

<input type="checkbox"/>	Kandidaatintutkielma
<input checked="" type="checkbox"/>	Pro gradu -tutkielma
<input type="checkbox"/>	Lisensiaatintutkielma
<input type="checkbox"/>	Väitöskirja

Oppiaine	Taloustiede	Päivämäärä	1.4.2020
Tekijä(t)	Joel Järvinen	Matrikkelinumero	
		Sivumäärä	56+liitteet
Otsikko	Asuntojen hintamuutoksien leviäminen keskukselta ympäryskuntiin.		
Ohjaaja(t)	Prof. Jouko Vilmunen		

**Tiivistelmä**

Aikaisempien empiiristen tutkimusten perusteella on todettu vahvoja keskinäisiä suhteita alueellisten asuntomarkkinoiden välillä. Usein ajatellaan, että asuntojen hintojen muutokset talouden keskuksissa johtavat viiveellä myös asuntojen hintojen muutoksiin sitä ympäröivillä alueilla. Syitä tämän kaltaiselle hintojen leviämiselle ovat muun muassa alueiden rakenteelliset erot, alueiden keskinäinen taloudellinen riippuvuus sekä informatiiviset tekijät. Tässä tutkielmassa tutkitaan asuntojen hintamuutosten leviämistä Helsingin seudulla. Tutkimme sitä, leviävätkö hinnat pääkaupunkiseudulta ympäryskuntiin viiveellä. Lisäksi selvitämme, mikä on Helsingin rooli mahdollisten hintamuutosten ajajana. Tarkastelemme alueiden välistä lyhyen aikavälin dynamiikkaa sekä mahdollisia pidemmän aikavälin tasapainosuhteita alueiden välillä. Tulokset osoittavat, että asuntojen hinnat leviävät pääkaupunkiseudulta ympäryskuntiin viiveellä. Helsingin asuntojen hintojen muutokset eivät kuitenkaan yksin riitä selittämään hintamuutoksia ympäryskunnissa: tähän vaaditaan koko pääkaupunkiseudun vaikutus. Pääkaupunkiseudulla ja ympäryskunnilla on pitkän aikavälin tasapainosuhte, kuten myös Helsingillä ja ympäryskunnilla. Pääkaupunkiseudun sisällä Helsingillä on pelkästään lyhyen aikavälin kahdensuuntaisia kausaalisuhteita.

Avainsanat	Hintadiffuusio, hintojen leviäminen, kausaalisuhde, yhteisintegraatio
Muita tietoja	-





**TURUN  
YLIOPISTO**  
Kauppakorkeakoulu

# **ASUNTOJEN HINTAMUUTOKSIEN LEVIÄMINEN KESKUKSESTA YMPÄRYSKUNTIIN**

**Tarkastelussa Helsingin seutu**

Taloustieteen  
pro gradu -tutkielma

Laatija(t):  
Joel Järvinen

Ohjaaja(t):  
Prof. Jouko Vilmunen

1.4.2020  
Turku

The originality of this thesis has been checked in accordance with the University of Turku quality assurance system using the Turnitin OriginalityCheck service.

## Sisällys

<b>1</b>	<b>JOHDANTO</b> .....	<b>7</b>
<b>2</b>	<b>ASUNTOJEN HINTOJEN LEVIÄMISEN DYNAMIIKKA</b> .....	<b>10</b>
	2.1 Meen (1999) ja heijastusvaikutus .....	10
	2.2 Informaatioon perustuvat tekijät .....	12
	2.3 Rakenteelliset erot ja taloudellinen keskinäinen riippuvuus .....	13
	2.4 Tartuntavaikutus.....	15
<b>3</b>	<b>AIKAISEMPI KIRJALLISUUS</b> .....	<b>17</b>
	3.1 Lyhyen aikavälin viivesuhteet.....	17
	3.2 Pitkän aikavälin tasapainosuhteet .....	18
<b>4</b>	<b>HINTAMUUTOSTEN LEVIÄMIÄMINEN HELSIGIN SEUDULLA: TESTAUS AIKASARJA-AINEISTOLLA</b> .....	<b>20</b>
	4.1 Aineiston keruu .....	20
	4.2 Muuttujien stationaarisuus .....	23
	4.3 Metodologia .....	25
	4.3.1 VAR-malli .....	26
	4.3.2 Johansenin testi ja yhteisintegroituneisuus .....	28
	4.3.3 VEC-malli .....	28
	4.3.4 Granger-kausalliteetti testi .....	30
<b>5</b>	<b>EMPIIRINEN ANALYYSI</b> .....	<b>32</b>
	5.1 Pääkaupunkiseudun ja ympäryskuntien keskinäinen riippuvuus .....	32
	5.1.1 Pääkaupunkiseutu ja ympäryskunnat endogeenisina muuttujina .....	33
	5.1.2 Pääkaupunkiseutu heikosti eksogeenisena muuttujana .....	34
	5.1.3 Helsingin Seudun VAR-malli.....	36
	5.2 Helsingin ja pääkaupunkiseudun alueiden keskinäinen riippuvuus .....	38
	5.2.1 Pääkaupunkiseudun VAR-mallit .....	39

<b>5.3 Helsingin ja ympäryskuntien keskinäinen riippuvuus.....</b>	<b>43</b>
5.3.1 Helsinki ja ympäryskunnat endogeenisina muuttujina .....	44
5.3.2 Helsinki heikosti eksogeenisena muuttujana.....	45
5.3.3 Helsingin ja ympäryskuntien VAR-malli.....	47
<b>6 JOHTOPÄÄTÖKSET .....</b>	<b>49</b>
<b>LÄHTEET .....</b>	<b>51</b>
<b>LIITTEET .....</b>	<b>57</b>
<b>Liite 1. Mallien stabiilisuutta kuvaavat taulukot .....</b>	<b>57</b>

## KUVIOT

Kuvio 1. Pääkaupunkiseudun, ympäryskuntien, Helsingin, Vantaan ja Espoo-Kauniaisen reaaliset asuntohintaindeksit.....	19
Kuvio 2. Vanhojen osakehuoneistojen hintakehitys Helsingin kalleusalueilla (Reaalinen hintaindeksi, 2010=100) .....	20
Kuvio 3. Helsingin kalleusalueet.....	21
Kuvio 4. Helsingin seudun VAR(2)-mallin impulssivasteet.....	35
Kuvio 5. Helsingin ja Espoo-Kauniaisen VAR(1)-mallin impulssivasteet.....	39
Kuvio 6. Helsingin ja Vantaan VAR(1)-mallin impulssivasteet .....	39
Kuvio 7. Helsingin ja ympäryskuntien VAR(2)-mallin impulssivasteet. ....	45

## TAULUKOT

Taulukko 1. Augmented Dickey-Fuller testin tulokset.....	22
Taulukko 2. Phillips-Perron testin tulokset .....	23
Taulukko 3. Johansenin testi pääkaupunkiseudulle ja ympäryskunnille .....	32
Taulukko 4. Yhteenvedo VEC(2)-mallista, jossa pääkaupunkiseutu ja ympäryskunnat ovat endogeenisiä muuttujia.....	33

Taulukko 5. Yhteenveto VEC(2)-mallista, jossa pääkaupunkiseutu on heikosti eksogeeninen muuttujia.....	34
Taulukko 6. Yhteenveto Helsingin seudun VAR(2)-mallista .....	36
Taulukko 7. Johansenin testi Helsingille ja Espoo-Kauniaiselle.....	38
Taulukko 8. Johansenin testi Helsingille ja Vantaalle .....	38
Taulukko 9. Yhteenveto Helsingin ja Espoo-Kauniaisen VAR(1)-mallista .....	39
Taulukko 10. Yhteenveto Helsingin ja Vantaan VAR(1)-mallista.....	40
Taulukko 11. Johansenin testi Helsingille ja ympäryskunnille .....	43
Taulukko 12. Yhteenveto VEC(2)-mallista, jossa Helsinki ja ympäryskunnat ovat endogeenisiä muuttujia .....	44
Taulukko 13. Yhteenveto VEC(2)-mallista, jossa Helsinki on heikosti eksogeeninen muuttuja .....	45
Taulukko 14. Yhteenveto Helsingin ja ympäryskuntien VAR(2)-mallista.....	46



# 1 JOHDANTO

Alueellisten asuntomarkkinoiden hintaliikkeet ovat tärkeitä koko yhteiskunnan kannalta. Ne vaikuttavat muun muassa kuluttajien rahan käyttöön, työmarkkinoihin sekä sijoittajan kannalta kiinteistöportfolion allokointiin. Oma asunto on yleensä tavallisen ihmisen elämän kallein hankinta ja arvokkain varallisuuserä hänen omassa sijoitusportfoliossaan. Huolimatta Yhdysvaltojen vuoden 2008 subprime-kriisistä, ovat asunnot edelleen erittäin suosittuja sijoituskohteita. Tämä johtuu siitä, että asuntosijoittaminen tuottaa suuremmat riskipreemiot kuin osakkeet ja velkakirjat. Riskiltään asuntosijoittaminen on jossain näiden kahden välillä. (Chiang & Tsai 2016.) Mikäli asuntojen hintojen kohoamista tietyllä alueella pystytään ennakoimaan, voidaan siitä saatavaa informaatiota käyttää hyödyksi: rakennuttaja voi näin optimoida parhaan ajan uuden asunnon valmistumisajankohdaksi tai ostaja voi valita parhaan ajankohdan jälkimarkkinoilla olevan asunnon ostamiseen. Se, miten asuntojen hinnat liikkuvat eri alueiden välillä, antaa suuntaa asuntomarkkinoiden toiminnasta. Hintojen leviämistä on tutkittu sekä maantieteellisten alueiden välillä että metropolialueiden välillä. Suurin osa aikaisemmasta kirjallisuudesta ja tutkimuksista keskittyy Iso-Britannian ja Yhdysvaltojen asuntomarkkinoille. Iso-Britanniassa on tutkittu enemmän alueellisia asuntomarkkinoita ja Yhdysvalloissa metropolialueiden asuntomarkkinoita.

Usein oletetaan asuntojen hintojen leviävän alueellisilla asuntomarkkinoilla taloudellisista keskuksista sitä ympäröiville alueille. Alueellisilla asuntomarkkinoilla tarkoitetaan nimenomaan maantieteellisiä alueita. Tämän kaltaiselle ajattelulle on aikaisemmissa empiirisissä tutkimuksissa saatu myös tukea, esimerkiksi Meen (1996) ja Berg (2002). Yleensä ajatellaan, että taloudellisen keskuksen johtava rooli asuntojen hintojen leviämisessä johtuu siitä oletuksesta, että suhdannevaihtelut ilmenevät aina ensimmäisenä talouden keskuksissa ja reuna-alueilla vasta myöhemmin. Syitä on myös monia muita, ja ne ovat moninaisia. Esimerkiksi informaation perustuvat tekijät saattavat vahvistaa taloudellisen keskuksen johtavaa asemaa tai jopa synnyttää sen kokonaan. Metropolialueen sisällä on kuitenkin vaikea suoraan todeta, aiheuttaako keskusta hintamuutoksia lähialueilla vai onko kausaalisuhteita toisinpäin. Kausaalisuhteiden selvittämiseksi tarvitaan empiiristä analyysiä, jossa tutkitaan alueiden välisiä viivesuhteita.

Suomessa asuntojen hintakehitys on ollut kirjavaa ja vaihdellut suuresti sen lähihistoriassa. Pitkällä aikavälillä hinnat ovat nousseet sekä nimellisesti että reaalisesti. Suomessa asuntojen hinnat kohosivat reilusti 1980-luvulla. Ennen laman alkua, vuonna 1988,

asuntojen hinnat nousivat yli 40% edelliseen vuoteen verrattuna. (Tilastokeskus 2018.) 1990-luvun alun lama romahdutti asuntojen hinnat, aiheuttaen yksityisensektorin konkurssseja. Tämä puolestaan syvensi lamaa entisestään. Laman jälkeen asuntojen hinnat jatkoivat nousuaan aina vuoden 2008 finanssikriisin puhkeamiseen saakka. Alueellisten asuntomarkkinoiden hintakehitys on kuitenkin lähtenyt eriytymään jo 1990-luvun puolivälin jälkeen, joka on nähtävissä etenkin pääkaupunkiseudulla. Tämä eriytyminen johtuu kasvaneesta muuttoliikkeestä pääkaupunkiseudulle. (Oikarinen 2006). Eriytyminen on vahvistunut finanssikriisin jälkeen voimakkaasti. Vuoden 2015 alusta lähtien omistusasuntojen hinnat ovat nousseet vain muutamalla paikkakunnalla. Nimellishinnat ovat nousseet selvästi vain pääkaupunkiseudulla, Turussa ja Tampereella. (Yle 2019.) Etenkin vanhojen kerrostaloasuntojen reaali hinnat ovat kohonneet huimasti pääkaupunkiseudulla. Hintojen kasvu on ollut selvästi suurempaa pääkaupunkiseudulla verrattuna muuhun Suomeen (Kauppalehti 2019). Julkisuudessa on puhuttu Helsingin mahdollisesta asuntohintakuplasta ja pelätty sen leviävän muualle, aivan kuten kävi Tukholmassa sekä Osllossa. (Taloussanomat 2018.)

Tässä tutkielmassa tutkitaan nimenomaan viivesuhteita Helsingin Seudun asuntomarkkinoiden sisällä. Helsingin Seutu on kokonsa puolesta ainoa markkina-alue, jota voidaan kutsua metropolialueeksi Suomessa. Se koostuu pääkaupunkiseudusta ja sen ympäryskunnista. Pääkaupunkiseutuun kuuluvat Helsinki, Espoo, Vantaa ja Kauniainen. Ympäryskuntiin kuuluvat Hyvinkää, Järvenpää, Kerava, Kirkkonummi, Nurmijärvi, Sipoo, Tuusula, Vihti, Mäntsälä ja Pornainen. Helsingin seudulla asuu yhteensä noin 1,5 miljoonaa asukasta, joka on noin 27% koko Suomen asukasluvusta. Tämän tutkielman tarkoitus on selvittää, leviävätkö asuntojen hinnat pääkaupunkiseudulta ympäryskuntiin. Lisäksi paneudumme syvemmin Helsingin roolin johtavana taloudellisena keskuksena: Jos hinnat leviävät pääkaupunkiseudulta ympäryskuntiin, mikä on Helsingin vaikutus? Riittääkö hintamuutokset Helsingissä ajamaan hintamuutoksia myös ympäryskunnissa vai vaatiiko se koko pääkaupunkiseudun voiman?

Tutkielma rakentuu seuraavasti: Ensin tutkimme teoreettisen viitekehyksen pohjalta potentiaalisia syitä hintojen leviämisen viivesuhteille. Teoreettisen viitekehyksen jälkeen luomme pienen katsauksen aikaisempiin tutkimuksiin ja niissä käytettyihin menetelmiin. Tämän jälkeen suoritamme empiirisen analyysin, jossa tutkimme asuntojen hintojen leviämistä Helsingin Seudulla. Tämä toteutetaan käyttämällä vektori-autoregressiivisiä ja vektori-virheenkorjaus malleja. Havaintoaineistona on käytetty laatukorjattuja reaalisia asuntohintaindeksejä. Havaintoaineisto on vuosineljänneksellä, ja se sisältää havainnot

vuosien 2000 ja 2018 väliltä. Aloitamme tutkimalla pääkaupunkiseudun ja ympäryskuntien lyhyen aikavälin suhteita sekä mahdollisia pitkän aikavälin tasapainosuhteita. Tämän jälkeen siirrymme tutkimaan samoja suhteita Helsingin vaikutuksen näkökulmasta: miten Helsinki vaikuttaa Espooseen, Kauniaiseen, Vantaaseen sekä ympäryskuntiin? Lopuksi esitetään johtopäätökset ja yhteenveto.

## 2 ASUNTOJEN HINTOJEN LEVIÄMISEN DYNAMIIKKA

Asuntojen hinnat saattavat poiketa toisistaan alueittain huomattavasti. Eri alueellisten asuntomarkkinoiden asunnot voidaankin nähdä toisistaan erillisinä varallisuuskohteina. Siitä huolimatta asuntojen hintamuutokset mitä todennäköisemmin korreloivat alueellisten asuntomarkkinoiden välillä. Asuntomarkkinoille tyypillisiä piirteitä ovat suuret kaupankäyntikulut, keskitetyn informaation puute, kapeat markkinat ja pitkät viiveet hintojen informaation saatavuudessa. (Clapp ym. 1995; Oikarinen 2006.)

Gupta ja Miller (2012) omaksuivat ajattelun yhden hinnan laista, tutkiessaan mahdollisista maantieteellisistä yhteyksistä asuntojen hintojen välillä. Yhden hinnan laki (eng. Law of One Price) sanoo, että samanlaisilla tuotteilla tulisi olla sama hinta sijainnista riippumatta silloin, kun valuuttakurssit otetaan huomioon ja vaihdanta tapahtuu kitkattomilla sekä vapailla markkinoilla (Investopedia.com). Selvästikin asuntomarkkinat epäonnistuvat yhden hinnan lain oletuksissa, sillä asunnot eivät ole homogeenisiä ja niitä ei voida vapaasti liikutella paikasta toiseen. Ekonomistit tiedostavat tämän ongelman käyttämällä tutkimuksissa hedonistisia malleja, eli laatuvarioituja malleja. Laatuvarioitunut mallit ottavat huomioon asuntojen myyntiin vaikuttavia piirteitä, kuten huoneiden lukumäärä, asuntotyyppi ja niin edelleen. Tyypillisesti saman metropolialueen asunnot kilpailevat keskenään. (Gupta & Miller 2012.)

Edellä mainituista piirteistä johtuen asuntojen hintamuutoksissa voi esiintyä niin sanottuja viivesuhteita alueellisten asuntomarkkinoiden sisällä. On olemassa useita syitä, joiden perusteella voidaan olettaa juuri talouden keskuksen asuntojen hintamuutoksien johtavan ympärillä olevien alueiden hintamuutoksiin viiveellä. Seuraavaksi tarkastellaan näitä viivesuhteita selittäviä tekijöitä.

### 2.1 Meen (1999) ja heijastusvaikutus

Geoffrey Meen (1999) oli ensimmäisiä pioneereja, joka tutki heijastusvaikutuksia Iso-Britannian asuntomarkkinoilla. Heijastusvaikutuksesta (eng. Ripple effect) tai hintadifфуusiosta puhutaan silloin, kun jokin tapahtuma tai sokki tietyllä alueella saa aikaan jatkuvia ja leviäviä muutoksia toisella alueella. Meen käytti kotitalouksien käytöksen elinkaarimallia selittämään kotitalouksien päätöksentekoprosessia. Mallin avulla hän selittää, miten eri alueiden asuntomarkkinat vaikuttavat toisiinsa ja kuvasi miten asuntojen hinnat muuttuvat kahden eri alueen välillä talouden normaalioloissa. Meen huomasi, että pitkän

aikavälin konvergenssia esiintyi aina silloin, kun jokin merkittävä häiriötekijä vaikutti alueellisiin asuntomarkkinoihin. Meen esitti neljä mahdollista syytä heijastusvaikutuksille: muuttoliike, muutokset pääomassa ja omistuksessa, alueellinen arbitraasi sekä spatiaaliset eli talouden rakenteelliset tekijät.

