



Vaasan yliopisto
UNIVERSITY OF VAASA

Lauri Hahtokari

Makrotaloudellisten muuttujien vaikutus asuntohintoihin Suomessa 2000-luvulla

Tarkastelussa pääkaupunkiseutu, Tampere, Turku ja Vaasa

Laskentatoimen ja rahoituksen yksikkö
Taloustieteen pro gradu -tutkielma
Taloustieteen maisteriohjelma

Vaasa 2025

VAASAN YLIOPISTO**Laskentatoimen ja rahoituksen yksikkö**

| | | | |
|--------------------------|--|-------------------|----|
| Tekijä: | Lauri Hahtokari | | |
| Tutkielman nimi: | Makrotaloudellisten muuttujien vaikutus asuntohintoihin Suomessa 2000-luvulla: Tarkastelussa pääkaupunkiseutu, Tampere, Turku ja Vaasa | | |
| Tutkinto: | Kauppätieteiden maisteri | | |
| Oppiaine: | Taloustieteen maisteriohjelma | | |
| Työn ohjaaja: | Petri Kuosmanen | | |
| Valmistumisvuosi: | 2025 | Sivumäärä: | 61 |

TIIVISTELMÄ:

Merkittävä osa suomalaisten varallisuudesta on asunnoissa ja asunnon hankinta on monelle koko elämän suurin sijoitus. Koko Suomen asuntovarallisuus on esimerkiksi selvästi koko työeläkevarallisuutta suurempi, minkä vuoksi on tärkeää ymmärtää, mitkä tekijät vaikuttavat asuntohintoihin. Keskimäärin asuntohinnat ovat kasvaneet vuosittain Suomessa 2000-luvulla. Taloudellisten muuttujien vaikutusta asuntohintoihin on tutkittu sekä Euroopassa, että muualla maailmassa. Suomessa aikaisemmat tutkielmat keskittyvät pääosin pääkaupunkiseutuun. Tämä tutkielma tutkii valittujen makrotaloudellisten muuttujien vaikutusta asuntohintoihin pääkaupunkiseudun lisäksi kolmessa eri kaupungissa.

Tutkielmassa pyritään selvittämään, vaikuttavatko valitut makrotaloudelliset muuttujat asuntohintoihin tarkasteltavilla alueilla. Tarkasteltavat alueet ovat pääkaupunkiseutu, Tampere, Turku ja Vaasa. Asuntohintoja on kuvattu käyttämällä asuntohintaindeksiä. Selittävinä muuttujina on käytetty OMXHPI-indeksiä, bruttokansantuotetta, rakennuskustannusindeksiä, euribor 12 -korkoa ja ansiotasoindeksiä. Aineisto on neljännesvuosimuodossa ja se on muutettu korkoja lukuun ottamatta logaritmiseen muotoon. Muuttujien vaikutusta on tutkittu regressioanalyysillä käyttämällä pienimmän neliösumman menetelmää, joka on asuntohintatutkimuksissa useimmiten käytetty regressiomenetelmä. Ennen regressioanalyysiä selitettävistä muuttujista ja selittäivistä muuttujista, korkoa lukuun ottamatta, on otettu ensimmäinen logaritmidifferenssi ja varmistettu muuttujien stationaarisuudesta ADF-testillä. Regressioanalyysissä on käytetty jokaisen selittävän muuttujan alkuperäisen arvon lisäksi neljää viivettä. Tarkasteltavien alueiden asuntohintojen kehitystä sekä regressioiden tuloksia on verrattu koko Suomen asuntohintojen kehitykseen ja regressioon.

Vuosina 2000–2023 tarkasteltavista alueista asuntohinnat ovat kasvaneet eniten Turussa, jonka jälkeen pääkaupunkiseudulla, Tampereella ja Vaasassa. Alueista ainoastaan Vaasassa asuntohinnat ovat kasvaneet vähemmän, kun kasvu verrataan koko Suomen asuntohintoihin. Tulosten perusteella selittävien muuttujien vaikutukset asuntohintoihin vaihtelevat alueellisesti. Selittävästä muuttujista kaikki ansiotasoindeksiä lukuun ottamatta selittävät kaikkien alueiden asuntohintojen muutosta. Ansiotasoindeksi selittää ainoastaan Turun asuntohintoja. Rakennuskustannusindeksin vaikutus asuntohintoihin on suurin kaikilla tarkasteltavilla alueilla ja euribor 12 -koron pienin.

AVAINSANAT: asuntomarkkinat, asuntohinnat, regressioanalyysi, aikasarja-analyysi

Sisällys

| | | |
|-------|--|----|
| 1 | Johdanto | 5 |
| 2 | Asuntomarkkinat Suomessa ja hintojen määräytyminen | 7 |
| 2.1 | Asuntomarkkinoiden nykytila | 7 |
| 2.2 | Neljän kvadrantin malli | 13 |
| 3 | Aikaisempia tutkimustuloksia | 18 |
| 3.1 | Korkotaso | 18 |
| 3.2 | Palkat | 20 |
| 3.3 | Bruttokansantuote | 21 |
| 3.4 | Rakennuskustannukset | 23 |
| 3.5 | Osakemarkkinat | 24 |
| 4 | Aineisto, tutkimusmenetelmät ja tulokset | 25 |
| 4.1 | Tutkielman aineisto | 25 |
| 4.2 | Tutkimusmenetelmät | 32 |
| 4.2.1 | Aikasarja-analyysi ja stationaarisuus | 32 |
| 4.2.2 | Pienimmän neliösumman menetelmä | 34 |
| 4.3 | Regressioanalyysi ja tulokset | 37 |
| 4.4 | Tulosten analyysi | 50 |
| 5 | Johtopäätökset | 52 |
| | Lähteet | 55 |

Kuviot

| | |
|---|----|
| Kuvio 1. Asukasluvun muutos alueittain 2000-2023. | 9 |
| Kuvio 2. Asuntohintaintojen kehitys 2000-2023. | 11 |
| Kuvio 3. Neljän kvadrantin malli (Dipasquale & Wheaton, 1992, s. 188). | 15 |
| Kuvio 4. Neljän kvadrantin malli, uusi tasapaino (Oikarinen, 2007, s. 17). | 17 |
| Kuvio 5. BKT käyppiin hintoihin ja kaupunkien asuntohintaindeksit 2000-2023. | 26 |
| Kuvio 6. Euribor-korot neljännesvuosittain 2000–2023. | 27 |
| Kuvio 7. Rakennuskustannus-, asuntohinta- ja ansiotasoindeksi 2000–2023, Suomi. | 28 |
| Kuvio 8. OMXHPI ja Suomen asuntohintaindeksi 2000-2023. | 30 |
| Kuvio 9. Hajontakuviot ja regressiosuora. | 35 |
| Kuvio 10. Ansiotasoindeksi 2000-luvulla, logaritmidifferenssi. | 41 |

Taulukot

| | |
|---|----|
| Taulukko 1. Toteutuneet asuntokaupat alueittain, 2000–2023. | 10 |
| Taulukko 2. Selitettävien muuttujien logaritmisten arvojen ADF-testin tulokset. | 37 |
| Taulukko 3. Selitettävien muuttujien ADF-testin tulokset, logaritmidifferenssi. | 38 |
| Taulukko 4. Selittävien muuttujien logaritmisten arvojen ADF-testin tulokset. | 39 |
| Taulukko 5. Selittävien muuttujien ADF-testin tulokset, logaritmidifferenssi. | 40 |
| Taulukko 6. OLS-regression tulokset, koko maa. | 42 |
| Taulukko 7. OLS-regression tulokset, pääkaupunkiseutu. | 44 |
| Taulukko 8. OLS-regression tulokset, Tampere. | 46 |
| Taulukko 9. OLS-regression tulokset, Turku. | 47 |
| Taulukko 10. OLS-regression tulokset, Vaasa. | 49 |

1 Johdanto

Asunnot ovat merkittävä osa suomalaisten varallisuutta, minkä vuoksi on tärkeää ymmärtää asuntohintoja sekä niihin vaikuttavia tekijöitä. Asunto on myös monelle rahallisesti koko elämän suurin yksittäinen sijoitus. Asuntohintoihin, kuten muihinkin hintoihin, vaikuttavat taloudelliset tekijät voivat olla mikrotaloudellisia, kuten kysyntä ja tarjonta, tai makrotaloudellisia, kuten korkotaso ja bruttokansantuote (BKT). Tässä tutkielmassa keskitytään makrotaloudellisten muuttujien vaikutukseen asuntohintoihin. Tarkasteltava alue on rajattu Suomen neljään eri alueeseen ja tarkasteltava aikaväli on vuodet 2000–2023. Tarkastelemalla neljää eri aluetta aineisto on saatu rajattua tarkemmin ja käyttämällä 2000-luvun aineistoa, aineistosta on saatu mahdollisimman tuore sekä riittävän laaja.

Aikaisemmat tutkielmat taloudellisten muuttujien vaikutuksesta asuntohintoihin Suomessa painottuu usein pääkaupunkiseudulle (Oikarinen, 2007; Oikarinen, 2009). Tässä tutkielmassa keskitytään myös muihin alueisiin, millä pyritään havaitsemaan yhtäläisyyksiä ja eroja alueiden välillä. Aihetta on tutkittu paljon myös kansainvälisesti ja näihin tutkielmiin paneudutaan tarkemmin tutkielman kappaleessa kolme.

Tulokset antavat lisäarvoa esimerkiksi asuntosijoittajille ja oman asunnon hankkimista harkitseville, sillä kyseinen yksilö voi tulosten perusteella vertailla tarkasteltavien alueiden hintakehitystä ja hintojen kehitystä selittävien muuttujien kertoimia. Asuntohinnat ovat nousseet keskimäärin vuosittain 2000-luvulla ja tässä tutkielmassa pyritään vastaamaan, selittävätkö valitut muuttujat hintamuutoksia vai perustuuko hintojen kehitys joihinkin muihin tekijöihin.

Tutkielman tarkoituksena on tutkia asuntohintojen kehitystä Suomessa vuosina 2000–2023 ja selvittää, selittävätkö valitut makrotaloudelliset muuttujat asuntojen hintakehitystä. Tavoitteena on löytää yhteys makrotaloudellisten muuttujien ja asuntohintojen kehityksen välillä, sekä havaita mahdollisia alueellisia eroavaisuuksia asuntohintojen kehi-

tyksessä ja makrotaloudellisten muuttujien kyvyssä selittää hintoja tarkasteltavien alueiden välillä. Tarkasteltavina alueina on pääkaupunkiseutu, Tampere, Turku ja Vaasa. Makrotaloudellisina muuttujina käytetään osakemarkkinoita, bruttokansantuotetta, rakennuskustannuksia, korkoja sekä palkkoja, sillä näiden muuttujien on havaittu aikaisemmissa tutkimuksissa selittävän asuntohintojen kehitystä. Tutkielma on empiirinen tutkielma, jonka aineistoa analysoidaan pienimmän neliösumman regressiomenetelmällä. Aineisto on kerätty Tilastokeskuksen ja Suomen Pankin sivuilta sekä Datastream-palvelusta. Tutkimusmenetelmä ja aineisto on esitelty tarkemmin kappaleessa neljä.

Tutkielman toisessa luvussa perehdytään ja vertaillaan tarkasteltavien alueiden asuntomarkkinoiden nykytilaa, sekä perehdytään asuntohintojen muodostumista kuvaavaan neljän kvadrantin malliin. Kolmannessa luvussa käsitellään aikaisempia tutkimustuloksia makrotaloudellisten muuttujien vaikutuksesta asuntohintoihin eri puolilla maailmaa. Neljännessä luvussa esitetään tutkielman tutkimusmenetelmät ja aineisto sekä analysoidaan regressioiden tuloksia. Viidennessä luvussa esitetään tutkielman johtopäätökset.

2 Asuntomarkkinat Suomessa ja hintojen määräytyminen

Kotitalouksien varallisuudesta suurin osa on asunnoissa (Oikarinen, 2011, s. 128–129). Asumiskulujen todetaan olevan merkittävä osa kotitalouksien kokonaiskulutusta ja asuntohintojen vaikuttavan myös muuhun kotitalouksien kulutukseen. Asuntohintojen kehityksen kerrotaan lisäksi vaikuttavan työllisyyteen rakentamisen kautta ja asuntohintojen vaihteluiden voivan jopa vahvistaa makrotalouden syklejä sekä vaikuttaa pankkisektorin menestykseen.

Tilastokeskuksen (2024) mukaan Suomessa oli 2 844 883 asuntokuntaa vuonna 2023. Asuntokunta sisältää kaikki samassa asuinhuoneistossa vakituisesti asuvat henkilöt. Asuntokunnan keskimääräinen pinta-ala samana vuonna oli 80,3m². Kun joulukuussa 2023 kaikkien myytyjen asuntojen keskimääräinen neliöhinta oli 2647€ (Etuovi.com), voidaan näiden lukujen perusteella arvioida vakituksessa asuinkäytössä olevien asuntojen yhteenlasketuksi asuinvarallisuudeksi hieman yli 600 miljardia euroa. Vertailun vuoksi Suomen työeläkejärjestelmän rahavirrat vuoden 2023 lopussa olivat 254,9 miljardia euroa (Eläketurvakeskus, 2024).

2.1 Asuntomarkkinoiden nykytila

Tässä työssä tarkasteltavien alueiden yhdistäviä tekijöitä ovat, että jokaisessa on vähintään yksi korkeakoulu sekä kaikki alueet ovat lähialueidensa taloudellisia keskittymiä. Maantieteellisesti Vaasa on kauempana sekä myös pohjoisempana muita alueita. Pääkaupunkiseutu, Tampere ja Turku sijaitsevat lähellä toisiaan, selvästi Vaasaa etelämpänä. Tamperetta lukuun ottamatta kaikki tarkasteltavat alueet sijaitsevat rannikolla. Tarkasteltavat alueet on valittu samankaltaisuuksien, mutta myös eroavaisuuksiensa vuoksi. Vuoden 2024 lopussa pääkaupunkiseudun asukasluku oli 1 267 000 (Helsingin Seudun Suunnat, 2025). Alueella on 3.3.2025 myynnissä 14 714 asuntoa (Oikotie.fi, n.d. -a). Tarkasteltavista alueista pääkaupunkiseudun asukasluku on selvästi suurin, kuin myös

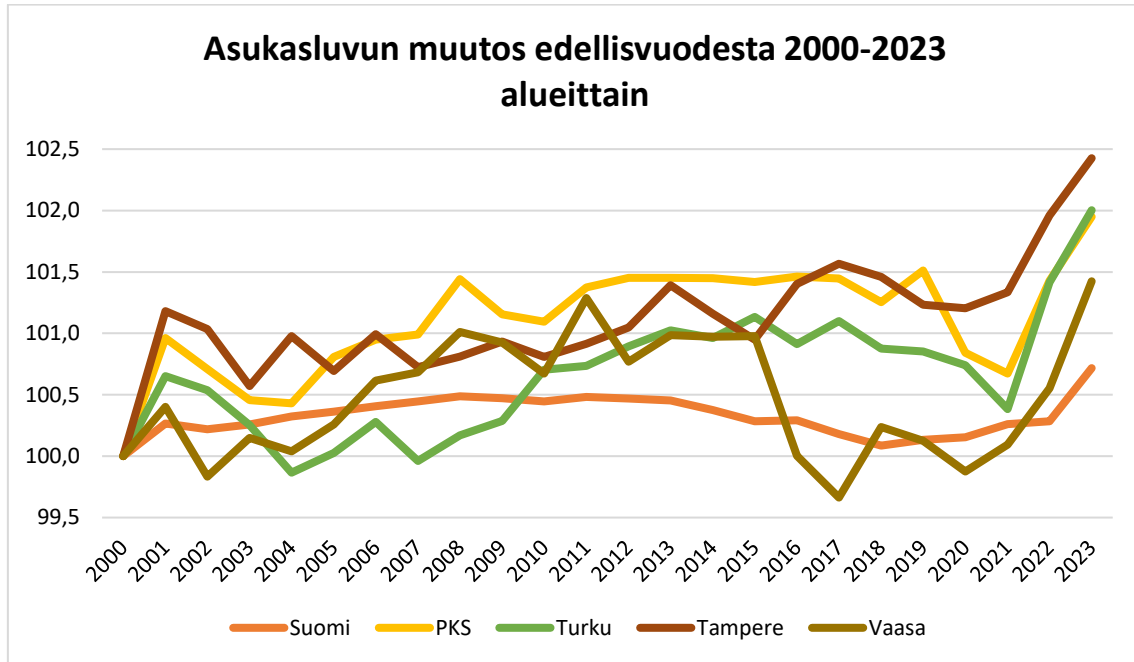
myynnissä olevien asuntojen lukumäärä. Yhtä myytävää asuntoa kohden pääkaupunkiseudulla on noin 86 asukasta. Suhdeluku on alueista toiseksi alhaisin, mikä viittaa korkeaan kysyntään ja vähäiseen tarjontaan.

Tampereen asukasluku vuoden 2023 lopussa oli 255 050, mikä tekee siitä Suomen kolmanneksi suurimman kaupungin (Tampere, n.d.). Kaupungin kerrotaan vetävän puoleensa paljon opiskelijoita, joiden lukumäärä on noin viidennes kaupungin asukasluvusta. Tampereella on 3.3.2025 myynnissä 3269 asuntoa (Oikotie, n.d. -b). Asukkaiden suhde myytäviin asuntoihin on 78 asukasta yhtä asuntoa kohden. Myynnissä on melko vähän asuntoja suhteessa asukaslukuun, eikä tilanne näytä parantuvan (Yle, 2024). Mikäli uusien asuntojen rakentaminen hidastuu ja kysyntä alkaa kasvaa, nostaa se nykyisten asuntojen hintoja.

Vuoden 2023 lopussa Turun asukasluku oli 201 863 (Kuntaliitto, n.d.). Turussa on myynnissä 2108 asuntoa 3.3.2025 (Oikotie.fi, n.d. -c). Tarkasteltavista alueista kaupunki on asukasluvultaan kolmanneksi suurin ja myynnissä olevia asuntoja on tarkasteltavista alueista kolmanneksi eniten. Kaupungin asukkaiden suhde myynnissä oleviin asuntoihin on noin 96 asukasta yhtä asuntoa kohden. Suhdeluvun perusteella kaupungissa on kysyntää myytävälle asunnoille, mikäli edes joka kymmenes kaupungin asukkaista on ostamassa asuntoa. Hieman yllättäen luku on noin 23 % suurempi, kuin Tampereen. Tämän perusteella Tampereella asuntojen kysyntä on paljon suurempaa, tai vaihtoehtoisesti asuntoja ei päädy myyntiin yhtä paljon, vaan ne voidaan myydä jo ennen julkiseen myyntiin asettamista.

Vuonna 2023 Vaasan asukasluku oli 68 956 (Vaasa, n.d. -a). Suurin ikäryhmä Vaasassa oli tuolloin 30-64 -vuotiaita, joiden osuus kaupungin väestöstä oli 41,8%. Yksi erityinen piirre Vaasan asukkaissa on opiskelijoiden suuri määrä suhteessa asukaslukuun, sillä jopa joka viides kaupungin asukkaista on opiskelija kuudesta eri korkeakoulusta (Vaasa, n.d. -b). 3.3.2025 myytäviä asuntoja Vaasassa on yhteensä 483 kappaletta (Oikotie.fi, n.d. -d).

