

MAKROTALouden MUUTTujAT ALUEELLISEN ASUNTOMARKKINADYNAMIIKAN SELITTÄJINÄ

**Jyväskylän yliopisto
Kauppakorkeakoulu**

Pro gradu -tutkielma

2020

**Tekijä: Otto Schildt
Oppiaine: Taloustiede
Ohjaaja: Heikki Lehkonen**



JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

TIIVISTELMÄ

<i>Tekijä</i> <i>Otto Schildt</i>	
<i>Työn nimi</i> <i>Makrotalouden muuttujat alueellisen asuntomarkkinadynamiikan selittäjinä</i>	
<i>Oppiaine</i> <i>Taloustiede</i>	<i>Työn laji</i> <i>Pro gradu -tutkielma</i>
<i>Aika (pvm.)</i> <i>21.10.2020</i>	<i>Sivumäärä</i> <i>92</i>
<i>Tiivistelmä – Abstract</i> <i>Suomen asuntomarkkinat ovat jakautuneet maantieteellisesti laajalle alueelle ja polarisaatio on kasvanut viimeisen vuosikymmenen aikana. Tämän takia on mielenkiintoista nähdä, miten makrotaloudellisten tekijöiden muutoksilla voidaan ennakoida asuntojen hintakehitystä alueittain. Tarkemmin määriteltynä tarkoituksena oli selvittää vaihtelevatko parhaat ennustetekijät alueellisesti ja talouden suhdanteiden mukaan sekä vallitseeko makrotaloudellisten muuttujien ja asuntomarkkinoiden välillä dynaaminen kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde. Työn aineisto koostui Helsingin, Vantaan, Espoon, Turun, Tampereen, Jyväskylän, Rovaniemen, Kajaanin ja Lappeenrannan kerrostalokaksioiden neljännesvuosittaisista hedonisista hintaindekseistä aikajaksolta 2000:Q1-2019:Q3. Makrotaloudelliseksi muuttujiksi valittiin 12 kuukauden euribor, bruttokansantuote, lainanantoaste, kuluttajahintaindeksi, rahan määrä (m3) ja osakemarkkinat.</i> <i>Empiiriset menetelmät perustuivat ekonometriseen aikasarja-analyysiin, jossa tutkimuskehikko jaettiin staattisiin ja dynaamisiin menetelmiin. Usean muuttujan regressioanalyysillä ja korrelaatioanalyysillä tarkasteltiin makrotalouden välittömiä vaikutuksia asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. Dynaamisiksi menetelmiksi valittiin Grangerin kausaliiteettitesti, VAR-malli (engl. Vector autoregressive model) ja DMA-malli (engl. Dynamic model averaging). Näillä menetelmillä tutkittiin muuttujien välisiä vuorovaikutussuhteita sekä mitkä tekijät ennakoivat parhaiten asuntomarkkinoiden hintakehitystä.</i> <i>Tulosten mukaan makromuuttujien ennustekyky vaihtelee paljon alueittain sekä talouden suhdanteiden mukaan. Suomen suurimmilla asuntomarkkinoilla (Pääkaupunki-seutu, Turku ja Tampere) lainanantoaste ja osakemarkkinat ennakoivat parhaiten asuntomarkkinoiden hintakehitystä finanssikriisin jälkeisellä periodilla. Finanssikriisiä edeltävällä aikajaksolla parhaat ennustemuuttujat vaihtelivat enemmän.</i> <i>Tutkimuksen tulokset osoittivat useita kaksisuuntaisia vuorovaikutussuhteita kasvukeskusten ja makrotaloudellisten muuttujien välillä. Grangerin kausaliiteettitesti ja VAR-mallit todistivat myös Helsingin asuntomarkkinoiden vaikuttavan vahvasti muiden kasvukeskusten asuntojen hintakehitykseen pienempien paikkakuntien jäädessä vaikutuksen ulkopuolelle. Tutkimuksen tulokset tukevat näkemystä Suomen asuntomarkkinoiden heterogeenisyydestä ja polarisaation vahvistumisesta.</i>	
<i>Asiasanat</i> <i>Asuntomarkkinat, dynamiikka, asuntojen hinnat, DMA-malli, makrotalous</i>	
<i>Säilytyspaikka</i> <i>Jyväskylän yliopiston kirjasto</i> <i>Jyväskylän yliopiston kauppakorkeakoulu</i>	

SISÄLLYS

1	JOHDANTO.....	6
1.1	Tutkielman rakenne	8
2	ASUNTOMARKKINOIDEN TAUSTA JA TEORIA	10
2.1	Asunnon hinnan muodostuminen.....	10
2.2	Mikrotaloudellinen viitekehys.....	11
2.3	Makrotaloudellinen viitekehys.....	12
2.4	Vuokran määräytyminen.....	13
2.5	Hintojen määräytyminen.....	14
2.6	Asuntotuotanto	15
2.7	Asuntokannan muutos	16
2.8	Shokkien vaikutus asuntomarkkinoilla.....	16
2.9	Aiempi tutkimus	18
3	AINEISTO	29
3.1	Asuntojen hintaindeksit.....	29
3.2	Bruttokansantuote	31
3.3	Kuluttajahintaindeksi.....	32
3.4	12 kuukauden euribor	33
3.5	Lainanantoaste	34
3.6	Osakemarkkinat	36
3.7	Rahan määrä (M3)	37
3.8	Aineistoanalyysi.....	39
4	MENETELMÄT	41
4.1	Aikasarjojen yksikköjuuritestit	41
4.2	Pearsonin korrelaatiokerroin	43
4.3	Usean muuttujan regressiomalli aikasarjalle.....	44
4.4	Grangerin kausaalisuustestit.....	45
4.5	VAR-mallit	46
4.6	Ennusteet pidemmälle aikavälille	47
4.7	DMA-malli.....	47

5	EMPIIRISET TULOKSET	51
5.1	Asuntojen tuottolaskelmat kaupungeittain	51
5.2	Muuttujien yksikköjuuritestit	52
5.3	Korrelaatioanalyysi	53
5.4	Usean muuttujan regressioanalyysi	54
5.5	Usean muuttujan regressioanalyysi koko aikaväliltä.....	54
5.6	Grangerin kausaalisuustestit.....	57
5.7	Ennusteet pidemmälle aikavälille	58
5.8	VAR-mallin tulokset.....	59
5.9	Kaupunkien väliset vaikutukset.....	65
5.10	DMA-mallin tulokset	71
5.11	Makromuuttujien valinta.....	71
5.12	DMA-mallin ennusteet	73
6	YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET	75
7	LÄHTEET	79
8	LIITTEET	85
8.1	Korrelaatiomatriisit	85
8.2	VAR-mallien residuaalien korrelaatiomatriisit	86
8.3	Granger -kausaalisuustestin tulokset	87
8.4	Tulokset ennusteista pidemmille aikaväleille	90

1 JOHDANTO

Tässä tutkielmassa tutkitaan Suomen asuntomarkkinoiden alueellista hintakehitystä ja siihen vaikuttavia makrotaloudellisia tekijöitä, joilla pyritään ennakoimaan asuntomarkkinoiden hintakehitystä lyhyellä aikavälillä. Tutkimuksen tuloksista on mielenkiintoista nähdä vaihtelevatko parhaat ennustemallit alueellisesti vai pysyykö tietty talouden perustekijä parhaana ennustavana tekijänä aluetta katsomatta. Tutkimusmenetelmät on jaettu staattisiin ja dynaamisiin. Staattisilla menetelmillä voidaan tarkastella makromuuttujien välitöntä vaikutusta asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. Dynaamisilla malleilla on tutkimuksessa tärkeä rooli, koska niillä voidaan tutkia eri tekijöiden vuorovaikutusta sekä nähdä mitkä tekijät ennustavat parhaiten asuntomarkkinoiden hintakehitystä. Tutkimuksen tulosten avulla voidaan ennakoida asuntomarkkinoiden haavoittuvuutta erilaisissa talouden kriiseissä sekä noususuhdanteissa.

Tutkielmassa käytetään asuntomarkkinoiden hintakehityksen aikasarjoja, jotka koostuvat Suomen eri kaupunkien hintakehityksestä aikavälillä 2000:Q1-2019:Q3. Aineistoon on valittu Suomen suurimmat kasvukeskukset sekä pienempiä paikkakuntia, jolloin voidaan tarkastella asuntomarkkinoiden heterogeenisyyttä sekä polarisaatiota. Asuntomarkkinoiden hintakehityksestä on tehty laajempaa tutkimusta, mutta tutkimuskannan voidaan sanoa olevan kotimaassa vielä hyvin rajallinen. Aikaisemmat tutkimukset esitellään luvussa 2.9. Pääasiallisina menetelminä on käytetty muun muassa Grangerin kausaalisuustestejä ja VAR-malleja (engl. Vector Autoregressive model), joilla voidaan tarkastella asuntomarkkinoiden ja makrotaloudellisten tekijöiden dynamiikkaa sekä erilaisten hintashokkien etenemistä muuttujien välillä. Asuntomarkkinoiden ja makrotaloudellisten tekijöiden staattisia vaikutuksia tarkastellaan usean muuttujan regressioanalyysillä ja korrelaatioanalyysillä. Hintakehityksen ennustamisen tarkasteluun on käytetty DMA-mallia (engl. Dynamic model averaging). Tämä ennustemalli on suhtellisen tuore menetelmä taloudellisessa tutkimuksessa ja onkin mielenkiintoista nähdä miten sitä voidaan hyödyntää Suomen asuntomarkkinoiden tarkastelussa. Mallin esittelivät ensi kertaa Raftery ym. (2010). Koop ja Korobilis (2012) jatkoivat sen kehittämistä ensi esityksen jälkeen. DMA-malli käydään yksityiskohtaisemmin läpi luvussa 4.7.

Tutkimuksessa tarkastellaan myös vaihteleeeko makromuuttujien ennustekyky eri suhdanteiden aikana. Tarkasteluaikajaksoon 2000:Q1-2019:Q3 sisältyy vuoden 2008 finanssikriisin edeltävä ja jälkeinen periodin, joina korkotasot ovat olleet hyvin eri tasoilla. Tarkasti määriteltynä tutkimuksessa pyritään saamaan vastaus seuraavin tutkimuskysymyksiin:

- 1) Mitkä makrotaloudelliset tekijät ennustavat parhaiten Suomen asuntomarkkinoiden hintakehitystä aluetasolla?
- 2) Ennakoivatko makrotaloudelliset tekijät hintojen muutoksiin eri tavalla talouden eri suhdanteissa?
- 3) Vallitseeko hintojen ja makrotaloudellisten muuttujien välillä dynaaminen kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde?

Viimeisten tutkimuksien mukaan makrotaloudelliset tekijät vaikuttavat Suomen asuntomarkkinoihin eri tavalla eri alueilla ja näiden välillä on vallinnut kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde. Asuntomarkkinoita onkin mielekästä analysoida aluetasolla (Oikarinen, 2007).

Asuntomarkkinoiden hintakehityksen ennustaminen on kiinnostanut ekonomisteja ja poliitikkoja jo pitkään. Hintakehityksen ennakoimista tarvitaan tehdessä raha- tai finanssipoliittisia päätöksiä. Rahoitusmarkkinoilla on tärkeää tutkia asuntomarkkinoiden ja makrotaloudellisten tekijöiden kaksisuuntaista vuorovaikutussuhdetta, koska tällä on tärkeä rooli esimerkiksi pankkien luotonannossa. Suuri osa pankkien lainoista on kiinteisövakuudellisia luottoja. Lainojen vakuusarvojen muuttuessa myös rahoituksen kustannukset voivat muuttua. Vakuusarvoihin liittyen historiassa olemme kokeneet dramaattisia asuntojen hintojen nousu- ja laskukausia. Yksi pahimmista laskukausista koettiin Yhdysvalloissa kun subprime-kriisi syntyi pankkien taseissa olevista todella riskisistä asuntoluottojohdannaisista. Asuntojen hintojen romahtamisen jälkeen pankit kärsivät luottotappioita, kun vakuuksien arvot myös laskivat eikä niitä voitu realisoida. Tästä syntyi finanssikriisi ja lopulta maailmanlaajuinen taantuma vuonna 2008.

2010-luvun jälkeen Suomen asuntomarkkinoilla on esiintynyt polarisaatiota. Hinnat ovat laskeneet jopa väestöltään kasvavien maakuntien reuna-alueilla ja monissa suurissa maakuntakeskuksissa (PTT, 2020). Polarisaation vaikutusten tarkastelu tekee tutkimuksen aiheesta erityisen

ajankohtaisen. Tutkimuksesta nähdään miten eri alueiden hintakehitys eroaa toisistaan ja miten makrotaloudelliset muuttujat vaikuttavat alueellisesti eri tavalla.

Asuntomarkkinat ovat merkittävässä roolissa koko kansantalouden kehityksessä ja asuntojen hintojen laskulla tietyissä kunnissa voi olla suuri vaikutus työvoiman liikkuvuuteen ja tätä kautta työmarkkinoiden tehokkuuteen. Asuntoinvestointien osuus kansantalouden investoinneista oli noin neljännes 1990-luvulla ja kaksi kolmasosaa suomalaisten kotitalouksien varallisuudesta koostuu asuntoon kiinnitetystä varallisuudesta (Laakso ja Loikkanen, 2004). Monesti yksityiselle kuluttajalle juuri asunto on yksi elämän suurimpia sijoituksia ja määrittelee pitkälti kuinka paljon kotitaloudella on varallisuutta käytössään nyt ja tulevaisuudessa. Tämä tunnetaan taloustieteessä myös nimellä varallisuusvaikutus. Varallisuusvaikutuksella voi olla erilaisia kerroinvaikutuksia taloudessa: asuntojen hintojen noustessa kiinteistövakuuksien arvo nousee ja sijoittajat saavat pankeilta lainaa helpommin ja tällöin voi odottaa myös kasvua osakkeiden kysynnässä (Oikarinen, 2006). Seuraavassa luvussa käydään läpi työn rakennetta eli mistä eri osioista tutkielma koostuu.

1.1 Tutkielman rakenne

Tutkielma rakentuu kuudesta varsinaisesta eri osiosta. Johdannon jälkeen käsitellään asuntomarkkinoiden taustaa ja teoriaa, jossa tutkitaan asuntojen hintojen muodostumista mikro- ja makrotasolla ja esitellään neljän kvadrantin malli. Samassa osiossa käydään läpi aikaisempaa kirjallisuutta muuttujakohtaisesti ja esitellään millaisia tuloksia on saatu vastaavista tutkimuksista, mikä helpottaa tämän tutkielman tulosten vertailtavuutta. Kolmannessa osiossa esitellään tutkielman aineisto, joka antaa lukijalle tarvittavat tiedot työssä käytettävistä käsitteistä ennen syventymistä aiheeseen. Aineiston esittelemisen jälkeen siirrytään varsinaiseen empiiriseen osaan, jossa ensiksi esitellään käytettävät tutkimusmenetelmät. Suurin osa tutkielman painopisteestä on empiirisessä osiossa. Kuudennessa osiossa käydään läpi tutkimuksen tulokset ja tehdään tarvittavat johtopäätökset missä tutkielma onnistui ja oliko aineistossa mahdollisia puutteita. Viimeisessä osiossa

esitetään myös mahdolliset politiikkasuositukset ja jatkotutkimisen aiheet seuraaville aiheesta kiinnostuneille.

2 ASUNTOMARKKINOIDEN TAUSTA JA TEORIA

Tässä luvussa tarkastellaan asuntomarkkinoiden hintojen muodostumista mikro- ja makrotalouden näkökulmista. Pääasiallisena lähteenä on käytetty Seppo Laakson ja Heikki A. Loikkasen kaupunkitalouskirjaa (2004). Teoria osuuden tarkoituksena on tuoda tutkimukseen syvällisempää näkökulmaa miten asuntojen hinnat muodostuvat pääasiallisesti ja millaisia vaikutuksia talouden eri suhdanteilla voi olla asuntomarkkinoiden hintakehitykseen eri muuttujien kautta. Asuntomarkkinoita on tutkittu laajasti makrotalouden näkökulmasta. Tutkijoita on kiinnostanut erityisesti asuntojen kysynnän, tarjonnan ja hintojen vaihtelut koko kansantalouden tasolla ja näiden yhteys makrotaloudelliseen kehitykseen. Asuntomarkkinat nähdäänkin yleensä alueellisena ilmiönä. (Laakso ja Loikkanen, 2004).

2.1 Asunnon hinnan muodostuminen

Suurimmat asuntomarkkinat keskittyvät luonnollisesti kaupunkeihin yritysten ja palveluiden lähelle. Suomessa yhä useampi ihminen muuttaa maaseudulta kaupunkialueille mikä nostaa jatkuvasti asuntojen kysyntää Suomen suurimmissa kaupungeissa. Tämän seurauksena uudiskohteita rakennetaan yhä enemmän, jotta voidaan vastata asuntojen kasvavaan kysyntään ja estää hintojen hallitsematon nousu kaupunkialueilla. Suuresta kysynnästä johtuen asuminen on kaupunkialueilla verrattain kallista tulotasoihin nähden. Asumiseen kohdistuvat kustannukset muodostavat kaupungissa asuvan suomalaisen keskivertokotitalouden kulutusmenoista yli neljänneksen. Asumiseen kohdistuvat kustannukset eli vuokra tai lainanlyhennys muodostaa paljon suuremman osan kotitalouden kuukausittain käytettävästä rahamäärästä verrattuna esimerkiksi keskimääräiseen elintarvikkeisiin käytettävään rahamäärään (Laakso ja Loikkanen, 2004).

Asuntomarkkinoita on mielekästä tutkia metropolialueilla, joilla asunnot voidaan nähdä substituutteina eli toistensa korvaavina hyödykkeinä. Makrotaloudelliset muutokset vaikuttavat näin ollen asuntoihin samalla tavalla yhden metropolialueen sisällä. Suomen eri alueiden asuntoja ei voida katsoa yhtä läheiseksi substituuteiksi kuin asuntoja yhdellä metropolialueella ja tämän takia

voidaan havaita maantieteellisiä eroja esimerkiksi asuntojen hinnoissa, kasvuasteessa ja makrotalouden muuttujien dynamiikassa. (Oikarinen, 2005).

2.2 Mikrotaloudellinen viitekehys

Tässä tutkimuksessa pääasiallisena tutkimuskohteena ovat makrotalouden muuttujien ja asuntomarkkinoiden hintakehityksen välinen yhteys. On kuitenkin tärkeää myös ymmärtää asuntojen hintojen mikrotaloudellinen viitekehys, johon myös makrotaloudelliset muuttujat osaltaan vaikuttavat. Näin saadaan kokonaisvaltainen ymmärrys eri osapuolten toiminnan seurauksesta asuntojen hintojen kehitykseen ja myös asuntomarkkinoiden hintakehityksen vaikutus talouden kehitykseen.

Kuluttajille etenkin asunto on hyvin pitkäikäinen, kallis ja kiinteä heterogeeninen hyödyke. Asunnon laatu ja asumisen muoto voivat vaihdella todella monella eri tavalla. Myös luonnollisesti kuluttajien preferenssit vaihtelevat asunnon tyypistä ja kotitalouden koosta riippuen. Asuntomarkkinoilla on poikkeuksellisen korkeat transaktiokustannukset, jotka koostuvat uuden asunnon etsimisestä ja myymisestä, vuokraamisesta tai muuttamisen kustannuksista. Asunnon vaihtamiseen liittyy myös ihmisille psykologisia kustannuksia, jotka johtuvat asuinympäristöön liittyvistä sosiaalisista verkostoista tai muuten alueeseen/asuntoon kiintymisestä. Kuluttajien korkeat transaktiokustannukset tekevät asuntomarkkinoista suhteellisen joustamattomat, vaikka markkinatilanteet tai kotitalouden olosuhteet muuttuisivat. (Laakso ja Loikkanen, 2004).

Asuntojen rajallisuuden takia asuntomarkkinat ovat siinä suhteessa myös erityislaatuiset verrattuna muihin kestokulutushyödykkeisiin ja päivittäistavaroihin, että kuluttaja voi päätyä lopulta ostamaan hyvinkin erilaisen asunnon mikä ei vastaa kuluttajan käsitystä optimaalisesta valinnasta. Tyypillisesti kotitaloudet vastaavat asuntojen kysynnästä ja kilpailevat samoista tarjolla olevista asunnoista niin, että kukaan osapuoli ei pysty vaikuttamaan markkinoilla vallitsevaan hintatasoon. (Laakso ja Loikkanen, 2004).

Asuntomarkkinoilla myös yritykset vastaavat asuntojen tarjonnasta ja kilpailevat kuka pystyy tuottamaan asuntoja pienimmillä kustannuksilla, koska yritykset itse eivät pysty vaikuttamaan markkinoilla määräytyvään

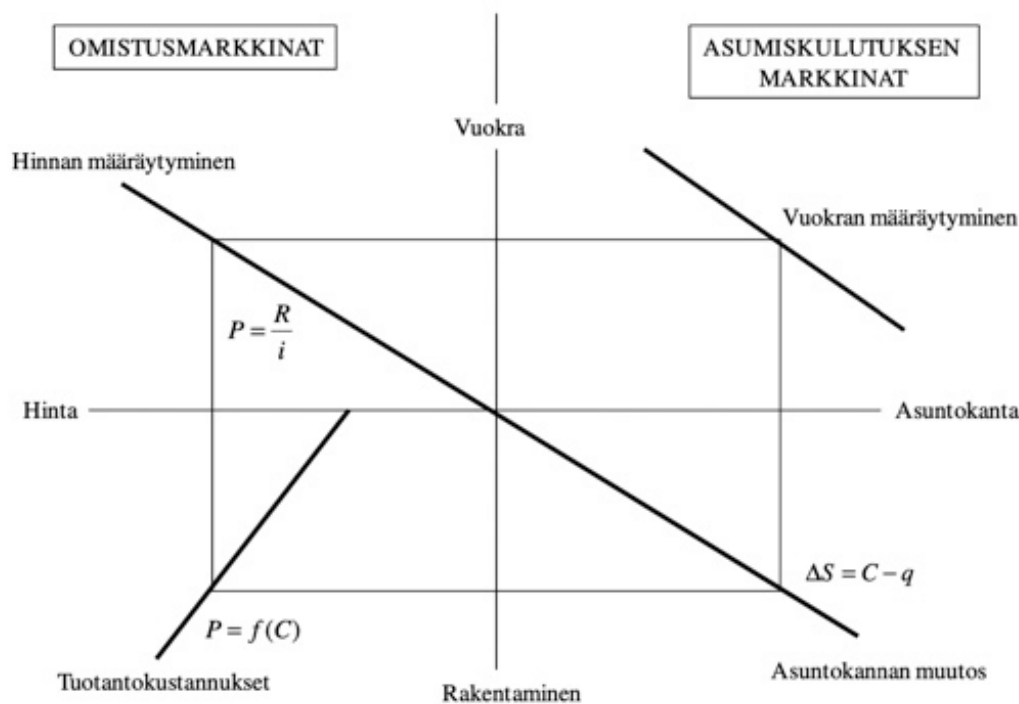
markkinahintaan. Muiden hyödykkeiden tapaan asuntomarkkinoillakin esiintyy paljon kilpailua, jonka toimesta yritykset hyödyntävät tuotedifferointia erottuakseen muista kilpailijoista. Maksimoidakseen voittoja joidenkin yritysten on optimaalista valmistaa erilaatuisia asuntoja, koska myös kuluttajien preferenssit eroavat keskenään kuinka paljon asunnon laatua vähän arvostava on valmis laatuerosta maksamaan. Heikompilaatuisia asuntoja valmistavien yritysten on parempi suunnattava markkinoille, joilla kuluttajat ovat joustavampia laadun muutoksille. (Belleflamme ja Peitz, 2015).

2.3 Makrotaloudellinen viitekehys

Tarkasteltaessa makrotaloudellisten muuttujien vaikutusta asuntomarkkinoiden hintakehitykseen on syytä ottaa esille DiPasquale ja Wheaton (1992) kehittämä neljän kvadrantin- malli. DiPasqualen ja Wheatonin (1992) tarkoitus neljän kvadrantin mallilla oli hahmottaa miten asuntokannan, asuntotuotannon ja asumiskulutuksen sekä asuntojen hinnat ja vuokrat ovat yhteydessä toisiinsa. Seuraavaksi käydään tarkemmin läpi neljän kvadrantin-malli, jonka avulla saadaan hyvä yleiskäsitys makrotalouden muuttujien ja asuntomarkkinoiden välisestä suhteesta ennen kuin syvennyttään tarkemmin aiheen aikaisempaan kirjallisuuteen.

Asuntojen hinnat muodostuvat muiden hyödykkeiden tapaan sillä perusteella, paljonko hyödykettä on tarjolla kyseisellä ajanhetkellä ja paljonko tälle hyödykkeelle syntyy kysyntää eli onko kuluttaja per hyödyke suhde korkea vai matala. Jos tarjonta on rajallista niin hinnoilla on taipumusta nousta markkinoilla. Rakennustuotannolla voidaan lisätä tarjontaa ja estää asuntojen hintojen liiallinen nousu. Asuntojen tuotanto kuitenkin reagoi suhteellisen hitaasti kysyntään ja tuotantoprosessit usein viivästyvät aikatauluista. Rakennuskustannuksilla on näin merkittävä vaikutus asuntojen hintakehitykseen, kuinka paljon kysyntään pystytään vastaamaan rakennustuotannolla. Jos rakennuskustannukset nousevat yhä useampi tuotantoprosessi jää tällöin toteutumatta yritysten voittomarginaalien pienentyessä. Asuntojen hinnat nousevat markkinoilla kunnes ne saavuttavat tietyn raja-arvon, jolla rakennustuotanto on taas kannattavaa toteuttaa. (DiPasquale ja Wheaton, (1992).

DiPasquale ja Wheaton (1992) jakavat asuntomarkkinat alla olevan kuvion 1 mukaan kahteen eri osa-alueeseen, asumiskulutuksen markkinoihin ja asumisen omistusmarkkinoihin.



KUVIO 1 Asuntomarkkinoiden neljän kvadrantin- malli (DiPasquale ja Wheaton, 1992).

Kuvion 1 oikea puoli esittää asumiskulutuksen markkinoita, jossa oikealla ylhäällä kuvataan asuntojen vuokrien määräytymistä ja oikealla alhaalla asuntokannan muutosta. Nämä kaksi osa-aluetta kuvaavat asuntojen tilankäyttöön perustuvaa markkinaa. Kuvion vasen puoli mallintaa asuntojen omistusmarkkinoita, joissa ylhäällä ovat asuntojen omistajina kotitaloudet ja vasemmalla alhaalla rakennustuotanto. Oikeassa yläkulmassa asuntojen vuokrat ovat kuvattu lyhyellä aikavälillä ja seuraavassa luvussa käydäänkin läpi tarkemmin miten vuokran määrän muutokset vaikuttavat asuntojen hintoihin markkinoilla. (DiPasquale ja Wheaton, (1992)

2.4 Vuokran määräytyminen

Ylhäällä olevan kuvion 1 oikean puolen osat edustavat siis asumiskulutuksen markkinoita ja vasen puolisko asuntojen omistamisen markkinoita eli

pääomamarkkinoita. Tarkasteltaessa vuokran määräytymistä kuvion pystyakselilla on esitetty asuntojen vuokrataso (€/m²) ja oikean puolen vaakakselilla asuntokanta(m²). Vuokratason ja asuntojen kysynnän yhteydestä kertoo kuvion oikeassa yläkulmassa alaspäin laskeva suora (oletetaan kotitalouksien määrä vakioksi). Oikean yläkulman kysyntäkäyrän tarkoitus on kuvata kotitalouksien kysynnän joustavuutta tai joustamattomuutta vuokrien suhteen. Joustamaton kotitalous kuluttaisi saman määrän asunto pinta-alaa m² riippumatta vuokranmäärästä ja kysyntäkäyrä olisi tällöin pystysuora. Vuokratason muutoksiin hyvin herkästi reagoiva kotitalous on asumiskulutukseltaan joustava, jolloin kysyntäkäyrä olisi vaakasuorassa. (DiPasquale ja Wheaton, 1992).

2.5 Hintojen määräytyminen

Kuviossa 1 asuntojen hinnat määräytyvät kun liikutaan ensin vuokratason horisontaalisella tasolla kuvion vasempaan yläreunaan ja sitten alas hinta vaakakselille. Kuvion vasemmasta yläkulmasta voidaan nähdä asuntojen hintojen määräytyminen omistusmarkkinoilla. Asunnosta saatava tuotto asuntosijoittajalle muodostuu asunnon arvonnousun lisäksi sen vuokratuotoista. Vasemmalle ylös nouseva suora kuvaa vuokrien ja hintojen suhdetta eli minkä suuruisen riskittömän nettovuokravirran R asunnonomistaja tarvitsee vuodessa, pitääkseen hallussaan P:n neliöhintaisia asuntoja. Asuntojen neliöhinnan ja nettovuokrien välillä vallitsee tasapainoehto. Asuntojen pääoman hinta lasketaan muiden omaisuusluokkien mukaan diskonttaamalla tulevaisuuden kassavirtojen nykyarvo eli tässä tapauksessa nettovuokrien nykyarvo. Diskonttokorkona i käytetään yleensä vaihtoehtoisen sijoituskohteen tuottoa vuodessa. (Laakso ja Loikkanen, 2004).

$$(1) \quad P = \frac{R}{i} = \frac{\text{bruttovuokra} - \text{juoksevat kulut} - \text{verot}}{\text{korko}}$$

mallista (1) voidaan nähdä, että asuntojen neliöhintatasoon vaikuttavat kansantalouden pitkän ajan korkotaso i (vaihtoehtoisen sijoitustuotteen tuotto). Tässä tutkielmassa yhtenä asuntojen hintojen selittävänä ja ennustavana tekijänä käytetään 12 kuukauden euribor korkoa (12kkeuribor). Nettovuokratason

puolestaan vaikuttavat tekijät kuten bruttovuokratason odotettu muutos tulevaisuudessa, tuleviin vuokratuottoihin liittyvä riski, vuokratuottojen ja asuntosijoitusten verokohtelu. R/i suora jyrkkenee mitä korkeampi sijoittajien tuottovaatimus on eli mitä suurempi korkotaso. Tuottovaatimuksen noustessa R/i suora kääntyy myötä päivään. Käyrä taas loivenee, jos sijoittajien tuottovaatimus laskee. (Laakso ja Loikkanen, 2004).