Tarkastellaan aluksi ensimmäistä syytä eli muuttoliikettä. Ajatus siitä, että kotitaloudet käyttäisivät hyväkseen asuntojen hintojen alueellisia eroja, tuntuu rationaaliselta: jos hinnat ovat halvemmat tietyllä alueella, ihmiset muuttavat sinne. Mikäli elinolosuhteissa tapahtuu muutoksia, muuttavat asukkaat alueille, joissa heillä on varaa asua. Pitkällä aikavälillä asuntojen hinnat palautuvat pitkän aikavälin tasapainoonsa. (Meen 1999.)

Toinen syy on muutokset pääomassa ja asuntojen omistuksissa. Asuntojen edellisen periodin hinnat vaikuttavat nykyisiin asuntojen hintoihin sellaisille asunnon ostajille, jotka haluavat siirtyä halvemmasta asunnosta kalliimpaan, koska edellisen periodin hinnat toimivat lähtökohtana uuden asunnon hankinnalle (Stein 1995; Muellbauer & Murphy 1994). Asuntojen omistuksen vaihdokset nostavat asuntojen hintoja, joihin on jo vaikuttanut myös edellisen periodin hinnat. Mikäli tämän kaltaisen vahvan ostovoiman omaavat asunnon ostajat muuttavat muualle, he pakottavat asuntojen hintojen nousevan myös muilla alueilla. Sama efektin voi myös aiheutua ilman muuttoa asuntosijoittamisen kautta. (Meen 1999.)

Kolmas syy on alueellinen arbitraasi. Jos asuntomarkkinat olisivat täydellisesti tehokkaat, arbitraasi mahdollisuuksia esiintyisi vain tilapäisesti tietyillä periodeilla ja se poistaisi erot saatavista asuntotuotoista. Ääripään tapauksessa asuntojen hintoja tietyllä alueella ei pystyisi ennustamaan toisen alueen hinnoilla, jolloin erot saatavista tuotoista olisivat täysin satunnaisia. Asuntomarkkinoille on kuitenkin tyypillistä suuret etsintäkustannukset. Niiden läsnä ollessa asuntojen hinnat leviävät ajan myötä myös muille alueille. (Meen, 1999.)

Neljäs ja viimeinen syy on spatiaaliset tai talouden rakenteelliset tekijät. Näitä ovat muun muassa tarjontapuolen tekijät, esimerkiksi maan saatavuus ja rakennusaktiivisuus, sekä kysyntäpuolen tekijät, esimerkiksi korot, inflaatio, palkat, asuntolainakannat ja populaatio. Nämä alueelliset ja kansalliset tekijät vaikuttavat vahvasti asuntomarkkinoihin. Kaksi aluetta, jotka toimivat samojen taloudellisten ehtojen alla, vaikuttavat toistensa hintoihin. Lisäksi sokki alueellisille asuntomarkkinoille leviää myös lähialueille. (Meen 1999; Pollakowski & Ray 1997.) Gusdorf ja Hallegatte (2007) sekä Hui ym. (2012) määrittelivät samanlaisia tekijöitä, jotka vaikuttavat asuntojen hintojen liikkeisiin

alueelta toiselle: käyttäytymiseen liittyvät tekijät ja makrotaloustieteelliset tekijät. Käyttäytymiseen liittyvät tekijät vaikuttavat paikalliseen asuntojen kysyntään, tarjontaan ja hintoihin. Näitä ovat muun muassa heikkenevä alueellinen ympäristö, taloudelliset tartuntataudit ja taloudellinen aktiivisuus. Makrotaloustieteelliset tekijät, kuten asuntolainat ja korrelaatiot asuntomarkkinoiden välillä puolestaan vaikuttavat asuntojen hintoihin sekä alueellisesti, että muihin taloudellisesti samankaltaisiin alueisiin.

Näistä neljästä syystä Meen (1999) päätteli seuraavaa: mikäli heijastusvaikutuksia esiintyy, asuntomarkkinat hajaantuvat lyhyellä aikavälillä ja yhtenevät pitkällä aikavälillä. Meenin elinkaarimalli jättää kuitenkin yhden asuntomarkkinoille erittäin tärkeän osan kokonaan pois tarkastelusta: asuntojen tarjontapuoli. Jos kysyntä kasvaa jollakin tietyllä alueella, se vie resursseja muilta alueilta, kuten työvoimaa. Tästä johtuen rakennuskustannukset molemmilla alueilla kasvavat. Ne nousevat ensin siellä, missä kysyntä on houkutellettu alueelle lisää rakennustyöntekijöitä. Tämän seurauksena toisen alueen työntarjonta laskee, joka johtaa palkkojen nousuun. Rakennuskustannuksien tasapainottuminen alueilla tasapainottaa myös asuntojen hintoja samoilla alueilla. (Gupta & Miller 2012.)

## 2.2 Informaatioon perustuvat tekijät

Informaatioon perustuvat tekijät aiheuttavat viivesuhteita keskuksien ja sitä ympäröivien alueiden välille (Clapp ym. 1995; Pollakowski & Ray 1997). Pollakowski ja Ray (1997) esittävät idean, jossa paikallisen markkinoiden vahvuudet (tai heikkoudet) edesauttavat positiivisia (tai negatiivisia) asenteita, jotka siirtyvät lopulta myös muille alamarkkinoille (eng. Positive-feedback hypothesis). Jos esimerkiksi uutta informaatiota on saatavilla jollain alueella, tämä informaatio siirtyy ensin viereisille alueille. Pollakowskin ja Rayn ajatuksen sovittaminen asuntomarkkinoille on perusteltua: mikäli asuntomarkkinoille iskee negatiivinen sokki, potentiaaliset asunnonostajat omaksuvat tämän tiedon ja punnitsevat asunnonomistamisen riskejä.

Grossman ja Stiglitz (1976) esittivät idean taloudesta, jossa on mukana valveutuneita ja ei-valveutuneita talouden toimijoita. Valveutuneella toimijalla on informaatiota, jota hän pystyy käyttämään omaksi hyödykseen. Ei-valveutuneella toimijalla taas ei ole tietotaitoa siitä, miten hän voisi käyttää informaatiota hyödykseen tai hänellä ei ole edes pääsyä kyseiseen informaatioon. Mitä enemmän taloudessa on valveutuneita toimijoita, sitä nopeammin hinnat reagoivat sokkiin.

Oikarinen (2006) soveltaa Grossmanin ja Stiglitzin ajatusta asuntojen hintoihin. Ajatellaan, että on olemassa uutta informaatiota, joka vaikuttaa positiivisesti työllisyyden ja tulojen tulevaisuuden odotuksiin. Tietoiset sijoittajat, jotka tietävät miten tämä uusi informaatio vaikuttaa asuntojen kysyntään tulevaisuudessa, ovat valmiita maksamaan ostamistaan asunnoista korkeamman hinnan. Samalla tietoiset myyjät nostavat asunnostaan pyytämänsä hintaa. Hintataso sopeutuisi uuteen informaatioon välittömästi, mikäli kaikki talouden toimijat olisivat tietoisia toimijoita. On kuitenkin perusteltua olettaa, että asuntomarkkinoilla on merkittävät määrä tiedostamattomia toimijoita. Heille sopeutuminen uusiin markkinaolosuhteisiin kestää pidempään. Mitä enemmän taloudessa on tiedostamattomia toimijoita, sitä pidempään hintojen sopeutuminen kestää. Suurin osa tietoisista toimijoista on ammattisijoittajia. Voidaan myös olettaa, että tietoisien ammattisijoittajien osuus on suurempi taloudellisissa keskuksissa. Näin ollen hinnat reagoivat taloudellisiin sokkeihin nopeammin keskuksissa kuin reuna-alueilla, ja aiheuttavat viivesuhteita alueiden välille.

Clapp ym. (1995) esittivät, että juurikin epäsymmetrinen informaatio synnyttää alueellisia viivesuhteita asuntomarkkinoilla. Lisäksi he löysivät yhteyden väestötiheydelle ja informaation leviämisen nopeudelle: mikäli tarkasteltavalla asuntomarkkina-alueella on skaalaetuja informaation tuotannossa, tapahtuu asuntojen hintojen leviäminen nopeammin. Koska talouden keskukset ovat tiheämmin asuttuja alueita kuin reuna-alueet, on perusteltua olettaa keskuksien hintamuutosten leviävän juuri reuna-alueille.

Viivesuhteiden esiintyminen alueellisilla asuntomarkkinoilla ei välttämättä tarkoita sitä, että asuntomarkkinat olisivat informatiivisesti epätehokkaat: tiedot makrotason sokeista tulevat yleiseen tietoon useita kuukausia sokin jälkeen. Lisäksi tilastot asuntojen hinnoista ja demografisista tekijöistä julkaistaan myös viiveellä. Näin taloudentoimijat eivät voi käyttää parasta mahdollista informaatiota arvioidakseen seuraavan periodin hintatasoa. Tästä syystä hinnat reagoivat viiveellä. (Oikarinen 2006.)

### **2.3 Rakenteelliset erot ja taloudellinen keskinäinen riippuvuus**

Yksi ilmeinen syy, joka aiheuttaa asuntojen hintojen leviämistä talouden keskuksista sen ympäröiville alueille, on erot suhdannevaihteluiden ajoituksissa kyseisillä alueilla. Keskuksien johtava rooli hintojen leviämisessä perustetaan usein sille oletukselle, että suhdannevaihtelut osuvat yleensä ensimmäisenä juuri talouden keskuksiin. (Meen 1996; Chang ym. 2017.) Tällöin asuntojen hintamuutokset keskuksissa voidaan nähdä

välittäjänä makrosokeille, jotka lopulta leviävät myös keskusta ympäröiviin alueisiin. Luonnollisesti on myös olemassa makrosokkeja, jotka vaikuttavat asuntojen hintoihin samanaikaisesti koko maassa. Esimerkki tällaisesta sokista voisi olla muun muassa muutos reaalikoroissa. (Oikarinen 2006.)

Lyhyellä aikavälillä asuinalueiden välillä voi esiintyä myös ristikkäisiä kausaalisuhteita. On mahdollista, että hintamuutokset tietyllä alueella johtuvat osittain hintamuutoksista toisella alueella silloin, kun alueet ovat erityisen lähellä toisiaan ja toisistaan riippuvaisia. Otetaan esimerkkinä Meenin (1999) esittelemä muuttoliike. Muuttajat ovat usein nuoria aikuisia, jotka haluavat asua mahdollisimman lähellä keskustan palveluita. Tämä saattaa aiheuttaa kysynnän kasvua keskustassa. Keskusta ympäröivät asunnot ovat usein läheisiä substituutteja keskustan asunnoille. Kun hinnat kasvavat keskustassa (suhteessa lähiöihin) kasvaneen kysynnän vuoksi, ovat asukkaat valmiita muuttamaan lähiöihin. Näin heillä on mahdollisuus päästä samalla rahalla suurempiin asuntoihin. Tämä muuttoliike aiheuttaa hintojen kasvun lähiöissä viiveellä. Kitkattomilla markkinoilla viive olisi merkityksetön, mutta asuntomarkkinoilla markkinakitka johtaa huomattaviin viiveisiin hintojen leviämisprosessissa. Kausaalisuhde voi olla myös toisin päin. Ajatellaan, että lähiössä työllisyysmahdollisuudet kasvavat nopeammin kuin keskustassa. Yleensä ihmiset haluavat asua mahdollisimman lähellä työpaikkaansa välttääkseen pitkiä työmatkoja. Tämä johtaa lähiöalueiden asuntojen kysynnän kasvuun ja lopulta myös asuntojen hintojen kasvuun, koska tarjonta pystyy vastaamaan kasvaneeseen kysyntään vasta viiveellä. On olemassa kuitenkin opiskelijoita ja eläkeläisiä, joille asuminen työpaikkakeskuksissa ei ole tärkeää, jolloin heille syntyy houkutus muuttaa keskusta alueille. Tämän substitutiivaikutuksen myötä asuntojen hinnat kasvavat viiveellä keskustassa. (Oikarinen 2006.) Se, kumpaan suuntaan kausaalisuhde kääntyy, on nimenomaan empiirinen kysymys.

Endogeeniset suhdannevaihtelut ja asuntovarallisuus saattavat yhdessä vahvistaa kahden toisistaan suhteellisen kaukanakin olevan alueen kausaalisuhteita. Tämä tapahtuu niin sanotun varallisuusvaikutuksen kautta (eng. Wealth effect). Varallisuusvaikutus on muutos kulutuksessa, joka johtuu muutoksista koetussa varallisuudessa, ja se on usein positiivinen (Darby 1987). Empirian avulla on todettu, että asuntovarallisuuden vaikutus kulutukseen on tilastollisesti merkitsevä. Asuntojen varallisuusvaikutuksen myötä korkeammat asuntojen hinnat johtavat korkeampaan kulutustasoon. Kasvava kulutus tietyllä alueella johtaa toisilta alueilta tuotavien tuontituotteiden kysynnän kasvuun. Näin osa varallisuusvaikutuksen aiheuttamasta kulutuksen kasvusta valuu myös muille alueille. Tämä puolestaan lisää muiden alueiden työllisyyttä ja tuloja, joka johtaa asuntojen

kasvavaan kysyntään. Näin asuntojen hintojen kasvu tietyllä alueella saattaa nostaa hintatasoa viiveellä myös muilla alueilla. (Case ym. 2001; Benjamin ym. 2004.)

Toisiaan lähellä olevien asuntomarkkinoiden keskinäinen taloudellinen riippuvuus voi aiheuttaa myös yhteisintegroituvuussuhteita markkinoiden välille. Yhteisintegroituvuus on tilastollinen ominaisuus aikasarjajamuuttujille. Aikasarjojen tulee olla integrointiasteiltaan samaa astetta,  $I(d)$ . Jos on olemassa jokin lineaarinen kombinaatio näistä aikarajoista, joka on integroitunut pienemmällä asteella, sanotaan aikasarjojen olevan yhteisintegroituneita. (Johansen 1996.)

Asuntomarkkinoilla saattaa siis olla pitkän aikavälin tasapainosuhte, jolloin hintatasot näillä alueilla eivät voi poiketa liian kauan toisistaan. Pitkällä aikavälillä asuntojen hintojen on vastattava niiden fundamentaalisia hintoja. Lyhyellä aikavälillä asuntojen hinnat voivat kuitenkin poiketa fundamentaalisista hinnoistaan. (Meen 1999.) Poikkeamia edesauttavat asuntosijoittajien spekulatiivinen toiminta asuntomarkkinoilla. Sijoittajat valitsevat sijoituskohteensa tuottavuuden mukaan. Sijoittajien tavoite on maksimoida tulojaan vähentämällä sijoituksen kustannuksia. Asuntosijoittajien käytös onkin niin sanottua ylijäämän tavoittelua (eng. Rent-seeking), ja siksi he investoivat reuna-alueille. (Acemoglu 1995.) Oletetaan, että asuntosijoittajat uskovat reuna-alueiden asuntojen hintojen lähentyvän keskustan hintatasoa tulevaisuudessa, jolloin he ostavat useita sijoitusasuntoja reuna-alueilta. Nyt reuna-alueiden asuntojen kasvava kysyntä perustuu pelkästään odotuksiin tulevaisuuden hintatason noususta. Mikäli hinnat nousevat keskustassa, ne nousevat myös sitä ympäröivillä alueilla sijoittajien spekulatiivisen käytöksen myötä, vaikka talouden fundamentaaliset tekijät eivät oikeuttaisi hintojen nousua. (Stiglitz 1990.)

## 2.4 Tartuntavaikutus

Tartuntavaikutuksesta asuntomarkkinoilla puhutaan, kun ristikkäismarkkinoiden tai jopa kokonaisten maiden markkinoiden sidosten merkitys kasvaa jonkin sokin myötä. Tällöin yhden alueen asuntomarkkinoiden romahtaminen voi valua myös muiden alueiden asuntomarkkinoille. Tartuntavaikutus viittaa äkkinäisiin riippuvuussuhteisiin eri alueiden asuntojen hintojen välillä. Tartuntavaikutusta esiintyy, jos lukuisat rahoitusmarkkinat tulevat yhä enemmän ja huomattavasti korreloituneemmaksi keskenään, jonkin rajun sokin jälkeen. (Forbes & Rigobon 2002.)

Aikaisemmat tutkimukset osoittavat, että asuntomarkkinoilla on havaittavissa tartuntavaikutuksia (Chiang & Tsai 2016). Fuss ym. (2011) esittivät asuntomarkkinoiden hintojen romahtamisen leviämiseksi kolme syytä: maantieteellinen läheisyys, talouden samankaltaisuudet ja vertailukelpoiset asuntolainaehdot. He tutkivat, miten nämä tekijät vaikuttivat alueellisten asuntojen hintoihin. Tulokset osoittivat, että tärkein vaikutus oli maantieteellisellä läheisyydellä. Miao ym. (2011) ovat saaneet tutkimuksissaan tukea informatiivisille tekijöille tartuntavaikutuksen aiheuttajana. Heidän mukaansa asuntotuotteiden ja myynnin volatiliteetin siirtyminen metropolialueella saa alkunsa yleisestä informaatiosta ja informaation valumisesta muualle. He esittivät, että annettuna asuntomarkkinoiden jäykkyys ja epätäydellisyys, luovat hintojen ja volatiliteetin hidas sopeutuminen informaation virtausta ristikkäismarkkinoille. Tämä johtaa alueellisiin riippuvuuksiin asuntomarkkinoilla. Informaation siirtyminen kasvattaa asunnon omistajien ja sijoittajien odotuksia siitä, että he voisivat tienata lisätuottoja asuntomarkkinoilta. Nämä odotukset puolestaan vaikuttavat asuntojen kysyntään ja aiheuttavat suojaustoimenpiteitä useille markkinoille. Näin informaation leviäminen aiheuttaa tartuntavaikutuksen asuntomarkkinoille.

Tässä tutkimuksessa ei tutkita tartuntavaikutuksia tarkemmin vaan keskitytään pelkästään viivesuhteisiin lyhyellä aikavälillä sekä mahdollisiin pidemmän aikavälin suhteisiin. On kuitenkin hyvä tietää, että tartuntavaikutuksella on myös vaikutusta, kun puhutaan asuntojen hintojen leviämisestä keskuksesta ympäryskuntiin. Tartuntavaikutus syntyy usein samoista syistä kuin hintadiffuusiokin, ja ne vaikuttavat vahvasti toisiinsa.

