,282	1,97e-013***
$\log(S_{t-1})$	β_2	-0,016	0,011	-1,483	0,141
$\log(M_{t-1})$	β_3	-0,462	0,101	-4,570	1,19e-05***
$\log(HW_{t-1})$	β_4	-0,013	0,093	-0,138	0,891

Chow:n testi mittaa muuttujien vaikutusta osaperiodille muodostettuun dummy-muuttujaan. Nollahypoteesi on, ettei vaikutussuhdetta tarkasteltavalla muuttujalla ja periodisidonnaisella dummy-muuttujalla ole. On havaittavissa huomattavaa vaihtelua sen suhteen, mitkä muuttujat milloinkin ajavat dummy-muuttujaa, mutta on huomattava, että jokaisella periodilla jokin muuttujista on tilastollisesti merkitsevä. Täten aineisto homogeenisuuden nollahypoteesi voidaan hylätä jokaisella osaperiodilla.

Rolling -estimaatit

TAULUKKO ADF-testisuureet tasoille ja ensimmäisille differensseille 1975-1989

Muuttuja	Testisuureen arvo	P-arvo	Käytetty viipeiden määrä
C_t	1,145	0,998	5
Y_t	-0,111	0,947	6
S_{t-1}	2,483	1,000	1
M_{t-1}	-0,304	0,922	2
HW_{t-1}	0,672	0,992	10
Testisuureen arvo 1. differenssistä			
C_t	-3,916	0,002	10
Y_t	-3,313	0,014	5
S_{t-1}	-0,893	0,783	0
M_{t-1}	-3,977	0,009	2
HW_{t-1}	-2,883	0,047	9
Testisuureen arvo 2. differenssistä			
S_{t-1}	-8,794	6,07E-10	0

TAULUKKO Pitkän aikavälin tavallisen pienimmän neliösumman menetelmän estimaatit 1975-1989

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskiahajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	c_0	1,520	0,243	6,263	8,53e-08***
$\log(Y_t)$	δ_1	0,082	0,105	0,786	0,435
$\log(S_{t-1})$	δ_2	-0,031	0,034	-0,937	0,353
$\log(M_{t-1})$	δ_3	0,557	0,081	6,854	1,02e-08***
$\log(HW_{t-1})$	δ_4	-0,034	0,021	-1,642	0,107
Mean dependent var		4,045	S.D. dependent var		0,049
Sum squared resid		0,002	S.E. of regression		0,007
R-squared		0,983	Adjusted R-squared		0,982
F(4, 50)		731,700	P-value(F)		1,09e-43
Log-likelihood		200,694	Akaike criterion		-391,389
Schwarz criterion		-381,352	Hannan-Quinn		-387,507
rho		0,772	Durbin-Watson		0,394

TAULUKKO Lyhyen aikavälin virheenkorjausmallin estimaatit 1975-1989

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
Vakio	α_0	0,002	0,001	2,870	0,006***
ΔY_{t-1}	β_1	-0,055	0,059	-0,939	0,353
ΔS_{t-2}	β_2	-0,039	0,039	-0,991	0,327
ΔM_{t-2}	β_3	0,278	0,099	2,811	0,007***
ΔHW_{t-2}	β_4	-0,024	0,027	-0,917	0,364
Z_{t-1}	β_5	-0,082	0,081	-1,017	0,315
Mean dependent var		0,003	S.D. dependent var		0,003
Sum squared resid		4,89e-04	S.E. of regression		0,003
R-squared		0,190	Adjusted R-squared		0,102
F(5, 46)		2,162	P-value(F)		0,075
Log-likelihood		227,153	Akaike criterion		-442,306
Schwarz criterion		-430,599	Hannan-Quinn		-437,818
rho		-0,091	Durbin-Watson		2,174

TAULUKKO ADF-testisuureet tasoille ja ensimmäisille differensseille 1990-1999

Muuttuja	Testisuureen arvo	P-arvo	Käytetty viipeiden määrä
C_t	1,358	0,999	11
Y_t	0,257	0,761	7
S_{t-1}	0,435	0,982	0
M_{t-1}	-1,530	0,519	1
HW_{t-1}	0,164	0,734	8

