

ASUNTOJEN HINTOJEN MUODOSTUMINEN JA KOTITALOUKSIEN VELKAANTUMISEN ROOLI Onko pääkaupunkiseudulla asuntokupla?

Kansantaloustiede

Maisterin tutkinnon tutkielma

Pauliina Luukkonen

2011

**ASUNTOJEN HINTOJEN MUODOSTUMINEN JA KOTITALOUKSIEN
VELKAANTUMISEN ROOLI**
Onko pääkaupunkiseudulla asuntokupla?

Tavoitteet

Tutkielman tavoitteena on tutkia pääkaupunkiseudun asuntojen hintojen kehitystä ja vastata kysymykseen onko pääkaupunkiseudulla asuntokupla. Asuntokuplalla viitataan asuntojen todellisten hintojen ja talouden fundamenttien määrittelemän hintatason väliseen merkittävään poikkeamaan. Lisäksi tarkastelen, miten kotitalouksien velkaantuminen on vaikuttanut asuntojen hintojen muodostumiseen.

Menetelmät ja aineisto

Tutkielma on empiirinen työ, joka perustuu aikasarjojen analyysiin. Käyttämäni aineisto sisältää neljännesvuosittaiset havainnot vuosilta 1983–2010. Aluksi tutkin asuntojen hintojen kehitystä hinta-tulot ja hinta-vuokra suhdelukujen avulla. Tämän jälkeen tarkastelen asuntojen hintojen muodostumista ekonometristen menetelmien avulla. Asuntojen hintojen pitkän aikavälin tarkastelu pohjautuu yhteisintegraatioanalyysiin, jossa asuntojen reaalisia hintoja arvioidaan suhteessa käytettävissä oleviin tuloihin, kotitalouksien velkaantumiseen ja lainakorkoihin. Lopuksi tutkin asuntojen hintojen lyhyen aikavälin dynamiikkaa virheenkorjausmallin avulla.

Tulokset

Tulokset ovat osittain ristiriitaiset. Hinta-tulot suhdeluku viittaa asuntojen selvään yliarvotukseen, kun taas hinta-vuokra suhdeluvun mukaan asuntojen hinnat ovat vain hieman yli tasapainon. Ristiriitaiset tulokset saattavat johtua 1990-luvun taitteessa tapahtuneista institutionaalisista muutoksista. Rajaamalla pois muutosvuosien havainnot, molemmat suhdeluvut viittaavat asuntojen hintojen selvään yliarvotukseen vuoden 2010 lopulla. Myös ekonometrinen malli osoittaa, että pääkaupunkiseudun asuntojen hinnoissa oli havaittavissa merkittävää ylihinnoittelua vuoden 2010 lopulla. Vaikuttaakin siltä, että pelot asuntokuplan olemassaolosta ovat aiheellisia.

Avainsanat

Asuntojen hinnat, asuntokupla, kotitalouksien velkaantuminen, yhteisintegraatio.

SISÄLLYSLUETTELO

1	JOHDANTO.....	1
2	ASUNTOMARKKINOIDEN MAAILMA.....	4
2.1	Luonne ja erityispiirteet	4
2.2	Asuntomarkkinoiden vaikutuksia makrotalouteen	5
2.3	Viimeaikainen kehitys	6
3	ASUNTOJEN HINTOJEN MUODOSTUMINEN.....	9
3.1	Pitkällä aikavälillä	9
3.1.1	Asuntomarkkinoiden neljän kvadrantin -malli.....	9
3.1.2	Shokit ja asuntomarkkinoiden sopeutuminen	13
3.2	Lyhyellä aikavälillä	15
3.2.1	Asuntomarkkinoiden virta-varantomalli	16
3.3	Asuntokuplan määritelmä	20
4	ASUNTOJEN HINNAT JA KOTITALOUKSIEN VELKAANTUMINEN	22
4.1	Velkaantumisen kasvu ja sen syyt.....	22
4.2	Velkaantumisen vaikutukset asuntojen hintoihin.....	25
4.3	Toisiaan vahvistavat suhdanteet vaaraksi asuntojen hintojen kehitykselle.....	26
5	TUTKIMUSMENETELMÄT JA –AINEISTO.....	30
5.1	Menetelmät.....	30
5.1.1	Aikasarjojen stationaarisuus ja sen testaaminen	30
5.1.2	Yhteisintegraatio ja pitkän aikavälin malli.....	34
5.1.3	Virheenkorjausmalli	39
5.2	Aineisto	40
5.3	Muuttujien kehitys ja institutionaaliset muutokset.....	43
6	AIEMPI TUTKIMUS	46
7	TUTKIMUSTULOKSET.....	52
7.1	Yksinkertaisia suhdelukuja hintojen arviointiin.....	52
7.1.1	Hinta-tulot	52
7.1.2	Hinta-vuokra.....	54
7.2	Ekonometrinen analyysi	57
7.2.1	Aikasarjojen stationaarisuus.....	57
7.2.2	Pitkän aikavälin malli.....	59
7.2.3	Lyhyen aikavälin dynamiikka	64
8	JOHTOPÄÄTÖKSET	66
	LÄHTEET	69
	LIITTEET.....	75

1 JOHDANTO

Asuntojen hintojen nousu ja asuntokuplan olemassaolo ovat herättäneet paljon keskustelua ympäri maailmaa viime vuosien aikana. Etenkin Suomessa vuosien 1988–1990 tapahtumat ovat edelleen tuoreessa muistissa. Tällöin asuntolainakanta kasvoi rahoitusmarkkinoiden vapauttamisen seurauksena ja asuntojen hinnat nousivat dramaattisesti. Tätä seurasivat 1990-luvun lamavuodet, jolloin Suomessa koettiin asuntojen hintojen romahdus, joka oli poikkeuksellisen vahva sekä historiallisesti että kansainvälisesti. Käsite *kahden asunnon loukku* tarjoaa hyvin epämiellyttävän muiston asuntomarkkinoiden epävakaisuudesta aiheutuneesta ahdistuksesta.

Historia on osoittanut, ettei isoja kuplia synny ainoastaan osakemarkkinoilla vaan myös asuntomarkkinoilla. Lisäksi asuntokuplat ovat vaikuttaneet makrotalouteen osakekuplia enemmän (Black ym. 2006). Huolestuttava tosiasia on, että Suomessa asuntojen hinnat ovat jälleen läheneet jyrkkään nousuun viime vuosien aikana. Pääkaupunkiseudun¹ asuntojen reaaliset hinnat ovat nousseet vuoden 1995 lopulta vuoden 2010 lopulle yli 150 prosenttia. Reaalinen asuntojen hintataso on nyt korkeammalla kuin se oli 1980-luvun lopulla ennen kuplan puhkeamista. On kuitenkin tärkeää ymmärtää, ettei tämä itsessään tarkoita, että pääkaupunkiseudun asunnot olisivat tällä hetkellä yliarvostettuja.

Asuntojen hintojen tutkiminen on tärkeää, koska muutokset asuntojen hinnoissa vaikuttavat laajasti koko makrotalouteen. Ensinnäkin asunnot muodostavat valtaosan kotitalouksien varallisuudesta, minkä seurauksena muutokset asuntojen hinnoissa vaikuttavat merkittävästi kotitalouksien kuluttamiseen. Tämän niin sanotun varallisuusvaikutuksen tärkeyttä on tutkittu paljon (ks. esim. Benjamin ym. 2004, Campbell ja Cocco 2004, Case ym. 2001). Toiseksi asuntojen hintojen laskulla on negatiivinen vaikutus rakennusteollisuuteen, mikä puolestaan johtaa sekä kokonaistuotannon että työllisyyden laskuun. Kolmanneksi asuntojen hintojen muutoksilla on havaittu olevan huomattava vaikutus rahoitussektoriin (ks. esim. Goodhart ja Hofmann 2007). Esimerkiksi äkillinen hintojen romahdus voi ajaa asuntovelalliset taloudelliseen ahdinkoon, jolloin pankit joutuisivat kantamaan raskaat luottotappiot. Tämä taas heijastuisi negatiivisesti koko talouteen.

Asuntojen hintojen lisäksi on viime vuosina huolenaiheeksi noussut kotitalouksien kasvanut velkaantuminen. Suomen asuntolainakanta on nimittäin kasvanut vuosittain keskimäärin jopa

¹ Pääkaupunkiseutuun kuuluvat Helsinki, Espoo, Kauniainen ja Vantaa.

15 prosenttia 2000-luvun aikana. Erityisen huolestuttavaa on, että asuntojen hintojen ja kotitalouksien velkaantumisen välillä on havaittu kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde, joka on omiaan synnyttämään toinen toistaan vahvistavia suhdanteita asunto- ja lainamarkkinoilla. Onkin tärkeää ymmärtää, että juuri kotitalouksien velkaantuminen saattaa vaarantaa asuntojen hintojen vakaan kehityksen tulevaisuudessa.

Tutkielman tavoitteena on tutkia pääkaupunkiseudun asuntojen hintojen kehitystä ja vastata kysymykseen onko pääkaupunkiseudulla asuntokupla. Tässä tutkimuksessa asuntokuplalla viitataan Stiglitzia (1990) seuraten asuntojen todellisten hintojen ja talouden fundamenttien määrittelemän hintatason väliseen merkittävään poikkeamaan.

Tutkielma on empiirinen työ, jonka käytetyt menetelmät pohjautuvat aikasarjojen analyysiin. Käyttämäni aineisto sisältää neljännesvuosittaiset havainnot vuosilta 1983-2010. Ekonometrisen analyysin keskeisimpiä menetelmiä ovat yhteisintegraatioanalyysi ja virheenkorjausmalli. Ekonometrisessä osiossa arvioidaan asuntojen reaalisia hintoja (P) suhteessa reaaliin tuloihin (Y), kotitalouksien velkaantumiseen (L) ja reaaliin verojen jälkeisiin korkoihin (IR). Lisäksi tutkin asuntojen hintoja kahden yksinkertaisen, hinta-tulot ja hinta-vuokra, suhdeluvun avulla. Nämä yksinkertaiset suhdeluvut yhdessä ekonometrisen analyysin kanssa tarjoavat mahdollisuuden asuntokuplan olemassaolon tutkimiseen.

Kotitalouksien velkaantumista kuvaavan muuttujan lisääminen asuntojen hintojen muodostumista kuvaavaan empiiriseen malliin on perusteltua ja tärkeää kahdesta syystä. Toisaalta se selittää asuntojen kysyntää huomioimalla muutokset kotitalouksien luottorajoitteissa sekä tulo- ja korko-odotuksissa. Muun muassa Stein (1995) sekä Ortalo-Magné ja Rady (2006) ovat tutkineet luottorajoitteiden tärkeyttä ja Haurin (1991) ja Diaz-Serrano (2005) tulo-odotusten tärkeyttä. Toisaalta vuorovaikutussuhteen ymmärtäminen toimii päätöksenteon tukena, jotta toisiaan vahvistavilta vaarallisilta suhdanteilta voitaisiin jatkossa välttyä.

Tulokset ovat jokseenkin ristiriitaiset, mutta osoittavat pelot asuntokuplan olemassaolosta aiheellisiksi. Toinen suhdeluvuista, hinta-tulot, viittaa asuntojen yliarvostukseen, kun taas hinta-vuokra suhdeluvun mukaan asuntojen hinnat ovat vain hieman yli tasapainon. Ristiriitaiset tulokset saattavat johtua 1990-luvun taitteessa tapahtuneista institutionaalisista muutoksista. Rajaamalla pois muutosvuosien havainnot, molemmat suhdeluvut viittaavat asuntojen hintojen yliarvostukseen vuoden 2010 lopulla. Myös ekonometrinen malli osoittaa, että pääkaupunkiseudun asuntojen hinnat olivat vuoden 2010 lopulla noin 21 prosenttia pitkän aika-

välin tasapainon yläpuolella.

Seuraavan luvun tavoitteena on johdattaa lukija asuntomarkkinoiden maailmaan. Luvussa tarkastellaan asuntomarkkinoiden erityispiirteitä ja vaikutuksia makrotalouteen, sekä vilkkaistaan lyhyesti tämänhetkiseen korkeasuhdanteeseen. Luvussa kolme esitellään teoreettinen kehys asuntojen hintojen analysointiin sekä pitkällä että lyhyellä aikavälillä. Luku neljä käsittelee asuntojen hintojen ja kotitalouksien velkaantumisen välistä vuorovaikutusta. Tavoitteena on ymmärtää, miten kotitalouksien velkaantuminen vaikuttaa asuntojen hintoihin ja miksi se on varteenotettava riski asuntomarkkinoilla. Luvussa viisi tutustutaan tutkielman empiirisessä osiossa käytettyihin menetelmiin ja aineistoon. Luvussa kuusi käydään läpi tutkielman kannalta tärkeitä aiempia tutkimuksia. Tulokset on esitetty luvussa seitsemän ja johtopäätökset on tehty luvussa kahdeksan.

2 ASUNTOMARKKINOIDEN MAAILMA

Tämän luvun tavoitteena on johdattaa lukija asuntomarkkinoiden maailmaan. Aluksi tarkastellaan asuntomarkkinoiden luonnetta ja asuntojen erityispiirteitä. Tämän jälkeen analysoidaan, miten asuntojen hinnat vaikuttavat makrotalouteen. Luvun lopuksi pohditaan asuntomarkkinoiden viimeaikaista kehitystä ja sitä, millä tavoin tämänhetkinen asuntomarkkinoiden korkeasuhdanne on erityisen mittava.

2.1 Luonne ja erityispiirteet

Asuntoja myydään hyödykemarkkinoilla siinä missä elintarvikkeita ja monia muita kulutushyödykkeitä. Niiden osto, myynti ja vuokraus tapahtuvat asuntomarkkinoilla, jossa määräytyvät asuntojen markkinahinnat. Asunto on kuitenkin hyvin erikoislaatuinen kestokulutushyödyke, minkä vuoksi asuntomarkkinat poikkeavat huomattavasti useimpien muiden hyödykemarkkinoiden toiminnasta. Seuraavissa kappaleissa tutustutaan piirteisiin, jotka tekevät asunnoista ja niiden markkinoista hyvin erikoiset.

Teoksessaan Kaupunkitalous Laakso ja Loikkanen (2004, 251–252) tunnistavat useita asumiseen liittyviä erityispiirteitä, jotka tekevät siitä erikoislaatuisen hyödykkeen. Ensimmäisenä näistä mainitaan asumisen välttämättömyys. Jokaisen on asuttava jossakin. Tämä ei kuitenkaan tarkoita, että jokaisen täytyisi omistaa asunto vaan asunto voidaan myös vuokrata. Luvussa kolme esitettävässä teoreettisessa neljän kvadrantin -mallissa (four-quadrant model) asuntomarkkinat jaetaan kahtia omistus- ja kulutusmarkkinoihin asuntokantaan kohdistuvan kysynnän perusteella (DiPasquale ja Wheaton 1992). Esimerkiksi Helsingin seudulla ainoastaan 55 % asutuista asunnoista on omistusasuntoja ja loput ovat vuokra- ja asumisoikeusasuntoja (Laakso ja Loikkanen 2004).

Toinen merkittävä piirre on asunnon hinta. Keskikokoisen asunnon markkinahinta Suomessa on noin nelinkertainen keskivertokotitalouden käytettävissä olevaan vuosituloon verrattuna (Laakso ja Loikkanen 2004, 248–249). Asunto on siis poikkeuksellisen kallis hyödyke. Välttämättömyyden ja kalleuden vuoksi useimmilla kotitalouksilla on hallinnassaan yksi asunto.

Kolmas erityispiirre on asunnon heterogeenisyys. Laakso ja Loikkanen (2004, 251) kuvailevat asuntoa moniulotteiseksi eri ominaisuuksista koostuvaksi yhdistelmähyödykkeeksi. Tällä he tarkoittavat, että asunto koostuu useista rakenteellisista, määrällisistä ja laadullisista ominaisuuksista. Esimerkiksi asunnon sijainnilla on usein hyvin tärkeä rooli ostopäätöstä tehtäessä.

Myös asuntojen kysyntäpuoli on heterogeeninen kotitalouksien erisuuruisten tulojen, mieltymysten ja arvostusten suhteen. Tästä sekä tarjonnan että kysynnän heterogeenisuudesta johtuen tietyn kaupunkialueen asuntomarkkinat ovat usein ”ohuet”, mikä tarkoittaa, että tietyn tyyppisiä asuntoja tai kotitalouksia saattaa olla markkinoilla hyvin niukasti jos ollenkaan (Mt. 252).

Asuntomarkkinoille ominaista ovat myös korkeat transaktiokustannukset ja epäsymmetrinen informaatio. Korkeiden transaktionkustannusten vuoksi kotitaloudet vaihtavat asuntoa suhteellisen harvoin. Lisäksi asunto on kulutushyödykkeenä poikkeuksellisen pitkäaikainen ja tämän vuoksi asuntojen tarjontapuoli on hyvin jäykkä. Uusia asuntoja valmistuu vuosittain vain noin 1-3 % suhteessa koko asuntokantaan. (Mt. 252.)

Nämä ja kaikki edellä mainitut ominaisuudet yhdessä tekevät asuntomarkkinoiden analyysin ja tutkimuksen monella tavoin poikkeavaksi muiden hyödykkeiden markkinoihin verrattuna. Riittävän ja kunnollisen analyysin tuottaminen poliittisten päätösten tueksi on kuitenkin tärkeää, sillä asuntojen hintojen muutokset vaikuttavat laajasti koko makrotalouteen ja siten ihmisten hyvinvointiin. Näitä makrotaloudellisia vaikutuksia käsitellään tarkemmin seuraavaksi.

2.2 Asuntomarkkinoiden vaikutuksia makrotalouteen

Asuntojen hintojen ja talouden välillä on selvä kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde. Sen lisäksi, että yleinen kansantalouden tila vaikuttaa merkittävästi asuntojen hintoihin, asuntojen hintojen muutokset vaikuttavat laajasti koko makrotalouteen. Juuri tämän vaikutussuhteen takia on erittäin perusteltua ja tärkeää tutkia asuntojen hintojen dynamiikkaa.

Oikarinen (2007, 103–104) tunnistaa kolme tärkeää kanavaa, joiden kautta asuntojen hintojen muutokset heijastuvat taloudelliseen aktiivisuuteen. Ensimmäinen näistä on asuntojen varallisuusvaikutus. Koska asunnot muodostavat valtaosan kotitalouksien varallisuudesta, on asuntojen hinnoilla merkittävä vaikutus kotitalouksien kuluttamiseen. Toisin sanoen asuntojen hintojen lasku johtaa kulutuksen laskuun juuri tämän varallisuusvaikutuksen kautta. Tästä aiheesta on tarjolla runsaasti kirjallisuutta (ks. esim. Benjamin ym. 2004, Campbell ja Cocco 2004, Case ym. 2001). Toinen tärkeä kanava on rakennusteollisuus. Asuntojen hintojen laskulla on negatiivinen vaikutus asuntojen tarjontaan, mikä puolestaan johtaa rakennusteollisuuden hiipumiseen ja siten sekä kokonaistuotannon että työllisyyden laskuun. Esimerkiksi

vuonna 2010 Suomen rakennusteollisuuden investoinnit kattoivat keskimäärin 11 % kokonaistuotannosta (Tilastokeskus a). Rakennusteollisuuden hiipumisella on siis huomattavan suuri vaikutus kokonaistuotantoon.

Kolmas kanava on rahoitussektori. Asuntojen hintojen muutoksilla on havaittu olevan huomattava vaikutus pankkien lainanantoon (ks. esim. Goodhart ja Hofmann 2007). Mitä korkeammalla ovat asuntojen hinnat sitä enemmän pankit antavat lainaa. Tämä on tietenkin hyvä asia kuluttamisen kannalta, mutta suuri riskitekijä rahoitussektorin kestävyuden kannalta. Esimerkiksi äkillinen hintojen romahdus voi ajaa asuntovelalliset taloudelliseen ahdinkoon, jolloin pankit joutuisivat kantamaan raskaat luottotappiot, mikä taas heijastuisi negatiivisesti koko talouteen. Tästä ikävänä esimerkkinä löytyy vuosina 2008-2009 vallinnut maailmanlaajuinen rahoituskriisi, joka sai alkunsa Yhdysvaltojen asuntobuumista. Tähän asiaan palataan tarkemmin luvussa neljä.

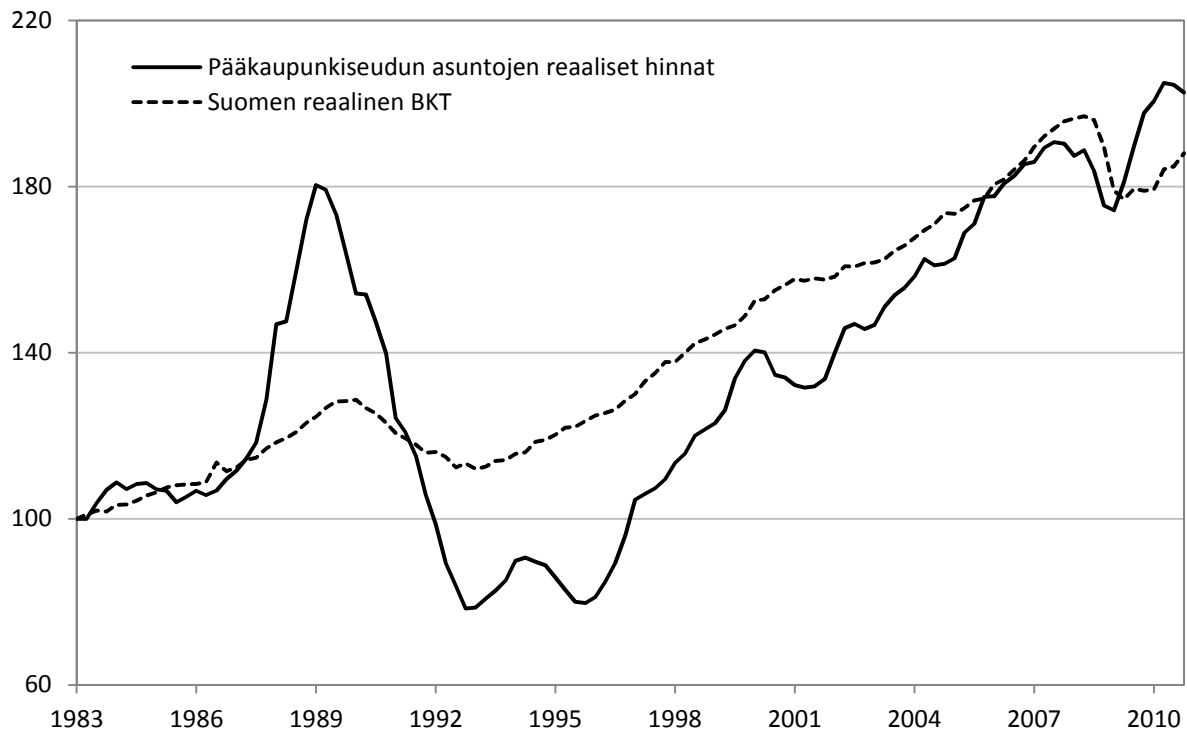
2.3 Viimeaikainen kehitys

Asuntojen hinnat ja talouden suhdanteet ovat olleet perinteisesti hyvin yhdenmukaiset. Esimerkiksi OECD-maissa asuntojen hintojen ja kokonaistuotannon kehitys ovat myötäilleet toisiaan 1970-luvulta aina vuoteen 2000 saakka. Tämän vuoden jälkeiset tapahtumat ovat kuitenkin rikkoneet edellisten vuosikymmenien kaavan perusteellisesti: asuntojen hintojen kasvu on kiihtynyt entisestään, vaikka kokonaistuotannon kasvu on ajoittain ollut jopa negatiivista. (Girouard ym. 2006, 6-9.)

Suomessa vastaavanlaista kaavan rikkoutumista ei ole tapahtunut. Kuten kuvioista 1 havaitaan, pääkaupunkiseudun asuntojen ja Suomen kokonaistuotannon reaalin hintakehitys on ollut hyvin samansuuntaista vuodesta 1983 vuoden 2010 lopulle. Kuvioista on myös helppo havaita, miten asuntomarkkinat ja talous reagoivat vuoden 2008 puolivälissä alkaneeseen maailmanlaajuiseen rahoituskriisiin. Kriisin aikana, vuoden mittaisen ajanjakson sisällä, asuntojen hinnat tippuivat noin 8 % ja kokonaistuotannon määrä noin 9 %.

Mielenkiintoista ja osittain myös huolestuttavaa on, että asuntomarkkinat toipuivat kriisistä kokonaistuotantoa selvästi nopeammin. Pääkaupunkiseudun asuntojen reaaliset hinnat ovat nimittäin nousseet kriisin jälkeisistä ajoista vuoden 2010 lopulle jopa 15 %, kun vastaavana ajanjaksona kokonaistuotanto on kasvanut vain noin 5 %. Tämänkaltaista kehitystä pystyttänee selittämään historiallisen alhaisella korkotasolla ja kuluttajien luottamuksen nopealla el-

pymisellä. Myös taantumien aikana tapahtuneella kysynnän patoutumisella uskotaan olevan oma vaikutuksensa yllättävän reippaaseen hintojen nousuun (Mäki-Fränti ym. 2011).



Kuvio 1. Pääkaupunkiseudun asuntopien hintojen ja Suomen BKT:n kehitys vuosina 1983–2010. Reaaliset hinnat. Lähtötasot indeksoitu sataan. (Lähde: Tilastokeskus.)

Rahoituskriisin aiheuttamasta notkahduksesta huolimatta, 1990-luvulla alkanut asuntomarkkinoiden korkeasuhdanne on ollut historiallisesti mittava. Girouard ym. (2006, 6) tunnistavat sen ainutlaatuisuuden kahdessa suhteessa. Sekä suhdanteen suuruus että kesto ovat täysin eri kokoluokkaa edellisiin korkeasuhdanteisiin verrattuna. Suomen asuntomarkkinoita silmällä pitäen on kuitenkin hyvä huomata, että Girouardin ym. (2006) tekemät havainnot ovat yleistyksiä, jotka koskevat kaikkia OECD-maita. Itse asiassa Suomi onkin OECD-maista ainut, jossa vastaavan suuruinen asuntopien hintapiikki on koettu jo aikaisemmin 1980-luvun lopun ylikuumentumisen seurauksena (Herrala 2005, 29–30). Tällöin asuntopien hintapiikkiä seurasi äkillinen romahdus ja 1990-luvun lama. Tämä ei kuitenkaan itsessään tarkoita, että tämänhetkinen kuumentuminen johtaisi samankaltaiseen asuntopien hintojen romahdukseen, vaan asuntopien hintoja on tarkasteltava suhteessa muihin talouden fundamentteihin.

Herrala (2005, 30–31) tunnistaa useita tekijöitä, jotka enteilevät, että asuntopien hinnat tulevat tulevaisuudessa kehittymään tähän mennessä koettua tasaisemmin. Ensinnäkin viennin monipuolistumisen ansiosta Suomi ei ole enää yhtä altis kansainvälisille suhdanteille kuin se oli

muutama vuosikymmen sitten. Myös Euroopan talous- ja rahaliittoon liittyminen on tuonut mukanaan vakaammat korot, ja lisäksi vuokramarkkinat ovat vihdoin toipuneet markkinoiden vapauttamisen jälkeisestä epätasapainosta. Herrala (2005, 29) kuitenkin huomauttaa, että asuntolainojen voimakas kasvu ja kotitalouksien liiallinen velkaantuminen saattavat vaarantaa asuntojen hintojen vakaan kehityksen. Tähän palataan tarkemmin luvussa neljä. Ennen sitä on tärkeää tarkastella, miten asuntomarkkinat toimivat ja asuntojen hinnat muodostuvat teoriassa.

3 ASUNTOJEN HINTOJEN MUODOSTUMINEN

On olemassa useita eri tekijöitä, jotka vaikuttavat asuntojen hintojen muodostumiseen. Jotkut näistä tekijöistä ovat makrotaloudellisia eli ne vaikuttavat asuntojen hintoihin samalla tavalla eri puolella maata. On kuitenkin olemassa myös paljon alueellisia tekijöitä, jotka vaikuttavat asuntojen hintoihin vain paikallisesti. Näiden alueellisten tekijöiden vuoksi Suomen kaltainen maa muodostuu useista erillään olevista asuntomarkkina-alueista.

Kuten edellisessä luvussa opittiin, asunto on kulutushyödykkeenä hyvin heterogeeninen, joten asuntojen hinnat, hintojen nousu ja muutokset saattavat vaihdella huomattavasti eri alueiden välillä. Tämän vuoksi asuntomarkkinoita on mielekästä analysoida alueellisella tasolla, kuten esimerkiksi yhtenäisellä kaupunkialueella. Oikarisen (2007, 15) mukaan samalla kaupunkialueella sijaitsevia asuntoja voidaanakin pitää suhteellisen läheisinä substituutteina toisilleen.