Myytävien asuntojen ja asukasluvulla mitattuna Vaasa on tarkasteltavista alueista selvästi pienin. Yhtä myytävää asuntoa kohden Vaasassa on noin 143 asukasta, mikä on selkeästi eniten tarkasteltavista alueista. Suhdeluku viittaa siihen, että kysyntä on vähäistä. Tarjonnan ollessa suurta ja kysynnän vähäistä, on ostajilla enemmän vallinnanvaraa ja mahdollisesti myös parempi neuvotteluasema.



Kuvio 1. Asukasluvun muutos alueittain 2000-2023.

Kuviossa 1 on kuvattu alueiden sekä koko maan asukaslukujen muutoksia vuosina 2000-2023. Tilastokeskuksen (Tilastokeskus, n.d. -a) sivuilta on noudettu alueiden asukasluvut 2000–2023 ja vuoden 2000 asukasluvut on indeksoitu arvoon 100, jolloin asukaslukujen kehittyminen on helpommin luettavissa kuviosta. Tampereen asukasluku on kasvanut alueista eniten, 2,4%. Toisena tulee Turku 2%:n kasvulla, kolmantena pääkaupunkiseutu 1,9%:n kasvulla ja viimeisenä Vaasa 1,4%:n kasvulla. Turussa asukasluku on alittanut vuoden 2000 asukasluvun vuonna 2004 ja Vaasassa vuosina 2002, 2017 ja 2020. Muilla alueilla vastaavaa ei ole havaittavissa. Keskimäärin asukasluku on kasvanut jokaisella alueella, ollen suurinta Tampereella 0,1%:n keskimääräisellä vuosikasvulla. Kuviossa 1 mie-

lenkiintoista on pääkaupunkiseudun ja Turun asukasluvun lasku 2020-2021, kun vuodesta 2020 alkaen Tampereen ja Vaasan asukasluvut ovat selvästi kasvaneet vuoteen 2023 saakka. Pääkaupunkiseudulla ja Turussa asukasluvut kääntyivät kasvuun vuoden Tamperetta ja Vaasaa myöhemmin.

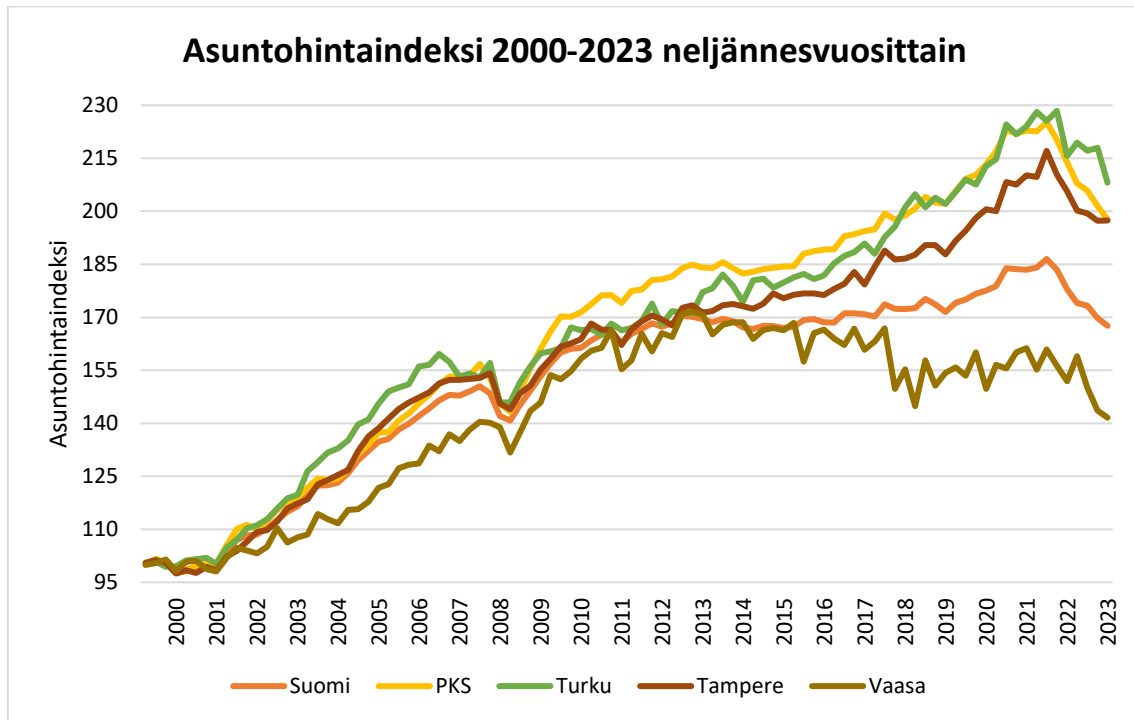
Taulukko 1. Toteutuneet asuntokaupat alueittain, 2000–2023.

| Toteutuneet asuntokaupat alueittain, 2019–2023 | | | | | |
|---|----------------|---------------|---------------|---------------|-------------|
| Vuosi | Suomi | PKS | Tampere | Turku | Vaasa |
| 2019 | 71 056 | 17 257 | 4205 | 3371 | 1064 |
| 2020 | 73 790 | 19 227 | 4774 | 2978 | 1099 |
| 2021 | 81 337 | 21 591 | 5337 | 3545 | 1301 |
| 2022 | 76 815 | 18 986 | 4864 | 3208 | 1240 |
| 2023 | 63 057 | 13 756 | 3316 | 2420 | 951 |
| Yhteensä | 366 055 | 90 817 | 22 496 | 15 522 | 5655 |

Taulukossa 1 on esitetty alueiden toteutuneet asuntokaupat vuosina 2019–2023 (Asuntojenhinnat.fi, n.d. -a – n.d. -h). Pääkaupunkiseudulla on myyty selkeästi eniten asuntoja, mikä on odotettavissa, huomioiden alueen asukasluvun sekä myynnissä olevien asuntojen lukumäärän. Toteutuneiden asuntokauppojen määrät ovat yhdenmukaisia alueiden asukaslukujen ja myynnissä olevien asuntojen kanssa, sillä Tampereella asuntoja on myyty toiseksi eniten, Turussa kolmanneksi eniten ja Vaasassa vähiten. Pääkaupunkiseudulla myytiin vuosina 2019–2023 yhteensä 24,8% kaikista Suomessa myydyistä asunnoista. Ero toisena olevan Tampereen 6,1%:iin on huomattava. Vaasassa myytiin selvästi vähiten asuntoja, noin 16 kertaa vähemmän kuin pääkaupunkiseudulla.

Asuntokauppojen määrästä on vaikeaa määritellä trendiä, sillä tilastoja on saatavilla vasta vuodesta 2019 alkaen. Turku lukuun ottamatta kaikilla alueilla asuntokaupat kasvoivat vuosina 2019–2021. Turussa myytiin vuonna 2020 vähemmän asuntoja vuoteen 2019 verrattuna, mutta vuonna 2021 asuntoja myytiin enemmän, kuin vuonna 2019. Vuoden 2021 jälkeen asuntokauppojen lukumäärät ovat laskeneet merkittävästi kaikilla

alueilla ja vuonna 2023 myytiin vähemmän asuntoja, kuin vuonna 2019. Alueiden asuntokauppojen lukumäärien kehitys seuraa koko maan kehitystä, eikä merkittäviä poikkeamia ole havaittavissa kyseisellä aikavälillä.



Kuvio 2. Asuntohintaintojen kehitys 2000-2023.

Käyttämällä Tilastokeskuksen (Tilastokeskus, n.d. -b) julkaisemaa alueiden asuntohintaindeksejä, tarkasteltavien kaupunkien ja koko Suomen asuntohintojen kehitystä on havainnollistettu kuviossa 2. Kuvioista havaitaan alueiden indeksien kehityksen noudattavan samaa trendiä vuoteen 2013 saakka, jolloin Suomen ja Vaasan indeksien kehitykset alkavat erkanemaan muista. Eniten indeksi on kasvanut tarkasteltavana ajanjaksona Turussa, jossa kasvu on ollut yhteensä 107,7%, vuoden 2000 ensimmäisen vuosineljänneksen indeksiluvun ollessa 100,2 ja vuoden 2023 viimeisen neljänneksen arvon ollessa 208,1. Korkeimmillaan Turun indeksipisteluku on ollut vuonna 2022, jolloin se saa arvon 228,4. Vuosina 2001–2006 Turun indeksi on ollut kaikkia tarkasteltavia alueita suurempi.

Vuoden 2007 ja 2022 suurempia pudotuksia lukuun ottamatta asuntohinnat ovat nousseet Turussa melko tasaiseen tahtiin tarkasteltavalla aikavälillä. Vuosittain indeksi on kasvanut keskimäärin 3,2%.

Toiseksi eniten asuntohinnat ovat kasvaneet pääkaupunkiseudulla, missä kasvua on tapahtunut 97,5%. Siellä vuoden 2000 ensimmäisen neljänneksen indeksi saa arvon 100,1 ja viimeinen havainto vuoden 2023 viimeiseltä neljännekseltä 197,7. Korkeimmillaan indeksi saa arvon 225,2 vuonna 2022, ollen siten hieman Turun arvoa pienempi. Trendi on hyvin samankaltainen kuin Turun, mutta vuosina 2009–2017 pääkaupunkiseudun indeksi on selvästi Turun indeksiä suurempi. Huipun jälkeen pääkaupunkiseudun pudotus on selkeämpi kuin Turun, eikä kasvua ole havaittavissa tarkastelujakson loppuun. Keskimäärin indeksi on kasvanut vuosittain 3% pääkaupunkiseudulla, mikä on 0,2 prosenttiyksikköä alhaisempi verrattuna Turun asuntohinta-indeksin vuosittaiseen kasvuun.

Kolmanneksi eniten hinnat ovat kasvaneet Tampereella. Vuoden 2023 viimeisen vuosineljänneksen pisteluku 197,4 on vain vaivoin pääkaupunkiseudun indeksiä pienempi. Vuoden 2000 ensimmäisen vuosineljänneksen indeksiluku Tampereella on 100,6. Indeksien trendi on samankaltainen pääkaupunkiseudun ja Turun indeksien kanssa, mutta vuodesta 2008 eteenpäin Tampereen hinnat ovat olleet pääkaupunkiseudun ja Turun hintoja pienemmät. Suurimman arvon, 217,1, indeksi saa vuonna 2022. Indeksi on pääkaupunkiseutua pienempi lähestulkoon koko tarkasteltavan ajanjakson ajan, mutta keskimääräinen vuosikasvu on ollut pääkaupunkiseudun tavoin 3%. Vuoden 2022 pudotuksesta Tampere näyttää selvinneen hieman pääkaupunkiseutua paremmin, sillä vuoden 2023 lopussa on havaittavissa pientä kasvua.

Tarkasteltavista alueista Vaasan hinnat ovat kasvaneet selvästi vähiten, kasvun ollessa vain 41,7% tarkasteltavalla aikavälillä. 2023 lopussa indeksin arvo on 141,6, joka on selvästi muita alueita pienempi. Vuoden 2000 ensimmäisellä neljänneksellä indeksi saa arvon 99,9. Vaasan indeksi on koko ajanjakson muita pienempi, poikkeuksena vuoden 2012

viimeinen neljännes, jolloin sen koko tarkasteltavan aikavälin korkein arvo, 171,6, on Turun indeksiä suurempi. Tämä on selkein eroavaisuus muihin alueihin verrattuna, sillä niiden indeksien suurimmat arvot ovat vuonna 2022. Vuoden 2012 huipusta vuoteen 2023 Vaasan asuntohintojen trendi on laskeva, pientä kasvua jonain vuosineljänneksinä on kuitenkin havaittavissa. Vuoteen 2012 saakka trendi seuraa muita alueita. Keskimääräinen vuosittainen kasvu on vain 1,5%, joka on selkeästi pienin kaikista alueista.

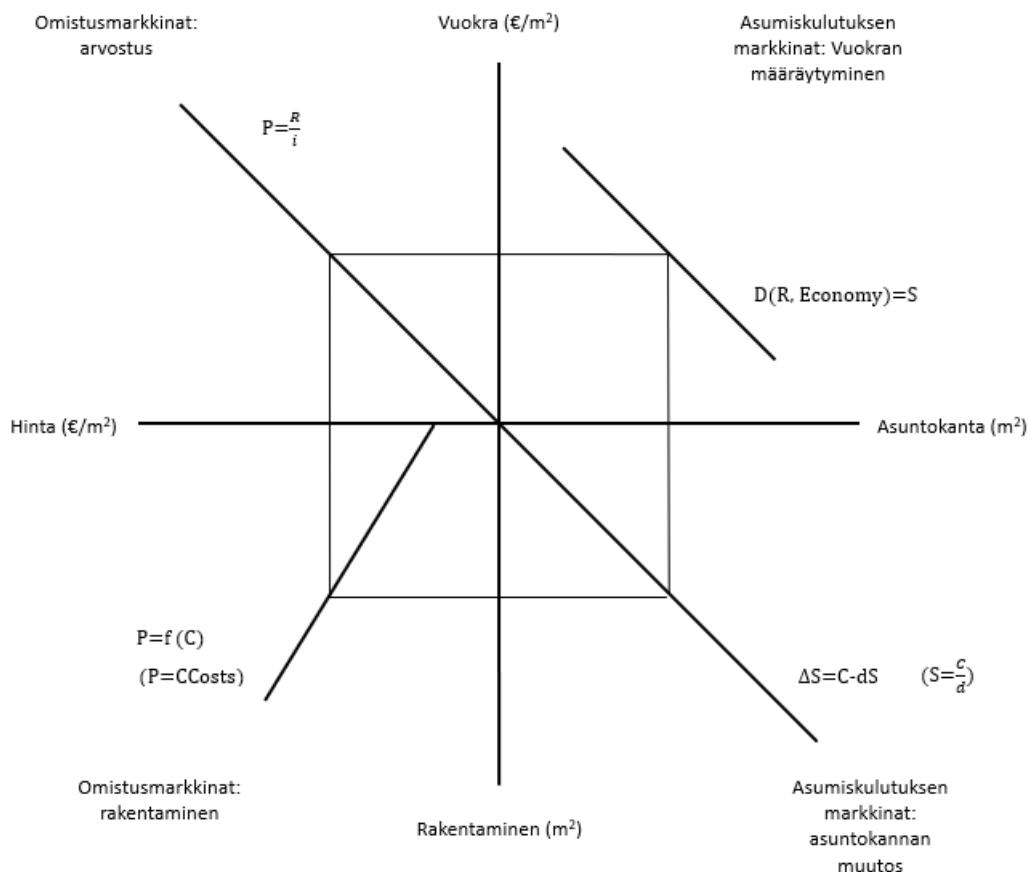
Kun tarkastellaan koko Suomen asuntohintaindeksin kehitystä, voidaan havaita trendin omaista kasvua vuoteen 2013 saakka, minkä jälkeen kasvu hidastuu selvästi. Indeksien kehitys on hyvin samankaltaista tarkasteltavien alueiden kanssa aina vuoteen 2013 saakka. Selkeänä kaikissa indeksissä näkyy finanssikriisin aiheuttama kuoppa, muutoin isompia pudotuksia ei ole ennen vuotta 2022. Suomen asuntohintaindeksi on kasvanut 67,6% tarkasteltavana ajanjaksona. Vuoden 2000 ensimmäinen vuosineljännes saa arvon 100 ja vuoden 2023 viimeinen neljännes arvon 167,6. Keskimäärin asuntohinnat on nousseet vuosittain 2,3%, kun tarkastellaan koko Suomea. Suurin arvo 186,5 on vuonna 2022, pääkaupunkiseudun, Turun ja Tampereen tavoin. Pääkaupunkiseudun asuntohintojen vaikutus koko maan hintoihin on kiistaton, ottaen huomioon alueen suuren asukasluvun ja siten asuntojen lukumäärän.

2.2 Neljän kvadrantin malli

DiPasquale ja Wheaton (1992, s. 186) toteavat kiinteistöjen olevan kestäviä investointihyödykkeitä, joiden hinnat määräytyvät omistusmarkkinoilla tai asumiskulutuksen markkinoilla. He kertovat Yhdysvaltojen asuntojen hintojen riippuvan siitä, miten moni kotitalous haluaa omistaa asunnon ja miten monta asuntoa on saatavilla omistusta varten. Siten kysynnän kasvu nostaa asuntojen hintoja ja tarjonnan kasvu laskee hintoja. Vaikka kyseisessä tutkimuksessa on käsitelty Yhdysvaltojen asuntomarkkinoita, pätee se myös muissa maissa, kuten Suomessa.

Kiinteistöjen tarjonta riippuu olemassa olevien kiinteistöjen hinnasta suhteessa uusien kiinteistöjen rakentamisen hintaan (DiPasquale ja Wheaton, 1992, s. 186). Heidän mukaansa pitkällä aikavälillä kiinteistöjen markkinahintojen tulisi olla tasapainossa niiden uudelleenrakentamishintojen kanssa, kun taas lyhyellä aikavälillä ne voivat erota toisistaan huomattavasti rakennusprosesseihin luontaisesti kuuluvien viiveiden ja viivästysten vuoksi. Esimerkkinä kerrotaan kiinteistön omistamisen kysynnän kasvu. Tarjonta on jäykkää, mikä johtaa hintojen kasvuun. Tällöin hinnat nousevat uuden kiinteistön rakennuskustannuksia korkeammaksi, jolloin uuden rakentaminen on kannattavampaa. Rakennuksen valmistuttua kysyntä tasaantuu ja hinnat alkavat laskemaan entiselle tasolle. Kotitalouksien kysynnän puolestaan kerrotaan riippuvan tuloista ja tilankäytön, eli asunnon, omistamisen kustannuksista suhteessa muiden hyödykkeiden kuluttamiseen. Nämä omistamisen kustannukset ovat asunnon vuokralaisilla vuokra ja asunnon omistajilla asunnon vuotuiset kustannukset. Vuokran kerrotaan muodostuvan asumiskulutuksen markkinoilla.

Oikarisen (2007, s. 15) mukaan asuntohintoihin vaikuttaa niin makrotaloudelliset, kuin myös alueelliset tekijät. Hänen mukaansa alueellisilla tekijöillä on tärkeä rooli asuntohintojen muodostumiseen ja yksi valtio voi sisältää monta erillistä asuntomarkkinaa, minkä vuoksi on tärkeää tutkia asuntohintojen muodostumista myös paikallisella tasolla, eikä pelkästään valtiotasolla. Asunnon hinnan hän toteaa muodostuvan rakennuksen ja maa-alueen, jolla rakennus on, yhteishinnasta. Maa-alue edustaa asunnon markkina-arvoa. Lyhyellä aikavälillä asuntohinnat ovat tyypillisesti joustamattomia ja asuntojen tarjonta vastaa hitaasti lisääntyneeseen kysyntään, sillä rakentamisen aloittaminen vie paljon aikaa, Oikarinen toteaa. DiPasquale ja Wheaton (1992, s. 188) kuvaavat kiinteistöjen hintojen muodostumista pitkällä aikavälillä neljän kvadrantin mallilla, joka on esitetty kuviossa 3.



Kuvio 3. Neljän kvadrantin malli (DiPasquale & Wheaton, 1992, s. 188).

Kuviossa 3 oikeanpuoleiset neljänneksessä kuvaavat asumiskulutuksen markkinoita ja vasemmanpuoleiset omistusmarkkinoita (Oikarinen, 2007, s. 16). Oikeanpuoleinen yläneljännes kuvaa vuokrien määräytymistä. Pystysuora akseli kuvaa vuokria ja vaakasuora akseli asuntokantaa. Tasapainossa kysyntä D ja tarjonta S ovat yhtä suuret. Koska asuntokanta on ennalta määrätty, täytyy vuokra R asettaa sille tasolle, jotta kysyntä vastaa tarjolla olevaa asuntokantaa.