### 3 AIKAISEMPI KIRJALLISUUS

Asuntojen hintojen leviämistä eri alueilla on tutkittu vasta 1990-luvulta lähtien. Tutkimuksissa on tutkittu sekä lyhyen että pitkän aikavälin dynamiikkaa. Seuraavaksi käymme läpi tärkeimpiä tutkimuksia liittyen asuntojen hintojen leviämiseen alueellisilla markkinoilla sekä metropolialueilla. Tarkastelemme tutkimuksia, joissa on tutkittu lyhyen aikavälin viivesuhteita sekä tutkimuksia, joissa on otettu huomioon myös pitkän aikavälin tasapainosuhteet. Lisäksi käymme läpi tutkimuksissa käytettyjä empiirisiä menetelmiä. Näihin paneudutaan syvemmin kappaleessa neljä.

#### 3.1 Lyhyen aikavälin viivesuhteet

Suurin osa Yhdysvaltojen havaintoaineistoon perustuvista tutkimuksista keskittyy asuntojen hintojen leviämiseen metropolialueilla. Yhdysvalloissa lyhyen aikavälin asuntojen hintojen dynamiikkaa metropolialueella on tutkinut muun muassa Clapp ja Tirtiroglu (1994) Hartfordin havaintoaineistolla sekä Dolde ja Tirtiroglu (1997) Hartfordin sekä San Franciscon havaintoaineistoilla. Heidän tuloksensa osoittivat, että asuntojen hinnat leviävät koko metropolialueella. He painottivat epäsymmetrisen informaation tärkeyttä leviämisen aiheuttajana: informaatio leviää alueelta toiselle viiveellä, jopa metropolialueen sisällä. Mitä tiheämpi asutus, sitä nopeammin informaatio leviää. Clapp ja Tirtiroglu huomauttavat kuitenkin, että heidän tuloksensa pätee vain asuntomarkkinoilla, jotka ovat jatkuvia. Heidän mukaansa tämä johtuu positiivisten tai negatiivisten asenteiden leviämisen kerrannaisvaikutuksesta.

Pollakowski ja Ray (1997) laajensivat tätä ajatusta yli pienten metropolialueiden. He rakensivat VAR-mallin (eng. Vector-autoregressive model) arvioidakseen asuntojen hintojen leviämistä viiveellä Yhdysvaltojen sisällä. He tutkivat eri maantieteellisiä alueita Yhdysvalloissa sekä New Yorkin metropolialuetta. He oppivat, että valtakunnalliset tulokset olivat heikompia kuin maantieteellisten alueiden sisällä. Asuntohintojen leviäminen maantieteellisten alueiden välillä johtui makrotaloustieteellisistä tekijöistä, jotka aiheuttivat heijastusvaikutuksia alueiden välille. Metropolialueilla, jotka toimivat samojen taloudellisten ehtojen alla, hintamuutokset levisivät myös viiveellä. New Yorkin metropolialueen analyysi antoi myös näyttöä positiivisten ja negatiivisten asenteiden leviämisen kerrannaisvaikutukselle.

Gupta ja Miller (2012) käyttivät myös VAR-mallia tutkiakseen asuntojen hintojen välisiä suhteita Los Angelesin, Las Vegasin ja Phoenixin välillä. He väittivät, että asuntojen omistuksen vaihtuminen aiheutti hintojen vaihteluita näissä kaupungeissa. Tämä johtui siitä, että Etelä-Kaliforniasta muutti varakkaita ihmisiä alueille, joissa he pystyivät nauttimaan saman tasoisesta elämäntyylistä pienemmillä kustannuksilla. Lisäksi muuttoliikkeen seurauksena näille asuntomarkkinoille syntyi mahdollisuuksia arbitraasiin: sijoittajat ostivat kiinteistöjä alueilta, joille he uskoivat muuttoliikkeen sijoittuvan, ennen kuin muuttoliikettä tapahtui. Uusimmista tutkimuksista Canarella ym. (2012) käyttivät epälineaarista yksikköjuuritestiä testaamaan alueellisten ja valtakunnallisten asuntojen hintojen suhteen stationaarisuutta, jotta voisivat tutkia heijastusvaikutuksia. He käyttivät kymmenen eri kaupungin asuntohintaindeksejä vuosien 1987 ja 2009 väliltä. Heidän tuloksensa antoivat osittain näyttöä sille, että sokit itä- ja länsirannikon asuntomarkkinoilla voivat vaikuttaa merkittävästi myös muihin asuntomarkkinoihin Yhdysvalloissa.

Suomen havaintoaineistolla Booth ym. (1996) löysivät yllättäen näyttöä Tampereen johtavalle roolille asuntojen hintojen leviämisessä. Kuosmanen (2002) käytti tutkimuksessaan pidempiä aikasarjoja, jolloin Helsinki näytti olevan johtavassa asemassa. Oikarinen (2006) tutki muun muassa Helsingin ydinkeskustan ja muun pääkaupunkiseudun välistä kausaalisuhdetta vuosien 1987 ja 2004 välillä. Hän sai näyttöä sille, että muun pääkaupunkiseudun hinnat ajavat hintamuutoksia Helsingin ydinkeskustassa. Ruotsissa on todettu, että sen suurin kaupunki Tukholma ajaa hintojen leviämistä muualle Ruotsiin (Berg 2002). Kuosmanen ja Bergin tulokset ovat linjassa sen oletuksen kanssa, että asuntojen hintamuutokset suurimmissa keskuksissa ajavat hintamuutoksia toisilla alueilla. Näissä tutkimuksissa ei kuitenkaan tutkittu pitkän aikavälin suhteita. Oikarisen tulos taas on oletuksista poikkeava.

### **3.2 Pitkän aikavälin tasapainosuhteet**

Pitkän aikavälin tasapainosuhteita ei ole tutkittu läheskään yhtä paljon kuin lyhyen aikavälin kausaalisuhteita. Suurin osa pitkän aikavälin tutkimuksista on keskittynyt Iso-Britannian alueellisiin asuntomarkkinoihin. MacDonald ja Taylor (1993) käyttivät Engle-Grangerin yhteisintegroituvuustestiä ja löysivät yhteisintegroituvuussuhteita Eteläisten alueiden ja muiden alueiden välillä. Giussani ja Hadjimatheou (1991) löysivät näyttöä Lontoon johtavalle roolille hintojen leviämisessä muualle. Alexander ja Barrow (1994) tutkivat hintojen leviämistä vektori-virheenkorjausmallin avulla (eng. Vector Error

Correction Model, VECM) ja heidän tuloksensa tukevat Giussanin ja Hadjimatheoun sekä MacDonaldin ja Taylorin tutkimustuloksia. Meen (1996) päätyi samoihin tuloksiin ja esitti, että asuntojen hintojen nousu Kaakkois-Iso-Britanniassa johtaa asuntojen hintatason nousuun myös muualla Iso-Britanniassa. Tarbert (1998) puolestaan havaitsi pitkän aikavälin tasapainosuhteita liikehuoneistoiden hinnoissa.

Steven (2003) käytti TAR-mallia (eng. Threshold autoregressive model) ja näytti, että asuntojen hinnat eri alueilla yhtenivät eri vauhtia. Kaakkoisen Iso-Britannian alueella, joka toimii talouden keskuksena, hintataso sopeutui pitkän aikavälin tasapainoonsa nopeammin laskusuhdanteessa kuin noususuhdanteessa. Cook (2005) käytti eri alueiden logaritmoituja neljännesvuosittaisia havaintoaineistoja ja testasi alueiden stationaarisuutta DF-GLS testillä (eng. Dickey-Fuller generalized least-square test). Holmes (2007) seurasi Cookin tutkimusta ja otti huomioon myös asuntojen laatutekijät. Hänen tutkimuksensa osoitti, että asuntojen hinnat heittelehtivät lyhyellä aikavälillä, mutta yhtenivät pitkällä aikavälillä suurimassa osassa Iso-Britannian alueellisilla markkinoilla.

Australiassa Wilson ym. (2003) löysivät yhteisintegroituvuussuhteita eri Australian alueiden liikehuoneistoissa. Smyth sekä Nandha (2003) löysivät pitkän aikavälin tasapainosuhteita Australian suurimpien kaupunkien välillä.

Suomessa pitkän aikavälin suhteita asuntojenhintojen välillä on todettu etenkin pääkaupunkiseudulla (Oikarinen & Asposalo 2004). Perustuen neljännesvuosittaiseen havaintoaineistoon vuosien 1985-2002 välillä, Oikarinen ja Asposalo löysivät myös pitkän aikavälin tasapainosuhteita eri kaupunkien välillä.

## 4 HINTAMUUTOSTEN LEVIÄMIÄMINEN HELSIGIN SEUDULLA: TESTAUS AIKASARJA-AINEISTOLLA

### 4.1 Aineiston keruu

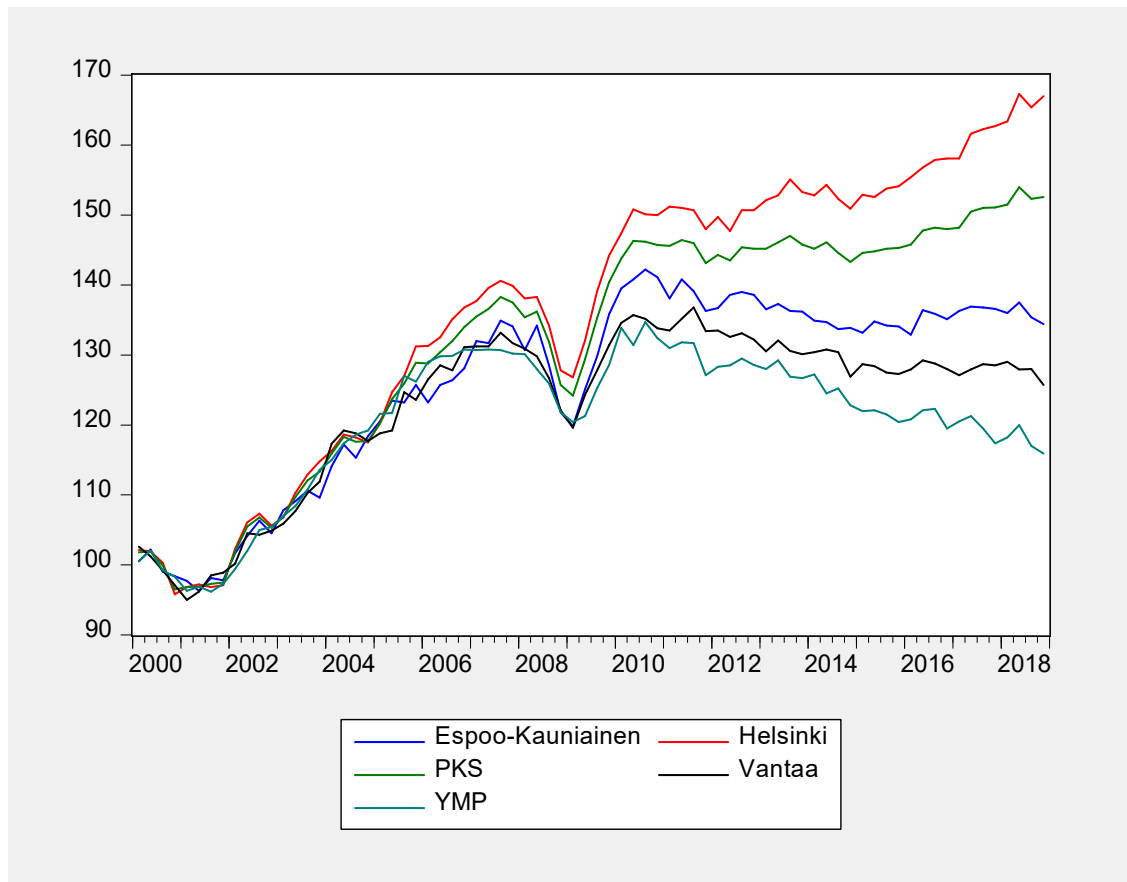
Tämän tutkielman tarkoitus on selvittää, vaikuttavatko asuntojen hintamuutokset pääkaupunkiseudulla sitä ympäröiviin kuntiin viiveellä. Mielenkiinnon kohteena on etenkin Helsingin vaikutus hintojen mahdollisena levittäjänä. Tarkoitus on selvittää, selittääkö asuntojen hintamuutokset Helsingissä myös mahdolliset muutokset ympäryskunnissa vai tarvitaanko siihen koko pääkaupunkiseudun vaikutusta. Tutkielman tarkoitus ei ole löytää mahdollisia syitä asuntojen hintojen leviämislle, vaan selvittää lyhyen ja pitkän aikavälin kausaalisuhteiden olemassa oloa ja mitata niitä.

Tässä tutkielmassa on käytetty Tilastokeskuksen tarjoamia reaalisia asuntohintaindeksejä. Reaalihintaindeksi kertoo hintojen muutoksen indeksin perusajankohtaan verrattuna. Reaalihintaindeksi on laskettu jakamalla nimellishintaindeksin pisteluku vastaavan ajankohdan ja vastaavan perusvuoden kuluttajahintaindeksin pisteluvulla. Tilastokeskuksen hintaindeksit ovat laatuvarioituja. Laatuvarioituksessa asuntojen ominaisuuksista johtuvat erot korjataan hedonisen regressioanalyysin avulla. Näin saadaan eroteltua aito hintakehitys ja puhdistettua indeksi laatuerojen tuomista vaikutuksista hinnanmuutoksiin. Laatuvarioidulla indeksillä pyritään kuvaamaan koko asuntokannan hinnanmuutosta eri ajankohtien välillä. (Tilastokeskus 2019.) Laatuvarioitujen hintaindeksien avulla pääsemme eroon asuntojen heterogeenisyyden tuomista ongelmista.

Käytetty havaintoaineisto on vuosineljännesaineistoa, joka kattaa periodin väliltä 2000Q1-2018Q4. Havaintoaineisto koskee pelkästään vanhoja osakeasuntoja, sillä vain niistä on saatavilla aineistoa pidemmältä aikaväliltä. Indeksien viitevuotena toimii vuosi 2000. Vuoden 2019 asuntohintaindekseistä on tutkielmassa tehtäessä tiedossa vain ensimmäisen kahden neljänneksen ennakkotiedot, ja tämän vuoksi ne on jätetty tarkastelusta pois. Lisäksi indekseistä on otettu luonnolliset logaritmit poistaaksemme aikasarjojen mahdollista vinoutta. Näitä logaritmisia arvoja on käytetty läpi koko tutkimuksen.

Helsingin seutu koostuu pääkaupunkiseudusta ja sen ympäryskunnista. Pääkaupunki seutuun kuuluvat Helsinki, Espoo, Kauniainen ja Vantaa. Ympäryskuntiin kuuluvat Hyvinkää, Järvenpää, Kerava, Kirkkonummi, Nurmijärvi, Sipoo, Tuusula, Vihti, Mäntsälä ja Pornainen. Tilastokeskus tarjoaa indeksit erikseen sekä pääkaupunkiseudulle (PKS) että ympäryskunnille (YMP). Lisäksi indeksit löytyvät myös koko Helsingille ja

Vantaalle. Espoolle ja Kauniiaiselle löytyy yhteinen indeksi Espoo-Kauniainen. Kuviossa 1 on esitetty kaikki käytetyt reaaliset hintaindeksit.



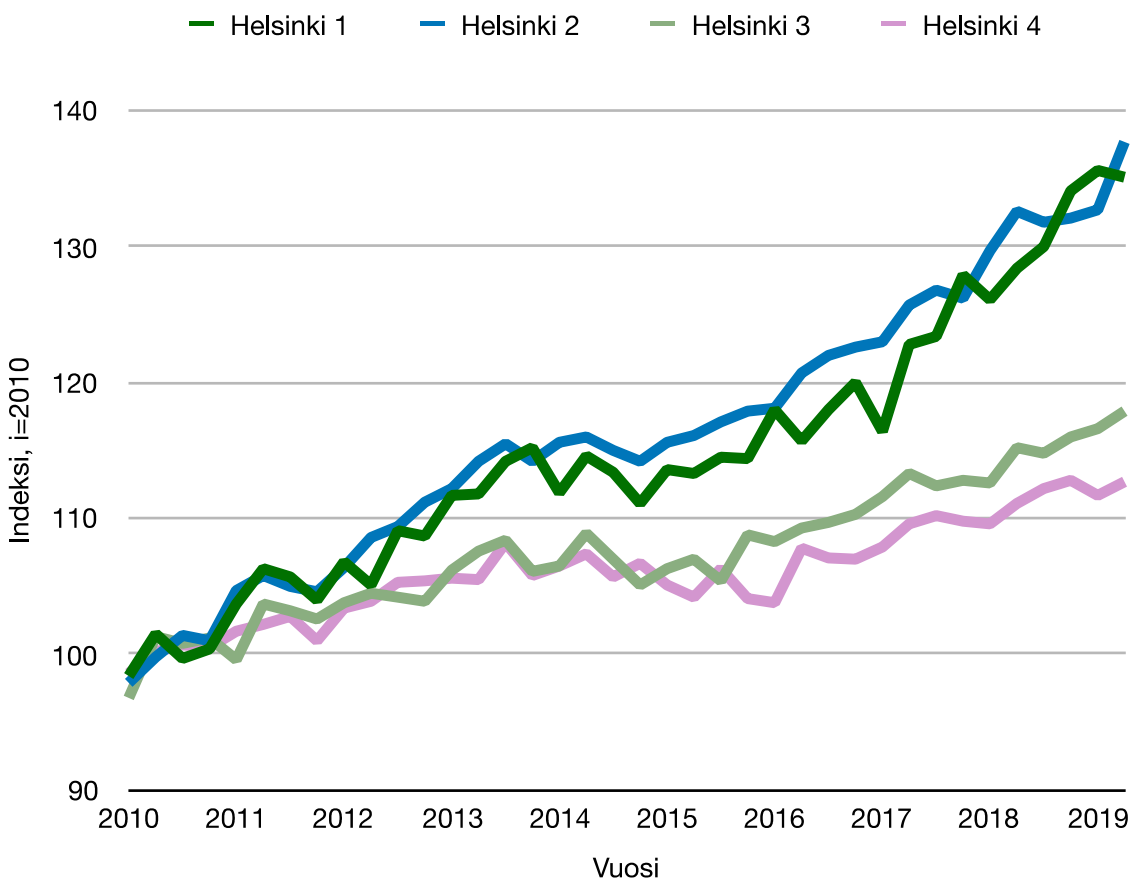
Kuvio 1 Pääkaupunkiseudun, ympäryskuntien, Helsingin, Vantaan ja Espoo-Kauniaisen reaaliset asuntohintaindeksit

Suomen asuntomarkkinoiden ylikuumentuminen ja vuoden 2008 finanssikriisi on hyvin nähtävissä Kuviossa 1. Vuodesta 2001 asti asuntojen hinnat Helsingin seudulla ovat kasvaneet aina finanssikriisiin asti. Kun finanssikriisin aiheuttama asuntokupla puhkesi, tippuivat hinnat vuodesta 2008 vuoteen 2009 rajusti. Asuntomarkkinat elpyivät kuitenkin tästä sokista nopeasti, ja hinnat palasivat omalle tasolleen vuonna 2010.