Yhteenvedona asuntojen hintojen määräytymisestä voidaan todeta, että kuvion 1 mukaan asuntomarkkinoiden tasapainotasoa kuvaava vuokrataso määrittää asuntojen hintatason. Asuntojen hintojen tasapainotaso löytyy hinta vaaka-akselin ja vuokratason pystyakselin viivojen leikkauspisteessä. (Laakso ja Loikkanen, 2004).

2.6 Asuntotuotanto

Kuvion 1 kolmannessa lohossa eli rakennustuotannon lohossa ala vasemmalla havainnollistetaan rakennuskustannusten vaikutus asuntojen uudistuotantoon ja sitä kautta koko asuntomarkkinoihin. Mallin mukaan tuotantokustannuskäyrä $f(c)$ kasvaa asuntotuotannon kasvaessa ja liikkuu alas oikealle. Tuotantokustannuskäyrä kohtaa hinta vaaka-akselin pisteessä mikä on pienin mahdollinen asuntojen hintataso, jolla on mahdollista toteuttaa rakennustuotantoa. Yksikkökustannukset sisältävät rakennus ja maanhankinta kustannukset sekä rakennusalan yritysten normaalivoiton. (Laakso ja Loikkanen, 2004).

Tuotantokustannuskäyrän kulmakerroin muodostuu sillä perusteella mitä herkemmin rakennusmaan ja muiden tuotantopanosten hinnat reagoivat rakentamisen määrän muutoksiin. Loiva kulmakulmakerroin kertoo tuotantopanosten reagoivan herkästi ja jyrkkä taas siitä, että rakennustuotanto toteutuu millä hinnalla tahansa. Rakennustuotannon lohokosta voidaan nähdä, että tasapainotasolla asuntojen uudistuotannon määrä on tasolla, jossa asuntojen hinnat vastaavat uudistuotannon kokonaiskustannuksia eli $P=f(c)$. (Laakso ja Loikkanen, 2004).

2.7 Asuntokannan muutos

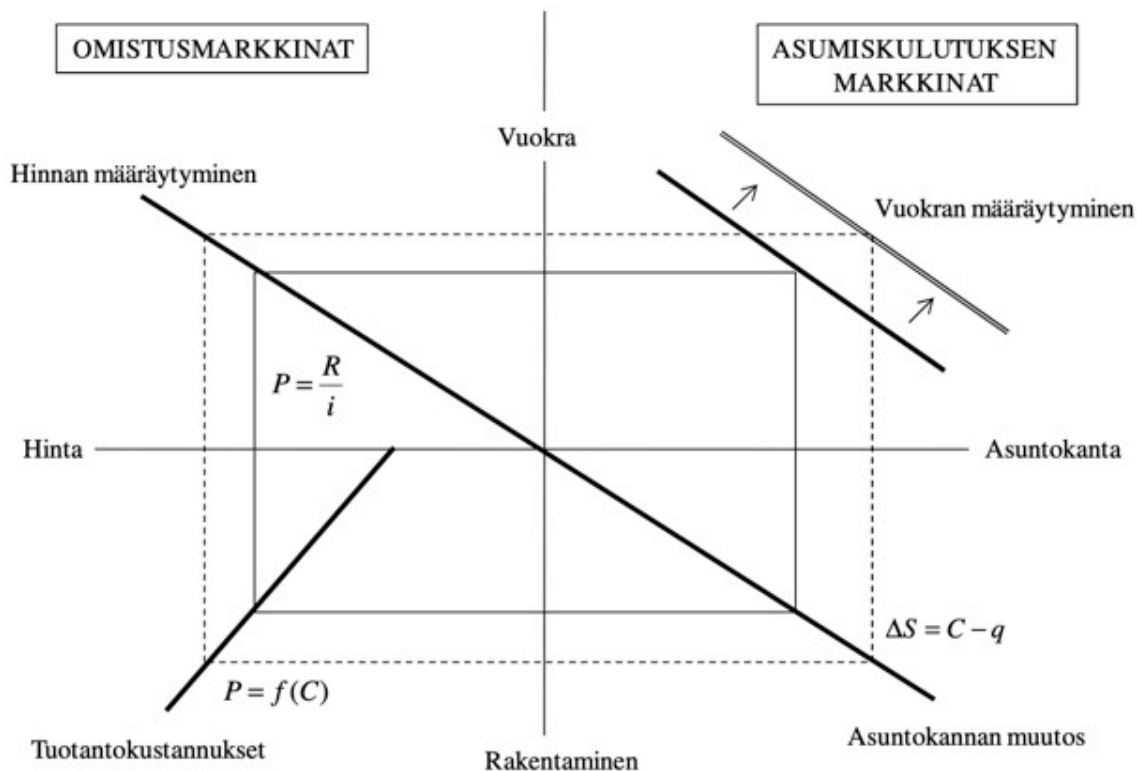
Asuntokanta kuvastaa asuntojen määrää mittaushetkellä ja muuttuu luonnollisesti vuosittain, sillä uusia asuntoja rakennetaan yhä enemmän ja vanhoja poistuu asuntomarkkinoilta. Asuntokantaa voidaan sanoa varantosuureeksi, koska sitä mitataan tietyssä ajanhetkenä. Asuntotuotanto on puolestaan virtasuure, sillä se mitataan tietyn aikaperiodin jaksolta. (Laakso ja Loikkanen, 2004). Kuvion 1 viimeisessä lohossa eli oikeassa alakulmassa mallinnetaan asuntokannan muutosta. Asuntojen vuosittainen uudistuotannon määrä muodostaa pitkän aikavälin asuntokannan. Asuntokannan muutos, jota merkitään kuviossa ΔS lasketaan vähentämällä olemassa olevasta asuntokannasta markkinoilta poistuneet asunnot. Poistuma on mallissa kuvattu yksinkertaisuuden vuoksi vakio-osuutena (q) asuntokannasta. Oikeassa alakulmassa oleva poistumakäyrä kuvaa siis rakentamisen ja asuntokannan suhdetta. Kulmakerroin poistumakäyrälle määräytyy sillä perusteella, että tasapainossa asuntojen uudistuotanto on yhtä suuri kuin itse poistuma. Tässä tilanteessa asuntokanta pysyy vakiosuuruisena. (Laakso ja Loikkanen, 2004).

Tiivistettynä kuvioista 1 voidaan sanoa, että lyhyellä aikavälillä on olemassa lähes kiinteä asuntokanta. Asuntojen vuokratasot määräytyvät kysynnän ja tarjonnan mukaan asumiskulutuksen markkinoilla. Vuokratasot myös muodostavat asuntojen hinnat omistusmarkkinoilla eli pääomamarkkinoilla. Asuntojen hinnat puolestaan vaikuttavat rakennustuotantotasoon, joka määrittää poistuman kanssa asuntokannan koon. Yhdistettäessä asumiskulutuksen ja pääomamarkkinan saadaan tasapainopiste, jossa asuntokannan koko on sama kuvion alku- ja lopputilanteessa. (Laakso ja Loikkanen, 2004).

2.8 Shokkien vaikutus asuntomarkkinoilla

Edellä käyty malli kuvasi asuntomarkkinoiden pitkän aikavälin dynamiikkaa. Markkinat eivät ole kuitenkaan lähes koskaan tasapainossa vaan epätasapainotilan voidaan sanoa olevan normaalimpi tila asuntomarkkinoilla. Tämän takia on tärkeää tarkastella myös asuntomarkkinoiden lyhyen aikavälin dynamiikkaa neljän kvadrantin mallin avulla. (Laakso ja Loikkanen, 2004).

Asuntomarkkinoilla kysyntä ja tarjonta voivat muuttua erilaisten shokkien seurauksena ja tällöin asuntojen vuokrat, hinnat ja asuntotuotanto voivat reagoida muutokseen suhteellisen nopeasti. Seuraavaksi käsitellään kysyntäperäistä shokkia asuntomarkkinoilla ja sen vaikutuksia kaikissa neljässä eri lohossa. (Laakso ja Loikkanen, 2004).



KUVIO 2 Asuntomarkkinoiden uusi tasapaino, kun kysyntä muuttuu (DiPasquale ja Wheaton, 1992).

Kuviossa 2 havainnollisteen ulkoista kysyntäperäisestä shokkia ja sen vaikutuksia asuntomarkkinoilla. Kysyntäperäinen shokki voi olla esim, työllisyyden, tuotannon tai kotitalouksien määrän kasvu. Nämä vaikutukset nostavat asuntojen kysyntää markkinoilla. Kuten kävimme aikaisemmin läpi asuntokanta on lyhyellä aikavälillä kiinteä, jolloin vuokrien täytyy nousta vastatakseen kasvavaan kysyntään. Asuntomarkkinoiden uusitilanne on hahmoteltu kuvioon katkoviivalla joka reunustaa koko kuviota. Omistusmarkkinoille asuntojen hinnat nousevat vuokrien noustessa, joka puolestaan vaikuttaa asuntojen uudistuotannon kasvuun. Kasvanut rakennustuotanto kasvattaa mallin mukaan asuntokantaa. (Laakso ja Loikkanen, 2004).

Kuviosta 2 voimme nähdä uuden tasapainotilanteen, jossa vuokrat, asuntojen hinnat, rakentaminen ovat kasvaneet tilanteen lähtökohdasta. Kaikkien eri osioiden viivojen kulmakertoimet kertovat aikaisemman mallin mukaisesti kuinka joustavasti tai joustamattomasti eri sektorit reagoivat kysyntäshokkiin. Esimerkiksi kysyntäshokin seurauksena uudet vuokra ja hintatasot olisivat vain hieman suuremmat kuin aikaisemmin kun taas rakennus ja asuntokanta olisi kasvanut merkittävästi tilanteessa, jossa rakennustuotanto olisi hyvin joustavaa verrattuna asuntojen hintoihin. (DiPasquale ja Wheaton, 1992).

2.9 Aiempi tutkimus

Seuraavaksi käydään läpi aikaisempaa kirjallisuutta, jossa on tutkittu makrotaloudellisten muuttujien vaikutusta asuntomarkkinoiden kehitykseen. Aikaisempien tutkimuksien perusteella voidaan tehdä oletukset tämän tutkimuksen tuloksille ja selvittää millaisen kontribuution tämä tutkielma tekee jo olemassa olevaan tutkimuskantaan asuntomarkkinoiden taloustieteellisessä tutkimuksessa. Tutkimukset ovat valittu tähän lukuun, sillä perustein mitä yhteneväisyyksiä niillä on tämän tutkimuksen kanssa muuttujien ja menetelmien osalta. Aikaisempaa kirjallisuutta käsitellään muuttajakohtaisessa järjestyksessä: bruttokansantuote, korkotaso, inflaatio, osakemarkkinat, rahan määrä (M³), lainanantoaste ja muut tekijät.

Viimeisten vuosikymmenien aikana on toteutettu paljon tutkimuksia liittyen kansantalouden kehityksen ja asuntomarkkinoiden väliseen yhteyteen. Aihe on ollut kiinnostava ja ajankohtainen niin tiedemaailmassa, julkisella kuin yksityiselläkin sektorilla. Etenkin akateemisesta kirjallisuudesta löytyy paljon tutkimuksia asuntomarkkinoiden ja bruttokansantuotteen kehityksen vuorovaikutussuhteesta. Osa syynä suureen tutkimuskantaan voi olla, että kyseisen ilmiön todistaminen tilastollisesti merkitsevästi on suhteellisen harvinaista.

Valadez (2010) löysi yhteyden näiden kahden tekijän väliltä ja tuloksien mukaan se oli korostunut etenkin talouden taantumien aikana. Valadez (2010) tarkasteli bruttokansantuotteen ja asuntojen hintojen riippuvuutta aikajaksolta ennen ja jälkeen vuoden 2008 finanssikriisiä. Hän käytti menetelmänä

tutkimuksessaan regressioanalyysia ja Pearsonin korrelaatioanalyysia, jotka hän toteutti Yhdysvaltojen asuntomarkkinoiden neljännesvuosiaineistolla. Tuloksien mukaan BKT:n ja asuntojen hintojen muutoksen välinen korrelaatio oli 0,69. (Valadez, (2010).

Tässä tutkimuksessa aikaväliin kuuluu vastaavanaisesti 2008 finanssikriisin edeltävä ja jälkeinen periodi. Menetelminä on käytetty myös usean muuttujan regressioanalyysia ja mukaan on otettu muun muassa Grangerin kausaaliteettitestit, jotta voidaan tutkia asuntomarkkinoiden ja bruttokansantuotteen dynaamisia vaikutuksia. Aikaisemman tutkimuksen valossa voidaan olettaa, että Suomen aineistolla voidaan saada myös tilastollisesti merkitsevä vuorovaikutussuhde ainakin pääkaupunkiseudun asuntomarkkinoiden datalla. Bruttokansantuotteen selittävän vaikutuksen lisäksi tutkielmassa koitetaan luoda ennusteita asuntomarkkinoiden hintakehitykselle lyhyelle aikavälille.

Goodhart ja Hofmann (2008) tutkimus vuosilta 1970-2006 toteutettiin neljännesvuosittaisella paneeliaineistolla, joka oli kerätty seuraavista 17 teollisuusmaasta: Yhdysvallat, Japani, Saksa, Ranska, Italia, Iso-Britannia, Kanada, Sveitsi, Ruotsi, Norja, Suomi, Tanska, Espanja, Hollanti, Belgia, Irlanti ja Australia. Muuttujina tutkimuksessa käytettiin kuluttajahintaindeksiä, nimelliskorkoa, kotitalouksien luottojen määrää ja laaja rahan tarjontaa (M3). Tuloksien mukaan BKT:n shokeilla on merkittävä vaikutus asuntojen hintojen kehitykseen. Vaikutus oli suurempi asuntomarkkinoiden ollessa kasvusuhdanteessa. Tutkimus toteutettiin käyttäen Grangerin kausaalisuustestiä ja PVAR -malleja (engl. Panel vector autoregression). Tässä tutkimuksessa on otettu mallia Goodhart ja Hofmannin (2008) tutkimuksesta ja tuotu mukaan VAR-mallit, jotta voidaan saada lisää syvyyttä ja tarkkuutta tutkimuksessa käytettäviin ennustemalleihin.

Vertailtavuuden vuoksi on syytä esitellä myös kotimaista ja pohjoismaista tutkimuskantaa aiheesta. BKT:n ja asuntomarkkinoiden hintakehityksen yhteydestä löytyykin myös paljon kotimaista tutkimusta. Mainittakoon ensimmäiseksi Elias Oikarinen, joka on tutkinut paljon makrotaloudellisten tekijöiden yhteyttä Suomen asuntomarkkinoiden hintakehitykseen sekä asuntomarkkinoiden dynamiikkaa aluetasolla.

Oikarisen (2007) tekemässä tutkimuksessa löydettiin voimakas riippuvuus bruttokansantuotteen ja asuntomarkkinoiden hintakehityksen välillä. Tutkimus

toteutettiin empiirisellä pitkän aikavälin mallilla, joka arvioi pääkaupunkiseudun asuntojen reaalisten hintojen suhdetta reaaliin tuloihin, pankkien lainanantoon ja reaaliin korkoihin. Virheenkorjausmallin perustella pitkän aikavälin 1% bruttokansantuotteen kasvu vaikuttaa positiivisesti asuntojen hintoihin 0,418%. Oikarinen osoitti Johansenin menetelmällä, että malliin valitun neljän muuttujan välillä on selvä tasapaino, mihin asuntojen hinnat hakeutuvat pitkällä aikavälillä. Oikarinen (2007).

Aikaisempien tutkimusten tulokset bruttokansantuotteen ja asuntomarkkinoiden hintakehityksen yhteydestä voidaan tiivistää seuraavasti. Talouden kasvu oletetusti vaikuttaa positiivisesti asuntojen kulutus- ja omistutuskysyntään. Asuntojen kysyntä nostaa asuntojen hintoja ja ihmisten nettovarallisuus tällöin kasvaa asuntojen arvon noustessa. Asuntolainojen vakuuksien käypien arvojen ja samalla ihmisten nettovarallisuuden kasvaessa rahoituksen kustannukset pienenevät, joka voi puolestaan vaikuttaa positiivisesti asuntojen kysyntään ja hintojen kasvuun mikä johtaa positiiviseen talouden kiertokulkuun.

Asuntomarkkinat toimivat yhtenä avaintekijänä, jonka kautta rahapolitiikka vaikuttaa talouteen suorasti ja epäsuorasti. Rahoitusmarkkinoiden vapauttaminen 1980-luvulla kiihdytti asuntomarkkinoiden hintakehitystä, kun kotitaloudet pystyivät saamaan asuntolainoja yhä pienemmillä kustannuksilla. Asuntomarkkinoista tuli tästä seurauksesta yhä herkemmin reagoiva markkina rahapolitiikan shokeille. (Iacoviello ja Minetti, 2003).

Tutkijat Iacoviello ja Minetti (2003) tarkastelivat tutkimuksessaan rahoitusmarkkinoiden vapauttamisen vaikutuksia erityisesti pienillä avoimen talouden asuntomarkkinoilla Suomi ja Ruotsi mukaan lukien. Tutkimus toteutettiin käyttäen VAR-mallia, jolla tutkittiin rahapolitiikan shokkien vaikutusta asuntomarkkinoiden hintojen vaihteluun Suomessa, Ruotsissa ja Isossa-Britanniassa. Tutkimuksen estimointitulokset osoittivat, että asuntomarkkinat reagoivat voimakkaammin korkotason muutoksille aikajaksoilla, joilla rahoitusmarkkinat toimivat vapaammin. (Iacoviello ja Minetti, 2003).

Goodhart ja Hofmannin (2008) aikaisemmin esitellyn tutkimuksen mukaan korkotaso on yksi merkittävimmistä asuntojen hintatasoon vaikuttavista makrotaloudellisista tekijöistä. Asuntomarkkinoiden perusteorian mukaan korkotason laskulla on asuntojen hintoja nostava vaikutus, koska hinnat muodostuvat muiden omaisuusluokkien tulevaisuudesta diskontatuista rahavirroista.

Korkotason lasku vaikuttaa positiivisesti asuntojen hintakehitykseen, koska se kasvattaa odotettuja rahavirtojen tuottoja investoinnista. Tutkimuksen Granger-kausalityyppisten tulosten mukaan korkotasolla, kuluttajahintaindeksillä, bruttokansantuotteella, lainanantoastella, rahanmäärällä ja asuntojen hinnoilla oli voimakas moniosainen vuorovaikutussuhde. Vallitsevalla suhdanteella oli myös merkitys kuinka voimakkaasti korkotaso vaikuttaa asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. Makrotaloudellisilla muuttujilla voitiin myös hyvin ennakoita tulevaisuuden hintakehitystä asuntomarkkinoilla (Goodhart ja Hofmann, 2008).

Bjørnland ja Jacobsenin (2010) tarkastelivat tutkimuksessa rahapolitiikan vaikutuksia pienten ja avoimien talouksien asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. Heidän aineistonsa koostui Ruotsin, Norjan ja Ison-Britannian neljännesvuosittaisesti asuntojen hintakehityksestä aikavälillä 1983:Q1-2006:Q4. Menetelmänä he käyttivät SVAR-malleja (engl. Structural VARs). Odottamattomat vaikutukset korkotason muutoksessa vaikuttavat tulosten mukaan välittömästi useiden maiden asuntojen hintakehitykseen. Asuntojen hintojenkehitys kertoo näin ollen paljon tietoa rahapolitiikan tasosta. Tulosten mukaan yhden prosenttiyksikön nousu korkotasossa laskee asuntojen hintoja 3-5%. Korkotaso myös reagoi asuntojen hintojen muutoksiin, mutta vaikutus vaihtelee paljon maakohdittaisesti. (Bjørnland ja Jacobsenin, 2010). Korkotason muutoksen vaikutus oli heikompi Iacoviello ja Minettin (2003) tekemässä vastaavanlaisessa tutkimuksessa, johtuen erilaisesta aikajaksosta.

Tässä tutkielmassa yritetään vahvistaa aikaisempia tuloksia muun muassa Goodhartin ja Hofmannin (2008) makromuuttujien ennustekyvystä lisäämällä Granger kausalityyppisten ja VAR-mallien lisäksi tutkimukseen DMA-malli. Tämän kontribuution dynaamisuuden ansiosta otetaan huomioon ajassa tapahtuvat muutokset makromuuttujien ennustekyvyyssä. On myös hyvä tuoda esille, että korkotaso on myös pysynyt viimeisellä vuosikymmenellä hyvin eritasolla kuin Goodhartin ja Hofmannin (2008) toteuttamalla tutkimusperiodilla ja onkin mielenkiintoista tutkia onko sillä enää samanlaista vaikutusta asuntomarkkinoiden hintakehitykseen.

Oikarisen (2005) tutkiessa Suomen pääkaupunkiseudun asuntomarkkinoiden hintojen dynamiikkaa hän löysi tuloksia, joiden mukaan yhden prosenttiyksikön nousu reaalisessa asuntolainakorossa laskee asuntojen hintatasoa pitkällä tähtäimellä noin 4,6 prosenttia. Tutkimus toteutettiin neljännesvuosiaineistolla aikaväliltä 1975-2005. Tutkimuksessa analysoitiin

asuntojen lyhyen aikavälin dynamiikkaa käyttäen virheenkorjausmalleja. Tulokset myös vahvistivat asuntojen hintojen reagoivan korkotasoihin syklisesti ja alueellisesti. (Oikarinen, 2005).

Hintojen tasapainoisella kehityksellä on tärkeä rooli talouden kehityksessä ja hintojen vakaus onkin Euroopan keskuspankin rahapolitiikan toteuttamisen tärkeimpänä päätavoitteena. Taloudelle inflaatiosta voi tulla ongelma, jos hinnat kehittyvät odottamattomasti verrattuna muun talouden kehitykseen, jolloin esimerkiksi sijoitusten arvonmuodostus ja kuluttajien ostovoima kärsivät. Inflaatio on hintojen muutosta ja muutoksista aiheutuu niin sanottuja menukustannuksia taloudelle. Euroopan keskuspankki tähtää rahapolitiikallaan pitämään inflaatiovauhdin hieman alle 2 prosentissa keskipitkällä aikavälillä (EKP, 2020). Suomessa inflaatio oli helmikuussa 2020 mitattuna 0,8 prosenttia (Findikaattori, 2020). Yleisesti keskuspankit vastaavat nousevaan inflaatioon korkoja nostamalla ja madaltamalla korkotasoa kiihdyttääkseen inflaatiota.

Asuntojen hintakehityksessä voi tapahtua suuria vaihteluita ja niitä voidaan ennakoida tietyssä määrin taloudellisilla ennustemalleilla. Kuten kävimme tutkielman teoriaosuudessa läpi, asuntojen hintojen vaihtelu riippuu osaksi asuntotuotannon joustamattomuudesta. Takalan ja Barotin (1998) tekemän tutkimuksen mukaan Ruotsin ja Suomen asuntomarkkinoiden hinnoilla on taipumus palautua inflaatiota vastaavaan pitkän aikavälin tasapainoon. Kiinteistösijoittaminen on perinteisesti tarjonnut tästä syystä hyvän inflaationsuojan sijoittajalle epävarmoina aikoina. (Takala ja Barot, 1998).

Takalan ja Barotin (1998) toteuttama tutkimus vuosilta 1975-1995 Ruotsin ja Suomen asuntomarkkinoilta vertaili asuntojen ja kuluttajahintojen vuorovaikutusta. Estimointitulosten mukaan Suomen asuntomarkkinoiden hintatason heilahtelu on voimakkaampaa kuin Ruotsissa. Tutkimuksessa käytettiin VAR-mallia sekä Grangerin kausalliteettitestejä. Yleisen hintatason vaihtelut välittyvät asuntojen hintoihin suhteellisen nopeasti. Toisaalta inflaatio ei reagoi herkästi asuntojen hintojen vaihteluille. Kuluttajahintojen ja asuntojen hintojen kehitykseen vaikuttavat lyhyellä aikavälillä paljon samoja tekijöitä kuten korot, palkkataso ja työttömyysaste. (Takala ja Barot, 1998).

Goodhart ja Hofmannin (2008) tuloksien mukaan kuluttajahintaindeksin shokeilla on ollut merkittävä vaikutus asuntomarkkinoiden hintojen kehitykseen Yhdysvalloissa. Tutkimukseen valittiin 17 eri teollisuusmaata Suomi mukaan lukien. Analyysi perustui VAR-malliin, jossa käytettiin paneeliaineistoa

aikaväliltä 1970:Q1-2006:Q4. Tulosten perusteella korkotasojen kasvulla on negatiivinen vaikutus asuntomarkkinoiden hintakehitykseen, mutta toisaalta inflaatiota mittaaviin kuluttajahintaindekseihin on myös joskus sisällytetty asuntomarkkinoiden hintakehitys, jolloin näiden välille on mahdollista odottaa riippuvuutta. (Goodhart ja Hofmann, 2008). On mielenkiintoista tutkia uudella aikaperiodilla, miten viimeisten vuosien kuluttajahintojen hidas kehittyminen on vaikuttanut asuntomarkkinoiden kehitykseen

Tutkimusten tulokset asuntojen hintojen kehityksen ja inflaation dynamiikasta ovat hieman ristiriitaisia. Zhu ym (2018) tutkimuksen mukaan inflaatio vaikuttaa Kiinan 35 suurimman kaupungin asuntojen hintoihin positiivisesti ja tilastollisesti merkitsevästi niissä kaupungeissa, joissa asuntojen hinnat ovat matalalla ja ei merkitsevästi niissä kaupungeissa joissa hinnat ovat korkealla. (Zhu ym, 2018). Eri maiden asuntomarkkinoilla voidaan nähdä kuitenkin merkittäviä rakenteellisia eroja, joiden johdosta makrotaloudelliset muuttajat vaikuttavat eritavoilla maantieteellisesti eri alueilla. Voidaan olettaa aikaisempien tutkimuksien valossa, että jopa Suomen eri alueiden asuntomarkkinat eroavat miten ne reagoivat makrotaloudellisille vaikutuksille. Vertailukelpoisuuden vuoksi on syytä tehdä oletukset tämän tutkielman tuloksille pohjautuen pienten ja avoimien talouksien asuntomarkkinoihin.

Asuntomarkkinoilla ja osakemarkkinoilla on paljon yhteisiä makrotaloudellisia tekijöitä, jotka vaikuttavat näiden markkinoiden toimintaan kuten korkotasot ja inflaatioaste. Osa näiden kahden markkinan yhteydestä voi Oikarisen (2006) mukaan johtua siitä, että ihmisten nykyinen ja odotettu tulotaso vaikuttavat vahvasti molempien markkinoiden kehitykseen. (Oikarinen, 2006).

Oikarinen (2006) tutki asuntojen hintojen, osakemarkkinoiden ja joukkovelkakirjamarkkinoiden riippuvuussuhteita. Tutkimus toteutettiin suomalaisella neljännesvuosiaineistolla vuosilta 1970-2005. Menetelminä omaisuusluokkien pitkän aikavälin tasapainoriippuvuuden eli yhteisintegroituvuuden tarkasteluun käytettiin CVAR-malleja (engl. Cointegrated vector autoregressive) ja lopuksi Grangerin kausaliiteettitestejä. Tutkimusten tulosten mukaan osakemarkkinoiden ja asuntomarkkinoiden hintakehityksellä on tilastollisesti merkitsevä yhteys. Joukkovelkakirjamarkkinoiden yhteys ei ollut yhtä voimakas muihin omaisuusluokkiin kuin osakemarkkinoiden ja asuntomarkkinoiden välinen yhteys. Oikarisen (2006) tulosten mukaan vuoden 1993 rahoitusmarkkinoiden vapauttamisen jälkeen asuntomarkkinoiden ja osakemarkkinoiden

riippuvuussuhde on heikentynyt verrattuna aikaisempiin periodeihin. Muutoksen voidaan ajatella olevan pysyvä, koska asuntomarkkinat keskittyvät paikallisesti, kun taas osakemarkkinat toimivat globaalisti. Tulokset antavat tärkeää informaatiota sijoittajille ja rahapolitiikan välineiden oikeanlaiselle kohdentamiselle. Tutkimuksen tuloksien mukaan neljännesvuositasolla osakemarkkinoiden ja asuntomarkkinoiden korrelaatio oli 0,39 ja vuositasolla 0,56. Oikarinen (2006) osoitti Grangerin kausaalisuustesteillä, että asuntomarkkinoiden hinnat ennakoivat osakkeiden ja bruttokansantuotteen kehitystä. Osakkeiden ennakoiva vaikutus oli kuitenkin tulosten mukaan asuntomarkkinoiden ennakoivaa vaikutusta heikompi. Aikajaksolta 1989:Q1-2005:Q2 1% osakemarkkinoiden nousu nosti asuntojen hintoja 0,237%. Asuntomarkkinoiden ja osakemarkkinoiden heikentävä yhteys viime vuosina tuo sijoittajalle enemmän mahdollisuuksia hajauttaa omaisuuttaan, kun nämä kaksi omaisuusluokkaa eivät ole täysin toisistaan riippuvia. Heikentävä riippuvuussuhde 1990-luvun alun jälkeen saattaa osittain johtua muuttuneista korkotasosta. 1970 ja 1980-luvun osakemarkkinoiden laskuilla oli reaalikorkoja nostava vaikutus. Viimeisen vuosikymmenen osakemarkkinoiden laskuilla ei ole ollut vastaavanlaista reaalikorkoja nostavaa vaikutusta. Tämän lisäksi ulkomaisten sijoittajien kasvava osuus Suomen osakemarkkinoilla on heikentänyt osake ja asuntomarkkinoiden syklisyyttä. (Oikarinen, 2006).