Tämän luvun tavoitteena on tarjota teoreettinen yleiskuva asuntojen hintojen muodostumisesta kaupunkialueen asuntomarkkinoilla. Aluksi tarkastellaan asuntojen hintojen muodostumista pitkällä aikavälillä, jonka jälkeen tutkitaan lyhyen aikavälin dynamiikkaa. Esitettyjen mallien ja vuorovaikutussuhteiden ymmärtäminen on tärkeää, jotta osataan valita oikeat selittävät muuttujat myöhemmin luvussa viisi esitettävään empiiriseen malliin.

3.1 Pitkällä aikavälillä

Asuntojen hintojen muodostumista pitkällä aikavälillä on teoriassa tarkasteltu hyvin paljon niin kutsutun neljän kvadrantin -mallin avulla. Seuraavaksi esitetään yksinkertaistettu asuntomarkkinoiden neljän kvadrantin -malli, joka kuvaa, miten asuntokanta, asuntotuotanto ja asumiskulutus sekä asuntojen hinnat ja vuokrat vaikuttavat toisiinsa.

3.1.1 Asuntomarkkinoiden neljän kvadrantin -malli

DiPasqualen ja Wheatonin (1992) esittelemä neljän kvadrantin -malli tarjoaa yksinkertaisen ja tunnetun teoreettisen kehyksen, jonka avulla voidaan tarkastella asuntojen hintojen muodostumista pitkällä aikavälillä. Se on neljän muuttujan malli, joka jakaa asuntomarkkinat kahtia asuntokantaan kohdistuvan kysynnän perusteella.

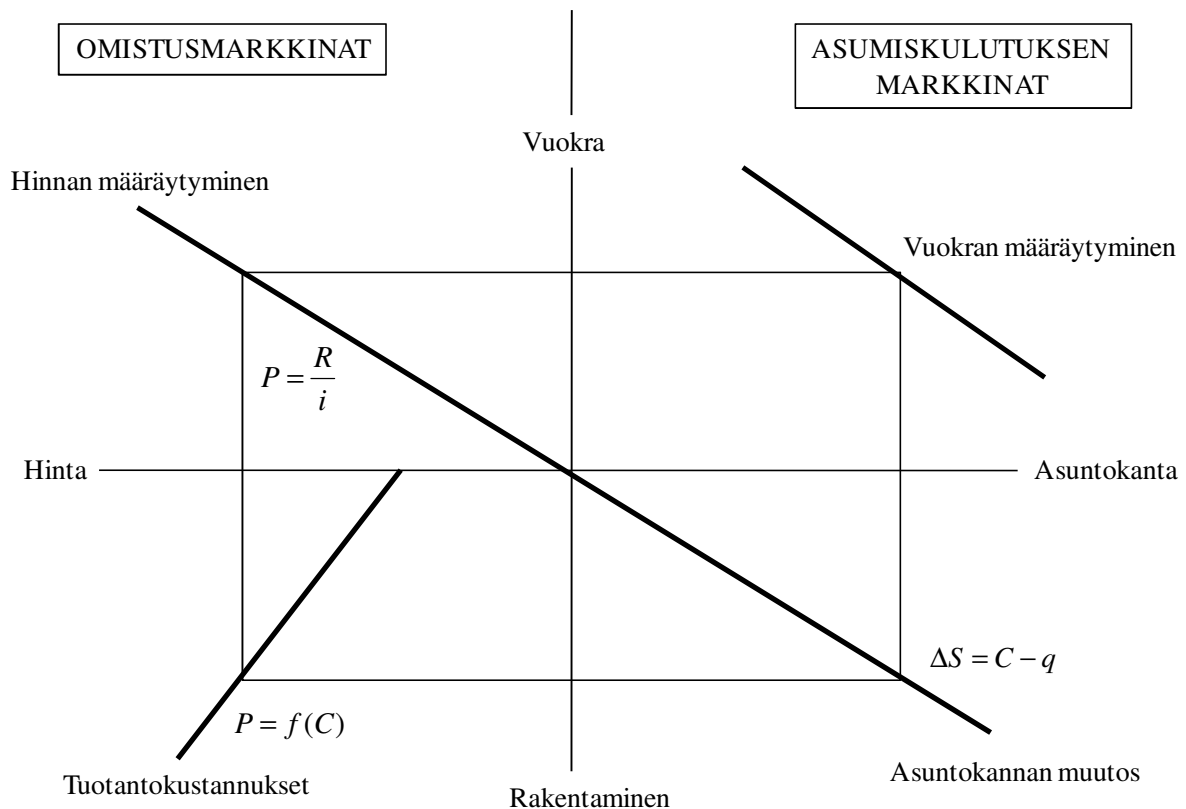
Ensinnäkin asuntokantaa voidaan pitää omaisuutena, jolloin siihen kohdistuu omistamiskysyntää. Tätä omistamiskysyntää syntyy kahdelta taholta. Koska asuntopääomasta koituu

sen omistajalle tuottoa vastaavalla tavalla kuin muustakin pääomasta, on osa omistamiskysynnästä sijoittajien synnyttämää. Samalla asuntopääoma tarjoaa kotitalouksille asumispalveluja, mistä syntyy omistuskysynnän toinen joukko, omistusasujat. Toisaalta asuntokannan voidaan ajatella tarjoavan kotitalouksille yksinomaan asumispalveluja, jolloin siihen kohdistuu kulutuskysyntää. Kulutuskysyntää synnyttävät sekä vuokra- että omistusasujat.

Jako omistamis- ja kulutuskysyntään on selvä etenkin vuokra-asuntojen tapauksessa, kun asuntojen omistus ja kulutus ovat selkeästi erillään toisistaan. Omistusasuntojen tapauksessa voidaan ajatella, että kotitalous vuokraa asumispalvelua itseltään ja maksaa siitä vuokraa, joka vastaa asunnon hoito- ja ylläpitokuluja sekä omistamisesta aiheutuvia pääomakuluja. Pääomakulut tarkoittavat oman asunnon laskennallista tuottoa, joka kuvaa vaihtoehdoisen sijoituskohteen menetettyä tuottoa, kun on päätetty ostaa asunto vuokra-asumisen sijasta. (Laakso ja Loikkanen 2004, 267.)

Kuten seuraavaksi nähdään, vaikka jako omistamis- ja kulutuskysyntään tuntuu perustellulta ja selvältä ratkaisulta, tekee se kuitenkin asuntomarkkinoiden analysoinnista tavallista haastavampaa (DiPasquale ja Wheaton 1992, 181).

Kuviossa 2 on esitetty yksinkertaistettu neljän kvadrantin -malli, joka havainnollistaa, miten asuntokanta, rakentaminen, asuntojen hinnat ja vuokrat vaikuttavat toisiinsa. Ylempi pystyakseli kuvaa vuokratasoa ($\text{€}/\text{m}^2$), alempi pystyakseli rakentamisen määrää (m^2), vasemman puoleinen vaaka-akseli asuntojen hintatasoa ($\text{€}/\text{m}^2$) ja oikeanpuoleinen vaaka-akseli asuntokannan kokoa (m^2). Kuvion oikea puolisko edustaa asumiskulutuksen markkinoita ja vasen puolisko asumisen omistusmarkkinoita. Suorakaide kuvastaa asuntomarkkinoiden pitkän aikavälin tasapainoa. Tarkastellaan seuraavaksi miten vuokrat, hinnat, rakentaminen ja asuntokanta määräytyvät mallissa.



Kuvio 2. Asuntomarkkinoiden neljän kvadrantin -malli. (Lähde: DiPasquale ja Wheaton 1992.)

Ensimmäinen neljännes eli kuvion oikea yläkulma kuvaa vuokrien ja asuntokannan välistä yhteyttä. Vuokrat määräytyvät asumiskulutuksen kysynnän ja tarjonnan tasapainon kautta. Oikealle alas laskeva viiva kuvaa asuntokannan kysynnän ja vuokratason välistä yhteyttä – kuinka paljon ollaan halukkaita kuluttamaan milläkin vuokratasolla. Asuntojen tarjonta on erittäin joustamatonta, minkä vuoksi kysynnän vahvistuminen voi lyhyellä aikavälillä johtaa vuokrien nousuun. Pitkällä aikavälillä asuntokannan tarjonta sopeutuu ja asuntomarkkinat palaavat tasapainoon.

Toinen neljännes eli kuvion vasen yläkulma kuvaa asuntojen hintojen määräytymistä omistushankintoilla. Origosta vasemmalle nouseva suora kuvaa vuokrien ja hintojen suhdetta. Voidaan ajatella, että vuokrat ja hinnat ovat tasapainossa, kun tulevien vuokrien diskontattu nykyarvo asuntoneliötä kohti on yhtä suuri kuin asuntojen hinnat neliötä kohti. Matemaattisesti yhteys voidaan muotoilla seuraavasti (DiPasquale ja Wheaton 1992, 187–188):

$$P = \frac{R}{i}$$

Asuntojen hinnat ovat siis sitä korkeammat, mitä korkeammat ovat nettovuokrat R ja mitä alhaisempi on asunnon omistajien tuottovaatimus eli korkotaso i .

Kolmas neljännes eli kuvion vasen alakulma kuvaa uusien asuntojen rakentamisen määrää omistusmarkkinoilla. Vaaka-akselilta vasemmalle laskeva suora eli tuotantokustannuskäyrä ($P=f(C)$) kuvaa rakentamisen yksikkökustannuksia uutta asuntoa kohden. Tuotantokustannuskäyrällä on kaksi huomionarvoista piirrettä. Ensinnäkin se on kasvava eli rakentamisen määrän kasvu johtaa yksikkökustannuksien kasvuun. Lisäksi on tärkeää ymmärtää, ettei tuotantokustannuskäyrä ala origosta. Tämä johtuu siitä, että asuntojen hinnat vaativat tietyn suuruisen minimitason, jolla uutta tuotantoa ryhdytään ylipäätään toteuttamaan. (DiPasquale ja Wheaton 1992, 188–189.)

Viimeinen neljännes eli kuvion oikea alakulma kuvaa asuntokannan muutosta asumiskulutuksen markkinoilla. Tässä uuden tuotannon vuotuinen virta muuntuu pitkän ajan asuntokannaksi. Asuntokannan vuotuinen muutos (ΔS) on yhtä suuri kuin rakentamisen määrä (C) vähennettynä poistoilla (q). Origosta alas kulkevan suoran kulmakerroin kuvaa siis poistuman suhteellista osuutta olemassa olevasta asuntokannasta. Pitkän aikavälin tasapainossa vuotuisen rakentamisen määrän on katettava poistot, jotta asuntokannan koko pysyy vakaana. DiPasquale ja Wheaton (1992, 189) kuitenkin huomauttavat, että edellä mainittu pitkän aikavälin tasapaino säilyisi vain, jos sama rakentamisen taso jatkuisi loputtomiin. Tämä oletus ei ole kovin realistinen vallitsevilla asuntomarkkinoilla.

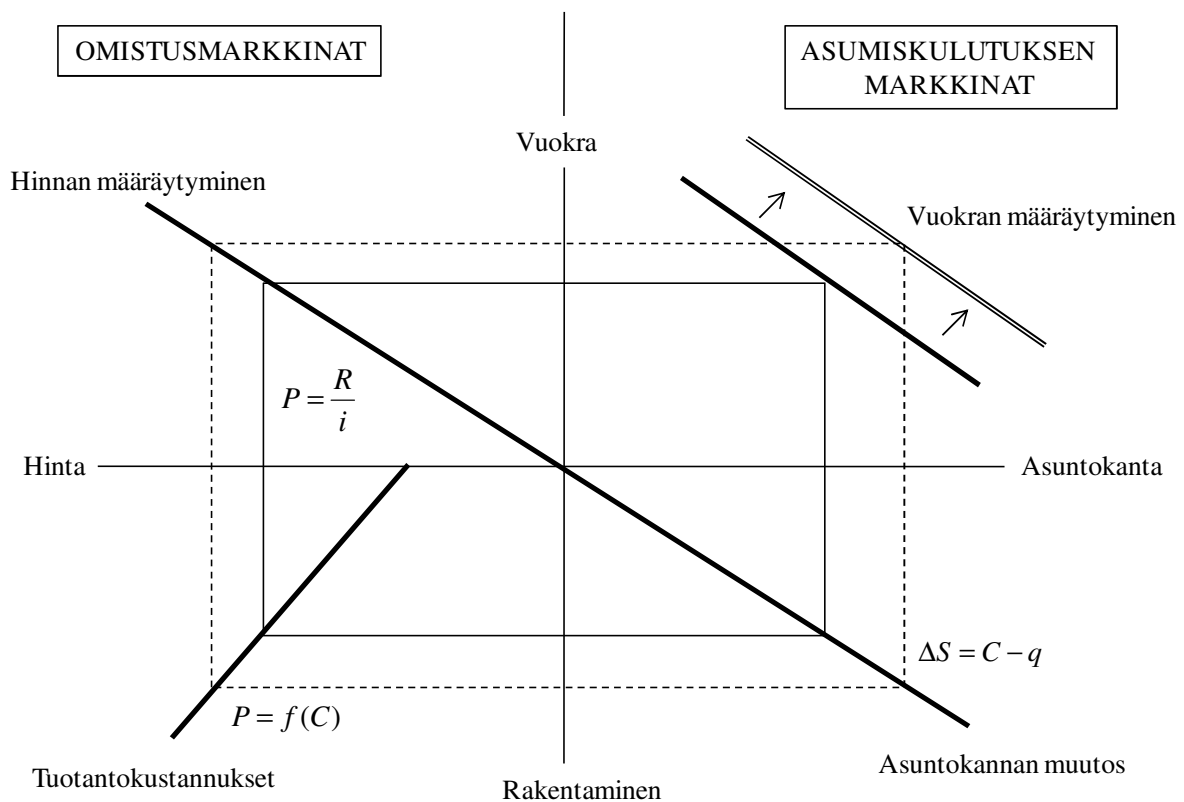
Lopulta voidaan tehdä yhteenveto asuntomarkkinoiden perusrippuvuuksista. Oletetaan, että markkinat ovat tasapainossa, jossa vallitsee tietyn suuruinen asuntokanta. Tämä asuntokanta määrittää vuokratason asumiskulutuksen markkinoilla, kun taas vuokrataso määrittää asuntojen hinnat omistusmarkkinoilla. Nämä asuntojen hinnat osaltaan synnyttävät uutta asunnon tuotantoa rakennusteollisuudessa, mikä puolestaan johtaa uuteen asuntokannan kokoon asumiskulutuksen markkinoilla.

Markkinoiden sanotaan olevan tasapainossa, jos asuntokannan lähtö- ja päätöstasot ovat yhtä suuret. Jos lähtötaso ylittää päätöstason, on vuokrien, hintojen ja rakentamisen noustava, jotta markkinat ovat tasapainossa. Jos taas lähtötaso on alle päätöstason, on vuokrien, hintojen ja rakentamisen laskettava, jotta päästään tasapainoon. DiPasqualen ja Wheatonin (1992, 190) mukaan on kuitenkin erittäin tärkeää muistaa, että kyseisellä neljän kvadrantin -mallilla voidaan kuvata ainoastaan pitkän aikavälin tasapainoa, eikä se siis toimi yhtä hyvin lyhyen aika-

välin muutoksia kuvattaessa.

3.1.2 Shokit ja asuntomarkkinoiden sopeutuminen

Edellä esitellyn neljän kvadrantin –mallin avulla pystytään analysoimaan, miten asuntomarkkinat reagoivat erilaisiin ulkopuolisten tekijöiden aiheuttamiin shokkeihin. Tällaisia ulkopuolisia tekijöitä voivat olla esimerkiksi muutokset makrotaloudessa, kuten tulojen, tuotannon tai kotitalouksien määrän kasvu, lyhyissä tai pitkissä koroissa, kiinteistöjen verotuskohtelussa ja rakentamisen rahoituksen saatavuudessa (DiPasquale ja Wheaton 1992, 190). Seuraavaksi esitettävät kaksi esimerkkiä havainnollistavat, miten asuntomarkkinoiden sopeutuminen näihin tekijöihin saa aikaan syklisiä vaihtelua asuntojen vuokrissa, hinnoissa ja asuntotuotannossa.



Kuvio 3. Asuntomarkkinoiden uusi tasapaino, kun kysyntä vahvistuu. (Lähde: DiPasquale ja Wheaton 1992.)

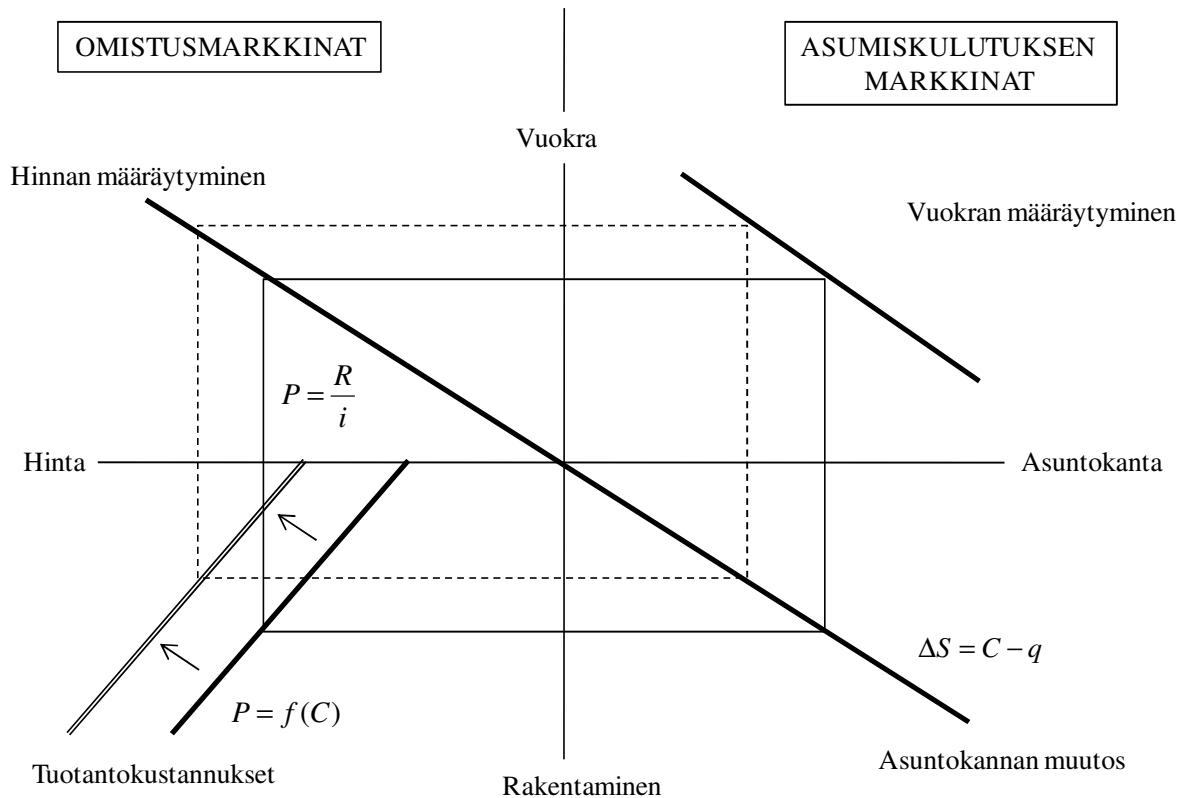
Oletetaan esimerkiksi, että asumiskulutuksen kysyntä tarkasteltavalla kaupunkialueella nousee pysyvästi uudelle tasolle. Syynä voi olla talouden kasvu, joka näkyy tulojen nousuna ja

muuttoliikkeen aiheuttamana kotitalouksien määrän kasvuna. Asuntomarkkinoiden näkökulmasta tämä aiheuttaa kysynnän vahvistumisen, joka kuviossa 3 ilmenee asumiskulutuksen kysyntäkäyrän siirtymisenä ylös oikealle nuolten osoittamalla tavalla. Koska asuntokanta on lyhyellä aikavälillä lähes kiinteä, vuokrat nousevat. Vuokrien nousu sen sijaan purkautuu omistusmarkkinoilla asuntojen hintojen nousuna, mikä puolestaan synnyttää uutta rakentamista. Lopulta tästä syklistä seuraa asuntokannan koon kasvu.

Näin saavutettu uusi markkinatasapaino on kuviossa 3 katkonaisella viivalla piirretty suorakulmio, joka on jokaiseen suuntaan aiempaa markkinatasapainoa suurempi. Kysynnän kasvu on siis saanut aikaan syklin, jonka seurauksena vuokrat, hinnat, rakentaminen ja asuntokannan koko ovat nyt aiempaa korkeammalla tasolla. Muutoksien suuruus riippuu kuviossa olevien viivojen kulmien jyrkkyydestä. Jos esimerkiksi rakentaminen olisi hyvin joustavaa suhteessa asuntojen hintoihin, hintojen ja vuokrien uudet tasot olisivat vain hieman aiempaa korkeampia, kun taas rakentaminen ja asuntokanta kasvaisivat hyvinkin voimakkaasti.

Kysynnän muuttumisen ohella myös tarjonta voi vaihdella. Esimerkiksi lyhyiden korkojen nousu nostaisi rakentamisen kustannuksia, mikä näkyisi tuotantokustannuskäyrän siirtymisenä vasemmalle kuvion 4 osoittamalla tavalla. Asuntojen hintojen pysyessä samana, johtaisi kustannusten nousu rakentamisen supistumiseen ja lopulta pienempään asuntokannan kokoon. Tästä puolestaan seuraa vuokratason nousu, mikä taas omistusmarkkinoilla näkyy asuntojen hintojen nousuna.

Negatiivisen tarjontashokin lopputuloksena on kuviossa 4 katkonaisella viivalla piirretty suorakulmio, joka on aiempaan tasapainotilaan verrattuna siirtynyt ylös vasemmalle. Uuden tasapainon myötä asuntojen hinnat ja vuokrat ovat nousseet, kun taas rakentamisen määrä ja asuntokannan koko ovat laskeneet. DiPasqualen ja Wheatonin (1992, 194) mukaan vastaavanlaisia tarjontaan vaikuttavia negatiivisia tekijöitä ovat muun muassa paikallisten rakentamismääräysten tiukentuminen tai muu rakentamista koskeva sääntely.



Kuvio 4. Asuntomarkkinoiden uusi tasapaino, kun tuotantokustannukset nousevat. (Lähde: DiPasquale ja Wheaton 1992.)

Lopuksi on hyvä huomauttaa, että edellä olevien sopeutumisprosessin tarkastelu perustuu oletukseen, että markkinat ovat tasapainossa ennen shokin esiintymistä. Laakson ja Loikkasen (2004, 273) mukaan todellisuudessa asuntomarkkinoiden kohtaamat kysynnän ja tarjonnan muutokset eivät kuitenkaan ole kertaluonteisia ja pysyviä, eivätkä markkinat täten ole aluksi vakaassa tasapainotilassa. Muutoksia tapahtuu jatkuvasti ja ne heiluttavat asuntojen hintoja ja asuntotuotantoa. Taustalla vaikuttavat kuitenkin edellä kuvatut prosessit. Mielenkiintoinen havainto on, että tuotannon nousut ja laskut ovat asuntomarkkinoilla taitekohtien jälkeen pitkäaikaisempia kuin monilla muilla markkinoilla. Tätä voidaan selittää asuntovarannon suurella koolla, joka toimii jatkuvana tarjonnan lähteenä ja siten ehkäisee jatkuvaa tuotannon ja hintojen edestakaista liikettä.

3.2 Lyhyellä aikavälillä

Asuntojen tarjonta on lyhyellä aikavälillä erittäin joustamatonta eli asuntojen tarjonta muuttuu hyvin vähän hintojen muuttuessa. Tämä johtuu siitä, että tarjonnan reagointi positiivisiin kysyntäshokkeihin on hyvin hidasta, koska uuden asunnon rakentaminen on ymmärrettävästi

pitkäaikainen projekti ja myös rakentamispäätökset ottavat oman aikansa. Tämän lisäksi sopeutuminen kysynnän heikkenemiseen on hidasta, koska asuntojen arvonalentuminen kestää useita vuosia.

Kuten jo aiemmin mainittiin, edellä esitetty neljän kvadrantin -malli on staattinen malli, jota voidaan käyttää ymmärtämään muuttujien välistä vuorovaikutusta ja kuvaamaan pitkän aikavälin tasapainoa. Se ei kuitenkaan tarjoa työvälinettä lyhyen aikavälin muutosten tarkasteluun, eli sen avulla ei pystytä selittämään, miten pitkän aikavälin tasapainoon päästään. Tämän vuoksi seuraavaksi tarkastellaan dynaamista, niin kutsuttua virta-varantomallia (stock-flow model), jonka avulla pystytään analysoimaan lyhyen aikavälin muutoksia. Malli on johdettu seuraten DiPasqualea ja Wheatonia (1996, ks. Oikarinen 2007, 20-24) lukuun ottamatta muutamaa lisäystä ja muutosta. Aluksi tarkastellaan asuntojen kysynnän ja tarjonnan määräytymistä, jonka jälkeen tutkitaan vakaan tilan tasapainoa.

3.2.1 Asuntomarkkinoiden virta-varantomalli

Virta-varantomalli perustuu oletukselle, että minä hyvänsä ajankohtana asuntojen hinnat määräytyvät sen hetkisten malliin valittujen muuttujien perusteella. Sen sijaan asuntokannan koko määräytyy samojen muuttujien historiallisten arvojen perusteella, koska asuntokanta kuluu hyvin hitaasti eli on erittäin kestävä. Asuntojen hinnat edustavat siis virtasuuretta kun taas asuntokannan koko edustaa varantosuuretta. Tästä mallin nimitys virta-varantomalli.

Mallin yksinkertaistamisen vuoksi asuntojen kysynnän (D_t) oletetaan määräytyvän ainoastaan kotitalouksien määrän (H_t) ja asunnon omistamisesta aiheutuvan kustannuksen (U_t) suuruuden perusteella (Oikarinen, 2007, 20). Tämä relaatio on esitetty yhtälössä (1), jossa parametrin α_0 voidaan ajatella kuvaavan asunnon omistajien määrää jos omistamisesta ei aiheutuisi lainkaan kustannuksia, ja α_1 kuvaavan kysynnän reagoinnin herkkyyttä kustannusten muutoksille. On hyvä huomata, että mallissa asuntojen kysynnällä viitataan siis nimenomaan asuntojen omistamiskysyntään.

$$(1) D_t = H_t(\alpha_0 - \alpha_1 U_t)$$

Asunnon omistamisesta aiheutuviin kustannuksiin vaikuttaa tietysti asunnon senhetkinen ostohinta (P_t). Tämä lisäksi kustannuksiin vaikuttavat vallitseva verojen jälkeinen asuntolainakorko (R_t), asumisen ylläpitokustannukset (M_t) ja tulevaan arvonnousuun liittyvät odotukset (I_t). Näiden muuttujien välinen relaatio on esitetty yhtälössä (2). Asunnon omistamisen

kustannukset ovat siis sitä suuremmat mitä korkeammat ovat asuntojen hinnat, korot ja ylläpitokustannukset sekä mitä vähemmän asuntojen hintojen odotetaan nousevan. Ylläpitokustannuksiin kuuluvat kiinteistöverot ja arvonalentuminen, jota on kompensoitava ylläpito- ja korjauskustannuksilla.

$$(2) U_t = P_t(R_t + M_t - I_t)$$

Virtavaranto-mallissa oletetaan, että asuntojen hinnat sopeutuvat siten, että asuntojen kysytty määrä on yhtä suuri kuin tarjolla olevien asuntojen määrä (S_t):

$$(3) D_t = S_t$$

Sijoittamalla yhtälöt (2) ja (3) yhtälöön (1), saadaan asuntojen hintoja kuvaava yhtälö (4). Koska yhtälön oletetaan pätevän jokaisena ajanjaksona, asuntojen hinnat tänään ovat sitä korkeammat mitä pienempi on asuntokannan koko suhteessa kotitalouksien määrään, mitä alhaisemmat ovat asuntolainojen korot, mitä hitaampaa on arvonalentuminen tai mitä nopeampaa on asuntojen odotettu arvonnousu.

$$(4) P_t = \frac{\alpha_0 - S_t/H_t}{\alpha_1(R_t + M_t - I_t)}$$

Siirrytään seuraavaksi tarkastelemaan asuntojen tarjontapuolta ja vakaan tilan tasapainoa (steady state equilibrium). Yhtälö (5) ilmaisee asuntokannan tarjonnan eli koon muutoksen hetkestä $t-1$ hetkeen t . Kuten yhtälöstä nähdään, asuntokannan muutos on yhtä suuri kuin uuden rakentamisen määrä (C_t) vähennettynä edellisen jakson asuntokannasta tehdyillä poistoilla (δS_{t-1}).

$$(5) S_t - S_{t-1} = C_t - \delta S_{t-1}$$

Asuntokannan sanotaan olevan vakaan tilan tasapainossa, kun asuntokannan koko ei muutu eli uuden rakentamisen määrä riittää juuri ja juuri kattamaan poistojen määrän. Vakaan tilan tasapainossa pätee siis seuraava yhtälö:

$$(6) C_t = \delta S_{t-1}$$

Tarjonnan määräytymiseen liittyy myös muita tekijöitä. Asuntojen hinnat ja vallitseva asuntokannan koko vaikuttavat asuntojen tarjontaan rakentamisen kautta. Asuntojen hintojen nousu nimittäin synnyttää uutta rakentamista, mutta ainoastaan jos rakentamisesta syntyvä lisäarvo (= asunnon hinta – rakentamisen kustannukset) on suurempi kuin vapaan maan arvo.