Mielenkiintoista on se, miten asuntojen hinnat ovat lähteneet kehittymään Helsingin seudun sisällä finanssikriisin jälkeen. Ennen kriisiä ympäryskuntien hinnat ovat seuranneet pääkaupunkiseudun hintoja. Samoin Espoo-Kauniainen ja Vantaa ovat liikkuneet saman suuntaisesti Helsingin kanssa. Kriisin jälkeen ympäryskuntien hinnat ovat lähteneet laskuun ja ovat nyt alhaisemmalla tasolla kuin kriisin aikana. Pääkaupunkiseudun hinnat puolestaan näyttävät jatkavan kasvuaan. Ero pääkaupunkiseudun ja

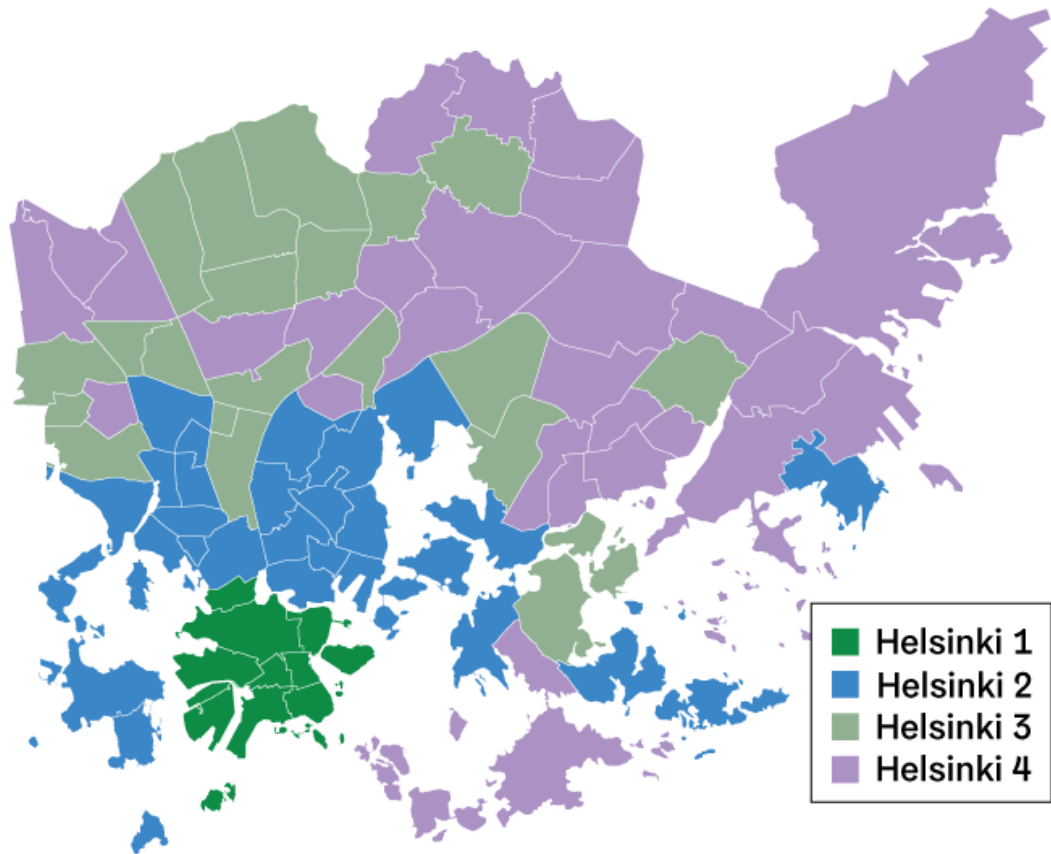
ympäryskuntien välillä on kasvanut entisestään vuosien 2014 ja 2018 välillä. Kun tarkastellaan hintojen kehitystä pääkaupunkiseudun sisällä, huomataan, että suhteessa muihin indekseihin Helsingin hinnat ovat alkaneet kasvaa huimasti vuodesta 2014 eteenpäin. Espoo-Kauniaisen ja Vantaan hintakehitys on puolestaan ollut laskevaa, mutta maltillisempaa kuin ympäryskunnissa.

Hintojen kasvu Helsingissä selittyy pitkälti sillä, että asuntojen tarjonta ei pysty vastaamaan kasvaneeseen kysyntään tilan puutteen vuoksi. Tämä on erittäin ongelmallista etenkin Helsingin ydinkeskustassa, jossa on ollut jo pitkään ylikysyntää. Tämän vuoksi asuntojen hinnat ja vuokrat ovat eriytyneet todellisista rakennuskustannuksista. (Asuminen Helsingissä 2019.) Kuvio 2 esittää vanhojen osakehuoneistojen hintakehitystä Helsingin kalleusalueilla ja Kuvio 3 aluejakauman Helsingissä. Havaintoaineisto on vuosineljänneksittain, ja se on haettu Tilastokeskukselta.



Kuvio 2 Vanhojen osakehuoneistojen hintakehitys Helsingin kalleusalueilla (Reaalinen hintaindeksi, 2010=100)

Kuvioista 2 ja 3 selkeästi nähdään, että hinnat ovat kasvaneet eniten juurikin Helsingin ydinkeskustassa (Helsinki 1) ja sen ympärillä (Helsinki 2). Näillä alueilla hinnat ovat nousseet 3,1 prosenttia, verrattuna viime vuoteen. Hinnat ovat nousseet myös alueilla 3 ja 4, joissa ne ovat nousseet keskimäärin noin 1,6 ja 1,2 prosenttia. (Asuminen Helsingissä 2019.)



Kuvio 3 Helsingin kalleusalueet

Näyttäisi siltä, että Helsingillä voisi olla myös yksin voimaa ajaa hintamuutoksia muualle pääkaupunkiseudulle sekä sen ympäriskuntiin. Tämä vaatii tarkempaa empiiristä analyysiä alueiden lyhyen aikavälin kausaalisuhteista sekä pitkän aikavälin tasapainosuhteista.

#### 4.2 Muuttujien stationaarisuus

Aikasarja on stationaarinen silloin, kun sen tilastolliset ominaisuudet, esimerkiksi aikasarjan keskiarvo, eivät muutu ajassa. Stationaarisuus helpottaa tulosten tulkintaa. Aikasarjan integroituvuusaste eli  $I(d)$  kertoo, montako kertaa aikasarjasta  $f$  tulee ottaa

erotuksia, jotta stationaarisuus saavutetaan. Aikasarja on integroituvuusasteeltaan  $q$ , jos  $(1-L)^q X_t$  on stationaarinen prosessi, missä  $L$  on viiveoperaattori ja  $1-L$  on ensimmäinen differenssi. Esimerkiksi:

$$(1-L)X_t = X_t - X_{t-1} = \Delta X \quad (1)$$

Eli toisin sanoen, prosessi on integroitunut  $q$ :n mukaisesti, jos  $q$ :nnen erotuksen jälkeen saavutetaan stationaarisuus. (Hamilton 1994; Johansen 1996.)

Aikasarjan stationaarisuutta voidaan tarkastella niin sanotuilla yksikköjuuritesteillä. Näistä yleisimmin käytettyjä ovat ADF-testi (eng. Augmented Dickey-Fuller test) ja Phillips-Perron-testi. Molempien testien nollahypoteesi olettaa, että aikasarjassa on yksikköjuuri eli stokastinen trendi, joka on ennalta-arvaamaton. Mikäli aikasarjassa on yksikköjuuri, aikasarja on ei-stationaarinen. (Fuller 1976; Phillips & Perron 1988.)

Kosonen (1997), Barot ja Takala (1998) sekä Oikarinen ja Asposalo (2004) ovat tutkimuksissaan todenneet asuntojen hintojen olevan Suomessa integroituvuusasteeltaan  $I(1)$ . Tarkastellaan seuraavaksi alussa esitettyjen reaalisten hintaindeksien stationaarisuutta ja testaan tätä vielä ADF-testillä sekä Phillips-Perron -testillä. Perustason stationaarisuuden testauksessa vakio on otettu testiin mukaan. Ensimmäisen differenssin kohdalla vakio on jätetty pois, koska teorian perusteella deterministisiä selittäjiä ei tarvita, kun testataan erotuksien stationaarisuutta (Oikarinen 2006). Trendi on jätetty myös testeistä pois, koska käytämme hintaindeksien luonnollisia logaritmeja. Taulukot 1 ja 2 esittävät ADF-testin ja Phillips-Perron-testin tulokset.

### Taulukko 1 Augmented Dickey-Fuller testin tulokset.

Taulukko esittää ADF-testin tulokset aikasarjojen stationaarisuuden testaukseen. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 99%-luottamusvälillä, on merkattu \*\*.

Indeksi	Perustaso	Ensimmäinen erotus
Pääkaupunkiseutu	-1,52	-4,68**
Ympäryskunnat	-1,92	-6,97**
Helsinki	-1,23	-5,13**
Espoo-Kauniainen	-1,88	-7,18**
Vantaa	-1,78	-6,09**

## Taulukko 2 Phillips-Perron-testin tulokset.

Taulukko esittää Phillips-Perron-testin tulokset aikasarjojen stationaarisuuden testaukseen. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 99%-luottamustasolla, on merkattu \*\*.

Indeksi	Perustaso	Ensimmäinen erotus
Pääkaupunkiseutu	-1,40	-4,62**
Ympäryskunnat	-1,87	-7,28**
Helsinki	-1,08	-5,07**
Espoo-Kauniainen	-1,84	-7,23**
Vantaa	-1,74	-6,08**

Molempien testien mukaan kaikki hintaindeksit ovat ei-stationaarisia perustasossa. Otettuamme ensimmäiset differenssit aikasarjoista, voimme hylätä ei-stationaarisuuden. Lisäksi estimoidut kertoimet ovat negatiivisia kuten kuuluukin. Asuntojen hinnat ovat siis integroituvuusasteeltaan  $I(1)$ . Tämä on linjassa aikaisempien tulosten kanssa.

### 4.3 Metodologia

Jotta voimme tarkastella Helsingin seudun alueiden välisiä lyhyen ja pitkän aikavälin dynaamisia suhteita sekä kausaalisuhteita, suoritamme empiirisen analyysin. Tutkielmassa käytetään sekä VAR-malleja että VEC-malleja riippuen siitä, esiintyykö tarkasteltavien alueiden välillä yhteisintegroituvuutta. Aloitamme tarkastelemalla mahdollisia yhteisintegroituvuusuhteita pääkaupunkiseudun ja ympäryskuntien välillä Johansenin testillä. Mikäli alueiden asuntomarkkinahintojen välillä ei esiinny yhteisintegroituvuutta, estimoidaan alueille VAR-malli. Kuten luvussa 3 esitettiin, VAR-malli on ollut yleisin tapa tutkia lyhyen aikavälin viivesuhteita asuntojenhintojen leviämisen kannalta. Kausaalisuhteita tutkimme Granger-kausalityyppiä testillä. Jos alueiden välillä on pitkän aikavälin tasapainosuhteita, tutkitaan alueiden välisen lyhyen ja pitkän aikavälin dynamiikkaa VEC-mallilla. Jos käytämme pelkästään VAR-mallia silloin, kun aikasarjat ovat integroituvuusasteeltaan  $I(1)$  ja yhteisintegroituneet, menetämme informaatiota lyhyen aikavälin kausaalisuhteista (Lütkepohl 1993). Estimoidimme kuitenkin myös vaihtoehdoisen VAR-

mallin, ja tutkimme mallin impulssivasteita, saadaksemme indikaatiota alueen reaktiosta sokkiin toisella alueella. VEC-mallin impulssivasteita emme tutki, johtuen niiden ongelmallisuudesta. VEC-mallin impulssivasteissa sokin vaikutus ei välttämättä häviä, jolloin pitkän aikavälin vaikutuksia ei voida mitata (Lütkepohl 1993). Lyhyen aikavälin kausaalisuhteita tutkimme molemmissa malleissa jälleen Granger-kausalliteetti testillä. Kun olemme tutkineet pääkaupunkiseudun ja ympäryskuntien välisiä suhteita, siirrymme tarkastelemaan Helsingin vaikutusta Espoo-Kauniaiseen, Vantaaseen sekä ympäryskuntiin. Näille alueille tehdään samat testit ja estimoidaan samat mallit kuten edellä. Seuraavaksi käymme tarkemmin läpi käytettäviä menetelmiä.

#### 4.3.1 VAR-malli

Vektori-autoregressio mallin (VAR-malli) esitteli ensimmäisenä Sims (1980). Mallia käytetään analysoitaessa makrotaloudellisten muuttujien aikasarjojen välisiä suhteita. Lukemattomat tutkijat ovat omaksuneet tämän metodologian tutkiakseen aikasarjojen välisiä keskinäisiä lineaarisia riippuvuuksia (Chiang & Tsai 2016). VAR-mallia muodostettaessa jokainen muuttuja mallinnetaan sen oman viiveen mukaan sekä muiden selittävien muuttujien viiveiden mukaan. VAR-mallin edut tulevat siis siitä, että se ei vaadi rakenteellista mallia muuttujien keskinäisistä suhteista. Ainoa oletus VAR-mallissa on, että muuttujat voivat vaikuttaa toisiinsa vain intertemporaalisesti. (Sims 1980.)

Katsotaan seuraavaksi lyhyesti, miten VAR-malli muodostuu. VAR-malli kuvaa  $m$  muuttujien kehittymistä jollain tietyllä aikavälillä  $t = 1, \dots, T$ . Kuvaus on lineaarinen funktio muuttujien edellisen periodin arvoista. Muuttujat ovat endogeenisia. Muuttujat kerätään  $m$ -vektoriin  $y_t$ , jossa  $y_{i,t}$  on  $i$ :n muuttujan havainto periodilla  $t$ . Yleisesti  $p$ :n järjestyksen VAR( $p$ ) voidaan kirjoittaa muodossa:

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

jossa havainto  $y_{t-i}$  on  $i$ :nnes viive  $y$ :stä,  $\mu$  on vakioista muodostettu  $m$ -vektori,  $A_i$  on ajassa muuttumaton ( $m \times m$ )-matriisi ja  $\varepsilon_t$  on virhetermeistä muodostettu  $m$ -vektori, joka täyttää seuraavat ehdot:

1.  $E(\varepsilon_t) = 0$ . Jokaisen virhetermin keskiarvo on nolla.

2.  $E(\varepsilon_t \varepsilon'_t) = \Omega$ . Virhetermien rinnakkaiset kovarianssi-matriisit ovat positiivisesti semidefiniittisiä ( $\Omega = m \times m$  positiivisesti semidefiniittinen matriisi).
3.  $E(\varepsilon_t \varepsilon'_{t-m}) = 0$ , mille tahansa  $m \neq 0$ . Yksittäisten virhetermien välillä ei siis esiinny autokorrelaatiota. (Hatemi 2004.)

VAR-mallissa kaikkien muuttujien täytyy olla integroituvuusasteeltaan samaa astetta. Jos kaikki muuttujat ovat  $I(0)$ , voidaan VAR-malli estimoida perustasossaan. Jos muuttujat ovat  $I(d)$ , jossa  $d > 0$ , on toimittava eri tavalla. Jos muuttujat ovat yhteisintegroituneita, täytyy VAR-malliin sisällyttää virhetermi. Tällöin mallista tulee VEC-malli, johon syvennymme kohdassa 4.3.3. Jos muuttujien välillä ei ole yhteisintegroituvuutta, tulee VAR-mallissa käyttää muuttujien ensimmäisiä differenssejä. (Sims 1980; Johansen 1996.)

Tässä tutkimuksessa verrataan aina keskenään kahden muuttujan VAR-malleja. Koska aikasarjamme noudattavat  $I(1)$  prosessia, on VAR-mallia estimoitaessa käytettävä ensimmäisiä differenssejä. Tutkimuksessa estimoitava malli voidaan esittää seuraavana kahtena systeeminä:

$$\Delta y_{1,t} = \alpha_{1,0} + \sum_{i=1}^{\rho} \alpha_{1,i} \Delta y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_{1,i} \Delta y_{2,t-i} + \varepsilon_{1,t} \quad (3)$$

$$\Delta y_{2,t} = \alpha_{2,0} + \sum_{i=1}^{\rho} \alpha_{2,i} \Delta y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_{2,i} \Delta y_{2,t-i} + \varepsilon_{2,t} \quad (4)$$

Jossa  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ,  $\alpha_0$  on vakio,  $\alpha_i$  ja  $\beta_i$  ovat viivetermien estimaatteja, jotka ovat järjestykseltään muotoa  $\rho$  ja  $\varepsilon_t$  on virhetermi. Näin selitettävän hintaindeksin muutoksia selitetään sen omien muutoksien viiveillä sekä selittävän muuttujan hintaindeksin muutoksien viiveillä.

$P$ :nнен järjestyksen VAR-mallia sanotaan myös VAR-malliksi, jossa on  $p$  määrä viiveitä. Mallin optimaalisen viiveiden määrän valinta vaatii erityistä huomiota, sillä mallista tehtävät päätelmät riippuvat valittujen viiveiden määrän oikeellisuudesta. (Hacker & Hatemi 2008.) Tässä tutkimuksessa optimaalinen viive valitaan kolmen yleisimmän informaatiokriteerin mukaan, jotka ovat Akaike informaatiokriteeri, Schwarz informaatiokriteeri ja Hannan-Quinn informaatiokriteeri (myöhemmin AIC, SIC ja HQ). Indeksien kuvaajien perusteella ei ole havaittavissa kausittaista vaihtelua, joten sitä ei ole otettu

viiveen valinnassa huomioon, muuten kuin kasvattamalla viiveiden määrää viiveitä valittaessa.

#### 4.3.2 Johansenin testi ja yhteisintegroituus

Yhteisintegroituus on tilastollinen ominaisuus aikasarjamuuttujille. Aikasarjojen tulee olla integrointiasteiltaan samaa astetta,  $I(d)$ . Jos on olemassa jokin lineaarinen kombinaatio näistä aikarajoista, joka on integroitunut pienemmällä asteella, sanotaan aikasarjojen olevan yhteisintegroituneita. Formaalisemmin ilmaistuna, jos  $(X, Y, Z)$  ovat  $I(d)$  ja on olemassa parametrit  $a, b, c$  siten, että lineaarinen kombinaatio  $aX + bY + cZ$  on  $I(t < d)$ , ovat  $X, Y$  ja  $Z$  yhteisintegroituneita. Intuitiivisesti tämä tarkoittaa, että aikasarjoilla on pitkän aikavälin tasapainosuhte, eivätkä ne voi poiketa toisistaan rajattomasti. (Johansen 1996; Johansen 1991.)