Suurin osa tutkimuksista liittyen asunto- ja osakemarkkinoiden hintakehityksen korrelaation tutkimiseen ovat yksimielisiä positiivisesta korrelaatista. Poikkeuksena Sveitsin Geneven asuntomarkkinoilla toteutettu tutkimus, jossa Hoeslin ja Hamelinkin (1997) saivat negatiivisen korrelaation -0.11 Sveitsin osakemarkkinoiden ja Geneven asuntomarkkinoiden välille pohjautuen vuosittaiseen aineistoon. Mõhemmin he löysivät Zurichin asuntomarkkinoilta myös positiivisen korrelaation 0.18. He käyttivät vuosittaista aineistoa ja hedonista asuntojen hintaindeksiä. (Hoeslin ja Hamelink, 1997).

Tunnetusti talouden teorian mukaan ekspansiivisella rahapolitiikalla (matalat korkotasot ja kvantitatiivinen elvytys) on positiivinen vaikutus talouden kehitykseen, joka yleensä myös nostaa eri omaisuusluokkien arvoa kuten asunnot ja osakkeet. Razzak ja Moosa (2018) tutkivat yhdysvaltalaisen yritysten tuloksien ja asuntomarkkinoiden hintojen vahvaa korreloitumista aikavälillä 1963-2016. He havaitsivat näiden kahden tekijän korreloitumista selittävän rahapolitiikan shokit eli rahan määrän (M3) taloudessa. (Razzak ja Moosa, 2018).

Rahavarannon määrän muutoksilla on Goodhartin ja Hofmannin (2008) tekemän tutkimuksen mukaan merkittävä vaikutus asuntojen hintoihin, kotitalouksien luottojen määrään. Luottojen määrä vaikuttaa rahan määrään ja asuntojen hintoihin ja asuntojen hinnat vaikuttavat luottojen ja rahan määrään. Näiden riippuvuuksien havaittiin olevan voimakkaampia tuoreemmalla aineistolla 1985-2006 kuin pitkän aikavälin aineistolla 1975-2006. Tämän voi ajatella johtuvat rahoitusmarkkinoiden vapauttamisesta 1970- ja 1980-luvun aikana. (Goodhart ja Hofmann, 2008).

Yksi tutkituimmista asuntomarkkinoiden hintakehitystä ajavista makrotaloudellisista tekijöistä on pankkien lainanantoaste ja siitä löytyy laajasti pohjoismaista ja kotimaista tutkimusta. Asuntolainojen määrän kasvun ja asuntojen hintojen kehityksellä voidaan ajatella olevan toisiaan vauhdittava vaikutus. Kasvava lainanantoaste kasvattaa asuntojen hintoja ja asuntojen kasvaneet hinnat puolestaan kasvattavat ihmisten varallisuutta. Varallisuusvaikutuksen takia kotitaloudet voivat saada rahoitusta pankeilta yhä pienemmillä kustannuksilla. Tämän kaksisuuntaisen vuorovaikutussuhteen tutkiminen on erittäin tärkeää makrotaloudella, koska se auttaa tekemään yhä parempia rahapoliittisia päätöksiä. Nämä päätökset vaikuttavat talouden kehitykseen niin rahoitus kun asuntomarkkina sektorillakin. (Mandell ym, 2011)

Mandell ym. (2011) tutkivat asuntomarkkinoiden hintakehityksen ja pankkien lainanantoasteen yhteyttä Ruotsin asuntomarkkinoilla aikaväliltä 1993-2010. He käyttivät tutkimuksessaan Grangerin kausaliiteettitestejä, VAR-mallin normaalia versiota sekä laajennettua versiota kontrollimuuttujilla. Kummankin VAR-mallin tulokset todistivat pankkien kasvavan lainanantoasteen kasvattavan asuntomarkkinoiden hintoja. (Mandell ym, 2011)

Asuntolainojen myöntäminen on tapahtunut Suomessa vain muutaman kotimaisen ja pohjoismaisen pankin toimesta. Aina 1980-luvulle asti Suomen pankkisektori oli hyvin säädelty ja asuntolainojen lainanantoasteet olivat maltillisia. Keskierto laina maturiteetti asuntolainalle oli 8-10-vuotta ja omavaraisuusvaatimus lainapääomasta vaihteli keskimääräisesti 20-30% välillä. Vuonna 1986 Suomen pankki vapautti rahoitusmarkkinat aikaisemmasta sääntelystä ja pankkien vaatimat likviditeetti rajoitteet laskivat ja lainan maturiteetit pidentyivät, jonka takia lainanantoasteet lähtivät välittömästi kasvuun. Oikarisen (2009) tekemän tutkimuksen mukaan rahoitusmarkkinoiden vapauttamisen jälkeen Suomessa on ollut merkittävä kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde lainanantoasteen ja

asuntojen hintojen välillä. Ennen rahoitusmarkkinoiden vapauttamista vuorovaikutussuhde oli huomattavasti heikompi. (Oikarinen, 2009).

Oikarisen (2009) tekemä tutkimus toteutettiin ekonometrisella aikasarjaanalyysillä aikaväliltä 1975-2006. Hän käytti neljännesvuosittaista aineistoa ja kotitalouksien lainanoton ja asuntojen hintojen vuorovaikutussuhdetta tarkasteltiin lyhyellä ja pitkällä aikavälillä pohjautuen Hofmannin (2004) ja Goodhartin ja Hofmannin (2007) toteuttamiin tutkimuksiin. Oikarinen (2009) käytti menetelmissään virheenkorjausmalleja. Tutkimuksessa oli eroteltu kotitalouksien lainat kulutusluottoihin ja asuntolainoihin. (Oikarinen, 2009).

Oikarisen (2009) tuloksien perusteella asuntomarkkinoiden hintakehityksellä ja pankkien lainanantoasteella on vahva kaksisuuntaainen vuorovaikutussuhde. Oikarisen (2009) mukaan asuntojen hintojen vaikutus shokille korkotasoissa ja tulotasoissa vaihtelevat syklisesti. Tuloksien mukaan asuntojen hintojen kehityksellä oli myös positiivinen vaikutus kotitalouksien kulutusluottoihin. Osakemarkkinoiden kehityksellä oli myös positiivinen vaikutus asuntolainojen kysyntään. Johtopäätöksissä herää myös kysymys mitä pitäisi tehdä jotta tämänlaiset toisiaan kasvattavat vaikutukset saataisiin kuriin rahoitusmarkkinoilla. Goodhart ja Hofmannin (2007) ehdottavat pankkien vaatiman riittävän omavaraisuusasteen muokkaamista asuntomarkkinoiden suhdanteiden mukaan. Ehtoja voitaisiin kiristää (helpottaa) asuntomarkkinoiden noususuhdanteilla (laskusuhdanteilla). (Oikarinen, 2009).

Liang ja Cao (2007) tutkivat pankkien lainanantoasteen suhdetta kiinteistöjen hintoihin Kiinan asuntomarkkinoilla aikajaksolta 1999:Q1-2006:Q2. Tutkimuskohteena Kiinan asuntomarkkinat ovat erityisen mielenkiintoinen, koska Kiinan talous on kasvanut vuosittain merkittävästi aina 1978-luvun talousuudistuksen jälkeen. Liang ja Cao (2007) löysivät pitkän aikavälin vuorovaikutussuhteen kiinteistöjen hintojen kehityksessä ja pankkien lainanannossa. Tutkimuksen vertailukelpoisuutta voi kuitenkin häiritä lyhyt tutkimusperiodi sekä asuntomarkkinoiden rakenteelliset erot Suomen ja Kiinan markkinoilla. (Liang ja Cao, 2007).

Aikaisempien tutkimuksen perusteella on odotettavissa, että tämänkin tutkimuksen aineistolla lainananto on yksi merkittävimmistä ennakoivista tekijöistä Suomen asuntomarkkinoiden hintakehityksessä. Tässä tutkimuksessa lainanantoasteen ennustekykyä tutkitaan myös lyhyellä aikavälillä dynaamisella ennustemallilla.

Tutkielmaan valittujen makromuuttujien lisäksi on olemassa lukuisia eri taoudellisia tekijöitä, jotka vaikuttavat asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. Asuntoja kuluttavat kotitaloudet, jolloin myös väestölliset ja demografiset tekijät on myös syytä ottaa huomioon esitellessä aikaisempaa kirjallisuutta. Seuraavaksi käymme läpi muutaman tutkimuksen, jossa tuodaan esille asuntomarkkinoiden hintakehitykseen vaikuttavia muita tekijöitä.

Kotitalouksien määrä taloudessa määrittää pitkälti asuntojen kysynnän. Bork ym (2019) toteuttivat tutkimuksen, jossa he hyödynsivät Michiganin yliopiston rakentamaa kuluttajakyselyyn perustuvaa indeksiä. Kyselyllä selvitettiin kotitalouksien mielipiteitä vallitsevasta taloudellisesta tilanteesta asuntomarkkinoilla. Kuluttajakyselyindeksi kerättiin aikaväliltä 1975:Q1-2017:Q4. Kysely kohdistui yhdysvaltalaisiin kotitalouksiin maan eri osavaltioissa ja se koostui erilaisista kysymyksistä, kuten ovatko tämän hetkiset korkotasot tai asuntojen hinnat kotitalouden mielestä matalalla vai korkealla. Kysymyksissä tiedusteltiin myös kuluttajan näkemyksiä asuntomarkkinoiden tulevaisuudesta ja onko nyt hyvä aika ostaa asunto. (Bork ym, 2019).

Bork ym (2019) käyttivät tutkimusmenetelmänä dynaamista DMA-mallia, jonka avulla asuntomarkkinoiden hintakehitystä pyrittiin ennustamaan. Tulosten perustella DMA-malli pystyi säilyttämään ennustekykynsä myös pidemmällä ennustejaksolle. Borkin ym (2019) tutkimuksen DMA-mallia käytetään myös tässä tutkimuksessa hyödyntäen sitä makromuuttujille, mutta sen yksityiskohtiin syvennytään tutkielman myöhemmässä osiossa. Borkin ym (2019) ennustemallit tuottivat 53% selitysasteen kuluttajakyselyindeksillä kuin toiseksi paras asuntomarkkinoiden hintakehitystä ennakoiva tekijä oli lainanantoaste 29% selitysasteella. Koko aineistolla mitattuna kuluttajakyselyindeksi sisälsi merkittävää informaatiota kotitalouksien preferensseistä, mitä tavanomaiset makromuuttujat eivät pysty sisältämään ennustemalleihin.

Väestön demografisten tekijöiden vaikutuksesta asuntojen hintakehitykseen löytyy myös paljon aikaisempaa tutkimusta. Kuten olemme käyneet aikaisemmin läpi asuntojen kysyntään vaikuttaa pääasiassa väestön määrä asuntomarkkinoilla, koska se muodostaa suurimman osan asuntojen kysynnästä. Manekin ja Weilin (1989) toteuttama tutkimus tarkasteli ikärakenteen vaikutusta asuntojen kysyntään. Tuloksien mukaan asumiskulutus oli korkeimmillaan 20-29 vuotiailla ja asuntomarkkinat reagoivat verrattain hitaasti väestörakenteellisiin muutoksiin. Väestön ikärakenteelliset muutokset voivat näin ollen hetkittäin

vaikuttaa asuntojen hintakehitykseen, jos asuntojen kysyntä kärsii. (Mankin ja Weil, 1989).

Jäger ja Schmidt (2017) tutkivat väestön demografisten tekijöiden vaikutusta asuntojen hintakehitykseen käyttäen perustana Mankinin ja Weilin (1989) tutkimusmenetelmää. Tutkimuksen aineistoon kuului 13 kehittynyttä valtiota Suomi mukaan lukien. Aineisto oli kerätty aikaväliltä 1950-2012. Tulosten mukaan 60-65 vuotiaiden ja vanhempien ihmisten suhteellisen osuuden kasvu väestön ikärakenteessa on negatiivisessa yhteydessä asuntojen hintakehitykseen. Tulosten mukaan väestönikärakenteen nuorentumisella on taas hintakehitykseen positiivinen vaikutus. (Jäger ja Schmidt, 2017).

Kuismanen ym (1999) tekivät tutkimuksen Suomalaisella aineistolla aikaväliltä 1962-1997 käyttäen perustana Mankin ja Weilin (1989) tutkimusmenetelmää. He johtivat koko väestön aggregoidun demografisen asuntokysynnän, jolla selitettiin asuntojen hintojen vaihtelua Suomen pääkaupunkiseudulla. He käyttivät tutkimuksessa yleistettyä pienimmän neliösumman menetelmää FGLS (engl. Feasible generalized least squares regression). Mallissa oli mukana Prais-Winstenin -transformaatioon perustuva AR(1) -prosessi. Tulokset poikkesivat merkittävästi Yhdysvaltojen ja Ruotsin vastaavanlaisista tutkimuksista, jossa asuntojen kysyntä kasvoi ihmisillä 35-45 vuotiaaksi asti ja kääntyi sen jälkeen laskuun. Kuismasen ym (1999) tulosten mukaan Suomessa pääkaupunkiseudulla asuntojen kysyntä kasvaa ihmisillä lapsuudesta aina 70-74 vuotiaiden ikäryhmään asti. Kuismasen (1999) tulosten mukaan yhden prosentin kasvu demografisessa kysynnässä aiheutti 0,9% kasvun asuntojen kokonaiskysynnässä. Estimoitu tulojousto oli myös alhainen (0,1) eli reaalityulojen 10% kasvu johti vain prosentin kasvuun asuntokysynnässä. (Kuismanen ym, 1999).

3 AINEISTO

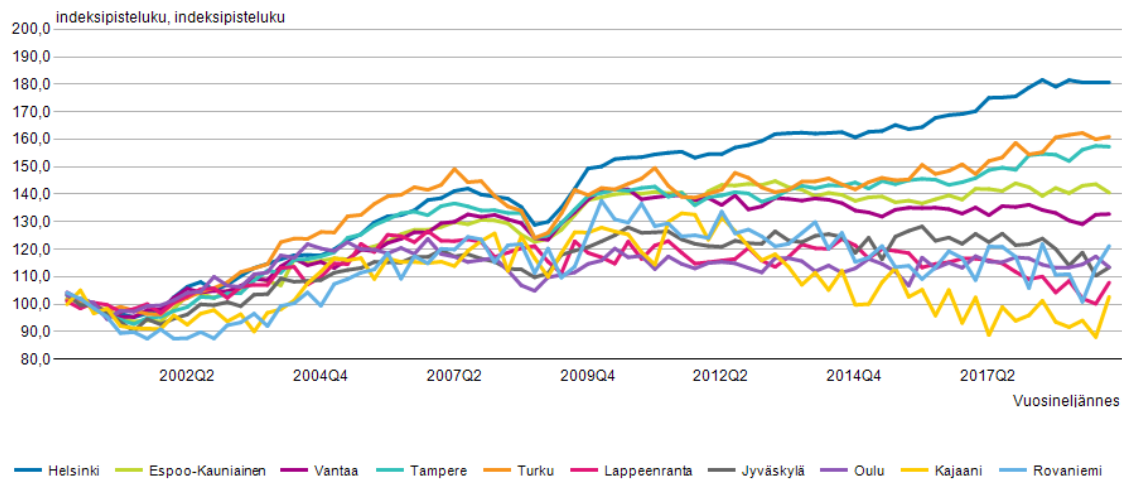
Seuraavaksi käydään läpi tutkimuksessa käytettävä aineisto ja tehdään muuttujakohtainen tarkastelu. Pääasiallisena lähteenä on käytetty Oikarisen (2006) väitöskirjaa, jossa käydään yksityiskohtaisesti läpi mitä ongelmia voi liittyä asuntomarkkinoiden empiiriseen tutkimiseen. Oikarisen (2006) havaintoihin peilaten käymme läpi millaisia harhoja tämän tutkielman data voi aiheuttaa tuloksiin ja kuinka nämä mahdolliset harhat on otettu huomioon aineiston muokkaamisessa ja menetelmien valinnassa, jotta tuloksista saataisiin mahdollisimman robusteja. Tutkielman aineisto koostuu asuntojen hintaindekseistä sekä useista makrotaloudellisista aikasarjoista. Aikasarjalla tarkoitetaan havaintoja tietystä muuttujasta, jotka on kerätty usealta aikaperiodilta (Stock ja Watson, 2012). Aikasarja-analyysillä voidaan tutkia muuttujien välisiä dynaamisia kausaali vaikutuksia ja sillä voidaan myös tehdä ennustemalleja muuttujien arvoista tuleville periodeille. Aineisto on kerätty neljännesvuositasolla ja se on rajattu aikavälille 2000:Q1-2019:Q3. Seuraavissa luvuissa esitellään yksityiskohtaisesti aineiston muuttujat.

3.1 Asuntojen hintaindeksit

Tutkielman aineistoon on valittu selitettäväksi muuttujaksi vanhojen osakeasuntojen kerrostalokaksiodien laatukorjattu hintaindeksi, joka tunnetaan myös nimellä hedoninen hintaindeksi. Ei laatukorjatun hintaindeksin käyttäminen asuntomarkkinoita tarkastelevassa empiirisessä tutkimuksessa voisi suurennella asuntojen hintojen heilahtelua ainakin lyhyellä aikavälillä. Ei laatukorjatun hintaindeksin käyttö myös voisi mahdollisesti antaa heikompia korrelaatioita muuttujien väliltä, verrattuna niiden todellisiin arvoihin. Aineiston tutkimusperiodilla voi myös olla suuri vaikutus muuttujien väliseen korrelaatioon. Varsinkin käyttäessä ei laatukorjattua hintaindeksiä lyhyellä aikaperiodilla, korrelaatiot voivat olla merkittävästi heikompia verrattuna niiden todelliseen arvoon. Asuntomarkkinoiden tutkimiseen vaikuttaa myös merkittävästi kuinka likvidit kyseiset markkinat ovat eli kuinka paljon niillä tapahtuu asuntokauppaa. Hyvin hyljaiset asuntomarkkinat voivat aiheuttaa paljon harhaa aineistoon ja vaikeuttaa tulosten tulkintaa. Asuntomarkkinoita koskevaa empiiristä analyysia vaikeuttaa

asuntomarkkinoiden heterogeenisuus ja siksi tutkielman aineistoon on valittu vanhojen kerrostalohuoneistojen kaksiot. Tämä huoneistokoko on lähempänä muiden huoneistojen keskimääräistä hintakehitystä kuin kerrostaloyksiöt, joiden hintakehitys eroaa merkittävästi muiden huoneistojen neliöhintojen €/m² kehityksestä. Uudiskohteet ja omakotitalot on jätetty myöstyssä tarkastelussa pois, koska tällä tavalla tutkimuksen tulokset antavat paremman kokonaiskuvan Suomen kerrostalokaksioiden hintakehityksestä. Voidaan kuitenkin olettaa tulosten olevan tarkempia kasvukeskuksissa kuin pienemmällä paikkakunnilla, koska kerrostalokaksiot muodostavat olennaisesti suuremman osan asuntomarkkinoista kaupungeissa kuin maaseudulla. Tutkimukseen valittua hintaindeksiä julkaisee Suomen virallinen tilastokeskus. Aineisto on kerätty muiden muuttujien tapaa neljännesvuositasolla. Tutkielman 20-vuoden tutkimusperiodi on verrattain lyhyt ekonometriseen analyysiin ja voi vaikuttaa ennustemallien kykyyn tuottaa tehokkaita tuloksia. Havaintojen pieni määrä on otettu huomioon tutkielman menetelmien valinnassa, jotta voidaan saada mahdollisimman harhattomia tuloksia pienemmällä aineistolla. (Oikarinen, 2006).

Vanhojen osakeasuntojen hintaindeksit



Lähde: Osakeasuntojen hinnat, Tilastokeskus

KUVIO 3. Vanhojen kerrostalo-osakeasunto kaksioden hintaindeksit Suomen eri kaupungeissa (2000=100), 2000:Q1-2019:Q3. (SVT, 2020)

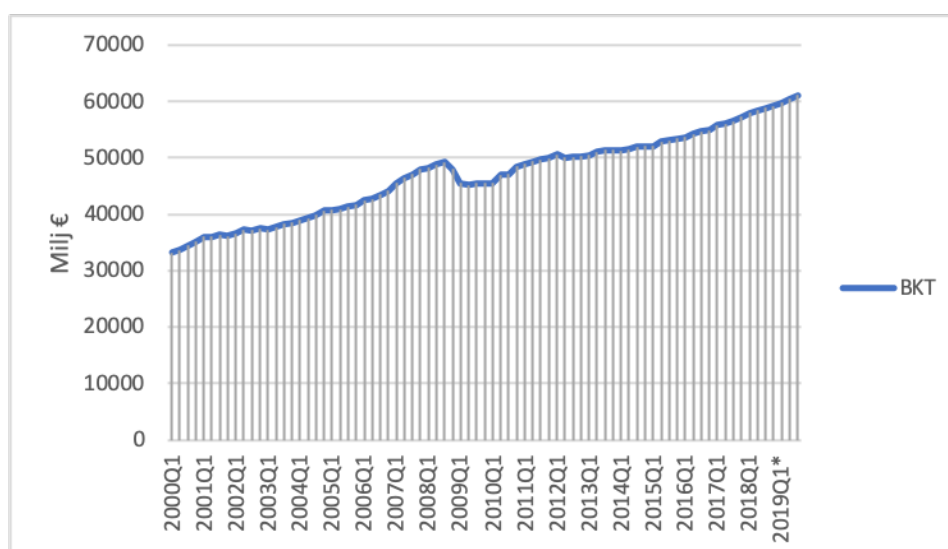
Kuviosta 3 voi nähdä kuinka yhdenmukaista Suomen eri kaupunkien kaksioden hintakehitys on ollut ennen vuotta 2010. Uudelle vuosikymmenelle siirtymisen

jälkeen Helsingin asuntomarkkinoiden hintakehitys on erkaantunut muun Suomen hintakehityksestä.

Pienempien paikkakuntien kuten Kajaani, Lappeenranta ja Jyväskylän asuntomarkkinoiden hintakehitys on käänntynyt laskuun tai ainakin hidastunut merkittävästi. Polarisoituminen asuntomarkkinoilla tarkoittaa hintojen kasvun keskittymistä hyvin pienelle maantieteelliselle alueelle. Pellervon taloudellisen tutkimuslaitoksen mukaan polarisoituminen tulee vahvistumaan Suomessa entisestään seuraavina vuosina. Asuntojen hintojen lasku haja-asutus alueilla voi vaikuttaa haitallisesti työvoiman liikkuvuuteen ja sitä kautta työmarkkinoiden tehokkuuteen. (PTT, 2020)

3.2 Bruttokansantuote

Bruttokansantuotteella (BKT) voidaan kuvata kansantalouden kokonaistuotannon arvoa. BKT on ns. virtasuure eli se lasketaan yleensä vuosittaisena kertymänä, kuinka suuri on kansantalouden vuodessa tuottama tuotannon määrä. BKT:hen lasketaan mukaan vain tuotannon lopputuotteiden arvo kertomalla niiden määrä yksikköhinnalla. Tarkastellessa kansantalouden tilaa ja rakennetta, BKT:ta mitataan käypähintaisena. (Pohjola, 2014).



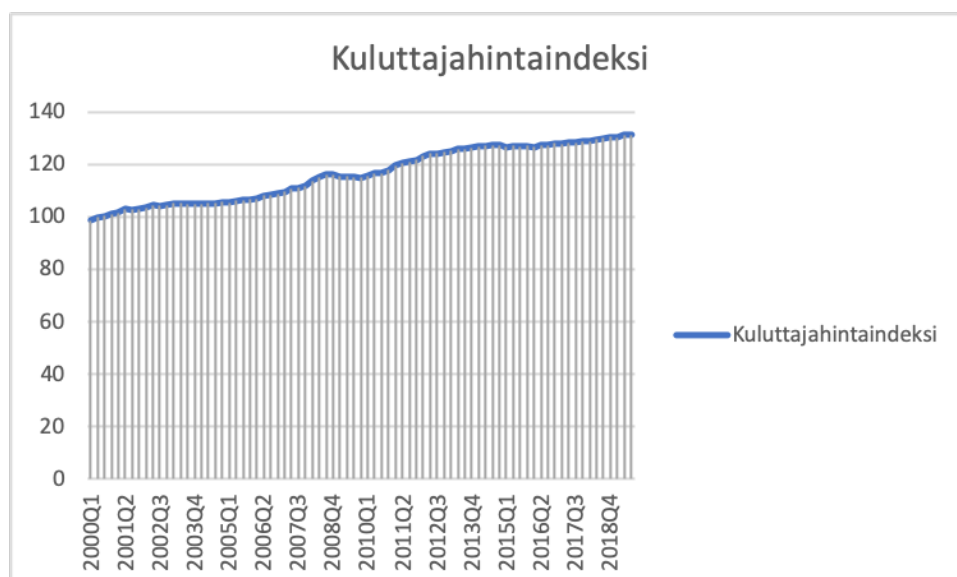
KUVIO 4 Suomen käypähinnoiteltu ja työpäiväkorjattu bruttokansantuote 2000:Q1-2019:Q3. (SVT,2020)

Tässä tutkimuksessa on käytetty Suomen tilastokeskuksen julkaisemaa työpäiväkorjattua käypähintaista BKT:n aikasarjaa. Tällöin on huomioitu mukaan vuosittaisten tehtyjen työtuntien määrien muutokset kansantaloudessa. Tutkimusperiodiin sisältyvä 2008-luvun finanssikriisi on mielenkiintoinen ajankohta, tutkiessa miten makrotalouden muuttujat vaikuttavat asuntomarkkinoiden hintakehitykseen kriisin aikana ja sen jälkeisellä ajalla. Kuviossa 4 näkyy noin 8% notkahdus Suomen BKT:ssa suhteessa edelliseen periodiin finanssikriisin aikana.

Aikaisempien tutkimusten tulosten perusteella voidaan olettaa, että myös tällä aineistolla mitattuna Suomen asuntomarkkinoiden hintakehityksen ja bruttokansantuotteen väliltä löytyy kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde. Oikarisen (2006) mukaan pienempien asuntomarkkinoiden kaupankäynnin vähäisyys saattaa vääristää saatuja korrelaatiokertoimia. Tutkielman aineistoon kuuluvien pienempien paikkakuntien, kuten Jyväskylä, Kajaani, Lappeenranta ja Rovaniemi tulokset saattavat erota merkittävästi suurempien kasvukeskusten tuloksista.

3.3 Kuluttajahintaindeksi

Kuluttaja hintojen muutosta mitataan kuluttajahintaindeksillä (KHI). Tämä indeksi mittaa keskimääräiskuluttajan ostaman kiinteän hyödykekoelman eli ns. hyödykekorin markkinahintaa suhteessa valittuun perusvuoteen. (Pohjola, 2014).