Vasemmanpuoleisessa yläneljänneksessä pystysuora akseli kuvaa vuokraa per neliometri R ja vaakasuora akseli asuntokannan hintaa per neliometri (DiPasquale ja Wheaton, 1992, s. 188; Oikarinen, 2007, s. 16). Origosta lähtevä suora kuvaa vuokrien suhdetta hintaan, joka on sijoittajien vaatima tuotto. Pääomakorkokanta i ja nettovuokrataso määrittävät asuntojen vuokratason per neliometri. Mitä korkeampi pääomakorkokanta, sitä matalampi on hintataso P . Pääomakorkokantaan i vaikuttaa neljä tekijää: korkotaso,

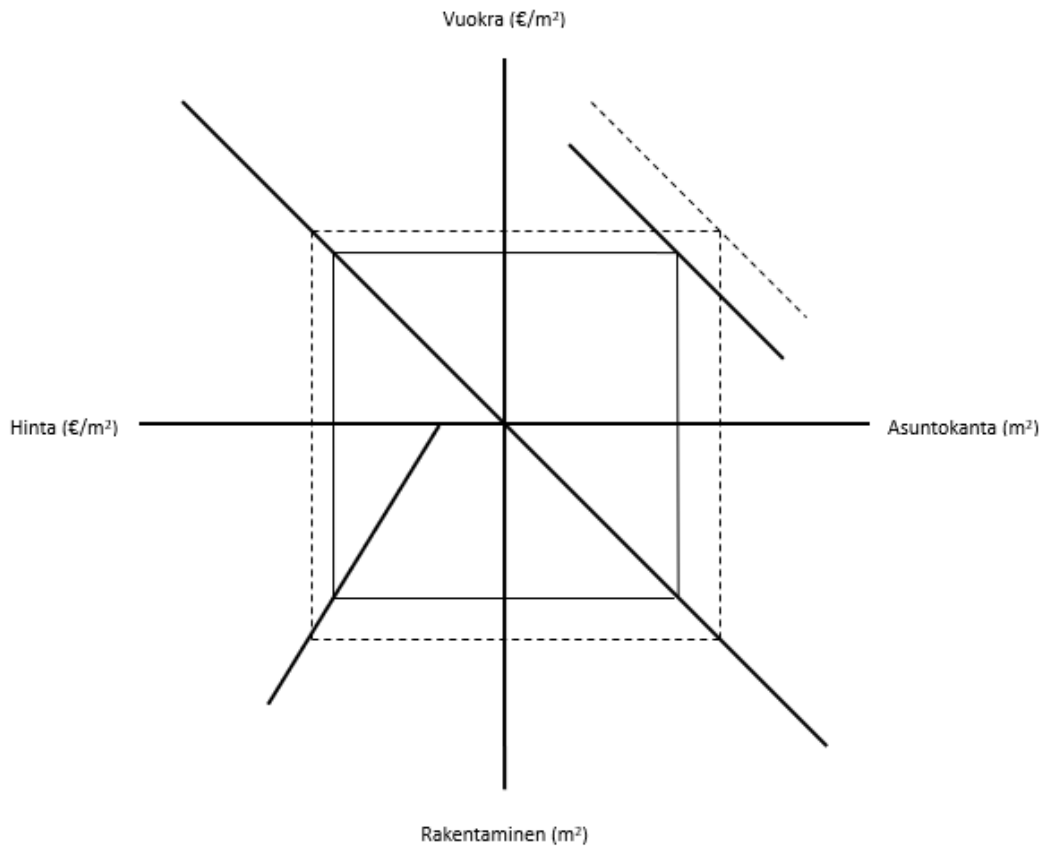
vuokrien odotettu kasvu, vuokratuloihin liittyvä riski sekä asuntojen ja asuntolainojen korkojen maksuun liittyvät verokohtelut (Oikarinen, s. 16). Mallissa i oletetaan eksogeeniseksi muuttujaksi, mutta todellisuudessa asuntomarkkinoiden syklit voivat vaikuttaa pääomakorkokantaan.

Vasemmassa alaneljänneksessä kuvataan rakentamisen määrittelemistä omistusmarkkinoilla, jossa suora $f(C)$ kuvaa kustannuksia korvata jo olemassa olevat kiinteistöt uusilla (Oikarinen, 2007, s. 18). Näiden vaihtoehtoiskustannusten oletetaan kasvavan, kun rakentamien C lisääntyy. Pitkän aikavälin tasapainossa hintatason tulee vastata vaihtoehtoiskustannusta. Mikäli työvoiman tarjonta rakennusteollisuudessa on joustamatonta, suora $f(C)$ on tällöin vaakasuorempi. Tällöin asuntohintojen reagointi muutoksiin on sitä isompi, mitä joustamattomampaa erityisesti osaavan työvoiman tarjonta on. Lopuksi, oikea alaneljännes kuvaa pitkän aikavälin rakennuskannan tasapainoa (Oikarinen, s. 18). Rakennuskanta on pitkän aikavälin tasapainossa, kun rakentamisen taso vastaa asuntojen arvon alenemista d .

Oikarinen (2007, s. 18) toteaa kaikkien neljänneksien vaikuttavan toisiinsa. Vuokrahinnat ovat olennainen osa omaisuuden hinnan määrittelyä, joka puolestaan vaikuttaa rakennusaktiivisuuteen, rakentamisen taso vaikuttaa asuntojen tarjontaan ja vuokrahinnat riippuvat rakennuskannasta. Jotta asuntomarkkinat ovat tasapainossa, tulee jokaisen neljänneksen saavuttaa tasapaino. Näitä tasapainoja on kuvattu kuviossa 3.

Mikäli jossain neljänneksessä tapahtuu muutoksia tasapainossa, voi se aiheuttaa muutoksen pitkän aikavälin tasapainossa asuntohinnoissa (Oikarinen, 2007, s. 18). Esimerkiksi kotitalouksien tulojen kasvu tai kotitalouksien määrän kasvu voivat liikuttaa suoraa D ylöspäin. Yleisestä korkotasosta tai yleisistä kasvuodotuksista johtuvat muutokset i :ssä johtavat muutoksiin hinnoissa. Näitä muutoksia on kuvattu kuviossa 4, jossa katkoviivalla muodostettu laatikko kuvaa muutosten jälkeisiä uusia tasapainoja. Mustaviivainen laatikko kuvaa alkuperäistä tasapainoa. Muutosten suuruudet vuokrissa, hinnoissa, raken-

tamisessa ja rakennuskannassa riippuvat kaikkien neljänneksien suorien kulmakertoimista. On huomattava, että lyhyellä aikavälillä asuntokanta ei kykene sopeutumaan uuteen tilanteeseen, joten asuntohinnat ja vuokrat nousevat enemmän, kuin pitkällä aikavälillä.



Kuvio 4. Neljän kvadrantin malli, uusi tasapaino (Oikarinen, 2007, s. 17).

3 Aikaisempia tutkimustuloksia

Makrotaloudellisten muuttujien vaikutusta asuntohintoihin on tutkittu paljon. Paljon aikaisempaa tutkimusaineistoa löytyy korkojen vaikutuksesta asuntohintoihin ja yleinen käsitys on, että koroilla ja asuntohinnoilla on negatiivinen suhde, eli toisen kasvaessa toinen laskee ja päinvastoin. Tulojen kasvun voisi ajatella lisäävän myös asuntojen kysyntää ja siten nostavan niiden hintoja, mutta täysin yksiselitteisiä tuloksia ei näiden muuttujien välillä ole havaittu. Aikaisempi tutkimuskirjallisuus ei ole keskenään täysin yksiselitteistä ja tuloksien välillä on havaittavissa suuriakin eroavaisuuksia.

3.1 Korkotasoo

McQuinn ja O'Reilly (2008) toteavat tutkimuksessaan korkojen olevan merkittävin tekijä asuntohintojen muutoksiin. He lisäävät, että taloudellisiin malleihin on ollut vaikea sisällyttää korkojen liikkeiden vaikutuksia. Tutkimuksessaan he esittävät, että asuntokysynnän käyrää voidaan edustaa keskimääräisellä lainamäärällä, joka määrittyy keskimääräisellä käytettävissä olevalla tulotasolla ja koroilla. Shi ja muut (2014) tutkivat keskuspankkipolitiikan ja asuntolainojen korkojen vaikutusta asuntojen reaalihintoihin Uudessa-Seelannissa vuosina 1999–2009. He havaitsivat, että Uuden-Seelannin keskuspankin ohjauksen nosto ei painanut asuntojen reaalihintoja alas tarkastellulla ajanjaksolla. Heidän mukaansa kiinteillä asuntolainojen koroilla on suurempi vaikutus asuntojen hintoihin, kuin vaihtuvakorkoisilla lainakoroilla.

Tutkiessaan tulojen, talouden avoimuuden ja korkojen vaikutusta Kiinan asuntohintoihin, Zhu ja muut (2018) havaitsivat koroilla olevan positiivinen ja merkittävä vaikutus asuntohintoihin alimmissa kvantiileissa, mutta negatiivinen ja ei merkittävä vaikutus ylemmissä kvantiileissa. Myös Jud ja Winkler (2002) toteavat korkojen nousun vaikuttaneen vahvasti myös asuntohintojen nousuun, tutkiessaan eri puolilla Yhdysvaltoja olevien 130 metropolialueen reaalisten asuntohintojen hintadynamiikkaa. Oikarinen (2009) toteaa

odotetun korkotason vaikuttavan kotitalouksien lainanottoon. Hänen mukaansa asuntohintojen ja kotitalouksien lainanotolla on merkittävä positiivinen kaksisuuntainen vuorovaikutus.

Bahmani-Oskooee ja Ghodsi (2016) tutkivat talouden fundamentaalinen vaikutusta asuntohintoihin Yhdysvalloissa ja havaitsivat koroilla olevan merkittävä vaikutus asuntohintoihin lyhyellä aikavälillä lähes jokaisessa osavaltiossa. He toteavat koroilla olleen asymmetrinen vaikutus asuntohintoihin niin lyhyellä, kuin myös pitkällä aikavälillä. Heidän havaintonsa siitä, että asuntohinnat ovat yhteisintegroituneet tulojen ja korkojen kanssa, osoittavat Yhdysvaltojen keskuspankin elvyttävän rahapolitiikan laskevan koroja, mikä lisää asuntojen kysyntää ja auttaa talouden elpymisessä. Azam Khan ja muut (2023) havaitsivat korkojen nousulla olleen merkittävä vaikutus asuntohintojen kasvuun Pakistanissa ja sen suurkaupungissa, Lahoressa, vuosina 2013–2020.

Adams ja Füss (2010) toteavat yllättävien makrotaloudellisten shokkien, kuten rahavarannon tai korkojen muutosten usein vaikuttavan asuntohintoihin viiveellä, joka puolestaan riippuu siitä, miten nopeasti vaikutukset näkyvät taloudessa. Jos esimerkiksi korkotason muutos näkyy nopeasti asuntolainojen koroissa, tällöin rahavarannon kasvu heijastuu asuntomarkkinoihin nopeammin, kuin jos suurin osa asuntolainoista olisi kiinteäkorkoisia ja asuntolainamarkkinat toimisivat tehokkaasti. Saatavilla oleva luoton määrä vaikuttaa myös korkojen muutosten vaikutuksien voimakkuuteen. Mitä enemmän luottoa on tarjolla, siitä suurempi vaikutus koroilla on. Adams ja Füss (2010) havaitsivat korkojen nousun pitkällä aikavälillä laskevan asuntohintoja 0,3%. Tämä heidän mukaansa siksi, että muut kiinteätuottoiset sijoituskohteet muuttuvat kiinnostavammiksi vähentäen asuntojen kysyntää ja siten laskemalla asuntojen hintoja. Tutkimuksessaan he tutkivat 15 valtiota 30 vuoden ajanjaksolla.

Égert ja Mihaljek (2007) havaitsivat reaalkorkojen ja asuntohintojen välillä negatiivista riippuvuutta tutkiessaan asuntohintoja Itä- ja Keski-Euroopassa. Asuntohintojen reaalkorkoherkkyydet olivat korkeampia siirtymätalousmaissa, jopa -0,05, kun OECD maissa

vastaava luku oli -0,02. Samansuuruisen reaalkoron laskun todettiin nostavan asuntohintoja mahdollisesti jopa 2,5 kertaisesti Itä- ja Keski-Euroopan maissa verrattuna OECD maihin.

3.2 Palkat

Gallin (2006) ei havainnut asuntohintojen ja palkkojen välillä merkittävää yhteisintegraatiota. Tutkimuksessaan hän käytti 95 Yhdysvaltojen metropolialueen paneeliaineistoa 23 vuoden ajalta. Hänen mukaansa yleisesti asuntohintoihin liittyvässä kirjallisuudessa esitetty ajatus siitä, että asuntohinnat ja palkat ovat yhteydessä toisiinsa pitkällä aikavälillä, saattaa olla sopimatonta. Vaikka hän ei havainnut muuttujien välistä yhteisintegraatiota, ei hänen tuloksensa tarkoita sitä, etteivätkö fundamentit, esimerkiksi palkat, voisi vaikuttaa asuntohintoihin. Hänen mukaansa tulokset kertovat sen, että asuntohintojen tasolla ei vaikuta olevan pitkän aikavälin vakaata suhdetta talouden fundamenttien, kuten palkkojen, kanssa. Chen ja muut (2007) havaitsivat samankaltaisia tuloksia kuin Gallin (2006). Chen ja muut (2007) tutkivat asuntohintojen ja palkkojen välistä suhdetta käyttämällä Taiwanin aineistoa. He kuitenkin toteavat tulojen nousun tukevan asuntohintojen pitkän aikavälin trendiä.

Marinković ja muut (2024) tutkivat 24:n Serbian kaupunkialueen asuntohintoja ja niihin vaikuttavia tekijöitä. He havaitsivat keskipalkkojen erojen kaupunkialueiden välillä olevan merkittävä asuntohintoja selittävä tekijä. Myös kaupungin keskipalkan kasvun havaittiin lisäävän asuntokysyntää ja siten myös nostavan asuntohintoja. He havaitsivat palkkojen piristävän asuntomarkkinoita, eli palkoilla havaittiin olevan positiivinen vaikutus asuntohintoihin. Kuluttajien todetaan myös lykkäävän asunnon ostoa, kun nettotulot ovat alhaiset tai tulot eivät ole vakaat. Palkkojen todettiin olevan yksi tekijä, jonka kautta kuluttajahintojen nousu vaikuttaa asuntohintoihin. Kun hinnat nousevat ja käytettävissä olevat tulot laskevat, myös asuntojen kysyntä ja siten myös hinnat laskevat.

Kalabiska ja Hlavacek (2022) havaitsivat lähinnä kysyntätekijöiden, palkkojen ja työttömyyden, vaikuttavan Tšekin asuntohintoihin. Heidän tuloksensa viittaavat, että palkoilla ei ollut yhtä merkittävää vaikutusta asuntohintoihin Prahan ja Keski-Böömin alueilla verrattuna muihin tarkasteltaviin alueisiin. Tämän he arvelevat johtuvan näiden alueiden korkeammasta ulkomaisten sijoittajien kysynnästä, joiden ostovoima ei määriky kyseisten alueiden palkkojen perusteella. Palkat ja ikärakenne olivat merkittävimpiä selittäviä tekijöitä matalan tulotason alueilla, kuin Prahassa.

Algieri (2013) havaitsi palkkojen vaikuttavan positiivisesti asuntohintoihin Yhdysvalloissa sekä viidessä Euroopan maassa aikavälillä 1970–2010. Palkat olivat yksi tärkeimmistä hintoihin vaikuttavista muuttujista pitkällä aikavälillä. Mikäli asuntohinnat ovat herkkiä palkkojen muutoksille, johtuu tämä hänen mukaansa korkeasta lainan ja vakuusarvojen suhdelvasta. Mikäli tulojen jousto oli suurempi kuin yksi, se saattaa heijastella luoton-saannin sääntelyn helpottumista ja siten kotitalouksien suurempaa velkaantuneisuutta.

3.3 Bruttokansantuote

Chi-Wei ja muut (2018) tutkivat asuntohintojen ja BKT:n välistä suhdetta 28 Kiinan alueilla vuosina 1998-2015. He eivät havainneet BKT:llä olevan vaikutusta asuntohintoihin itäisillä alueilla johtuen suurista spekulatiivisista asuntohintakuplista sekä asuntohintojen poikkeavuudesta talouden fundamenteista. Keskisillä ja läntisillä alueilla BKT:llä havaittiin olevan merkittävä vaikutus asuntohintoihin. Näillä alueilla asuntohintakuplan todettiin olevan melko pieni ja asuntotoimialan olevan paljon riippuvaisempi talouden kehityksestä.

Melecky ja Paksi (2024) havaitsivat kysyntäpuolen tekijöillä olevan pääasiassa positiivinen vaikutus asuntohintoihin Euroopan maissa aikavälillä 2000–2020. Yksi asuntohintoihin positiivisesti vaikuttava tekijä oli BKT:n kasvu, joka oli tilastollisesti merkitsevä jokaisella merkitsevyytasolla. BKT:n voimakas positiivinen vaikutus asuntohintoihin vahvisti

heidän mukaansa sitä, että kotitalouksien odotukset talouden yleisestä tilasta heijastuvat voimakkaasti asuntojen kysyntään.

Alpha Kabine (2023) havaitsi pitkällä aikavälillä BKT:n ja asuntohintojen välillä negatiivista suhdetta Malesiassa aikavälillä 1991–2016. Lyhyellä aikavälillä sen sijaan BKT:llä oli positiivinen, mutta tilastollisesti merkityksetön, vaikutus hintoihin. Tutkimuksessa todettiin BKT:n olevan työkalu, jonka avulla maan hallinto voi vaikuttaa asuntohintoihin. Mikäli tarkoituksena on nostaa BKT:tä ja laskea asuntohintoja, maan tulisi laskea ulkomaisten sijoittajien kustannuksia tulla kyseisen maan asuntosijoittamismarkkinoille, mikä lisäisi rakentamista ja siten työvoiman tarvetta ja lisääntyneiden asuntojen myötä laskisi asuntohintoja tarjonnan lisääntyttyä.

Lekhuleni ja Ndlovu (2023) havaitsivat BKT:n vaikuttavan asuntohintoihin positiivisesti lyhyellä aikavälillä, nostaten hintoja 0,53%, kun BKT nousi 1%. Pitkällä aikavälillä BKT:llä oli käytetyistä muuttujista suurin vaikutus hintoihin, mutta vaikutus oli päinvastainen verrattuna lyhyeen aikaväliin. Yhden prosentin nousu BKT:ssä merkitsi 3,28% laskua asuntohintoihin. Tulosta kuvailtiin odotetuksi, sillä vahvan talouskasvun odotetaan usein kasvattavan asuntojen kysyntää ja siten nostavan hintoja nopeasti. Kun hinnat alun jyrkän nousun jälkeen tasoittuvat, näkyy se pitkällä aikavälillä negatiivisena vaikutuksena.

Al-Masum ja Lee (2019) toteavat BKT:n liittyvän merkittävästi asuntoihin, millä saattaa olla rajoitteita aineiston suhteen tutkittaessa BKT:n vaikutusta asuntohintoihin. He havaitsivat BKT:n olevan yksi tärkeimmistä muuttujista, jotka vaikuttivat asuntohintoihin Sydneyn alueella. Pitkällä aikavälillä BKT:llä oli tilastollisesti merkitsevä negatiivinen vaikutus hintoihin. Toiseksi haasteeksi mainittiin asuntohintojen tilastojen luotettavuus. He nostivat esille Sydneyn asuntohintojen, kuten kansainvälisesti monen muunkin alueen asuntohintojen, tilastoinnin sekä tilastoinnin luotettavuuden. Asuntohintojen tilastointia verrattiin esimerkiksi osakkeisiin ja tai korkoihin, joista saatavan tiedon todettiin olevat huomattavasti luotettavampaa, vaikka asunnot ovat huomattava osa kuluttajien varallisuutta.