Johansen (1991) kehitti testin, jolla voidaan testata yhteisintegroituutta useammalle kuin yhdelle yhteisintegroituussuhteelle. Tämä poikkeaa muun muassa muista käytetyistä metodeista, kuten Engle-Granger testistä. On olemassa kahden tyyllisiä Johansenin testejä: jälkitesti (eng. trace test) tai maksimi ominaisarvo -testi (eng. maximum eigenvalue test). Jälkitestin nollassuhteissa yhteisintegroituusyhtälöiden määrä on  $v = v^* < k$ , jota verrataan tilanteeseen, jossa  $v = k$ . Testaus etenee asteittain  $v^* = 1, 2, \dots, n$  ja ensimmäinen hylkäämättä jäänyt nollassuhteeseen antaa estimaatin  $v$ . Maksimi ominaisarvo -testi toimii samalla tavalla, mutta verrattava yhtälö on muotoa  $r = r^* + 1$ . Aivan kuten yksikköjuuritestissä, testiin voidaan sisällyttää vakiotermi, trenditermi, molemmat tai ei kumpaakaan.

Tässä tutkielmassa on testiä tehtäessä sallittu lineaarisen deterministisen trendin olemassaolo. Optimaalinen viive Johansenin testiin valitaan kolmen informaatiokriteerin mukaan, jotka ovat AIC, SIC ja HQ. Käytetty viive Johansenin testissä on optimaalinen viive vähennettynä yhdellä, koska menetämme yhden viiveen otettuumme ensimmäiset differenssit aikasarjoistamme.

#### 4.3.3 VEC-malli

Mikäli muuttujat ovat yhteisintegroituneita, jää meiltä paljon tärkeää informaatiota saamatta muuttujien pitkän aikavälin dynamiikasta, jos tutkimme vain VAR-mallia. Virheen

korjaus mallia eli ECM-mallia käytetään tutkimaan havaintoaineistoa, jonka muuttujilla on pitkän aikavälin stokastinen trendi. Toisin sanoen muuttujien välillä ilmenee yhteisintegroituvuutta. ECM-mallit ovat erittäin käytännöllisiä estimoitaessa aikasarjojen lyhyen sekä pitkän aikavälin vaikutuksia toiseen aikasarjaan. Virheen korjaus viittaa siihen, että viime periodin poikkeama pitkän aikavälin tasapainosta, eli virhe, vaikuttaa lyhyen aikavälin dynamiikkaan. ECM-mallilla saadaan estimaatti sille, kuinka nopeasti selitettävä muuttuja palaa pitkän aikavälin tasapainoon, kun muissa muuttujissa tapahtuu muutoksia. (Engle & Granger 1987.)

Tavanomainen ECM-malli yhteisintegroituneille aikasarjoille voidaan kirjoittaa seuraavassa muodossa:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta x_{t-i} + \varphi z_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

Kaavassa  $\Delta y_t$  on muutos  $y$ :ssä, jota selitetään  $y$ :n aikaisemmilla muutoksilla sekä toisen selittävän muuttujan,  $x$ , tämän hetkisillä ja aikaisemmilla muutoksilla.  $\beta_0$  on mallin vakiotermin ja  $\mu_t$  on mallin virhetermi, joka on normaalijakautunut ja jolle pätee  $\text{Corr}[\mu_t, \mu_{t-j}] = 0, \forall j \neq 0$ . Ero tavalliseen VAR-malliin liittyy virheenkoraustermiin  $z$ . Virheenkoraustermi  $z$  koostuu seuraavan yhteisintegroituneen pitkän aikavälin regression pienen neliösumman jäännöstermistä:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Virheenkoraustermi voidaan ilmaista seuraavassa muodossa:

$$z_{t-1} = ECT_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1} \quad (7)$$

Virheenkoraustermi,  $ECT_{t-1}$ , kertoo, että viime periodin poikkeama pitkän aikavälin tasapainosta, eli virhe, vaikuttaa selitettävän termin  $\Delta y_t$  lyhyen aikavälin dynamiikkaan. Täten virheenkoraustermien kerroin,  $\varphi$ , mittaa sitä, miten nopeasti  $Y$  palautuu pitkän aikavälin tasapainoonsa, kun  $X$ :ssä tapahtuu muutoksia. Mallissa kaikki muuttujat oletetaan endogeenisiksi muuttujiksi. (Engle & Granger 1987.)

Tässä tutkielmassa käytetään kaavan (5) mukaista VEC-mallia. Optimaalinen viive on sama kuin Johansenin testissä. Mallissa käytettävien yhteisintegroituvuusyhtälöiden

määrä saadaan myös Johansenin testissä. Edellä mallissa oletettiin, että kaikki muuttujat ovat kuitenkin endogeenisiä. Aikaisemmissa tutkimuksissa on saatu viitteitä sille, että pääkaupunkiseutua voidaan pitää heikosti eksogeenisenä (Oikarinen 2006). Täten testaamme myös rajoitettua VEC-mallia, jossa testataan muuttujien heikkoa eksogeenisuutta. Heikkoa eksogeenisuutta voidaan testata LR-testillä. Testin nollahypoteesi on, että tarkasteltava muuttuja on heikosti eksogeeninen. Testaamme, onko estimoitavan virheenkorjaustermin kerroin yhtä suuri kuin nolla, eli  $\phi = 0$ . Tämä kertoo meille, reagoiko  $\Delta y_t$  muutoksiin pitkän aikavälin tasapainossa. Jos nollahypoteesi jää voimaan, eli  $\phi = 0$ , niin  $\Delta y_t$  ei reagoi muutoksiin. Tämä ei kuitenkaan sulje pois yhteisintegroituneisuutta, sillä muut mallin selittävät muuttujat saattavat hoitaa sopeutumisen pitkän aikavälin tasapainoon. (Johansen 1996.)

#### 4.3.4 Granger-kausalityyppi testi

Granger-kausalityyppi testi on tilastollinen hypoteesitesti, jolla testataan, voidaanko tarkasteltavalla aikasarjalla ennustaa toista aikasarjaa. Testin esitteli ensimmäistä kertaa Clive Granger vuonna 1969. Yleensä regressiot heijastavat pelkkää korrelaatiota. Granger (1969) esitti, että kausalityyppiä taloustieteessä voitaisiin testata mittaamalla, miten hyvin aikasarjan tulevaisuuden arvoja voitaisiin ennustaa toisen aikasarjan aikaisemmilla havainnoilla. Aikasarjan  $X$  sanotaan Granger-aiheuttavan aikasarja  $Y$ :n, jos ennustukset  $Y$ :n arvosta, jotka perustuvat sekä sen omaan että  $X$ :n historiaan, ovat parempia kuin ennustukset  $Y$ :n arvosta, joka perustuu vain omaan historiaansa. Tämä todetaan usein perinteisten  $t$ -testien ja  $F$ -testien avulla. Granger kausalityyppi -testiä on suosittu sen laskennallisen yksinkertaisuuden vuoksi. Granger määritteli kausalityyppi suhteen kahden perusperiaatteen mukaan:

1. Syy tapahtuu ennen sen synnyttämää vaikutusta
2. Syyllä on uniikkia informaatiota sen synnyttämän vaikutuksen tulevaisuuden arvoista.

Annettuna nämä oletukset, Granger ehdotti seuraavan hypoteesin testausta, jolla tunnistettaisiin  $X$ :n kausaalinen vaikutus  $Y$ :hyn:

$$P[Y(t+1) \in A | \mathcal{J}(t)] \neq P[Y(t+1) \in A | \mathcal{J}_{-X}(t)] \quad (8)$$

Kaavassa  $P$  viittaa todennäköisyyteen,  $A$  on arbitraarinen ei-tyhjä joukko sekä  $J(t)$  ja  $J_{-X}(t)$  kuvaavat olemassa olevaa informaatiota ajassa  $t$  koko taloudessa, ja taloudessa, jossa myös  $X$  on mukana. Kaava 8 kertoo siis, onko aikasarja  $X$  aikasarjan  $Y$  ennustearvon kannalta hyödyllinen. Jos yllä oleva hypoteesi hyväksytään, voidaan sanoa  $X$ :n Granger-aiheuttavan  $Y$ :n. Jos aikasarja on stationaarinen, testi suoritetaan käyttämällä kahden tai useamman muuttujan perustason arvoja. Mikäli aikasarjat eivät ole stationaarisia, tulee käyttää ensimmäisiä tai korkeampia differenssejä. On mahdollista, että kumpikaan muuttuja ei Granger-aiheuta toista. Kausaalivaikutus voi olla myös kaksisuuntainen, jolloin muuttujat molemmat vaikuttavat toisiinsa. (Granger 1969.)

Tässä tutkielmassa testataan Granger-kausalityyttä sekä VAR-malleille että VEC-malleille, jotta saamme informaatiota asuntojen hintamuutosten alueellisista kausaalivaikutuksista. Kausalityytti liittyy läheisesti syy-seuraussuhteisiin, mutta ne eivät ole sama asia. Granger-kausalityydessä testataan, seuraako tietty muuttuja toista aikasarjoissa. Koska haluamme selvittää, aiheuttaako tietyn aikasarjan muuttujat muutoksia toisen aikasarjan muuttujissa, käytämme juuri Granger-kausalityytestiä. On kuitenkin tärkeä ymmärtää seuraava: Vaikka sanotaan  $X$ :n Granger-aiheuttavan  $Y$ :n, se ei tarkoita, että asuntojen hintamuutokset alueella  $X$  aiheuttavat asuntojen hintamuutokset alueella  $Y$ . Se tarkoittaa sitä, että nykyiset ja historiaan pohjautuvat havainnot alueelta  $X$  ovat tilastollisesti merkitseviä selittämään tulevaisuuden havainnot alueella  $Y$ . Tutkielman tavoite on juuri nimenomaan löytää näitä tärkeitä keskinäisiä suhteita muuttujien välillä.

## 5 EMPIIRINEN ANALYYSI

Aikaisempi kirjallisuus ja teoria viittaa siihen, että asuntojen hinnat leviävät talouden keskuksista sen reuna-alueille viiveellä. Asuntojen hintojen välillä näyttäisi olevan vahvoja dynaamisia keskinäisiä suhteita eri alueiden välillä. Seuraavaksi tutkimme näitä suhteita Helsingin Seudun alueella yhteisintegroituvuuden ja Granger-kausallisuuden avulla. Yhteisintegroituvuus alueiden välillä indikoi, että alueiden välillä vallitsee pitkän aikavälin suhteita. Alueiden välisen kausaliteetin tutkimiseen vaaditaan kuitenkin lisää testausta. Jos alueiden välillä esiintyy yhteisintegroituvuutta, täytyy silloin myös esiintyä joko yhdensuuntaista tai kahdensuuntaista Granger-kausallisuutta alueiden välillä. (Engle & Granger 1987.) Granger-kausallisuustestin avulla saamme selvitettyä siis kausaliteetin suunnan.

Ensin tutkitaan pääkaupunkiseudun ja ympäryskuntien välisiä lyhyen aikavälin sekä mahdollisia pitkän aikavälin suhteita. Selvitetään, valuvatko hinnat todellakin pääkaupunkiseudulta ympäryskuntiin viiveellä. Tämän jälkeen tarkastellaan, johtavatko niidenomaan Helsingin asuntojen hinnat hintojen leviämistä.

### 5.1 Pääkaupunkiseudun ja ympäryskuntien keskinäinen riippuvuus

Aloitamme testaamalla pääkaupunkiseudun ja ympäryskuntien välistä yhteisintegroituvuutta ja selvitämme, onko alueiden välillä pitkän aikavälin tasapainosuhteita. Selvittääksemme optimaalisen viiveen estimoimme ensin VAR-mallin perustasossaan. Kaikki kolme informaatiokriteeriä (AIC, SIC ja HQ) ehdottavat optimaaliseksi viiveeksi kolmen periodin viivettä. Johansenin testiin käytämme kahta viivettä, koska mahdollisessa VEC-mallissa menetämme yhden viiveen otettuumme ensimmäiset erotukset. Kappaleessa 4.3.2 esitetyn Johansenin testin mukaan alueiden välillä esiintyy yhteisintegroituvuutta. Taulukossa 3 on esitelty testin tulokset. Sekä jälkikäteen että maksimi ominaisarvo -testi ovat tilastollisesti merkitseviä. Nollahypoteesit hylätään 95%-luottamusväleillä. Molemmat testit ehdottavat VEC-malliin yhtä yhteisintegroituvuusyhtälöä.

### Taulukko 3 Johansenin testi pääkaupunkiseudulle ja ympäryskunnille.

Taulukko esittää Johansenin testin tulokset. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 95%-luottamusvälillä, on merkattu \*.

Testi	Tunnusluku	Yhteisintegroituvuusyhtälöiden määrä
Jälki	18,69*	1*
Maksimi ominaisarvo	18,51*	1*

H0: ei yhteisintegroituvuutta.

#### 5.1.1 Pääkaupunkiseutu ja ympäryskunnat endogeenisina muuttujina

Koska aikasarjamme ovat integroituvuusasteeltaan I(1) ja niiden välillä ilmenee yhteisintegroituvuutta, estimoidaan muuttujille VEC-malli. Optimaalinen viive ja yhteisintegroituneiden yhtälöiden määrä ovat asetettu Johansenin testin mukaisesti. Taulukko 4 esittää yhteenvedon estimoidusta mallista.

### Taulukko 4 Yhteenvedo VEC(2)-mallista, jossa pääkaupunkiseutu ja ympäryskunnat ovat endogeenisiä muuttujia.

Taulukko esittää VEC-mallin estimointitulokset. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 95%-luottamusvälillä on merkattu \* ja 99%-luottamusvälillä \*\*.

	$\Delta$ PKS	$\Delta$ YMP
$\phi$	-0,019	-0,061**
$\Delta$ PKS(-1)	0,430**	0,744**
$\Delta$ PKS(-2)	-0,308	0,206
$\Delta$ YMP(-1)	0,320*	-0,438**
$\Delta$ YMP(-2)	-0,014	-0,129
Vakio	0,005*	-0,002
$R^2$	0,368	0,480
<b>Kaikki arvot alapuolella ovat p-arvoja:</b>		
LM-testi (systeemi)	0,190	0,096
Jarque-Bera (yhdistetty)	0,227	
Virhetermien homoskedastisuus (malli)	0,447	

**Granger kausaliteetti**

<i>Selittävä muut.</i>	$\Delta YMP$	0,057	
	$\Delta PKS$		0,000

---

Estimoidut tulokset antavat vahvasti tukea sille oletukselle, että asuntojen hintamuutokset pääkaupunkiseudulla johtavat hintamuutoksiin ympäryskunnissa viiveellä. Lyhyellä aikavälillä pääkaupunkiseudun ensimmäisen viiveen vaikutus ympäryskuntiin on tilastollisesti merkitsevä ja positiivinen. Granger-kausalityyppi kertoo, että pääkaupunkiseudun hintamuutokset Granger-aiheuttavat hintamuutoksia ympäryskunnissa. Myös ympäryskunnan ensimmäisen viiveen vaikutus pääkaupunkiseutuun on tilastollisesti merkitsevä ja positiivinen. Koska Granger-kausalityyppin p-arvo 0,057 on kuitenkin juuri ja juuri suurempi kuin 0,05, emme voi sanoa kausalityyppin kuitenkään olevan kaksisuuntaista. Pitkällä aikavälillä asuntojen hinnat ympäryskunnissa sopeutuvat poikkeamiin pitkän aikavälin tasapainosta. Virheenkorjaustermin kerroin,  $\phi$ , on tilastollisesti merkitsevä. Kerroin on myös negatiivinen ja välillä  $[-1, 0]$ , kuten sen pitääkin olla. Kerroin kertoo meille, että noin 6,1% pitkän aikavälin tasapainosta korjautuu jokaisella periodilla. Hintataso pääkaupunkiseudulla ei reagoi pitkän aikavälin epätasapainoon pitkällä aikavälillä tilastollisesti merkitsevästi. LM-testisuure kertoo meille, että mallimme ei sisällä autokorrelaatiota, jolloin aikasarjamme uudet havainnot eivät riipu olemassa olevista havainnoista. Jarque-Bera testin mukaan mallin virhetermit noudattavat normaalijakaumaa. Lisäksi virhetermi ovat homoskedastisia. Estimoitu mallimme on stabiili. Kaikkien mallien stabiiliuutta kuvaavat kuviot löytyvät tutkielman lopusta liiteosiesta. Jos kuviossa mallin käännteiset juuret ovat kaikki kehän sisällä, on malli stabiili.

### 5.1.2 Pääkaupunkiseutu heikosti eksogeenisena muuttujana

Oikarinen (2006) esittää, että pääkaupunkiseutua voidaan pitää heikosti eksogeenisena muuttujana. Seuraavaksi testaamme sekä pääkaupunkiseudun että ympäryskuntien heikkoa eksogeenisuutta, ja estimoimme rajoitetut VEC-mallit. LR-testin perusteella pääkaupunkiseutua voidaan pitää heikosti eksogeenisena (p-arvo = 0,221). Ympäryskuntia puolestaan ei voida pitää heikosti eksogeenisena, sillä p-arvo on paljon pienempi kuin 0,05. Taulukko 5 esittää yhteenvedon rajoitetusta VEC-mallista, jossa pääkaupunkiseutu on heikosti eksogeeninen muuttuja.

**Taulukko 5 Yhteenveto VEC(2)-mallista, jossa pääkaupunkiseutu on heikosti eksogeeninen muuttujia.**

Taulukko esittää VEC-mallin estimointitulokset. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 95%-luottamusvälillä on merkattu \* ja 99%-luottamusvälillä \*\*.

	$\Delta PKS$	$\Delta YMP$
$\phi$		-0,052**
$\Delta PKS(-1)$	0,430	0,746**
$\Delta PKS(-2)$	-0,309*	0,207
$\Delta YMP(-1)$	0,319*	-0,441**
$\Delta YMP(-2)$	-0,015	-0,131
Vakio	0,005**	-0,002
$R^2$	0,367	0,478
<b>Kaikki arvot alapuolella ovat p-arvoja:</b>		
LM-testi (systeemi)	0,101	0,196
Jarque-Bera (yhdistetty)	0,277	
Virhetermien homoskedastisuus (malli)	0,319	
<b>Granger kausaliteetti</b>		
Selittävä muut.	$\Delta YMP$	0,058
	$\Delta PKS$	0,000
LR-testi (heikko eksogeisuus)	0,221	0,000

Estimoituamme mallin, huomaamme rajoitetun mallin parametrien muuttuvan hie- man rajoittamattomasta mallista. Lopputulos ja päätelmät ovat kuitenkin samat. Lyhyellä aikavälillä pääkaupunkiseudun ensimmäisen viiveen vaikutus ympäryskuntiin on positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Todetaan, että pääkaupunkiseutu Granger-aiheuttaa muutoksia ympäryskunnissa. Edelleen ympäryskuntien ensimmäinen viive on tilastollisesti merkitsevä, mutta emme voi todeta ympäryskuntien Granger-aiheuttavan muutoksia pääkaupunkiseudulla. Pitkällä aikavälillä ympäryskunnat reagoivat poikkeamiin pitkän aikavälin tasapainossa. Korjausta tapahtuu nyt 5,2% joka periodilla. Mallissamme ei esiinny autokorrelaatiota, ja malli on stabiili. Lisäksi mallin virhetermit ovat normaalijakautuneita sekä homoskedastisia.