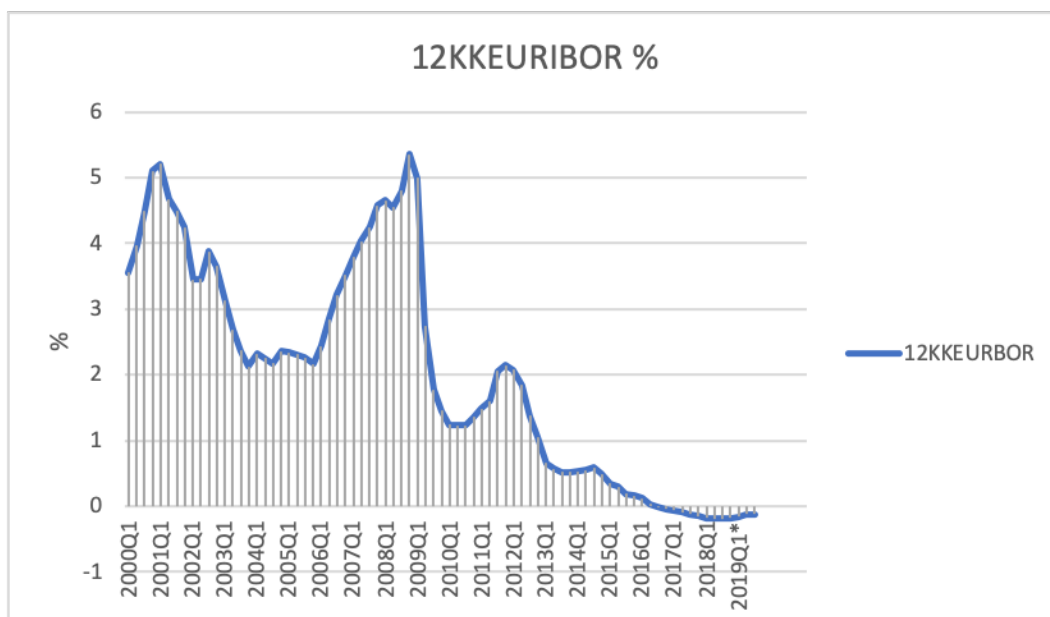
KUVIO 5 Suomen kuluttajahintaindeksi aikaväliltä 2000:Q1-2019:Q3, 2000=100. (SVT, 2019)

Tämän tutkimuksen yhtenä selittävä muuttajana on käytetty Suomen virallisen tilastokeskuksen julkaisemaa neljännesvuosittaista kuluttajahintaindeksiä, joka on esitetty kuviossa 5.

Takalan ja Barotin (1998) toteuttaman tutkimuksen mukaan inflaatio välittyi suhteellisen nopeasti asuntomarkkinoiden hintoihin eikä yleinen hintataso reagoanut asuntojen hintojen vaihtelulle. Kuluttajahintojen ja asuntojen hintojen kehitykseen vaikuttavat lyhyellä aikavälillä paljon samoja tekijöitä kuten korot, palkkataso ja työttömyysaste. Tämän takia tulosten voidaan olettaa hieman eroavan Takalan ja Barotin (1998) toteuttamasta tutkimuksesta, koska korkotasot tutkimusperiodilla ovat olleet hyvin eritasolla kuin Takalan ja Barotin (1998) toteuttamassa tutkimuksessa. Tähän tarkasteluun käytetään myös samoja menetelmiä eli VAR-mallia ja Grangerin kausaliiteettitestejä. (Takala ja Barot, 1998).

3.4 12 kuukauden euribor

Euribor (engl. Euro interbank offered rate) on euroalueen rahamarkkinoiden viitekorko, jolla pankit lainaavat toisilleen euromääräisiä luottoja. Euriboria käytetään myös yleisesti lainojen ja talletusten viitekorkona. Suurin osa suomalaisten asuntolainoista onkin sidottu 12 kuukauden euriboriin. Nimi ilmaisee ajanjakson pituuden, jona korko pysyy muuttumattomana. Esimerkiksi 12 kuukauden euriborilla lainan korko tarkistetaan 12 kuukauden välein lainan nostopäivästä. (OP, 2020).



KUVIO 6 12kkeuribor korko aikavälillä 2000:Q1-2019:Q3 (Suomen pankki ,2020)

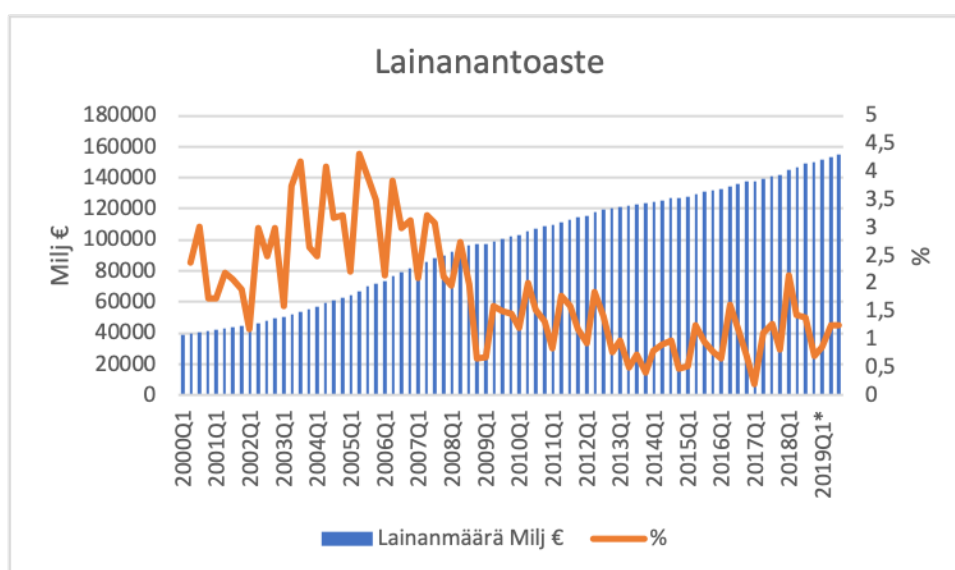
Kuviosta 6 voi nähdä kuinka 12kkeuribor on kehittynyt 2000-luvulla. Finanssikriisin jälkeen korot ovat sukeltaneet negatiivisesti mikä tekeekin tutkimusasetelmasta hyvin mielenkiintoisen, millainen yhteys negatiivisilla koroilla on asuntomarkkinoiden kehitykseen.

Goodhartin ja Hofmannin (2008) toteuttaman tutkimuksen mukaan korkotasoo on yksi merkittävimmistä asuntomarkkinoiden hintakehitykseen vaikuttavista tekijöistä (Goodhartin ja Hofmann, 2008). Kuten ylläolevasta kuviosta voidaan nähdä viimeisen kymmenen vuoden aikana korot ovat laskeneet hyvin matalalle tasolle verrattuna Goodhartin ja Hofmannin (2008) toteuttamaan tutkimukseen. Ennustemallien avulla voimme tarkastella voidaanko matalilla korkotasooilla vielä ennakoida asuntomarkkinoiden hintakehityksen suuntaa. Aikaisempien tutkimusten valossa voidaan olettaa, että korkotasoot pysyvät vielä yhtenä parhaina asuntomarkkinoiden hintakehitystä ennakoivana ja selittävänä tekijänä vallitsevassa suhdanteessa.

3.5 Lainanantoaste

Tutkielman lainanantoasteella tarkoitetaan Suomalaisten ja ulkomaalaisten rahoituslaitosten myöntämien lainojen määrää Suomalaisille kotitalouksille sisältäen asuntolainat, kulutusluotot ja muut lainat. Suomen pankin tilastojen

mukaan lokakuussa 2019 uusia asuntolainoja nostettiin 1,9 mrd. euron edestä, mikä oli 145milj euroa enemmän kuin vuosi sitten lokakuussa. Tilastojen mukaan uusien asuntolainojen keskimääräiset laina-ajat ovat pidentyneet Suomessa edelleen. Keskimääräinen takaisinmaksuaika oli 20 vuotta ja 9 kuukautta lokakuussa 2019. Uusista asuntolainoista yli 68% myönnettiin pidemmällä takaisinmaksuajalla kuin 20 vuotta. Myös pidemmät eli yli 29 vuoden lainojen osuus on kasvanut 4 prosenttiyksikköä vuodessa. Kuviosta 7 voidaan nähdä, kuinka kotitalouksien lainojen määrä on kasvanut läpi mittausperiodin. (Suomen pankki, 2020)



KUVIO 7 Lainanantoaste aikavälillä 2000:Q1-2019:Q3 (Suomen pankki, 2020)

Kuviosta 7 voidaan nähdä, kuinka kotitalouksien lainojen määrä on kasvanut läpi mittausperiodin. Suomen pankkien lainanantoasteen ja asuntomarkkinoiden hintakehityksen välillä on aikaisempien tutkimusten perusteella havaittu kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde. (Oikarinen, 2009). On mielenkiintoista nähdä, miten tutkielman dynaaminen ennustemalli pystyy ennustamaan asuntomarkkinoiden hintakehitystä pankkien lainanantoasteen avulla. Uskon, että pääkaupunkiseudulla vuorovaikutussuhde asuntomarkkinoiden ja lainanantoasteen välillä on säilynyt vielä aikaisempien tutkimusten tavoin hyvin vahvana.

3.6 Osakemarkkinat

Tässä tutkimuksessa Suomen osakemarkkinoiden kehitystä on valittu edustamaan ETF-rahasto Seligson & Co OMX Helsinki 25. ETF-rahastot ovat sijoitusrahastoja, jotka seuraavat yleensä tiettyä vertailuindeksiä. Tässä tapauksessa ETF-rahasto seuraa Helsingin pörssin OMX Helsinki 25 - osakeindeksiä, joka sisältää 25 Helsingin pörssin vaihdetuinta osaketta. Helsingin pörssiin ensimmäinen ETF-rahasto (HEX25 Indeksiosuusrahasto, nyk. Seligson & Co OMX Helsinki 25 pörssinoteerattu rahasto UCITS ETF) listattiin vuonna 2002.

ETF-rahaston omistukset vastaavat täysin vertailuindeksiin sisältyviä arvopapereita. Normaaleista indeksirahastoista eroten ETF-rahastojen markkina-arvo voi joskus poiketa sen nettovarallisuusarvosta. ETF-rahastolle lasketaan päivän päätteeksi viitteellinen nettovarallisuusarvo (NAV, net asset value), sekä päivän aikana (intra day net asset value, iNAV), sillä arvo-osuuden markkinahinta muuttuu kysynnän ja tarjonnan mukaan. (Blackrock, 2020).



KUVIO 8 OMX Helsinki 25 pörssinoteeratun rahasto osuuden hintakehitys, aikaväliltä 2001:Q1-2019:Q3. (Seligson&Co, 2020)

Kuviosta 8 voidaan nähdä osakemarkkinoiden yleinen kehitys aikavälillä 2002:Q1-2019:Q3. Aikavälille mahtuu finanssikriisin puhkeaminen 2008 sekä

Suomen talousveturi Nokian heikkeneminen. Asunto- ja osakemarkkinoiden yleinen kehitys on mukaillut toisiaan historian aikana.

Aikaisempien tutkimusten valossa myös tämän tutkielman tutkimusperiodilta voidaan löytää tilastollisesti merkitsevä yhteys asuntomarkkinoiden ja osakemarkkinoiden väliltä. Oikarisen (2006) mukaan edellä mainittu yhteys on heikentynyt verrattuna aikaisempiin periodeihin. Dynaamisella ennustemallilla voidaan nähdä, miten osakemarkkinat ovat ennakoineet asuntojen hintojen kehitystä viimeisen kahdenkymmenen vuoden aikana. Mallin avulla voidaan myös nähdä onko vaikutus vaihdellut talouden eri suhdanteiden aikana. Oikarinen (2006) tulosten mukaan osakemarkkinoiden 1% nousu nosti asuntojen hintoja 0,237% (Oikarinen, 2006). Suurin osa sijoitusvarallisuudesta keskittyy pääkaupunkiseudulle, joten oletetusti osakemarkkinoiden yhteys asuntomarkkinoihin saattaa olla vahvempi pääkaupunkiseudulla kuin muualla Suomessa.

3.7 Rahan määrä (M3)

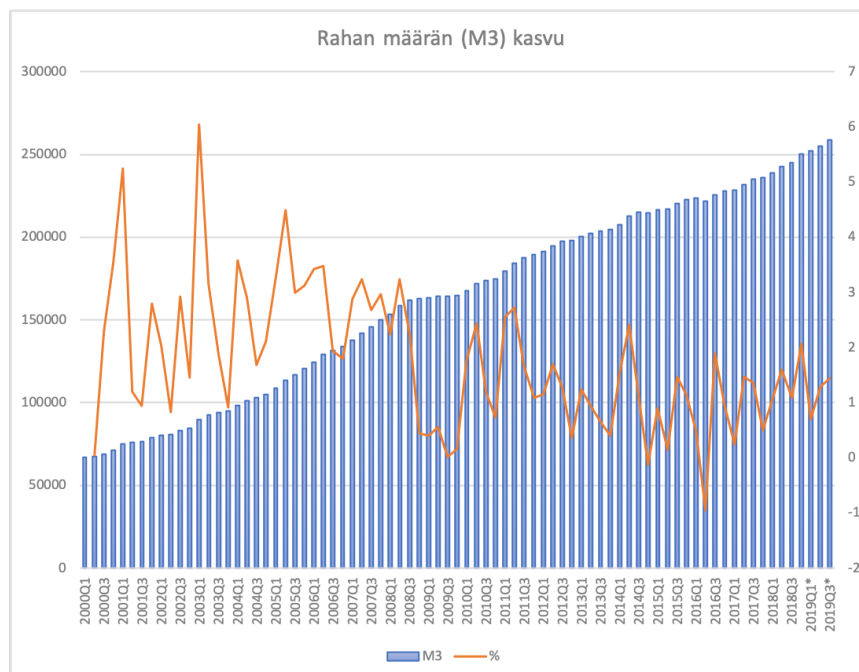
Yleisesti talousteorian mukaan rahalla on kolme tärkeää tehtävää yhteiskunnassa. Se on arvon mitta, arvon säilyttäjä ja vaihdon väline. Eurojärjestelmä tilastoi rahan määrää taloudessa käyttäen sille määritelmää, jonka mukaan raha on rahalaitosten (pankit, keskuspankki, rahamarkkinarahastot ja sähköisen rahan liikkeeseenlaskijat) velkaa niin sanotulle yleisölle. Yleisö määritelmä tarkoittaa kaikkia muita toimijoita yhteiskunnassa paitsi rahalaitoksia ja itse valtiota. Pankille raha lasketaan vain velaksi sillä pankin saamisia ei lueta rahaksi. Pankit eivät voi itse täten omistaa yhtään rahaa. (Suomen pankki, 2020).

Pankkien asiakkaille raha on sen sijaan varallisuutta ja saamisia. Määritelyihin raha-aggregaatteihin M1, M2 ja M3 kahteen ensimmäiseen luetaan yleisön hallussa olevat varsinaiset maksuvälineet eli setelit ja vaihtoraha (kolikot). M1 ja M2 raha-aggregaatista voidaan myös puhua nimellä suppea raha, johon kuuluu nostorajoittamattomat pankkitalletukset, joista voidaan tehdä tilisiirtoja rajoituksetta ja vapaasti maksun saajan suostuksesta. (Pohjola, 2014).

M3 eli lavean rahan määritelmä sisältää suppean rahan lisäksi yleisön tekemät aikatalletukset, joihin voi sisältyä nostorajoituksia ja ne ovat tehty

määräajaksi. Aikatalletuksia voivat olla esim. yleisön sijoitukset rahamarkkinarahastoihin (Suomen pankki, 2020). Vähäisemmän likviditeetin takia aikatalletuksille maksetaan korkeampaa korkoa kuin käteistalletuksille. (Pohjola, 2014).

Tässä tutkimuksessa on käytetty rahan määrän (M3) muuttujana Suomen pankin julkaisemaa Euroalueen M3:n keskeisiin vastaeriin sisältyvät Suomen rahalaitoksien erät aikaväliltä 2000:Q1-2019:Q3. Aineisto on julkaistu kuukausitasolla ja tutkimusaineiston yhdenmukaisuuden vuoksi se on muutettu neljännesvuositasolla. Vastaeriin sisältyvät rahalaitossektorin konsolidoidusta taseesta kaikki raha-aggregaatteihin kuulumattomat erät. (Suomen pankki, 2020).



KUVIO 9 Rahan määrän (M3) kasvu (Suomen pankki, 2020)

Kuviosta 9 voidaan nähdä Euroalueen M3:n keskeisiin vastaeriin sisältyvät Suomen rahalaitos erät aikaväliltä 2000:Q1-2019:Q3. Kuviosta voi tulkita rahan määrän (M3) kasvuasteen pysyneen suhteellisen tasaisesti positiivisena 2000-luvun alusta aina vuoden 2019 loppuun saakka lukuun ottamatta muutamaa notkahdusta.

Aikaisempien tutkimusten mukaan rahoituslaitosten vapauttamisen jälkeen rahan määrän (M3) ja asuntomarkkinoiden välinen riippuvuus on vahvistunut, kuten Goodhart ja Hofmannin (2008) havaitsivat rahan määrän ja asuntomarkkinoiden riippuvuuden olevan heikompaa pitkän aikavälin 1975-2006

aineistollaan. (Goodhart ja Hofmann. 2008). Tämän aineiston tutkimusperiodi 2000:Q1-2019:Q3 antaa olettavasti myös vahvemman riippuvuussuhteen kuin Goodhartin ja Hofmannin (2008) vanhemmalla aineistolla. Kvantitatiivisella elvytyksellä on tarkoitus kiihdyttää taloutta, jolla on myös taipumus nostaa asuntojen hintoja (Razzak ja Moosa, 2018). Tutkielmassa voidaan nähdä kuinka rahan määrän (M3) muutokset taloudessa aikaväliltä 2000:Q1-2019:Q3 ovat ennakoimaan asuntojen hintakehitystä.

3.8 Aineistoanalyysi

Tässä luvussa käydään läpi aineiston muuttujien tärkeimmät tunnusluvut, jotka ovat esitetty taulukossa 1. Muuttujien tunnusluvut on laskettu muuttujille siinä muodossa, miten ne ovat transformoitu tutkimukseen. Muuttujien transformointi on tärkeää, jotta voidaan säilyttää aikasarjojen stationaarisuus.

TAULUKKO 1 Aineiston muuttujien tunnusluvut

Tunnusluvut	Muutos	Keski-arvo	Mediaani	Min	Max	Corr
Helsinki	$\Delta \ln$	0.76	0.58	-4.80	5.45	1
Turku	$\Delta \ln$	0.61	0.65	-7.38	6.98	0.49
Tampere	$\Delta \ln$	0.56	0.70	6.83	4.46	0.62
Espoo	$\Delta \ln$	0.43	0.39	-3.44	8.79	0.52
Vantaa	$\Delta \ln$	0.33	0.07	-4.17	4.86	0.56
Jyväskylä	$\Delta \ln$	0.15	0.22	-7.07	7.04	0.36
Kajaani	$\Delta \ln$	0.22	0.15	-13.37	16.57	0.07
Rovaniemi	$\Delta \ln$	0.35	0.38	-9.72	15.11	0.23
Lappeenranta	$\Delta \ln$	0.14	-0.04	-5.90	10.42	0.19
12kkeuribor	Δ	-0.05	-0.02	-2.26	0.61	-0.5
Lainanantoaste	$\Delta \ln$	1.80	1.58	0.19	4.32	0.21
Bruttokansantuote	$\Delta \ln$	0.79	0.83	-5.13	3.29	0.06
Kuluttajahintaindeksi	$\Delta \ln$	0.37	0.29	-0.56	1.63	-0.2
Rahan määrä (M3)	$\Delta \ln$	1.75	1.50	-0.95	6.04	0.02
Osakemarkkinat	$\Delta \ln$	2.66	3.77	-29.37	18.57	0.48

Tekninen huomautus: Taulukko näyttää keskeisimmät tunnusluvut aineiston makroekonomisille muuttujille sekä kaupunkien hintaindekseille. Jokaiselle muuttujalle on laskettu keskiarvo, mediaani, minimi, maksimi ja korrelaatio Helsingin asuntomarkkinoiden kehityksen kanssa. Taulukkoon on merkitty miten muuttujat ovat transformoitu aikasarjojen stationaarisuuden vuoksi. Transformaatio merkinnät tarkoittavat: Δ , absoluuttinen erotus;

$\Delta \ln$, suhteellinen muutos edelliseen periodiin. Aineiston aikasarjat on hankittu Suomen pankilta ja tilastokeskukselta. Muuttujien havaintojen aikaväli on 2000:Q1-2019:Q3.

4 MENETELMÄT

Tässä luvussa esitellään tutkimukset kvantitatiiviset tutkimismenetelmät. Tutkielman menetelmä perustuu ekonometriseen aikasarjaanalyysiin, joka on jaettu staattisiin ja dynaamisiin menetelmiin. Luvun alussa käydään läpi muuttujien aikasarjojen stationaarisuus ja sen mittaamenetelmät. Tämän jälkeen tarkastellaan asuntomarkkinoiden hintojen ja makrotaloudellisten tekijöiden staattista riippuvuussuhdetta mittaavat usean muuttujan regressioanalyysi ja Pearsonin korrelaatiokerroin sekä käydään läpi siihen liittyvät oletukset. Tutkimukseen on otettu mukaan myös dynaamiset menetelmät: Grangerin kausaalisuustestit, VAR ja DMA-malli. Grangerin kausaalisuustesteillä voidaan tarkastella makrotaloudellisten muuttujien ja asuntojen hintakehityksen välisiä syy- seuraussuhteita. VAR-malleilla voidaan tutkia hintashokkien etenemistä markkinoilla, miten muuttujat ennakoivat toistensa muutoksia. DMA-malli on otettu mukaan, koska parhaat asuntomarkkinoiden hintakehitystä ennustavat tekijät voivat vaihdella ajassa. Mallin yksityiskohtiin mennään tarkemmin luvun lopussa. Seuraavassa luvussa esitellään selvyiden vuoksi tutkimusmenetelmän kannalta keskeisimpiä käsitteitä kuten stationaarisuus ja aikasarja.

4.1 Aikasarjojen yksikköjuuritestit

Aikasarjat ovat ajassa tapahtuvaa tietyn ilmiön arvojen muutosta ja niitä käsittelevässä tutkimuksessa on erityisen tärkeää tutkia kehittyvätkö ne ajasta riippumattomasti. Tällä tavalla voidaan varmistaa tuloksien luotettavuus. Aikasarjojen stationaarisuutta voidaan tutkia yksikköjuuritestillä ja tässä tutkielmassa siihen on valittu laajennettu Dickey ja Fullerin (1979) testi (engl. Augmented Dickey-Fuller Test), joka on hyvin yleinen menetelmä aikasarjojen stationaarisuuden tutkimisessa. Asuntojen hintoja mittaavat aikasarjat sisältävät yleensä yksikköjuuren. Aikasarjan sisältäessä yksikköjuuren voidaan todeta, että sillä ei ole pitkän aikavälin tasapainoa johon se kehittyisi yli ajan. Stationaarista aikasarjaa voidaan käyttää ennusteiden tekemiseen, jossa käytetään aikasarjan havaintoja aikaisemmilta periodeilta. (Enders, 2010).

Aikasarjan kehittyessä trendin omaisesti tai ajasta riippuvaisesti sitä kutsutaan epästationaariseksi. Aikasarjan ollessa epästationaarinen sen odotusarvot eivät ole vakiot. Stationaarinen kehitys voidaan jakaa vielä deterministiseen ja stokastiseen kehitykseen. Deterministisessä kehityksessä shokki voi aiheuttaa muutoksen aikasarjan kehitykseen lyhyellä aikavälillä, mutta muutos ei ole pysyvä vaan aikasarja palaa shokkia edeltävään tasapainoonsa tietyn ajan jälkeen. Stokastisessa kehityksessä shokki voi aiheuttaa pysyvän muutoksen aikasarjan kehityksessä eikä se tällöin palaudu enää aiempaan tasoonsa. (Enders, 2010). Seuraavaksi esitellään yleisesti käytetty Dickey ja Fullerin (1979) testi, jonka mukaan aikasarjan yksikköjuuri voidaan etsiä kolmen erilaisen regressioyhtälön avulla.

$$(2) \quad \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(3) \quad \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(4) \quad \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_{2t} + \varepsilon_t$$

missä virhetermi ε_t on riippumattomasti ja identtisesti jakautunut (iid).

Yhtälöiden odotusarvot ja varianssit ovat vakioita.

γ kuvaa regressioyhtälön kertoimen estimaattia, joka saadaan pienimmän neliosumman menetelmällä.

Δy_t edustaa testattavan muuttujan arvoa.

Yllä olevista yhtälöistä (2)-(4) yksi tai useampi estimoidaan pienemmän neliosumman menetelmällä, jonka tuloksena saadaan muuttujan p arvo ja keskivirhe. Seuraavassa vaiheessa lasketaan t-arvo jakamalla p arvo keskivirheellä. Testin nollahypoteesina on, että aikasarja on stationaarinen ja vastahypoteesin mukaan epästationaarinen. Nollahypoteesi hyväksytään tai hylätään perustuen Dickey ja Fullerin testin kriittiseen t-arvoon. (Enders, 2010)

Tavalliseen Dickey ja Fullerin (1979) testiin liittyy kuitenkin ongelma, koska se ei huomioi aikasarjan useamman viiveen merkitsevyyttä. Tästä syystä asuntomarkkinoiden hintaindeksien aikasarjojen tutkimiseen on käytetty Dickey ja Fullerin testin laajennettua versiota. Laajennettu versio huomioi aikasarjan useamman viiveen merkityksen ja tällöin saadaan poistettua virhetermin autokorrelaatio lisäämällä malliin viivästettyjä differenssitermejä. Laajennettu Dickey ja Fullerin testi voidaan esittää seuraavalla kaavalla. (Enders, 2010).

$$(5) \quad \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

laajennetun version nollahypoteesin ollessa voimassa voidaan olettaa, että aikasarja sisältää yksikköjuuren. Laajennetussa versiossa tarkastellaan myös tavallisen mallin tapaan kriittistä t-arvoa kriittisiin arvoihin. (Enders, 2010).

Laajennetun Dickey ja Fullerin testin tulokset on esitetty taulukossa (3). Tutkielman seuraavassa osiossa käymme läpi Pearson korrelaatiokertoimen, jolla voidaan tarkastella muuttujien lineaarista riippuvuutta.

4.2 Pearsonin korrelaatiokerroin

Tutkielman korrelaatiomatriisi on muodostettu käyttäen Pearsonin korrelaatiokerrointa r , joka on yksi yleisimmistä käytetyistä korrelaatiota kuvaavista tunnusluvuista. Korrelaatiolla voidaan kuvata kahden muuttujan lineaarisen riippuvuuden voimakkuutta. Pearsonin korrelaatiokerroin r lasketaan seuraavaksi esitellyn kaavan mukaan.

$$(6) \quad r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n s_x s_y}$$

missä n on lukuparien x_i, y_i lukumäärä.

$s_x s_y$ ovat muuttujien x ja y keskihajonnat.

\bar{x} ja \bar{y} ovat muuttujien keskiarvot.

Korrelaatiokerroin saa arvoja väliltä -1 ja 1 . Muuttujien korrelaation ollessa 1 on kyseessä täydellinen positiivinen lineaarinen riippuvuus muuttujien välillä, jolloin niiden arvot sijoittuisivat hajontakuviossa samalla suoralle. Korrelaatiokerroimella ei kuitenkaan saada informaatiota muuttujien kausaalivaikutuksista.

Kausaalivaikutusta tarkastellaan myöhemmin Grangerin kausaaliteettitesteillä. Korrelaatiokertoimen avulla tutkielmassa voidaan nähdä kuinka yhdenmukaista kaupunkien välinen hintakehitys on ollut kaupunkien ja makromuuttujien välillä. Nämä tulokset on esitetty korrelaatiomatriisissa.

4.3 Usean muuttujan regressiomalli aikasarjalle

Tässä luvussa käydään läpi usean muuttujan regressiomalli aikasarjalle. Pääasiallisena lähteenä on käytetty Stock ja Watsonin Intoduction to Econometrics kirjaa (2012). Yleinen aikasarjojen regressiomalli sallii lisäämään usean ennustavan muuttujan malliin. Malliin on sisällytetty viiveet q_k ennustavista muuttujista.

$$(7) \quad Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \delta_{11} X_{1t-1} + \delta_{12} X_{1t-2} + \dots + \delta_{1q_1} X_{1t-q_1} \\ + \dots + \delta_{k1} X_{kt-1} + \delta_{k2} X_{kt-2} + \dots + \delta_{kq_k} X_{kt-q_k} + u_t$$

yleisestä aikasarjojen regressiomallista voidaan normaalisti tehdä seuraavat 4 standardioletusta.

1. Mallin virhetermit ovat jakautuneet suhteessa selittäviin satunnaismuuttujiin niiden odotusarvojen ollessa nolla:
 $E(u_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, X_{1t-1}, X_{1t-2}, \dots, X_{kt-1}, X_{kt-2}, \dots) = 0$
2. (a) satunnaismuuttujat $(Y_t, X_t, \dots, X_{kt})$ ovat stationaarisia ja identtisesti jakautuneita
(b) $(Y_t, X_{1t}, \dots, X_{kt})$ ja $(Y_{t-j}, X_{1t-j}, \dots, X_{kt-j})$
3. Aineistoissa ei ole suuria poikkeavia havaintoja: X_{1t}, \dots, X_{kt} ja Y_t eroaa nolasta.
4. Ei ole havaittavissa täydellistä multikollinearisuutta.