3.4 Rakennuskustannukset

Guan ja Cheung (2023) tutkivat rakennuskustannusindeksin ja asuntohintojen välistä yhteyttä Aucklandissa vuosina 1995–2021. He havaitsivat kyseisten muuttujien välillä merkittävää positiivista yhteyttä lyhyellä ja pitkällä aikavälillä. Tulosten perusteella Aucklandissa vallitsi kyseisellä tarkastelujaksolla täyskatteinen hinnoittelu, eli asuntojen hinnat määräytyivät ainoastaan rakennuskustannusten perusteella eikä kysyntätekijöillä ollut vaikutusta. Erityisesti asuntomarkkinoiden voidessa hyvin, kyseistä hinnoittelua on heidän mukaansa havaittavissa. He toteavat rakennusyritysten hinnoittelevan asunnot kyseisessä taloustilanteessa siten, että asunnon hinta koostuu suorista ja epäsuorista kuluista sekä yrityksen itse määrittelemästä katteesta, joka usein kuvastaa vallitsevassa taloustilanteessa haluttavaa tuotto prosenttia. Kun asuntomarkkinat voivat hyvin, yrityksillä on taipumus nostaa katteitaan, sillä korkeat asuntohinnat tukevat rakennushankkeiden korkeampia myyntihintoja.

Borowiecki (2009) tutki Sveitsin asuntohintoihin vaikuttavia tekijöitä ja havaitsi rakennuskustannusten olevan toiseksi tärkein asuntohintoihin vaikuttava tekijä väestön lukumäärän jälkeen. Rakennuskustannusten nousu näkyi lähes samansuuruisena asuntohinnoissa, joka hänen mukaansa saattaa olla merkki Sveitsin rakennusurakoitsijoiden erittäin vahvasta hinnoitteluvoimasta. Mahdolliseksi syyksi mainittiin alhainen kilpailu sekä ulkomaisten urakoitsijoiden tiukka sääntely. Yhden prosentin lasku rakennuskustannuksissa näkyi 3,5 prosentin nousuna rakennustoiminnassa. Tutkiessaan Turkin asuntohintoihin vaikuttavia tekijöitä, Alkan (2022) havaitsi samankaltaisia tuloksia, jossa prosentin nousun rakennuskustannuksissa havaittiin nostavan asuntohintoja 0,34%.

Adams ja Füss (2010) havaitsivat rakennuskustannusten nousun vaikuttavan negatiivisesti uusien asuntojen rakentamiseen ja sitä kautta vähentävän tarjontaa. Vähentynyt tarjonta puolestaan nostaa vuokria, mikä edelleen siirtyy asuntohintoihin nostamalla

niitä. Rakennuskustannuksilla oli 0,6% positiivinen vaikutus asuntohintoihin pitkällä aikavälillä, kun tarkasteltavana oli 15 eri valtiota 30 vuoden ajanjaksolla.

3.5 Osakemarkkinat

Bissoondeal (2021) havaitsi osakkeiden hintojen ja asuntohintojen välillä negatiivista vuorovaikutusta pitkällä aikavälillä tutkiessaan näiden kahden yhteyttä Yhdistyneissä kuningaskunnissa. Negatiivinen suhde viittaa hänen mukaansa siihen, että osakkeiden tuottojen ollessa alhaiset sijoittajat siirtävät varojaan asuntoihin ja päinvastoin. Lyhyellä aikavälillä näiden muuttujien välillä havaittiin merkittävää kaksisuuntaista Granger-kausalisuutta. Asuntohintojen liikkeitä voi siis ennustaa osakkeiden liikkeillä ja päinvastoin. Voimakkaimmin tällaista yhteyttä havaittiin Lontoon asunnoissa sekä muilla alueilla, joilla taloudellinen aktiivisuus oli korkea. Pitkällä aikavälillä kausalisuutta oli havaittavissa myös muilla alueilla. Yksi lyhyellä aikavälillä tapahtuva kansallisen tason vaikutus oli, että mikäli osakemarkkinoihin kohdistuu äkillinen nousu, vaikuttaa se positiivisesti myös asuntohintoihin ja päinvastoin. Toiseen muuttujaan mahdollisesti kohdistuvien negatiivisten shokkien todetaan todennäköisesti vaikuttavan negatiivisesti myös toiseen muuttujaan.

Irlandoust (2021) havaitsi positiivista yksisuuntaista kausalisuutta osakkeiden ja asuntohintojen välissä Ranskassa, Italiassa, Alankomaissa, Ruotsissa ja Yhdistyneissä kuningaskunnissa. Saksassa ja Sveitsissä vastaavaa kausalisuutta ei havaittu. Tutkimuksessa tutkittiin osakkeiden ja asuntohintojen välistä yhteyttä 1975–2017. Tulosten kerrottiin osoittavan varallisuusvaikutuksen olevan merkittävä. Varallisuusvaikutus puolestaan tarkoittaa, että asuntomarkkinoilla kulutus kasvaa, mikäli varallisuus kasvaa osakemarkkinoilla, mikä puolestaan kasvattaa asuntohintoja. Lisäksi osakkeita myydään entisestään niiden arvon noustua ja voittovarot sijoitetaan edelleen asuntoihin optimoimaan varojen allokointia. Saksan ja Sveitsin kausalisuuden puutetta selitettiin niiden alhaisella asunonomistamisasteella. Toiseksi mahdolliseksi syyksi todettiin, että nämä maat eivät pidä osakemarkkinoiden tuottoja yhtä pysyvinä.

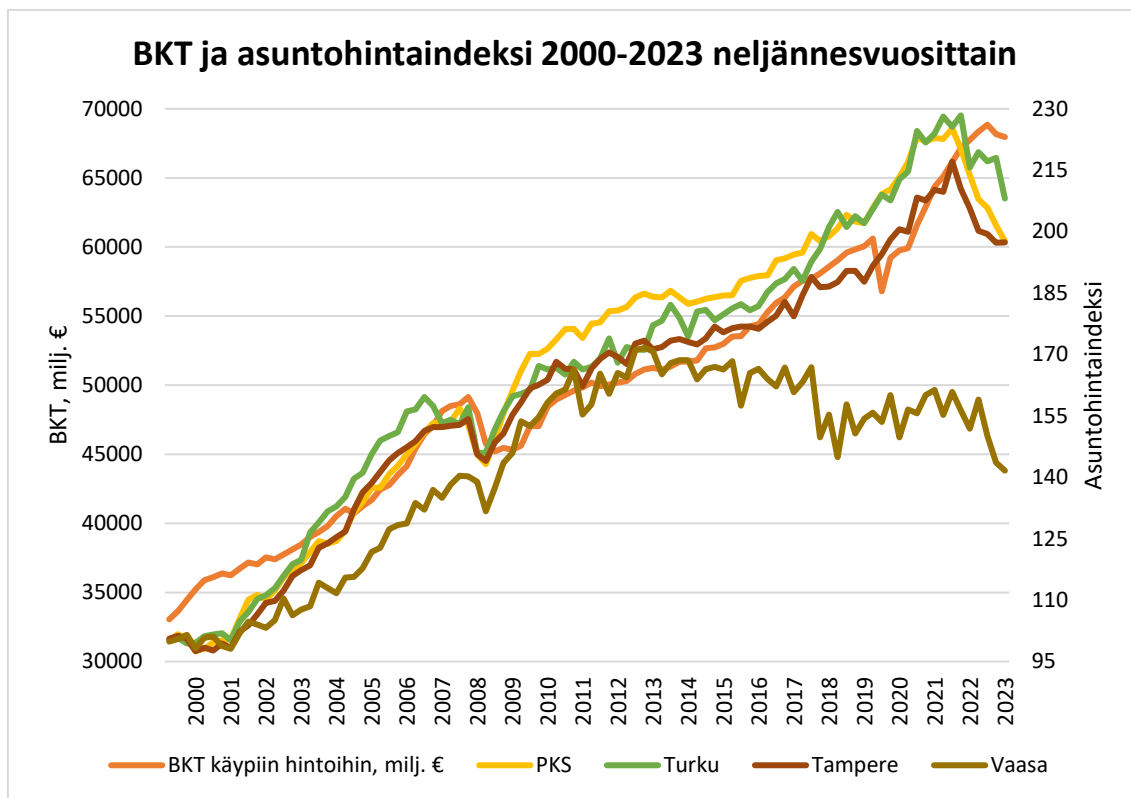
4 Aineisto, tutkimusmenetelmät ja tulokset

Tutkielman aineisto on kerätty Tilastokeskuksen sivuilta, poikkeuksena korot, jotka on noudettu Suomen Pankin sivuilta sekä OMXHPI-indeksi, joka on noudettu Datastream-palvelusta (Datastream, n.d.). Aineisto on neljännesvuosimuodossa tai muutettu neljännesvuosimuotoon, mikäli alkuperäinen aineisto on ollut jossain muussa muodossa. Makrotaloudellisten muuttujien vaikutusta eri alueiden asuntohintoihin estimoidaan pienimmän neliösumman menetelmällä käyttämällä EViews-ohjelmistoa.

4.1 Tutkielman aineisto

Asuntohintojen kehitystä on tutkittu käyttämällä Tilastokeskuksen julkaisemaa ja ylläpitämää vanhojen osakeasuntojen hintaindeksiä (Tilastokeskus, n.d. -b). Vanha asunto on valmistunut aiemmin kuin tilastovuotta edeltävänä vuonna (Tilastokeskus, n.d. -c). Aineisto sisältää rivitalo- ja kerrostaloasunnot. Aineisto on vuosilta 2000–2023 ja havainnot ovat neljännesvuosittaisia. Siten jokaisesta tarkasteltavasta alueesta on 96 havaintopistettä. Neljännesvuosiaineistoa aineistoa käytetään juuri tämän takia, sillä vuosiaineistoa käytettäessä havaintopisteitä olisi ollut vain 24. Indeksipisteluku saa arvon 100 vuonna 2000. Vuotta 2024 ei ole valittu tarkasteltavaan ajanjaksoon, sillä kyseisen vuoden tiedot ovat arvioita Tilastokeskuksen tilastossa.

Bruttokansantuotteen kehitystä tutkiessa on käytetty Tilastokeskuksen julkaisemaa neljännesvuosittaista kausitasoitettua ja työpäiväkorjattua bruttokansantuotetta (Tilastokeskus, n.d. -d). BKT on ilmoitettu käyvin hinnoin. Kausitasoitetussa ja työpäiväkorjatussa sarjassa on poistettu kausivaihteluiden vaikutus sekä huomioitu arkipäivien lukumäärän vaihtelusta aiheutuvat tekijät (Tilastokeskus, n.d. -e; Tilastokeskus, n.d. -f). BKT:n kehitystä ja asuntohintojen kehitystä on verrattu sekä havainnollistettu kuviossa 5.

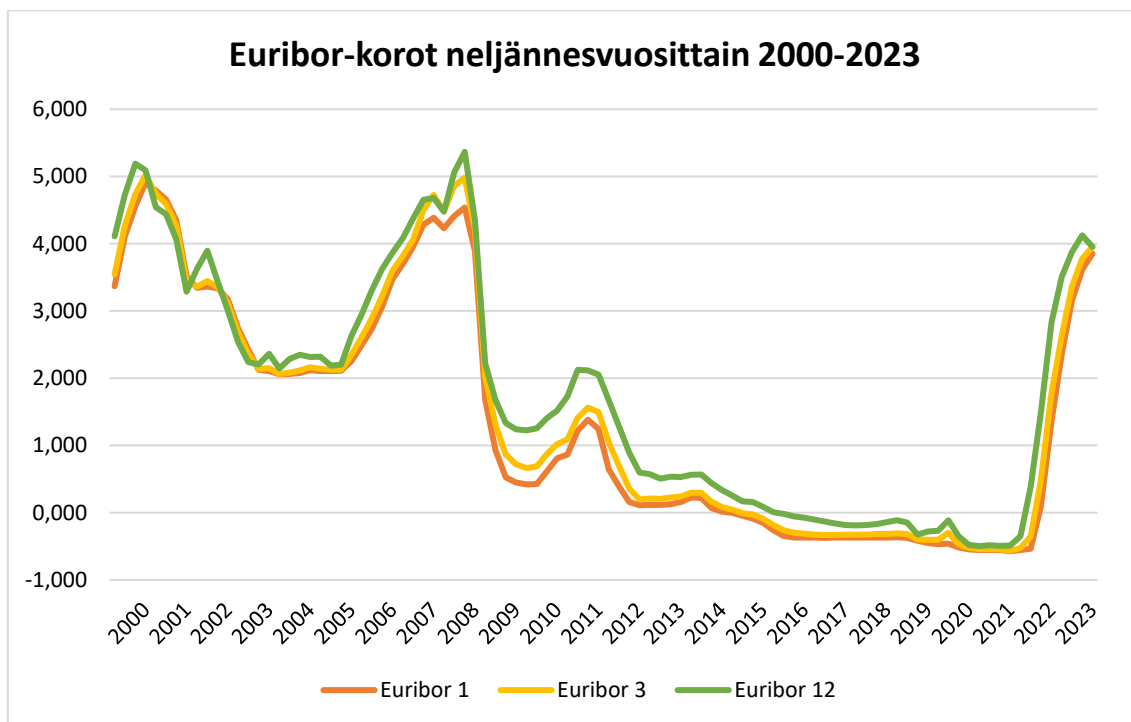


Kuvio 5. BKT käypiin hintoihin ja kaupunkien asuntohintaindeksit 2000-2023.

Kuviosta voidaan havaita, että asuntohintaindeksit Vaasaa lukuun ottamatta ovat seuranneet BKT:n kehitystä melko hyvin. Vaasan asuntohintaindeksi on seurannut muiden kaupunkien trendiä vuoden 2013 loppuun saakka, jonka jälkeen hintaindeksi on lähtenyt laskuun. Muiden kaupunkien hintaindeksit kokivat negatiivisen käänteen vuoden 2022 kolmannella neljänneksellä. Mielenkiintoista kuviossa 5 on, että vaikka finanssikriisin aikaan asuntohintaindeksit laskivat yhdessä BKT:n kanssa, koronakriisi ei näyttänyt vaikuttavan negatiivisesti pääkaupunkiseudun, Turun ja Tampereen indeksien kehitykseen, toisin kuin BKT:n kehitykseen.

Tarkasteltavana korkona on käytetty euribor 12 -korkoa, sillä se on Suomessa yleisin asuntolainan viitekorko (OP, n.d.). Suomen Pankki (2024) julkaisee euribor-korkoja. Julkaistut korot ovat jokaisen kuukauden keskiarvo. Kuukausittaiset havainnot on muutettu neljännesvuotiseksi vertailukelpoisuuden vuoksi. Kuviossa 6 on kuvattu euribor 1-, 3- ja 12-korkojen kehitystä vuosina 2000–2023. Yhden kuukauden euribor on tarkasteltavan

aikavälillä keskimäärin koroista alhaisin ja kolmen kuukauden euribor toiseksi alhaisin. Kuvion perusteella kuluttajan olisi järkevin valita mahdollisimman lyhyt euribor viitekoroksi, sillä lyhyempi korko on ollut keskimäärin alhaisempi.

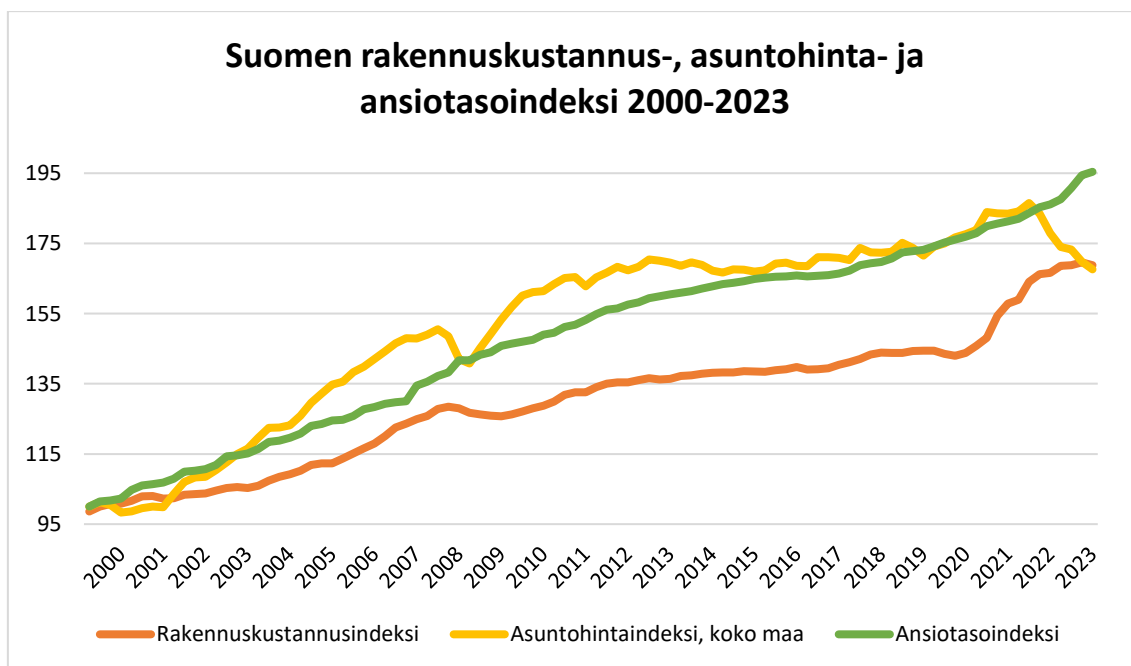


Kuvio 6. Euribor-korot neljännesvuosittain 2000–2023.

Koroilla ei tarkastelujaksona ole selkeää trendiä, sillä 2000-luvun alun korot laskivat voimakkaasti aina vuoteen 2003 asti. Vuoteen 2005 saakka korot pysyivät samalla tasolla ennen kuin lähtivät voimakkaaseen nousuun. Nousua kesti finanssikriisin alkuun saakka, jonka jälkeen ne syöksyivät rajusti alas noin vuoden verran. Laskun jälkeen tapahtui kahden vuoden aikana noin yhden prosenttiyksikön nousu, jonka jälkeen laskua tapahtui aina vuoteen 2021 saakka. Vuodesta 2016 vuoteen 2021 kaikki viitekorot saivat negatiiviset arvot ja samalla aikavälillä asuntohinnat lähtivät hieman nopeampaan kasvuun pääkaupunkiseudulla, Turussa ja Tampereella, kuten kuviosta 5 voi havaita. Tosin asuntohinnat kasvoivat kovaa vauhtia myös 2005–2008, vaikka korot kasvoivat roimasti samana ajanjaksona. Vuoden 2021 lopulta alkanut korkojen raju nousu näkyy negatiivisesti asun-

tohinnoissa, sillä kaikkien alueiden asuntohintaindeksit Vaasaa lukuun ottamatta saavuttivat tuolloin huippunsa, ennen kuin lähtivät laskuun. Korkojen ja asuntohintojen suhde ei kuvioiden perusteella ole yksiselitteinen, sillä yhtenä vuonna korot ja indeksi kehittyvät samaan suuntaan, ja toisena vuotena kehitys on täysin eri suuntaista. Molemmissa selvänä laskuna näkyy finanssikriisi, jolloin korot sekä asuntohinnat laskivat. Samanlaista ilmiötä ei ole havaittavissa 2000-luvun alussa.