Pääkaupunkiseudun ja ympäryskuntien pitkän aikavälin suhde saattaa selittyä pitkälti sillä, että näiden alueiden asunnot ovat läheisiä substituutteja toisilleen. Tämä selittyy pääkaupunkiseudun työmarkkinoilla. Suuri osa ihmisistä ympäryskunnissa matkustaa

töihin juuri pääkaupunkiseudulle. Vuosien saatossa parantuneet julkisen liikenteen yhteydet ovat edesauttaneet työmatkalaisten liikkuvuutta ympäryskunnista pääkaupunkiseudulle. Se, että juurikin ympäryskunnat sopeutuvat pitkän aikavälin tasapainon poikkeamiin, saattaa taas johtua alueiden asuntomarkkinoiden koko eroista: pääkaupunkiseudun asuntomarkkinat ovat kooltaan paljon suuremmat kuin ympäryskuntien asuntomarkkinat.

### 5.1.3 Helsingin Seudun VAR-malli

Varmistuaksemme Helsingin seudun lyhyen aikavälin kausaalisuhteista, estimoimme vielä Helsingin seudun VAR-mallin ja tutkimme sen impulssivasteita. Impulssivasteista saamme myös käsityksen, miten alueet reagoivat sokkeihin. Optimaalisen viiveen määrittämiseksi käytämme ensimmäisiä differenssejä. Optimaalista viivettä valittaessa AIC ehdottaa kahta viivettä ja SIC sekä HQ ehdottavat yhtä viivettä. Testaamme estimoida VAR-mallin molemmilla viiveillä. Mallissamme esiintyy autokorrelaatiota, kun malliin sisällytetään vain yksi viive. Tämän vuoksi päädyimme kahteen viiveeseen. Taulukko 6 esittää estimoidun mallin ja Kuvio 4 havainnollistaa mallin impulssivasteita.

#### Taulukko 6 Yhteenveto Helsingin seudun VAR(2)-mallista.

Taulukko esittää VAR-mallin estimointitulokset. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 95%-luottamusvälillä on merkattu \* ja 99%-luottamusvälillä \*\*.

	$\Delta$ PKS	$\Delta$ YMP
$\Delta$ PKS(-1)	0,398**	0,645**
$\Delta$ PKS(-2)	-0,366*	0,023
$\Delta$ YMP(-1)	0,391**	-0,213
$\Delta$ YMP(2-)	0,044	0,056
Vakio	0,005**	-0,001
$R^2$	0,354	0,346

Kaikki arvot alapuolella ovat p-arvoja:

LM-testi (malli)	0,126
Jarque-Bera (yhdistetty)	0,157
Virhetermien homoskedastisuus (malli)	0,267

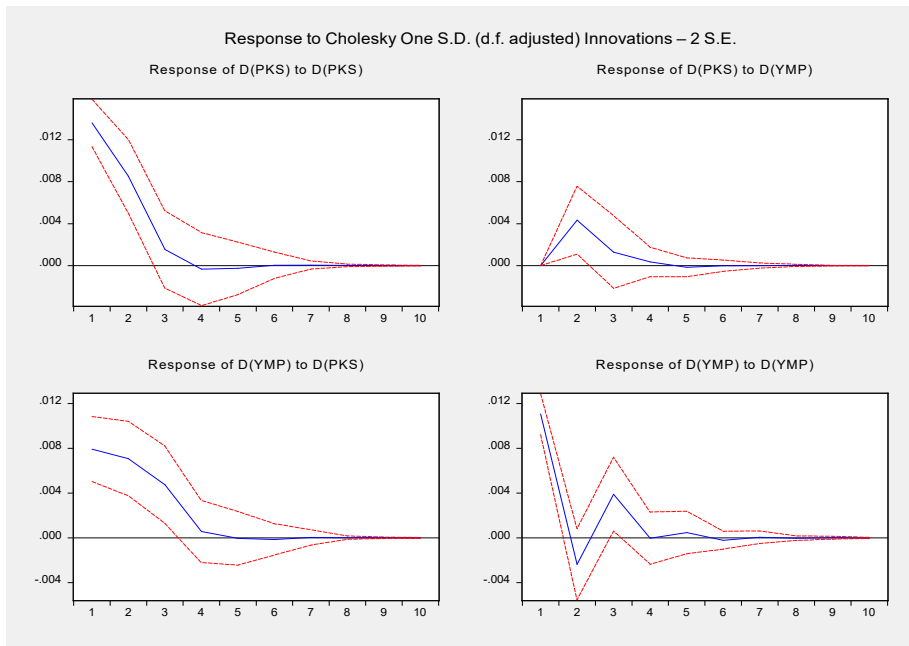
**Granger kausaliteetti**

<i>Selittävä muut.</i>	$\Delta YMP$	0,017	
	$\Delta PKS$		0,000

---

Mallin tulokset ovat samansuuntaisia kuin VEC-mallin. Pääkaupunkiseudun ensimmäisen viiveen vaikutus ympäryskuntiin on jälleen tilastollisesti merkitsevä ja positiivinen. Myös ympäryskuntien ensimmäisen viiveen vaikutus pääkaupunkiseutuun on tilastollisesti merkitsevä ja positiivinen. Mallissamme ei esiinny autokorrelaatiota. Mallin virhetermit ovat normaalijakautuneet sekä homoskedastisia. Suurin ero VEC-malleihin löytyy, kun tutkimme Granger-kausaliteettiä. Nyt emme voi hylätä kaksisuuntaisen vaikutuksen olemassa oloa 95%-luottamusvälillä. 99%-luottamusvälillä samainen kausaliteetti voidaan kuitenkin hylätä (p-arvo  $0,017 > 0,01$ ). VAR-mallin selityasteet ovat kuitenkin jokseenkin huonompia kuin estimoiduissa VEC-malleissa, etenkin kun puhutaan pääkaupunkiseudun aiheuttamista muutoksista ympäryskunnissa. Kaksisuuntainen kausaliteetti voi tässä tapauksessa selittyä myös sillä, että malli on estimoitu ensimmäisillä differensseillä yhteisintegroituvuudesta huolimatta.

Kuviossa 4 esitetään mallin impulssivasteet. Erityisesti meitä kiinnostaa se, miten hintamuutokset ympäryskunnissa reagoivat, kun pääkaupunkiseudun hintamuutoksissa tapahtuu sokki ja toisinpäin. Sininen viiva kuviossa kuvaa impulssivastetta ja punaiset katkoviiivat ovat 95%-luottamusvälin rajat. Standardipoikkeamasokki pääkaupunkiseudun hintojenmuutoksiin nostaa hintoja ympäryskunnissa heti periodin viiveellä eli yhden vuosineljänneksen viiveellä. Toisen ja kolmannen vuosineljänneksen välillä vaikutus alkaa laskea. Kolmannen ja neljännen vuosineljänneksen välillä vaikutus laskee huomattavasti. Vuoden jälkeen sokin vaikutus on jo hävinnyt kokonaan ja on palautettu pitkän aikavälin tasapainoon. VAR-mallin impulssivasteiden mukaan samankaltainen sokki ympäryskuntiin nostaa hintoja myös pääkaupunkiseudulla. Nyt hintojen nousun vaikutus näkyy vasta ensimmäisen ja toisen vuosineljänneksen aikana. Toisen vuosineljänneksen jälkeen vaikutus alkaa jo lakata. Vaikutus häviää yhtä jyrkästi kuin se oli tullutkin. Vuoden jälkeen sokista ollaan jo pitkän aikavälin tasapainossa.



Kuvio 4 Helsingin seudun VAR(2)-mallin impulssivasteet

## 5.2 Helsingin ja pääkaupunkiseudun alueiden keskinäinen riippuvuus

Asuntojen hinnat todellakin leviävät pääkaupunkiseudulta ympäryskuntiin viiveellä. Seuraavaksi tutkimme Helsingin ja muiden pääkaupunkiseudun alueiden välisiä kausaalisuhteita. Aloitetaan tarkastelemalla parittaisia Johansenin testejä Helsingin ja Espoo-Kauniaisen välille sekä Helsingin ja Vantaan välille. Taulukko 7 ja 8 esittävät testien tulokset.

### Taulukko 7 Johansenin testi Helsingille ja Espoo-Kauniaiselle.

Taulukko esittää Johansenin testin tulokset. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 95%-luottamusvälillä, on merkattu \*.

Testi	Tunnusluku	P-Arvo
Jälki	4,14	0,89
Maksimi ominaisarvo	4,04	0,85

H0: ei yhteisintegroituvuutta. H0 jää voimaan.

### Taulukko 8 Johansenin testi Helsingille ja Vantaalle.

Taulukko esittää Johansenin testin tulokset. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 95%-luottamusvälillä, on merkattu \*.

Testi	Tunnusluku	P-Arvo
Jälki	7,84	0,48
Maksimi ominaisarvo	7,75	0,40

H0: ei yhteisintegroituvuutta. H0 jää voimaan.

Kaikki informaatiokriteerit AIC, SIC ja HQ ehdottavat optimaaliseksi viiveeksi kahta periodia, joten Johansenin testiin viiveeksi valikoituu yksi viive. Johansenin testin mukaan Helsingillä ja Espoo-Kauniaisella sekä Helsingillä ja Vantaalle näyttäisi olevan pelkästään lyhyen aikavälin kausaalisuhteita. Molempien parittaisien testien p-arvot ovat erittäin suuria sekä testisuureen arvot ovat hyvin pieniä. Nollahypoteesi jää siis voimaan, jolloin Helsingillä ei on yhteisintegroituvuussuhteita Espoo-Kauniaisien eikä Vantaan kanssa.

Mahdollinen syy pelkästään lyhyen aikavälin suhteille saattaa löytyä, kun katsotaan uudelleen Kuviota 1. Vuoden 2008 jälkeen Helsingin reaaliset asuntojen hintaindeksit ovat lähteneet eroamaan muista pääkaupunkiseudun indekseistä, ja erot näyttävät kasvavan myös tulevaisuudessa. Jos ottaisimme havaintoaineistoa vielä pidemmältä ajalta, voisimme saada erilaisia tuloksia. Samalla se voisi kuitenkin myös vääristää nyt meneillään olevan asuntaindeksien eriytymisen aiheuttamia vaikutuksia.

#### 5.2.1 Pääkaupunkiseudun VAR-mallit

Kuten olemme jo todenneet, aikasarjamme ovat integroituvuusasteeltaan I(1). Koska emme löytäneet yhteisintegroituvuutta alueiden välillä, tutkimme asuntojen hintaindeksien muutoksia VAR-mallilla. Valittaessamme optimaalista viivettä malleihin, käytämme jälleen ensimmäisiä differenssejä. Molemmassa malleissa päädytään yhteen viiveeseen AIC:n, SIC:n ja HQ:n mukaisesti. Taulukot 9 & 10 esittelevät mallin tulokset.

### Taulukko 9 Yhteenveto Helsingin ja Espoo-Kauniaisen VAR(1)-mallista.

Taulukko esittää VAR-mallin estimointitulokset. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 95%-luottamusvälillä on merkattu \* ja 99%-luottamusvälillä \*\*.

	$\Delta HEL$	$\Delta EsKa$
$\Delta HEL(-1)$	0,201	0,520**
$\Delta EsKa(-1)$	0,271*	-0,178
Vakio	0,004*	0,001
$R^2$	0,205	0,150
Kaikki arvot alapuolella ovat p-arvoja:		
LM-testi (malli)	0,459	
Jarque-Bera (yhdistetty)	0,361	
Virhetermien homoskedastisuus (malli)	0,425	
Granger kausaliteetti		
Selittävä muut.	$\Delta EsKa$	
	$\Delta HEL$	0,001

### Taulukko 10 Yhteenveto Helsingin ja Vantaan VAR(1)-mallista.

Taulukko esittää VAR-mallin estimointitulokset. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 95%-luottamusvälillä on merkattu \* ja 99%-luottamusvälillä \*\*.

	$\Delta HEL$	$\Delta VAN$
$\Delta HEL(-1)$	0,222	0,606**
$\Delta VAN(-1)$	0,307*	-0,111
Vakio	0,004*	-0,001
$R^2$	0,205	0,353
Kaikki arvot alapuolella ovat p-arvoja:		
LM-testi (malli)	0,335	
Jarque-Bera (yhdistetty)	0,005~	
Virhetermien homoskedastisuus (malli)	0,203	

**Granger kausaliteetti**

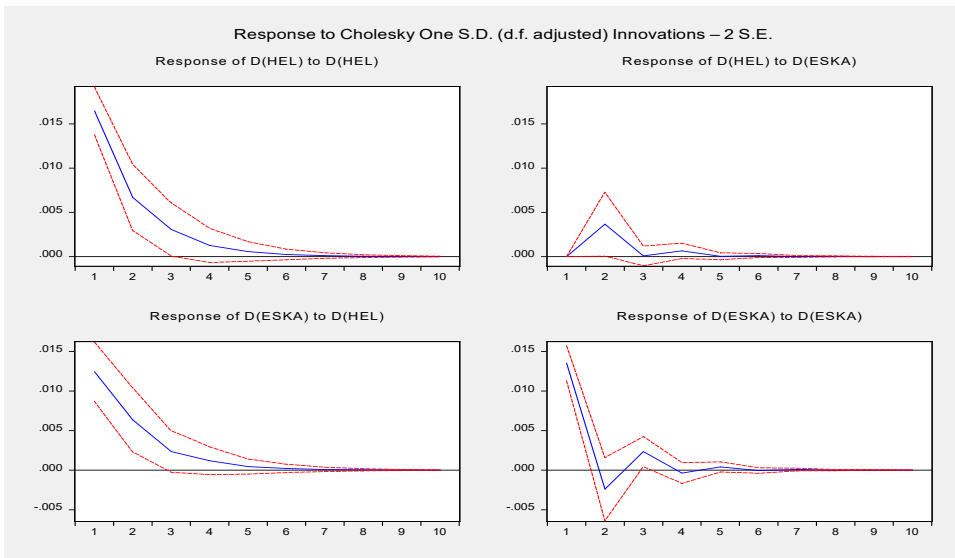
<i>Selittävä muuttuja</i>	$\Delta VAN$	0,040	
	$\Delta HEL$		0,000

---

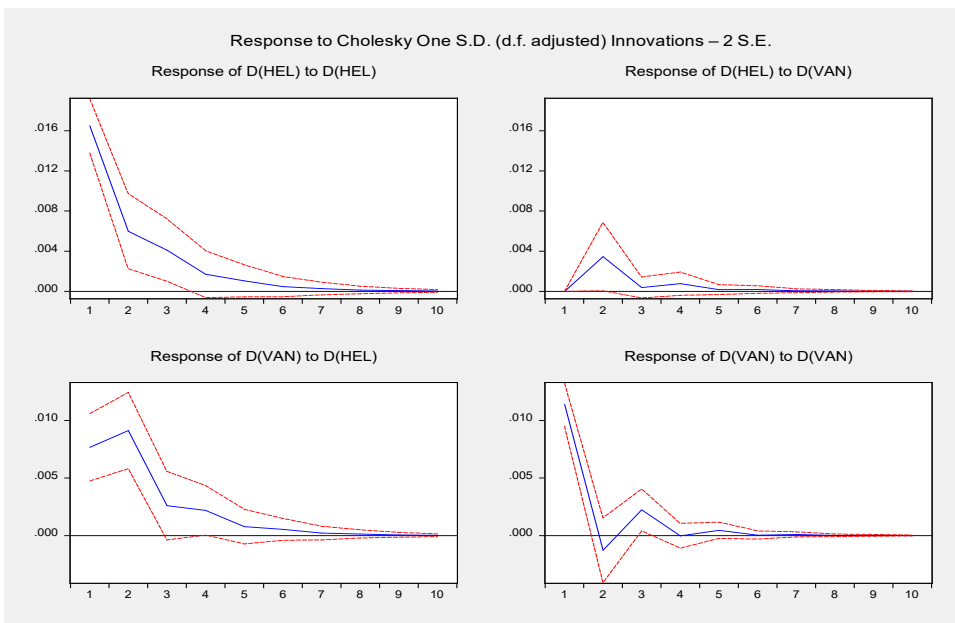
Tarkastellaan ensin Helsingin ja Espoo-Kauniaisen välisiä lyhyen aikavälin kausaalisuhteita. Helsingin ensimmäisen viiveen vaikutus Espoo-Kauniaiseen on positiivinen ja vahvasti tilastollisesti merkitsevä. Myös Espoo-Kauniaisen ensimmäisen viiveen vaikutus Helsinkiin on positiivinen. Vaikutus on tilastollisesti merkitsevä 95%-luottamusvälillä. Voidaan sanoa Helsingin hintamuutosten Granger aiheuttavan hintamuutoksia Espoo-Kauniaisissa. Mielenkiintoista on se, että kausaalivaikutus on kaksisuuntainen: Espoo-Kauniainen Granger aiheuttaa muutoksia myös Helsingissä. Helsingin vaikutus Espoo-Kauniaiseen on kuitenkin suurempi ja tilastollisesti merkitsevämpi kuin toisinpäin. Mallimme selitysasteet ovat selvästi matalammat kuin edellisten mallien. Mallimme on kuitenkin edelleen stabiili eikä siinä esiinny autokorrelaatiota. Myös mallin virhetermit ovat edelleen normaalijakautuneet ja homoskedastisia.

Estimoitaessa kahden muuttujan VAR-mallin Helsingille ja Vantaalle, havaitsemme kaupunkien välillä samankaltaisia lyhyen aikavälin kausaalisuhteita kuin Helsingin ja Espoo-Kauniaisen välillä: Granger-kausalityyppi on jälleen kaksisuuntainen. Edelleen kuitenkin Helsingin vaikutus on suurempaa ja tilastollisesti merkitsevämpää. Molempien kaupunkien viiveiden vaikutukset ovat edelleen positiivisia. Mallin selitysasteet ovat paremmat kuin Helsingin ja Espoo-Kauniaisen. Mallimme on stabiili eikä siinä esiinny autokorrelaatiota. Nyt mallin virhetermit eivät kuitenkaan ole normaalijakautuneet. Tärkeämpi kriteeri virhetermeille on kuitenkin homoskedastisuus ja se toteutuu.

Helsingin ja Espoo-Kauniaisen sekä Helsingin ja Vantaan kaksisuuntaisen kausaalisuuden voi selittää pitkälti työpaikkamahdollisuuksien kasvu Espoossa, Kauniaisissa sekä Vantaalla. Tämä työpaikkojen lisääntyminen muuallakin pääkaupunkiseudulla kuin pelkästään Helsingissä on vahvistanut pääkaupunkiseudun asuntojen substituutioefektiä entisestään. Vuodesta 2000 vuoteen 2025 mennessä on ennustettu työpaikkojen lisääntyvän Espoossa 41%, Kauniaisissa 30%, Vantaalla 40% ja Helsingissä vain 15% (Helsingin kaupunki 2003).