Tarkastellaan seuraavaksi, miten nämä kaksi vaikutussuhdetta pystytään huomioimaan tarjontapuolella. Merkitään asuntokannan pitkän aikavälin tasapainoa kirjainlyhenteellä ES_t . Tässä vaiheessa oletetaan yksinkertaisuuden vuoksi, ettei asuntoihin kohdistu poistoja. Täten jos asuntokannan koko on pitkän aikavälin tasapainossaan ($S_t = ES_t$), uusia asuntoja ei rakenneta. Toisaalta, jos asuntojen kysyntä kasvaa, asuntojen hinnat nousevat ja rakentamisesta syntyvä lisäarvo kasvaa. Tämä synnyttää markkinoilla uutta rakentamista, minkä seurauksena asuntokannan pitkän aikavälin tasapainomäärä kasvaa. Tämä puolestaan kasvattaa vapaan maan kysyntää ja siten sen arvoa, kunnes rakentamisesta syntyvä lisäarvo on jälleen yhtä suuri kuin vapaan maan arvo, ja ollaan siis takaisin tasapainossa. Tämä vuorovaikutussuhde voidaan ilmaista alla olevien yhtälöiden avulla:

$$(7) \quad ES_t = -\beta_0 + \beta_1 P_t$$

$$(8) \quad C_t = \tau(ES_{t-1} - S_{t-1})$$

Parametri β_0 on yhtälössä (7), koska maa-alueella on maataloudellista arvoa vaikei sille rakennettaisi ollenkaan ja koska asuntojen rakentaminen on kallista. Parametri β_1 kuvaa vapaan maan rakentamisen herkkyyttä asuntojen hintojen nousulle. Mitä rajoittuneempaa vapaan maan tarjonta on sitä pienempi on β_1 . Esimerkiksi Suomen pääkaupunkiseudun kaltaisella alueella, jossa rakentaminen on hyvin tiivistä ja meri rajoittaa alueen kasvamista, β_1 on hyvin pieni. Tämän vuoksi pääkaupunkiseudun kaltaisella alueella asuntojen hintojen täytyy kasvaa väljemmin asuttuja alueita nopeammin, jotta saavutetaan tietty asuntokannan koko. Lisäksi maan tarjonnan niukkuus on omiaan voimistamaan asuntojen hintojen nousua kysynnän kasvassa.

Parametri τ yhtälössä (8) kuvaa, kuinka nopeasti rakentaminen reagoi asuntokannan poikkeamaan pitkän aikavälin tasapainosta. Huomaa, että yhtälössä selittävät muuttujat on viivästetty yhdellä ajanjaksolla eli viive rakentamispäätöksen ja uuden asunnon valmistumisen välillä on yksi ajanjakso.

Seuraavaksi muodostetaan yhtälö asuntojen hintatason ja asuntokannan muutoksen välille. Virta-varantomallin kaltaisessa dynaamisessa mallissa, jossa jokaisella ajanjaksolla osa asuntokannasta katoaa, asuntokannan koon on vähennyttävä jos uusia asuntoja ei rakenneta. Tästä seuraa, että asuntokannan koon on oltava pienempi kuin pitkän aikavälin tasapaino, jotta uusia asuntoja rakennetaan. Tällöin asuntojen hintatason ja asuntokannan muutosta kuvaava suhde

(9) saadaan sijoittamalla yhtälöt (7) ja (8) yhtälöön (5). Muuten asuntoja ei rakenneta ja yhtälö supistuu muotoon (10).

$$(9) S_t - S_{t-1} = \tau(-\beta_0 + \beta_1 P_{t-1} - S_{t-1}) - \delta S_{t-1}, \quad \text{kun } ES_{t-1} > S_{t-1}$$

$$(10) S_t - S_{t-1} = -\delta S_{t-1}, \quad \text{kun } ES_{t-1} \leq S_{t-1}$$

Seuraavaksi voidaan ratkaista asuntokannan vakaan tilan tasapaino (S^*) sijoittamalla $S_t = S_{t-1}$ yhtälöön (9):

$$(11) S^* = \frac{\tau(-\beta_0 + \beta_1 P_{t-1})}{\delta + \tau}$$

Nyt yhtälön (11) ainut muuttuja on asuntojen hintataso, joka pysyessään vakaana määrittelee sen asuntokannan koon, johon lopulta päädytään. Virta-varantomallin vakaan tilan tasapainoon kuuluu myös yhtälö, jonka avulla voidaan määrittellä vakaan tilan tasapainohinta. Sijoittamalla $S_t = S^*$ yhtälöön (4) saadaan:

$$(12) P^* = \frac{\alpha_0 - S^*/H_t}{\alpha_1(R_t + M_t - I_t)}$$

Lopulta ratkaistaan kahden yhtälön järjestelmä, (11) ja (12), jonka tuloksena vakaan tilan tasapainohinta voidaan kirjoittaa muotoon:

$$(13) P^* = \frac{\alpha_0 H_t (\delta + \tau) + \tau \beta_0}{H_t (\delta + \tau) \alpha_1 (R_t + M_t - I_t) + \tau \beta_1}$$

Vakaan tilan tasapainon määritelmän mukaan sekä asuntojen hintojen että asuntokannan koon odotetaan siis pysyvän muuttumattomina. Tästä seuraa, että tulevaan arvonnousuun liittyviä odotuksia kuvaava muuttuja I_t on itse asiassa yhtälössä (13) nolla. Yhtälön (13) mukaan vakaan tilan tasapainohinta on siis sitä korkeampi mitä enemmän on kotitalouksia, mitä alhaisemmat ovat korot, ja mitä joustamattomampaa on asuntojen tarjonta. Huomionarvoista yhtälössä on myös se, ettei asuntokannan koko ole enää selittävänä muuttujana, vaan sen oletetaan vaikuttavan vakaan tilan tasapainoon implisiittisesti muiden muuttujien kautta.

Lisäksi toinen huomionarvoinen asia on kotitalouksien tuloja kuvaavan muuttujan puuttumien yhtälöstä (13). Kuten neljän kvadrantin –mallia analysoitaessa havaittiin, mahdollinen tulojen kasvu vahvistaa kysyntää ja nostaa asuntojen hintojen pitkän aikavälin tasapainoa. Tulot tulisi siis huomioida myös lyhyen aikavälin dynamiikkaa tutkittaessa. Esimerkiksi asuntosijoittami-

sen q-teoriassa kotitalouksien tulot ovat yksi asuntojen kysyntää ja hintoja selittävä muuttuja myös lyhyellä aikavälillä (ks. Sörensen ja Whitta-Jacobsen 2005, 450-456).

Tuloja kuvaavan muuttujan puuttuminen virta-varantomallista ei kuitenkaan ole kovin suuri puute, koska parametrien α_0 ja α_1 voidaan ajatella epäsuorasti kuvaavan tulojen vaikutusta. Tulotason kasvaessa potentiaalisten asunnonomistajien määrä kasvaa (α_0 suurenee), eikä kysyntä reagoi enää yhtä vahvasti kustannusten muutoksille (α_1 pienenee). Yhtälöstä (13) nähdään, että näiden kahden parametrin muutoksen kokonaisvaikutus on asuntojen hintojen nousu, eli kotitalouksien tulojen kasvu nostaa asuntojen hintoja, kuten pitkän aikavälin mallissa oletettiin.

Tämän tutkielman empiiristä osuutta silmällä pitäen on tässä kohtaa tärkeää ja mielenkiintoista nostaa esille yksi tärkeänä pidetty, mutta edellä tarkastelluista teoreettisista malleista puuttuva tekijä, kotitalouksien luottorajoitteet. Kuten asuntomarkkinoiden luonnetta ja erityispiirteitä käsittelevässä luvussa opittiin, keskikokoisen asunnon markkinahinta Suomessa on noin nelinkertainen keskivertokotitalouden käytettävissä olevaan vuosituloon verrattuna. Asunto on siis poikkeuksellisen kallis hyödyke, minkä vuoksi kotitalouksien kohtaamat luottorajoitteet asettavat huomionarvoisen rajoitteen asuntojen kysynnälle. Koska luottorajoitteista ei kuitenkaan ole saatavilla riittävää aineistoa, on empiiriseen tutkimukseen lisätty kotitalouksien velkaantumista kuvaava muuttuja, jonka uskotaan parhaiten heijastavan luottorajoitteissa tapahtuneita muutoksia (Oikarinen 2009b). Luvussa neljä tutustutaan tarkemmin asuntojen hintojen ja kotitalouksien velkaantumisen väliseen vuorovaikutussuhteeseen.

3.3 Asuntokuplan määritelmä

Tämän tutkielman tavoitteena on tutkia asuntojen hintojen muodostumista ja vastata kysymykseen onko pääkaupunkiseudulla asuntokupla. Ennen asuntokuplan olemassaolon tutkimista on tärkeää määritellä, mitä kuplalla tarkoitetaan. Yksinkertaisesti sanottuna kuplalla viitataan yliarvostukseen. Kuplan olemassaolon analysointi ei ole kuitenkaan näin yksinkertaista, koska aluksi on osattava määritellä, miten kuplan olemassaoloa voidaan mallintaa.

Kuplateorian juuret kantautuvat 1960-luvulle, kasvuteorian kultaisiin vuosiin, jolloin useat ekonomistit nostivat esille kysymyksen, onko kuplia olemassa vai pystyvätkö markkinavoimat estämään niiden synnyn. Muun muassa Hahn (1966) ja Samuelson (1967) keskittyivät rationaalisten odotusten malleihin, ja päätyivät tulokseen, etteivät markkinavoimat pysty es-

tämään kuplien syntyä. Useat mallit viittasivat myös siihen, etteivät kuplat voi olla pysyviä vaan lopulta puhkeavat. Myöhemmät havainnot ovat osoittaneet, että kuplia todella syntyy ja ne usein lopulta puhkeavat.

Siinä missä useat tieteelliset julkaisut tarjoavat kuplalle erilaisia muodollisia määritelmiä, perusajatus on hyvin suoraviivainen. Muun muassa Stiglitz (1990, 13) tarjoaa kuplalle hyvin yksiselitteisen määritelmän. Stiglitzin mukaan kupla on olemassa, jos hinnat ovat korkeat tänään ainoastaan siksi, että ostajat uskovat niiden olevan korkeat huomenna. Tällaista kuplaa kutsutaan yleisesti spekulatiiviseksi hintakuplaksi. Stiglitzin määritelmän mukaan hintoja on verrattava suhteessa talouden fundamentteihin, jotta voidaan sanoa ovatko hinnat kestäväällä tasolla. Asuntomarkkinoiden kannalta tärkeitä talouden fundamentteja ovat esimerkiksi kotitalouksien tulot, asuntolainojen korot, inflaatio, rakentamisen kustannukset ja vuokrat.

Tässä tutkielmassa asuntokuplalla viitataan Stiglitzia seuraten asuntojen todellisten hintojen ja talouden fundamenttien määrittelemän hintatason väliseen merkittävään poikkeamaan. Talouden fundamenttien määrittelemää hintatasoa kutsutaan tästä eteenpäin pitkän aikavälin tasapainoksi. Asuntojen hintojen nousu itsessään ei siis ole peruste asuntokuplalle. Tutkielman empiirisessä osiossa esiteltävät yksinkertaiset suhdeluvut ja ekonometrinen analyysi tarjoavat mahdollisuuden asuntokuplan olemassaolon analysointiin.

4 ASUNTOJEN HINNAT JA KOTITALOUKSIEN VELKAANTUMINEN

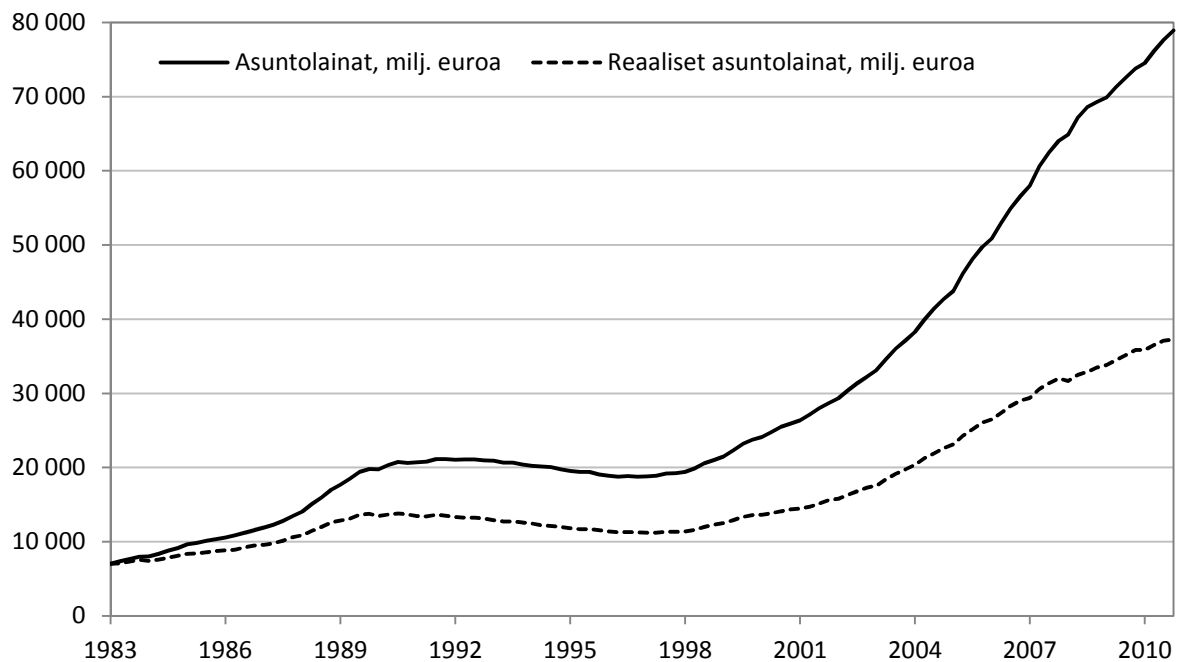
Asuntojen hintojen muodostumista on toistaiseksi tarkasteltu teoreettisesta näkökulmasta, joka juontaa juurensa 1990-luvun alkupuolelle. Tässä luvussa nostan esiin viime vuosina paljon puhuttaneen ja huolenaiheita herättäneen kotitalouksien kasvaneen velkaantumisen, mikä on saanut huomioita myös tuoreimmissa asuntojen hintoihin liittyvissä tutkimuksissa (ks. esim. Oikarinen 2009b, Collyns ja Senhadji 2002, Liang ja Cao 2007, Goodhart ja Hofmann 2007).

Tämän tutkielman kannalta merkittävin tutkimustulos on asuntojen hintojen ja kotitalouksien velkaantumisen välillä havaittu vuorovaikutussuhde. Vuorovaikutussuhde on vahvistunut Suomessa etenkin rahoitusmarkkinoiden sääntelyn purkamisen jälkeen. (Oikarinen 2009b.) Tulokset ovat tukeneet uskomusta, jonka mukaan lainarahan saatavuudella on merkittävä vaikutus asuntojen kysyntään. Vaikutussuhteen uskotaan olevan merkittävä etenkin silloin, kun kotitalouksien lainanottomahdollisuudet ovat rajalliset. Kotitalouksien velkaantumista kuvaavan muuttujan lisääminen asuntojen hintojen muodostumista kuvaavaan empiiriseen malliin on siis tärkeää, koska sen avulla pystytään huomioimaan kotitalouksien luottorajoitteissa tapahtuneiden muutosten vaikutukset asuntojen kysyntään ja siten hintoihin.

Tämän luvun tavoitteena on tarkastella, miten kotitalouksien velkaantuminen vaikuttaa asuntojen hintoihin. Lisäksi on tärkeää ymmärtää, miksi liiallinen velkaantuminen voi olla merkittävä riskitekijä asuntomarkkinoilla. Ennen tätä on kuitenkin syytä pohtia, miten merkittävästä velkaantumisen kasvusta on kyse, ja miksi velkaantuminen on kasvanut niin paljon viime vuosina.

4.1 Velkaantumisen kasvu ja sen syyt

Asuntolainakanta ja kotitalouksien velkaantuminen on lisääntynyt huomattavasti viime vuosina. Asuntolainojen määrän nimellinen ja reaalin kehitys on esitetty kuviossa 5. Kuten kuvioista havaitaan, asuntolainojen nimellinen määrä on kasvanut lähes eksponentiaalisesti ja reaalin määrä lähes kolminkertaistunut 2000-luvun aikana. Reaalinen asuntolainakanta onkin kasvanut keskimäärin noin 15 prosentin vuosivauhtia 2000-luvun aikana.



Kuvio 5. Kotitalouksien asuntolainojen määrän kehitys vuosina 1983-2010. Nimelliset ja reaaliset hinnat. (Lähde: Tilastokeskus.)

Lainakannan kasvu itsessään ei kuitenkaan kerro vielä kaikkea kotitalouksien velkaantuneisuudesta, vaan velan määrää on verrattava suhteessa tuloihin. Girouardin ym. (2007, 21–23) mukaan suomalaisten kotitalouksien velkaantumisaste, velan määrä suhteessa vuotuisiin käytävissä oleviin tuloihin, on kasvanut 64 prosentista lähes 90 prosenttiin vuosien 1995–2005 aikana.

Lisäksi tuoreimmat julkaisut osoittavat, että velkaantumisasteen kasvu on viime vuosina kiihtynyt entisestään. Taulukossa 1 on esitetty suomalaisten asuntokuntien velkaantumisasteet ikäluokittain vuosina 2002-2008 (Tilastokeskus b). Vuoden 2008 lopussa velkaantumisaste oli noussut jo 105 prosenttiin, ja jos huomioidaan ainoastaan velalliset kotitaloudet, velkaa oli 150 prosenttia suhteessa vuosituloihin. Huolestuttavaa kehityksessä on myös se, että suurimmat velat olivat tyypillisimpiä nuorilla ja keski-ikäisillä kotitalouksilla.

Tämänhetkinen korkea velkaantuminen käy ilmi myös Finanssivalvonnan syksyllä 2008 teetästä kotitalousluottokyselystä. Kyselytulokset osoittavat, että asuntolainasta aiheutuva velkarasitus vie tavallisimmin 31–40 % velallisen nettotuloista, ja että jopa 18 % asuntolainoista on myönnetty kotitalouksille, joiden nettotuloista yli puolet kuluu asuntolainan takaisinmaksuun. (Mattinen ja Bedretdin 2008.) Osalla kotitalouksista on siis huolestuttavan korkea velkarasitus. Tarkastellaan seuraavaksi, miten tällaiseen tilanteeseen on ajaututtu.

Ikä	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Yhteensä	70	76	82	91	98	101	105
-24	58	64	69	80	88	91	86
25-34	125	139	151	171	182	189	188
35-44	104	114	124	138	149	155	161
45-54	64	69	74	83	89	94	100
55-64	38	41	44	49	52	54	57
65-	12	12	14	15	17	18	20

Taulukko 1. Asuntokuntien velkaantumisasaste ikäluokittain vuosina 2002-2008, %. (Lähde: Tilastokeskus.)

Kun Suomen Pankki vuonna 1986 vapautti rahoitusmarkkinat, helpottui kotitalouksien lainanotto merkittävästi. Korot laskivat, käsirahavaatimukset pieneneivät ja laina-ajat pidentyivät. Herralan (2005, 35) mukaan velkaantuneisuuden kasvu on johtunut pääosin asuntolainojen alhaisista koroista ja pankkien välisestä kiihtyneestä kilpailusta. Hänen mukaansa juuri alhaiset korot ovat olleet omiaan tehostamaan asuntolainojen kysyntää. Noin 10 vuotta sitten asuntolainojen korot olivat keskimäärin 8 %:n tuntumassa, kun taas vuoden 2004 tienoilla korot pyörivät noin 3 %:n tuntumassa.

Herrala kiinnittikin huomiota korkojen alhaisuuteen jo vuonna 2005 julkaistussa Suomen Pankin raportissa. Jo tällöin tilanne oli erittäin harvinainen, sillä asuntolainat olivat halvimmillaan 150 vuoteen eli aikana, jona korkojen tilastoja on ylipäätään saatavilla. Alhaisista koroista Herrala puolestaan syytti Euroalueella harjoitettua rahapolitiikkaa. Myös pankkien välistä kilpailua voidaan pitää osasyynä, sillä asuntolainojen korkomarginaalit pienenevät kiristyneen kilpailun seurauksena.

Lisäksi viimeaikainen korkokehitys on lyönyt uudet pohjat asuntolainojen koroille. Vuonna 2010 niin uusien kuin vanhojen asuntolainojen nimelliset korot kävivät alle 2 prosentissa (Suomen Pankki). Myös tästä voitane syyttää Euroalueella harjoitettua rahapolitiikkaa ja pankkien välistä kiristynyttä kilpailua. Euroalueen yhteinen rahapolitiikka on rahoituskriisin ja Etelä-Euroopan maiden velkakriisin myötä joutunut koetukselle, kun Euroalueen maat ovat toipuneet epätasaiseen tahtiin. Suomen asuntomarkkinoita ajatellen tilanne on vaarallinen, sillä asuntojen hinnat ovat jo elpyneet reippaasti yli rahoituskriisiä edeltäneen huipun, ja liian kauan alhaalla pysyvät korot voivat johtaa asuntomarkkinoiden ylikuumenemiseen.

Myös lainojen takaisinmaksuajan pidentyminen on vaikuttanut velkaantumisen kasvuun. 1990-luvun puolivälistä lähtien ovat uusien lainojen keskimääräiset maturiteetit kasvaneet 11

vuodesta 16 vuoteen. Takaisinmaksuajan pidentymisen myötä lyhennyserät suhteessa lainan kokoon ovat pienentyneet. Täten kotitalouksien on ollut mahdollista ottaa entistä suurempia lainoja. Asuntolainakannan kasvu ei käykään ilmi lainanottajien määrän vaan nimenomaan yksittäisten lainojen koon kasvuna. (Herrala 2005, 34–35.)

4.2 Velkaantumisen vaikutukset asuntojen hintoihin

Asuntolainakanta on siis kasvanut vuosittain noin 16 % 2000-luvun aikana. Tarkastellaan seuraavaksi, miten tämä lainakannan kasvu ja siten kotitalouksien velkaantuminen vaikuttavat asuntojen hintoihin. Oikarinen (2009b, 126-127) tunnistaa useita sekä epäsuoria että suoria vaikutuskanavia.

Ensinnäkin pankkien lainananto vaikuttaa asuntojen hintoihin erilaisten maksuvalmiusvaikutusten kautta. Esimerkiksi lainan parempi saatavuus parantaa kotitalouksien maksuvalmiutta, vaikuttaen täten piristävästi sekä nykyiseen että tulevaan taloudelliseen aktiivisuuteen. Kasvu taloudellisessa aktiivisuudessa puolestaan lisää asuntojen kysyntää.

Toisaalta lainan parempi saatavuus saattaa johtaa lainakorkojen laskuun ja sitä kautta nostaa asuntojen hintoja. Vuokra-asuntojen tapauksessa syy on selvä: koska asunnon hinnan voidaan ajatella muodostuvan diskontatuista tulevista kassavirroista, tarkoittaa korkojen lasku asuntojen hintojen nousua. Omistusasuntojen tapauksessa voidaan ajatella, että kotitalous vuokraa asumispalvelua itseltään ja maksaa siitä vuokraa, joka vastaa asunnon hoito- ja ylläpitokuluja sekä omistamisesta aiheutuvia pääomakuluja. Pääomakulut tarkoittavat oman asunnon laskennallista tuotto, joka kuvaa vaihtoehtoisen sijoituskohteen menetettyä tuottoa, kun on päätetty ostaa asunto vuokra-asumisen sijasta. Korkojen laskiessa, vaihtoehtoisen sijoituskohteen menetetty tuotto laskee eli omistusasumisen pääomakulut pienenevät. Tämä puolestaan tekee omistusasumisesta houkuttelevampaa, sen kysyntä kasvaa ja hinnat nousevat. Korkojen lasku lisää siis sekä vuokra- että omistusasumisen kysyntää ja johtaa näin korkeampiin asuntojen hintoihin.

Lainan saatavuuden ja asuntojen hintojen välillä on olemassa myös suora yhteys. Lainan saatavuuden parantuminen on nimittäin omiaan voimistamaan asuntojen kysyntää etenkin silloin, kun kotitalouksien lainanottomahdollisuudet ovat rajalliset. Esimerkiksi Stein (1995) on tutkinut lainanoton rajallisuuden tärkeyttä asuntojen hinnoittelun yhteydessä. Lisäksi tutkimukset osoittavat, että asuntojen kysyntään vaikuttavat voimakkaasti nimenomaan nuorten kotita-

louksien mahdollisuudet ostaa oma asunto (Ortalo-Magné ja Rady 2006). Esimerkiksi joskus pelkkä asunnon käsiraha on niin suuri, ettei ensimmäistä taloan ostavilla nuorilla kotitalouksilla ole säästöjä tarpeeksi. Lainan saatavuuden parantuminen saattaakin synnyttää markkinoilla täysin uutta kysyntää nuorten kotitalouksien toimesta. Ortalo-Magnén ja Radyn (2006, 459–460) mukaan juuri tämän tyyppisellä kysynnän vahvistumisella voi olla erittäin dramaattinen vaikutus asuntomarkkinoihin.

Kotitalouksien velkaantuminen vaikuttaa asuntojen hintoihin myös odotuksien kautta. Ensimmäkin kotitalouksien lainanoton voidaan ajatella kertovan jotain odotetuista tuloista (Oikarinen 2009b, 126-127). Toisin sanoen, mitä luottavaisempia kotitaloudet ovat tulojensa suhteen, sitä enemmän he ovat valmiita ottamaan lainaa. Muun muassa Haurin (1991) ja Diaz-Serrano (2005) ovat tutkineet tulojen epävarmuuden ja asuntojen hintojen välistä yhteyttä. Heidän tutkimukset osoittavat, että tuloepävarmuuden ja asuntojen hintojen välillä on vahva negatiivinen yhteys, joka johtuu pääosin kotitalouksien haluttomuudesta ottaa riskejä.

Lisäksi kotitalouksien lainanotto kertoo jotain myös odotetusta korkotasosta (Oikarinen 2009b, 127). Mitä alhaisemmaksi kotitaloudet arvioivat korot tulevaisuudessa, sitä enemmän he ottavat lainaa. Voidaankin todeta, että kotitalouksien velkaantuminen viestii sekä odotetuista tuloista että odotetusta korkotasosta. Nämä odotukset ovat tärkeässä roolissa juuri siksi, että ne vaikuttavat merkittävästi asuntojen kysyntään ja täten asuntojen hintoihin.

Teoriassa on siis havaittavissa useita suoria ja epäsuoria kanavia, joiden kautta kotitalouksien velkaantumisen uskotaan vaikuttavan asuntojen hintoihin. Vaikutussuhteen olemassaolosta löytyy myös empiiristä näyttöä. Muun muassa Oikarinen (2009b), Collyns ja Senhadji (2002), Liang ja Cao (2007) sekä Goodhart ja Hofmann (2007) ovat osoittaneet, että kotitalouksien velkaantuminen on vaikuttanut merkittävästi asuntojen hintoihin.

Edellä nähtiin, että sekä teoria että empiiriset tulokset tukevat velkaantumista kuvaavan muuttujan lisäämistä asuntojen hintojen muodostumista kuvaavaan malliin. Ennen tutkielman empiiriseen osioon siirtymistä on kuitenkin tärkeää ymmärtää, miksi liiallinen velkaantuminen voi olla merkittävä riskitekijä asuntomarkkinoilla.

4.3 Toisiaan vahvistavat suhdanteet vaaraksi asuntojen hintojen kehitykselle

Pääkaupunkiseudun asuntojen hinnat ovat perinteisesti olleet hyvin epävakait, kuten luvussa kaksi opittiin. Vaikka Herrala (2005, 30-31) tunnistaa useita tekijöitä, jotka enteilevät va-

kaampaa tulevaisuutta asuntojen hintojen kehitykselle, hän huomauttaa, että asuntolainojen voimakas kasvu ja kotitalouksien liiallinen velkaantuminen saattavat vaarantaa asuntojen hintojen vakaan kehityksen. Velkaantumista on pidetty riskitekijänä myös muissa asuntojen hintojen muodostumista tarkastelevissa tutkimuksissa (ks. esim. Oikarinen 2009b, Goodhart ja Hofmann 2007, Dokko ym. 2011). Huolenaiheeksi on noussut etenkin velkaantumisen ja asuntojen hintojen välillä havaittu kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde, mikä saattaa synnyttää toinen toistaan vahvistavia suhdanteita.