	Testisuureen arvo 1. differenssistä		
C_t	-2,936	0,151	10
Y_t	-1,742	0,077	6
S_{t-1}	-4,756	0,000	0
M_{t-1}	-3,447	0,015	0
HW_{t-1}	-1,901	0,055	7

TAULUKKO Pitkän aikavälin mallin OLS-estimoidut kerroinestimaatit 1990-1999

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	c_0	-0,500	0,609	-0,821	0,417
$\log(Y_t)$	δ_1	0,459	0,110	4,175	2e-04***
$\log(S_{t-1})$	δ_2	0,023	0,007	3,137	0,003***
$\log(M_{t-1})$	δ_3	0,561	0,082	6,864	5,72e-08***
$\log(HW_{t-1})$	δ_4	0,022	0,032	0,677	0,503

Mean dependent var	4,164	S.D. dependent var	0,028
Sum squared resid	0,001	S.E. of regression	0,006
R-squared	0,955	Adjusted R-squared	0,949
F(4, 35)	183,957	P-value(F)	5,59e-23
Log-likelihood	148,306	Akaike criterion	-286,613
Schwarz criterion	-278,169	Hannan-Quinn	-283,560
rho	0,663	Durbin-Watson	0,557

TAULUKKO Lyhyen aikavälin mallin virheenkorjausmallin kerroinestimaatit 1990-1999

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
Vakio	α_0	0,002	5e-04	4,775	3,58e-05***
ΔY_{t-1}	β_1	0,137	0,094	1,452	0,156
ΔS_{t-2}	β_2	0,004	0,005	0,720	0,477
ΔM_{t-2}	β_3	-0,168	0,086	-1,957	0,059*
ΔHW_{t-2}	β_4	0,022	0,026	0,855	0,399
Z_{t-1}	β_5	-0,087	0,079	-1,100	0,279
Mean dependent var		0,002	S.D. dependent var	0,003	
Sum squared resid		2,59e-04	S.E. of regression	0,003	
R-squared		0,383	Adjusted R-squared	0,289	
F(5, 33)		4,093	P-value(F)	0,005	
Log-likelihood		177,130	Akaike criterion	-342,261	
Schwarz criterion		-332,279	Hannan-Quinn	-338,680	
rho		-0,299	Durbin-Watson	2,597	

TAULUKKO ADF-testisuureet tasoille ja ensimmäisille differensseille 1997-2008

Muuttuja	Testisuureen arvo	P-arvo	Käytetty viipeiden määrä
C_t	-0,412	0,905	4
Y_t	-0,785	0,823	7
S_{t-1}	-1,794	0,378	0
M_{t-1}	1,649	1,000	3
HW_{t-1}	-1,013	0,751	1

Testisuureen arvo 1. differenssistä			
Muuttuja	Testisuureen arvo	P-arvo	Käytetty viipeiden määrä
C_t	-4,104	0,023	4
Y_t	-2,390	0,145	6
S_{t-1}	-6,028	0,000	0
M_{t-1}	-3,535	0,007	2
HW_{t-1}	-3,711	0,008	0

TAULUKKO Pitkän aikavälin mallin OLS-estimoidut kerroinestimaatit 1997-2008

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	c_0	0,086	0,070	1,221	0,230
$\log(Y_t)$	δ_1	0,975	0,027	35,560	1,22e-029***
$\log(S_{t-1})$	δ_2	-0,002	0,003	-0,631	0,532
$\log(M_{t-1})$	δ_3	0,016	0,032	0,508	0,615
$\log(HW_{t-1})$	δ_4	0,007	0,029	0,250	0,804
Mean dependent var		4,266	S.D. dependent var	0,043	
Sum squared resid		1,71e-04	S.E. of regression	0,002	
R-squared		0,998	Adjusted R-squared	0,997	
F(4, 36)		3800,438	P-value(F)	9,97e-47	
Log-likelihood		195,791	Akaike criterion	-381,581	
Schwarz criterion		-373,014	Hannan-Quinn	-378,462	
rho		0,449	Durbin-Watson	0,961	