Kuvio 5 Helsingin ja Espoo-Kauniaisen VAR(1)-mallin impulssivasteet



Kuvio 6 Helsingin ja Vantaan VAR(1)-mallin impulssivasteet

Kuviot 5 ja 6 esittävät VAR-mallien impulssivasteet. Jälleen mielenkiinnon kohteena ovat alueiden keskinäiset vaikutukset toisiinsa. Kun Vantaan tai Espoo-Kauniaisen hintamuutoksissa tapahtuu jokin sokki, reagoi Helsinki siihen hyvin samalla tavalla molemmissa tapauksissa. Reaktio on hyvin samankaltainen kuin Pääkaupunkiseudun reaktio sokkiin ympäröivien kuntien hintamuutoksissa. Tämä selittyy pitkälti sillä, että Helsinki on ajanut pääkaupunkiseudun hintakasvua vuodesta 2008 eteenpäin. Vantaan hintamuutosten reaktio sokkiin Helsingin hintamuutoksissa on selkeä. Ensimmäisen ja toisen vuosineljänneksen välillä sokin vaikutus kasvaa. Toisen ja kolmannen vuosineljänneksen välillä sokin vaikutus alkaa laskea nopeasti. Tämän jälkeen sokin vaikutus haihtuu melko

tasaisesti ja on lähes olematon 2 vuoden kuluttua. Espoo-Kauniaisten hintamuutosten reaktio samaan sokkiin näkyy heti ensimmäisen periodin aikana, mutta sokin vaikutus alkaa laskea heti tasaisesti. Espoo-Kauniainen näyttää palautuvan sokista nopeammin kuin Vantaa, ja sokin vaikutus on hävinnyt lähes kokonaan kuudennen vuosineljänneksen jälkeen.

### 5.3 Helsingin ja ympäryskuntien keskinäinen riippuvuus

Tähän mennessä olemme selvittäneet, että pääkaupunkiseudulla ja ympäryskunnilla on pitkän aikavälin tasapainosuhteita. Lisäksi näyttää siltä, että hintamuutokset pääkaupunkiseudulla johtavat hintamuutoksiin ympäryskunnissa viiveellä. Tutkittuamme tarkemmin pääkaupunkiseudun sisäisiä vaikutuksia, näyttää siltä, että Helsingillä on vain lyhyen aikavälin kausaalisuhteita Espoo-Kauniaisen ja Vantaan kanssa. Mielenkiintoista on se, että kausaalisuhteet ovat kahdensuuntaisia, vaikkakin Helsingin vaikutus muihin pääkaupunkiseudun kaupunkeihin on tilastollisesti merkitsevämpää. Jotta voimme varmistua Helsingin roolista hintamuutosten välittäjänä ympäryskuntiin, täytyy meidän vielä tutkia Helsingin ja ympäryskuntien välisiä kausaalisuhteita. Aloitamme jälleen tarkastelemalla mahdollisia yhteisintegroituvuussuhteita Johansenin testillä. Nyt informaatiokriteerit antavat optimaalisen viiveen valinnalle kahta eri viivettä: AIC ja HQ ehdottavat kolmea viivettä ja SIC kahta viivettä, joten testiin valikoituisi siis yksi viive tai kaksi viivettä. Testataan testiä molemmilla viiveillä. Testin tulokset esitellään taulukossa 11.

#### Taulukko 11 Johansenin testi Helsingille ja ympäryskunnille.

Taulukko esittää Johansenin testin tulokset kahdella ja yhdellä viiveellä. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 95%-luottamuvälillä, on merkattu \*.

<b>Viiveitä=2</b>		
<b>Testi</b>	<b>Tunnusluku</b>	<b>Yhteisintegroituvuusyhtälöiden määrä</b>
Jälki	22,82*	1*
Maksimi ominaisarvo	22,41*	1*

H0: ei yhteisintegroituvuutta. H0 hylätään 95%\* luottamuvälillä.

**Viiveitä=1**

Testi	Tunnus- luku	P-arvo
Jälki	13,05	0,11
Maksimi ominaisarvo	12,79	0,08

H0: ei yhteisintegroituvuutta. H0 jää voimaan.

Kun käytämme yhtä viivettä, alueiden välillä ei esiinny yhteisintegroituvuutta. Jälkitestin ja maksimi ominaisarvo -testin arvot jäävät alle kriittisten arvojen. Maksimi ominaisarvo -testin hypoteesi voitaisiin kyllä hylätä 90%-luottamusvälillä, mutta koska jälkitestin p-arvo 0,11 on suurempi kuin 0,10, emme huomioi tätä. Kun kasvatamme viiveiden määrää kahteen, tulokset muuttuvat. Jälkitestin ja maksimi ominaisarvo -testin tunnusluvut ovat nyt huomattavasti korkeammat ja tilastollisesti merkitseviä: nollahypoteesi hylätään 95%-luottamusvälillä. Testi ehdottaa mahdolliseen VEC-malliin yhtä yhteisintegroituvuusyhtälöä. Tutkitaan ensin rajoittamatonta ja sitten rajoitettua VEC(2)-mallia. Tämän jälkeen estimoidaan vielä alueiden välinen VAR-malli.

### 5.3.1 Helsinki ja ympäryskunnat endogeenisina muuttujina

Estimoidaan Helsingille ja ympäryskunnille rajoittamaton VEC(2)-malli, jossa yhteisintegroituvuusyhtälöiden määrä on yksi, aivan kuten Johansenin testi ehdotti. Taulukko 12 esittää mallin tulokset.

#### Taulukko 12 Yhteenveto VEC(2)-mallista, jossa Helsinki ja ympäryskunnat ovat endogeenisiä muuttujia.

Taulukko esittää VEC-mallin estimointitulokset. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 95%-luottamusvälillä on merkattu \* ja 99%-luottamusvälillä \*\*.

	$\Delta$ HEL	$\Delta$ YMP
$\phi$	-0,008	-0,053**
$\Delta$ HEL(-1)	0,279*	0,607**
$\Delta$ HEL(-2)	-0,269	0,253*
$\Delta$ YMP(-1)	0,443*	-0,383**
$\Delta$ YMP(-2)	-0,009	-0,127
Vakio	0,006**	-0,003

<b>R<sup>2</sup></b>		0,280	0,469
<b>Kaikki arvot alapuolella ovat p-arvoja:</b>			
<b>LM-testi (malli)</b>		0,108	
<b>Jarque-Bera (yhdistetty)</b>		0,481	
<b>Virhetermien homoskedastisuus (malli)</b>		0,204	
<b>Granger kausaliiteetti</b>			
<i>Selittävä muut.</i>	<i><math>\Delta YMP</math></i>	0,017	
	<i><math>\Delta HEL</math></i>		0,000

---

Tarkastellaan ensin lyhyen aikavälin kausaliiteettia. Helsingin hintamuutosten molempien viiveiden vaikutus ympäryskuntien hintamuutoksiin on positiivista ja viiveet ovat tilastollisesti merkitseviä. Ensimmäinen viive on merkitsevempi. Granger kausaliiteetti kertoo kausaliiteetin olevan kahdensuuntaista 95%-luottamusvälillä. Ympäryskuntien hintamuutosten ensimmäisen viiveen vaikutus Helsingin hintamuutoksiin on myös positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Vaikka kausaliiteetti on kaksisuuntaista, todetaan Helsingin vaikutuksen ympäryskuntiin olevan vahvempaa kuin toisin päin.

Tarkastellessamme pitkän aikavälin tasapainosuhdetta, huomataan ympäryskuntien sopeutuvan poikkeamiin tasapainosta. Sopeutumisnopeutta mittaava kerroin,  $\phi$ , on vahvasti tilastollisesti merkitsevä ja negatiivinen välillä  $[-1, 0]$  aivan kuten pitääkin. Ympäryskunnissa tapahtuu jokaisella periodilla noin 5,3% korjausta pitkän aikavälin tasapainon poikkeamista. Helsingin ja ympäryskuntien pitkän aikavälin suhde voi selittyä pitkälti samoista syistä kuin yhteisintegroituussuhteet pääkaupunkiseudun ja ympäryskuntien välillä, eli asuntojen substituutiovaikutuksesta. Mallimme on stabiili ja eikä siinä esiinny autokorrelaatiota. Virhetermit ovat normaalijakautuneet ja homoskedastiset.

### 5.3.2 Helsinki heikosti eksogeenisena muuttujana

Estimoidaan seuraavaksi rajoitettu VEC-malli. Ensin testataan, voidaanko tässä parittaisessa virhekorjausmallissa Helsinkiä tai ympäryskuntia pitää heikosti eksogeenisina muuttujina. LR-testin suuri p-arvo (0,595) osoittaa, että pääkaupunkiseudun tapaan myös Helsinkiä voidaan pitää mallissa heikosti eksogeenisena muuttujana. Ympäryskuntien kohdalla hypoteesi heikosta eksogeenisuudesta hylätään jälleen. Taulukossa 13 esitetään

yhteenveto estimoidusta VEC-mallista, jossa Helsinki on heikosti eksogeeninen muuttuja.

### Taulukko 13 Yhteenveto VEC(2)-mallista, jossa Helsinki on heikosti eksogeeninen muuttuja.

Taulukko esittää VEC-mallin estimointitulokset. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 95%-luottamusvälillä on merkattu \* ja 99%-luottamusvälillä \*\*.

	$\Delta HEL$	$\Delta YMP$
$\phi$		-0,050**
$\Delta HEL(-1)$	0,279*	0,608**
$\Delta HEL(-2)$	-0,269	0,253*
$\Delta YMP(-1)$	0,445**	-0,384**
$\Delta YMP(-2)$	-0,009	-0,127
Vakio	0,006**	-0,003
$R^2$	0,280	0,469
Kaikki arvot alapuolella ovat p-arvoja:		
LM-testi (systeemi)	0,094	
Jarque-Bera (yhdistetty)	0,551	
Virhetermien homoskedastisuus (malli)	0,165	
Granger kausaaliiteetti		
Selittävä muut.	$\Delta YMP$	0,017
	$\Delta HEL$	0,000
LR-testi (heikko eksogeenisuus)	0,595	0,000

Vaikka käsittelemme Helsinkiä heikosti eksogeenisena muuttujana, mallin tulokset ovat samansuuntaisia verrattuna rajoittamattomaan VEC-malliin. Myöskään mallin estimaatit eivät juurikaan muutu. Granger kausaaliiteetti on edelleen kaksisuuntainen 95%-luottamusvälillä. Lyhyellä aikavälillä Helsingin hintamuutosten viiveiden vaikutukset ympäryskuntiin ovat edelleen positiivisia ja tilastollisesti merkitseviä. Ensimmäinen viive on jälleen vahvemmin merkitsevä. Nyt ympäryskuntien hintamuutosten ensimmäisen viiveen vaikutus Helsinkiin on myös 99%-luottamusvälillä tilastollisesti merkitsevä. Tämä on selkeä muutos rajoittamattomaan malliin. Viiveen vaikutus on edelleen positiivinen.

Pitkällä aikavälillä ympäryskunnat reagoivat poikkeamiin pitkän aikavälin tasapainossa, ja korjausta tapahtuu noin 5% joka periodilla. Pitkän aikavälin dynamiikka on

hyvin samankaltaista kuin verrattaessa pääkaupunkiseudun ja ympäryskuntien välistä pitkän aikavälin dynamiikkaa. Korjausta tapahtuu nyt vain hieman vähemmän, noin 0,2%-yksikköä. Malli on stabiili ja eikä siinä esiinny autokorrelaatiota. Virhetermit ovat edelleen normaalijakautuneet ja homoskedastiset. Vaikka käsittelemme Helsinkiä nyt heikosti eksogeenisena, eivät mallin selitysasteet juurikaan muutu verrattuna rajoittamattomaan VEC-malliin.

### 5.3.3 Helsingin ja ympäryskuntien VAR-malli

Kappaleen alussa estimoimme VAR-mallin perustasossaan ja saimme Johansenin testiin optimaaliseksi viiveeksi kahta eri viivettä. Yhdellä viiveellä ei esiintynyt yhteisintegroituvuussuhteita Helsingin ja ympäryskuntien välillä. Siksi tutkimme vielä alueiden välistä VAR-mallia. Kun käytämme jälleen ensimmäisiä differenssejä, ehdottavat informaatiokriteerit kahta eri optimaalista viivettä VAR-malliin: AIC sekä HQ ehdottavat kahta viivettä ja SIC ehdottaa vain yhtä. Kun estimoimme VAR-mallin ensimmäisillä erotuksilla ja yhdellä viiveellä, mallissa esiintyy autokorrelaatiota (LM-testin p-arvo  $0,016 < 0,05$ ). Päädyimme siis estimoimaan mallin kahdella viiveellä, ja nämä tulokset esitetään Taulukossa 14.

#### Taulukko 14 Yhteenveto Helsingin ja ympäryskuntien VAR(2)-mallista.

Taulukko esittää VAR-mallin estimointitulokset. Parametrit, jotka ovat tilastollisesti merkitseviä 95%-luottamusvälillä on merkattu \* ja 99%-luottamusvälillä \*\*.

	$\Delta$ HEL	$\Delta$ YMP
$\Delta$ HEL(-1)	0,264*	0,505**
$\Delta$ HEL(-2)	-0,296*	0,081
$\Delta$ YMP(-1)	0,479**	-0,147
$\Delta$ YMP(-2)	0,019	0,058
Vakio	0,006**	-0,002
$R^2$	0,234	0,279
<b>Kaikki arvot alapuolella ovat p-arvoja:</b>		
LM-testi (malli)	0,148	
Jarque-Bera (yhdistetty)	0,201	
Virhetermien homoskedastisuus (malli)	0,082	

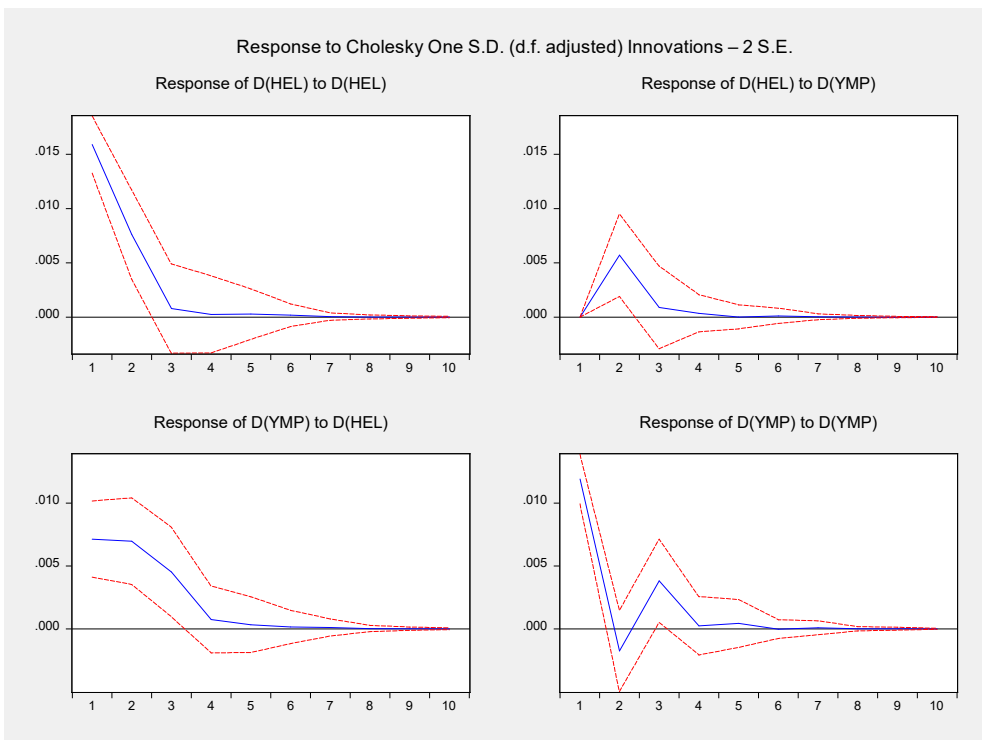
**Granger kausality**

Explaining variable	$\Delta YMP$	0,006	
	$\Delta HEL$		0,000

---

Granger-kausality on myös VAR-mallissa kahden suuntaista. Näyttö sille, että Helsingin hintamuutokset ja ympäryskuntien hintamuutokset vaikuttavat toisiinsa, on hyvin vahvaa. Ensimmäisten viiveiden vaikutukset ovat jälleen positiivisia, ja molemmat viiveet ovat tilastollisesti merkitseviä 99%-luottamusvälillä. VAR-mallin selitysasteet kuitenkin putoavat verrattuna VEC-malleihin. Mallin hyvyttä kuvaavat parametrit ovat kaikki kunnossa.

Kyseisen mallin impulssivasteet on esitelty Kuviossa 7. Helsingin hintamuutosten reaktio sokkiin ympäryskunnan hintamuutoksissa on jälleen hyvin saman tyyppinen kuin pääkaupunkiseudun ja ympäryskuntien tapauksessa. Reaktio on alussa hieman jyrkempi, mutta niin on myös palautuminen. Pitkän aikavälin tasapainoon palaututaan kuitenkin jälleen noin vuoden jälkeen sokista. Standardipoikkeamasokki Helsingin asuntojen hintamuutoksiin vaikuttaa ympäryskuntien hintamuutoksiin heti ensimmäisellä viiveellä. Sokin vaikutus pysyy stabiilina ensimmäisen ja toisen vuosineljänneksen välillä, ja lähtee hiipumaan siitä. Sokin vaikutus on hävinnyt kokonaan noin viiden vuosineljänneksen jälkeen.



Kuvio 7 Helsingin ja ympäryskuntien VAR(2)-mallin impulssivasteet

## 6 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkielman tarkoitus oli tutkia asuntojen hintojen leviämistä Helsingin seudulla. Erityisenä mielenkiinnon kohteena oli selvittää, leviävätkö hinnat pääkaupunkiseudulta ympäryskuntiin viiveellä. Usein ajatellaan, että hinnat leviävät juuri talouden keskuksista sitä ympäröiville alueilla. Tutkimme, mikä on Helsingin mahdollinen rooli hintojen leviämisen kannalta: riittääkö Helsingin asuntojen hintojen voima yksin ajamaan hintojen leviämistä ympäryskuntiin vai tarvitaanko siihen koko pääkaupunkiseudun vaikutusta? Näihin kysymyksiin pyrimme vastaamaan empiirisen analyysin avulla. Käytimme vanhojen osakeasuntojen reaalihintaindeksejä vuosien 2000 ja 2018 väliltä. Havaintoaineisto oli vuosineljänneksitasolla ja se oli laatuvarmista. Sovelsimme aikasarjoihimme yhteisintegroituvuustestejä ja estimoimme vektori-autoregressio-malleja sekä vektori-virheenkorjausmalleja riippuen alueiden välisistä yhteisintegroituvuussuhteista.