Rakennuskustannuksia on tutkittu käyttämällä Tilastokeskuksen julkaisemaa rakennuskustannusindeksiä, joka kuvaa ammattimaisen uudisrakentamisen tuotantotekijöiden, tarvikkeiden, palkkojen ja muiden panosten hintakehitystä suhteessa perusvuoden keskimääräiseen hintatasoon (Tilastokeskus, n.d. -g; Tilastokeskus, n.d. -h). Rakennuskustannusindeksissä havainnot ovat kuukausittaisia, jotka ovat vertailukelpoisuuden vuoksi muutettu neljännesvuosimuotoon. Indeksillä saa arvon 100 vuonna 2000 ja havaintopisteitä on yhteensä 96 vuosilta 2000-2023.

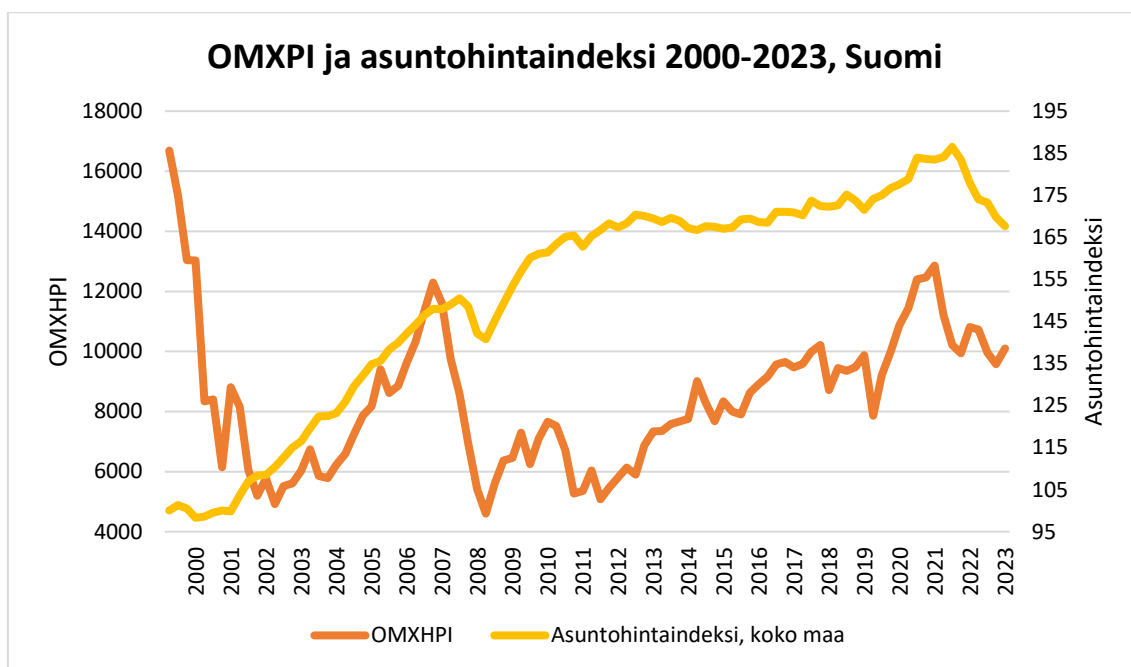


Kuvio 7. Rakennuskustannus-, asuntohinta- ja ansiotasoindeksi 2000–2023, Suomi.

Kuviossa 7 on esitetty koko Suomen rakennuskustannus-, asuntohinta- ja ansiotasoindeksin kehitys vuosina 2000–2023. Vuodesta 2001 lähtien asuntohintaindeksi on selkeästi korkeammalla tasolla aina vuoteen 2023 saakka, jonka loppupuolella asuntohintaindeksi painui hieman rakennuskustannusindeksiä alemmalle tasolle. Molemmat indeksit ovat selvästi kasvaneet 2000-luvulla, mutta kuvion perusteella asuntohinnat eivät selity pelkästään rakennuskustannusten nousulla, sillä asuntohintojen kasvuvauhti oli 2000–2012 rakennuskustannuksia vauhdikkaampaa. Rakennuskustannusindeksissä ei näy samanlaista pudotusta finanssikriisin aikana, kuin asuntohintaindeksissä. Finanssikriisin aikaan rakennuskustannusindeksi laski vain hieman, minkä jälkeen kasvu jatkui maltillisena vuoden 2020 loppuun saakka. Vuodesta 2020 alkanut rakennuskustannusindeksin kasvu on selkeästi asuntohintaindeksin kasvua voimakkaampaa. Myöskään samanlaista pudotusta kuin asuntohinnoissa ei ole havaittavissa rakennuskustannuksissa.

Palkkoja on tutkittu käyttämällä Tilastokeskuksen ansiotasoindeksiä, joka kuvaa kokoai-kaisten palkansaajien säännöllisen työajan bruttomääräisten keskiansioiden kehitystä neljännesvuosittain (Tilastokeskus, n.d. -i; Tilastokeskus, n.d. -j). Indeksillä saa arvon 100 vuonna 2000 ja siinä on mukana sekä julkinen, että yksityinen sektori. Kuviossa 7 tarkastellaan ansiotasoindeksin kehitystä yhdessä rakennuskustannus- ja asuntohintaindeksin kanssa. Ansiotasoindeksi on kasvanut tarkasteltavana ajanjaksona muita indeksiä tasaisesti eikä siinä ole tapahtunut suuria pudotuksia. Silmämääräisesti ansiotasoindeksin kulmakerroin on pysynyt melko samana koko 2000-luvun, eikä kasvuvauhdissa ole tapahtunut suuria muutoksia suuntaan tai toiseen. Vuodesta 2017 alkaen on havaittavissa pientä kasvua ansiotasoindeksin muutoksessa. Asuntohinnat ovat nousseet vuosina 2003–2018 palkkoja nopeammin, eli kuluttajien ostovoima on tuolla aikavälillä heikentynyt. Vuoden 2021 lopussa ansiotasoindeksi ylitti asuntohintaindeksin enimmäistä kertaa vuoden 2003 jälkeen. Keskimäärin 2000-luvulla palkat ovat jääneet asuntohintojen kehityksestä, mutta asuntohintojen jyrkkä lasku vuoden 2021 lopusta alkaen tasoittaa kyseisten indeksien keskimääräistä eroa.

Vertailtaessa ansiotaso- ja rakennuskustannusindeksin kehitystä, kuvion 7 perusteella rakennuskustannusindeksi on selkeästi ansiotasoindeksiä alemmalla tasolla koko 2000-luvun. Rakennuskustannusten kasvu on palkkojen kasvua maltillisempaa vuoden 2020 loppuun saakka, jolloin rakennuskustannukset lähtivät voimakkaaseen kasvuun. Vuodesta 2023 alkaen rakennuskustannuksissa on havaittavissa merkkejä sen kääntymisestä laskuun, mutta ansiotasoindeksissä vastaavaa ilmiötä ei ole havaittavissa.



Kuvio 8. OMXHPI ja Suomen asuntohintaindeksi 2000-2023.

Osakemarkkinoita on kuvattu käyttämällä Helsingin pörssin yleisindeksiä, OMXHPI-indeksiä, jonka aineisto on saatu Datastream-palvelusta (Datastream, n.d.). Jotta havainnot saadaan yhtä monta kuin muissa muuttujissa, tulee havainnot muuttaa neljännesvuosittaisiksi. Tämä on toteutettu käyttämällä jokaisen vuosineljänneksen viimeisen kaupankäyntipäivän päätöskurssia. Kuviossa 8 kuvataan OMXHPI-indeksin ja koko Suomen asuntohintaindeksin kehitystä vuosina 2000–2023. Vuoden 2000 ensimmäisen vuosineljänneksen lopusta vuoden 2002 ensimmäisen vuosineljänneksen loppuun Helsingin pörssin yleisindeksi laski noin 70,5%, kun alkuarvo on 16 685,79 ja loppuarvo 4921,41.

Samalla aikavälillä koko Suomen asuntohintaindeksi nousi indeksipisteestä 100 indeksipisteeseen 110,4, eli kasvoi kokonaisuudessaan 10,4%.

Tarkasteltavalla aikavälillä asuntohintojen volatilitteetti on Helsingin pörssin volatilitteettiä huomattavasti pienempää, mikä on loogista, sillä osakkeiden myyminen ja ostaminen pörssissä on huomattavasti helpompaa ja nopeampaa, kuin asunnon myyminen tai ostaminen. Finanssikriisi näkyy OMXHPI-indeksissä 62,6%:n pudotuksena vuoden 2007 kolmannen vuosineljänneksen lopun indeksipisteestä 12290,15, vuoden 2009 ensimmäisen vuosineljänneksen lopun pisteeseen 4601,24. Asuntohinnoissa pudotus tapahtui kolme vuosineljännestä myöhemmin ja indeksi laski 6,4% vuoden 2008 toisen vuosineljänneksen lopun pisteestä 150,5, vuoden 2009 ensimmäisen vuosineljänneksen lopun pisteeseen 140,8. Kun näitä kahta indeksiä tarkastellaan vuosineljänneksellä, OMXHPI:n laskut näyttävät alkavan asuntohintaindeksiä aiemmin ja laskua tapahtuu myös enemmän.

Vuoden 2011 ja 2020 pudotukset OMXHPI:ssä eivät juuri näy asuntohintojen kehityksessä. Sen sijaan vuodesta 2020 molemmissa indekseissä on havaittavissa selvää laskua. 2023 viimeisen vuosineljänneksen OMXHPI:n positiivisen kehityksen myötä kyseisen indeksin kehitys näyttää päinvastaiselta asuntohintaindeksin verrattuna, jossa vastaavaa kasvua ei ole havaittavissa. Toinen eroavaisuus indekseissä on OMXHPI:n nopea palautuminen laskukausien jälkeen. Vaikka kyseisessä indeksissä tapahtuu laskua, kykenee se palautumaan siitä melko nopeasti ja kun indeksin kasvu alkaa, on kasvu myös usein nopeaa. OMXHPI:n 2023 viimeisen vuosineljänneksen viimeinen arvo 10 097,69 on 39,5% sen alkuarvoa 16 685,79 pienempi, mutta asuntohintaindeksin loppuarvo 167,6 on 67,6% sen alkuarvoa 100 suurempi. Indeksien liikkeiden ja kehitysten perusteella ei voida välittömästi todeta, vaikuttaako toisen indeksin kehitys toisen kehitykseen tarkasteltavalla aikavälillä.

4.2 Tutkimusmenetelmät

Aineiston analyysi pohjautuu aikasarja-analyysiin. Estimoidessa makrotaloudellisten muuttujien selitysvoimaa asuntohintojen kehitykseen, tutkielmassa on käytetty pienimmän neliösumman menetelmää. Seuraavissa alaluvuissa on kerrottu mikä aikasarja on sekä siihen liittyviä ominaisuuksia. Aikasarjoihin ja aikasarja-analyysiin liittyy vahvasti stationaarisuus, joka on myös esitelty. Viimeisessä alaluvussa käydään läpi aikasarja-analyysin teoriaa. Pienimmän neliösumman menetelmä (OLS)

4.2.1 Aikasarja-analyysi ja stationaarisuus

Aikasarja on stokastinen prosessi, joka vastaa satunnaismuuttujien Y jonoa (Palma, 2016, s. 35). Aikasarjaa merkitään Y_t , jossa t ilmaisee aikaa, jolloin havainto on tehty. Nämä muuttujat voivat olla esimerkiksi numeroita. Palma (s. 35) toteaa, että havaintojen ajankohdat voivat olla säännöllisiä tai epäsäännöllisiä ja aika voi olla jatkuvaa tai diskreettiä. Useimmat taloudelliset aineistot on kerätty diskreetteistä pisteistä, joista esimerkkejä ovat BKT ja nettotulo (Gujarati, 2003, s. 796).

Yksi keskeinen käsite aikasarja-analyysissä on stationaarisuus (Palma, 2016, s.76). Stationaarisuutta todetaan voivan olla kahdenlaista: vahvaa tai heikkoa. Vahvasti stationaarisessa aikasarjassa tilastolliset ominaisuudet ovat samat riippumatta siitä, milloin aikasarjaa tarkastellaan, kun taas stationaarisuus on heikkoa, mikäli aikasarjalla Y_t on vakioinen keskiarvo ja varianssi sekä kovarianssi kahden ajanjakson välillä on riippuvainen vain aikaerosta tai välimatkasta, eli ei ajasta milloin arvot lasketaan.

Gujarati (2003, s. 797) kuvaa heikkoa stationaarisuutta aikasarjan Y_t avulla, joilla on seuraavat ominaisuudet:

$$(1) \quad \text{Keskiarvo:} \quad E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

$$\text{Varianssi:} \quad \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (2)$$

$$\text{Kovarianssi:} \quad \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)], \quad (3)$$

joissa kovarianssi (tai autokovarianssi), γ_k , viiveellä k , on kovarianssi arvojen Y_t ja Y_{t+k} välillä (Gujarati, 2003, s. 797). Y_{t+k} on kahden Y arvon välillä aikavälin k päässä. Jos $k=0$, saadaan γ_0 , joka on muuttujan Y varianssi. Jos $k=1$, γ_1 on kahden vierekkäisten Y :n kovarianssi (Gujarati, s. 797). Jos siirrytään pisteestä Y_t pisteeseen Y_{t+k} , ja jos Y_t on stationaarinen, silloin keskiarvo, varianssi ja autokovarianssi ovat samat myös pisteessä Y_{t+k} . Stokastisesta prosessista, jolla ei ole keskiarvoa, jonka varianssi on vakio ja on sarjallisesti korreloimaton, käytetään nimitystä puhtaasti satunnainen tai valkoinen kohina (white noise) ja se on esitetty kaavoissa virheterminä u_t (Gujarati, s. 798).

Yksi esimerkki ei-stationaarisista aikasarjoista ovat satunnaiskulkumallit (random walk model) (Gujarati, 2003, s. 798–801). Satunnaiskulkua todetaan olevan kahdenlaista: satunnaiskulkua ilman drift-termiä (random walk without drift), eli ei vakiotermiä, ja satunnaiskulkua drift-termillä (random walk with drift), eli vakiotermi on olemassa. Jälkimmäisessä keskiarvon ja varianssin kerrotaan kasvavan yli ajan. Drift-parametriä kuvataan deltaalla, δ . Mikäli $\delta > 0$, aikasarjan trendi on positiivinen yli ajan ja negatiivinen, mikäli $\delta < 0$.

Stationaarisuutta voidaan testata yksikköjuuritestillä, joista yleisesti käytettyjä ovat Dickey-Fuller (DF) ja Augmented Dickey-Fuller (ADF) -testit (Gujarati, 2003, s. 814–817). ADF-testi on laajennettu versio DF-testistä, jossa on otettu huomioon virhetermin u_t mahdollinen korreloituminen. Esimerkissä (4) on esitetty ADF-testissä estimoitava regressioyhtälö.

(2) ADF-testissä estimoitava yhtälö:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

missä $\beta_1 + \beta_2$ kuvaa satunnaiskulkua drift-termillä stokastisen trendin ympärillä, ε_t on valkoinen kohina virhetermi ja $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$, jne. (Gujarati, s. 815–817).

Kuten DF-testissä, myös ADF-testissä huomio kiinnittyy termiin δ (Gujarati, s. 815–817). Nollahypoteesi on $\delta=0$, jolloin aikasarjalla on yksikköjuuri, eli se on ei-stationaarinen.

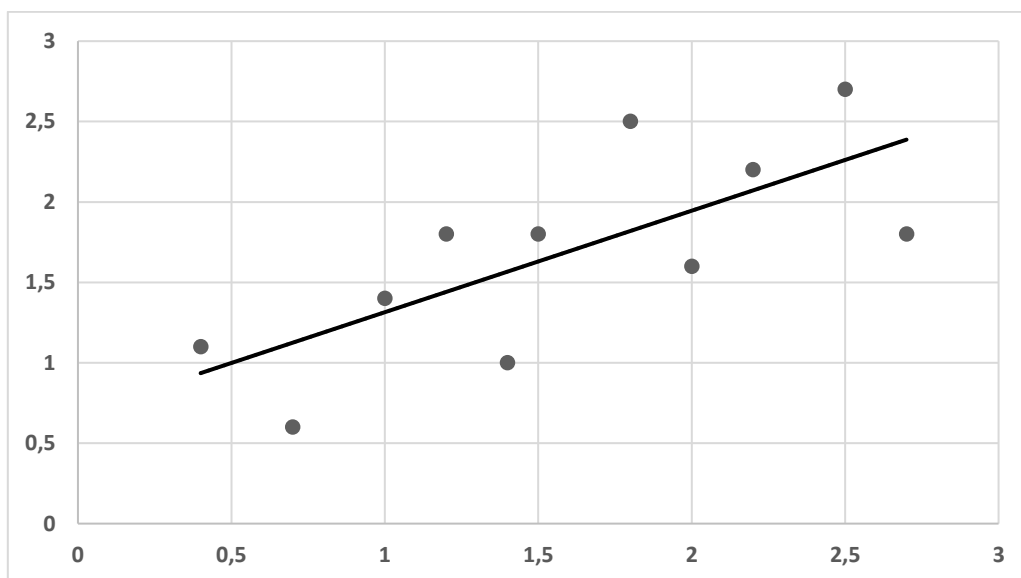
Ei-stationaarinen aikasarja voidaan myös muuttaa stationaariseksi (Gujarati, 2003, s. 820). Tämä siksi, koska mikäli aikasarjalla on yksikköjuuri, kyseisen aikasarjan ensimmäiset differenssit ovat stationaarisia. Mikäli aikasarjan integroitumisaste on yksi, $I(1)$, ja sen ensimmäinen differenssi, $Y_t - Y_{t-1}$, on stationaarinen, sitä merkitään $I(0)$ (Gujarati, s. 839–840). Vastaavasti aikasarjaa, joka on $I(2)$ ja sen toinen differenssi on stationaarinen, merkitään $I(2)$. Jos siis aikasarja on $I(d)$, ja sitä differentioidaan d kertaa, aikasarja muuttuu stationaariseksi.

Stationaarisuus on tärkeää tarkasteltaessa aikasarjoja, sillä ei-stationaarisen aikasarjan käyttäytymistä voi tutkia vain kyseisen tarkasteluajanjakson aikana (Gujarati, 2003, s. 798). Siten jokainen aikasarjan joukko havaintoja on vain kyseistä jaksoa varten, eikä sen perusteella voida yleistää aikasarjan käyttämistä muina ajanjaksoina. Siksi ei-stationaarisilla aikasarjoilla voi olla vähän käytännön arvoa ennustamisen kannalta.

4.2.2 Pienimmän neliösumman menetelmä

Regressiossa selitettävän muuttujan, y , oletetaan olevan jollain asteella stokastinen ja selittävän muuttujan, x , oletetaan olevan ei-stokastisia (Brooks, 2008, s. 28). Regressiosta todetaan, että sitä ei pidä sekoittaa korrelaatioon, jossa y ja x käyttäytyvät täysin symmetrisesti. Yksinkertaistettuna regressiossa y :n oletetaan riippuvan x :stä, jota Brooks (s. 29–31) havainnollistaa esimerkin avulla. Oletetaan, että muuttujien y ja x välillä on

positiivista lineaarista yhteyttä, eli x :n kasvaessa, myös y kasvaa. Havaintopisteet esitetään kuvaajassa. Muuttujien välistä riippuvuutta voidaan havainnollistaa piirtämällä regressiosuora, joka kulkee mahdollisimman lähellä havaintopisteitä. Tämä on havainnollistettu kuviossa 9. Pienimmän neliösumman menetelmä (OLS) on useimmiten käytetty menetelmä kuvaamaan havaintopisteiden lähellä kulkevaa suoraa (Brooks, s. 31). Pienimmän neliösumman menetelmä on asuntohintatutkimuksissa useimmiten käytetty regressiomenetelmä (Lönnqvist, 2015, s. 72).