Edellä tarkasteltiin, miten kotitalouksien velkaantuminen vaikuttaa asuntojen hintoihin. Tämä vuorovaikutussuhde ei ole näin yksinkertainen, vaan se toimii myös toiseen suuntaan: muutokset asuntojen hinnoissa vaikuttavat kotitalouksien lainanottoon. Goodhart ja Hofmann (2007; ks. Oikarinen 2009b, 127) mainitsevat kolme eri kanavaa, joiden kautta asuntojen hinnat vaikuttavat lainan kysyntään.

Ensiksi voidaan mainita asunnon takausarvon vaikutus. Asunto on poikkeuksellisen kallis hyödyke ja se muodostaa valtaosan kotitalouksien varallisuudesta. Asuntoa käytetäänkin usein lainan takeena. Siispä asuntojen hintojen nousu kasvattaa asunnon takausarvoa, mikä puolestaan lisää kotitalouksien lainanottomahdollisuuksia. Muun muassa Iacoviello (2004) on pohtinut asunnon takausarvon kasvun vaikutuksia asuntojen hintojen nousuun, ja Leung (2004) on todistanut takausarvon merkityksen tärkeyden useiden tutkimustulosten avulla.

Toiseksi, muutokset asuntojen hinnoissa vaikuttavat kotitalouksien havaitsemaan elinikäiseen varallisuuteen. Kun kotitaloudet kokevat varallisuutensa kasvavan eliniän myötä, haluavat ne kuluttaa tänään enemmän tasoittaakseen kulutusta elämänsä aikana. Täten asuntojen hintojen nousu lisää kotitalouksien lainan kysyntää.

Kolmanneksi, asuntojen hinnat vaikuttavat lainan tarjontaan taseen kautta. Kuten jo aiemmin todettiin, asunnot muodostavat valtaosan lainojen takausarvosta. Tämä takausarvo merkitään puolestaan pankkien taseeseen. Siispä asuntojen hintojen nousu kasvattaa pankkien pääomaa, ja lisää täten pankkien mahdollisuuksia ja halukkuutta myöntää lainoja.

Kirjallisuudessa on siis havaittu monta syytä, miksi asuntojen hintojen ja kotitalouksien lainanoton välillä uskotaan olevan kaksisuuntainen syy-seuraussuhde. Toisin sanoen asuntojen hinnat eivät yksistään vaikuta kotitalouksien lainanottoon, vaan myös kotitalouksien lainanotto on omiaan vahvistamaan asuntojen hintoja. Asuntojen hintojen ja kotitalouksien lainanoton välinen kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde on ongelmallinen, sillä se saattaa synnyttää toi-

nen toistaan vahvistavia suhdanteita. Asuntojen hintojen nousu lisää lainanottoa, mikä taas vahvistaa asuntojen hintoja. Tämänkaltaisen ”noidankehän” olemassaolo on erittäin epäsuotavaa. Se saattaa keinotekoisesti tehostaa asuntojen hintojen nousua ja vaarantaa näin asuntojen hintojen vakaan kehityksen. Tuloksena saattaa olla asuntojen yliarvostus eli asuntokupla.

Kyseisen vuorovaikutussuhteen vahvuuden ja suunnan tutkiminen on kuitenkin vielä alkutekijöissään. Vaikka asunto- ja luottomarkkinoiden suhdanteiden samanaikaisuudesta on olemassa runsaasti kirjallisuutta (ks. esim. IMF 2000, BIS 2001), empiiriset tutkimustulokset vuorovaikutussuhteen suunnasta ovat ristiriitaisia. Muun muassa Goodhart ja Hofmann (2007; ks. Oikarinen 2009b, 128) ovat tutkineet laina- ja asuntomarkkinoiden suhdanteita ja havainneet kaksisuuntaisen vuorovaikutussuhteen useassa teollisuusmaassa, mutta havaitsevat samalla, että Suomessa lainakannan vaikutus asuntojen hintoihin ei ole ollut tilastollisesti merkittävä. Oikarisen (2009b) tutkimuksen tulokset kuitenkin tukevat kaksisuuntaisen vuorovaikutussuhteen olemassaoloa.

Äskettäin myös Dokko ym. (2011), tutkiessaan syitä 2000-luvun maailmanlaajuiseen asuntomarkkinoiden korkeasuhdanteeseen, havaitsivat yhteyden asuntolainojen tarjonnan kasvun ja nopean asuntojen hintojen nousun välillä. Lisäksi heidän tutkimustuloksensa osoittavat, että toisin kuin lukuisat aiemmat tutkijat ovat väittäneet (ks. esim. Taylor 2007, 2009), tärkein syy 2000-luvun ylikuumentumiseen ei ollut liian löysä rahapolitiikka vaan liian avokätinen asuntolainojen tarjonta.

Joka tapauksessa, vaikkei edellä käsitellyn teorian ja tutkimustulosten pohjalta voida sanoa mitään varmaa, on asuntomarkkinoiden ja kotitalouksien velkaantumisen välisen yhteyden ymmärtäminen tärkeää, jotta mahdollisia riskitekijöitä voidaan hallita riittävästi ja välttyä 2000-luvun kaltaiselta globaalilta asuntomarkkinoiden kuumentumiselta. Tämänkaltaisen ennalta ehkäisevä ajattelutapa olisi hyödyllinen esimerkiksi rahapolitiikan suunnittelussa, jossa asuntomarkkinat tulisi nähdä tärkeänä talouden osana. Muun muassa Cecchetti ym. (2000, 2002) sekä Borio ja Lowe (2002) tukevat niin sanottua ”tuulta vastaan nojaamisen” rahapolitiikkaa, jossa keskuspankit voisivat ohjauksorkoa nostamalla hillitä asuntomarkkinoiden kuumentumista, vaikka inflaatio ja talouden yleinen tila ei sitä vaatisikaan. Dokko ym. (2011, 269) huomauttavat kuitenkin, että ylikuumentumisen havaitseminen ajoissa on erittäin haastavaa, eikä rahapolitiikka ole paras väline hintojen nousun taltuttamiseksi, koska sen vaikutukset bruttokansantuotteeseen ja työllisyyteen ovat vakavammat.

Yhteenvedon voidaan todeta, että kotitalouksien velkaantumista kuvaavan muuttujan lisääminen asuntojen hintojen muodostumista kuvaavaan empiiriseen malliin on perusteltua kahdesta syystä. Toisaalta sen avulla pystytään huomioimaan kotitalouksien luottorajoitteissa sekä tulo- ja korko-odotuksissa tapahtuneiden muutosten vaikutukset asuntojen kysyntään, toisaalta vuorovaikutussuhteen ymmärtäminen toimii päätöksenteon tukena, jotta toisiaan vahvistavilta vaarallisilta suhdanteilta voitaisiin jatkossa välttyä.

5 TUTKIMUSMENETELMÄT JA –AINEISTO

Tämän luvun tavoitteena on tutustua tutkielman empiirisessä osiossa käytettyihin menetelmiin ja aineistoon. Tutkielmassani käytetyt menetelmät pohjautuvat pääosin aikasarjojen ekonometriseen analyysiin, jonka keskeisimpiä menetelmiä ovat yhteisintegraatioanalyysi ja virheenkorjausmallit. Lisäksi tarkastelen luvun lopussa, kuinka malliin valitut muuttujat ovat kehittyneet tarkastelujakson (1983-2010) aikana ja miten Suomessa tapahtuneet institutionaaliset muutokset ovat vaikuttaneet muuttujien kehitykseen.

5.1 Menetelmät

Tässä osiossa tutustutaan tutkielman kannalta oleellisiin aikasarja-analyysin ekonometriisiin menetelmiin. Aluksi pyrin selittämään, mitä aikasarjojen stationaarisuudella tarkoitetaan ja mitä stationaarisuus tarkoittaa ekonometrisen analyysin näkökulmasta. Tämän jälkeen tutustutaan yhteisintegraatioanalyysiin, josta on viime aikoina tullut suosittu menetelmä epästationaarisia aikasarjoja analysoitaessa. Lopuksi tutustutaan vektorivirheenkorjausmalliin, jonka avulla pystytään tutkimaan lyhyen aikavälin dynamiikkaa.

5.1.1 Aikasarjojen stationaarisuus ja sen testaaminen

Aikasarjalla tarkoitetaan ajassa järjestyneiden satunnaismuuttujien sarjaa $\{y_t\}$, jota kutsutaan myös stokastiseksi prosessiksi. Teoriassa muuttujia on kahdenlaisia: jatkuvia $y(t)$ ja diskreettejä y_t . Käytännössä useimmat taloustieteelliset aikasarjat koostuvat diskreeteistä muuttujista.

Stationaarisuus on yksi aikasarjoihin liittyvistä tärkeistä ominaisuuksista. Perusajatus on, että stationaarinen aikasarja on riippumaton ajasta. Stationaarisuuden kaksi tyyppiä ovat heikko ja vahva stationaarisuus. Kirjallisuudessa heikkoa stationaarisuutta kutsutaan myös kovarianssistationaarisuudeksi tai toisen asteen stationaarisuudeksi. Aikasarja on kovarianssistationaarinen jos sen odotusarvo, varianssi ja kaikki autokovarianssit pysyvät vakioina ajankohdasta riippumatta. Autokovarianssi riippuu ainoastaan aikaerosta s , ei ajankohdasta. Muodollisesti stokastisen prosessin, jolla on äärellinen keskiarvo ja varianssi, sanotaan olevan kovarianssistationaarinen, jos kaikille ajankohdille t ja $t-s$,

$$(1) E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu$$

$$(2) E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2$$

$$(3) E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s$$

jossa odotusarvo (μ), varianssi (σ_y^2) ja kaikki autokovarianssit (γ_s) ovat vakioita (Enders 2010, 54).

Stokastisen prosessin, joka täyttää edellä mainitut ehdot, mutta jolla ei tarvitse olla äärellistä keskiarvoa ja varianssia, sanotaan olevan vahvasti stationaarinen. Aikasarjojen mallinnuksessa heikko stationaarisuus on kuitenkin yleisin käytetty stationaarisuuden muoto. Tämä johtuu osaksi siitä, että normaalijakauman tapauksessa heikosti stationaarinen prosessi täyttää myös vahvan stationaarisuuden ehdot.

Jos aikasarja ei täytä edellä esitettyjä stationaarisuuden ehtoja, on kyseessä epästationaarinen aikasarja. Epästationaarille aikasarjalle tyypillistä on ajasta riippuvuus, joten sarjan odotusarvo ei ole vakio. Epästationaariset muuttujat on usein mahdollista saada stationaariseksi differoimalla ne kerran tai useammin. Epästationaaristen aikasarjojen integraation aste on usein yksi, jota merkitään $I(1)$. Se tarkoittaa, että aikasarjalla on niin sanottu yksikköjuuri eli ei ole olemassa pitkän aikavälin tasapainoa, jota kohti aikasarjan tulisi kehittyä. Yleisesti ilmaisten, jos aikasarja täytyy differoida d kertaa, se on integroitunut asteella d . Hintoja kuvaavat aikasarjat, kuten kuluttajahintaindeksi, BKT tai osakkeiden hinnat ovat usein epästationaarisia.

Sen sijaan stationaaristen aikasarjojen integraation aste on nolla, jota merkitään $I(0)$. Se tarkoittaa, ettei aikasarjalla ole niin sanottua yksikköjuurta. Muutoksia kuvaavat aikasarjat, kuten inflaatio, talouden kasvuvauhti tai osaketuotot ovat yleensä stationaarisia. Tässä tutkielmassa päämielenkiinto on epästationaarisisissa aikasarjoissa, sillä asuntojen hintojen, lainakanan koon ja tulojen voidaan olettaa kasvavan ajan myötä eli niiden odotusarvot eivät ole vakioita.

Aikasarjojen stationaarisuutta voidaan testata yksikköjuuritesteillä. Yleisimmin yksikköjuuren olemassaoloa testataan Dickeyn ja Fullerin testillä (DF-testi) tai laajennetulla Dickeyn ja Fullerin testillä (ADF-testi), jossa virhetermin autokorrelaatio eliminoidaan lisäämällä malliin viivästettyjä differenssitermejä. Dickey ja Fuller (1979) ottivat huomioon kolme erilaista regressioyhtälöä, joiden avulla pystytään testaamaan yksikköjuuren olemassaoloa:

$$(4) \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(5) \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(6) \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$$

Kussakin yhtälössä virhetermin ε_t oletetaan olevan riippumattomasti ja identtisesti jakautunut (independently and identically distributed, *IID*), jonka odotusarvo ja varianssi ovat vakioita. DF-testin nollahypoteesina on, että aikasarja sisältää yksikköjuuren eli on epästationaarinen ja vastahypoteesina on, että aikasarja on stationaarinen:

$$H_0: \gamma = 0$$

$$H_1: \gamma < 0$$

Edellä esitetyillä kolmella regressioyhtälöllä (4-6) on erona ainoastaan deterministiset elementit a_0 ja $a_2 t$. Jos nollahypoteesi hyväksytään, yhtälö (4) on niin sanottu puhdas satunnaiskulun (random walk) –malli, johon voidaan lisätä vakio (5) tai vakio ja lineaarinen aikatrendi (6). Sijoittamalla nollahypoteesi yhtälöön (4), puhdas satunnaiskulun malli voidaan kirjoittaa myös seuraavanlaiseen muotoon, josta selvästi nähdään, että sarja on ajasta riippuvainen eli epästationaarinen:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

DF-testissä yksi tai useampi yhtälöistä estimoidaan pienimmän neliösumman menetelmää käyttäen ja tulokseksi saadaan muuttujan γ arvo ja keskivirhe. Testattava t-arvo saadaan jakamalla muuttujan γ arvo keskivirheellä. Nollahypoteesi joko hylätään tai hyväksytään vertaamalla saavutettua t-arvoa asianmukaiseen Dickey-Fuller taulukon kriittiseen t-arvoon. Metodologia on täsmälleen sama riippumatta siitä, mitä yllä olevista kolmesta yhtälöstä estimoidaan. DF-testien kriittiset arvot ovat kuitenkin riippuvaisia siitä, onko mukana vakiotermi ja aikatrendi. Kuten useimmissa testeissä, kriittiset DF-testiarvot pienevät ostoskoon kasvaessa. Yksikköjuuren, vakion ja trendin kerrointen yhteismerkitysvyyttä voidaan testata F-testillä. Myös F-testin kriittiset arvot noudattavat DF-jakaumaa (Enders 2010, 206).

Tavallisessa DF-testissä oletetaan, että testattava muuttuja y_t on peräisin yksinkertaisesta ensimmäisen asteen autoregressiivisestä prosessista eli, että vain ensimmäinen viive y_{t-1} on merkitsevä sarjaa mallinnettaessa. Testattavan muuttujan y_t taustalla voi kuitenkin todellisuudessa olla monimutkaisempi korkeamman asteen prosessi, jossa useampi viive on otettava huomioon sarjaa mallinnettaessa. Tällöin tavallisen DF-mallin virhetermit ovat autokorreloituneita eivätkä normaalin DF-jakauman kriittiset arvot ole enää käyviä, koska muuten oikea nollahypoteesi hylättäisiin liian usein. Tavallisen DF-testin pohjalta on kehitetty laajennettu Dickeyn

ja Fullerin testi (Augmented Dickey-Fuller-test, ADF-testi), jossa virhetermin autokorrelaatio poistetaan lisäämällä malliin viivästettyjä differenssitermejä.

Tarkastellaan esimerkiksi seuraavanlaista p:nnen asteen autoregressiivistä prosessia:

$$(7) y_t = a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 y_{t-3} + \dots + a_{p-2} y_{t-p+2} + a_{p-1} y_{t-p+1} + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Yhtälö (7) voidaan esittää myös muodossa (Enders 2010, 215):

$$(8) \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

jossa $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p a_i)$ ja $\beta_i = -\sum_{j=i}^p a_j$.

Yhtälössä (8) tarkastelun kohteena on edelleen termi γ . Jos nollahypoteesi $\gamma=0$ on voimassa, sisältää aikasarja y_t yksikköjuuren. Nollahypoteesia testataan tavallisen DF-testin tapaan eli ADF-testistä laskettua t-arvoa verrataan DF-testijakauman kriittisiin arvoihin. Kuten tavallisessa DF-testissä, myös ADF-testissä malliin voidaan sisällyttää deterministisiä komponentteja, kuten vakio tai lineaarinen aikatrendi, ja verrata saavutettua t-arvoa vastaaviin kriittisiin arvoihin.

Myös ADF-testissä on omat haasteensa, jotka johtuvat pääosin siitä, ettei todellista aikasarjan generoimisprosessia tunneta etukäteen. Esimerkiksi viivästettyjen differenssitermien oikean lukumäärän valitseminen on tärkeää, koska testin tulos voi olla hyvinkin herkkä viiveiden määrälle. Jos viiveitä valitaan liian vähän, ei regression virhetermien autokorrelaatiota saada poistettua. Jos taas viiveitä valitaan liikaa, kärsii testin teho eli väärä nollahypoteesi hylätään liian harvoin. Endersin (2010, 216-217) mukaan yksi vaihtoehto oikean viivepituuden valitsemiseksi on niin kutsuttu yleisestä erityiseen (general-to-specific) –menetelmä. Menetelmän idea on aloittaa suuresta viivepituudesta ja vähentää viivepituutta järjestelmällisesti t- tai F-arvoja tarkastellen, kunnes viivepituus on tilastollisesti merkitsevä. Oikean viivepituuden valinnassa voidaan käyttää myös useimpien tilasto-ohjelmien tarjoamaa Akaiken (AIC) tai Schwartzin bayesilaista informaatiokriteeriä (BIC).

Oikean viivepituuden valinnan lisäksi mahdollisia ongelmia voivat aiheuttaa myös liukuvan keskiarvon komponentin ja useamman yksikköjuuren olemassaolo sekä mahdolliset rakennemuutokset. Esimerkiksi rakennemuutoksen huomiotta jättäminen saattaa aiheuttaa aineistossa trendin kaltaisen kehityksen, jolloin väärä nollahypoteesi hyväksyttäisiin virheellisesti. Yksi

keino tutkia yksikköjuuren olemassaoloa rakennemuutoksen muokkaamassa aikasarjassa on jakaa aikasarja kahtia ja käyttää ADF-testiä vuorollaan molemmille aikasarjoille. (Enders 2010, 215-229.)

5.1.2 Yhteisintegraatio ja pitkän aikavälin malli

Siinä missä stationaarisia muuttujia voidaan analysoida perinteisellä regressioanalyysillä, epästationaaristen muuttujien analysointi perinteisellä regressioanalyysillä antaa usein virheellisiä tuloksia. Granger ja Newbold (1974) tunnistivat erään epästationaarisuuden aiheuttaman haitan, jota he kutsuvat näennäisregressioksi (spurious regression). Näennäisregression selityskaste (R^2) on korkea ja t-arvot ovat tilastollisesti merkitseviä, mutta saavutetuilla tuloksilla ei ole taloustieteellistä merkitystä. Toisin sanoen regressioanalyysistä saatavat tulokset saattavat ilmaista kahden epästationaarisen muuttujan välille tilastollisesti merkitsevää suhdetta, jota ei oikeasti ole.

Granger ja Newbold (1974) havainnollistivat epästationaarisuuden aiheuttamaa ongelmaa luomalla kaksi toisistaan riippumatonta epästationaarista niin sanottua puhtaan satunnaiskulun aikasarjaa. Tämän jälkeen he generoivat useita samanlaisia aikasarjoja ja estimoivat niiden välille regressioita. Koska aikasarjat olivat toisistaan riippumattomia, estimoitujen regressioiden tiedettiin olevan merkityksettömiä. Vastoin odotuksia tavanomainen t-testi onnistui kuitenkin hylkäämään nollahypoteesin etteivät aikasarjat ole riippuvaisia vain noin 75 prosentissa tapauksista, kun tarkasteltiin tuloksia 5 prosentin merkitsevyystasolla. Lisäksi regressioiden selityskasteet olivat hyvin korkeita ja estimoidut virhetermit olivat selvästi autokorreloituneita. Tulokset osoittavat epästationaaristen muuttujien analysoinnin ongelmallisuuden.

Klassisen regressioanalyysin taustaoletuksena on ollut, että molemmat aikasarjat $\{y_t\}$ ja $\{z_t\}$ ovat stationaarisia, virhetermien keskiarvo on nolla ja varianssi äärellinen. Tästä johtuen epästationaariset aikasarjat yleensä differentioitiin, jonka jälkeen saavutettuja stationaarisia aikasarjoja analysoitiin perinteisellä regressioanalyysillä. Näin menettelemällä menetettiin kuitenkin tilaisuus mahdollisten pitkän aikavälin tasapainojen tutkimiseen. Tilannetta voidaan havainnollistaa seuraavanlaisesti. Oletetaan edelleen, että aikasarjat $\{y_t\}$ ja $\{z_t\}$ ovat epästationaarisia ja lisäksi että niiden integraation aste on yksi. Differentioimalla molemmat aikasarjat, saadaan muodostettua regressio kahden stationaarisen muuttujan välille:

$$(9) \quad y_t - y_{t-1} = a_1(z_t - z_{t-1}) + \Delta e_t$$

Merkitään seuraavaksi muuttujien y_t ja z_t mahdollisia pitkän aikavälin tasapainoarvoja y^* ja z^* . Tällöin

$$(10) \quad y_t - y_{t-1} = y^* - y^* = 0$$

$$(11) \quad z_t - z_{t-1} = z^* - z^* = 0$$

Kuten yhtälöistä (10) ja (11) nähdään, turvautumalla differoituihin aikasarjoihin ei pystytä sanomaan mitään muuttujien välisestä pitkän aikavälin tasapainosta.

Edellä esiteltyjen ongelmien ja puutteiden vuoksi, yhteisintegraatioanalyysi on noussut suosituksi menetelmäksi taloustieteellisiä aikasarjoja analysoitaessa. Yhteisintegraatioanalyysillä pystytään erottamaan näennäisregressio todellisesta regressiosta. Yhteisintegraatioanalyysin suosio perustuu suurelta osin sen laajaan sovellettavuuteen mallintaa useita erillään olevia taloudellisia ilmiöitä ja sen tarjoamasta oivalluksen mahdollisuudesta. Esimerkiksi Grangerin (1986) mukaan taloudellisten muuttujien muodostamien pariin ei pitäisi erkaantua toisistaan liikaa ainakaan pitkällä aikavälillä. Tällaiset muuttujat saattavat lyhyellä aikavälillä tai kausittaisten tekijöiden vuoksi ajautua hetkeksi erilleen, mutta jos ne ovat liian kaukana toisistaan pitkän aikaa, talouden voimat, kuten markkinamekanismi tai valtion puuttuminen, alkavat tuoda niitä jälleen kohti toisiaan.

Muodollisemmin ilmaistuna kahden tai useamman epästationaarisen muuttujan sanotaan olevan yhteisintegroituneita, jos niiden integraation aste on sama ja niiden välille estimoidun regressioyhtälön virhetermit ovat stationaarisia. Käytännössä tämä tarkoittaa, että yhteisintegroituneet muuttujat eivät ajan kuluessa ajaudu kovin kauaksi toisistaan vaan ne liikkuvat yhdensuuntaisesti. Jos yhteisintegroituneiden muuttujien välillä on olemassa vain yksi pitkän aikavälin relaatio, kutsutaan tätä pitkän aikavälin tasapainoksi. Campbell ja Shiller (1988) kuitenkin huomauttavat, ettei tällä tasapainon käsitteellä ole selvää yhteyttä taloustieteessä paljon käytettyyn tasapainon (equilibrium) käsitteeseen.

Viime aikoina useat empiiriset tutkimukset ovat hyödyntäneet yhteisintegroituvuutta tutkiesaan stationaarisen pitkän aikavälin tasapainon olemassaoloa ja sitä määrittäviä fundamenteja. Yhteisintegraatiota on pääosin testattu kahden keskeisen menetelmän avulla. Englen ja Grangerin menetelmässä selvitetään ovatko residuaalit stationaarisia kun taas Johansenin menetelmä soveltaa suurimman uskottavuuden (maximum likelihood) menetelmää vektoriautoregressiiviseen (VAR) malliin.

Engle ja Granger (1987) ehdottivat nelivaiheista menetelmää, jonka avulla voidaan testata yhteisintegraatiota ja muodostaa niin sanottu virhekorjausmalli. Oletetaan aluksi kaksi muuttujaa y_t ja z_t , joiden integraation asteen uskotaan olevan yksi. Tavoitteena on selvittää löytyykö näiden kahden muuttujan välillä pitkän aikavälin tasapainosuhte. Ensimmäisessä vaiheessa testataan muuttujien integraation aste. Tämä voidaan suorittaa esimerkiksi edellä kuvatun ADF-testin avulla. Määritelmän mukaan yhteisintegroituvuus edellyttää, että muuttujien integroituneisuuden asteiden pitää olla samat. Jos näin ei ole, voidaan päätellä, että aikasarjat eivät ole yhteisintegroituneet. Mikäli muuttujat ovat stationaarisia, on tarpeetonta edetä pidemmälle, koska aikasarjoihin voidaan soveltaa perinteisiä aikasarjamenetelmiä. (Enders 2010, 373.)

Jos ensimmäisen vaiheen tulokset osoittavat, että aikasarjojen integraation aste on yksi, toisessa vaiheessa estimoidaan pitkän aikavälin tasapaino, joka on muotoa

$$(12) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t$$

Jos sarjat ovat yhteisintegroituneet, niin pienimmän neliösumman estimointi (Ordinary Least Squares, OLS) tuottaa supertarkentuvan estimaatin yhteisintegroituvuusparametreille. Tämä tarkoittaa, että parametrien estimaatit konvergoituvat nopeammin kuin stationaaristen muuttujien vastaavat estimaatit (Enders 2010, 373). Yhteisintegroituvuuden tutkimiseksi on kuitenkin tarkasteltava estimoidun tasapainorelaation residuaaleja $\{\hat{e}_t\}$. Jos residuaalit ovat stationaarisia, niin y_t ja z_t ovat yhteisintegroituneita astetta (1,1). Stationaarisuuden testaamiseen voidaan jälleen käyttää DF- tai ADF-testiä. Enders (2010, 373-374) kuitenkin huomauttaa, ettei testaamiseen voida käyttää normaalia DF-testijakaumaa, koska todellista virhettä e_t ei tunneta vaan ainoastaan sen estimaatti \hat{e} . Sen sijaan testaamiseen voidaan käyttää esimerkiksi McKinnonin (1991; ks. Enders 2010, 490) luomia kriittisiä arvoja.

Jos vaihe kaksi osoittaa, että muuttujat ovat yhteisintegroituneet, niin vaiheessa kolme estimoidaan virhekorjausmalli käyttämällä regression pohjalta luotuja residuaaleja. Lopulta vaiheessa neljä varmistetaan, että estimoitu virhekorjausmalli on asianmukainen. Virhekorjausmalli liittyy siis hyvin läheisesti yhteisintegraatioon.

Kuten jo aluksi totesimme, Johansenin (1988) menetelmä soveltaa suurimman uskottavuuden (maximum likelihood) menetelmää vektori-autoregressiiviseen (VAR) malliin. Johansenin menetelmän taustalla vallitseva VAR-malli voidaan esittää yhtälömuodossa seuraavasti (Enders 2010, 390):

$$(13) \quad x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + A_2x_{t-2} + \dots + A_px_{t-p} + \varepsilon_t$$

jossa x_t on endogeenisistä muuttujista koostuva $(n \times 1)$ -vektori, A_0 on kyseisen matriisin vakio, A_i on parametreista koostuva $(n \times n)$ -matriisi, p on viivepituus ja ε_t on virhetermeistä koostuva $(n \times 1)$ -vektori. Viivepituuden valinnassa voidaan käyttää samaa menetelmää kuin aiemmin kuvatussa tavallisessa autoregressiivisessä prosessissa.

Yhtälö (13) voidaan muokata käyttökelpoisempaan muotoon lisäämällä ja vähentämällä termit A_px_{t-p+1} ja $(A_{p-1} + A_p)x_{t-p+2}$ yhtälön oikealta puolelta. Näin menettelemällä saadaan virheenkorjausmalli (Enders 2010, 390):

$$(14) \quad \Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

jossa $\Pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$ ja $\Pi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$.

Yhteisintegraation testaaminen perustuu matriisin Π asteen tarkasteluun. Jos matriisilla on täysi asteluku (full rank) eli $r = n$ lineaarisesti riippumatonta saraketta, niin vektorin kaikki muuttujat ovat stationaarisia. Jos taas matriisin asteluku on nolla, yhtälö (14) supistuu tavalliseksi ensimmäisen differenssin VAR-malliksi, eikä yhteisintegraatiosuhteita ole. Jos matriisilla on alennettu asteluku (reduced rank), on olemassa $r \leq (n - 1)$ yhteisintegraatiovektoria.