TAULUKKO Pitkän aikavälin mallin DOLS-estimoidut kerroinestimaatit 1997-2008

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	C_0	-0,055	0,170	-0,326	0,747
$\log(Y_t)$	δ_9	0,420	0,198	2,125	0,046**
$\log(S_{t-1})$	δ_{10}	-0,009	0,010	-0,957	0,350
$\log(M_{t-1})$	δ_{11}	-0,048	0,124	-0,384	0,705
$\log(HW_{t-1})$	δ_{12}	-0,119	0,139	-0,861	0,399
$\log(Y_{t-2})$	δ_1	0,394	0,181	2,178	0,041**
$\log(S_{t-3})$	δ_2	0,002	0,009	0,231	0,820
$\log(M_{t-3})$	δ_3	0,081	0,093	0,873	0,393
$\log(HW_{t-3})$	δ_4	-0,023	0,076	-0,302	0,766
$\log(Y_{t-1})$	δ_5	0,023	0,186	0,123	0,903
$\log(S_{t-2})$	δ_6	-0,011	0,010	-1,157	0,261
$\log(M_{t-2})$	δ_7	-0,068	0,108	-0,629	0,536
$\log(HW_{t-2})$	δ_8	0,070	0,125	0,557	0,584
$\log(Y_{t+1})$	δ_{13}	0,097	0,176	0,551	0,588
$\log(S_t)$	δ_{14}	0,014	0,009	1,632	0,118
$\log(M_t)$	δ_{15}	0,107	0,108	0,990	0,334
$\log(HW_t)$	δ_{16}	0,230	0,130	1,770	0,091*
$\log(Y_{t+2})$	δ_{17}	0,122	0,154	0,790	0,439
$\log(S_{t+1})$	δ_{18}	-0,007	0,006	-1,083	0,291
$\log(M_{t+1})$	δ_{19}	-0,055	0,098	-0,556	0,584
$\log(HW_{t+1})$	δ_{20}	-0,183	0,101	-1,813	0,085*
Mean dependent var		4,266	S.D. dependent var		0,043
Sum squared resid		9,4e-05	S.E. of regression		0,002
R-squared		0,999	Adjusted R-squared		0,997
F(20, 20)		770,460	P-value(F)		1,22e-24
Log-likelihood		208,096	Akaike criterion		-374,193
Schwarz criterion		-338,208	Hannan-Quinn		-361,089
rho		0,268	Durbin-Watson		1,346

TAULUKKO Lyhyen aikavälin mallin virheenkorjausmallin kerroinestimaatit 1997-2008

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
Vakio	α_0	0,006	0,001	7,411	1,36e-08***
ΔY_{t-1}	β_1	-0,563	0,139	-4,046	3e-04***
ΔS_{t-2}	β_2	-0,005	0,006	-0,774	0,444
ΔM_{t-2}	β_3	-0,051	0,084	-0,604	0,550
ΔHW_{t-2}	β_4	0,029	0,058	0,509	0,614
Z_{t-1}	β_5	-0,429	0,226	-1,903	0,066*
Mean dependent var		0,004	S.D. dependent var	0,003	
Sum squared resid		2,65e-04	S.E. of regression	0,003	
R-squared		0,372	Adjusted R-squared	0,280	
F(5, 34)		4,031	P-value(F)	0,006	
Log-likelihood		181,741	Akaike criterion	-351,482	
Schwarz criterion		-341,349	Hannan-Quinn	-347,818	
rho		-0,066	Durbin-Watson	2,089	

LIITE 7

Pitkän aikavälin ennustemallin kerroinestimaatit

TAULUKKO Pitkän aikavälin kerroinestimaatit 1975-2005 tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoituina

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	C_0	0,376	0,082	4,600	1,08e-05***
$\log(Y_t)$	β_1	0,270	0,052	5,141	1,11e-06***
$\log(S_{t-1})$	β_2	0,052	0,003	16,430	3,62e-032***
$\log(M_{t-1})$	β_3	0,529	0,018	30,110	6,14e-057***
$\log(HW_{t-1})$	β_4	0,010	0,020	0,526	0,600

TAULUKKO Pitkän aikavälin kerroinestimaatit 1975-2005 tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoituina, kun dummy-muuttujat on otettu mukaan