Kuvio 9. Hajontakuvi ja regressiosuora.

Pienimmän neliösumman menetelmä minimoi muuttujan \hat{u}_t^2 summan (Brooks, 2008, s.32–33). \hat{u}_t on muuttujan y todellisen arvon ja mallin ennustaman arvon, \hat{y} , erotus. Näiden neliöityjen erotusten, \hat{u}_t^2 , etäisyyksien minimointi on mielekkäämpää, kuin pienimmän mahdollisen muuttujien \hat{u}_t summien etsiminen, koska jälkimmäisessä jotkut havaintopisteet ovat suoran yläpuolella ja jotkut alapuolella. Tällöin suoran yläpuolella olevat havainnot saisivat positiiviset arvot ja alapuolella olevat negatiiviset, joten nämä kumoaisivat toisensa, eli regressiosuora voisi asettua mihin tahansa suhteessa havaintopisteisiin eikä tällöin saisi vain yhtä ainoaa ratkaisua. Kun erotukset korotetaan toiseen potenssiin, kaikki havaintopisteet, myös negatiiviset, saavat positiiviset arvot eivätkä tällöin kumoa toisiansa. Pienimmän neliösumman menetelmä ratkaisee seuraavan yhtälön:

(3) Estimoitava yhtälö:

$$\min_{b_0, b_1} \sum_{i=1}^n [Y_i - (b_0 + b_1 X_i)]^2, \quad (5)$$

missä b_0 ja b_1 ovat estimaattoreita muuttujille β_0 (vakiotermin) ja β_1 (kulmakerroin), Y on selitettävä muuttuja ja X selitettävä muuttuja (Stock & Watson, 2015, s. 157–163).

Kaavassa (5) $b_0 + b_1 X$ kuvaa regressiosuoraa, joka estimoii arvon Y (Stock & Watson, s. 162). Siten mahdollisuus tehdyille virheelle ennustaessa i :n:n havainnon on $Y_i - (b_0 + b_1 X)$. Samassa kaavassa estimaattoreita β_0 ja β_1 kutsutaan pienimmän neliösumman estimaattoreiksi. Suora $\hat{B}_0 + \hat{B}_1 X$ on otoksen regressiosuora ja muuttuja Y_i odotettu arvo, arvolla X_i , perustuen regressiosuoraan on $\hat{Y}_i = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 X_i$. Jäännös i :nnessä havainnossa on erotus Y_i ja sen ennustetun arvon välillä: $\hat{u}_i = Y_i - \hat{Y}_i$.

Mikäli yhtälössä (5) esitetyt estimaattorit omaavat tietyt ominaisuudet, käytetään estimaattorista nimitystä BLUE (Best Linear Unbiased Estimator) (Brooks, 2008, s. 44–45). Tällöin estimaattorien odotusarvojen tulee olla samat, kuin estimaattorien todelliset arvot, eli estimaattori ei yli- tai aliarvioi. Myös estimaattorien kaavojen tulee olla lineaarinen funktio muuttujista Y ja X . Kolmanneksi estimaattorien tulee olla estimaattoreita niiden todellisille arvoille. Lopuksi estimaattorin β_1 tulee olla varianssiltaan pienin estimaattori, jonka Gauss-Markov-lause todistaa tarkastelemalla mitä tahansa vaihtoehtoista estimaattoria ja todistamalla kaikissa tapauksissa vaihtoehtoisen estimaattorin varianssin olevan vähintään yhtä suuri, kuin valitun estimaattorin.

Regressiomallin ennustevoimaa arvioitaessa on hyvä olla jokin suure, joka kertoo, miten hyvin malli sopii käytettävään dataan (Brooks, 2008, s. 106–107). Yleisin käytetty suure on R^2 , joka kertoo, miten hyvin selitettävä muuttuja kykenee selittämään selitettävän muuttujan liikkeitä. R^2 voidaan määritellä, että se on korrelaatiokertoimen neliö muuttujien y ja \hat{y} välillä. Yleisesti ottaen korrelaatiokertoimen tulee olla -1 ja 1 välillä, mutta koska R^2 on korrelaatiokertoimen neliö, sen tulee olla 0 ja 1 välillä. Mitä lähempänä lukua 1 kerroin on, sitä parempi mallin selitysaste on ja päinvastoin. On siis toivottavaa, että R^2 on mahdollisimman suuri.

4.3 Regressioanalyysi ja tulokset

Ennen aikasarja-analyysia ansiotasoindeksiin, BKT:n, OMXHPI:n, rakennuskustannusindeksiin sekä alueiden asuntohintaindeksien logaritmisista arvoista on tehty yksikköjuuritestit stationaarisuuden varmistamiseksi. Yksikköjuuritestit on toteutettu ADF-testillä käyttämällä EViews 9 -ohjelmistoa. Viiveen pituuden valintakriteerinä on käytetty ohjelmistosta löytyvää SIC (Schwarz Info Criteria) ominaisuutta. Testin nollahypoteesi on, että aikasarjalla on yksikköjuuri, eli se on ei-stationaarinen.

Taulukko 2. Selitettävien muuttujien logaritmisten arvojen ADF-testin tulokset.

| Paikkakunta | t-arvo | p-arvo | Merkitsevyystaso | Kriittinen t-arvo | Stationaarisuus |
|-------------|--------|--------|------------------|-------------------|-------------------|
| lnPKS | -0,737 | 0,967 | 1 % | -4,063 | Ei-stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,461 | Ei-stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,156 | Ei-stationaarinen |
| lnTampere | -0,696 | 0,970 | 1 % | -4,058 | Ei-stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,458 | Ei-stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,155 | Ei-stationaarinen |
| lnTurku | -1,203 | 0,904 | 1 % | -4,058 | Ei-stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,458 | Ei-stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,155 | Ei-stationaarinen |
| lnVaasa | 0,311 | 0,998 | 1 % | -4,059 | Ei-stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,458 | Ei-stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,155 | Ei-stationaarinen |
| lnSuomi | -0,474 | 0,983 | 1 % | -4,059 | Ei-stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,458 | Ei-stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,155 | Ei-stationaarinen |

Taulukossa 2 on esitetty tarkasteltavien alueiden logaritmisille asuntohintaindeksille tehtyjen ADF-testien tulokset. Taulukosta havaitaan, että kaikkien paikkakuntien asuntohinnat ovat ei-stationaarisia tarkastellulla ajanjaksona. Kaikkien paikkakuntien kohdalla t-arvot ovat suurempia kuin kriittiset t-arvot kaikilla merkitsevyystasoilla, sekä p-arvot ovat suuria, joten nollahypoteesia ei voida hylätä. Taulukkoon on vertailun vuoksi lisätty ADF-testin tulokset koko Suomen asuntohintaindeksistä. ADF-testeihin on sisällytetty vakiotermit ja trendi-muuttujat. Koska muuttujat ovat ei-stationaarisia, täytyy ne muuttaa stationaariseksi ennen pienimmän neliösumman testin suorittamista. Muuttujista on otettu ensimmäiset logaritmidifferenssit, jonka jälkeen on suoritettu ADF-testi. Testin tulokset on esitetty taulukossa 3.

Taulukko 3. Selitettävien muuttujien ADF-testin tulokset, logaritmidifferenssi.

| Paikkakunta | t-arvo | p-arvo | Merkitsevyystaso | Kriittinen t-arvo | Stationaarisuus |
|-----------------------------|---------|--------|------------------|-------------------|-----------------|
| $\Delta \ln \text{PKS}$ | -5,354 | 0,000 | 1 % | -4,063 | Stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,461 | Stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,156 | Stationaarinen |
| $\Delta \ln \text{Tampere}$ | -8,784 | 0,000 | 1 % | -4,058 | Stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,458 | Stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,155 | Stationaarinen |
| $\Delta \ln \text{Turku}$ | -10,584 | 0,000 | 1 % | -4,058 | Stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,458 | Stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,155 | Stationaarinen |
| $\Delta \ln \text{Vaasa}$ | -15,524 | 0,000 | 1 % | -4,059 | Stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,458 | Stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,155 | Stationaarinen |
| $\Delta \ln \text{Suomi}$ | -6,311 | 0,000 | 1 % | -4,059 | Stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,458 | Stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,155 | Stationaarinen |

Taulukon 3 tuloksien perusteella voidaan havaita, että t-arvot ovat kriittisiä t-arvoja pienempiä kaikilla merkitsevyystasoilla. Siten nollahypoteesi voidaan hylätä, eli muuttujat

ovat stationaarisia. Kun muuttujien stationaarisuudet on varmistettu, voidaan niitä käyttää OLS-analyysissä.

Taulukko 4. Selittävien muuttujien logaritmistien arvojen ADF-testin tulokset.

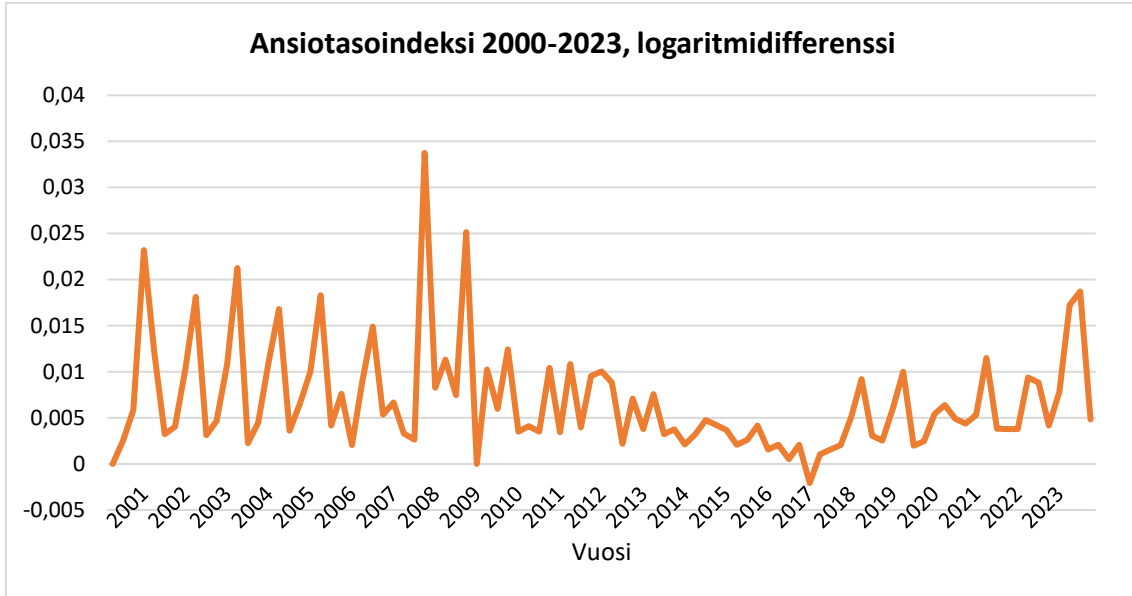
| Muuttuja | t-arvo | p-arvo | Merkitsevyystaso | Kriittinen t-arvo | Stationaarisuus |
|----------------------------|--------|--------|------------------|-------------------|-------------------|
| lnAnsiotasoindeksi | -1,753 | 0,719 | 1 % | -4,062 | Ei-stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,460 | Ei-stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,156 | Ei-stationaarinen |
| lnBKT | -3,404 | 0,057 | 1 % | -4,061 | Ei-stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,459 | Ei-stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,156 | Ei-stationaarinen |
| lnOMXHPI | -3,761 | 0,023 | 1 % | -4,058 | Ei-stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,458 | Ei-stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,155 | Ei-stationaarinen |
| lnRakennuskustannusindeksi | -3,042 | 0,127 | 1 % | -4,061 | Ei-stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,459 | Ei-stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,156 | Ei-stationaarinen |

Taulukossa 4 on esitetty selittävien muuttujien logaritmistien arvojen ADF-testin tulokset. Kaikki selittävät muuttujat ovat ADF-testin tuloksien perusteella ei-stationaarisia kaikilla merkitsevyystasoilla, minkä vuoksi niistä tulee ottaa logaritmidifferenssi. Euribor 12 -muuttujalle ei ole suoritettu ADF-testiä koroille tyypillisen stationaarisuuden vuoksi. Regressioissa koroista on käytetty tasomuotoa.

Taulukko 5. Selittävien muuttujien ADF-testin tulokset, logaritmidifferenssi.

| Muuttuja | t-arvo | p-arvo | Merkitsevyystaso | Kriittinen t-arvo | Stationaarisuus |
|---------------------------------------|--------|--------|------------------|-------------------|-------------------|
| $\Delta \ln$ Ansiotasoindeksi | -1,898 | 0,647 | 1 % | -4,062 | Ei-stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,460 | Ei-stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,156 | Ei-stationaarinen |
| $\Delta \ln$ BKT | -8,682 | 0,000 | 1 % | -4,059 | Stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,458 | Stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,155 | Stationaarinen |
| $\Delta \ln$ OMXHPI | -9,719 | 0,000 | 1 % | -4,059 | Stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,458 | Stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,155 | Stationaarinen |
| $\Delta \ln$ Rakennuskustannusindeksi | -5,374 | 0,000 | 1 % | -4,059 | Stationaarinen |
| | | | 5 % | -3,458 | Stationaarinen |
| | | | 10 % | -3,155 | Stationaarinen |

Taulukossa 5 esitettyjen tulosten mukaan ansiotasoindeksi ei ole stationaarinen ensimmäisen differenssin jälkeen. Kuviossa 10 on kuvattu kyseisen muuttujan käyttäytymistä tarkasteltavana ajanjaksona. Kuviosta 10 voidaan havaita, että ansiotasoindeksissä on suhteellisesti melko suuria vaihteluita vuoteen 2010 saakka. Suuri kasvu ja pudotus havaitaan ennen finanssikriisiä sekä juuri kriisin jälkeen. Vaikka ansiotasoindeksi ei ADF-testin perusteella ole stationaarinen, sitä on käytetty myöhemmissä OLS-testeissä, sillä yli ajan on havaittavissa stationaarisuutta kyseisessä muuttujassa.



Kuvio 10. Ansiotasoindeksi 2000-luvulla, logaritmidifferenssi.

Kun sekä selitettävien, että selittävien muuttujien stationaarisuudesta on varmistettu, voidaan niitä käyttää OLS-analyysissä. OLS-analyysit on suoritettu EViews 9 -ohjelmistolla. Jokaisen kaupungin analyysissä on kullakin selittävällä muuttujalla käytetty aluksi neljää viivettä. Näiden tulosten perusteella mallista on karsittu tilastollisesti merkitsemättömät muuttujat, jolloin jäljelle on jäänyt vain tilastollisesti merkitseviä muuttujia. Ensimmäisenä on esitetty koko Suomen asuntohintojen regression tulokset, jotta tarkasteltavien alueiden kertoimia ja selittäviä voidaan verrata koko Suomen muuttujiin ja ker-toimiin.

Taulukko 6. OLS-regression tulokset, koko maa.

| OLS-regressio | | | | |
|---|----------|------------|--------|----------|
| Selitettävä muuttuja: $\Delta \ln$ Asuntohintahindeksi, Suomi | | | | |
| Selittävä muuttuja | Kerroin | Keskivirhe | t-arvo | p-arvo |
| $\Delta \ln$ BKT (-4) | -0,252 | 0,082 | -3,052 | 0,003*** |
| $\Delta \ln$ OMXHPI (-1) | 0,030 | 0,009 | 3,309 | 0,001*** |
| $\Delta \ln$ OMXHPI (-2) | 0,019 | 0,009 | 2,062 | 0,042** |
| $\Delta \ln$ Rakennuskustannusindeksi | 0,417 | 0,148 | 2,814 | 0,006*** |
| Euribor 12 | 0,009 | 0,004 | 2,566 | 0,012** |
| Euribor 12 (-1) | -0,026 | 0,006 | -4,121 | 0,000*** |
| Euribor 12 (-2) | 0,014 | 0,005 | 3,007 | 0,004*** |
| Euribor 12 (-4) | 0,005 | 0,002 | 3,150 | 0,002*** |
| R ² | 0,583 | | | |
| F-testin p-arvo | 0,000*** | | | |

Taulukossa 6 on esitetty koko maan regression tulokset. Mallin selityskerroin on melko hyvä ja p-arvon perusteella malli on tilastollisesti erittäin merkitsevä. Koko Suomea tarkasteltaessa ansiotasoindeksi tai mikään sen viiveistä ei ollut tilastollisesti merkitsevä regressiomallissa. BKT vaikuttaa koko Suomen asuntohintoihin selkeästi viiveellä ja vaikutus on selkeästi negatiivinen. Vasta neljäs viive oli tilastollisesti merkitsevä. Tämän perusteella BKT:n kasvaessa asuntohinnat laskevat viiveellä ja BKT:llä on tulosten perusteella negatiivinen vaikutus asuntohintoihin. Tulos vaikuttaa hieman ristiriitaiselta, sillä talouden kasvaessa yleensä myös kuluttajien ostovoima kasvaa, mikä puolestaan heijastuu yleisen kuluttamisen lisäksi myös asuntomarkkinoille. Viive saattaa viestiä siitä, maan yleisen taloudellisen kehityksen täytyy olla heikkoa melko kauan aikaa, ennen kuin se alkaa näkyä asuntomarkkinoilla.

OMXHPI:n ensimmäinen ja neljäs viive vaikuttavat hintoihin positiivisesti, mutta kertoimet ovat melko pieniä. Osakemarkkinoiden hyvä suoriutuminen vaikuttaa positiivisesti myös asuntomarkkinoihin ja päinvastoin. Mikäli toinen markkinoista pärjää hyvin, sijoit-

tajat eivät siirrä varojaan kokonaan paremmin pärjävällä markkinalle, vaan mahdollisesti lisäävät positioitaan molemmilla markkinoilla ja siten vaikuttavat positiivisesti molempiin.

Rakennuskustannusten kerroin ja siten myös vaikutus on kaikista muuttujista selkeästi suurin. Vaikutus näkyy tulosten perusteella melko pian, eikä viiveellä. Kerroin on selkeästi positiivinen, noin 0,4. Vaikutus ei siis ole erityisen suuri, mutta silti huomattava. Yhden yksikön nousu rakennuskustannuksissa näkyy asuntohintoissa noin 0,4 yksikön nousuna. Rakennusyrietykset eivät siis saa sisällytettyä kustannusten nousua kokonaisuudessaan loppuhintoihin.

Euribor 12 -muuttujan kohdalla ainoastaan kolmas viive ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Myös aikaisemmissa tutkimuksissa korkojen on havaittu vaikuttavan asuntohintoihin, joten Suomen tulokset ovat linjassa näiden kanssa. Korkojen vaikutus on regressiotulosten perusteella enimmäkseen positiivista, ainoastaan ensimmäisen viiveen kerroin on negatiivinen. Muut kertoimet ovat vain vaivoin positiivisia, joskin kaikki ovat tilastollisesti merkitseviä. Korkojen nousu enimmäkseen nostaa asuntohintoja tulosten perusteella. Korkojen nousu merkitsee asuntolainoille korkeampaa hintaa, joka saattaa vähentää lainojen kysyntää ja siten laskea asuntohintoja. Toisaalta mikäli korkoja on jouduttu laskemaan todella alas huonon talouden yleisen tilan vuoksi, pieni nosto viittaa positiivisempiin tulevaisuuden näkymiin ja saattaa siten lisätä asuntojen kysyntää.