Yhteisintegraatiovektoreiden lukumäärän testaamiseksi on kehitetty kaksi erilaista tilastollista testiä, jotka perustuvat suurimman uskottavuuden lähestymistapaan. Jälkitestissä hypoteesina on, että yhteisintegroituvuusvektoreita on enintään r kappaletta. Jälkitestisuure saadaan yhtälöstä:

$$(15) \quad \lambda_{jälki}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

Toinen testi on nimeltään suurimman ominaisarvon (maximum eigenvalue) testi. Sen nollahypoteesina on, että on olemassa r yhteisintegroituvuusvektoria. Vastahypoteesina on, että yhteisintegroituvuusvektoreita löytyy $r+1$ kappaletta. Suurimman ominaisarvon testisuure saadaan laskettua yhtälöstä:

$$(16) \quad \lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

Kummassakin yhtälössä (15) ja (16) T viittaa havaintojen lukumäärään ja λ_i (eigenvalue) on estimoitu ominaisarvo, joka on saatu estimoidusta Π -matriisista (Enders 2010, 391). Johansen ja Juselius (1990) ovat simulointikokeillaan luoneet kriittiset arvot molemmille testeille. He ovat tulleet tulokseen, että λ_{\max} -testi on parempi (Maddala ja Kim 1998, 211–212).

Sekä Englen ja Grangerin että Johansenin menetelmät tarjoavat siis keinon tutkia yhteisintegraatiota. Englen ja Grangerin menetelmä sisältää kuitenkin muutamia heikkouksia suhteessa Johansenin menetelmään. Ensinnäkin Johansenin menetelmän avulla voidaan eliminoida Englen ja Grangerin kaksivaiheinen menettely, jonka vaarana on, että kaikki ensimmäisessä vaiheessa tehdyt virheet periytyvät myös toiseen vaiheeseen. Toiseksi Johansenin menetelmän avulla voidaan estimoida useampia yhteisintegraatiovektoreita ja testata niitä yhtä aikaa. Kolmas etu on, ettei Johansenin menetelmässä tarvitse määrittää yhtä muuttujaa riippuvaksi muuttujaksi. Tämän ansiosta pystytään välttämään tilanteet, joissa yhteisintegroituneisuus todettaisiin yhdelle järjestykselle, mutta hylättäisiin järjestystä muutettaessa. Lisäksi Johansenin menetelmällä voidaan testata myös yhteisintegraatiovektoreille asetettuja rajoituksia sekä sopeutusparametreja. (Enders 2010, 385-388.)

Johansenin menetelmä on kehittyneempi ja nykyisin käytetympi menetelmä yhteisintegraatioanalyysissä, mutta myös siinä on omat puutteensa. Maddalan ja Kimin (1998, 220) mukaan menetelmän suurimpina ongelmoina ovat testien herkkyys viivepituuden suhteen sekä testitulosten vääristymät pienillä aineistoilla. Tämän lisäksi Gonzalon ja Leen (2000, 821-827) mukaan Johansenin menetelmällä on taipumus löytää virheellisiä yhteisintegraatiosuhteita (spurious cointegration), jos testattavat muuttujat ovat fraktionaalisesti integroituneet eli niiden integraation aste on d , joka ei ole kokonaisluku. Tällöin muuttujia on vaikea erottaa oikeista yhden integraation asteen muuttujista perinteisillä yksikköjuuritesteillä.

Tutkielmani empiirinen osio pohjautuu vahvasti yhteisintegraatioanalyysiin, jossa pyrin muodostamaan pitkän aikavälin tasapainon asuntojen reaalisten hintojen (P), kotitalouksien reaalisten tulojen (Y), kotitalouksien velkaantumisen (L) ja reaalisten verojen jälkeisten asuntolainakorkojen (IR) välille. Testattava pitkän aikavälin malli on esitetty yhtälössä (17).

$$(17) P_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 L_t + \beta_3 IR_t + e_t$$

Yhteisintegraation tutkiminen perustuu sekä Englen ja Grangerin että Johansenin menetelmään. Vaikka Johansenin menetelmää voidaan pitää luotettavampana sen edellä esiteltyjen

parempien ominaisuuksien vuoksi, mahdollistaa Englen ja Grangerin menetelmän käyttö mallien vertaamisen toisiinsa.

5.1.3 Virheenkorjausmalli

Yhteisintegroituneet muuttujat liikkuvat ajan kuluessa yhdensuuntaisesti ja niiden välillä on olemassa niin sanottu pitkän aikavälin tasapaino, jota kohti ne hakeutuvat. Lyhyellä aikavälillä muuttujien arvot saattavat kuitenkin poiketa tästä tasapainosta. Näiden poikkeamien suuruus ja suunta vaikuttaa ratkaisevasti muuttujien kulkuun, jota pystytään analysoimaan niin kutsun virheenkorjausmallin avulla. Tämä malli tunnetaan usein myös nimellä vektorivirheenkorjausmalli, koska se on usein ryhmä kahdesta tai useammasta yhtälöstä. Vektorivirheenkorjausmallin avulla pystytään siis analysoimaan, kuinka nopeasti muuttujat korjautuvat takaisin pitkän aikavälin tasapainoon shokin jälkeen ja minkä suuntaisia nämä korjausliikkeet ovat.

Kun pitkän aikavälin yhteisintegraatiorelaatiot on saatu joko Englen ja Grangerin tai Johansenin menetelmää käyttäen, voidaan seuraavaksi estimoida virheenkorjausmalli. Endersiä (2010, 367) seuraten, vektorin $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ virheenkorjausmalli voidaan esittää muodossa:

$$(18) \Delta x_t = \Pi_0 + \Pi x_{t-1} + \Pi_1 \Delta x_{t-1} + \Pi_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Pi_p \Delta x_{t-p} + \varepsilon_t$$

jossa Π_0 on vakioista koostuva $(n \times 1)$ -vektori, Π_i on $(n \times n)$ -kerroinmatriisi, Π on matriisi, jonka elementeistä Π_{jk} ainakin yksi on erisuuri kuin nolla, ja ε_t on virhetermeistä koostuva $(n \times 1)$ -vektori.

Kerroinmatriisi Π_i sisältää sopeutumisenopeutta kuvaavat parametrit ja yhteisintegraatiovektorit. Mitä suurempia nämä parametrit ovat sitä nopeammin sopeutuminen kohti pitkän aikavälin tasapainoa tapahtuu. Termi x_{t-1} puolestaan esittää, kuinka paljon muuttujan x_t komponentit eroavat pitkän aikavälin tasapainotasostaan. Täten vektorivirheenkorjausmallin mukaan muutokset jossakin muuttujassa johtuvat sekä muissa muuttujissa ja muuttujassa itsessään tapahtuneissa muutoksissa että siitä, kuinka kaukana tasapainosta ollaan. Termin Πx_{t-1} voidaan siis ajatella edustavan muuttujien välistä pitkän aikavälin tasapainoa kun taas muut termit ottavat huomioon lyhyen aikavälin muutokset. Vektorivirheenkorjausmalli on siis erittäin

hyödyllinen työväline shokkien vaikutusten analysointiin, koska se ottaa huomioon myös muuttujien välisen vuorovaikutuksen.

Asuntojen hintoja ja niiden lyhyen aikavälin dynamiikkaa on tutkittu aiemmin. Muun muassa Case ja Shiller (1989) ovat havainneet, että asuntojen hinnat sopeutuvat hitaasti taloudessa tapahtuviin muutoksiin. Hitaan sopeutumisen takia asuntojen hintojen dynamiikan tarkastelu vaatii viivästettyjen muuttujien käyttöä. Viivästettyjen muuttujien käyttö on tärkeää myös siksi, että useat asuntojen hintoihin vaikuttavat fundamentit ovat autokorreloituneita jopa muutoksissa. (Oikarinen 2007, 109.) Koska viivästetyt muuttujat sisältävät siis todennäköisesti tärkeää tietoa asuntojen lyhyen aikavälin dynamiikasta, tutkielmani empiirisessä osiossa tulen estimoimaan yhtälössä (19) esitetyn vektorivirheenkorjausmallin.

$$(19) \Delta X_t = \alpha' e_{t-1} + \gamma_0 + \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \varepsilon_t$$

jossa X_t on neliulotteinen vektori sisältäen muuttujat P_t , Y_t , L_t ja IR_t , ΔX_t on $X_t - X_{t-1}$, $t = 1, \dots, T$. γ_i on puolestaan viivästettyjen muutosten ja γ_0 on vakioiden (4 x 4)-kerroinmatriisi. ε_t on itsenäisesti ja identtisesti jakautuneista virhetermeistä koostuva (n x 1)-vektori. Huomaa, että $e_{t-1} = P_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{t-1} - \beta_2 L_{t-1} - \beta_3 IR_{t-1}$ ovat yhtälöstä (17) estimoidut viivästetyt virheenkorjaustermit eli yhden periodin takaiset poikkeamat pitkän aikavälin tasapainosta.

Yhtälössä (19) esitetyn vektorivirheenkorjausmallin estimoinnissa päämielenkiinto kohdistuu erityisesti virheenkorjaustermien kertoimiin eli vektoriin α , jonka kukin parametri ilmoittaa sopeutumisenopeuden, kun poiketaan pitkän aikavälin tasapainotilasta. Nämä kertoimet yhdessä viivästettyjen virheenkorjaustermien kanssa ottavat huomioon, kuinka nopeasti ja mihin suuntaan muuttujat sopeutuvat hakeuduttaessa kohti pitkän aikavälin tasapainoa. Huomaa, että termi $\alpha' e_{t-1}$ vastaa siis yhtälön (18) termiä Πx_{t-1} .

5.2 Aineisto

Tämän osion tavoitteena on tutustua tutkielman empiirisessä osiossa käytettyyn aineistoon. Vuokria ja tuloja lukuun ottamatta, kaikki käytetyt aikasarjat perustuivat neljännesvuosittaisiin havaintoihin vuoden 1983 alusta vuoden 2010 loppuun. Asuntojen ja vuokrien hintoja, käytettävissä olevia tuloja, bruttokansantuotetta sekä asuntolainojen määrää julkaisee Tilastokeskus. Lainakorkoja julkaisee puolestaan Suomen Pankki. Alla on esitetty yhteenveto käytetyistä aikasarjoista:

- Pääkaupunkiseudun asuntojen hedoninen hintaindeksi
- Pääkaupunkiseudun asukkaiden käytettävissä olevat tulot
- Kotitalouksille myönnetty asuntolainat Suomessa
- Suomen kausitasoitettu bruttokansantuote
- Verojen jälkeiset lainakorot
- Pääkaupunkiseudun asuntojen keskimääräiset neliövuokrat

Ennen tutkimuksen aloittamista kaikki aikasarjat muunnettiin reaalisiksi vähentämällä niistä inflaation vaikutus elinkustannusindeksiä käyttämällä. Lisäksi kaikki reaaliset aikasarjat, korkoja lukuun ottamatta, indeksoitiin lähtöarvoon 100 (Q1/1983). Ekonometristä analyysia varten kaikista aikasarjoista, korkoja lukuun ottamatta, otettiin luonnollinen logaritmi aikasarjojen normaaliuden parantamiseksi.

Koska asunnot ovat erittäin heterogeenisiä hyödykkeitä, päädyin käyttämään niin kutsuttua hedonista hintaindeksiä. Hedoninen hintaindeksi ottaa huomioon asuntojen erilaisuuden, joten sen avulla pystytään tehokkaammin erottamaan aito hintakehitys asuntojen ominaisuuksista johtuvista hinnanmuutoksista eri ajankohtina. Esimerkiksi keskimääräisten neliöhintojen vertaaminen saattaisi antaa vääristyneen kuvan hintakehityksestä, koska keskihinnat muuttuvat myös siksi, että eri ajankohtina myytyjen asuntojen koostumus ei aina ole sama. Käyttämäni hedoninen nimellishintaindeksi kuvaa pääkaupunkiseudun vanhojen kerrostaloasuntojen hintojen kehitystä. Uskon, että kerrostalojen hinnat edustavat hyvin asuntojen hintojen kehitystä pääkaupunkiseudulla. Esimerkiksi vuoden 2009 lopulla kerrostalojen osuus alueella oli lähes 75 % kaikista asunnoista (Tilastokeskus c).

Pääkaupunkiseudun asukkaiden käytettävissä olevien tulojen aikasarja on saatu laskemalla yhteen Espoon, Helsingin, Kauniaisen ja Vantaan asukkaiden valtionverotuksen alaiset tulot ja vähentämällä niistä maksetut verot ja muut maksut. Siten se kuvaa pääkaupunkiseudun väestön käytettävissä olevia kokonaistuloja, ja ottaa huomioon tulojen kasvun lisäksi myös väestön kasvun. Koska väestö ja tulot kehittyvät usein käsi kädessä, ei niiden sisällyttäminen malliin erikseen olisi mielekäästä. Koska tulokehitys perustuu vuosittaisiin havaintoihin, neljännesvuosittaiset havainnot on estimoitu koko maan laajuisen ansiotasoindeksin avulla. Myös ansiotasoindeksiä julkaisee Tilastokeskus.

Kotitalouksien velkaantumista kuvataan asuntolainojen määrän kehityksellä. Käytetty asuntolainakanta sisältää koko luotonantajasektorin myöntämät asuntolainat kotitalouksille. Asun-

tolainojen määrä on suhteutettu BKT:hen, jotta pystytään erottamaan lainakannan todellinen kasvu talouden kasvun aiheuttamasta kasvusta. Täten se kuvaa nimenomaan sitä, kuinka paljon enemmän pankit ovat ryhtyneet antamaan lainaa eli, kuinka paljon kotitalouksien luottorajoitteet ovat löysentyneet vuosien saatossa laina-aikojen pidentyessä, korkojen laskiessa ja käsirahavaatimusten pienentyessä. Tämä tästä eteenpäin laina-BKT:ksi kutsuttu suhdeluku kuvaa koko Suomen tilannetta, koska tarvittavaa aineistoa ei ollut saatavilla vain pääkaupunkiseudun osalta.

Kuten jo aiemmin on todettu, asuntomarkkinoiden paikallisuuden vuoksi olisi paikallisen asuntolainakannan tutkiminen ollut suotavampaa, mutta tällaista aikasarjaa ei asuntolainoista eikä BKT:stä ole saatavilla. On kuitenkin tutkittu, että kansallisen tason muuttujat antavat riittävän kuvan alueellisesta kehityksestä, mikäli ne kehittyvät samansuuntaisesti kuin alueelliset muuttujat (Hekman 1985). Helsingin BKT:een onkin havaittu korreloivan voimakkaasti koko Suomen BKT:een kanssa (McGough ym. 2000). Uskon siis, että koko Suomea edustava aikasarja antaa riittävän hyvän kuvan myös pääkaupunkiseudun lainakannan kehityksestä.

Käytetty korkoaikasarja perustuu koko Suomen lainakannan keskimääräisiin korkoihin, koska lainakoroista ei ole saatavilla aikasarjaa kuntakohtaisesti. Lainakorkona käytettiin talletuspankkien keskimääräisiä koko lainakannan korkoja vuosina 1983–1989 ja rahalaitosten keskimääräisiä asuntolainakannan korkoja vuodesta 1990 eteenpäin. Koska tämän tutkielman päämielenkiintona on asuntojen hinnat, korkoaikasarjassa on huomioitu asuntolainojen verovähennyskelpoisuus. Verojen jälkeiset lainakorot on saatu kertomalla nimelliskorko i kertomalla $(1-T)$, jossa T on keskimääräinen tulojen marginaalivero vuosina 1983-1992 ja pääomavero 1993-2010 Suomessa. Koko lainakannan koron käyttö asuntolainakoron sijasta ennen vuotta 1990 ei ole suuri menetys, koska korkojen korrelaation on havaittu olevan 99 % (Oikarinen 2007, 108). Ainut ongelma on, ettei kulutuslainoihin kohdistu samanlaista vähennyskelpoisuutta kuin asuntolainoihin, mutta tämänkään ei pitäisi olla merkittävä ongelma, sillä vuoden 2020 lopulla noin 84 % lainoista oli asuntolainoja (Tilastokeskus d).

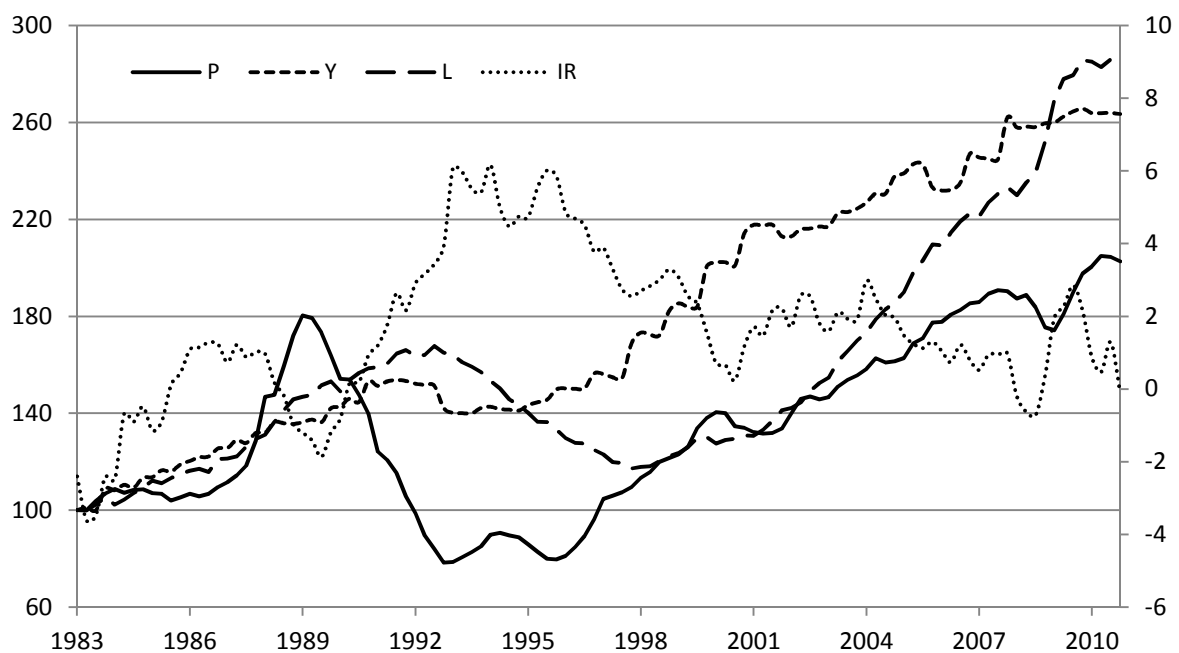
Edellä esitelty aineisto kattaa ainoastaan asuntojen kysyntään vaikuttavia tekijöitä, eikä ekonometrisessä osiossa estimoitava malli täten huomio asuntomarkkinoiden tarjontapuolta. Empiirisissä tutkimuksissa joudutaankin usein olettamaan, ettei tarjontapuolella ole tapahtunut merkittäviä muutoksia, koska tällaisia muutoksia on todella vaikea huomioida ekonometrisessä aikasarja-analyysissä. Malli siis olettaa, että asuntojen hinnat määräytyvät ainoastaan ky-

synnän kautta. Tämä oletus vaikuttaa kuitenkin oikeutetulta, sillä luvussa seitsemän estimoitu malli tuntuu toimivan hyvin.

Pääkaupunkiseudun asuntojen keskimääräisiä neliövuokria ei tarvittu tutkielman ekonometrisessä osiossa, mutta vuokrahintoja käytettiin arvioimaan asuntojen hintatason kestävyyttä yksinkertaisen hinta-vuokrat suhdeluvun avulla. Koska neljännesvuosittaisia havaintoja on saatavilla vasta vuodesta 2005 eteenpäin, saatiin neljännesvuosittaiset havainnot ennen vuotta 2005 interpoloimalla vuosittaisista havainnoista.

5.3 Muuttujien kehitys ja institutionaaliset muutokset

Kuviossa 6 on esitetty pääkaupunkiseudun asuntojen hintojen (P), pääkaupunkiseudun käytävissä olevien tulojen (Y), kotitalouksien velkaantumisen (L) ja lainakorkojen (IR) kehitys vuosina 1983-2010. Lähtötasot on indeksoitu sataan ja kaikki hinnat ovat reaalisia. Kuten kuviosta havaitaan, niin asuntojen hinnat kuin muutkin pitkän aikavälin malliin valittujen muuttujien arvot ovat kehittyneet hyvin epävakaasti tarkastelujakson aikana. Epävakautta voidaan osittain selittää tarkastelujakson aikana tapahtuneilla institutionaalisilla muutoksilla. Asuntojen hintojen epävakautta voidaan lisäksi selittää tarjonnan eli rakentamisen hitaalla sopeutumisella kysynnän muutoksiin. Epävakaan lisäksi kuviosta voidaan havaita nouseva trendi kaikkien muuttujien osalta.



Kuvio 6. Muuttujien P, Y, L (vasemmanpuoleinen asteikko, lähtötasot indeksoitu sataan) ja IR (oikeanpuoleinen asteikko, %) kehitys vuosina 1983-2010. Reaaliset hinnat.

Sekä väestön määrä että käytettävissä olevat tulot ovat kasvaneet voimakkaasti tarkastelujakson aikana. Pääkaupunkiseudun väestömäärä kasvoi noin 35 % ja reaaliset käytettävissä olevat tulot yli kaksinkertaistuivat. Asuntolainojen kasvu suhteessa BKT:hen on sekin ollut voimakasta, noin 180 % tarkastelujakson aikana. Pääsyyn tähän löytyy 1980-luvulla tapahtuneesta rahoitusmarkkinoiden sääntelyn purkamisesta. Vaikkakin askeleet olivat vaihteittaisia ja sääntelyn purkamiseen kului lopulta koko vuosikymmen, voidaan asuntojen hintojen kehityksen perusteella väittää, että purkaminen tapahtui silti liian nopeasti ja suunnittelemattomasti.

Asuntorahoituksen tarjonta Suomessa on perinteisesti keskittynyt muutamille pankeille. 1980-luvun puoliväliin saakka pankkisektori oli tiukan valvonnan alla ja lainakorot olivat hyvin joustamattomia. Matalat ja hallinnollisesti säännellyt korot yhdessä ulkomaisen pääomaliikkeiden rajoitusten kanssa johtivat luotonannon säännöstelyyn. Lisäksi asuntolainojen maturiteetit olivat melko lyhyitä ja käsirahavaatimukset suuria. Vielä 1980-luvun alkupuolella lainan keskimääräinen maturiteetti oli noin 8-10 vuotta ja käsirahavaatimus niinkin korkea kuin 20-30 % asunnon ostohinnasta (Oikarinen 2007, 112).

Tämänkaltainen järjestelmä oli suhteellisen vakaa aina 1980-luvulle asti, kunnes vuonna 1986 Suomen Pankki lopulta vapautti pankkijärjestelmän ja lainakorkojen sääntely lopetettiin. Tämän seurauksena käsirahavaatimukset alenivat ja asuntolainojen saatavuus kasvoi huomattavasti. Myös lainojen maturiteetit pidentyivät. Korkojen sääntelyn purkauksen seurauksena markkinakorkojen merkitys kasvoi ja asuntolainojen korot tulivat entistä riippuvaisemmiksi kansainvälisistä rahoitusmarkkinoista.

Tähän mennessä dramaattisin muutos asuntojen hinnoissa koettiin 1990-luvun taitteessa, kun asuntojen hinnat ensin kipusivat noin 20 prosentin vuosivauhtia 1990-luvulle tultaessa ja romahtivat sitten pohjalukemiin Suomen ajaututtua historiansa pahimpaan lamaan. Tällöin asuntojen reaaliset hinnat laskivat lähes 60 % neljän vuoden sisällä. Romahdus näkyy hyvin myös kuviossa 6. Romahduksen suuruuden taustalla oli useita syitä. Ensinnäkin asuntojen tarjonta lisääntyi huomattavasti, kun rakennusyhtiöt reagoivat asuntojen hintojen nousuun. Reagointi tapahtui kuitenkin muutaman vuoden viiveellä ja rakentamisen hitauden vuoksi asuntojen kysyntä alkoi jo hiipua, kun asuntoja vihdoin alkoi valmistua. Kysynnän heikentymisen takana olivat pääosin korkojen nousu ja taloudellisen aktiivisuuden hiipuminen.

Tämän romahduksen jälkeen asuntojen hinnat ovat nousseet voimakkaasti 1990-luvun laman jälkeisistä ajoista. Vuoden 1996 pohjalukemista reaaliset hinnat ovat nousseet noin 154 %

vuoden 2010 loppuun mennessä, mikä tarkoittaa yli 10 prosentin vuosivauhtia. Rahoitusmarkkinoiden sääntelyn purkamisen vaikutusten lisäksi 2000-luvun voimakasta kasvua voidaan selittää suomalaisten luottolaitosten kehittämällä uusilla innovaatioilla, jotka ovat kiristäneet pankkien välistä kilpailua entisestään ja parantaneet siten kotitalouksien lainanottomahdollisuuksia. Kiristynyt kilpailu on johtanut myös lainan korkomarginaalien laskuun, mikä on entisestään tehnyt lainanotosta houkuttelevampaa. Asuntolaina onkin vuosien saatossa vahvistanut asemaansa pankkien niin sanottuna ”sisäänheittotuotteena” eli uusista asiakkaista kilpaillaan nimenomaan edullisten asuntolainojen avulla. Lainakanta onkin kasvanut 2000-luvun aikana noin 127 %.

Myös vuokramarkkinat ovat olleet Suomessa sääntelyn alaisia monia vuosia. Vapaaehtoisien vuokra-asuntojen sääntely purkaminen käynnistyi Suomessa 1980-luvun lopulla ja saatiin valmiiksi 1990-luvun puoliväliin mennessä. Ennen sääntelyn purkamista valtio määräsi kohtuulliset vuokratasot ja vuokran tarkastaminen oli sidottu vain taso-yleiskorotuksiin. Lisäksi vuokrasopimuksen irtisanominen oli lähestulkoon mahdotonta. Sääntelyn seurauksena vuokra-asunnoista oli liikakysyntää ja asuntoja vapautui vain harvoin.

Asuntolainojen korkojen vähennyskelpoisuus on myös vaihdellut tarkastelujakson aikana. Vuotuisille verovähennysmäärille on välillä asetettu vähimmäis- ja välillä enimmäismääriä. Aina vuoteen 1992 asti asuntolainojen korkomenot sai vähentää tuloveroista. Vuoden 1993 verouudistus kuitenkin muutti tilanteen ja sen jälkeen korkomenoja on käytännössä saanut vähentää verotuksessa pääomatuloveron verran. Tämä johti asuntolainojen verojen jälkeisten korkojen nousuun, koska pääomatulovero on marginaalituloveroa huomattavasti alhaisempi. (Oikarinen 2007, 113-114.)

6 AIEMPI TUTKIMUS

Useimmat asuntojen hintojen dynamiikkaa käsittelevät tutkimukset pohjautuvat luvussa kolme esitettyyn asuntomarkkinoiden virta-varantomalliin. Perinteinen oletus on ollut, että asuntojen hinnat sopeutuisivat nopeasti kysyntä- ja tarjontashokkeihin eli asuntomarkkinoilla vallitsisi kysynnän ja tarjonnan tasapaino jo hyvin lyhyellä aikavälillä. Viime aikaisessa tutkimuksessa tämä perinteinen käsitys on kuitenkin hylätty, ja on ymmärretty, että hintojen sopeutuminen tapahtuu hitaasti ja vie useamman vuoden.

Saavutetut empiiriset tulokset ovat todistaneet uuden ajattelutavan oikeellisuuden. Esimerkiksi Casen ja Shillerin (1989 ja 1990) tulokset osoittavat, että asuntomarkkinat ovat tyypillisesti hyvin tehottomat ja asuntojen hinnat sopeutuvat hitaasti taloudessa tapahtuviin muutoksiin. Myös Mankiw ja Weil (1989), tutkiessaan demograafisten muuttajien, kuten ikäjakauman tärkeyttä asuntojen hintoja selittävänä muuttajana, ovat havainneet, että asuntojen hinnat reagoivat hitaasti väestön demografiassa tapahtuviin muutoksiin.

Asuntojen hintojen hitaan sopeutumisen ymmärtäminen toi mukanaan uuden ajatuksen, jonka mukaan olisi olemassa jokin pitkän aikavälin tasapaino, jota kohti asuntojen hinnat sopeutuisivat vähitellen. DiPasquale ja Wheaton (1994) olivat yksi ensimmäisistä, jotka kyseenalaistivat perinteisen virta-varantomallin ja ryhtyivät tutkimaan pitkän aikavälin tasapainon olemassaoloa. Pienimmän neliösumman menetelmää ja Yhdysvaltain asuntojen hintojen vuosittaisia havaintoja käyttämällä, heidän tutkimustuloksensa osoittivat, että asuntomarkkinoiden sopeutuminen uuteen tasapainoon kestää useita vuosia.

Pitkän aikavälin tasapainoa ja asuntojen hintojen sopeutumisnopeutta shokkeihin on myöhemmin tutkittu paljon myös yhteisintegraation keinoin. Yhteisintegraation avulla pystytään tutkimaan löytyykö asuntojen hintojen ja asuntojen hintoihin vaikuttavien taloudellisten muuttajien väliltä yksi tai useampi pitkän aikavälin tasapaino. Itse sopeutumisprosessia pystytään puolestaan tutkimaan virheenkorjausmallilla, joka on yksi yhteisintegraation keskeisimmistä käsitteistä. Yhteisintegraatiota on yleisesti tutkittu kahden eri menetelmän avulla. Muun muassa Hort (1998) ja Harter-Dreiman (2004) ovat tutkineet yhteisintegraatiota Engle-Granger menetelmän avulla, kun taas Holly ja Jones (1997) sekä Meese ja Wallace (2003) käyttivät Johansenin menetelmää.