Selvyyden vuoksi seuraavaksi avataan mallin oletuksia laajemmin. Toisen oletuksen mukaan data on jakautunut tänään samalla tavalla kuin se on jakautunut aikaisemmilla periodeilla. Taloudelliset aikasarjat voivat olla monesti epästationaarisia, minkä takia mallin oletukset eivät toteudu välttämättä käytännössä. Aikasarjan muuttujien ollessa epästationaarisia regressiossa saattaa esiintyä useampia ongelmia. Esimerkiksi ennuste saattaa olla virheellinen tai saattaa olla olemassa parempi malli, joka tuottaa samalla datalla tarkempia ennusteita. Oletuksen kaksi b) mukaan satunnaismuuttujat pysyvät riippumattomasti jakautuneina, kun ne on erotettu ajassa viiveiden kasvaessa. (Stock ja Watson, 2012)

4.4 Grangerin kausaalisuustestit

Tutkielmassa on keskitytty tarkastelemaan asuntomarkkinoiden ja makrotaloudellisten muuttujien välistä vuorovaikutusta staattisilla ja dynaamisilla ekonometrisilla malleilla. Yksi näistä dynaamisista malleista on seuraavaksi esiteltävä Grangerin kausaalisuustesti, jota on käytetty monissa aikaisemmissa tutkimuksissa, esimerkiksi Oikarisen (2006) ja Goodhartin ja Hofmannin (2007) tutkimuksissa. Kausaalisuhteen tarkastelulla voidaan nähdä kuinka aikasarjojen viiveet pystyvät ennakoimaan selitettävässä muuttujassa tapahtuvaa vaihtelua. Alla on kuvattu yksinkertainen kahden muuttujan malli, joka havainnollistaa kuinka Grangerin kausaalisuustesti voidaan laskea kahden muuttujan välille. (Granger, 1969).

$$(8) \quad X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$(9) \quad Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t$$

missä X_t ja Y_t edustavat kahta stationaarista aikasarjaa.

ε_t ja η_t ovat yhtälöiden ei korreloituneet virhetermit, jotka kuvaavat valkoista kohinaa datassa (engl. White noise).

a_j , b_j , c_j ja d_j kuvaavat mallin estimoitavia parametreja.

Malli m voidaan kuvata äärettömäksi, mutta käytännössä rajallisen datan kanssa se kuvataan äärelliseksi ja lyhyemmäksi kuin todellinen aikasarja.

Mallin kuvaama kausaalisuus tarkoittaa, että Y_t aiheuttaa muutokset X_t :ssä sillä ehdolla, että parametri b_j :n arvo eroaa nolasta. Vaihtoehtoisesti X_t aiheuttaa muutokset Y_t :n arvossa, jos parametri c_j eroaa nolasta. Molempien edellä mainittujen tilanteiden toteutuessa voidaan todeta, että muuttujien kesken vallitsee kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde (engl. Feedback relationship). (Granger, 1969).

Grangerin kausaalisuustesti on otettu mukaan tutkielman menetelmiin, koska sillä voidaan tarkastella pystyvätkö makromuuttujien viiverakenteet selittää muutoksia asuntomarkkinoiden hinnoissa tilastollisesti merkitsevästi. Tämä

tuo lisää syvyyttä dynaamisten vaikutuksien tarkasteluun, mutta se ei kuitenkaan kerro muuttujien täydellisestä syy-seuraus suhteesta.

4.5 VAR-mallit

Tässä tutkielmassa on käytetty differenssimalleja selittämään asuntojen hintojen kehitystä ja dynaamiset mallit on otettu käyttöön, jotta voidaan tarkastella makromuuttujien ja asuntojen hintojen välisiä riippuvuuksia ja vuorovaikutussuhteita. Yhtenä mallina asuntomarkkinoiden ja makromuuttujien dynamiikan tarkasteluun on otettu VAR-mallit. Kyseiset mallit tarkoittavat käytännössä moniyhtälöaikasarjamalleja, joissa jokaista käytettävää muuttujaa selitetään sen oman aikasarjan sekä muiden muuttujien viiveillä. (Pesaran ja Shin, 1998).

$$(10) \quad X_t = \sum_{i=1}^p \Phi X_{t-i} + \Psi w_t + \varepsilon_t, \quad t=1,2,\dots,T$$

missä, $X_t = m \times 1$ vektori endogeenisille muuttujille, $w_t = q \times 1$ vektori deterministisille ja/tai eksogeenisille muuttujille Φ ja Ψ , jotka ovat $m \times m$ ja $m \times q$ kerroinmatriisit. Voidaan myös tehdä oletus, jonka mukaan X_t on kovarianssistatoinäärinen prosessi. Kyseinen yhtälö (10) voidaan kirjoittaa äärettömän MA-esityksen muodossa. (Pesaran ja Shin, 1998).

$$(11) \quad X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} G_i w_{t-i}, \quad t=1,2,\dots,T$$

missä, A_i kerroinmatriisi $m \times m$ voidaan saada rekursiivisesti

$$(12) \quad A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_i A_{i-p} \quad i=1,2,\dots$$

ehdolla, että $A_0 = I_m$ ja $A_i = 0$, jos $i < 0$ ja $G_i = A_i \Psi$.

VAR-analyysissä muuttujien riippuvuuksien ja vuorovaikutusten tarkastelussa on usein myös käytetty impulssi-responssifunktiota, joka on myös otettu mukaan tähän tutkielmaan. Tämän menetelmän ansiosta voidaan saada vastauksia kysymyksiin, mikä on asuntomarkkinoiden odotettava muutos makrotaloudelliseen eksogeeniseen shokkiin. Esimerkiksi voidaan tarkastella miten muutos korosteessa vaikuttaa eri asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. Menetelmällä voidaan myös nähdä miten makrotaloudelliset muuttujat reagoivat asuntomarkkinoiden muutoksiin ja onko näiden välillä kaksisuuntainen

vuorovaikutussuhde. Tässä tutkielmassa impulssi-responssifunktiota on käytetty yleistetyssä muodossa, jolloin tulokset ovat riippumattomia shokkien järjestyksestä. Yleistetyssä impulssivasteanalyysissä muuttajan j odottamattoman muutoksen vaikutus muihin VAR-mallin muuttujiin x voidaan laskea kaavalla

$$(13) \quad GI_x(n, \delta_j \Omega_{t-1}) = E(X_{t+n} | \varepsilon_{jt} = \delta_j \Omega_{t-1}) - E(X_{t+n} | \Omega_{t-1}) =$$

missä, n tarkoittaa ennustehorisonttia, δ_j viittaa muuttajaan j liittyvää shokkia, Ω tarkoittaa informaatiojoukkoa, ε on shokkivektori ja E on muuttujan odotusarvo. (Pesaran ja Shin, 1998).

4.6 Ennusteet pidemmälle aikavälille

Tutkimuksessa käytetään myös aikasarja regressiomallia, kun tutkitaan mallin ennustekykyä pidemmille aikaväleille muuttujakohtaisesti. Ennusteet pidemmille aikaväleille on toteutettu käyttämällä samanlaista menetelmää kuin Bork, Møller ja Pedersen (2019) käyttivät vastaavanlaisessa tutkimuksessa. Ennustekykyä voidaan mitata muuttujakohtaisesti mallilla

$$(14) \quad Y_{t+h} = \alpha + \beta x_t + u_{t+h},$$

missä $y_{t+h} = \sum_{i=1}^h y_{t+i}$ on hintaindeksin logaritminen transformaatio aikaperiodilta t aikaperiodille $t+1$. Mallissa x_t on ennustemuuttuja aikaperiodilla t .

4.7 DMA-malli

Aikaisemmillä menetelmillä saamme tutkimuskysymyksiin vastauksia, millaisia yhteyksiä makrotaloudellisilla muuttujilla ja Suomen eri kaupunkien hintakehityksellä on. Paras ennustemuuttuja voi kuitenkin vaihdella aikavälillä. Esimerkiksi lainanantoaste voi tietyllä periodilla omata vahvan ennustekyvyn, kun taas toisella periodilla osakemarkkinat ennustavat hintakehitystä paremmin. Tämän takia tarkasteluun otetaan DMA-malli sen tehdessä parametrien muutokset ja muuttujien valinnat sen mukaan, millä muuttujalla on paras

ennustekyky juuri sillä ajanhetkellä. Näin saadaan vastaus kysymykseen, millä muuttujalla on eniten painoarvoa mallissa eli paras ennustekyky hintakehitykseen. (Bork, Møller ja Pedersen, 2019).

DMA ennustemenetelmän kehittivät Raftery ym (2010). Seuraavaksi käydään läpi, miten sitä voidaan hyödyntää asuntomarkkinoiden hintakehityksen ennustamiseen. Tämä osio tutkimuksesta on toteutettu vastaavalla tavalla kuin Bork, Møller ja Pedersenin (2019) tekemä tutkimus, jossa he tutkivat makromuuttujien ja kuluttajakyselyindeksin ennustekykyä asuntomarkkinoiden hintakehitykseen DMA-mallilla.

DMA-malli muodostaa ajassa vaihtuvat parametri (TVP)-mallit

$$(15) \quad y_t = x'_{t-1} \beta_t + \varepsilon_t,$$

$$(16) \quad \beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t,$$

missä y_t on kaksioiden hintakehityksen kasvuaste, x_{t-1} on r vektori ennustemuuttujille. β_t on j vektori kertoimille. Virhetermit ovat jakautuneet $\varepsilon_t \sim N(0, V_t)$ ja $\eta_t \sim N(0, W_t)$. Tässä tutkimuksessa x_{t-1} sisältää kuusi makrotaloudellista muuttujaa. TVP mallit (15) ja (16) voidaan suoraan estimoida käyttämällä Kalman suodinmenetelmää. TVP mallit käyttävät samaa ennustemuuttujien yhdistelmää koko aikavälillä, mikä ei välttämättä ole tehokkain ratkaisu. DMA-malli on ikään kuin kehittyneempi menetelmä TVP malleista. Se ottaa huomioon ennustemallien muutokset ajassa, jota voidaan havainnoida seuraavasti. (Bork, Møller ja Pedersen, 2019).

$$(17) \quad y_t = x'_{t-1} \beta_t^{(k)} + \varepsilon_t^{(k)}$$

$$(18) \quad \beta_t^{(k)} = \beta_{t-1}^{(k)} + \eta_t^{(k)}$$

missä $k = 1, \dots, K$:lla tarkoitetaan tiettyä mallia. Virhetermit $\varepsilon_t^{(k)}$ on $N(0, V_t^{(k)})$ ja $\eta_t^{(k)}$ on $N(0, W_t^{(k)})$. $L_t \in \{1, \dots, K\}$ esittää mallin indikaattoria, jossa $L_t = k$ tarkoittaa valittua mallia k ajanhetkellä t . DMA-malli toteutetaan laskemalla $\Pr(L_t = k | \gamma^{t-1})$ malleille $k = 1, \dots, K$ missä $\gamma^{t-1} = \{y_1, \dots, y_{t-1}\}$. Tällä tavoin DMA-malli laskee todennäköisyyksiä sille, että k mallia tulisi käyttää ennustamaan asuntomarkkinoiden hintakehitystä ajanhetkellä t . DMA-malli käyttää

todennäköisyyden laskentaan informaatiota ajanhetkeltä $t-1$. Mallin todennäköisyyden valinta voidaan esittää $\pi_{t|t-1,k} = \Pr(L_t=k | \gamma^{t-1})$. (Bork, Møller ja Pedersen, 2019).

DMA-mallin tarkoitus on käyttää mallien painoarvoina niiden todennäköisyyksiä. DMA-mallin ennusteet lasketaan rekursiivisesti, jolloin funktion arvo tietyssä pisteessä y_t riippuu sen arvosta aikaisemmalla havainnolla ehdolla γ^{t-1} , tällöin DMA-mallia käytetään seuraavasti

$$(19) \quad \hat{y}_t^{DMA} = \sum_{k=1}^K \pi_{t|t-1,k} x_{t-1}^{(k)} \hat{\beta}_{t-1}^{(k)}$$

missä $\hat{\beta}_{t-1}^{(k)}$ on ennuste parametri. Tutkielmassa oletetaan mahdolliseksi kaikki ennustemuuttuja yhdistelmät, joten käyttäessä kuutta eri ennustemuuttujaa mahdollisten mallien määrä on $K = 2^6$. Mahdollisten mallien matriisi dimensio kasvaa helposti todella suureksi ja tätä varten Raftery ym. (2010) lisäsivät Kalman suodinmenetelmän ja unohdetut muuttujat DMA-malliin. Kalman-suotimen ennuste parametrit voidaan esittää alla olevilla kaavoilla (20) ja (21). (Bork, Møller ja Pedersen, 2019).

$$(20) \quad \hat{\beta}_{t|t-1}^{(k)} = \hat{\beta}_{t-1|t-1}^{(k)}$$

$$(21) \quad \Sigma_{t|t-1}^{(k)} = \frac{1}{\lambda} \Sigma_{t-1|t-1}^{(k)}$$

λ kuvaa unohdettua muuttujaa ja $\Sigma_{t-1|t-1}^{(k)}$ kuvastaa $\hat{\beta}_{t-1}^{(k)}$ kovarianssimatriisia, Kalman suodinmenetelmää ja unohdettuja muuttujia käytetään tilan estimointivirheen kovarianssimatriisin päivityksessä, joka esitetään seuraavasti. (Bork, Møller ja Pedersen, 2019).

$$(22) \quad \hat{\beta}_{t|t}^{(k)} = \hat{\beta}_{t|t-1}^{(k)} + \Sigma_{t|t-1}^{(k)} x_{t-1}^{(k)} (V_t^{(k)} + x_{t-1}^{(k)} \Sigma_{t|t-1}^{(k)} x_{t-1}^{(k)})^{-1} (y_t - x_{t-1}^{(k)} \hat{\beta}_{t|t-1}^{(k)}),$$

$$(23) \quad \Sigma_{t|t}^{(k)} = \Sigma_{t|t-1}^{(k)} - \Sigma_{t|t-1}^{(k)} x_{t-1}^{(k)} (V_t^{(k)} + x_{t-1}^{(k)} \Sigma_{t|t-1}^{(k)} x_{t-1}^{(k)})^{-1} x_{t-1}^{(k)} \Sigma_{t|t-1}^{(k)}$$

unohdettujen muuttujien käyttäminen mahdollistaa, että tilan estimointivirheen kovarianssimatriisi yksinkertaistuu muotoon $W_t^{(k)} = (\lambda^{-1} - 1) \Sigma_{t|t-1}^{(k)}$, mikä johtaa muotoon (21). (Bork, Møller ja Pedersen, 2019).

Tässä tutkimuksessa käytetään neljännesvuosittaista aineistoa, kuten myös Bork, Møller ja Pedersen (2019) käyttivät tutkimuksessaan. He havaitsivat, että τ ja λ intervallien arvoiksi kannattaa asettaa mittauksessa 0.97, kun aineistona käytetään neljännesvuosittaista aineistoa. Aineiston ja tutkimusasetelman takia myös tässä tutkimuksessa käytetään arvoa $\tau = \lambda = 0,97$, jotta ennustemalli olisi mahdollisimman robusti neljännesvuosittaiselle aineistolle.

5 EMPIIRISET TULOKSET

Tässä luvussa käsitellään tutkimuksen empiirisen osion tulokset.

5.1 Asuntojen tuottolaskelmat kaupungeittain

Taulukossa 2 on vertailtu kaksioden prosentuaalista arvonnousua kaupungeittain aikaväliltä 2000:Q1-2019:Q3. Kaksioden kokonaistuoton ja keskimääräisen vuosittaisen tuottoprosentin lisäksi on laskettu keskihajonta ja riskikorjattu tuotto Sharpen tunnusluvulla.

TAULUKKO 2 Kaksioden arvonnousu kaupungeittain aikaväliltä 2000:Q1-2019:Q3

<i>Kaupunki</i>				
<i>Tunnusluku</i>	<i>Kokonaistuotto -%</i>	<i>Tuotto -% p.a</i>	<i>Keskihajonta</i>	<i>Sharpen tunnusluku</i>
Helsinki	59,090 %	3,110 %	0,018	1,939
Espoo	33,689 %	1,773 %	0,021	1,006
Vantaa	25,646 %	1,350 %	0,019	0,853
Turku	48,319 %	2,543 %	0,024	1,167
Tampere	43,703 %	2,300 %	0,019	1,354
Jyväskylä	12,027 %	0,633 %	0,027	0,343
Oulu	12,444 %	0,655 %	0,028	0,341
Rovaniemi	27,062 %	1,424 %	0,056	0,310
Lappeenranta	10,730 %	0,565 %	0,033	0,262
Kajaani	17,298 %	0,910 %	0,061	0,197

Tekninen huomautus: Sharpen tunnusluku on laskettu kaavalla $(R_a - R_f)/\sigma_a$, jossa R_a on omaisuususerän tuotto ja R_f on riskitön tuotto eli Suomen valtiolainan 10 vuoden korko 25.2.2020 ja σ_a on omaisuususerän keskihajonta.

Taulukon.2 tunnusluvuista voi selvästi nähdä, että Helsingin kaksiot ovat tuottaneet merkittävästi enemmän arvonnousua kuin kaksiot muualla Suomessa. Asuntosijoittajille myös etenkin Turku on ollut hyvä sijoituskohde

noin 2,5% vuosittaisella tuotolla. Vuosittainen hintojenkehitys on ollut pienintä Lappeenrannassa noin 0,9% kasvulla. Sharpen-tunnusluku kuvaa kuinka hyvin sijoituskohde on tuottanut verrattuna riskittömään vaihtoehtoon eli Suomen valtion kymmenen vuoden joukkovelkakirjalainaan. Sharpen tunnusluvulla vertailtaessa Helsinki (Sharpen luku, 1,939) on ollut paras asuntosijoituskohde ja Kajaani (0,197) kaikista heikoin. Kaikissa kaupungeissa arvonnousu on ollut selvästi positiivista.

5.2 Muuttujien yksikköjuuritestit

Muuttujien stationaarisuuden varmistamiseksi aikasarjoille tehtiin yksikköjuuritestit. Aikasarjojen stationaarisuutta testattiin laajennetulla Dickey ja Fullerin -testillä (ADF). Taulukkoon 1 on koottu R-ohjelmistolla saadut yksikköjuuritestien tulokset alkuperäisten ja differoitujen muuttujien osalta. Testi toteutettiin yhden ja kahden viiveellä sekä ilman viivettä. Alkuperäisten aikasarjojen oletettiin testissä sisältävän trendiosan sekä vakiotermin. Differoitujen aikasarjojen oletettiin sisältävän vain vakiotermin. Testin tulokset perustuvat Akaiken (AIC) informaatiokriteereihin. Testin nollahypoteesin mukaan aikasarja on epästationaarinen. Nollahypoteesi voidaan hylätä, jos saatu t-arvo on suurempi kuin kriittinen t-arvo.

TAULUKKO 3 Muuttujien laajennetun Dickey-Fuller-testien tulokset

Muuttuja	Alkuperäinen aikasarja			Differoitu aikasarja		
	0	1	2	0	1	2
Viive						
Helsinki	-2.82	-2.94*	-2.96	-5.45***	-5.58***	-5.58***
Turku	-2.05	-2.21	-2.44	-3.73**	-3.89**	-3.92**
Tampere	-2.29	-2.45	-2.44	-4.33***	-3.80**	-3.75**
Vantaa	-1.02	-1.13	-1.18	-5.86***	-5.50***	-5.82***
Lappeenranta	-1.08	-1.20	-1.28	-5.5317***	-4.46***	-4.67***
Jyväskylä	-1.13	-1.17	-1.13	-5.36***	-4.59***	-4.60***
Rovaniemi	-1.43	-1.41	-1.43	-4.13***	-4.33***	-4.06***
Espoo	-1.17	-1.30	1.48	-4.64***	-4.83***	-4.97***
12kkeuribor	-2.67	-3.65**	-3.20**	-3.65**	-5.29***	-4.61***
Lainanantoaste	-2.71	-2.32	-2.59	-2.03	-3.66**	-3.60**
Kuluttajahintaindeksi	-2.86	-4.01**	-3.10	-4.14***	-4.97***	-4.23***
Rahan määrä (M3)	-2.22	-2.97	-2.67	-2.97	-5.06***	-4.24***
Osakemarkkinat	-1.77	-3.32*	-3.27*	-3.77**	-4.79***	-4.09
Bruttokansantuote	-2.79	-3.71**	-3.68**	-4.60***	-4.79	-4.16***

Tekninen huomautus. Alkuperäiset ja Differoidut aikasarjat on testattu laajennetulla Dickey-Fullerin testillä, jossa alkuperäisten aikasarjan oletetaan sisältävän vakiotermin ja

trendiosan. Differoitujen aikasarjojen oletetaan sisältävän vakiotermin. Viivepituus aikasarjoissa on 0-2. Merkitsevyystasot: *** ≤ 0.01 , ** ≤ 0.05 , * ≤ 0.10 .

Yksikköjuuritestien tuloksista (Taulukko 3) voidaan tehdä seuraavat johtopäätökset. Differoiduista muuttujista kaikkien kaupunkien aikasarjat sisälsivät yksikköjuuren vähintään 5% merkitsevyystasolla. Differoiduista makrotaloudellisista aikasarjamuuttujista 12kkeuribor sisälsi yksikköjuuren vähintään 5% merkitsevyystasolla. Lainanantoaste ja rahan määrä (M3) sisälsivät yksikköjuuren kahden ja kolmen viiveillä vähintään 5% merkitsevyystasolla. Differoitu osakemarkkinoiden aikasarja sisälsi yksikköjuuren kahden viiveellä 1% merkitsevyystasolla ja 5% merkitsevyystasolla yhden viiveellä. Differoitu kuluttajahintaindeksi sisälsi yksikköjuuren 1% merkitsevyystasolla kaikilla viiveillä. Bruttokansantuotteen aikasarja sisälsi yksikköjuuren 1% merkitsevyystasolla ilman viivettä ja kahden viiveellä, mutta ei sisältänyt yksikköjuurta yhden viiveellä. Alkuperäisistä kaupunkien aikasarjoista vain Helsinki sisälsi yksikköjuuren vähintään 10% merkitsevyystasolla. Alkuperäisistä makrotaloudellisista aikasarjoista 12kkeuribor, osakemarkkinat, kuluttajahintaindeksi ja bruttokansantuote sisälsivät viiveillä yksikköjuuren vähintään 10% merkitsevyystasolla. Alkuperäisistä aikasarjoista mikään ei sisältänyt yksikköjuurta ilman viivettä.

Yksikköjuuritestien perusteella myöhemmissä mallinuksissa voidaan käyttää niitä aikasarjoja, jotka ovat ajasta riippumattomia. Aikasarjoista saatu t-arvo on tällöin kriittistä t-arvoa suurempi eli nollahypoteesin epästationaarisuus voidaan hylätä. Aikasarjojen stationaarisuuden todentamisen jälkeen tutkimuksessa siirrytään varsinaiseen ekonometrisen analyysiin.

5.3 Korrelaatioanalyysi

Tässä luvussa käsitellään korrelaatioanalyysin tuloksia, joka mittaa muuttujien välistä lineaarista riippuvuutta. Tutkimuksessa käytettiin Pearsonin korrelaatiokertoimia. Korrelaatioanalyysi perustuu kaupunkien hintaindeksien vertailuun Suomessa, miten eri kaupunkien hintakehitys korreloi toisten kaupunkien kanssa. Korrelaatioanalyysissä tarkasteltiin myös makrotaloudellisten muuttujien ja kaupunkien hintakehityksen lineaarista riippuvuutta. Tulokset on esitetty korrelaatiomatriisissa luvussa 8. Liitteet.

Tuloksista voi nähdä, että suurimmat kaupungit korreloivat vahvasti toistensa hintakehityksien kanssa. Tulokset ovat linjassa aikaisempien tutkimuksien tuloksien kanssa. Pienempien kaupunkien hintakehitys on hitaampaa kuin suuremmissa kaupungeissa. Esiin voi nostaa poikkeukset Lappeenranta ja Oulu, jotka omaavat suhteellisen vahvan negatiivisen korrelaation. Tämä eroaa muista tuloksista. 12kkeuribor on suurimmalle osalle negatiivisesti korreloitunut. Tulos on odotusten mukainen, sillä yleisesti koron nousu laskee pankkien lainanantoa ja näin asuntojen kysyntää. Kysynnän laskulla on oleellisesti negatiivinen vaikutus asuntojen hintoihin. Makromuuttuja lainanantoaste on vahvasti korreloitunut suurimpien kaupunkien asuntojen hintojen kehityksen kanssa. Tutkimuksen inflaatiota kuvaava muuttuja kuluttajahintaindeksi on myös oletusten mukaisesti negatiivisesti korreloitunut asuntomarkkinoiden hintakehityksen kanssa. Osakemarkkinoita kuvaava indeksi OMX25 on vahvasti korreloitunut pääkaupunkiseudun asuntomarkkinoiden kanssa. Korrelaatiokertoimista ei voida vielä päätellä muuttujien syy seuraus suhdetta. Tätä tarkastellaan Granger-kausalliteetti testillä tutkimuksen myöhäisemmässä osiossa.

5.4 Usean muuttujan regressioanalyysi

Seuraavaksi käydään läpi usean muuttujan regressioanalyysin tulokset. Analyysin tarkoituksena on selventää muuttujien välisiä staattisia suhteita. Regressioanalyysit on toteutettu kaupunki kohtaisesti koko aikaväliltä 2000:Q1-2019:Q3.

5.5 Usean muuttujan regressioanalyysi koko aikaväliltä

Taulukkoihin 4 ja 5 on koottu tulokset tutkimuksen koko periodilta kaupunki kohtaisesti. Selvyyden vuoksi taulukkoihin on merkitty vain tilastollisesti merkitsevät muuttujat.

TAULUKKO 4 Usean muuttujan regressioanalyysin tulokset koko aikaväliltä

Tunnusluvut	Muutos	Helsinki	Espoo	Vantaa	Turku	Tampere
Vakio		-	-	-0.009*	-	-

12kkeuribor	Δ	-0.016**	-	-0.019**	-	-0.014*
Lainanantoaste	$\Delta \ln$	0,402*	0,611*	-	-	0.573*
Bruttokansantuote	$\Delta \ln$	-	-	-	-	-
Kuluttajahintaindeksi	$\Delta \ln$	-	-	-	-	-
Rahan määrä (M3)	$\Delta \ln$	-	-	-	-	-
OMX25 Indeksi	$\Delta \ln$	0,056*	-	-	0.100*	-
Selitysaste		0,417	0,200	0.316	0.325	0.310
Suhteutettu selitysaste		0,362	0,125	0.251	0.261	0.244
Keskivirhe		1.308	0,018	0.016	0.021	0.016
Durbin-Watson testisuure		2,056 (0.5)	2.454	2.293	2.397	2.671
Havainnot		79	79	79	79	79

Tekninen huomautus: Taulukkoon 4 on koottu tulokset usean muuttujan regressioanalyysistä $y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$, missä y_t kuvaa kaupungin kaksioden kasvuastetta aikaperiodilla t ja x_t on selittävän muuttujan havainto aikaperiodilla t . Jokaiselle mallille on myös laskettu Durbin-Watsonin testisuure. Taulukossa on myös esitetty selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste. Kaikki regressiomallit on laskettu aikaväliltä 2001:Q1-2019:Q3. Merkitsevyytasot on esitetty ***= 1%, **=5% ja *=10%. Taulukossa on merkitty miten muuttujat on transformoitu: $\Delta \ln$ = suhteellinen muutos edelliseen periodiin, Δ = absoluuttinen ero edelliseen periodiin.

Taulukon 4 tulokset näyttävät yhden prosenttiyksikön kasvun lainanantoasteessa kasvattaa kaksioden hintojen kasvuastetta noin 0,40% Helsingissä, 0,61% Espoossa ja 0,57% Tampereella. Tulokset ovat linjassa Oikarisen (2009) tekemän tutkimuksen tuloksien mukaan, jossa löydettiin asuntomarkkinoiden hintakehitykselle ja lainanantoasteelle vahva kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde. Tuloksien mukaan yhden prosenttiyksikön kasvu 12kkeuriborissa laskee Helsingissä asuntojen hintojen kasvuastetta noin 0,02%, Vantaalla 0,02% ja Tampereella 0,01%. Tulokset ovat odotetun mukaiset verrattuna aikaisempiin tutkimuksiin korkotason muutoksen vaikutuksesta asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. OMX25 ETF-rahaston yhden prosenttiyksikös nousu vaikutti tilastollisesti merkitsevästi asuntojen hintoihin Helsingissä 0,06% kasvulla ja Turussa 0,10% kasvulla. Osakemarkkinoiden vaikutus oli lievästi heikompi asuntomarkkinoiden hintakehitykseen kuin Oikarisen (2006) toteutetulla tutkimuksella. Suhteutettu selitysaste näyttää, että tutkimuksen muuttujat selittävät kaikista tarkemmin Helsingin asuntomarkkinoiden hintakehitystä. Mallin muuttujilla voidaan tuloksien mukaan selittää 36,1% Helsingin kaksioden hintakehityksestä.