Tulokset näyttävät, että asuntojen hintamuutokset pääkaupunkiseudulla Granger aiheuttavat asuntojen hintamuutoksia ympäryskunnissa viiveellä. Pääkaupunkiseudun ja ympäryskuntien välillä vallitsee lisäksi pitkän aikavälin tasapainosuhteita. Ympäryskunnat sopeutuvat poikkeamiin pitkän aikavälin tasapainosta. Tämän jälkeen selvitimme pääkaupunkiseudun sisäisiä kausaalisuhteita. Huomasimme, että Helsingillä on vain lyhyen aikavälin kausaalisuhteita Espoo-Kauniaisen ja Vantaan kanssa. Tämä voi johtua pääkaupunkiseudun asuntomarkkinoiden pitkään jatkuneesta eriytymisestä. Kausaalisuhteet olivat kaksisuuntaisia Helsingin ja Espoo-Kauniaisen sekä Helsingin ja Vantaan välillä. Helsingin vaikutus muihin pääkaupunkiseudun kaupunkeihin oli kuitenkin vahvempaa. Helsingin ja ympäryskuntien välillä vallitsi myös pitkän aikavälin tasapainosuhteita. Tämä saattaa johtua alueiden asuntojen substituutiovaikutuksesta sekä siitä, että Helsingin hinnat johtavat pääkaupunkiseudun hintakehitystä. Ympäryskunnat sopeutuivat jälleen poikkeamiin pitkän aikavälin tasapainosta. Mielenkiintoista oli se, että kausaliteetti oli jälleen kaksisuuntaista. Helsingin vaikutus ympäryskuntiin oli kuitenkin jälleen vahvempaa. Näyttäisi siis siltä, että asuntojen hintamuutokset Helsingissä eivät täysin pysty selittämään asuntojen hintojen viivemuutoksia ympäryskunnissa, vaan siihen vaaditaan koko pääkaupunkiseudun vaikutus.

Löytämämme kausaalisuhteet alueiden välillä antavat vahvaa tukea sille hypoteesille, että asuntojen hinnat leviävät talouden keskuksista sitä ympäröiville alueille viiveellä. Impulssivasteista saimme selville, että sokki asuntojen hintojen muutoksille leviää hyvin nopeasti alueiden välillä, selvistä viivesuhteista huolimatta. Helsingin seudulla

informatiiviset tekijät saattavat hyvinkin aiheuttaa keskuksen johtavan roolin hintojen leviämässä. Pääkaupunkiseudun sisällä taas työllisyyden kasvulla ja muuttoliikkeellä on luultavasti merkittävä rooli. Vahvat ja positiiviset kausaalisuhteet alueiden välillä saattavat myös vahvistaa suhdannevaihteluita muun muassa asuntojen varallisuusvaikutuksen kautta.

Tämän tutkielman tarkoitus ei ollut selvittää absoluuttisia syitä asuntojen hintojen leviämälle Helsingin seudulla. Tarkoitus oli selvittää alueen välisiä mahdollisia lyhyen ja pitkän aikavälin kausaalisuhteita ja mitata niitä. On tärkeä muistaa, että vaikka sanomme esimerkiksi Helsingin asuntojen hintamuutosten Granger-aiheuttavan ympäryskuntien asuntojen hintamuutokset, se ei täysin tarkoita, että Helsingin hintamuutokset aiheuttavat asuntojen hintamuutokset ympäryskunnissa. Se tarkoittaa sitä, että nykyiset ja historiaan pohjautuvat havainnot Helsingissä ovat tilastollisesti merkitseviä selittämään tulevaisuuden havainnot ympäryskunnissa. Se, voiko joku käyttää tätä ennalta-arvattavuutta hyödykseen voitontavoittelussa, on jälleen eri kysymys. Tutkielmassa esitetyt teoreettiset syyt hintojen leviämälle sopivat hyvin Suomen kaltaiselle pienelle ja homogeeniselle maalle. Suuremmalle ja heterogeenisemmalle alueelle, kuten Yhdysvalloille, tulokset ja selitykset olisivat luultavasti erilaisia.

## LÄHTEET

- Acemoglu, D. (1995) Reward structures and the allocation of talent. *European Economic Review*, Vol. 39 (1), 17.
- Alexander, C. – Barrow, M. (1994) Seasonality and cointegration of regional house prices in the UK. *Urban Studies*, Vol. 31, 1667–1689.
- Asuminen Helsingissä, <<https://asuminenhelsingissa.fi/fi/content/vanhojen-osakeasuntojen-hinnat>>, haettu 20.11.2019.
- Barot, B. – Takala, K. (1998) House prices and inflation: a cointegration analysis for Finland and Sweden, *Bank of Finland Discussion Papers*, 12/1998.
- Benjamin, J. D. – Chinloy, P. – Jud, G. D. (2004) Why do households concentrate their wealth in housing? *Journal of Real Estate Research*, Vol. 26 (4), 329–343.
- Berg, L. (2002) Prices on the second-hand market for Swedish family houses: Corelation, causation and determinants. *European Journal of Housing Policy*, Vol. 2 (1), 1–24.
- Booth, G. G. – Martikainen, T. – Yiuman, T. (1996) Long-run price transmission in the different regions of the Finnish housing market, *Proceedings of the University of Vaasa*, Discussion papers 190/1996.
- Canarella, G. – Miller, S.– Pollard, S. (2012) Unit roots and structural change: An application to US house-price indices. *Urban Studies*, Vol. 49, 757–776.
- Case, K. E. – Quigley, J. M. – Shiller, R. J. (2001) Comparin wealth effects: The stock market verseus the housing market. *National Bureau of Economics Research*, Working paper 8606/2001.
- Chang, Chin-Oh – Teng, Hsiao-Jung – Chen, Ming-Chi (2017) Housing bubble contagion from city centre to suburbs. *Urban Studies*, Vol. 54 (6), 1463–1481.

- Chiang, Ming-Chu – Tsai, I-Chun (2016) Ripple effect and contagious effect in the US regional housing markets. *The Annals of Regional Science*, Vol. 56, 55–82.
- Clapp, J. M. – Tirtiroglu, D. (1994) Positive feedback trading and diffusion of asset price changes: Evidence from housing transactions, *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 24 (3), 337–355.
- Clapp, J. M. – Dolde, W. – Tirtiroglu, D. (1995) Imperfect information and investor inferences from housing price dynamics. *Real Estate Economics*, Vol. 23 (3), 239–269.
- Cook, S. (2005) Regional house price behaviour in the UK: application of a joint testing procedure. *Physica A*, Vol. 345, 611–621.
- Darby, M. R. (1987) "Wealth effect", *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Vol. 4, 883–884.
- Dolde, W. – Tirtiroglu, D. (1997) Temporal and spatial information diffusion in real estate price changes and variances, *Real Estate Economics*, Vol.25 (4), 539–565.
- Engle, R. F. – Granger, C. W. J. (1987) Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, Vol. 55 (2), 251–276.
- Forbes, K. J. – Rigobon, R. (2002) No contagion, measuring stock market comovements. *Journal of Finance*, Vol. 57, 2223–2261.
- Fuller, W. A. (1976) Introduction to statistical time series. *New York: Johan Wiley and Sons*.
- Fuss, R. – Zhu, B. – Zietz, J. (2011) US regional housing bubbles, their co-movements and spillovers. *Working paper*.
- Giussani, B. – Hadjimatheou, G. (1991) Modelling regional house prices in the United Kingdom. *Papers in Regional Science*, Vol. 70, 201–219.

- Granger, C. W. J. (1969) Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, Vol. 37 (3), 424–438.
- Grossman, S. J. – Stiglitz, J. E. (1976) Information and competitive price systems. *American Economic Review*, Vol. 66 (2), 246–253.
- Gupta, R. – Miller, S. M. (2012) The time-series properties on housing prices: a case study of the Southern California market, *The Journal of Real Estate Finance and Economics* Vol. 44 (3), 339–361.
- Gupta, R. – Miller, S. M. (2012) ”Ripple effect” and forecasting home prices in Los Angeles, Las Vegas and Phoenix, *The Annals of Regional Science*, Vol. 48, 763–782.
- Gusdorf, F. – Hallegatte, S. (2007) Behaviors and housing inertia are key factors in determining the consequences of a shock in transportation cost, *Energy Policy*, Vol. 35, 3483–3495.
- Hamilton, James (1994) Time series analysis. *Princeton University Press*, p. 437
- Hatemi, J. A. (2004) Multivariate test for autocorrelation in the stable and unstable VAR models. *Economic Modelling*, Vol. 21 (4), 661–683.
- Hacker, R. S. – Hatemi, J. A. (2008) Optimal lag-length choice in stable and unstable VAR models under situations of homoscedasticity and ARCH. *Journal of Applied Statistics*, Vol. 35 (6), 601–615.
- Helsingin kaupunki (2003) Helsingin seudun kasvu ja seuturakenteen kehitys vuoteen 2025. < <https://www.hel.fi/hel2/tietokeskus/suunnat/ss203/artikkeli.html> > haettu 11.12.2019.
- Holmes, M. J. (2007) How convergent are regional house prices in the United Kingdom: Some new evidence from panel data unit root testing. *Journal of Economic and Social Research*, Vol. 9, 1–17.

- Hui, E. C. M. – Zheng, X. – Hu, J. (2012) Housing price, elderly dependency and fertility behaviour. *Habitat International*, Vol. 36, 304–311.
- Investopedia ”Law of One Price”, <<https://www.investopedia.com/terms/l/law-one-price.asp>>, haettu 19.11.2019.
- Johansen, S. (1991) Estimation and hypothesis testin of cointegration vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, Vol.59 (6), 1551–1580.
- Johansen, S. (1996) *Likelihood-based inference in cointegrated vector auot-regressive models*, Oxford: Oxford University Press. 1996.
- Kauppalehti (2019) Vanhojen asuntojen arvo kasvaa pääkaupunkiseudulla, mutta kovinta nousu on Oulussa – katso tuoreet neliöhinnat <<https://www.kauppalehti.fi/uutiset/vanhojen-asuntojen-arvo-kasvaa-paakaupunkiseudulla-mutta-kovinta-nousu-on-oulussa-katso-tuoreet-neliohinnat/7e699a8f-78e9-4937-a0da-3c9a98c93781>>, haettu 19.11.2019.
- Kosonen, K. (1997) House price dynamics in Finland, *Labour Institue for Economic Research*, Discussion papers 137/1997.
- Kuosmanen, P. (2002) Riski ja tuotto asuntomarkkinoilla, *Acta Wasaensis*, No 107.
- Lütkepohl, H. (1993) *Introduction to multiple time series analysis*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg 1993.
- MacDonald, R. – Taylor, M. P. (1993) Regional housing prices in Britain: Long-run relationships and short-run dynamics. *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 40 (1), 43–56.
- Meen, Geoffrey (1996) Spatial aggregation, spatial dependence and predictability in the UK housing market. *Housing Studies*, Vol. 11 (3), 345.
- Meen, Geoffrey (1999) Regional house prices and ripple effect: A new interpretation. *Housing Studies*, Vol. 14 (6), 733–753.

- Miao, H. – Ramchander, S. – Simpson, M. W. (2011) Return and volatility transmission in US housing markets. *Real Estate Economics*, Vol. 39, 701–741.
- Muellbauer, J. – Murphy, A. (1994) Explaining regional house prices in the UK. *Working paper* WP94/21 (Dublin, University College Dublin, Department of Economics)
- Oikarinen, Elias (2006) The diffusion of housing price movements from center to surrounding areas. *Journal of Housing Research*, Vol. 15 (1), 4–28.
- Oikarinen, E. – Asposalo, H. (2004) Housing portfolio diversification potentials in the Helsinki Metropolitan Area in the short and long horizon. *Turku School of Economics and Business Administration*, Discussion paper series, 11:2004, Turku.
- Phillips, P. C. B. – Perron, P. (1988) Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, Vol 75 (2), 335–346.
- Pollakowski, H. O. – Ray, T. S. (1997) Housing price diffusion patterns at different aggregation levels: An examination of housing market efficiency. *Journal of Housing Research*, Vol. 8 (1), 107–124.
- Sims, C. A. (1980) Macroeconomics and reality. *Econometrica*, Vol. 48 (1), 1–48.
- Smyth, R. – Nandha, M. (2003) Cointegration and causality in Australian capital city house prices 1986–2001. *Journal of Economic Social Policy*, Vol. 7 (2), 35–50.
- Stiglitz, J. E. (1990) Symposium on bubbles. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4 (2), 13–18.
- Stein, J. C. (1995) Prices and trading volume in the housing market: a model with downpayment effects. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110 (2), 379–405.

Steven, C. (2003) The convergence of regional house prices in the UK. *Urban Studies*, Vol. 40, 2285–2294.

Taloussanommat (2018) Pysäyttävä kuva: tästä syystä asuntokupla puhkesi Tukholmassa, mutta tuskin Helsingissä. <<https://www.is.fi/taloussanommat/art-2000005548234.html>> , haettu 19.11.2019

Tarbert, H. (1998) The long-run diversification benefits available from investing across geographical regions and property type: Evidence from cointegration tests. *Economic Modelling*. Vol. 15 (1), 49–65.

Tilastokeskus (2019) Miksi neliöhinta nousee, mutta hintaindeksi laskee?

<<http://www.stat.fi/tietotrendit/blogit/2019/miksi-neliohinta-nousee-mutta-hintaindeksi-laskee/>>, haettu 19.11.2019.

Tilastokeskus (2018) Asuntojen hintojen ja ansiotason muutokset.

< [http://tilastokeskus.fi/til/ashi/2018/03/ashi\\_2018\\_03\\_2018-05-02\\_kat\\_002\\_fi.html](http://tilastokeskus.fi/til/ashi/2018/03/ashi_2018_03_2018-05-02_kat_002_fi.html)>, haettu 19.11.2019.

Yle (2019) Asuntojen hinnat ovat nousseet vain muutamassa suurimmassa kaupungissa.

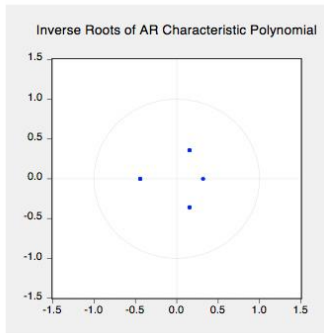
< <https://yle.fi/uutiset/3-10900302>>, haettu 19.11.2019.

Wilson, P. J. – Gerlach, R. – Zurbruegg, R. (2003) Potential diversification benefits in the presence of unknown structural breaks: An Australian case study. *Australian Economic Papers*. Vol. 42 (4), 442–453.

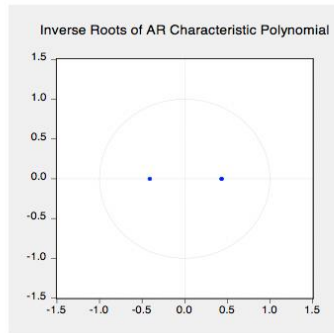
# LIITTEET

## Liite 1. Mallien stabiilisuutta kuvaavat taulukot

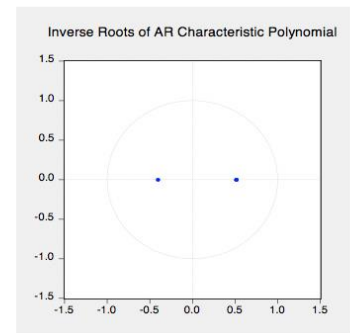
**VAR(2)-  
Pääkaupunkiseutu  
& ympäryskunnat**



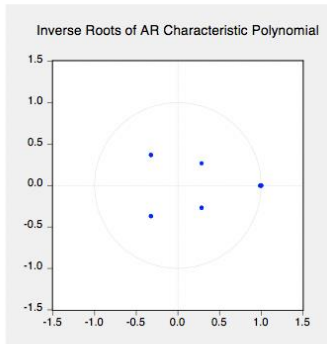
**VAR(1)-Helsinki  
ja Espoo-Kauni-  
ainen**



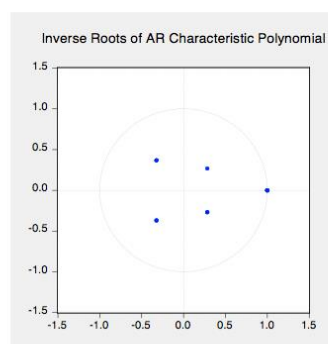
**VAR(1)-Helsinki ja Vantaa**



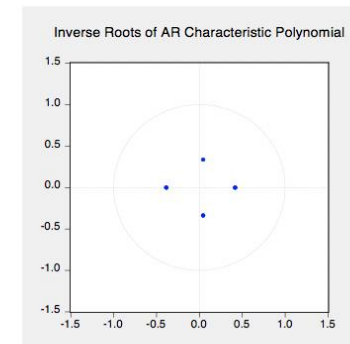
**VECM(2)-Helsinki  
ja ympäryskunnat  
endogeenisia**

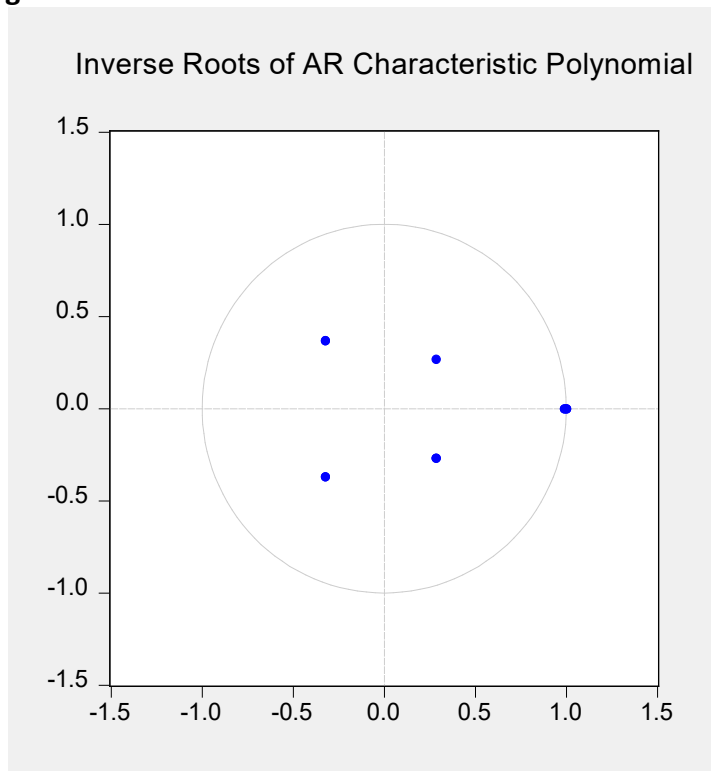


**VECM(2)-  
Helsinki hei-  
kosti eksogee-  
ninen**



**VAR(2)-Helsinki & ympärys-  
kunnat**



**VECM(2)-Pääkaupunkiseutu ja ympäryskunnat endogeenisia****VECM(2)-Pääkaupunkiseutu heikosti eksogeeninen**