Hort (1998) käytti tutkimuksessaan Ruotsin kaupunkialueiden paneeliaineistoa vuosilta 1967-1994 ja havaitsi tulojen sekä käyttö- ja rakennuskustannusten muutosten vaikuttavan merkit-

tävästi reaalsiin asuntojen hintoihin. Hortin tulokset osoittivat myös hieman yllättäen, että asuntojen hinnat sopeutuvat jopa 84 % vuodessa kohti pitkän aikavälin tasapainoa. Harter-Dreiman (2004) käytti vuosittaista paneeli-aineistoa Yhdysvaltain kaupunkialueilta vuosilta 1980-1998. Harter-Dreiman muodosti pitkän aikavälin mallin ainoastaan asuntojen hintojen ja tulojen välille. Hänen tuloksensa osoittavat, että muutokset tuloissa vaikuttavat merkittävästi asuntojen hintoihin, mutta sopeutuminen on hyvin hidasta. Virheenkorjausmallin mukaan hinnat sopeutuvat vain 22 % vuodessa, ja vielä kymmenenkin vuoden jälkeen noin 10 % shokin aiheuttamasta eroavaisuudesta on kuromatta.

Holly ja Jones (1997) puolestaan tutkivat reaalisten tulojen, demografian, asuntokannan, lainan määrän suhteessa tuloihin ja reaalisten asuntolainakorkojen vaikutusta asuntojen hintoihin Isossa-Britanniassa. He käyttivät aineistonaan aikasarjojen vuosittaisia havaintoja aina vuodesta 1939 vuoteen 1994 eli aineistoa oli huomattavasti muita tutkimuksia pidemmältä aikaväliltä. Heidän tulokset osoittivat, että reaaliset tulot ovat edellä mainituista muuttujista ylivoimaisesti tärkein selittävä muuttuja asuntojen hintojen nousun taustalla. Lisäksi Holly ja Jones havaitsivat, että asuntojen hintojen sopeutuminen on epäsymmetristä. Kun hinnat ovat pitkän aikavälin tasapainon yläpuolella, sopeutuvat ne 17 % vuodessa, kun taas jos hinnat ovat tasapainon alapuolella, on sopeutuminen vain 2 % vuodessa. Meese ja Wallace (2003) tutkivat puolestaan asuntojen hintojen dynamiikkaa Pariisissa. He käyttivät asuntokauppakohtaisia kuukausittaisia havaintoja vuosilta 1986-1992. Heidän tuloksensa osoittivat, että asuntojen hintojen, rakennuskustannusten, reaalisten tulojen, työllisyyden ja reaalkorkojen välillä on olemassa pitkällä aikavälillä tasapaino ja että asuntojen hinnat sopeutuvat jopa noin 30 % kuukaudessa kohti tätä tasapainoa.

Yhteenvedona voidaan todeta, että tulokset asuntojen hintojen sopeutumisvauhdista ovat hyvin ristiriitaisia. Hollyn ja Jonesin (1997) sekä Harter-Dreimanin (2004) tutkimukset puoltavat tuoreempaa näkemystä, jonka mukaan asuntojen hintojen sopeutuminen olisi hyvin hidasta, kun taas Hortin (1998) sekä Meesen ja Wallacen (2003) tutkimustulokset tukevat perinteistä näkemystä osoittaessaan yllättävän nopeaa hintojen sopeutumista. Sen sijaan asuntojen hintoja pitkällä aikavälillä selittävästä muuttujista ovat tulokset yhden osalta yhteneväiset. Nimitäin kaikki neljä tutkimusta osoittavat, että muutokset tuloissa vaikuttavat merkittävästi asuntojen hintoihin.

Myös Suomen ja nimenomaan pääkaupunkiseudun asuntomarkkinoita on tutkittu aiemmin. Muun muassa Takalan ja Peren (1991) sekä Koskelan ym. (1992) tutkimukset ovat osoitta-

neet, että muutokset Suomen rajoitusjärjestelmässä 1980-luvulla vaikuttivat huomattavasti asuntojen hintoihin. Lisäksi Takala ja Pere tutkivat asuntojen hintojen sopeutumista ja havaitsivat, että hinnat sopeutuvat hyvin hitaasti, vain noin 7 % neljännesvuodessa eli noin 20 % vuodessa. Molemmat tutkimukset pohjautuivat neljännesvuosittaisiin havaintoihin, Takalan ja Peren vuosilta 1970-1990 ja Koskelan ym. vuosilta 1970-1989.

Laakso (2000) puolestaan tutki kysynnän, tarjonnan ja asuntojen hintojen alueellista kehitystä Suomessa 1980- ja 1990-luvuilla. Hän käytti tutkimuksessaan 85 suomalaisesta seutukunnasta koostuvaa paneeliaineistoa, ja osoitti, että kasvu työllisyydessä ja tuloissa vaikuttaa asuntojen hintoihin positiivisesti, kun taas kasvu reaalisissa verojen jälkeisissä koroissa ja vapaan maan saatavuudessa vaikuttaa hintoihin negatiivisesti. Hieman yllättäen, Helsingin aineiston osalta tulojen ja korkojen vaikutus asuntojen hintoihin ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Tulokseen kannattaa kuitenkin suhtautua varauksella, sillä havaintoja oli vain 15.

Kuismanen ym. (1999) tutki nimenomaan pääkaupunkiseudun asuntojen hintoihin vaikuttavia tekijöitä. He sovelsivat tutkimuksessaan Mankiwin ja Weilin (1989) lähestymistapaa ja käyttivät vuosittaisia havaintoja vuosilta 1961-1995. Heidän tutkimuksensa tulokset osoittivat, että niin demografiset tekijät kuin reaalitulot, asumisen käyttökustannukset ja työttömyys vaikuttavat asuntojen hintoihin huomattavasti. Muuttajien vaikutussuunnat olivat odotusten mukaiset: tulojen kasvu nostaa asuntojen hintoja kun taas käyttökustannusten ja työttömyyden kasvu laskee hintoja.

Tutkiessaan asuntojen hintojen dynamiikkaa, Oikarinen (2007) muodosti empiirisen pitkän aikavälin mallin, joka arvioi pääkaupunkiseudun asuntojen reaalisia hintoja suhteessa reaalisiin tuloihin, pankkien lainanantoon ja reaalisiin korkoihin. Tutkimuksessaan Oikarinen osoitti Johansenin menetelmää käyttäen, että malliin valittujen neljän muuttajan välillä on olemassa vakaa tasapaino, jota kohti asuntojen hinnat hakeutuvat pitkällä aikavälillä. Vertaamalla asuntojen reaalisia hintoja estimoituun malliin, Oikarinen havaitsi pääkaupunkiseudun asuntojen hinnoissa vain lievää ylihinnoittelua vuoden 2006 puolivälissä. Lisäksi lyhyen aikavälin dynamiikkaa tutkittiin vektorivirheenkorjausmallin avulla, joka osoitti, että reaaliset asuntojen hinnat sopeutuvat kohti pitkän aikavälin tasapainoa hyvin hitaasti, vain noin 20 % vuodessa. Tämä tulos on hyvin linjassa Takalan ja Peren (1991) tulosten kanssa.

Tuorein Suomen asuntojen hintoja koskeva tutkimus on Mäki-Fräntin ym. (2011) Pellervon taloudellisessa tutkimuslaitoksessa julkaistu työpaperi. Mäki-Fräntin ym. tutkivat Suomen

alueellisten asuntomarkkinoiden kehitystä ja pyrkivät ennustamaan hintojen kehitystä vuoteen 2013 asti. Ennuste perustui sekä kuvaileviin tarkasteluihin että yksinkertaiseen ekonometrisen malliin, jossa asuntojen hintoja selitettiin nimelliskoron, kotitalouksien tulojen ja vuokra-asuntojen keskimääräisen neliöhinnan avulla. Aineistona käytettiin vuosittaisia havaintoja vuosilta 1997-2009. Tutkimuksen mukaan Suomalaisten asuntojen hinnat eivät ole ylihinnoiteltuja. Myös toinen viime vuosina tehty tutkimus (Girouard ym. 2006) tukee näkemystä, ettei Suomen asunnoissa esiinny ylihinnoittelua. Mäki-Fräntin tutkimuksessa käytetyt menetelmät ovat kuitenkin vaillinaiset, koska samoin kuin Kuismanen ym. (1999), Mäki-Fränti ym. eivät tutkineet onko malliin valittujen muuttujien välillä olemassa vakaa pitkän aikavälin tasapaino. Täten mallin tulkinta voi olla harhaanjohtava.

Mäki-Fräntin ym. (2011) estimoiman mallin perusteella pääkaupunkiseudun asuntojen nimellishintojen odotetaan kasvan 2011-2013 noin 3 % vuosivauhtia. Kun huomioidaan, että inflaation odotetaan pysyvän noin 1,5-2 prosentin haarukassa, asuntojen reaalihintojen odotetaan kasvavan hyvin maltillisesti. Mäki-Fräntin ym. (2011, 16) mukaan asuntojen hintakehitystä tukee tällä hetkellä matala korkotaso, kun taas kysyntää rajoittaa hidastuva tulokehitys hidastuvan talouskasvun ja julkisen talouden kiristystoimien myötä.

Hofmann (2004), Goodhart ja Hofmann (2007) sekä Liang ja Cao (2007) ovat sen sijaan tutkineet pankkien lainanannon ja kiinteistöjen hintojen välistä vuorovaikutusta. Hofmann käytti tutkimuksessaan neljännesvuosittaisia havaintoja vuosilta 1980-1999, ja löysi yhteisintegroituvan pitkän aikavälin tasapainon 16 kehittyneelle maalle (Suomi mukaan lukien) kiinteistöjen reaalihintojen, lainan määrän suhteessa BKT:hen, reaalisena BKT:n ja reaalikoron välille. Hoffmanin tutkimuksessa kiinteistöjen hintoja kuvattiin indeksillä, joka sisälsi sekä asuntojen että liiketilojen hintojen muutokset.

Goodhart ja Hofmann tutkivat 18 teollisuusmaan asuntojen hintakehitystä ja havaitsivat kaksisuuntaisen syy-seuraussuhteen asuntojen hintojen ja pankkien lainanannon välillä. Suomen tapauksessa syy-seuraussuhde oli kuitenkin vain yhdensuuntainen, koska muutokset asuntojen hinnoissa eivät vaikuttaneet tilastollisesti merkittävästi lainakannan kokoon. Liang ja Cao puolestaan tutkivat kiinteistöjen hintojen ja pankkien lainanannon syy-seuraussuhdetta Kiinassa, ja saavuttivat samankaltaisia tuloksia kuin Goodhart ja Hofmann Suomen aineistolla. Käyttäen neljännesvuosittaisia havaintoja vuosilta 1999-2006, Liangin ja Caon tulokset osoittivat, että muuttujien välillä on olemassa yksisuuntainen syy-seuraussuhde, jossa pankkien lainananto vaikuttaa kiinteistöjen hintoihin.

Äskettäin Oikarinen (2009a) tutki asuntojen hintojen ja kotitalouksien velkaantumisen välistä vuorovaikutusta Suomessa. Hän käytti neljännesvuosittaisia havaintoja vuosilta 1975-2006. Oikarisen tulokset osoittivat, että asuntojen hintojen ja asuntolainojen välillä on olemassa tilastollisesti merkitsevä kaksisuuntainen syy-seuraussuhde, kun tarkastellaan ajanjaksoa 1980-luvun lopulta eteenpäin, jolloin Suomen rahoitusmarkkinoiden sääntelyä purettiin. Ennen rahoitusmarkkinoiden sääntelyn purkamista vuorovaikutus oli selvästi vähäisempää.

Edellä esitellyt tutkimukset ovat tarkastelleet asuntojen hintojen ja pankkien lainanannon välistä vuorovaikutusta maakohtaisella tasolla. Kuten jo aiemmin luvussa kolme selitettiin, asuntomarkkinoita olisi kuitenkin mielekkäämpää analysoida alueellisella tasolla, kuten esimerkiksi yhtenäisellä kaupunkialueella. Asuntojen hintojen ja pankkien lainanannon välistä vuorovaikutusta alueellisella tasolla on kuitenkin tutkittu hyvin vähän. Gerlach ja Peng (2005) tutkivat asuntojen hintojen ja pankkien lainanannon välistä vuorovaikutusta Hong Kongissa vuosina 1980-2001. Toisin kuin Liang ja Cao (2007), Gerlach ja Peng osoittivat, että niin lyhyellä kuin pitkälläkin aikavälillä muutokset asuntojen hinnoissa vaikuttavat pankkien lainantoon eikä toisinpäin. Lamont ja Stein (1999) puolestaan tutkivat velkaantumisen ja asuntojen hintojen dynamiikkaa Yhdysvaltain kaupungeissa. Heidän merkittävin löydöksensä oli, että kaupungeissa, joissa kotitalouksilla on suuremmat velat suhteessa asuntojen arvoon, asuntojen hinnat reagoivat herkemmin kaupungin kohtaamiin shokkeihin, kuten esimerkiksi muutoksiin kotitalouksien tuloissa. Toisaalta Hortin (1998) tutkimustulosten mukaan kotitalouksien nettomääräinen laina suhteessa käytettävissä oleviin tuloihin ei vaikuta asuntojen hintoihin huomattavasti. Huomionarvoista Hortin tutkimuksessa on, että vastoin kirjallisuudessa esitettyä teoriaa, laina-tulot suhdelukua kohdeltiin eksogeenisena muuttujana.

Äskettäin myös Oikarinen (2009b) tutki Suomen pääkaupunkiseudun asuntojen hintojen ja kotitalouksien velkaantumisen välistä vuorovaikutusta. Hän käytti tutkimuksessaan neljännesvuosittaisia havaintoja vuosilta 1975-2006. Kotitalouksien velkaantumista hän kuvasi lainakannan koolla suhteessa bruttokansantuotteeseen. Oikarisen tutkimuksesta käy ilmi, että kotitalouksien lainanotto vaikuttaa pääkaupunkiseudun asuntojen hintoihin sekä lyhyellä että pitkällä aikavälillä, mutta toiseen suuntaan syy-seuraussuhde on tilastollisesti merkitsevä ainoastaan pitkällä aikavälillä. Lyhyen aikavälin epävakauden Oikarinen uskoo johtuvan 1980-luvun lopulla tapahtuneesta rahoitusmarkkinoiden sääntelyn purkamisesta. Pitkän aikavälin vuorovaikutussuhteen vakaus sen sijaan viittaa siihen, että kotitalouksien velkaantumista ku-

vaavalla muuttujalla pystytään huomioimaan kotitalouksien luottorajoitteissa tapahtuneet muutokset rahoitusmarkkinoiden vapautumisen seurauksena.

Tämän tutkielman tavoitteena on myötävaikuttaa aiempaan tutkimukseen analysoimalla pitkän aikavälin tasapainon olemassaoloa pääkaupunkiseudun asuntojen hintojen, kotitalouksien käytettävissä olevien tulojen ja kotitalouksien kohtaamien luottorajoitteiden välillä. Lisäksi lyhyen aikavälin dynamiikkaa tutkitaan vektorivirheenkorjausmallin avulla. Etenkin kotitalouksien luottorajoitteita kuvaavan muuttujan lisääminen malliin mahdollistaa ajankohtaisen ja mielenkiintoisen lähestymistavan tutkia pääkaupunkiseudun asuntojen hintojen kehitystä. Kuten aiemmat tutkimukset ovat osoittaneet, rahoitusmarkkinoiden sääntelyn purkaminen kasvatti huomattavasti kotitalouksien lainanottomahdollisuuksia ja rikkoi siten asuntojen hintojen muodostumisen kaavan. Lisäksi käyttämällä neljännesvuosittaisia havaintoja vuoden 1983 alusta vuoden 2010 loppuun (yhteensä 112 havaintoa), aineisto on monia aiempia tutkimuksia laajempi.

7 TUTKIMUSTULOKSET

Asuntojen hinnat ja asuntokuplan olemassaolo ovat puhuttaneet ihmisiä ympäri maailmaa viime vuosina. Esillä on ollut väitteitä, että asunnot ovat ylihinnoiteltuja useissa maissa, kuten Australiassa, Belgiassa, Ranskassa, Alankomaissa, Irlannissa, Italiassa, Japanissa ja Yhdysvalloissa. Joissakin maissa asuntojen hintojen kasvu on jo pysähtynyt ja jossain jopa lähtenyt laskuun. Myös Suomessa asuntojen hintojen kehitys vaikuttaa huolestuttavalta. Vuoden 1995 lopulta vuoden 2010 lopulle pääkaupunkiseudun asuntojen reaaliset hinnat ovat nousseet yli 150 %. Vertailun vuoksi todettakoon, että tämänhetkinen asuntojen hintapiikki on yltänyt jo noin 12 % korkeammalle tasolle kuin 1980-luvun lopulla, jonka jälkeen hinnat romahtivat rajusti 1990-luvun alussa.

Tämän luvun tavoitteena on tutkia pääkaupunkiseudun asuntojen hintojen kehitystä ja tarjota vastaus kysymykseen onko pääkaupunkiseudulla asuntokupla. Tässä kuplalla viitataan luvussa kolme esitettyyn Stiglitzin (1990) tapaan määrittellä kupla. Lisäksi tarkastelen kotitalouksien luottorajoitteiden löysentymisen roolia luvussa viisi esitetyn laina-BKT suhdeluvun avulla. Aluksi tarkastelen kahta yksinkertaista suhdelukua, joita on hyödynnetty laajasti arvioitaessa asuntojen hintoja. Tämän jälkeen hyödynnän luvussa viisi esiteltyjä ekonometrisiä menetelmiä, joiden avulla estimoin pitkän aikavälin mallin, joka tarjoaa syvällisemmän ja laajemman keinon hintojen analysointiin. Lopuksi tarkastelen asuntojen hintojen lyhyen aikavälin dynamiikkaa virheenkorjausmallin avulla.

7.1 Yksinkertaisia suhdelukuja hintojen arviointiin

Tässä osiossa tarkastelen pääkaupunkiseudun asuntojen hintojen kehitystä kahden yksinkertaisen suhdeluvun avulla. Ensimmäinen luvusta arvioi asuntojen hintoja suhteessa käytettävissä oleviin tuloihin ja toinen suhteessa asuntojen vuokratason. Vaikka asuntojen yli- tai alihinnointelua on usein arvioitu juuri näiden kahden tunnusluvun perusteella, esiintyy niiden käytössä paljon ongelmia, joita käsittelen myöhemmin tässä luvussa.

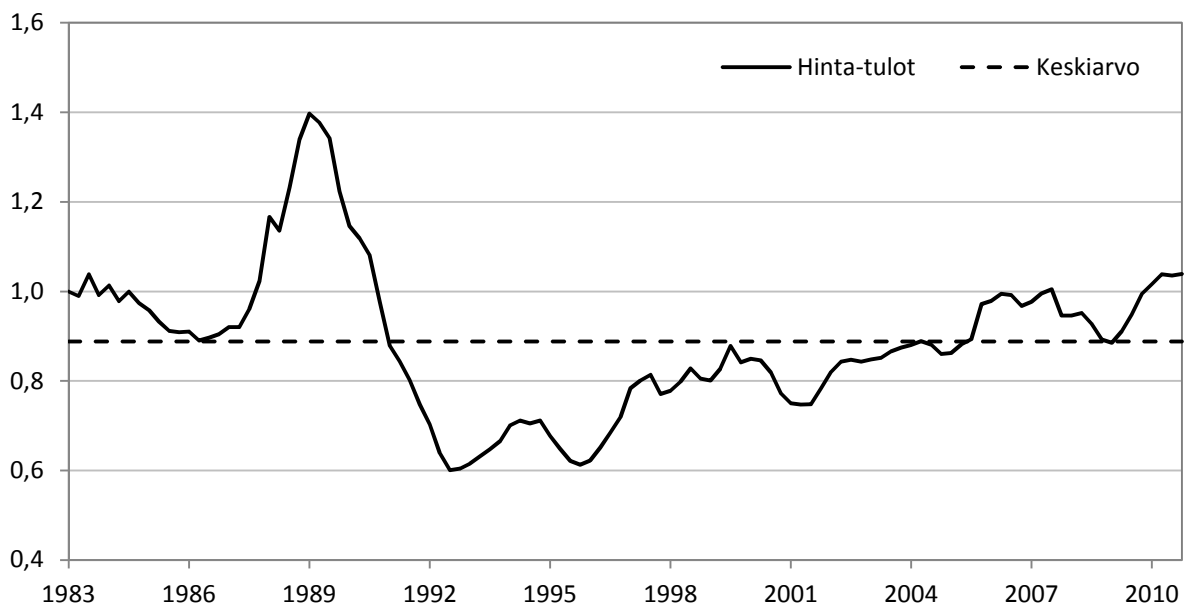
7.1.1 Hintatulot

Hintatulot (P/Y) suhdeluku mittaa asumisen edullisuutta eli sitä, miten hyvin asukkailla on varaa asuntoihin. Matemaattisesti se voidaan ilmaista seuraavasti:

$$(1) \text{ Hinta} - \text{ tulot} = \frac{P}{Y},$$

jossa P on pääkaupunkiseudun asuntojen reaalin hinta ja Y pääkaupunkiseudun asukkaiden käytettävissä olevat reaaliset vuotuiset tulot asukasta kohden. Molemmat aikasarjat on indeksoitu lähtöarvoon 100 (Q1/1983).

Suhdeluvun tulkinta on yksinkertainen. Jos P/Y-luku nousee yli sen pitkän aikavälin tasapainon, on se merkki asuntojen ylihinnoittelusta. Tässä pitkän aikavälin tasapainolla tarkoitetaan yksinkertaisesti havainnoista laskettua keskiarvoa. Kuviossa 7 on esitetty pääkaupunkiseudun P/Y-lukuja vuosina 1983–2010. Vertaamalla tunnusluvun käyttäytymistä suhteessa katkonaisella viivalla piirrettyyn pitkän aikavälin keskiarvoon, kuviosta havaitaan, että 1980-luvun lopun kuplan aikoihin tunnusluku on ollut huomattavasti keskiarvoa korkeammalla ja romahtanut selvästi keskiarvon alapuolelle 1990-luvun alun aikana. Tämän jälkeen asuntojen hinnat ovat nousseet tuloja nopeammin, minkä seurauksena P/Y-luku on noussut vähitellen pitkän aikavälin keskiarvon yläpuolelle. Vuoden 2010 lopulla asuntojen hinnat suhteessa tuloihin olivat noin 17 % keskiarvon yläpuolella.



Kuvio 7. Hinta-tulot suhdeluvun kehitys ja keskiarvo vuosina 1983-2010. Hintojen ja tulojen lähtötasot indeksoitu sataan.

P/Y-luku viittaa siis asuntojen yliarvotukseen. Verrattuna 1980-luvun kuplaan arvotus on kuitenkin vähäistä, sillä ennen kuplan puhkeamista asuntojen hinnat olivat pahimmillaan yli 57 % keskiarvon yläpuolella. Vaikka asuntojen hintojen nousu on viime vuosina ollut nopeaa,

ovat hinnat suhteessa tuloihin kehittyneet 1990-luvulta lähtien maltillisemmin. Tämä selittyy kotitalouksien tulojen kasvulla.

Vaikka hinta-tulot suhdeluku on paljolti käytetty ja tarjoaa yksinkertaisuudessaan selkeän keinon arvioida asuntojen hintoja, on sen käyttö usealla tavalla ongelmallista. Merkittävin ongelma on se, ettei ole olemassa mitään erityistä syytä olettaa, että kyseisen suhdeluvun pitäisi olla vakaa pitkällä aikavälillä. Hinta-tulot luvun kehitykseen vaikuttavat muun muassa asuntojen tarjonnan joustavuus ja pääkaupunkiseudun rakennusmahdollisuuksien supistuminen ajan myötä. Lisäksi otosjakson aikana instituutioissa on tapahtunut huomattavia muutoksia, jotka ovat saattaneet vaikuttaa P/Y-lukuun merkittävästi. Esimerkiksi rahoitusmarkkinoiden vapauttaminen 1980-luvun lopulla löysensi tuntuvasti kotitalouksien budjettirajoitteita, mikä lisäsi asuntojen kysyntää ja johti lopulta asuntojen hintojen dramaattiseen nousuun.

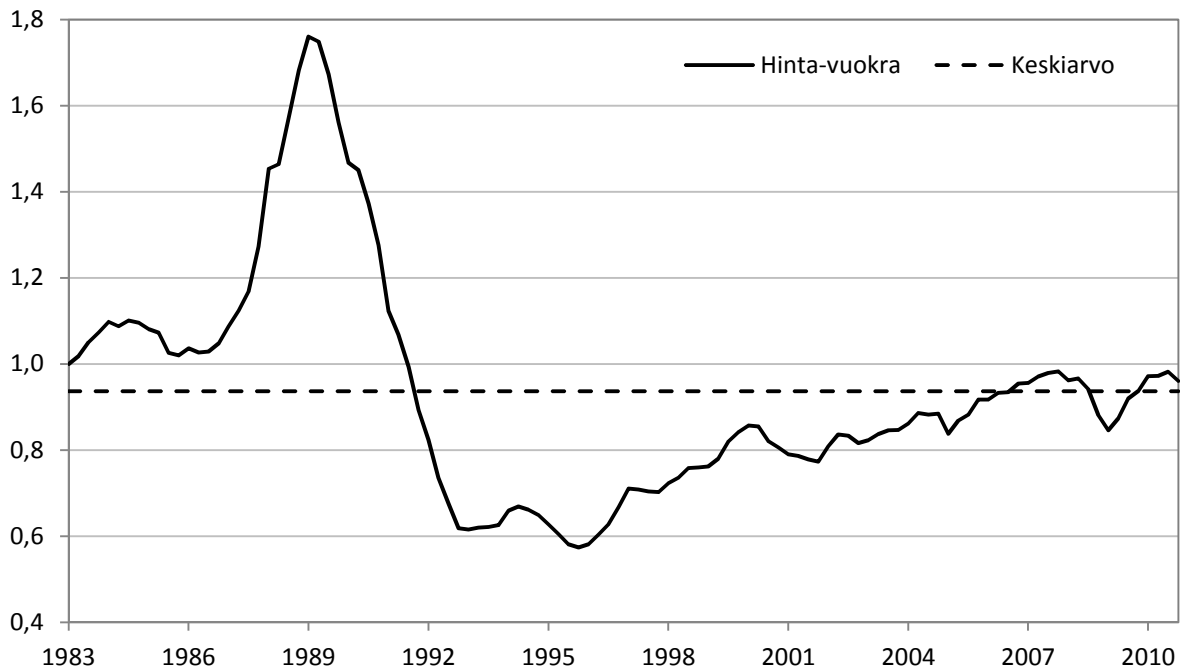
7.1.2 Hinta-vuokra

Toinen yksinkertainen keino saada tietoa asuntojen mahdollisesta yli- tai alihinnoittelusta on hinta-vuokra (P/R) suhdeluku. Nimensä mukaisesti se mittaa asuntojen hintoja suhteessa asuntojen vuokratasoon. Matemaattisesti se voidaan ilmaista seuraavasti:

$$(2) \text{ Hinta - vuokra} = \frac{P}{R},$$

jossa P on pääkaupunkiseudun asuntojen reaalin hinta ja R keskimääräinen reaalin neliövuokra kuukaudessa. Molemmat aikasarjat on indeksoitu lähtöarvoon 100 (Q1/1983).

Hinta-vuokra suhdeluvun kehitys on esitetty kuviossa 8. Heti ensisilmäykselle havaitaan, että 1980-luvun kuplan ja 1990-luvun alun laman aikana P/R -luku on kulkenut yhdensuuntaisesti P/Y -luvun kanssa. Kuitenkin 2000-luvulle tultaessa vuokrat ovat nousseet suhteessa nopeammin kuin tulot, jonka seurauksena P/R -luvun kasvu on ollut maltillisempaa. P/R -luvulla mitattuna asuntomarkkinoilla ei ole yli- eikä alihinnoittelua, sillä kuten kuviosta havaitaan, oli se vain muutaman prosenttiyksikön keskiarvon yläpuolella vuoden 2010 lopulla.