TAULUKKO 5 Usean muuttujan regressioanalyysin tulokset koko aikaväliltä

Tunnusluvut	Muutos	Jyväskylä	Lappeenranta	Rovaniemi	Kajaani
Vakio	-	-	-	-	-

12kkeuribor	Δ	-	-	-	-
Lainanantoaste	$\Delta \ln$	-	-	-	-
Bruttokansantuote	$\Delta \ln$	-	-	-	2.216*
Kuluttajahintaindeksi	$\Delta \ln$	-2.573***	-	-	-4.202*
Rahan määrä (M3)	$\Delta \ln$	0.834**	-	-	-
OMX25 Indeksi	$\Delta \ln$	-	-	-	-
Selitysaste		0.275	0.073	0.087	0.153
Suhteutettu selitysaste		0.206	-0.014	0.000	0.073
Keskivirhe		0.024	0.034	0.058	0.061
Durbin-Watson testisuure		2.554	2.553	2.831	2.787
Havainnot		79	79	79	79

Tekninen huomautus: Taulukkoon 5 on koottu tulokset usean muuttujan regressioanalyysistä $y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$, missä y_t kuvaa kaupungin kaksioden kasvuastetta aikaperiodilla t ja x_t on selittävän muuttujan havainto aikaperiodilla t . Jokaiselle mallille on myös laskettu Durbin-Watsonin testisuure. Taulukossa on myös esitetty selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste. Kaikki regressiomallit on laskettu aikaväliltä 2001:Q1-2019:Q3. Merkitsevyytasot on esitetty ***= 1%, **=5% ja *=10%. Taulukkoon on myös merkitty miten muuttujat on transformoitu, $\Delta \ln$ = suhteellinen muutos edelliseen periodiin, Δ = absoluuttinen ero edelliseen periodiin.

Taulukon 5 tulokset näyttävät kuinka muun Suomen kaupunkien kaksioden hintakehitys eroaa suurimpien kaupunkien hintakehityksestä ja mallin makrotaloudellisten muuttujien vaikutus vaihtelee paljon kaupunkikohtaisesti.

Muiden kaupunkien tuloksista poiketen yhden prosenttiyksikön kasvu inflaatioissa (kuluttajahintaindeksi) laskee tilastollisesti merkitsevästi kaksioden hintojen kasvuastetta 2,57% Jyväskylässä. Kajaanissa vastaava muutos inflaatioissa laskee asuntojen hintojen kehitystä 4,20% ja tulos on myös tilastollisesti merkitsevä. Tutkimuksen tulokset ovat hieman ristiriidassa aikaisempien tulosten kanssa. Zhu ym (2018) tuloksien mukaan inflaatio vaikuttaa Kiinan asuntomarkkinoiden hintakehitykseen positiivisesti erityisesti pienemmissä kaupungeissa, joissa asuntojen hinnat ovat matalalle. Suomen aineistolla tulokset näyttävät inflaation vaikutuksen olevan negatiivinen pienten kaupunkien kohdalla ja tilastollisesti merkitsevä.

Tulokset ovat yllättäviä sillä rahan määrä (M3) on tilastollisesti merkitsevä vain Jyväskylän asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. Yhden prosentin kasvu rahan määrässä (M3) kasvattaa kaksioden hintakehitystä 0,83% Jyväskylässä. Coodhartin ja Hofmannin (2008) tutkimuksen mukaan rahanmäärällä on merkittävä yhteys asuntomarkkinoiden hintakehitykseen ja vaikutus on vahvistunut rahoitusmarkkinoiden vapauttamisen jälkeen. Mallin suhteutettu selitysaste on vahvimmillaan tarkasteltaessa Helsingin (0.36)

asuntomarkkinoiden hintakehitystä. Bruttokansantuote vaikuttaa tilastollisesti merkitsevästi vain Kajaanin kaksioden hintakehitykseen. Tulosten mukaan yksikään differenssimallin muuttuja ei vaikuttanut tilastollisesti merkitsevästi Lappeenrannan ja Rovaniemen kaksioden hintakehitykseen. Mallin selitysaste Rovaniemen, Lappeenrannan ja Kajaanin asuntomarkkinoiden hintakehitykselle jää hyvin alhaiseksi. Usean muuttujan regressioanalyysin tulosten perusteella voidaan todeta lainanantoasteen ja 12kkeuriborin olevan parhaiten selittävä tekijä kaksioden hintakehitykseen verrattuna mallin muihin selittäviin muuttujiin.

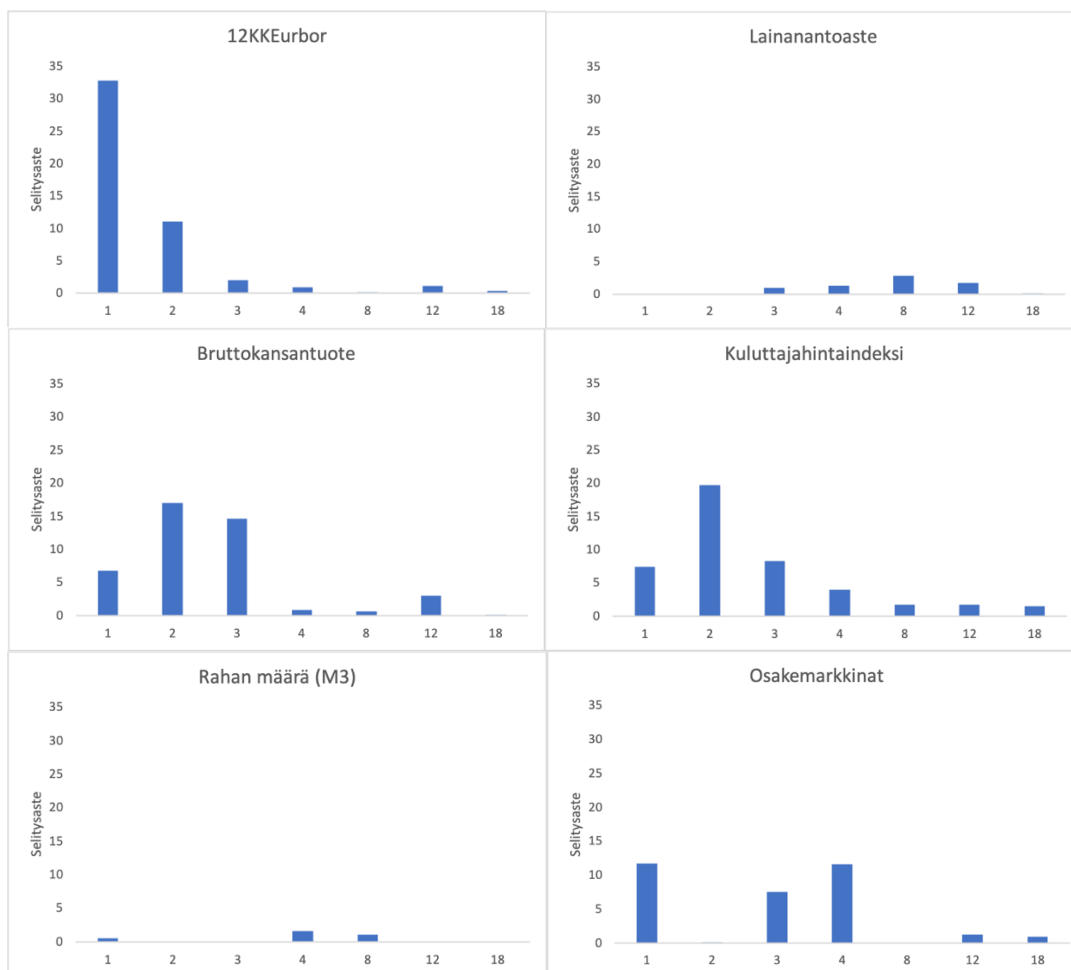
5.6 Grangerin kausaalisuustestit

Tarkoituksena Grangerin kausaalisuustesteillä oli tutkia kaupunkien hintakehityksen välisiä syyseuraus-suhteita ja miten muutokset makrotaloudellisissa muuttujissa ennakoivat kaupunkien asuntojen hintakehitystä ja onko tekijöillä kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde. Usean muuttujan regressioanalyysistä saimme tuloksia muuttujien välisistä staattisista välittömistä vaikutuksista. Asuntomarkkinoiden hintakehityksen ennakoimista tutkittiin viivästetyillä malleilla, jolloin saatiin tietoa miten muuttujat vaikuttivat dynaamisesti toisiinsa. Oikarisen (2009) tutkimuksessa löydettiin kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde lainanantoasteen ja asuntomarkkinoiden hintakehitykselle, joka tukee aikaisempaa teoriaa. Tämän tutkimuksen Grangerin kausaalisuustestien tulokset on esitetty liitteessä 8.3, tulosten esitys eri kaupunkien ja makromuuttujien välisistä kausaali-vaikutuksista on rajattu Helsingin asuntomarkkinoihin testien suuren määrän vuoksi. Helsingin asuntomarkkinoiden ja makrotaloudellisten muuttujien välille löytyi useita kaksisuuntaisia vuorovaikutussuhteita. Helsingin asuntomarkkinoiden hintakehityksen varallisuusvaikutus lainanantoasteeseen oli voimakas ja tilastollisesti merkitsevä kun taas lainanantoasteella ei ollut samankaltaista vaikutusta asuntojen hintojen kehitykseen Helsingissä. Osakemarkkinoiden ja Helsingin kaksioden hintakehityksen välille on havaittavissa tilastollisesti merkitsevä kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde. Inflaatio puolestaan tulosten mukaan ennakoi asuntomarkkinoiden kehitystä mutta kaksioden hinnat eivät inflaation kehitystä. Tulosten mukaan Helsingin kaksioden hinta kehitys ennakoi rahan määrän (M3) kehitystä,

mutta vaikutus ei ole vuorovaikutteinen. Tulokset osoittavat, että Helsingin ja muun pääkaupunkiseudun asuntomarkkinoiden hintakehitys ennakoi muiden suurten kaupunkien hintakehitystä. Tulokset ovat odotetun mukaisia. Etenkin Tampereen kaksioden hintakehitystä Helsingin asuntomarkkinat ennakoivat voimakkaasti ja tilastollisesti merkitsevästi neljän vuoden viiveelle asti.

5.7 Ennusteet pidemmälle aikavälille

Tulokset on koottu pylväsdiagrammeihin, jossa y-akselilla on selitysaste R^2 ja x-akselilla aikaperiodi t . Ennustemallit on ajettu tutkimuksen koko aikaperiodilta 2000:Q1-2019:Q3. Muuttujien ennustekykyä on tutkittu aikaperiodeilla $h = 1, 2, 3, 4, 8, 12$ ja 16



KUVIO 10 Makromuuttujien ennustekyky pidemmille aikaväleille

Pylväsdiagrammit kuvaavat Helsingin kaksioden hintakehityksen ennustemuuttujien selityssasteita R^2 muuttujakohtaisesti aikaväleille $h = 1, 2, 3, 4, 8, 12$ ja 18. Kuvioiden tuloksista voidaan nähdä, että makromuuttujien ennustekyky vaihtelee hyvin paljon ajassa sekä kaupungeittain. Pääkaupunkiseudun hintakehityksen ennakoi voimakkaimmin 12kkeuribor aikaperiodilla $h=1$ selityssaste (32,8%) ja osakemarkkinat aikaperiodilla $h=4$ (11,7%). Bruttokansantuote ja kuluttajahintaindeksi omaavat hyvän ennustekyvyn aikaperiodille $h=1-3$, mutta sen jälkeen ennustekyky laskee sen jälkeen radikaalisti.

5.8 VAR-mallin tulokset

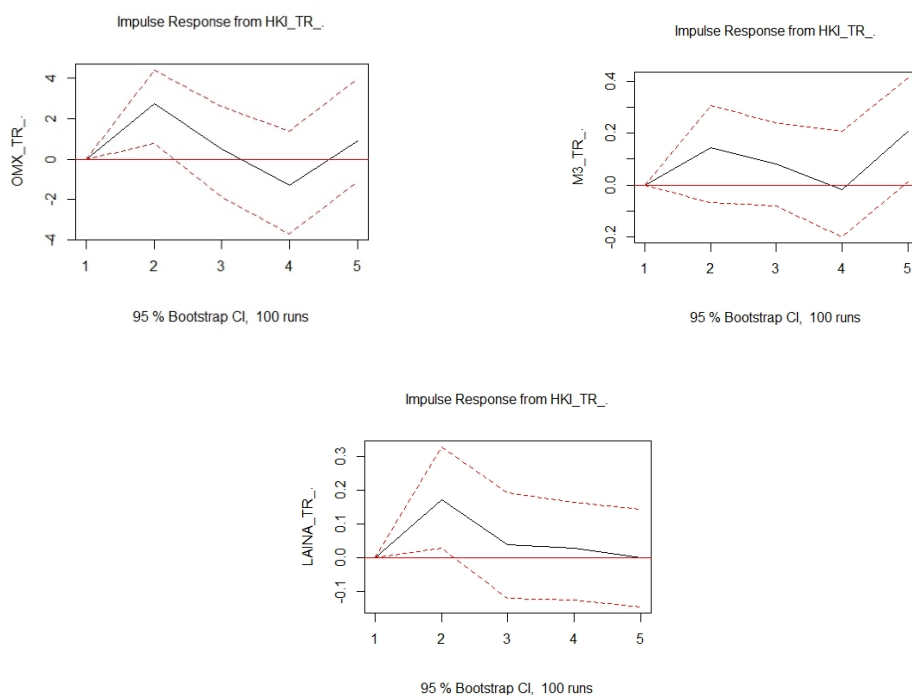
VAR-mallien tulokset on koottu taulukkoihin niiden tilastollisen merkitsevyyden mukaan. Selvyyden vuoksi tilastollisesti merkitsemättömät tulokset on jätetty tarkastelusta pois. VAR-mallien estimoinnissa käytettävät muuttujat olivat eri kaupunkien asuntojen hintaindeksit, 12kkeuribor, lainanantoaste, bruttokansantuote, kuluttajahintaindeksi, rahan määrä (m^3) ja osakemarkkinat. Näiden muuttujien aikasarjoista käytettiin logaritmisia transformaatioita lukuun ottamatta 12kkeuriboria. VAR-mallissa käytettiin Kuosmasen ja Vatajan (2002) tutkimuksen tapaan neljää viiverakennetta. VAR-mallien virhetermien korrelaatiomatriisi on esitetty liitteessä 7.2. Virhetermien korrelaatiomatriisista voidaan havaita suhteellisen korkeat korrelaatiot (>0.30) kasvukeskuksien (Helsinki, Vantaa, Espoo, Turku, Tampere ja Jyväskylä) hintashokkien vaikutuksesta toisiinsa. Odotetun mukaisesti pienemmät paikkakunnat jäivät suurempien kaupunkien hintakehityksen vaikutuksesta pois. Helsingin asuntomarkkinoiden hintakehitykselle korkoshokilla oli negatiivinen korrelaatio (-0.43), kun taas odottamattomalla muutoksella lainanantoasteessa oli positiivinen (0.34) ja osakemarkkinoilla (0.31) korrelaatio. Seuraavaksi käydään läpi tuloksia kaupunkikohtaisesti ja esitellään impulssi-responssi funktion tulokset.

TAULUKKO 6 VAR-mallin tulokset Helsingin asuntomarkkinoiden vaikutuksesta makrotaloudellisiin muuttujiin

Makromuuttujat	12kkEB	Laina	BKT	KHI	M3	OMX
Viiveet (engl. Lags)	-	-	-	-	-	-
Viive(1)	-	0.17*	-	-	-	2.73**

Viive(2)	-	-	-	-	-	-
Viive(3)	-	-	-	-	-0.267*	-
Viive(4)	-	-	-	-	-	-
Selitysaste	.	0.97	-	-	0.95	0.70
Suhteutettu selitysaste	-	0.95	-	-	0.91	0.47
Keskivirhe	-	0.47	-	-	0.60	6.46
Havainnot	66	66	-	-	66	66

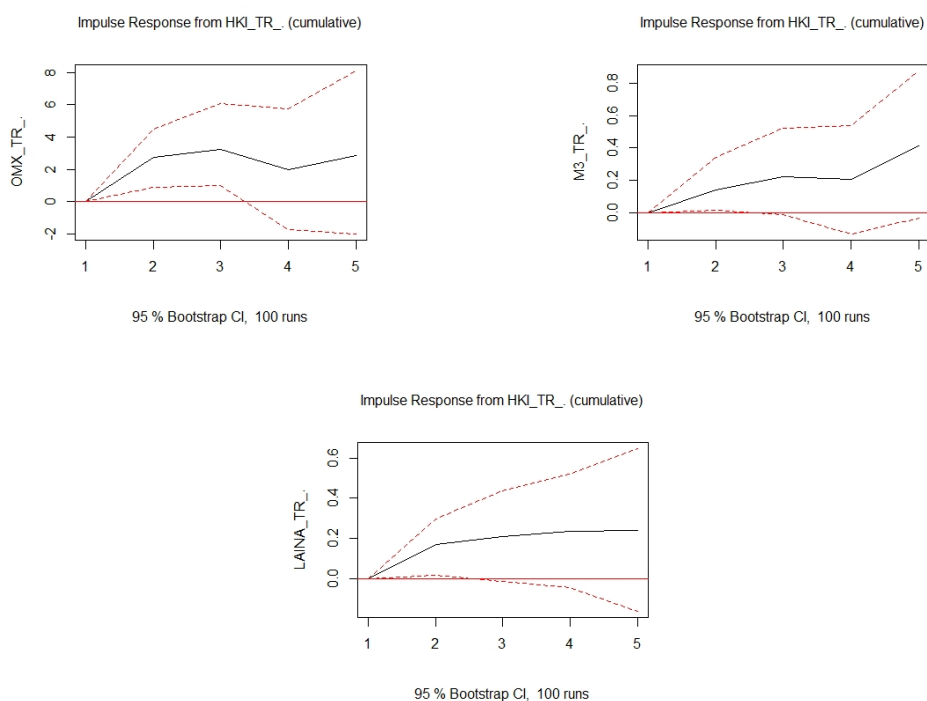
Tekninen huomautus. Taulukkoon 6 on koottu VAR-mallin tulokset viiveasteilla 1-4, miten Helsingin asuntojen hintakehitys vaikuttaa makrotaloudellisiin muuttujiin.. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.



KUVIO 11 Helsingin kaksioden hintakehityksen keskihajonnan suuruisen hintashokin vaikutus makrotaloudellisiin muuttujiin lyhyellä aikavälillä

VAR-mallien impulssiresponseissa punaisilla viivoilla kuvataan 95% luottamusvälien intervaleja. Musta viiva on mallin kuvaama hintashokki, joka sijaitsee aina luottamusvälillä. Kuvioiden vaaka-akseli on shokin jälkeinen aikaperiodi, joka on kuvattu neljännesvuosittain. VAR-mallin tulosten mukaan millään tutkimuksen makromuuttujan shokilla ei ollut tilastollisesti merkitsevää vaikutusta Helsingin kaksioden hintakehitykseen. Kuitenkin asuntojen hintakehityksen shokilla oli tilastollisesti merkitsevä vaikutus osakemarkkinoihin, rahan määrään (m^3) ja lainanantoasteeseen. Kuvioista voidaan nähdä asuntojen hintashokin vaikuttavan osakemarkkinoihin välittömästi ja kestävästi noin puoli vuotta, jonka jälkeen se kääntyy negatiiviseksi. Hintashokin kokonaisvaikutus osakemarkkinoihin on siis epäsymmetrinen. Asuntojen hintashokin positiivinen

vaikutus osakemarkkinoihin tukee talousteoriaa, jonka mukaan kotitalouksien varallisuusvaikutus kiihdyttää myös osakemarkkinoiden kehitystä. Pankkien lainanantoasteeseen asuntojen hintashokilla on myös välitön positiivinen vaikutus, joka saavuttaa vakaan tilan puolen vuoden jälkeen. Asuntojen hintojen noustessa kotitalouksien lainojen vakuusarvot nousevat ja rahoituksen kustannukset pienentyvät kotitalouksien neuvotellessa uusista lainoista. Paremmat lainaehdot kasvattavat myönnettyjen lainojen määrää. Asuntojen hintashokilla on tuloksien mukaan vuoden kestävä positiivinen vaikutus rahan määrään (m3), shokin vaikutus kiihtyy puolen vuoden viiveellä ja sen jälkeen laantuu yhdeksän kuukauden jälkeen.

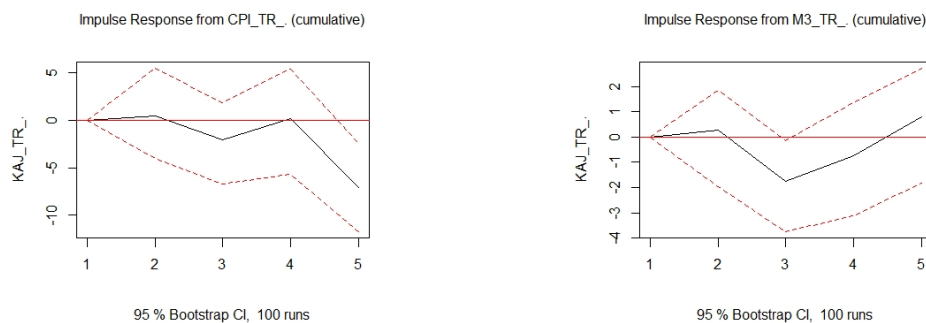


KUVIO 12 Helsingin asuntomarkkinoiden hintashokin vaikutus makrotaloudellisiin muuttujiin pitkällä aikavälillä (engl. Cumulative)

TAULUKKO 7 VAR-mallin tulokset makrotaloudellisten muuttujien vaikutuksesta Kajaanin asuntomarkkinoiden hintakehitykseen.

Makromuuttujat	12kkEB	Laina	BKT	KHI	M3	OMX
Viiheet	-	-	-	-	-	-
Viive(1)	-	-	-	-	-	-
Viive(2)	-	-	-	-	-	-
Viive(3)	-	-	-	-	--2.12*	-
Viive(4)	-	-	-	-6.34*	-	-
Selitysaste	-	-	-	0.61	0.61	-
Suhteutettu selitysaste	-	-	-	0.32	0.32	-
Keskivirhe	-	-	-	5.28	5.28	-

Tekninen huomautus. Taulukkoon 7 on koottu VAR-mallin tulokset makrotaloudellisten muuttujien vaikutuksesta Kajaanin asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.



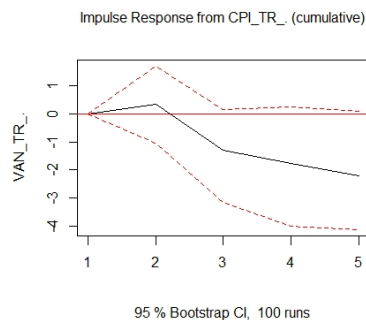
KUVIO 13 Makrotaloudellisen muuttujan shokin vaikutus Kajaanin asuntomarkkinoiden hintakehitykseen pitkällä aikavälillä

Kajaanin asuntomarkkinoiden negatiivinen yhteys kuluttajahintaindeksiin ja rahan määrän (m3) shokeille on ristiriidassa Goodhart ja Hofmannin (2008) tuloksille, joissa löydettiin merkittävä kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde asuntomarkkinoiden ja näiden kahden makromuuttujan välille. Eriävät tulokset vahvistavat näkemystä Suomen asuntomarkkinoiden heterogeisyydestä.

TAULUKKO 8 VAR-mallin tulokset makrotaloudellisten muuttujien vaikutuksesta Vantaan asuntomarkkinoiden hintakehitykseen

Makromuuttujat	12kkEB	Laina	BKT	KHI	M3	OMX
Viiveet	-	-	-	-	-	-
Viive(1)	-	-	-	-	-	-
Viive(2)	-	-	-	1.68**	-	-
Viive(3)	-	-	-	-	-	-
Viive(4)	-	-	-	-	-	-
Selitysaste	-	-	-	0.65	-	-
Suhteutettu selitysaste	-	-	-	0.39	-	-
Keskivirhe	-	-	-	1.49	-	-
Havainnot	-	-	-	66	-	-

Tekninen huomautus. Taulukkoon 8 on koottu VAR-mallin tulokset makrotaloudellisten muuttujien vaikutuksesta Vantaan asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.



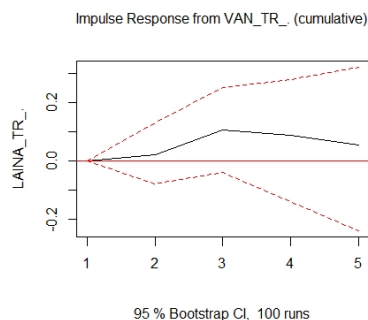
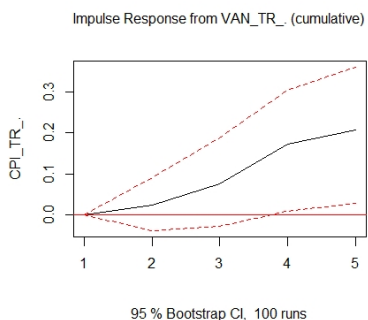
KUVIO 14 Inflaatioshokin vaikutus Vantaan asuntomarkkinoiden hintakehitykseen pitkällä aikavälillä

Tulosten mukaan inflaatioshokilla näyttäisi olevan epäsymmetrinen, mutta kokonaisvaikutuksena selvästi negatiivinen yhteys asuntojen hintakehitykseen Vantaan asuntomarkkinoilla. Inflaation noustessa myös korkoasteet nousevat, mikä kasvattaa asunnon ostajan rahoituskustannuksia. Rahoituskustannusten kasvaessa asuntojen kysyntä vähenee mikä vähentää hintojen kasvua. Takalan ja Barotin (1998) mukaan kuluttajahintojen muutosten vaikutus pitäisi sisältyä asuntojen hintoihin suhteellisen nopeasti.

TAULUKKO 9 Vantaan asuntomarkkinoiden vaikutus makrotaloudellisiin muuttujiin

Makromuuttujat	12kkEB	Laina	BKT	KHI	M3	OMX
Viiveet	-	-	-	-	-	-
Viive(1)	-	-	-	-	-	-
Viive(2)	-	0.11*	-	-	-	-
Viive(3)	-	-	-	0.10*	-	-
Viive(4)	-	-	-	-	-	-
Selitysaste	-	0.97	-	0.76	-	-
Suhteutettu selitysaste	-	0.94	-	0.59	-	-
Keskivirhe	-	0.49	-	0.36	-	-
Havainnot	-	66	-	66	-	-

Tekninen huomautus. Taulukkoon 9 on koottu VAR-mallin tulokset makrotaloudellisten muuttujien vaikutuksesta Vantaan asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.



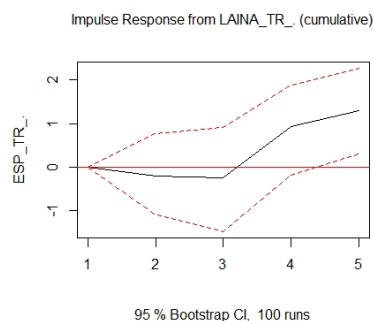
KUVIO 15 Vantaan asuntomarkkinoiden hintashokin vaikutus makrotaloudellisiin muuttujiin

Takalan ja Barotin (1998) tutkimuksen tulosten mukaan asuntojen hintojen vaihtelulla ei ollut vaikutusta inflaation kehittymiseen pitkällä aikavälillä. Tämän tutkimuksen tulokset näyttävät kuitenkin, että asuntojen hinnoilla kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde kuluttajahintaindeksiin. Vantaan asuntojen hintashokin vaikutus kuluttajahintaindeksiin alkaa kahden periodin viiveellä ja kestää yli vuoden ennen kuin kuluttajahintaindeksi alkaa kääntyä kohti tasapainoaan. Vantaan asuntomarkkinoiden hintashokilla näyttää tulosten mukaan olevan myös viivästynyt vaikutus lainanantoasteen kehitykseen. Shokinvaikutus alkaa puolen vuoden päästä ja alkaa kääntyä takaisin kohti tasapainoa yhdeksän kuukauden jälkeen.

TAULUKKO 10 VAR-mallin tulokset makrotaloudellisten muuttujien vaikutuksesta Espoon asuntomarkkinoiden hintakehitykseen

Makromuuttujat	12kkEB	Laina	BKT	KHI	M3	OMX
Viiveet	-	-	-	-	-	-
Viive(1)	-	-	-	-	-	-
Viive(2)	-	-	-	-	-	-
Viive(3)	-	1.12*	-	-	-	-
Viive(4)	-	-	-	-	-	-
Selitysaste	-	0.60	-	-	-	-
Suhteutettu selitysaste	-	0.30	-	-	-	-
Keskivirhe	-	1.65	-	-	-	-
Havainnot	-	66	-	-	-	-

Tekninen huomautus. Taulukkoon 10 on koottu VAR-mallin tulokset makrotaloudellisten muuttujien vaikutuksesta Espoon asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.



KUVIO 16 Lainanantoaste shokin vaikutus Espoon asuntomarkkinoiden hintakehitykseen

Lainanantoaste vaikuttaa Espoon kaksioden hintakehitykseen tulosten mukaan yhdeksän kuukauden viivellä. Tulokset ovat kuitenkin epäsymmetriset. Vaikutus on ensin negatiivinen, mutta kääntyy kasvuun yhdeksän kuukauden jälkeen.

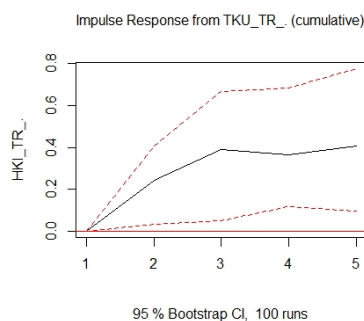
5.9 Kaupunkien väliset vaikutukset

Seuraavaksi tarkastellaan VAR-mallien tuloksia kaupunkien välisistä dynaamisista vuorovaikutussuhteista. Voidaan olettaa, että suuret kasvukeskukset reagoivat toistensa hintashokkeihin ja muodostavat kaksisuuntaisia vuorovaikutussuhteita. Suomen asuntomarkkinoiden heterogeenisyyden takia voidaan olettaa, että pienempien paikkakuntien asuntojen hintakehitykset eivät reagoisi voimakkaasti kasvukeskusten hintashokkeihin.