Taulukossa 7 on esitetty pääkaupunkiseudun asuntohintojen OLS-regression tulokset. Taulukosta voidaan havaita, että ansiotasoindeksiä lukuun ottamatta kaikki selittävät muuttujat ja osa niiden viiveistä olivat tilastollisesti merkitseviä pääkaupunkiseudun regressiomallissa. Mallin selityskerroin on melko korkea sekä ja on f-testin p-arvon perusteella tilastollisesti erittäin merkitsevä.

Taulukko 7. OLS-regression tulokset, pääkaupunkiseutu.

| OLS-regressio | | | | |
|--|----------|------------|--------|----------|
| Selitettävä muuttuja: $\Delta \ln$ Asuntohintahindeksi, pääkaupunkiseutu | | | | |
| Selitettävä muuttuja | Kerroin | Keskivirhe | t-arvo | p-arvo |
| $\Delta \ln$ BKT (-4) | -0,256 | 0,091 | -2,804 | 0,006*** |
| $\Delta \ln$ OMXHPI (-1) | 0,023 | 0,010 | 2,244 | 0,028** |
| $\Delta \ln$ OMXHPI (-2) | 0,029 | 0,010 | 2,831 | 0,006*** |
| $\Delta \ln$ OMXHPI (-4) | -0,022 | 0,010 | -2,275 | 0,026** |
| $\Delta \ln$ Rakennuskustannusindeksi | 0,480 | 0,185 | 2,597 | 0,011*** |
| $\Delta \ln$ Rakennuskustannusindeksi (-1) | -0,317 | 0,184 | -1,726 | 0,088* |
| Euribor 12 | 0,012 | 0,004 | 3,350 | 0,001*** |
| Euribor 12 (-1) | -0,026 | 0,005 | -5,544 | 0,000*** |
| Euribor 12 (-3) | 0,016 | 0,002 | 8,134 | 0,000*** |
| R ² | 0,638 | | | |
| F-testin p-arvo | 0,000*** | | | |

BKT vaikuttaa pääkaupunkiseudulla koko maan tavoin negatiivisesti vasta viiveellä. Myös kerroin on lähes identtinen, kuin koko maan regressiossa. OMXHPI:n neljäs viive vaikuttaa tulosten mukaan negatiivisesti hintoihin, kaksi muuta viivettä positiivisesti. Kaikkien kertoimet ovat pieniä. Lyhyellä aikavälillä pörssin positiivinen suoriutuminen näyttää vaikuttavan positiivisesti myös asuntohintoihin. Pitkällä aikavälillä vaikutus on puolestaan negatiivinen. Sijoittajat voivat mahdollisesti pidemmän ajankuluttua etsiä varoilleen muita sijoituskohteita, esimerkiksi asunnot, ja vetää varojaan pois osakemarkkinoilta, mikä selittäisi negatiivista kerrointa.

Rakennuskustannukset vaikuttavat tulosten mukaan positiivisesti asuntohintoihin, mutta viiveellä vaikutus on negatiivinen. Tulokset ovat osin samankaltaiset, kuin Golovkinan (2020, s. 64) tutkielmassa, jossa rakennuskustannusindeksin kerroin oli myös selvästi positiivinen. Hän tutki makrotaloudellisten muuttujien vaikutusta pääkaupunkiseudun asuntohintoihin vuosina 1990–2019. Muutoin tulokset olivat samankaltaisia kuin hänellä. Toisaalta hän ei ollut käyttänyt regressioissaan viiveitä, tarkasteltava ajanjakso oli eri sekä selittävät muuttujat olivat osin erit.

Euribor 12 ensimmäinen viive vaikuttaa tulosten perusteella asuntohintoihin negatiivisesti, mutta kolmas viive ja euribor 12 ilman viivettä vaikuttaa asuntohintoihin tulosten mukaan positiivisesti, mikä vaikuttaa epäloogiselta. Yksi selitys tälle kuitenkin voisi olla, että pieni nousu koroissa signaloisi positiivisemmasta näkymästä taloudessa, jonka vuoksi kuluttajat uskaltavat hankkia asunnon. Viiveen negatiivinen vaikutus on puolestaan loogisempi, sillä usein korot vaikuttavat negatiivisesti asuntohintoihin. Kaikkien euribor 12 muuttujien kertoimet ovat melko pieniä, joten tulosten perusteella niiden vaikutus hintoihin on melko vähäistä.

Koko maan regressioon verrattuna pääkaupunkiseudun asuntohintoja selittävät samat muuttujat, ainoastaan viiveissä on eroja. Pääkaupunkiseudun mallin selityskerroin on korkeampi, joskin suuri ero koko maahan on rakennuskustannusindeksin ensimmäisen viiveen negatiivinen kerroin. Myöskään OMXHPI:n neljäs viive ei ole tilastollisesti merkitsevä koko maassa. Vastaavasti euriborin toinen ja neljäs viive eivät ole tilastollisesti merkitseviä pääkaupunkiseudun mallissa, mutta korkojen kertoimet ovat muuten linjassa koko maan kanssa. Tulosten samankaltaisuus ei ole kovin yllättävä, sillä pääkaupunkiseudulla asuu suurin osa koko maan asukkaista.

Taulukko 8. OLS-regression tulokset, Tampere.

| OLS-regressio | | | | |
|---|----------|------------|--------|----------|
| Selitettävä muuttuja: $\Delta \ln$ Asuntohintahindeksi, Tampere | | | | |
| Selittävä muuttuja | Kerroin | Keskivirhe | t-arvo | p-arvo |
| $\Delta \ln$ BKT (-4) | -0,358 | 0,121 | -2,965 | 0,004*** |
| $\Delta \ln$ OMXHPI (-1) | 0,027 | 0,013 | 2,088 | 0,040** |
| $\Delta \ln$ Rakennuskustannusindeksi | 0,459 | 0,209 | 2,196 | 0,031** |
| $\Delta \ln$ Rakennuskustannusindeksi (-4) | -0,441 | 0,231 | -1,904 | 0,060* |
| Euribor 12 | 0,014 | 0,006 | 2,539 | 0,013** |
| Euribor 12 (-1) | -0,034 | 0,009 | -3,816 | 0,000*** |
| Euribor 12 (-2) | 0,022 | 0,005 | 4,661 | 0,000*** |
| R ² | 0,385 | | | |
| F-testin p-arvo | 0,000*** | | | |

Taulukossa 8 on esitetty Tampereen OLS-regression tulokset. Yksi huomattava eroavaisuus pääkaupunkiseudun tuloksiin on se, että tilastollisesti merkitseviä selittäviä muuttujia on vähemmän. Kuten pääkaupunkiseudullakin, ansiotasoindeksi ei ollut tilastollisesti merkitsevä selittämään Tampereen asuntohintojen muutoksia. Yksi selittävyteen vaikuttava tekijä saattaa olla pääkaupunkiseudun suurempi koko ja siten suurempi asuntokanta. Mallin selityskerroin on alhaisempi, mutta f-testin p-arvon perusteella malli on tilastollisesti erittäin merkitsevä pääkaupunkiseudun tavoin.

Tulosten perusteella BKT vaikuttaa asuntohintoihin negatiivisesti viiveellä. Kerroin on suurempi verrattuna pääkaupunkiseutuun, mutta vaikutus pysyy negatiivisena ja viive samana, joten euribor 12 tulos on samassa linjassa pääkaupunkiseudun kanssa. OMXHPI vaikutus on pääkaupunkiseudun tavoin viiveellä, mutta viiveitä on Tampereella ainoastaan yksi. Kertoimet ovat molemmilla alueilla lähes samat. Rakennuskustannusindeksin tulos on samankaltainen, mutta Tampereella viive on myöhempi ja kerroin negatiivisempi. Euriborin vaikutus on samankaltainen, ainoastaan pääkaupunkiseudun kolmas viive on vaihtunut toiseen viiveeseen.

Kun vertaillaan koko maan ja Tampereen regressioiden tuloksia, voidaan havaita molemmissa olevan samoja merkitseviä muuttujia, viiveissä ja kertoimissa on eroja. BKT vaikuttaa negatiivisesti molemmissa samalla viiveellä, mutta Tampereen kohdalla kerroin on noin 0,1 suurempi. OMXHPI: vaikutus ensimmäisellä viiveellä on lähes sama, mutta koko maassa myös toinen viive on tilastollisesti merkitsevä. Myös rakennuskustannusindeksin kerroin on lähes sama, mutta Tampereella myös neljäs viive on tilastollisesti merkitsevä, mutta koko maassa ei. Euriborin keroimet ovat alueiden välillä lähes identtisiä, sillä poikkeuksella, että koko maassa neljäs viive on myös tilastollisesti merkitsevä ja Tampereen mallissa se ei ole.

Taulukko 9. OLS-regression tulokset, Turku.

| OLS-regressio | | | | |
|--|----------|------------|--------|----------|
| Selittävä muuttuja: $\Delta \ln$ Asuntohintaindeksi, Turku | | | | |
| Selittävä muuttuja | Kerroin | Keskivirhe | t-arvo | p-arvo |
| $\Delta \ln$ Ansiotasoindeksi (-3) | 1,023 | 0,365 | 2,801 | 0,006*** |
| $\Delta \ln$ BKT (-4) | -0,420 | 0,155 | -2,703 | 0,008*** |
| $\Delta \ln$ OMXHPI (-4) | -0,029 | 0,017 | -1,785 | 0,078* |
| $\Delta \ln$ Rakennuskustannusindeksi | 0,523 | 0,280 | 1,866 | 0,066* |
| $\Delta \ln$ Rakennuskustannusindeksi (-2) | -0,478 | 0,293 | -1,628 | 0,107* |
| Euribor 12 | 0,014 | 0,007 | 2,123 | 0,037** |
| Euribor 12 (-1) | -0,031 | 0,011 | -2,741 | 0,008*** |
| Euribor 12 (-2) | 0,016 | 0,006 | 2,487 | 0,015** |
| R ² | 0,317 | | | |
| F-testin p-arvo | 0,000*** | | | |

Taulukossa 9 on esitetty Turun regression tulokset. Mallin selityskerroin on alhaisempi kuin kahden edellä mainitun, mutta silti tilastollisesti erittäin merkitsevä. Yksi huomattava ero pääkaupunkiseutuun ja Tampereeseen on ansiotasoindeksin tilastollinen merkitsevyys. Sen kerroin on selvästi positiivinen ja huomattava, sen ollessa hieman yli yksi. Ansiotason noustessa asuntohinnat nousevat Turussa samaa tahtia. Vaikutus tulee kuitenkin selkeästi viiveellä, eli kuluttajat eivät välittömästi tulojen noustessa riennä asuntokaupoille, vaan odottavat hieman

BKT:n vaikutus on negatiivinen ja samankaltainen Tampereen ja pääkaupunkiseudun kanssa. Tampereen tavoin ainoastaan neljäs viive oli tilastollisesti merkitsevä. OMXHPI vaikuttaa pääkaupunkiseudun tavoin vasta neljännellä viiveellä ja myös kertoimet ovat suuruusluokaltaan samoja. Rakennuskustannuksen ja sen viiveen kertoimet ovat ristiriidassa keskenään, sillä niiden mukaan se vaikuttaa selvästi positiivisesti asuntohintoihin, mutta viiveellä vaikutus on selvästi negatiivinen. Toisaalta kertoimet ovat linjassa pääkaupunkiseudun ja Tampereen kanssa, sillä myös niiden kohdalla kerroin on positiivinen, mutta viiveen kerroin negatiivinen. Rakennuskustannusten nousun asuntohintoja nostava vaikutus vaikuttaa näistä loogisemmalta, sillä kustannukset yleensä nostavat lopputuotteen hintaa.

Suurin ero verrattuna koko maan regressioon on ansiotasoindeksin tilastollinen merkitsevyys Turun regressiossa. Koko maan regressiossa ansiotasoindeksi tai mikään sen viiveistä ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Turun mallissa BKT:n neljännen viiveen kerroin on 0,17 suurempi kuin koko maan, mutta molemmissa kerroin on negatiivinen. OMXHPI:n neljäs viive oli ainoastaan tilastollisesti merkitsevä, kun koko maassa vain ensimmäinen ja toinen viive ovat tilastollisesti merkitseviä. Turun mallissa kerroin on negatiivinen, koko maan mallissa kertoimet ovat positiivisia. Rakennuskustannusindeksin kerroin on BKT:n tavoin suurempi, mutta myös indeksi toinen viive on tilastollisesti merkitsevä. Koko maan regressiossa mikään viive ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Euriborissa ainut selkeä eroavaisuus koko maan regressioon on neljännen viiveen puuttuminen, muutoin muuttujan kertoimen ovat suuruusluokaltaan ja etumerkeiltään samoja.

Taulukko 10. OLS-regression tulokset, Vaasa.

| OLS-regressio | | | | |
|---|----------|------------|--------|----------|
| Selitettävä muuttuja: $\Delta \ln$ Asuntohintahindeksi, Vaasa | | | | |
| Selittävä muuttuja | Kerroin | Keskivirhe | t-arvo | p-arvo |
| $\Delta \ln$ BKT (-2) | 0,633 | 0,276 | 2,293 | 0,024** |
| $\Delta \ln$ OMXHPI (-1) | 0,082 | 0,027 | 3,069 | 0,003*** |
| $\Delta \ln$ Rakennuskustannusindeksi | 0,815 | 0,440 | 1,854 | 0,067* |
| $\Delta \ln$ Rakennuskustannusindeksi (-2) | -0,817 | 0,472 | -1,731 | 0,087* |
| Euribor 12 (-1) | -0,007 | 0,004 | -1,712 | 0,091* |
| Euribor 12 (-4) | 0,011 | 0,004 | 2,742 | 0,007*** |
| R ² | 0,253 | | | |
| F-testin p-arvo | 0,000*** | | | |

Taulukon 10 Vaasan OLS-regression tuloksissa on havaittavissa samankaltaisuuksia, kuin aiemmin mainituissa regressioissa. Mallin selityskerroin on heikoin, mutta tilastollisesti erittäin merkitsevä. Mallissa ansiotasoindeksi tai mikään sen viive ei ollut pääkaupunkiseudun ja Tampereen mallin tavoin merkitsevä muuttuja. Ansiotasoindeksin kerroin on selvästi suurin kaikista selitettävistä muuttujista, ja vaikuttaa Vaasassa viiveellä hintoihin. Lisääntyneet tulot eivät välittömästi siirry hintoihin, vaan vasta vähän ajan kuluttua. Kerroin viestii kuluttajien varovaisuudesta suuriin investointeihin välittömästi tulojen nousua. Muuttujan vaikutus hintoihin tulosten perusteella on huomattava ja viestii asuntohintojen vahvasta riippuvuudesta ansiotasoon ja sen kehitykseen.

Euribor 12 kertoimet ovat ristiriitaisia, sillä toinen ja neljäs viive ovat tulosten mukaan negatiivisia, kun taas kolmas positiivinen. Asuntohintojen kasvu korkojen kasvaessa ei vaikuta loogiselta, joten toinen ja neljäs viive ovat enemmän todenmukaisia. OMXHPI:n kerroin on hyvin samankaltainen, kuin pääkaupunkiseudun tuloksissa. Muuttujan positiivinen vaikutus on myös looginen, vaikkakaan kerroin ei ole järin suuri.

Eroavuuksia tiettyjen muuttujien kertoimissa on havaittavissa, kun verrataan Vaasan regression tuloksia koko maan tuloksiin. Vaasan mallissa BKT:n toinen viive on tilastolli-

sesti positiivisesti merkitsevä, kun taas koko maan mallissa BKT:n neljäs viive on negatiivisesti merkitsevä. Molempien tuloksissa OMXHPI:n ensimmäinen viive on merkitsevä ja koko maassa lisäksi toinen viive on merkitsevä. Ensimmäisien viiveiden kertoimet ovat keskenään lähes samoja, Vaasan kertoimen ollessa 0,05 suurempi. Rakennuskustannusindeksissä on suuri ero, Vaasan mallissa kerroin on kaksinkertainen verrattuna koko maan malliin. Vaasan mallissa rakennuskustannusindeksin toinen viive on myös merkitsevä, mutta kerroin on negatiivinen. Euribor 12 kertoimet ovat mallien välillä samankaltaisia. Koko maan regressiossa merkitseviä ovat myös euribor 12 ilman viivettä sekä toinen viive. Näistä kumpikaan ei ole Vaasan regressiossa merkitsevä.

4.4 Tulosten analyysi

Asuntohinnat ovat nousseet Suomessa noin 67,6 % vuodesta 2000 vuoteen 2023. Tarkasteltavista alueista hinnat ovat nousseet eniten Turussa, jonka jälkeen pääkaupunkiseudulla, Tampereella ja Vaasassa. Hintojen kehitys on ollut tarkasteltavilla alueilla saman tyylistä, mutta ei kuitenkaan täysin identtistä. Suomen asuntohintojen kehitys poikkeaa hieman pääkaupunkiseudun, Tampereen ja Turun kehityksestä, kehityksen ollessa kyseisiä alueita maltillisempaa. Vaasan asuntohintojen kehitys poikkeaa selvästi muista alueista, ollen selvästi heikointa. Lisäksi kaikkien alueiden, myös Suomen, asuntohintaaindeksin huippu oli vuonna 2022, Vaasan vuoden 2013 asuntohintaaindeksin korkein arvo. Aluista Vaasa erottuu selvästi muista niin indeksin kehityksen, kuin myös indeksin arvon perusteella.

Valitut makrotaloudelliset muuttujat kykenivät selittämään hintoja vaihtelevasti alueesta riippuen. Alueiden regressiomallien selitysasteet vaihtelivat, pääkaupunkiseudun mallin selitysasteen ollessa korkein ja Vaasan matalin. Alueista Turku on ainut, jossa ansiotasoindeksi, tarkemmin sen kolmas viive, on tilastollisesti merkitsevä muuttuja. Muuttujan kerroin on 1,023 ja on tilastollisesti merkitsevä 1 %:n todennäköisyydellä. Muuttujan vaikutus on testin tulosten perusteella merkittävä, jonka vuoksi on hieman yllättävää, että muilla alueilla ansiotasoindeksi tai mikään sen viive ei ollut tilastollisesti merkitsevä

muuttuja. Alueiden asuntohintaindeksin kehitys on ollut samankaltaista, mikä lisää epäilyksiä ansiotasoindeksin merkitsemättömyydestä muilla alueilla. Aikaisempaan kirjallisuuteen perustuen tulos on yllättävä, sillä niissä keskimäärin palkoilla oli positiivinen vaikutus asuntohintoihin.

Kaikilla alueilla BKT on viiveellä tilastollisesti merkitsevä muuttuja. Vaasassa toinen viive on tilastollisesti merkitsevä, muilla alueilla neljäs. Ainoastaan yksi BKT:n viiveistä on jokaisella alueella tilastollisesti merkitsevä. BKT on merkitsevä 1 %:n ja 5 %:n todennäköisyydellä kaikilla alueilla, mutta Vaasassa kerroin on positiivinen ja muilla alueilla negatiivinen. BKT:n kasvaessa asuntohinnat keskimäärin tulosten perusteella laskevat, mikä vaikuttaa epäloogiselta. Toisaalta aikaisemman kirjallisuuden tulokset ovat myös ristiriitaisia. BKT:n tavoin OMXHPI vaikuttaa alueiden hintoihin viiveellä. Kerroin on positiivinen pääkaupunkiseudulla, Tampereella ja Vaasassa. Turussa kerroin on negatiivinen, kuin myös pääkaupunkiseudun OMXHPI:n neljäs viive.