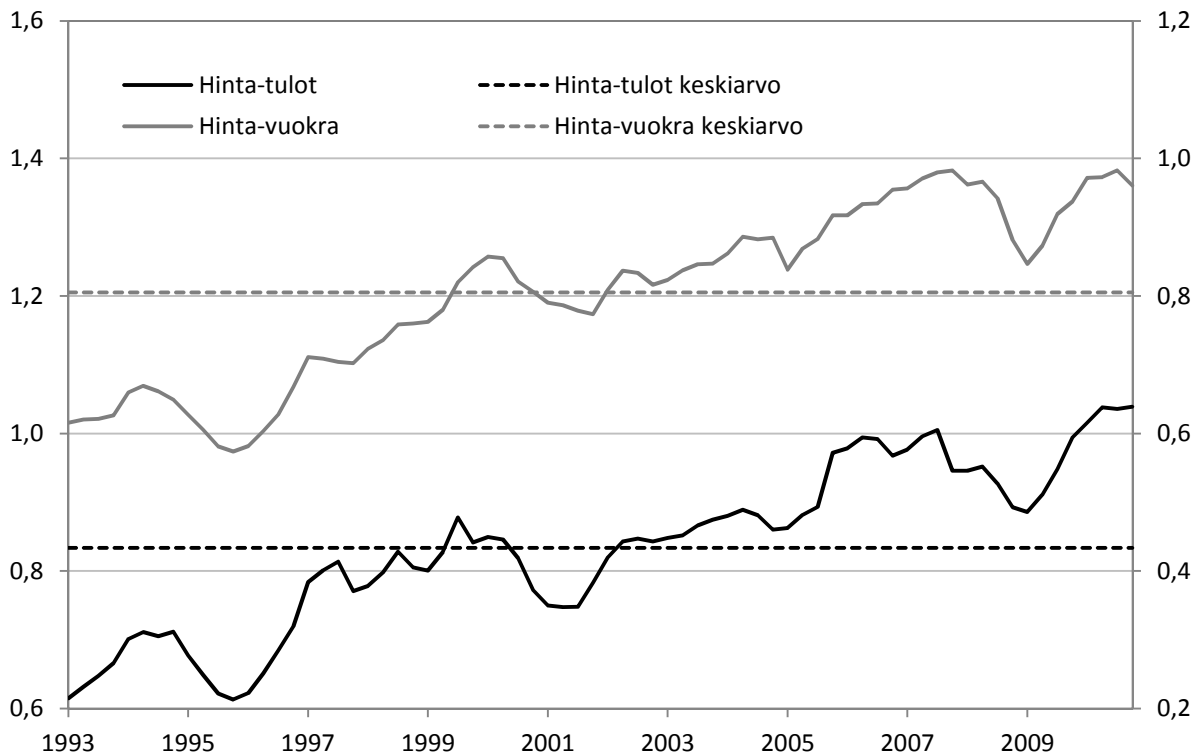
Kuvio 8. Hinta-vuokra suhdeluvun kehitys ja keskiarvo vuosina 1983-2010. Hintojen ja vuokrien lähtötasot indeksoitu sataan.

Hinta-vuokra suhdeluvun käyttö on teoreettisesti oikeutetumpaa kuin hinta-tulot luvun, koska voidaan olettaa, että asuntojen hinnat ja vuokrat ovat tiukasti kytköksissä toisiinsa. Ensinnäkin voidaan ajatella, että vuokrataso esittää kustannusta, jonka asunnon omistaja joutuisi maksamaan, jos ei omistaisi asuntoa. Voidaan siis ajatella, että vuokra on asunnon omistajalle positiivinen kassavirta. Lisäksi tiedetään, että sijoittajalle vuokratulot edustavat asuntosijoituksen tulevia kassavirtoja. Näin ollen vuokratason nousu vaikuttaisi positiivisesti sekä omistusasuntojen että vuokra-asuntojen kysyntään.

Valitettavasti instituutioissa tapahtuneiden muutosten vuoksi myös P/R-luvun käyttö on samalla tavalla ongelmallista kuin P/Y-luvun käyttö yli- tai aliarvostusta tutkittaessa. Esimerkiksi vuokramarkkinoiden vapauttaminen 1990-luvun taitteessa vaikutti niin merkittävästi hintojen ja vuokrien suhteeseen, ettemme voi olettaa P/R-luvun olevan vakaa pitkällä aikavälillä. Tunnuslukujen käytön ongelmallisuudesta viestii myös se, että ne antavat erilaiset vastaukset asuntojen hintojen arvostuksen tutkimiseen, eikä niiden perusteella voida siksi tehdä yksiselitteisiä johtopäätöksiä. P/Y-luvun mukaan pääkaupunkiseudun asuntojen hinnat ovat 17 % yliarvostettuja, kun taas P/R-luvun mukaan hinnat ovat pitkän aikavälin tasapainossa.

Hinta-tulot ja hinta-vuokra suhdelulukujen keskiarvot laskettiin vertailun vuoksi myös vuodesta 1993 eteenpäin, 1980-luvun lopulla ja 1990-luvun alussa tapahtuneiden institutionaalisten

muutosten vaikutusten poissulkemiseksi. Kuviossa 9 on esitetty sekä hinta-tulot että hinta-vuokra suhdelukujen kehitys ja keskiarvot vuosina 1993-2010. Kuviosta havaitaan, että molemmat suhdeluvut viittaavat asuntojen hintojen yliarvostukseen vuoden 2010 lopulla. Hinta-tulot suhdeluvun mukaan hinnat ovat noin 25 % ja hinta-vuokra luvun mukaan noin 19 % keskiarvon yläpuolella. Tarkastelujakso rajaaminen näyttäisi siis parantavan analyysin uskottavuutta.



Kuvio 9. Hinta-tulot (vasemmanpuoleinen asteikko) ja Hinta-vuokra (oikeanpuoleinen asteikko) suhdeluvun kehitys ja keskiarvo vuosina 1993-2010.

Nämä kaksi yksinkertaista suhdelukua osoittavat siis huomattavaa ylihinnoittelua, mikä viittaa asuntokuplan olemassaoloon. Tuloksiin kannattaa kuitenkin suhtautua varauksella. Vaikka institutionaalisten muutosten vaikutukset olisikin poissuljettu onnistuneesti, on lukujen käyttö yhä ongelmallista monella muulla tavalla. Esimerkiksi muuttoliike yhdistettynä pääkaupunkiseudun rakennusmahdollisuuksien rajallisuuteen voi olla yksi syy hinta-tulot suhdeluvun kasvuun ajan myötä. Lisäksi havaintojen määrä on aiempaa pienempi tarkastelujakson rajaamisen vuoksi.

7.2 Ekonometrinen analyysi

Kuten edellisessä luvussa todettiin, ovat yksinkertaiset menetelmät, kuten hinta-tulot ja hinta-vuokra suhdeluvut usealla tavalla ongelmallisia arvioitaessa asuntojen yli- tai alihinnoittelua. Lisäksi ne jättävät huomioimatta useita muita tekijöitä, jotka vaikuttavat asuntojen hintoihin. Kuten Stiglitz (1990, 13) totesi määritellessään kuplan olemassaoloa, on asuntojen hintoja verrattava suhteessa talouden fundamentteihin, jotta voidaan sanoa, ovatko hinnat kestäväällä tasolla. Tässä osiossa käytetyt ekonometriset menetelmät ottavat huomioon useamman muuttujan samanaikaisesti. Täten ne tarjoavat syvällisemmän ja perustellumman lähestymistavan analysoida asuntojen hintoja.

Ekonometrinen analyysi koostuu kolmesta osasta. Aluksi tutkitaan aikasarjojen stationaarisuutta, jotta tiedetään onko aikasarjojen välistä relaatiota ylipäätään mielekästä tutkia. Tämän jälkeen estimoidaan pitkän aikavälin tasapaino yhteisintegraatioanalyysin avulla. Vertailun vuoksi analyysissä käytetään sekä Englen ja Grangerin että Johansenin menetelmää. Lopuksi estimoidaan vektorivirheenkorjausmalli, jonka avulla analysoidaan lyhyen aikavälin dynamiikkaa.

7.2.1 Aikasarjojen stationaarisuus

Aikasarjojen stationaarisuutta voidaan tutkia sekä visuaalisesti että tilastollisten testien avulla. Aiemmin kuviossa 6 esitettiin ekonometrisessä analyysissä käytettävien muuttujien P, Y, L ja IR tasojen kehitykset vuosina 1983-2010. Kuvioista havaitaan, että muuttujat P, Y ja L ovat selvästi kasvavia ajan myötä, mikä viittaisi aikasarjojen epästationaarisuuteen. Sen sijaan korkoaikasarjan (IR) tulkinta ei ole yhtä selkeä. Korkoaikasarjan arvot vaikuttaisivat kuitenkin olevan riippuvaisia ajankohdasta, mikä viittaa epästationaarisuuteen.

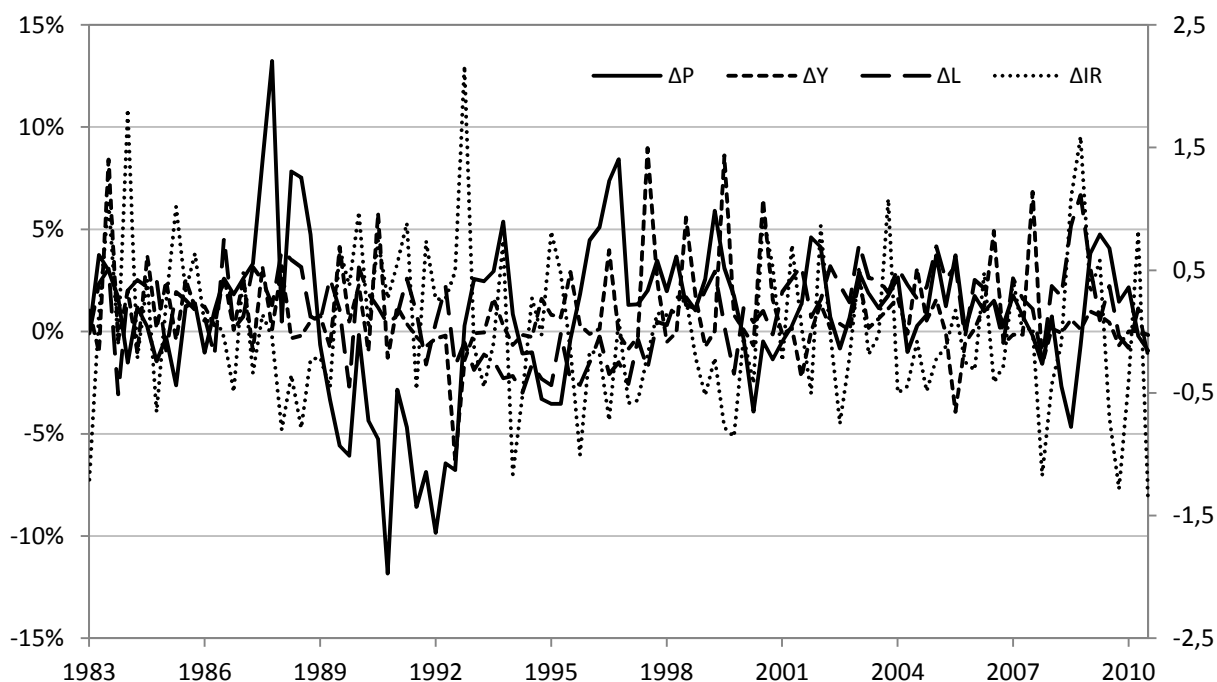
Aikasarjojen stationaarisuutta testattiin laajennetulla Dickeyn ja Fullerin testillä eli ADF-testillä. Testit suoritettiin kaikilla luvussa viisi esitetyille malleille eli ilman vakiota ja trendiä, pelkällä vakiolla sekä vakiolla ja trendillä. Oikean viivepituuden valinnassa käytettiin Schwartzin bayesilaista informaatiokriteeriä (BIC). Testin nollahypoteesi on, että aikasarja on epästationaarinen. Nollahypoteesi hyväksytään jos saavutettu t-arvo on pienempi kuin kriittinen t-arvo.

Taulukossa 2 on esitetty ADF-testien tulokset, viivepituudet ja kriittiset t-arvot aikasarjojen tasoille. Kaikki t-arvot ovat kriittisiä t-arvoja pienempiä, joten nollahypoteesi hyväksytään eli aikasarjat ovat epästationaarisia. Tulos on yhdenmukainen kuvion 6 tarkastelun kanssa.

	Ei vakiota Ei trendiä	Vakio Ei trendiä	Vakio Trendi	Viivepituus
P	0,65	-1,49	-2,08	1
Y	2,18	-0,89	-2,27	4
L	1,20	-1,48	-2,23	4
IR	-1,42	-2,10	-1,79	0
Kriittiset t-arvot				
1 %	-2,60	-3,51	-4,04	
5 %	-1,95	-2,89	-3,45	

Taulukko 2. Aikasarjojen tasot. Laajennettujen ADF-testien t-arvot, viivepituudet ja kriittiset t-arvot.

Aikasarjojen muutokset (ΔP , ΔY , ΔL ja ΔIR) vuosina 1983-2010 on esitetty kuviossa 10. Kaikki muutokset vaikuttaisivat vaihtelevan tasaisesti nollan molemmin puolin, mikä viittaa stationaarisuuteen. Lisäksi kuvioista havaitaan, kuinka asuntojen hinnat heilahtelivat voimakkaasti 1980- ja 1990-luvulla, kun Suomen Pankki vuonna 1986 vapautti rahoitusmarkkinat. Sen sijaan 2000-luvulle tultaessa kehitys on ollut selvästi vakaampaa.



Kuvio 10. Aikasarjojen P, Y, L (vasemmanpuoleinen asteikko, %) ja IR (oikeanpuoleinen asteikko, %-yksikköä) muutokset.

Myös aikasarjojen muutosten stationaarisuutta testattiin ADF-testillä. Testit suoritettiin samoille malleille kuin tasoja testattaessa ja oikean viivepituuden valinnassa käytettiin BIC-arvoja. Taulukossa 3 on esitetty ADF-testien tulokset, viivepituudet ja kriittiset t-arvot aikasarjojen muutoksille. Asuntojen hintojen, tulojen ja korkojen muutosten t-arvot ovat kaikki kriittisiä t-arvoja suurempia, joten nollahypoteesi hylätään eli aikasarjat ovat stationaarisia. Tulokset ovat yhdenmukaisia kuvion 10 tarkastelun kanssa.

	Ei vakiota Ei trendiä	Vakio Ei trendiä	Vakio Trendi	Viivepituus
P	-4.47**	-4.52**	-4.50**	0
Y	-2.92**	-3.71**	-3.73*	3
L	-2.61**	-2.87	-2.93	2
IR	-9.29**	-9.27**	-12.33**	0
Kriittiset t-arvot				
1 %	-2,60	-3,51	-4,04	
5 %	-1,95	-2,89	-3,45	

*Taulukko 3. Aikasarjojen muutokset. Laajennettujen ADF-testien t-arvot, viivepituudet ja kriittiset t-arvot. ** viittaa 1 %:n merkitsevyystasoon ja * 5 %:n merkitsevyystasoon.*

Hieman yllättäen Laina-BKT luvun stationaarisuus on riippuvainen mallin valinnasta. Nollahypoteesi hyväksytään 5 %:n merkitsevyystasolla jos malliin sisällytetään vakio tai trendi, ja hylätään jos vakio ja trendi jätetään pois. Kriittiset arvot ovat kuitenkin hyvin lähellä nollahypoteesin hylkäämistä myös kahdessa ensimmäisessä mallissa, ja koska visuaalinen tarkastelu tukee aikasarjan stationaarisuutta, puoltavat tulokset muutosten stationaarisuutta.

Aikasarjat P, Y, L ja IR ovat siis epästationaarisia ja niiden integraation aste on yksi. Täten aikasarjat täyttävät seuraavaksi vuorossa olevan yhteisintegraatioanalyysin edellytykset.

7.2.2 Pitkän aikavälin malli

Pitkän aikavälin malli, joka arvioi asuntojen reaalisia hintoja (P) suhteessa reaaliin tuloihin (Y), kotitalouksien velkaantumiseen (L) ja reaaliin korkoihin (IR), estimoitiin sekä Englen ja Grangerin että Johansenin menetelmää käyttäen. Mallin tulkinta on yksinkertainen. Sen avulla voidaan arvioida, millä tasolla asuntojen hintojen tulisi olla, kun markkinat ovat pitkän aikavälin tasapainossa. Vertaamalla arvioitua tasapainohintaa asuntojen todellisiin hintoihin, voidaan arvioida onko asuntomarkkinoilla kupla eli ovatko asuntojen hinnat yli- tai aliarvostettuja vai ovatko hinnat mahdollisesti pitkän aikavälin tasapainossaan.

Englen ja Grangerin menetelmällä pitkän aikavälin tasapainoksi saatiin:

$$(3) \quad P_t = 0,810 + 0,568Y_t + 0,250L_t - 0,077IR_t$$

$$(0,183) \quad (0,054) \quad (0,056) \quad (0,005)$$

Muuttujien keskivirheet on esitetty suluissa. Estimoitu malli vaikuttaa toimivan hyvin. Muuttujien vaikutussuhteet ovat odotusten mukaiset: tulojen ja lainakannan kasvu vaikuttavat asuntojen hintoihin positiivisesti ja korkojen kasvu negatiivisesti. Lisäksi kaikki kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä ja mallin mukautettu selitysaste (R^2) on korkea, 87 %. Estimoitu pitkän aikavälin malli on esitetty kokonaisuudessaan liitteessä A.

Yhteisintegroituveden tutkimiseksi tarkasteltiin estimoidun tasapainorelaation residuaaleja $\{\hat{\epsilon}_t\}$. Mallin pohjalta luodut residuaalit on esitetty liitteessä B. Residuaalien stationaarisuutta testattiin ADF-testin avulla ja kriittisinä arvoina käytettiin MacKinnonin (1991) luomia kriittisiä arvoja. ADF-testien t-arvot on esitetty taulukossa 4. Kaikki t-arvot ovat kriittisiä t-arvoja pienempiä, joten estimoidut residuaalit ovat epästationaarisia. Tämä tarkoittaa etteivät muuttajat ole yhteisintegroituineita. Englen ja Grangerin menetelmällä estimoitu pitkän aikavälin malli osoittautui siis näennäisregressioksi, eikä sen käyttäminen asuntojen hintojen yli- tai aliarvotusta tarkasteltaessa ole mielekäästä.

	Ei vakiota Ei trendiä	Vakio Ei trendiä	Vakio Trendi
Estimoidut residuaalit ($\hat{\epsilon}_t$)	-3,10	-3,09	-3,11
Merkitsevyystaso	1 %	5 %	10 %
Kriittiset t-arvot	-4,83	-4,21	-3,90

Taulukko 4. Englen ja Grangerin mallin pohjalta estimoitujen residuaalien ADF-testien t-arvot ja kriittiset t-arvot.

Johansenin yhteisintegraatiotestin tulokset on esitetty taulukossa 5. Testi suoritettiin mallille, jonka viivepituus on kaksi ja jonka yhteisintegroituvedusrelaatioon kuuluu vakio, mutta ei trendiä. Mallin viivepituuden valinnassa käytettiin VAR-mallien BIC-arvoja. Sekä jälki- että suurimman ominisarvon testin tulokset osoittavat, että muuttujien välillä on olemassa yksi yhteisintegraatioyhtälö. Johansenin yhteisintegraatiotestin tulokset on esitetty kokonaisuudessaan liitteessä C.

Hypoteesi	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
$\lambda_{\text{jälki}}(\mathbf{r})$	65,5*	18,5	3,8
$\lambda_{\text{max}}(\mathbf{r})$	47,1*	14,6	9,2

Taulukko 5. Johansenin testin tulokset. * viittaa nollahypoteesin hylkäämiseen 5 % merkitsevyystasolla.

Johansenin menetelmällä pitkän aikavälin tasapainoksi saatiin:

$$(4) P_t = 0,874 + 0,043Y_t + 0,710L_t$$

$$(0,458) \quad (0,130) \quad (0,141)$$

Muuttujien keskivirheet on esitetty suluissa. Estimoitu malli vaikuttaa toimivan hyvin. Muuttujien vaikutussuhteet ovat odotusten mukaiset: sekä tulojen että lainakannan kasvu vaikuttavat asuntojen hintoihin positiivisesti. Yhden prosenttiyksikön kasvu kotitalouksien velkaantumisessa tarkoittaa noin 0,7 prosenttiyksikön kasvua asuntojen hinnoissa. Tulojen vaikutus asuntojen hintoihin jää kuitenkin odotettua heikommaksi ja kertoimista vain L:n kerroin on tilastollisesti merkitsevä. Y:n kertoimen pienuus voi kuitenkin olla merkki siitä, että asuntojen hintojen muodostumisen kannalta tärkeämpää on odotettujen tulojen suuruus, mikä puolestaan näkyy L:n kertoimen suuruutena, kuten luvussa neljä oletettiin.

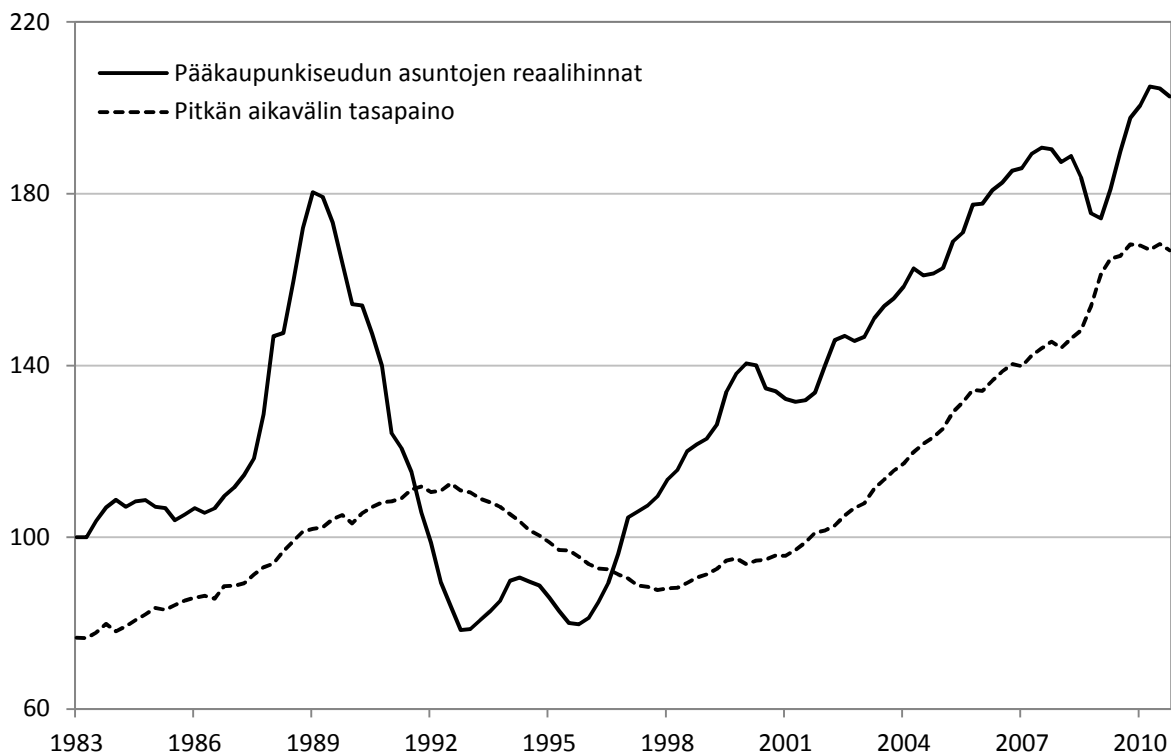
L:n kertoimen suuruus ja stationaarisen pitkän aikavälin tasapainon löytyminen osoittavat, että kotitalouksien velkaantumista kuvaava laina-BKT suhdeluku sisältää tärkeää tietoa asuntojen hintojen muodostumisesta tutkittaessa. Toisin sanoen, yhteisintegraatioanalyysin tulokset tukevat luvussa neljä esitettyä ajatusta, jonka mukaan kotitalouksien velkaantuminen heijastaa tärkeää tietoa asuntojen kysynnästä ja siten hintojen muodostumisesta. Vaikuttaakin siltä, että vaikka luvussa kolme esitetty teoreettinen asuntomarkkinoiden neljän kvadrantin –malli ei huomioi velkaantumisen vaikutusta, niin sen lisääminen empiiriseen tutkimukseen on hyödyllistä.

Huomaa, että korko (IR) on jätetty mallin ulkopuolelle, koska estimoitu tasapaino on stationaarinen myös ilman sitä. Pitkän aikavälin malli estimoitiin Johansenin menetelmällä myös koron kanssa, mutta malli ei toiminut yhtä hyvin kuin edellä esitetty. Estimoidussa mallissa koron vaikutus asuntojen hintoihin oli positiivinen, eikä sen kerroin ollut tilastollisesti merkitsevä. Koron lisääminen malliin aiheutti teorian vastaisia tuloksia myös tulojen vaikutuksesta asuntojen hintoihin, mikä mallin mukaan olisi ollut negatiivinen. Koron jättäminen mallin ulkopuolelle ei kuitenkaan ole suuri menetys, koska laina-BKT muuttujan voidaan olettaa

huomioivan myös korkotasossa tapahtuvat muutokset. Myös aiemmat tutkimukset ovat osoittaneet, ettei korko ole tilastollisesti merkitsevä tasapainoa estimoitaessa (ks. esim. Gerlach ja Peng 2005, Oikarinen 2007, Hofmann 2004).

Malli estimoitiin ilman korkoa myös Englen ja Grangerin menetelmällä. Mallin mukautettu selitysaste (R^2) laski yli 30 prosenttiyksikköä, ollen 53 %. Mukautettua selitysastetta lukuun ottamatta tulokset eivät muuttuneet yhtä merkittävästi kuin Johansenin menetelmässä. Muuttujien kertoimet pysyivät lähes samoina ja estimoidun tasapainorelaation residuaalit olivat yhä epästationaarisia.

Pääkaupunkiseudun asuntojen reaalihintojen ja Johansenin menetelmällä estimoitu pitkän aikavälin tasapaino on esitetty kuviossa 11. Kuviosta havaitaan, että asuntojen hinnat ovat olleet pitkän aikavälin tasapainon yläpuolella 1990-luvun alun lamavuosia lukuun ottamatta. Kuviosta nähdään selvästi 1980-luvun lopulla vallinnut asuntokupla, joka syntyi asuntomarkkinoiden ylikuumennettua rahoitusmarkkinoiden vapautuksen seurauksena. Tällöin vuonna 1989 koettu asuntojen hintahuippu oli lähes 80 % yli tasapainon. Tämän jälkeen asuntojen hinnat lähtivät dramaattiseen laskuun ja ainoastaan kolme vuotta hintapiikin jälkeen asuntojen hinnat olivat romahtaneet noin 30 % alle tasapainon.



Kuvio 11. Pääkaupunkiseudun asuntojen reaalihintojen ja Johansenin menetelmällä estimoidun pitkän aikavälin tasapainon kehitys vuosina 1983-2010.

Vuodesta 1995 lähtien asuntojen hinnat ovat jälleen nousseet merkittävästi, ja vuoden 2010 loppuun mennessä pääkaupunkiseudun asuntojen reaaliset hinnat ovat nousseet yli 150 %. Näiden viimeisten 15 vuoden aikana asuntojen koettu hintojen nousu on ollut tasapainotason indikoimaa hintakehitystä voimakkaampaa, minkä seurauksena asuntojen hinnat olivat vuoden 2010 lopulla noin 21 % pitkän aikavälin tasapainon yläpuolella. Pelot hintakuplan olemassaolosta vaikuttaisivat siis olevan aiheellisia.

On erittäin tärkeää huomata, ettei tämänhetkinen hintojen nousu ole kuitenkaan synnyttänyt yhtä vakavaa ylihinnittelua kuin vuoden 1980-luvun lopulla, vaikka reaalin hintataso on kivunnut selvästi vuoden 1989 hintapiikkiä korkeammalle. Tälle löytyy kaksi selkeää syytä. Ensinnäkin väkiluku ja tulot ovat kasvaneet merkittävästi pääkaupunkiseudulla. Lisäksi kotitalouksien budjettirajoitteita ovat löysentäneet lainojen pienemmät käsirahavaatimukset, pidemmät takaisinmaksuajat ja alhaisemmat asuntolainojen korot. Estimoidun mallin mukaan näistä jälkimmäisen merkitys hintojen nousulle on ollut avainasemassa.

Vuosien 1983-2010 aikana todelliset hinnat ovat poikenneet huomattavan paljon arvioidusta pitkän aikavälin tasapainosta. Yksi syy tämän kaltaiseen epävakauteen on asuntojen tarjonnan hidas sopeutuminen. Kun asuntojen kysyntä 1980-luvun lopulla voimistui, alkoi rakennusteollisuus tuottaa uusia asuntoja. Viive rakennuspäätöksen ja talon valmistumisen välillä aiheutti kuitenkin hintojen ylikuumenemisen lyhyellä aikavälillä. Kun sitten lopulta 1990-luvun alussa hintakupla puhkesi ja asuntojen hinnat lähtivät laskuun, asuntojen tarjonta jatkoi vielä kasvuaan vuosi tämän jälkeen. Täten asuntojen liikatarjonta vahvisti entisestään hintojen laskua. Tarjonnan hidas sopeutuminen on siis omiaan voimistamaan sekä asuntojen hintojen nousua että laskua.