TAULUKKO 11 VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Helsingin asuntojen hintakehitykseen

Makromuuttujat	HKI	VAN	ESP	TKU	TRE
Viiveet					
Viive(1)	0.35*	-	-	0.24**	-
Viive(2)	-	-	-	-	-
Viive(3)	-	-	-	-	-
Viive(4)	-	-	-	-	-
Selitysaste	0.40	-	-	0.40	-
Suhteutettu selitysaste	0.31	-	-	0.31	-
Keskivirhe	1.48	-	-	1.48	-
Havainnot	66	-	-	66	-

Tekninen huomautus. Taulukkoon 11 on koottu VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Helsingin asuntojen hintakehitykseen. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.



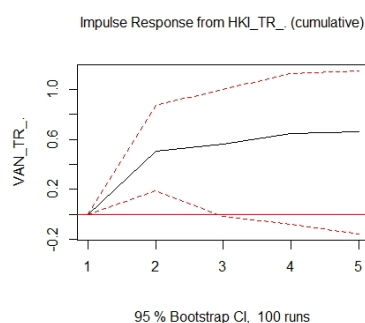
KUVIO 17 Turun asuntomarkkinoiden hintashokin vaikutus Helsingin asuntojen hintakehitykseen pitkällä aikavälillä

Helsingin asuntomarkkinoiden kaksioden hintakehitys on vaikuttanut sen omasta hintakehityksestään aiemmilta periodeilta sekä Turun asuntomarkkinoiden hintakehityksestä.

TAULUKKO 12 VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Vantaan asuntojen hintakehitykseen

Makromuuttujat	HKI	VAN	ESP	TKU	TRE
Viiveet					
Viive(1)	0.51***	-	-	-	-
Viive(2)	-	-	-	-	-
Viive(3)	-	-	-	-	-
Viive(4)	-	-	-	-	-
Selitysaste	0.30	-	-	-	-
Suhteutettu selitysaste	0.20	-	-	-	-
Keskivirhe	1.67	-	-	-	-
Havainnot	66	-	-	-	-

Tekninen huomautus. Taulukkoon 12 on koottu VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Vantaan asuntojen hintakehitykseen. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.



KUVIO 18 Helsingin asuntomarkkinoiden hintashokin vaikutus Vantaan asuntojen hintakehitykseen pitkällä aikavälillä

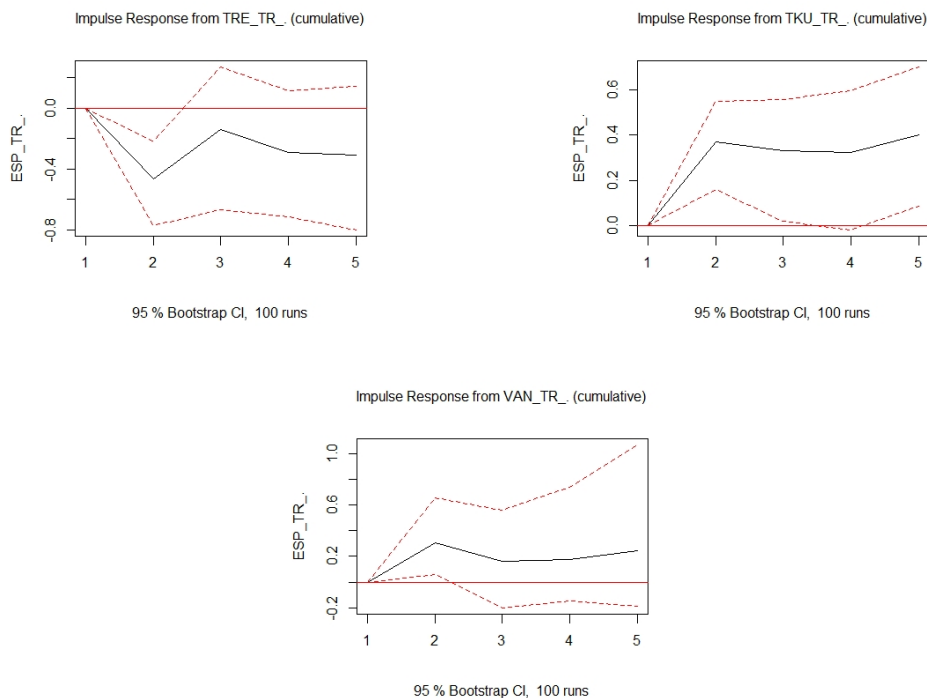
Hyvin oletetusti Vantaan asuntomarkkinat reagoivat lähes välittömästi Helsingin asuntomarkkinoiden hintashokkeihin. Vaikutus on voimakkaimmillaan ensimmäisen puolen vuoden aikana, jonka jälkeen se siirtyy vakaan kasvun tilaan.

TAULUKKO 13 VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Espoon asuntojen hintakehitykseen. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.

Makromuuttujat	HKI	VAN	ESP	TKU	TRE
Viiveet					
Viive(1)	-	0.30*	-	0.37***	-0.46**
Viive(2)	-	-	-	-	-
Viive(3)	-	-	-	-	-

Viive(4)	-	-	-	-	-
Selitysaste	-	0.45	-	0.45	0.45
Suhteutettu selitysaste	-	0.37	-	0.37	0.37
Keskivirhe	-	1.57	-	1.57	1.57
Havainnot	-	66	-	66	66

Tekninen huomautus. Taulukkoon 20 on koottu VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Espoon asuntojen hintakehitykseen. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.



KUVIO 19 Eri kaupunkien asuntomarkkinoiden hintashokin vaikutus Espoon asuntojen hintakehitykseen pitkällä aikavälillä

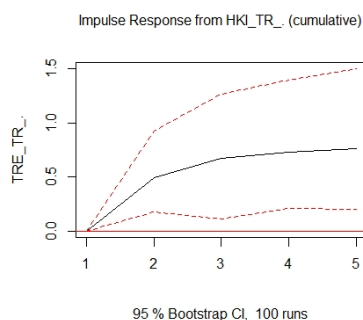
Yllättävästi tulokset eivät anna tilastollisesti merkitsevää tulosta Helsingin asuntomarkkinoiden hintashokista Espoon asuntomarkkinoihin. Turun, Tampereen ja Vantaan asuntomarkkinoiden hintashokit vaikuttavat tulosten mukaan tilastollisesti merkitsevästi Espoon asuntojen hintakehitykseen. Yllättävästi Tampereen asuntomarkkinoiden hintashokilla näyttää olevan negatiivinen vaikutus Espoon asuntojen hintakehitykseen.

TAULUKKO 14 VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Tampereen asuntojen hintakehitykseen

Makromuuttujat	HKI	VAN	ESP	TKU	TRE
Viiveet					
Viive(1)	0.50**	-	-	-	-
Viive(2)	-	-	-	-	-
Viive(3)	-	-	-	-	-

Viive(4)	-	-	-	-	-
Selitysaste	0.40	-	-	-	-
Suhteutettu selitysaste	0.30	-	-	-	-
Keskivirhe	1.67	-	-	-	-
Havainnot	66	-	-	-	-

Tekninen huomautus. Taulukkoon 14 on koottu VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Tampereen asuntojen hintakehitykseen. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.



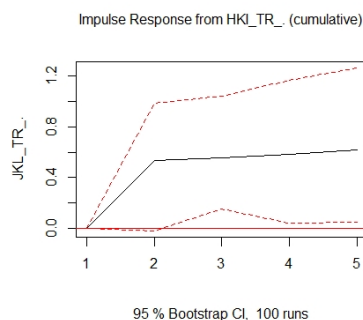
KUVIO 20 Helsingin asuntomarkkinoiden hintashokin vaikutus Tampereen asuntojen hintakehitykseen pitkällä aikavälillä

Tampereen ja Helsingin asuntomarkkinat eivät muodosta kaksisuuntaista vuorovaikutussuhdetta. Tulosten mukaan vain Helsingin asuntomarkkinoiden hintashokilla on tilastollisesti merkitsevä vaikutus Tampereen asuntojen hintakehitykseen.

TAULUKKO 15 VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Jyväskylän asuntojen hintakehitykseen

Makromuuttujat	HKI	VAN	ESP	TKU	TRE
Viiveet (engl. lags)					
Viive(1)	0.53*	-	-	-	-
Viive(2)	-	-	-	-	-
Viive(3)	-	-	-	-	-
Viive(4)	-	-	-	-	-
Selitysaste	0.31	-	-	-	-
Suhteutettu selitysaste	0.21	-	-	-	-
Keskivirhe	2.40	-	-	-	-
Havainnot	66	-	-	-	-

Tekninen huomautus. Taulukkoon 15. on koottu VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Jyväskylän asuntojen hintakehitykseen. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.



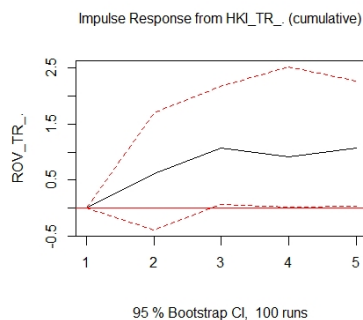
KUVIO 21 Helsingin asuntomarkkinoiden hintashokin vaikutus Jyväskylän asuntojen hintakehitykseen pitkällä aikavälillä.

Jyväskylän asuntomarkkinat reagoivat suhteellisen nopeasti Helsingin asuntomarkkinoiden hintashokkeihin. Tuloksista voidaan päätellä, että Jyväskylän kaksiot seuraavat Helsingin asuntojen hintakehitystä paremmin kuin pienempien paikkakuntien kaksiot esim. Lappeenranta.

TAULUKKO 16 VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Rovaniemen asuntojen hintakehitykseen

Makromuuttujat	HKI	VAN	ESP	TKU	TRE
Viiveet					
Viive(1)	-	-	-	-	-
Viive(2)	-0.61*	-	-	-	-
Viive(3)	-	-	-	-	-
Viive(4)	-	-	-	-	-
Selitysaste	0.36	-	-	-	-
Suhteutettu selitysaste	0.27	-	-	-	-
Keskivirhe	4.97	-	-	-	-
Havainnot	66	-	-	-	-

Tekninen huomautus. Taulukkoon 16 on koottu VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Rovaniemen asuntojen hintakehitykseen. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.



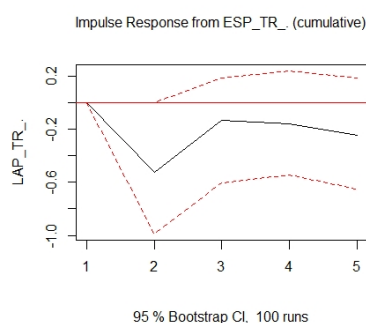
KUVIO 22 Helsingin asuntomarkkinoiden hintashokin vaikutus Rovaniemen asuntojen hintakehitykseen pitkällä aikavälillä.

Myös Rovaniemen kaksiot reagoivat nopeasti Helsingin kaksioiden hintashokkiin.

TAULUKKO 17 VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Lappeenrannan asuntojen hintakehitykseen

Makromuuttujat	HKI	VAN	ESP	TKU	TRE
Viiveet					
Viive(1)	-	-	-0.52*	-	-
Viive(2)	-	-	-	-	-
Viive(3)	-	-	-	-	-
Viive(4)	-	-	-	-	-
Selitysaste		-	0.32	-	-
Suhteutettu selitysaste	-	-	0.21	-	-
Keskivirhe	-	-	3.02	-	-
Havainnot	-	-	66	-	-

Tekninen huomautus. Taulukkoon 17 on koottu VAR-mallin tulokset eri asuntomarkkinoiden vaikutuksesta Lappeenrannan asuntojen hintakehitykseen. Taulukossa on myös esitetty VAR-mallin selitysaste R^2 ja suhteutettu selitysaste.



KUVIO 23 Espoon asuntomarkkinoiden hintashokin vaikutus Rovaniemen asuntojen hintakehitykseen pitkällä aikavälillä

Hintashokki Espoon asuntomarkkinoilla aiheuttaa negatiivisen muutoksen Rovaniemen asuntojen hinnoissa. Shokki kestää noin puoli vuotta, jonka jälkeen se alkaa palautua kohti tasapainoaan.

VAR-mallien impulssiresponssi tuloksista voidaan tehdä seuraavat johtopäätökset. Suomen asuntomarkkinat ovat levittäytyneet laajalle maantieteelliselle alueelle, jonka takia kasvu on keskittynyt tietyille paikkakunnille ja asuntomarkkinoista on tullut hyvin heterogeeniset. Asuntomarkkinoiden heterogeenisyyden takia shokit makrotaloudellisissa muuttujissa ja kaupunkien kaksioiden hinnoissa vaikuttavat hyvin aluekohtaisesti. Tulokset ovat myös yhdenmukaisia Oikarisen (2007) tekemän tutkimuksen kanssa siltä osin, että Suomen eri alueiden asuntomarkkinoiden hintakehitys vaikuttaa voimakkaasti niitä ympäröiviin alueisiin. Tuloksista näimme Helsingin asuntomarkkinoiden

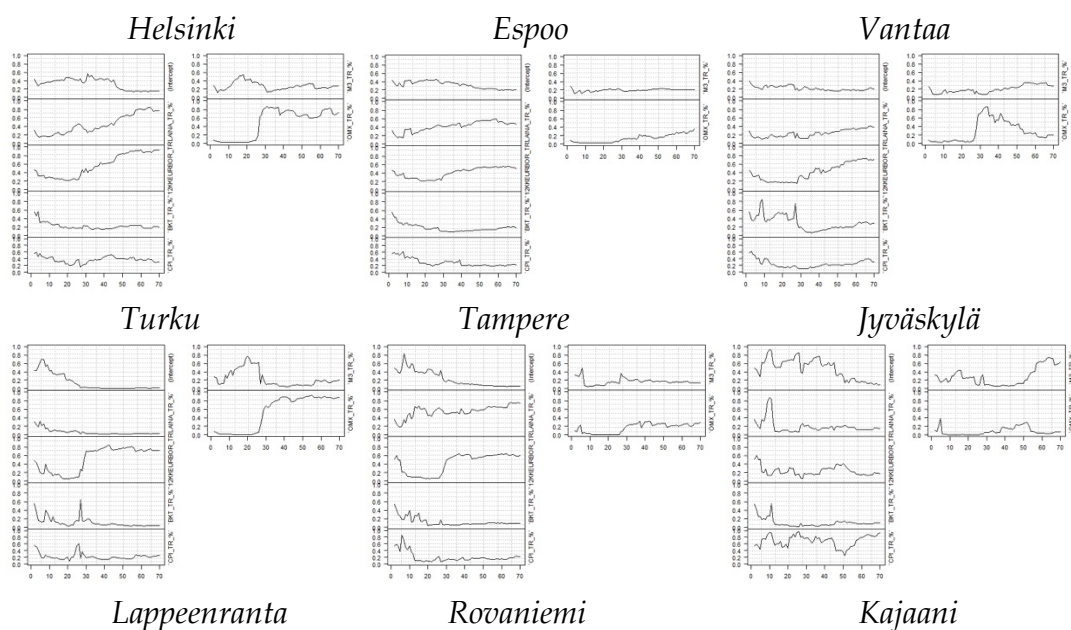
vaikuttavan tilastollisesti merkitsevästi kaikkiin kasvukeskuksiin Espoota lukuun ottamatta. Tutkimuksen tulokset vahvistavat näkemystä Suomen asuntomarkkinoiden polarisaatiosta. VAR-mallien tulosten mukaan ei voi valita parasta ennustemuuttujaa, joka toimisi kaikilla alueilla. Paras makrotaloudellinen ennustemuuttuja pitää tulosten mukaan valita kaupunkikohtaisesti.

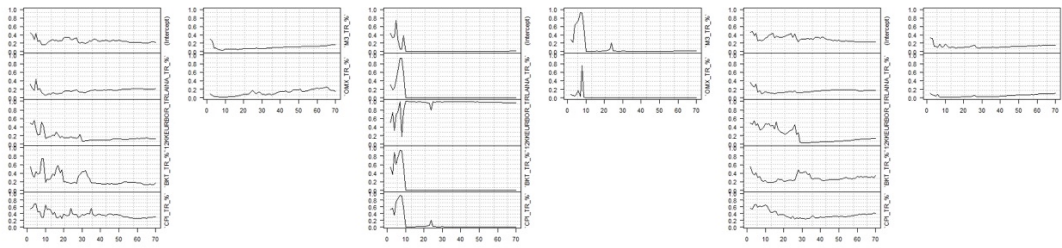
5.10 DMA-mallin tulokset

Seuraavissa luvuissa käydään läpi DMA-mallin tulokset, jossa nähdään mitkä makromuuttujat saavat eniten painoarvoa ennustemallissa koko aikavälillä ja vaihtelee se eri kaupunkien välillä.

5.11 Makromuuttujien valinta

DMA-mallin eniten painottamat muuttujat tarkoittavat, että kyseinen muuttuja on DMA-mallin laskemien todennäköisyyksien mukaan kaikista tehokkain valinta ennustamaan kaupungin hintakehitystä juuri kyseisenä ajanhetkenä.





KUVIO 24 DMA-mallin painottamat makromuuttujat (engl. Posterior inclusion probabilities) aikaväliltä 2000:Q1-2019:Q3. Selitettävä muuttujana kaupungin kaksioden hintakehitys.

Kuvion 24 tuloksista voidaan nähdä osakemarkkinoiden saavan huomattavan määrän painoa ennustavana tekijänä finanssikriisin jälkeisenä aikana, joka korostuu Helsingin, Vantaan ja Turun asuntomarkkinoilla. Finanssikriisin jälkeisellä ajalla osakemarkkinat pysyvät Helsingissä ja Turussa suhteellisen tasaisesti vahvana ennustavana tekijänä eikä sen todennäköisyys laske alle 0.78. Tampereella 12kkeuriborin valinta malliin nousee 0.1:stä radikaalisti noin 0.7:ään finanssikriisin jälkeisellä periodilla. Rovaniemellä 12kkeuribor pysyy lähes koko tutkimusperiodin ajan mallin mukaan parhaana ennustavana tekijänä. Matalista korkotasosta huolimatta koroilla voidaan tulosten mukaan ennustaa asuntomarkkinoiden hintakehitystä lukuun ottamatta aineiston pienempiä paikkakuntia, jossa malliin valittavat parhaat ennustemuuttujat vaihtelevat paljon ajassa.

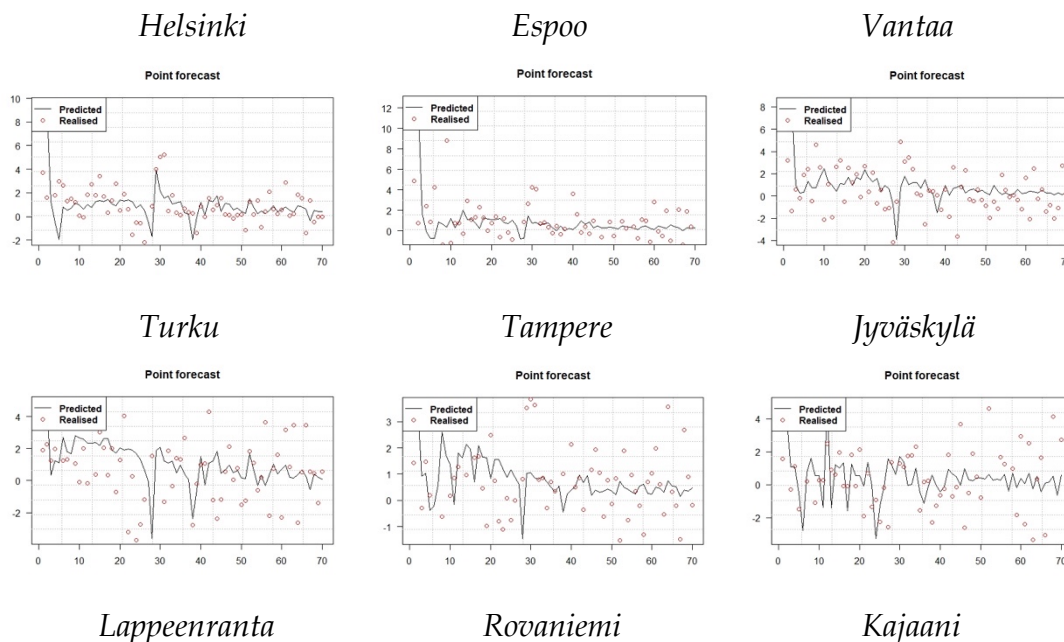
Tulosten mukaan myös lainanantoaste sisältää tärkeää informaatiota, jolla voi ennakoida osa asuntomarkkinoiden kaksioden hintakehityksestä. Tuloksista voidaan päätellä, että matala korkotaso on kasvattanut asuntolainakantaa ja kiihdyttänyt asuntokauppaa ja kysynnän kasvaessa hinnat ovat nousseet. Tulosten mukaan lainanantoaste on osakemarkkinoiden ja 12kkeuriborin kanssa yksi vahvimista valinnoista malliin. DMA-malli painottaa lainanantoastetta kaikissa kaupungeissa paitsi Turussa ja Rovaniemellä. Bruttokansantuote valitaan malliin vain ennustaessa Kajaanin asuntomarkkinoiden hintakehitystä, jossa se on noussut viimeisillä mittauksilla 0.4:ään. Inflaatiota painotetaan Jyväskylän asuntomarkkinoilla. Rahan määrä (M3) saa painoa vain Jyväskylän asuntomarkkinoilla.

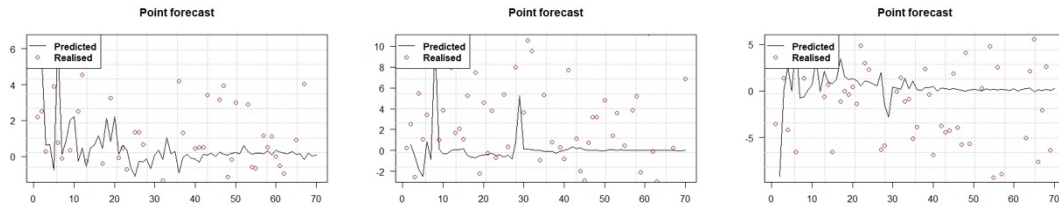
Tarkastelemalla kaupunkien tuloksia voidaan sanoa, että makromuuttujien ennustekyky kaupunkien hintakehityksestä vaihtelee paljon alueittain sekä taloussuhdanteiden mukaan. Suomen suurimmilla asuntomarkkinoilla (pääkaupunkiseutu, Turku ja Tampere) 12kkeuribor, lainanantoaste ja osakemarkkinat omaavat eniten informaatiota asuntomarkkinoiden kehityksestä

finanssikriisin jälkeisellä periodilla. Finanssikriisiä edeltävällä periodilla parhaat ennustavat muuttajat vaihtuvat paljon alueittain. Espoon ja Tampereen asuntomarkkinoilla lainanantoastetta painotetaan nousu ja laskusuhdanteessa, mikä tarkoittaa sen sisältävän tärkeää tietoa näiden asuntomarkkinoiden hintojen kehityksestä suhdanteesta riippumatta.

5.12 DMA-mallin ennusteet

Kuviosta 25 voi nähdä asuntomarkkinoiden hintakehityksen y_t ja DMA-mallin ennusteen \hat{y}_t^{DMA} kaikille aineiston kaupungeille. Tuloksista voi päätellä, että DMA-malli onnistuu ennustamaan Helsingin asuntomarkkinoiden positiivisen kasvuasteen. DMA-malli onnistuu myös ennakoimaan osan asuntomarkkinoiden laskukausista Helsingin aineistolla. Muiden kaupunkien hintakehityksen volatilitietin kasvaessa ennustemalli reagoi viiveellä hintakehitykseen.





KUVIO 25 DMA-mallin ennuste kaksioden hintakehitykselle

Kuvio 25 näyttää aineiston kaksioden hintakehityksen (engl. Realised) koko tutkimusperiodilla 2000:Q1-2019:Q3, sekä DMA-mallin ennusteen siitä (predicted). Helsingin mallin parhaiksi ennustemuuttujiksi valittiin 12kkeuribor

TAULUKKO 24 DMA-mallin ennustekyvyn tulokset

Kaupunki	Paras ennustava muuttuja	MSE	MAD	Log-predictive likelihood
Helsinki	12kkeuribor	2.050	1.077	-81.953
Espoo	Lainanantoaste	2.781	1.335	-94.237
Vantaa	12kkeuribor	3.385	1.470	-94.281
Tampere	Lainanantoaste	3.516	1.344	-95.686
Turku	Osakemarkkinat	6.708	1.947	-109.850
Jyväskylä	Kuluttajahintaindeksi	8.127	2.182	-120.581
Lappeenranta	Kuluttajahintaindeksi	12.697	2.849	-127.395
Rovaniemi	12kkeuribor	42.020	5.251	-156.591
Kajaani	Kuluttajahintaindeksi	52.883	6.111	-165.423

Tekninen huomautus: MSE (engl. Mean squared error) kuvastaa mallien keskivirheitä. MAD (engl. Mean absolute deviation) on mallien keskimääräinen absoluuttinen hajonta ja Log-predictive likelihood kertoo kuinka hyvin malli sopii kyseiseen dataan.

DMA-mallien tuloksista voidaan tehdä seuraavat johtopäätökset. Helsingin, Vantaan ja Rovaniemen asuntomarkkinoiden parhaana ennustavana makromuuttuja on 12kkeuribor. Espoon ja Tampereen kaksioden hintakehityksen parhaana ennustava tekijänä on mallien tulosten mukaan lainanantoaste. Turun asuntomarkkinoilla parhaana ennusvana tekijänä on osakemarkkinat. Kuluttajahintaindeksi oli paras ennustavatekijä pienemmällä paikkakunnilla, kuten Jyväskylä, Lappeenranta ja Kajaani.

6 YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkimuksen päätarkoituksena oli selvittää, miten makrotaloudellisilla muuttujilla voidaan ennakoida Suomen asuntomarkkinoiden hintakehitystä ja vallitseeko näiden tekijöiden välillä kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde. Empiiriset tulokset tarjosivat paljon mielenkiintoisia todisteita asuntomarkkinoiden ja makrotaloudellisten tekijöiden yhteydestä. Työn tuloksista voidaan tehdä seuraavat yhteenvedot. 1) Aluetasolla tarkasteltuna 12kkeuribor, lainanantoaste, kulluttajahintaindeksi ja osakemarkkinat ennustavat parhaiten Suomen asuntomarkkinoiden hintakehitystä. 2) Makromuuttujien ennustekyky riippuu hyvin paljon vallitsevasta talouden suhdanteesta. 3) Suomen kasvukeskusten ja makrotaloudellisten muuttujien välillä vallitsee kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde. 4) Suomen asuntomarkkinat ovat hyvin heterogeeniset ja polarisaatio on vahvistunut viimeisen vuosikymmenen aikana.

Työssä käytettiin neljännesvuosittaista aineistoa ja tutkimuskehikko oli jaettu staattisiin ja dynaamisiin ekonometriisiin menetelmiin. Korrelaatioanalyysi antoi hyvän lähtökohdan tarkasteluun, miten asuntomarkkinoiden hintakehitykset ovat lineaarisesti riippuvaisia toisistaan ja makrotaloudellisista muuttujista. Tulosten mukaan Suomen asuntomarkkinat korreloivat vahvasti Helsingin asuntojen hintakehityksen kanssa lukuun ottamatta aineiston pienempiä paikkakuntia, joissa hintakehitys on kääntynyt laskuun viimeisellä vuosikymmenellä. Tuloksissa ei esiintynyt kuitenkaan niin sanottua klubi-korrelaatiota, jossa myös pienet paikkakunnat olisivat vahvasti korreloituneita keskenään. Osakemarkkinoiden ja Helsingin asuntomarkkinoiden välille saatiin tuloksena vahva korrelaatio (0.48). Oikarinen (2009) osoitti vastaavasti (0.39) korrelaation näiden kahden markkinan välille aikaväliltä 1989:Q1-2005:Q2.

Usean muuttujan regressioanalyysillä tutkittiin makromuuttujien välittämiä vaikutuksia asuntomarkkinoiden hintakehitykseen. Tulosten mukaan 12kkeuriborilla oli tilastollisesti merkitsevä negatiivinen vaikutus Helsingin, Vantaan ja Tampereen asuntomarkkinoihin. Koron negatiivinen vaikutus tukee Iacoviellon ja Minettin (2003) tutkimuksen tuloksia, joissa todettiin Suomen ja Ruotsin asuntomarkkinoiden reagoivan herkemmin korkojen muutokseen rahoitusmarkkinoiden vapauttamisen jälkeen. Usean muuttujan regressioanalyysin tulosten mukaan yhden prosenttiyksikön nousu lainanantoasteessa nosti Helsingin kaksioden hintoja 0.4% ja tulos oli tilastollisesti merkitsevä 10%

merkitsevyytasolla ja yhdenmukainen Mandellin ym (2011) tutkimuksen kanssa. Osakemarkkinoiden yhden prosenttiyksikön nousu nosti asuntojen hintoja Helsingissä 0.05% (Oikarisen (2009) vastaava tulos 0.237%) ja Turussa 0.1%. Kuluttajahintaindeksin vaikutus oli negatiivinen Jyväskylän, Kajaanin ja Vantaan asuntomarkkinoihin. Differenssimallien tulosten perusteella Suomen asuntomarkkinat ovat hyvin heterogeenisiä, sillä makrotaloudellisten muuttujien vaikutus vaihtelee paljon alueittain.