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	C_0	0,888	0,072	12,290	1,30e-022***
$\log(Y_t)$	β_1	0,400	0,041	9,706	1,35e-022***
$\log(S_{t-1})$	β_2	0,019	0,005	4,004	1e-04***
$\log(M_{t-1})$	β_3	0,362	0,021	17,280	1,26e-033***
$\log(HW_{t-1})$	β_4	-0,018	0,014	-1,288	0,201
$D_{1975-1989}$	β_5	-0,040	0,004	-9,635	1,97e-016***
$D_{1990-1999}$	β_6	-0,019	0,004	-4,956	2,53e-06***
$D_{1997-2005}$	β_7	0,020	0,004	4,557	1,31e-05***

TAULUKKO Pitkän aikavälin kerroinestimaatit 1975-2005 dynaamisella pienimmän neliösumman menetelmällä estimoituina

Muuttuja	Kerroin	Estimaatti	Keskihajonta	t-testisuure	p-arvo
vakio	C_0	0,322	0,080	4,047	1e-04***
$\log(Y_t)$	δ_9	-0,051	0,168	-0,305	0,761
$\log(S_{t-1})$	δ_{10}	-0,017	0,018	-0,924	0,358
$\log(M_{t-1})$	δ_{11}	0,007	0,274	0,025	0,981
$\log(HW_{t-1})$	δ_{12}	-0,013	0,086	-0,150	0,881
$\log(Y_{t-2})$	δ_1	0,229	0,123	1,861	0,066*
$\log(S_{t-3})$	δ_2	0,047	0,013	3,578	5e-04***
$\log(M_{t-3})$	δ_3	0,398	0,160	2,490	0,015**

Taulukkoon on sisällytetty perusmallin muuttujien kerroinestimaatit, sekä sellaisten viivästettyjen muuttujien kerroinestimaatit, jotka osoittautuivat tilastollisesti merkitseviksi.

LIITE 8

TAULUKKO Tutkimuksessa käytetyt kirjaimet

AF	Tilastokeskuksen rahoitusvaadeluokitus
C	Kulutus
D	Kotitalouksien velka
FW	Rahoitusvarallisuus
G	Ansiotasoindeksin neljännesvuotinen prosenttimuutos
H	Inhimillinen pääoma
HW	Asuntovarallisuus
I	Indeksi
J	Joukkovelkakirjan korko
K	Asuntokuntien kokonaismäärä
M	Käteis- ja talletusvarallisuus
m	Kuluttajan kulutusalttius
N	Omistusasuntokuntien kokonaismäärä
O	Osakkeiden osuus kotitalouksien arvopaperivarallisuudesta
P	Asuntojen keskimääräinen kauppahinta
r	Korko
S	Arvopaperivarallisuus
W	Varallisuus
x	Kansantulon vuosittainen prosenttimuutos
Y	Kotitalouksien tulot
Z	Virheenkorjausmallin yhteisintegroituneisuusvektori
ϕ	Omistusasuntokuntien osuus kaikista asutokunnista
π	Inflaatio (elinkustannusindeksi)

LIITE 9

TAULUKKO Tilastollisesti merkitsevien varallisuuslajien rajakulutusestimaatit (MPC) 1975-2008

$$\log(S_{t-1}) \quad 0,072 \quad ***$$

$$\log(M_{t-1}) \quad 0,197 \quad ***$$

TAULUKKO Tilastollisesti merkitsevien varallisuuslajien rajakulutusestimaatit (MPC) 1975-1989

$$\log(M_{t-1}) \quad 0,224 \quad ***$$

TAULUKKO Tilastollisesti merkitsevien varallisuuslajien rajakulutusestimaatit (MPC) 1990-1999

$$\log(S_{t-1}) \quad 0,101 \quad ***$$

$$\log(M_{t-1}) \quad 0,187 \quad ***$$

Rajakulutusalttiudet on laskettu luvussa 5 estimoiduista joustoestimaateista kertomalla ne vastaavan aikakauden keskimääräisellä varallisuusmäärään ja yksityisen kulutuksen suhteella. Samaa menetelmää ovat käyttäneet myös Dvornak ja Kohler (2003) ja Davis ja Palumbo (2001).