Lopuksi on hyvä kiinnittää huomiota mallin ja sen tuottaman tuloksen tulkintaan. Vaikka hinnat vuoden 2010 lopulla olivat selvästi pitkän aikavälin tasapainon yläpuolella, ei se välttämättä tarkoita, että hintojen tulisi laskea, jotta pitkän aikavälin tasapaino saavutettaisiin. Tasapaino voidaan nimittäin saavuttaa myös tulojen ja lainakannan kasvulla, asuntojen hintojen pysyessä ennallaan. Asuntojen hinnat ovatkin 1980-luvun lopun romahdusta lukuun ottamatta olleet hyvin jäykkiä sopeutumaan alaspäin, mikä puoltaa edellä esitettyä ajatusta.

7.2.3 Lyhyen aikavälin dynamiikka

Edellä esitetyn pitkän aikavälin mallin muuttujien kertoimet ilmaisevat, mitä tapahtuu asuntojen hinnoille pitkällä aikavälillä, jos jokin selittävästä muuttujista muuttuu yhdellä yksiköllä ja muut tekijät pysyvät ennallaan. Pitkän aikavälin muutokset eivätkä kuitenkaan selity yksistään näiden kertoimien avulla, koska selittävien muuttujien voidaan olettaa olevan riippuvaisia myös toisistaan. Tämän osion tavoitteena on tutkia muuttujien keskinäisiä riippuvuussuhteita ja asuntojen hintojen lyhyen aikavälin dynamiikkaa vektorivirheenkorjausmallin avulla.

Estimoitu vektorivirheenkorjausmalli on esitetty yhtälössä 5. Sopeutumisenopeutta kuvaavien virheenkorjaustermien (α) ja viivästettyjen muutosten kertoimet (γ_i) sekä mallien mukautetut selitysasteet on esitetty taulukossa 6.

$$(5) \Delta X_t = \alpha' e_{t-1} + \gamma_0 + \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \gamma_2 \Delta X_{t-2},$$

jossa X_t on kolmiulotteinen vektori sisältäen muuttujat P_t , Y_t ja L_t , ja $e_{t-1} = P_{t-1} - 0,874 - 0,043Y_{t-1} - 0,710L_{t-1}$ ovat yhtälöstä (4) estimoidut viivästetyt virheenkorjaustermit eli edellisen periodin poikkeamat pitkän aikavälin tasapainosta.

	ΔP_t		ΔY_t		ΔL_t	
e_{t-1}	-0,037**	(0,017)	0,052**	(0,014)	0,044**	(0,009)
ΔP_{t-1}	0,622**	(0,096)	0,074	(0,078)	0,011	(0,054)
ΔP_{t-2}	0,157	(0,101)	-0,070	(0,083)	-0,098*	(0,057)
ΔY_{t-1}	-0,026	(0,121)	-0,176*	(0,099)	-0,220**	(0,068)
ΔY_{t-2}	0,150	(0,128)	-0,076	(0,104)	0,072	(0,072)
ΔL_{t-1}	0,235	(0,171)	-0,126	(0,139)	0,226**	(0,096)
ΔL_{t-2}	0,215	(0,157)	-0,073	(0,128)	0,090	(0,088)
Mukautettu R^2	0,476		0,012		0,404	

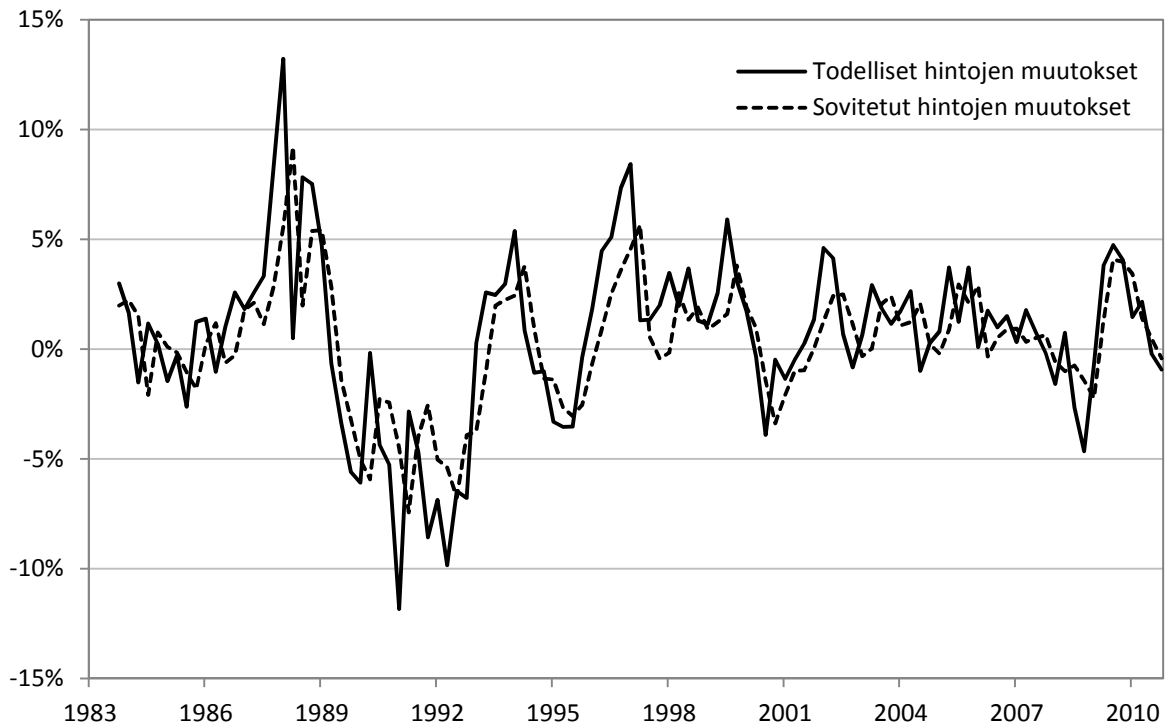
Taulukko 6. Estimoidun vektorivirheenkorjausmallin kertoimet ja mukautetut selitysasteet (R^2). Keskivirheet suluissa. ** viittaa 5 %:n merkitsevyystasoon ja * 10 %:n merkitsevyystasoon.

Kaikki sopeutumisenopeutta kuvaavat kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä 5 %:n merkitsevyystasolla. Asuntojen hintojen sopeutumisenopeutta kuvaava alpha on -0,037 mikä tarkoittaa, että asuntojen hinnat sopeutuvat kohti pitkän aikavälin tasapainoa noin 3,7 % neljännesvuodessa, mikä vastaa noin 14 % vuodessa. Asuntojen hintojen sopeutuminen tapahtuu siis

hitaasti ja kestää useita vuosia. Tulokset ovat hyvin linjassa aiempien tutkimusten kanssa (ks. esim. Holly ja Jones 1997, Harter-Dreiman 2004, Takala ja Pere 1991, Oikarinen 2007).

Tulokset osoittavat, että myös laina-BKT suhdeluku sopeutuu hitaasti kohti pitkän aikavälin tasapainoa. Estimoitu sopeutumisenopeus on noin 4,4 % neljännesvuodessa eli noin 16 % vuodessa. Tulos on linjassa aiempien tutkimusten kanssa, jotka ovat osoittaneet, että asuntojen hintojen ja pankkien lainanannon välillä on olemassa kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde (ks. esim. Oikarinen 2009a, Goodhart ja Hofmann 2007).

Pääkaupunkiseudun asuntojen hintojen todelliset muutokset ja estimoidun virheenkorjausmallin perusteella lasketut sovitetut muutokset on esitetty kuviossa 12. Virheenkorjausmalli tuntuu toimivan hyvin asuntojen hintojen muutoksia tarkasteltaessa – viivästetyt muuttujat yhdessä virheenkorjaustermin kanssa selittävät lähes 50 % neljännesvuosittaisesta vaihtelusta.



Kuvio 12. Asuntojen hintojen todelliset muutokset ja estimoidun virheenkorjausmallin perusteella lasketut sovitetut hintojen muutokset.

8 JOHTOPÄÄTÖKSET

Asuntojen hinnat ovat heilahdelleet dramaattisesti viime vuosien aikana eri puolilla maailmaa. Myös Suomessa asuntojen hintojen kehitys on ollut epävakaista kautta historian. Tämänhetkinen asuntomarkkinoiden kuumentuminen on saanut suomalaiset varpailleen, ja on herännyt kysymys, onko pääkaupunkiseudulla asuntokupla. Tämä kysymys on tärkeä, sillä muutokset pääkaupunkiseudun asuntojen hinnoissa vaikuttavat laajasti koko Suomen makrotalouteen.

Huolenaihe ei ole täysin vailla perusteita, sillä pääkaupunkiseudun asuntojen reaaliset hinnat ovat nousseet yli 150 prosenttia vuoden 1995 lopulta vuoden 2010 lopulle. Asuntojen reaali-hintataso onkin nyt korkeammalla kuin se oli 1980-luvun lopulla ennen kuplan puhkeamista. Tämä ei kuitenkaan itsessään tarkoita, että pääkaupunkiseudun asunnot olisivat yliarvostettuja, vaan hintoja analysoitaessa on huomioitava myös talouden muut fundamentit.

Tutkielmassa käytetyt menetelmät pohjautuivat aikasarjojen analyysiin. Pääkaupunkiseudun asuntojen hintoja tarkasteltiin kahden yksinkertaisen suhdeluvun ja ekonometrisen analyysin avulla. Tulokset ovat joiltakin osin ristiriitaiset, mutta osoittavat pelot asuntokuplan olemassaolosta aiheellisiksi. Toinen suhdeluvuista, hinta-tulot, viittaa asuntojen selvään yliarvostukseen, kun taas hinta-vuokra suhdeluvun mukaan asuntojen hinnat ovat vain hieman yli tasapainon. Ristiriitaiset tulokset saattavat johtua 1990-luvun taitteessa tapahtuneista instituutio-naalisista muutoksista. Rajaamalla pois muutosvuosien havainnot, molemmat suhdeluvut viittaavat asuntojen hintojen merkittävään yliarvostukseen vuoden 2010 lopulla.

Yksinkertaiset suhdeluvut jättävät kuitenkin huomioimatta useita asuntojen hintoihin vaikuttavia tekijöitä. Tämän vuoksi pääkaupunkiseudun asuntojen hintoja arvioitiin myös ekonometrisen mallin avulla, jossa pitkän aikavälin tasapaino muodostettiin asuntojen reaalisten hintojen, käytettävissä olevien tulojen, kotitalouksien velkaantumisen ja lainakorkojen välille. Myös ekonometrinen malli osoittaa, että pääkaupunkiseudun asunnot olivat vuoden 2010 lopulla selvästi yliarvostettuja – hinnat olivat noin 21 prosenttia pitkän aikavälin tasapainon yläpuolella.

Asuntojen hintojen kehitys on siis ollut nopeampaa kuin talouden fundamentit antaisivat ymmärtää. Tämä viittaa asuntokuplan olemassaoloon. Asuntomarkkinoiden tilanne ei kuitenkaan ole yhtä hälyttävä kuin 1980-luvun lopulla, joten asuntojen hintojen nopeaa nousua voidaan osittain selittää kotitalouksien käytettävissä olevien tulojen kasvulla ja lainaehtojen löysentymisellä.

On tärkeä ymmärtää, ettei kuplan olemassaolo tarkoita, että hintojen on laskettava tulevien vuosien aikana. Muun muassa positiivinen shokki talouden fundamenteissa tai psykologisissa tekijöissä saattaa johtaa tasapainon saavuttamiseen asuntojen hintojen pysyessä ennallaan. Asuntojen hinnat ovatkin historiassa olleet hyvin jäykkiä sopeutumaan alaspäin, mikä puoltaa edellä esitettyä näkemystä.

Toisaalta 1990-luvulla koettu lama ja sittemmin vuosina 2008-2009 koettu maailmanlaajuinen rahoituskriisi ovat osoittaneet, että asuntojen hinnat voivat reagoida merkittävästi alaspäin epäsuotuisan shokin tapahtuessa. Yksi tällainen riskitekijä on kotitalouksien liiallinen velkaantuminen. Koska kotitalouksien lainanoton ja asuntojen hintojen välillä on havaittu kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde, saattavat ne synnyttää toinen toistaan vahvistavia suhdanteita. Tällainen ”noidankehä” olisi omiaan tehostamaan asuntojen hintojen kasvua keinotekoisesti.

Asuntojen hintakehityksen vakauden turvaamiseksi olisi jatkossa suotavaa tutkia erilaisia keinoja, joiden avulla vältyttäisiin historian kaltaisilta kuplilta ja romahduksilta. Esimerkiksi Goodhart ja Hofmann (2007) ehdottavat, että lainan saatavuutta voitaisiin ohjailta niin, että asuntolainan saatavuus vaikeutuisi asuntojen hintojen noustessa, ja vastaavasti helpottuisi asuntojen hintojen laskiessa. Näin pystyttäisiin vähentämään asunto- ja lainamarkkinoiden keskinäistä vuorovaikutusta ja täten heikentämään suhdanteita sekä asuntomarkkinoilla että koko taloudessa. Myös rahapolitiikkaa on ehdotettu yhdeksi asuntomarkkinoiden ohjauskeinoksi (ks. esim. Cecchetti 2000, 2002, Borio ja Lowe 2002). Sen käyttöä on kuitenkin kritisoitu, koska vaikutukset bruttokansantuotteeseen ja työllisyyteen saattavat olla vakavammat (Dokko ym. 2011).

Mielestäni tällä hetkellä on erittäin, ellei liiankin, haastavaa arvioida asuntojen hintojen lähivuosien kehitystä maailmalla vallitsevan taloudellisen epävarmuuden takia. Uskallan kuitenkin ennustaa, että pääkaupunkiseudun asuntojen hinnat tulevat nousemaan, kun niitä tarkastellaan riittävän pitkällä aikavälillä. Tämä johtuu pääosin rakennusmahdollisuuksien rajallisuudesta sekä siitä, että pääkaupunkiseudun asukasmäärä ja kotitalouksien tulot tulevat oletettavasti kasvamaan myös tulevaisuudessa.

Siihen, miten voimakasta hintojen nousu tulee olemaan, vaikuttaa oleellisesti kotitalouksien lainanottomahdollisuuksien kehittyminen. Kotitalouksien velkaantuminen on puhuttanut jo useita vuosia, ja viime aikoina esimerkiksi Finanssivalvonta on puuttunut pankkien lainanan-

toon antamalla suosituksia liittyen muun muassa käsirahan suuruuteen ja laina-ajan pituuteen. Vaikka nämä suositukset ovat toistaiseksi jääneet rahoitussektorin kiristyneen kilpailun varjoon, ovat ne mielestäni askel oikeaan suuntaan asuntojen hintakehityksen vakauden turvaamiseksi tulevaisuudessa.

LÄHTEET

Benjamin, John D.; Chinloy, Peter ja Jud, G. Donald 2004. Why Do Households Concentrate Their Wealth in Housing? *Journal of Real Estate Research* 26 (4), 329-343.

BIS 2000. *Annual report 71st*. Bank for International Settlements, Basel, 2001.

Black, Angela; Fraser, Patricia ja Hoesli, Martin 2006. House Prices, Fundamentals and Bubbles. *Journal of Business Finance & Accounting* 33 (9-10), 1535–1555.

Borio, Claudio ja Lowe, Philip 2002. *Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus*. Bank for International Settlements. Working Paper No. 114.

Campbell, John Y. ja Cocco, Joao F. 2004. *How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data*. Harvard Institute of Economic Research. Discussion Paper 2045.

Campbell, John Y. ja Shiller, Robert J. 1988. Interpreting Cointegrated Models. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (2-3), 505-522.

Case, Karl E. ja Shiller, Robert J. 1989. The Efficiency of the Market for Single-Family Homes. *American Economic Review* 79 (1), 125-137.

Case, Karl E. ja Shiller, Robert J. 1990. Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market. *AREUEA Journal* 18 (3), 253-273.

Case, Karl E.; Quigley, John M. ja Shiller, Robert J. 2001. *Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market*. National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 8606.

Cecchetti, Stephen G.; Genberg, Hans; Lipsky, John ja Wadhvani, Sushil 2000. *Asset prices and central bank policy*. The Geneva Reports on the World Economy No. 2.

Cecchetti, Stephen G.; Genberg, Hans ja Wadhvani, Sushil 2002. *Asset prices in a flexible inflation targeting framework*. National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 8970.

Collins, Charles ja Senhadji, Abdelhak 2002. *Lending booms, real estate bubbles, and the Asian crisis*. IMF Working Paper No. 02/20.

Diaz-Serrano, Luis 2005. On the negative relationship between labor income uncertainty and homeownership: Risk-aversion vs. credit constraints. *Journal of Housing Economics* 14 (2), 109-126.

Dickey, David ja Fuller, Wayne A. 1979. Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.

DiPasquale, Denise ja Wheaton, William C. 1992. The Markets for Real Estate Assets and Space: A Conceptual Framework. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 20 (1), 181-197.

DiPasquale, Denise ja Wheaton, William C. 1994. Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices. *Journal of Urban Economics* 35, 1-27.

DiPasquale, Denise ja Wheaton, William C. 1996. *Urban Economics and Real Estate Markets*. Prentice Hall: Englewood Cliffs, NJ.

Dokko, Jane; Doyle, Brian M.; Kiley, Michael T.; Kun, Jinill; Sherlund, Shane; Sim, Jae ja Van Den Hewel, Skander 2011. *Monetary policy and the global housing bubble*. *Economic Policy*, 233-283.

Enders, Walter 2010. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons.

Engle, Robert F. ja Granger, Clive 1987. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55, 251-276.

Gerlach, Stefan ja Peng, Wensheng 2005. Bank lending and property prices in Hong Kong. *Journal of Banking and Finance* 29 (2), 461-481.

Girouard, Nathalie; Kennedy, Mike ja van den Noord, Paul ja André Christophe 2006. *Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals*. OECD, Economic Department Working Paper No. 475.

Girouard, Nathalie; Kennedy, Mike ja Andre Christophe 2007. Has the Rise in Debt Made Households More Vulnerable? *Housing finance international* 21 (5), 21-40.

Gonzalo, J. ja Lee, Tae-Hwy 2000. On the Robustness of Cointegration Tests when Series are Fractionally Integrated. *Journal of Applied Statistics* 27 (7), 821-827.

Goodhart, Charles ja Hofmann, Boris 2007. *House Prices and the Macroeconomy: Implications for Banking and Price Stability*. Oxford University Press: Oxford.

Granger, Clive 1986. Developments in the study of cointegrated variables. *Oxford Bulletin of Economics* 20 (2), 177-194.

Granger, Clive ja Newbold, Paul 1974. Spurious Regression in Econometrics. *Journal of Econometrics* 2, 111-120.

Hahn, F. 1966. Equilibrium Dynamics with Heterogeneous Capital Goods. *Quarterly Journal of Economics* 80, 633-646.

Harter-Dreiman, Michelle 2004. Drawing inferences about housing supply elasticity from house price responses to income shocks. *Journal of Urban Economics* 55 (2), 316-337.

Haurin, Donald R. 1991. Income variability, homeownership, and housing demand. *Journal of Housing Economics* 1, 60-74.

Hekman, John S. 1985. Rental price adjustment and investment in the office market. *AREUEA Journal* 13 (1), 31-47.

Herrala, Risto 2005. *The housing market and household indebtedness in Finland*. Bank of Finland Bulletin 2, 29-37.

Hofmann, Boris 2004. The Determinants of Bank Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter? *International Finance* 7 (2), 203-234.

Holly, Sean ja Jones, Natasha 1997. House prices since the 1940s: cointegration, demography and asymmetries. *Economic Modelling* 14 (4), 549-565.

Hort, Katinka 1998. The Determinants of Urban House Price Fluctuations in Sweden 1968-1994. *Journal of Housing Economics* 7 (2), 93-120.

Iacoviello, Matteo 2004. Consumption, housing prices, and collateral constraints: a structural econometric analysis. *Journal of Housing Economics* 13, 304-320.

IMF 2000. *World Economic Outlook, May 2000*. IMF: Washington D.C.

Johansen, Soren 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.

Johansen, Soren ja Juselius, Katerina 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.

Koskela, Erkki; Loikkanen, Heikki A. ja Virén, Matti 1992. House prices, household savings and financial market liberalization in Finland. *European Economic Review* 36 (2-3), 549-558.

Kuismanen, Mika; Laakso, Seppo ja Loikkanen, Heikki A. 1999. *Demographic Factors and the Demand for Housing in the Helsinki Metropolitan Area*. Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, työpapereita nro 191.

Laakso, Seppo 2000. *Regional Housing Market in Boom and Bust: the Experience of Finland*. Pellervo Economic Research Institute Reports No. 169.

Laakso, Seppo ja Loikkanen, Heikki A. 2004. *Kaupunkitalous*. Gaudeamus, Helsinki.

Lamont, Owen ja Stein, Jeremy C. (1999). Leverage and house-price dynamics in U.S. cities. *RAND Journal of Economics* 30 (3), 498-514.

Leung, Charles 2004. Macroeconomics and housing: a review of the literature. *Journal of Housing Economics* 18, 63-75.

Liang, Qi ja Cao, Hua 2007. Property prices and bank lending in China. *Journal of Asian Economics* 18, 63-75.

MacKinnon, J. G. 1991. *Long-Run Economic Relationships: Reading in Cointegration*. Oxford University Press: New York.

Maddala, G. S. ja Kim, In-Moo 1998. *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press: Cambridge.

Mankiw, N. Gregory ja Weil, David N. 1989. The baby boom, the baby bust, and the housing market. *Regional and Urban Economics* 19 (2), 235-258.

Mattinen, Olli ja Bedretdin, Tülin 2008. *Kotitalousluottokysely 2008: Osalla kotitalouksista huolestuttavan korkea velkarasitus*. Rahoitustarkastus. Kysely-yhteenveto 27.11.2008.

McGough, Tony; Tsolacos, Sotiris ja Olkkonen, Olli 2000. The predictability of office property returns in Helsinki. *Journal of Property Investment ja Finance*, 18 (6), 565-585.

Meese, Richard ja Wallace, Nancy 2003. House Price Dynamics and Market Fundamentals: The Parisian Housing Market. *Urban Studies* 40 (5-6), 1027-1045.

Mäki-Fränki, Petri; Lahtinen; Pakarinen, Sami ja Esala, 2011. *Alueellisten asuntomarkkinoiden kehitys vuoteen 2013*. Pellervon taloudellisen tutkimuslaitoksen työpapereita nro 131.

Oikarinen, Elias 2007. *Studies on housing price dynamics*. Doctoral Theses. Turku School of Economics. Series A-9:2007.

Oikarinen, Elias 2009a. Interaction between housing prices and household borrowing: the Finnish case. *Journal of Banking and Finance* 33 (4), 747-756.

Oikarinen, Elias 2009b. Household borrowing and metropolitan housing price dynamics – Empirical evidence from Helsinki. *Journal of Housing Economics* 18, 126-139.

Ortalo-Magné, Francois ja Rady, Sven 2006. Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints. *The Review of Economic Studies* 73, 459-485.

Samuelson, Paul A. 1967. Indeterminacy of Development in a Heterogeneous Capital Model with Constant Saving Propensity. *Essays on the Theory of Optimal Economic Growth*. Cam-

bridge: M.I.T. Press.

Stein, JC. 1995. Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-payment Effects. *Quarterly Journal of Economics* 110, 379-406.

Stiglitz, Joseph E. 1990. Symposium on Bubbles. *The Journal of Economic Perspectives* 4 (2), 13-18.

Sörensen, Peter B. ja Whitta-Jacobsen, Hans J. 2005. *Introducing Advanced Macroeconomics: Growth and Business Cycles*. McGraw-Hill: Berkshire.

Suomen Pankki. Tilastot - Rahalaitosten tase ja korot. Verkkosivusto osoitteessa http://www.suomenpankki.fi/fi/tilastot/tase_ja_korko/Pages/index_2011_03_31.aspx. Luettu 11.4.2011.

Takala, Kari ja Pere, Pekka 1991. Testing the Cointegration of House and Stock Prices in Finland. *Finnish Economic Papers* 4 (1), 33-51.

Taylor, John. B. 2007. *Housing and monetary policy*. National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 13682.

Taylor, John. B. 2009. *The financial crisis and the policy responses: an empirical analysis of what went wrong*. National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 14631.

Tilastokeskus a. Kansantalous – Neljännesvuositilinpito. Verkkosivusto osoitteessa <http://www.tilastokeskus.fi/til/ntp/index.html>. Luettu 7.2.2011.

Tilastokeskus b. Tulot ja kulutus – Velkaantumistilasto. Verkkosivusto osoitteessa <http://www.tilastokeskus.fi/til/velk/index.html>. Luettu 20.2.2011.

Tilastokeskus c. Asuminen – Asunnot ja asuinolot. Verkkosivusto osoitteessa <http://www.tilastokeskus.fi/til/asas/index.html>, Luettu 15.3.2011.

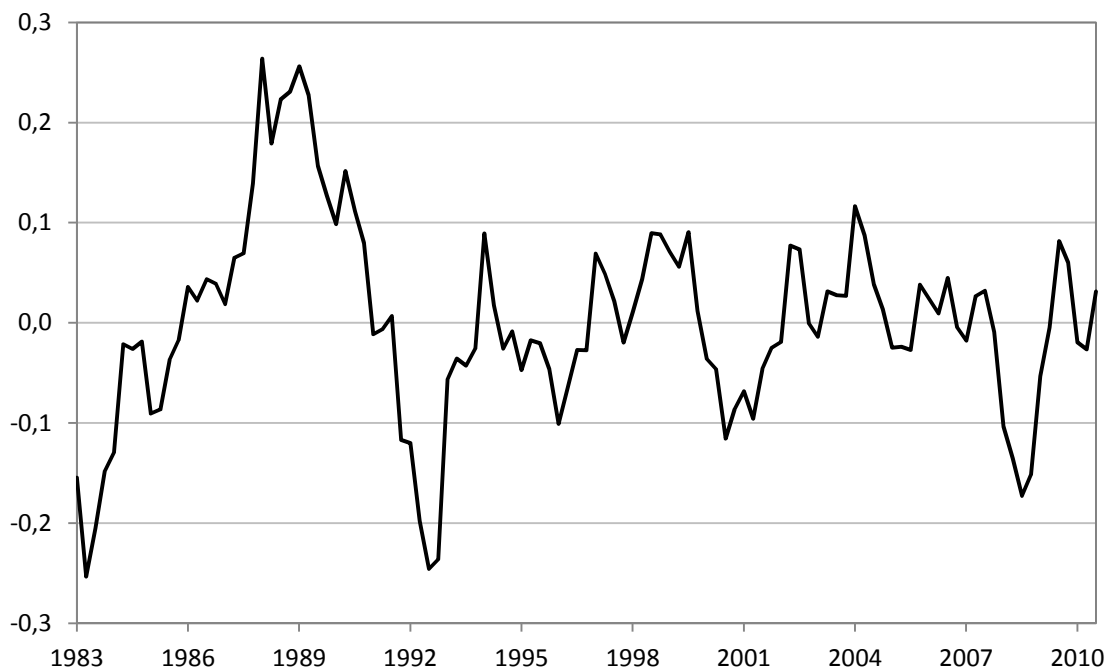
Tilastokeskus d. Rahoitus ja vakuutus – Luottokanta. Verkkosivusto osoitteessa <http://www.tilastokeskus.fi/til/lkan/index.html>. Luettu 7.4.2011.

LIITTEET

Liite A. Englen ja Grangerin menetelmällä estimoitu pitkän aikavälin malli.

Dependent Variable: P				
Method: Least Squares				
Date: 03/30/11 Time: 13:25				
Sample: 1983Q1 2010Q4				
Included observations: 112				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,8101	0,1826	4,4372	0,0000
Y	0,5679	0,0544	10,4473	0,0000
L	0,2496	0,0565	4,4214	0,0000
IR	-0,0770	0,0046	-16,7444	0,0000
R-squared	0,8730	Mean dependent var	4,8631	
Adjusted R-squared	0,8694	S.D. dependent var	0,2779	
S.E. of regression	0,1004	Akaike info criterion	-1,7244	
Sum squared resid	1,0885	Schwarz criterion	-1,6273	
Log likelihood	100,5663	Hannan-Quinn criter.	-1,6850	
F-statistic	247,4151	Durbin-Watson stat	0,2864	
Prob(F-statistic)	0			

Liite B. Englen ja Grangerin menetelmällä estimoidun pitkän aikavälin mallin residuaalit.



Liite C. Johansenin yhteisintegraatiotestin tulokset.

Sample (adjusted): 1983Q4 2010Q4
 Included observations: 109 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: P Y L
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	Statistic	Critical Value	Prob.**
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,350804	65,54294	35,19275	0
At most 1	0,125489	18,45263	20,26184	0,087
At most 2	0,034587	3,836726	9,164546	0,437

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	Statistic	Critical Value	Prob.**
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,350804	47,09031	22,29962	0
At most 1	0,125489	14,6159	15,8921	0,0784
At most 2	0,034587	3,836726	9,164546	0,437

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 809,0101
 Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

P	Y	L	C
1	-0,042703	-0,709661	-0,873699
	-0,12965	-0,14089	-0,45796
	0,329371384	5,036986301	1,907806359

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(P)	-0,036697
	-0,01675
D(Y)	0,052184
	-0,01364
D(L)	0,044225
	-0,00941