Differenssimallien tuloksia syvennettiin dynaamisilla malleilla, jotka huomioivat viiveiden vaikutukset aikasarjoissa. Dynaamiset menetelmät mahdollistavat syy-seuraussuhteiden tarkastelun siitä miten makrotaloudelliset muuttujat ennustavat eri asuntomarkkinoiden hintakehitystä ja miten alueet ovat vuorovaikutuksessa toisiinsa. Grangerin kausaliiteettitestien tulosten mukaan Helsingin asuntomarkkinat muodostivat kaksisuuntaisen vuorovaikutussuhteen osakemarkkinoiden välille. Tulokset poikkesivat Oikarisen (2009) tuloksista siltä osin, että Helsingin asuntojen hinnat ennakoivat muutoksia lainanantoasteessa, mutta lainanantoasteella ei ollut samanlaista vaikutusta. Osakemarkkinoiden kaksisuuntainen vuorovaikutussuhde oli yhdenmukainen Oikarisen (2009) tulosten kanssa. Grangerin kausaliiteettitestin tulokset tukevat hypoteesia, että Suomen asuntomarkkinoilta löytyy voimakkaita dynaamisia kaksisuuntaisia vuorovaikutussuhteita eri kaupunkien välillä: tästä hyvänä esimerkkinä ovat Helsingin ja Tampereen asuntomarkkinat, jotka vaikuttavat vahvasti toistensa kehitykseen.

Grangerin kausaliiteettitestien tuloksia täydennettiin VAR-mallin impulssi-responssi funktiolla, jolla voitiin tarkastella erilaisten shokkien etenemistä markkinoilla. VAR-mallien tuloksilla saatiin vielä lisätietoa makrotalouden ja asuntomarkkinoiden suhteesta. Tulosten mukaan asuntojen hintakehitys ennakoii voimakkaammin osakemarkkinoiden kehitystä kuin osakemarkkinat asuntojen hintakehitystä. Myös tämä tulos vahvistaa Oikarisen (2009) tuloksia. VAR-mallin impulssi-responssitulosten mukaan Helsingin asuntomarkkinat vaikuttavat voimakkaasti muiden kasvukeskusten hintakehitykseen. Tulokset vahvistivat entisestään näkemystä Suomen asuntomarkkinoiden heterogeenisyydestä eri alueiden reagoidessa hyvin eri tavoilla makrotaloudellisten muuttujien hintashokkeihin.

Tutkimuksessa myös tarkasteltiin vaihtelevatko parhaat ennustavat muuttajat talouden eri suhdanteiden mukaan. Tämän tutkimuskysymyksen

tarkasteluun valittiin menetelmäksi DMA-malli, joka painottaa mallin muuttujia sen mukaan, kuinka todennäköisesti ne ennustavat kaupungin hintakehitystä kyseisellä ajanhetkellä. Tuloksista voi selvästi nähdä (kuvio 24) 12kkeuriborin, lainanantoasteen sekä osakemarkkinoiden olevan parhaat ennustavat tekijät kasvukeskuksissa. Tuloksien perusteella parhaat ennustavat makrotaloudelliset tekijät ovat hyvin riippuvaisia vallitsevasta suhdanteesta tarkasteltavasta asuntomarkkinasta. Kuvio 24 näyttää kuinka DMA-malli painottaa finanssikriisin edeltävällä ja jälkeisellä ajalla hyvin eritavoilla malliin valittuja ennustemuuttujia. DMA-malli osoittautui hyväksi menetelmäksi onnistuessaan ennustamaan Helsingin asuntomarkkinoiden nousu ja laskukaudet (kuvio 25).

Tutkimuksen tulokset vahvistavat aikaisempaa näkemystä, että asuntomarkkinoita on tutkittava alueittain. Alueellisella tarkastelulla saadaan oikeanlainen käsitys makrotaloudellisten tekijöiden vaikutuksesta asuntomarkkinoihin. Suomen asuntomarkkinoiden jako Helsingin ja muun Suomen välille olisi ollut liian karkea eikä olisi tuonut lisätietoa asuntomarkkinoiden heterogeenisuudesta. Tutkimuksen aineisto oli täten jaettu kasvukeskuksiin sekä muutamaan pienempään paikkakuntaan, jossa asuntojen hinnat ovat kääntyneet laskuun viimeisen vuosikymmenen aikana. Tutkimuksen tulokset Suomen asuntomarkkinoiden eroavaisuuksista makrotalouden tekijöille tarjoavat tärkeitä havaintoja niin talouspolitiikan päättäjille kuin asuntosijoittajille. Asuntomarkkinat ovat jo varallisuusvaikutuksensa takia todella tärkeä osa kansantalouden kehitystä ja tämä on syytä ottaa huomioon talouspoliittisissa päätöksissä. Tulosten mukaan 12kkeuriborilla, lainanantoasteella ja osakemarkkinoilla on merkittävä asuntojen hintakehitystä ennakoiva vaikutus. Tämän vaikutuksen huomioiminen rahapolitiikassa ennaltaehkäisee asuntojen hintojen hallitsematonta nousua ja talouden haavoittuvuutta. Asuntomarkkinat toimivat näin yhtenä tärkeimpänä kanavana, miten tehokkaalla rahapolitiikalla voidaan vaikuttaa talouden toimintaan halutulla tavalla.

Asuntomarkkinoiden hintakehityksen ennustettavuus auttaa muun muassa institutionaalisia sijoittajia hajauttamaan riskiä sijoitusportfoliossa. Asuntosijoittajien etsiessä tuottoja asuntomarkkinoilta, jotka eivät ole niin vahvasti yhteydessä osakemarkkinoiden kehitykseen kannattaa suunnata katse muihin kasvukeskuksiin. Suurin osa Suomen kotitalouksien sijoitusvarallisuudesta on keskittynyt juuri pääkaupunkiseudulle. Tämä voi olla osasyynä Helsingin

kaksioiden hintakehityksen ja osakemarkkinoiden väliseen kaksisuuntaiseen dynaamiseen vuorovaikutussuhteeseen.

Suomen asuntomarkkinoiden hintakehityksestä löytyy vuodesta 1988 tilastokeskuksen julkaisemaa aineistoa. Tutkielmaan valittu Suomen osakemarkkinoita kuvaava makrotalouden muuttuja OMX Helsinki 25 pörssinoteerattu rahasto on lanseerattu 8.2.2002. Pörssinoteerattu rahasto ei tarjoa yhtä pitkältä ajankajalta aineistoa kuin OMX Helsinki 25-indeksi, joka historiassa tunnettiin myös nimillä FOX ja HEX25-indeksi. Käyttämällä indeksiä tutkimuksen tarkkuutta olisi voitu vielä parantaa pidemmällä tarkasteluperiodilla. Asuntomarkkinoiden hintakehitykseen vaikuttavat tutkielmaan valittujen talouden perustekijöiden lisäksi lukuisat eri tekijät. Jatkotutkimuksia ajatellen olisi mielenkiintoista sisällyttää aineistoon myös tarjontapuolen tekijöitä, kuten rakennustuotannon vaikutukset sekä kotitalouksien demografiset tekijät. Joulukuussa 2019 Kiinan Wuhanista puhjennut epidemia levisi maailmanlaajuisesti pandemiaksi nimeltään COVID-19. Pandemian vaikutuksia talouteen tutkitaan varmasti vielä pitkälle tulevaisuuteen. Olisikin mielenkiintoista nähdä, miten asuntomarkkinoiden hinnat ovat reagoineet eri maissa pandemian aiheuttamiin shokkeihin.

7 LÄHTEET

Belleflamme, P, Peitz, M. 2015. *Industrial Organization. Markets and Strategies*. 2nd Edition. The Cambridge University Press, s. 45-190.

Bjørnland, H., Jacobsen, D. 2010. The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in small open economies. *Journal of Financial Stability*, vol. 6(4), s. 218-229.

Bork, L. Møller, S., Pedersen, J. 2019. A New index of Housing Sentiment. *Management Science*, s. 1-21.

Case, K., Shiller, R. 1990. Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market. *AREUEA Journal*, vol. 18(3), s. 253-273.

Case, K., Shiller, R. 1989. The Efficiency of the Market for Single-Family Homes. *American Economic Review*, vol. 79(1), s. 125-137.

Catania, L., Nonejad, N. 2017. Dynamic Model Averaging for Practitioners in Economics and Finance: the eDMA Package. *Journal of Statistical Software*, vol. 84(11), s. 1-39.

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

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

Enders, W. 2010. *Applied Econometric Time Series 4th Edition*. University of Alabama, s. 181-255.

Goodhart, C., Hofmann, B. 2007. *House Prices and the Macroeconomy: Implications for Banking and Price Stability*. Oxford University Press, s. 211-224

Goodhart, C., Hofmann, B. 2008. House prices, money, credit and the macroeconomy. *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 24 (1), s. 180-205. ISSN 1460-2121.

Granger, C. W. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, s. 424-438.

Hoesli, M., Hamelink, F. 1997. An examination of the role of Geneva and Zurich housing in Swiss institutional portfolios. *Journal of Property Valuation and Investment*, vol. 15(4), s. 354-371.

Hofmann, B. 2004. The Determinants of Private Sector Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter? *International Finance*, vol. 7(2), s. 203-234.

Iacoviello, M., Minetti, R. 2002. Financial Liberalization and the sensitivity of house prices to monetary policy: theory and evidence* *The Manchester School*, vol 71(1), s. 20-34.

Jud, G., Winkler D. 2002. The dynamics of metropolitan housing prices. *Journal of Real Estate Research*, vol. 23 (1/2), s. 29-45.

Jäger, P., Schmidt, T. 2017. Demographic change and house prices: Headwind or tailwind? *Economics Letters* 160, s. 82-85.

Kivistö, J. 2012. Suomen asuntohintakehitys ja siihen vaikuttavat tekijät. *Suomen Pankki rahapolitiikka ja tutkimusosasto*, vol. 4, s. 1-24.

Koop, G., Korobilis, D. 2012. Forecasting inflation using dynamic model averaging. *Internat. Econom. Rev*, vol. 53(3), s. 867-886.

Kuosmanen, P., Vataja, J. 2002. Shokkien välittyminen asunto- ja osakemarkkinoilla. Vaasan yliopisto. Department of Economics. Working papers 1, s. 10-34.

- Kuismanen, M., Laakso, S., Loikkanen, H., A. 1999. Demographic factors and the demand for housing in the Helsinki Metropolitan Area. Valtion taloudellinen tutkimuskeskus. VATT-Keskustelualoitteita 191, s. 1-43.
- Laakso, S., Loikkanen, H A. 2004. Kaupunkitalous. Gaudeamus, Helsinki, vol. 1(2), s. 1-472.
- Liang, Q., Cao, H. 2007. Property prices and bank lending in China. *Journal of Asian Economics*, vol. 18(1), s. 63-75.
- Madsen, J. 2012. A behavioural model of house prices. *Journal of Economic Behaviour & Organization*, vol. 82(1), s. 21-38.
- Mandell, S., Song, H-S., Warsame, A. Wilhelmsson, M. 2011. Bank lending and house prices in Sweden 1992-2010. Royal Institute of Technology, Stockholm, Sweden. Institute for housing research, Uppsala University, Sweden, s. 1-19.
- Mankiw, G., Weil. N. 1989. The baby boom, the baby bust, and the housing market. *Regional Science and Urban Economics*, vol. 19(2), s. 235-258.
- Oikarinen, E. 2007. Studies on housing price dynamics. Doctoral Theses. Turku School of Economics. Series A-9:2007, s. 9-309.
- Oikarinen, E. 2005. Is housing overvalued in the Helsinki metropolitan area? ETLA, Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, The Research Institute of the Finnish Economy, 2005, (Keskusteluaiheita, Discussion Papers, ISSN 0781-6847; No. 992), s. 2-26.
- Oikarinen, E. 2006. The diffusion of housing price movements from centre to surrounding areas. *The Journal of Housing Research*, vol. 15(1), s.3-28
- Oikarinen, E. 2006. Price linkages between stock, bond and housing markets – evidence from finnish data. ETLA, Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, The Research Institute of the Finnish Economy, (Keskusteluaiheita, Discussion Papers, ISSN 0781-6847; no. 1004, s.1-36
- Oikarinen, E. 2009. Interaction between housing prices and household borrowing: the Finnish case. *Journal of Banking & finance*, vol. 33(4) , s. 747-756.

Pesaran, H., Shin, Y. 1998. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, vol. 58(1), s. 17-29.

Pohjola, M. 2014. *Taloustieteen oppikirja*. Sanoma Pro Oy, vol. 13, s. 9-328.

Razzak, M., Moosa, I. 2018 Monetary policy, corporate profit and house prices. *Journal of Applied Economics*, vol. 50(28), s. 3106-3114.

Stock, J., H., Watson, M. W. 2012. *Introduction to Econometrics*. Pearson International Edition, Boston. ISBN: 0-321-44253-9, s. 1-704.

Takala, K ja Barot, B. 1998. House Prices and Inflation: A Cointegration Analysis for Finland and Sweden. Bank of Finland. Discussion Papers, s. 1-40.

Valadez, R. 2010. The housing bubble and the GDP: a correlation perspective. *Journal of Case Research in Business and Economics*, s. 1-7.

Zhu, H., Zheng, L., Peng, G. 2018. The impact of income, economic openness and interest rates on housing prices in China: evidence from dynamic panel quantile regression. *Journal of Applied Economics*, vol. 50(38), s. 4086-4098.

Verkkosivut:

https://www.suomenpankki.fi/fi/Tilastot/rahalaitosten-tase-lainat-jatalletukset-ja-korot/taulukot/rati-taulukot-fi/M3_vastaerat_fi/

<https://www.ptt.fi/ajankohtaista/uutiset/asuntomarkkinat-2020-ennuste.html>

<https://www.eurojatalous.fi/fi/blogit/2017/puhutaanpa-jalleen-rahasta/>

<https://www.blackrock.com/fi/ammattimainen-sijoittaja/koulutus/mita-ishares-etf-rahastot-ovat/mita-ovat-etf-rahastot>

<https://www.op.fi/henkiloasiakkaat/lainat-ja-asunnot/korot-ja-hinnat/euribor>

Tilastokeskus c. Asuminen – Asunnot ja asuinolot. Verkkosivusto osoitteessa <http://www.tilastokeskus.fi/til/asas/index.html>, Luettu 20.11.2019

Seligson & Co OMX Helsinki 25 pörssinoteerattu rahasto UCITS ETF. Haettu osoitteesta https://www.seligson.fi/suomi/rahastot/rahes_etf.htm

8 LIITTEET

8.1 Korrelaatiomatriisit

	Lappeen	Kajaani	Rovaniemi	Jyväskylä	Oulu	Tampere	Turku
Lappeenranta	1						
Kajaani	0,197	1					
Rovaniemi	0,195	0,063	1				
Jyväskylä	0,055	0,343	-0,028	1			
Oulu	-0,204	0,051	-0,090	0,201	1		
Tampere	0,043	0,039	0,111	0,309	0,161	1	
Turku	0,173	0,015	0,124	0,259	0,203	0,462	1
Vantaa	0,153	0,232	0,051	0,454	0,242	0,477	0,294
Espoo	0,051	0,232	0,032	0,193	0,159	0,539	0,385
Helsinki	0,193	0,072	0,237	0,360	0,266	0,625	0,490
12kkeuribor	0,006	-0,074	0,014	0,270	-0,177	-0,370	-0,390
Laina	0,137	0,085	0,079	0,064	0,048	0,267	0,131
Bkt	0,101	0,095	0,075	0,079	-0,056	0,071	0,048
Inflaatio	-0,065	-0,146	-0,043	-0,412	-0,233	-0,242	-0,187
M3	0,070	0,041	0,098	0,074	0,099	0,010	0,149
Omx	0,165	-0,048	0,150	0,156	-0,088	0,369	0,437

	Vantaa	Espoo	Helsinki	12kkeuribor	Laina	Bkt	Inflaatio
Lappeenranta							
Kajaani							
Rovaniemi							
Jyväskylä							
Oulu							
Tampere							
Turku							
Vantaa	1						
Espoo	0,487	1					
Helsinki	0,569	0,520	1				
12kkeuribor	-0,411	-0,308	-0,502	1			
Laina	0,250	0,213	0,209	0,123	1		
Bkt	0,139	0,039	0,056	0,312	0,291	1	
Inflaatio	-0,150	-0,106	-0,205	0,223	0,147	0,296	1
M3	0,116	0,001	0,024	0,217	0,511	0,229	0,237
Omx	0,351	0,287	0,481	-0,388	0,100	0,411	-0,012

	M3	Omx
Lappeenranta		
Kajaani		
Rovaniemi		
Jyväskylä		

Oulu		
Tampere		
Turku		
Vantaa		
Espoo		
Helsinki		
12kkeuribor		
Laina		
Bkt		
Inflaatio		
M3	1	
Omx	-0,017	1

8.2 VAR-mallien residuaalien korrelaatiomatriisit

Helsingin ja makromuuttujien VAR(4)-mallin residuaalien korrelaatiomatriisi

	Helsinki	12kkeb	Laina	BKT	KHI	M3	OMX
Helsinki	1						
12kkeuribor	-0.43	1					
Laina	0.34	-0.09	1				
BKT	0.11	0.02	0.05	1			
KHI	-0.03	0.05	0.112	0.34	1		
M3	0.23	0.01	0.30	-0.09	0.01	1	
OMX	0.31	-0.44	0.03	0.33	-0.05	0.117	1

Kaupunkien välisen VAR(4)-mallin residuaalien korrelaatiomatriisi

	HKI	VAN	ESP	TKU	TRE	JKL	ROV
HKI	1						
VAN	0.49	1					
ESP	0.40	0.42	1				
TKU	0.54	0.29	0.33	1			
TRE	0.53	0.39	0.40	0.51	1		
JKL	0.40	0.48	0.20	0.40	0.31	1	
ROV	0.23	0.14	0.14	0.17	0.07	-0.15	1
LAP	-0.00	-0.11	-0.24	0.09	-0.08	-0.05	0.19
KAJ	-0.12	0.18	-0.09	-0.11	-0.08	0.21	-0.00

Kaupunkien välisen VAR(4)-mallin residuaalien korrelaatiomatriisi

	LAP	KAJ
HKI		
VAN		
ESP		
TKU		
TRE		
JKL		
ROV		
LAP	1	

KAJ 0.19 1

8.3 Granger -kausaalisuustestin tulokset

Espoon asuntojen hintakehityksen vaikutus Helsingin hintakehitykseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	5.8675	3.1438	1.6922	1.1767
<i>P</i>	0,01784*	0.04909*	0.16922	0.3292

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus Espoon hintakehitykseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	11.294	9.1117	5.7289	3.2805
<i>P</i>	0,001225*	0.0002968***	0.001467**	0.0163*

Vantaan asuntojen hintakehityksen vaikutus Helsingin hintakehitykseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	4.5105	2.6695	1.5417	1.1694
<i>P</i>	0.03698*	0.07614	0.2115	0.3324

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus Vantaan hintakehitykseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	12.066	5.6824	4.182	2.524
<i>P</i>	0.0008662***	0.005112**	0.00855**	0.04905*

Turun asuntojen hintakehityksen vaikutus Helsingin hintakehitykseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	5.3645	2.8681	2.277	1.685
<i>P</i>	0.02328*	0.06332	0.08732	0.175

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus Turun hintakehitykseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	3.1296	2.2393	1.7582	2.4669
<i>P</i>	0.08092	0.1139	0.01633	0.0533

Tampereen asuntojen hintakehityksen vaikutus Helsingin hintakehitykseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	0.1773	1.0419	0.8705	0.7127
<i>P</i>	0.6749	0.358	0.4607	0.562

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus Tampereen hintakehitykseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
----------------	---	---	---	---

DF	-1	-2	-3	-4
F	17.536	8.1539	5.868	3.9768**
P	7.6e-05***	0.0006427***	0.001252**	0.005958**

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus Jyväskylän hintakehitykseen

Viiveet	1	2	3	4
DF	-1	-2	-3	-4
F	11.483	4.7379	3.0291	1.5808
P	0.001122**	0.01167*	0.03515*	0.1898

Jyväskylän asuntojen hintakehityksen vaikutus Helsingin hintakehitykseen

Viiveet	1	2	3	4
DF	-1	-2	-3	-4
F	0.0415	3.1961	2.6235	1.9649
P	0.8392	0.04679*	0.0574	0.1101

Rovaniemen asuntojen hintakehityksen vaikutus Helsingin hintakehitykseen

Viiveet	1	2	3	4
DF	-1	-2	-3	-4
F	0.4998	0.2616	1.652	1.3383
P	0.4818	0.7707	0.1854	0.2651

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus Rovaniemen hintakehitykseen

Viiveet	1	2	3	4
DF	-1	-2	-3	-4
F	9.5208	5.0604	3.8305	2.6228
P	0.002845**	0.008784**	0.01343*	0.04248*

Kajaanin asuntojen hintakehityksen vaikutus Helsingin hintakehitykseen

Viiveet	1	2	3	4
DF	-1	-2	-3	-4
F	0.0539	0.1097	0.3058	0.3327
P	0.8171	0.8963	0.8211	0.855

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus Kajaanin hintakehitykseen

Viiveet	1	2	3	4
DF	-1	-2	-3	-4
F	6.1117	3.1394	2.0241	1.2965
P	0.0157*	0.04884*	0.1185	0.2805

Lappeenrannan asuntojen hintakehityksen vaikutus Helsingin hintakehitykseen

Viiveet	1	2	3	4
DF	-1	-2	-3	-4
F	0.1933	0.1691	0.429	1.1328
P	0.6614	0.8447	0.7328	0.3488

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus Lappeenrannan hintakehitykseen

Viiveet	1	2	3	4
DF	-1	-2	-3	-4
F	7.9648	4.7356	3.0447	1.9853
P	0.006103**	0.001169*	0.03449*	0.1069

Lainanantoasteen vaikutus Helsingin asuntojen hintakehitykseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	0.3384	0.1317	1.5575	1.1471
<i>P</i>	0.5625	0.8768	0.2077	0.3424

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus lainanantoasteeseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	5.4475	7.4499	4.9299	4.6587
<i>P</i>	0.02231*	0.001156**	0.003709**	0.002281**

Osakemarkkinoiden vaikutus Helsingin asuntojen hintakehitykseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	2.9047	3.1917	2.9721	2.5345
<i>P</i>	0.09302	0.04783*	0.3876*	0.04994*

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus osakemarkkinoihin

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	5.6908	7.507	5.2742	4.1341
<i>P</i>	0.01993*	0.001191**	0.002699**	0.005211**

12kkEuriborin vaikutus Helsingin asuntojen hintakehitykseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	21.717	9.648	5.0222	4.0826
<i>P</i>	1.366e-05***	0.0001965***	0.003332**	0.005164**

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus 12kkEuriboriin

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	4.5252	5.9872	8.4133	5.3805
<i>P</i>	0.03673*	0.003955**	7.832e-05***	0.0008343***

Bruttokansantuotteen vaikutus Helsingin asuntojen hintakehitykseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	7.7441	7.0312	4.4437	4.4131
<i>P</i>	0.006835**	0.001637**	0.00654**	0.003227**

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus bruttokansantuotteeseen

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	4.5141	4.356	3.7597	7.3655
<i>P</i>	0.03696*	0.01643*	0.01469*	5.897e-05***

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus inflaatioon

<i>Viiveet</i>	1	2	3	4
<i>DF</i>	-1	-2	-3	-4
<i>F</i>	0.1076	0.0653	0.9042	3.7205
<i>P</i>	0.7438	0.9369	0.4437	0.008682**

Inflaation vaikutus Helsingin asuntojen hintakehitykseen

Viiveet	1	2	3	4
DF	-1	-2	-3	-4
F	3.5678	6.9885	4.5171	4.6993
P	0.06283	0.001696**	0.006001**	0.002154**

Helsingin asuntojen hintakehityksen vaikutus rahan määrään (M3)

Viiveet	1	2	3	4
DF	-1	-2	-3	-4
F	1.3204	3.8446	3.2445	6.8723
P	0.2542	0.2598*	0.0272*	0.0001121***

Rahan määrän (M3) vaikutus Helsingin asuntojen hintakehitykseen

Viiveet	1	2	3	4
DF	-1	-2	-3	-4
F	0.6591	1.0836	3.0176	0.7873
P	0.4195	0.3439	0.9123	0.5376

8.4 Tulokset ennusteista pidemmille aikaväleille

Vantaan kaksioden hintakehityksen ennusteet pidemmälle aikavälille.

Viiveet	1	2	3	4	8	12	18
12KKEURBOR	14,8	4	1,1	0	1	2,6	1,4
LAINA	0,6	0,3	7	2,8	5,6	5,5	0,1
KHI	1,4	20	1,3	0,1	0	1,7	1,7
M3	1,2	0	0	12,2	2,4	4,3	1,8
OMX25	4,8	0,3	2,1	8,7	1	0	3
BKT	9,5	2,6	3,4	2,5	0	3,1	0,4

Espoon kaksioden hintakehityksen ennusteet pidemmälle aikavälille.

Viiveet	1	2	3	4	8	12	18
12KKEURBOR	14,3	5,3	0,5	0	0,2	0	0,4
LAINA	0,3	0,1	6	3	5,5	3	2,3
KHI	3,4	9,1	4,6	0,5	1,7	3,1	0
M3	0,7	0	0,7	4,5	1,5	0,23	2,3
OMX25	3,5	0,9	1,2	10,3	0,4	0	1,3
BKT	3	14	2,3	1,7	3,4	0,2	0

Tampereen kaksioden hintakehityksen ennusteet pidemmälle aikavälille.

Viiveet	1	2	3	4	8	12	18
12KKEURBOR	17,9	8,6	1,4	0,1	1,8	0,4	0,1
LAINA	0,9	0	2	2,6	1,4	0,5	1,6
KHI	8,5	12,4	8	3,6	0,4	0	0,7
M3	0,1	0	0	0,6	1	0	0,1
OMX25	9	1,8	0	5,6	3,7	0,1	0,7
BKT	4,1	8,9	5,5	3,8	1	0,6	0,6

Turun kaksioden hintakehityksen ennusteet pidemmälle aikavälille.

Viiveet	1	2	3	4	8	12	18
12KKEURBOR	10	0,1	0,6	2,3	0,4	0	0
LAINA	0,3	1,2	0,6	0,7	0,3	0	2,3
KHI	11	13,4	4,3	0	0,5	0,1	0,9
M3	0,1	2,3	0	3,8	0,4	0	1
OMX25	2,5	1,7	3,7	1,4	5,8	0	0
BKT	7	8,2	0,3	5,4	0	1,5	0

Jyväskylän kaksioden hintakehityksen ennusteet pidemmälle aikavälille.

Viiveet	1	2	3	4	8	12	18
12KKEURBOR	5,9	2,7	2,9	1,3	0	0	0,5
LAINA	0,6	0	0,7	0,7	0,6	1	0,2
KHI	0,7	13,9	0,2	1,7	0	0	0
M3	2,6	0	0,2	4,2	1,2	5,4	1,3
OMX25	0,2	0	0,2	3,4	0	4,8	0,1
BKT	5,9	1,4	3,7	1,4	0	7	0

Rovaniemen kaksioden hintakehityksen ennusteet pidemmälle aikavälille.

Viiveet	1	2	3	4	8	12	18
12KKEURBOR	1,8	4,4	1,5	0,3	0,1	0	0,1
LAINA	1,2	0,3	1,8	0	0,3	0,1	0,3
KHI	2,1	0,3	5,7	0	3,1	0	0
M3	1,6	0	0,8	0,1	1	0	0
OMX25	2,2	0	0,6	2,5	1,6	1,9	2,6
BKT	0	0,1	3,9	4,6	3,6	5,3	0,4

Lappeenrannan kaksioden hintakehityksen ennusteet pidemmälle aikavälille.

Viiveet	1	2	3	4	8	12	18
12KKEURBOR	9,4	0,7	0,7	0	0	0	0,7
LAINA	2	0,1	0,8	0,5	3	0,7	1
KHI	2,4	0,9	3,8	0	0	0,1	1,1
M3	1,5	0,1	0,3	1,9	0	1,7	0,3
OMX25	6,8	0,4	3,9	1,5	1,2	1,9	5,3
BKT	2,3	5,6	0,3	0	0	0,1	0

Kajaanin kaksioden hintakehityksen ennusteet pidemmälle aikavälille.

Viiveet	1	2	3	4	8	12	18
12KKEURBOR	1,5	0	0	0	4,2	0,3	1,3
LAINA	1,9	0,1	0,2	2	0,9	0,6	0,4
KHI	0,5	3,1	0	5,1	2,4	0	1,8
M3	0,6	2,2	0,6	4,6	1,1	2,3	0,3
OMX25	5	0	1,5	0	0	0	7,1
BKT	0,3	0	0	0,7	0,9	0,3	1,8

Huom. Taulukkoihin on koottu kaupunkien kaksioden hintakehityksen ennustemuuttujien selitysasteita R^2 (%) muuttujakohtaisesti aikaväleille $h = 1, 2, 3, 4, 8, 12$ ja 18 .