Rakennuskustannusindeksin vaikutus on selvästi positiivinen kaikilla alueilla, mutta viiveellä vaikutus on negatiivinen kaikilla alueilla. Kirjallisuudessa vaikutus on ollut positiivinen, mikä poikkeaa muuttujan viiveiden kertoimista. Hieman ristiriitaista tuloksista tekee myös se, että muuttujan ja sen viiveen kertoimet ovat suuruusluokaltaan samat, mutta etumerkit eri. Toisaalta kertoimien perusteella rakennuskustannuksilla on selvä vaikutus asuntohintoihin, mutta se, onko vaikutus positiivinen vai negatiivinen, on regressioiden tulosten perusteelle epäselvää.

Koroilla ei tulosten perusteella ole suurta vaikutusta asuntohintoihin, vaikka jokaisella alueella Euribor 12 tai jokin viiveistä on tilastollisesti merkitsevä. Kertoimet ovat kuitenkin hyvin pieniä, eli myös vaikutus jää pieneksi. Kirjallisuudessa korkojen on havaittu vaikuttavan asuntohintoihin, joten tulokset ovat niiden kanssa samankaltaisia. Kaikista selittävästä muuttujista korkojen vaikutus on kaikilla alueilla pienintä. Viiveestä riippuen kerroin on positiivinen tai negatiivinen, joten sitä, miten korot vaikuttavat asuntohintoihin, ei voi varmuudella sanoa.

5 Johtopäätökset

Asuntohintojen ja makrotaloudellisten muuttujien vuorovaikutukseen keskittyvät aiemmat tutkimukset eivät ole täysin yksimielisiä muuttujien vaikutuksesta hintoihin. Keskimäärin koroilla on havaittu olevan negatiivista vaikutusta asuntohintoihin, mutta vaikutuksen suuruus saattaa vaihdella alueesta riippuen. BKT:n vaikutus asuntohintoihin on aikaisemman kirjallisuuden perusteella epäselvä ja vaihtelee alueittain. Rakennuskustannuksilla sekä osakemarkkinoilla on havaittu negatiivista vaikutusta asuntohintoihin. Toisaalta joissain tutkimuksissa osakemarkkinoilla ja asuntohinnoilla havaittiin positiivista yhteyttä. Palkkojen vaikutus on keskimäärin ollut positiivinen asuntohintoihin aikaisemmissa tutkimuksissa.

Tulosten perusteella koroilla on melko mitätön vaikutus asuntohintoihin. Viiveitä lisäämällä olisivat tulokset saattaneet olla hieman erilaisia, mutta suurta muutosta tuskin olisi ollut havaittavissa. Korot eivät vaikuta merkittävästi asuntohintoihin tarkasteltavilla alueilla, eikä koko maassa. Asunnon omistajien, ostamista tai myymistä harkitsevien ei siis tulosten perusteella tule olla huolissaan asuntohintojen kallistumisesta tai halpenemisestä korkojen muuttuessa. Asunnot ovat siis tulosten valossa hyvä sijoitus, mikäli haluaa suojaa koroilta.

Sen sijaan rakennuskustannusten vaikutus asuntohintoihin on merkittävä. Suoraan rakentamisen kustannuksiin vaikuttavat tekijät vaikuttavat tulosten perusteella eniten asuntohintoihin. Asunnon ostajat tai myyjät eivät kuitenkaan voi näihin tekijöihin vaikuttaa, mutta rakennusyrietykset voivat rajoitetusti asuntohintoihin vaikuttaa. Toisaalta rakennusyrietykset eivät kykene kaikkia kustannuksiaan täysin itse määrittämään, mutta loppuhinnan ne voivat tietyin ehdoin määrittämään. Rakennuskustannuksiin eniten vaikuttavien tekijöiden tutkiminen auttaisi ymmärtämään kustannusten kehityksen taustoja ja siten myös asuntohintojen kehitystä.

Mikäli tarkastellaan asuntohintojen kehitystä, eikä asuntojen absoluuttisia hintoja, tarkasteltavista alueista Turku on ollut asuntosijoittajalle paras. Asuntohinnat ovat kasvaneet Turussa eniten 2000-2023, mutta myös pääkaupunkiseudun ja Tampereen asuntohintojen kehitys on ollut hyvää. Sen sijaan Vaasan asuntohintojen kehitys on ollut selvästi alueista huonointa. Toisaalta Turku, pääkaupunkiseutu ja Tampere ovat asuntosijoittajille houkuttelevia ja siten myös hyvin kilpailtuja alueita, jolloin myös asunnon saanti vaikeutuu. Koska Vaasan asunnot ovat halvempia muiden alueiden asuntoihin verrattuna, myös asuntosijoittamisen aloittaminen vaatii Vaasassa pienemmän alkupääoman. Kaikilla tarkasteltavilla alueilla on kysyntä kaupunginosia, joissa kilpailu asunnoista on kovaa. Kaupunginosissa, joissa asuntojen kysyntä on vähäisempää, on siten myös mahdollisuuksia hyviin löytöihin seuraamalla markkinoita aktiivisesti. Tällaiset tilanteet voivat johtua esimerkiksi vähäisestä asuntojen hintahistoriasta kyseisessä kaupunginosassa, mikä saattaa johtaa asuntojen alihinnoitteluun.

Tutkielmassa tarkastelujaksona on vuodet 2000–2023. Valitsemalla pidemmän ajanjakson, olisi havaintopisteitä tullut enemmän ja siten myös regressioiden tulokset olisivat olleet luotettavimpia. Vaikka pienimmän neliösumman menetelmä on paljon käytetty asuntohintatutkimuksessa, ei se regressioiden selitysteiden perusteella ole paras menetelmä kaikkien tässä tutkielmassa käsitellyiden alueiden tutkimisessa. Paras selityste on pääkaupunkiseudun regressiossa, mikä oli odotettavissa, sillä kyseiseltä alueelta on eniten aineistoa, sillä suurin osa Suomen väestöstä asuu kyseisellä alueella. Yksi keino parantaa muiden alueiden regressiomallien selitysteitä voisi olla aineiston tehokkaampi ja parempi keräys. Esimerkiksi palkkoja ja rakennuskustannuksia voisi tilastoida enemmän paikallisesti, kuin koko maan tasolla. Myös alueella olevien asuntojen ja myytyjen asuntojen määrä vaikuttaa oleellisesti asuntohintaindeksin oikeellisuuteen, mikä tuo omat haasteensa alueille, jossa asuntoja myydään vähän ja hintojen vaihteluväli on suuri.

Jatkotutkimusmahdollisuuksia tutkielmalle voisi olla asuntohintojen syvällisempi tarkastelu paikallisesti. Valitsemalla eri selittäviä muuttujia myös tulokset ovat eriä. Moni Suomea tarkasteleva tutkielma keskittyy pääkaupunkiseudulle tai suurempiin kaupunkeihin, joten olisi mielenkiintoista saada tuloksia myös pienempien kaupunkien osalta. Tämä vaatisi asuntohintojen aktiivista seuraamista, mikä hankaloittaisi sekä pitkittäisi tutkielman toteuttamista. Myös rakennuskustannuksien syvällisempi tutkiminen saattaisi auttaa saamaan paremman käsityksen asuntohintojen muodostumisesta, sillä tulosten perusteella rakennuskustannusindeksi vaikuttaa voimakkaimmin asuntohintoihin.

Lähteet

- Adams, Z., & Füss, R. (2010). Macroeconomic determinants of international housing markets. *Journal of housing economics*, 19(1), 38-50. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2009.10.005>
- Algieri, B. (2013). House Price Determinants: Fundamentals and Underlying Factors. *Comparative economic studies*, 55(2), 315-341. <https://doi.org/10.1057/ces.2013.3>
- Alkan, U. (2022). Main determinants of house prices: Effects of construction cost and house sales to foreigners. *Business & management studies: an international journal*, 10(4), 1512-1528. <https://doi.org/10.15295/bmij.v10i4.2159>
- Alpha Kabine, C. (2023). Determinants of house prices in Malaysia. *International journal of housing markets and analysis*, 16(1), 85-99. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-09-2021-0105>
- Al-Masum, M. A., & Lee, C. L. (2019-08-27). Modelling housing prices and market fundamentals: Evidence from the Sydney housing market. *International journal of housing markets and analysis*, 12(4), 746-762. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-10-2018-0082>
- Asuntojenhinnat.fi. (n.d. -a). *Toteutuneet asuntokaupat*. Noudettu 22.3.2025 osoitteesta <https://www.asuntojenhinnat.fi/myytyjen-asuntojen-tilastot>
- Asuntojenhinnat.fi. (n.d. -a). *Toteutuneet asuntokaupat - Espoo*. Noudettu 22.3.2025 osoitteesta <https://www.asuntojenhinnat.fi/myytyjen-asuntojen-tilastot/kunta/espoo>
- Asuntojenhinnat.fi. (n.d. -a). *Toteutuneet asuntokaupat - Helsinki*. Noudettu 22.3.2025 osoitteesta <https://www.asuntojenhinnat.fi/myytyjen-asuntojen-tilastot/kunta/helsinki>
- Asuntojenhinnat.fi. (n.d. -a). *Toteutuneet asuntokaupat - Kauniainen*. Noudettu 22.3.2025 osoitteesta <https://www.asuntojenhinnat.fi/myytyjen-asuntojen-tilastot/kunta/kauniainen>

- Asuntojenhinnat.fi. (n.d. -a). *Toteutuneet asuntokaupat - Tampere*. Noudettu 22.3.2025 osoitteesta <https://www.asuntojenhinnat.fi/myytyjen-asuntojen-tilas-tot/kunta/tampere>
- Asuntojenhinnat.fi. (n.d. -a). *Toteutuneet asuntokaupat - Turku*. Noudettu 22.3.2025 osoitteesta <https://www.asuntojenhinnat.fi/myytyjen-asuntojen-tilas-tot/kunta/turku>
- Asuntojenhinnat.fi. (n.d. -a). *Toteutuneet asuntokaupat - Vaasa*. Noudettu 22.3.2025 osoitteesta <https://www.asuntojenhinnat.fi/myytyjen-asuntojen-tilas-tot/kunta/vaasa>
- Asuntojenhinnat.fi. (n.d. -a). *Toteutuneet asuntokaupat - Vantaa*. Noudettu 22.3.2025 osoitteesta <https://www.asuntojenhinnat.fi/myytyjen-asuntojen-tilas-tot/kunta/vantaa>
- Azam Khan, M., Ali, N., Khan, H., & Yien, L. C. (2023). Factors determining housing prices: Empirical evidence from a developing country's Pakistan. *International journal of housing markets and analysis*, 16(5), 936-954. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-04-2022-0064>
- Bahmani-Oskooee, M., & Ghodsi, S. H. (2016). Do changes in the fundamentals have symmetric or asymmetric effects on house prices? Evidence from 52 states of the United States of America. *Applied economics*, 48(31), 2912-2936. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1130795>
- Bissoondeed, R. K. (2021). The links between regional house prices and share prices in the UK. *Regional studies*, 55(2), 256-268. <https://doi.org/10.1080/00343404.2020.1795108>
- Borowiecki, K. J. (2009). The Determinants of House Prices and Construction: An Empirical Investigation of the Swiss Housing Economy. *International Real Estate Review*, 12(3), 193-220. <https://econpapers.repec.org/RePEc:ire:is-sued:v:12:n:03:2009:p:193-220>
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance* (2nd ed.). Cambridge University Press.

- Chen, M., Tsai, I., & Chang, C. (2007). House prices and household income: Do they move apart? Evidence from Taiwan. *Habitat international*, 31(2), 243-256. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2007.02.005>
- Chi-Wei, S., Yin, X. C., Tao, R., & Zhou, H. (2018). Are housing prices improving GDP or vice versa? A cross-regional study of China. *Applied economics*, 50(29), 3171-3184. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1418078>
- Datastream. [rajattu pääsy].
- DiPasquale, D. & Wheaton, W. C. (1992). The Markets for Real Estate Assets and Space: A Conceptual Framework. *Real estate economics*, 20(2), 181-198. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.00579>
- Mihaljek, D., & Égert, B. (2007). Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe. *Comparative economic studies*, 49(3), 367-388. <https://doi.org/10.1057/palgrave.ces.8100221>
- Eläketurvakeskus. (2024). *Työeläkejärjestelmän eläkevarat ja rahavirrat*. etk.fi. Noudettu 30.10.2024 osoitteesta <https://www.etk.fi/tutkimus-tilastot-ja-ennusteet/tilastot/tyoelakkeiden-rahoitus/tyoelakejarjestelman-elakevarat-ja-rahavirrat/>
- Etuovi.com. (2024). *Asuntomarkkinat ja asuntojen hinnat Suomessa. Asuntokaupan kehitys 9/2024*. Etuovi.com. Noudettu 29.10.2024 osoitteesta <https://www.etuovi.com/asuntojen-hinnat-ja-asuntomarkkinat>
- Gallin, J. (2006). The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets. *Real estate economics*, 34(3), 417-438. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6229.2006.00172.x>
- Golovkina, J. (2020). *Macroeconomic Factors and Housing Prices in the Helsinki Metropolitan Area* [pro gradu -tutkielma, Vaasan yliopisto]. Osuva. <https://urn.fi/URN:NBN:fi-fe2020102185863>
- Guan, Y., & Cheung, K. (2023). The Costs of Construction and Housing Prices: A Full-Cost Pricing or Tendering Theory? *Buildings (Basel)*, 13(7), 1877. <https://doi.org/10.3390/buildings13071877>
- Gujarati, D. (2003). *Basic econometrics* (4th ed.). McGraw-Hill.

- Helsingin Seudun Suunnat. (2025). *Väkiluvun muutos*. Noudettu 3.3.2025 osoitteesta <https://www.helsinginseudunsuunnat.fi/fi/vakiluvun-muutos>
- Irandoust, M. (2021). The causality between house prices and stock prices: Evidence from seven European countries. *International journal of housing markets and analysis*, 14(1), 137-156. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-02-2020-0013>
- Jud, G. D., & Winkler, D. T. (2002). The Dynamics of Metropolitan Housing Prices. *The Journal of real estate research*, 23(1/2), 29-46. <https://doi.org/10.1080/10835547.2002.12091069>
- Kalabiska, R., & Hlavacek, M. (2022). Regional Determinants of Housing Prices in the Czech Republic. *Finance a úvěr*, 72(1), 2-29. <https://doi.org/10.32065/CJEF.2022.01.01>
- Kuntaliitto. (n.d.). *Kaupunkien ja kuntien lukumäärät ja väestötiedot*. Noudettu 4.3.2025 osoitteesta <https://www.kuntaliitto.fi/kuntaliitto/tietotuotteet-ja-palvelut/kaupunkien-ja-kuntien-lukumaarat-ja-vaestotiedot>
- Lekhuleni, T. I., & Ndlovu, G. (2023-11-29). The dynamic effect of macroeconomic factors on housing prices: Evidence from South Africa. *PloS one*, 18(11), e0290552. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0290552>
- Lönqvist, H. (2015). *On The Effects of Urban Natural Amenities, Architectural Quality and Accessibility to Workplaces on Housing Prices: An empirical study on the Helsinki Metropolitan Area*. Helsingin kaupungin tietokeskus. Noudettu 18.12.2024 osoitteesta https://www.hel.fi/hel2/Tietokeskus/julkaisut/pdf/16_02_04_Tutkimuksia_5_2015_Lonqvist.pdf
- Marinković, S., Džunić, M., & Marjanović, I. (2024). Determinants of housing prices: Serbian Cities' perspective. *Journal of housing and the built environment*, 39(3), 1601-1626. <https://doi.org/10.1007/s10901-024-10134-5>
- McQuinn, K. & O'Reilly, G. (2008). Assessing the role of income and interest rates in determining house prices. *Economic modelling*, 25(3), 377-390. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.06.010>

- Melecky, A., & Paksi, D. (2024). Drivers of European housing prices in the new millennium: Demand, financial, and supply determinants. *Empirica*, 51(3), 731-753.
<https://doi.org/10.1007/s10663-024-09611-5>
- Oikarinen, E. (2007). *Studies on housing price dynamics*. Turku School of Economics : KY-Dealing. <https://urn.fi/URN:ISBN:978-951-564-507-4>
- Oikarinen, E. (2009). Household borrowing and metropolitan housing price dynamics – Empirical evidence from Helsinki. *Journal of housing economics*, 18(2), 126-139.
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2009.04.001>
- Oikarinen, E. (2011). *Asuntohintojen kansantaloudelliset vaikutukset. Kansantaloudellinen aikakauskirja – 107. vsk. – 2/2011*, 128-149. Noudettu 30.10.2024 osoitteesta <https://www.taloustieteellinenyhdistys.fi/images/stories/kak/KAK22011/kak22011oikarinen.pdf>
- Oikotie.fi. (n.d. -a). *Myytävät asunnot*. Noudettu 3.3.2025 osoitteesta <https://asunnot.oikotie.fi/myytavat-asunnot?pagination=1&locations=%5B%5B64,6,%22Helsinki%22%5D,%5B39,6,%22Espoo%22%5D,%5B130,6,%22Kauniai-nen%22%5D,%5B65,6,%22Vantaa%22%5D%5D&cardType=100>
- Oikotie.fi. (n.d. -b). *Myytävät asunnot*. Noudettu 3.3.2025 osoitteesta <https://asunnot.oikotie.fi/myytavat-asunnot?pagination=1&locations=%5B%5B386,6,%22Tampere%22%5D%5D&cardType=100>
- Oikotie.fi. (n.d. -c). *Myytävät asunnot*. Noudettu 3.3.2025 osoitteesta <https://asunnot.oikotie.fi/myytavat-asunnot?pagination=1&locations=%5B%5B395,6,%22Turku%22%5D%5D&cardType=100>
- Oikotie.fi. (n.d. -d). *Myytävät asunnot*. Noudettu 3.3.2025 osoitteesta <https://asunnot.oikotie.fi/myytavat-asunnot?pagination=1&locations=%5B%5B411,6,%22Vaasa%22%5D%5D&cardType=100>
- OP. (n.d.). *Asuntolainan korko*. op.fi. Noudettu 25.2.2025 osoitteesta <https://www.op.fi/henkiliasiakkaat/lainat-ja-asunnot/korot-ja-hinnat>
- Palma, W. (2016). *Time Series Analysis*. John Wiley & Sons, Incorporated.

- Shi, S., Jou, J., & Tripe, D. (2014). Can interest rates really control house prices? Effectiveness and implications for macroprudential policy. *Journal of banking & finance*, 47(1), 15-28. <https://doi.org/10.1016/j.ibankfin.2014.06.012>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2015). *Introduction to econometrics* (Updated third edition. Global edition.). Pearson Education Limited.
- Suomen Pankki. (2024). *Euriborkorot kuukausittain*. suomenpankki.fi. Noudettu 19.11.2024 osoitteesta https://www.suomenpankki.fi/fi/tilastot/taulukot-ja-kuvat/kuviot/euriborkorot_kk_chrt_fi/
- Tampere. (n.d.). *Tampere-tietoa*. Noudettu 3.3.2025 osoitteesta <https://www.tampere.fi/tampere-tietoa>
- Tilastokeskus. (n.d. -j). *Ansiotasoindeksi*. stat.fi. Noudettu 2.3.2025 osoitteesta <https://stat.fi/meta/kas/ansiotasoindeks.html>
- Tilastokeskus. (n.d. -i). *Ansiotasoindeksi, säännöllisen ansion indeksi ja reaaliansioindeksi työnantajasektoreittain, 1995Q1-2024Q4**. stat.fi. Noudettu 4.12.2024 osoitteesta https://pxdata.stat.fi/PxWeb/pxweb/fi/StatFin/StatFin_ati/statfin_ati_pxt_13ru.px/table/tableViewLayout1/
- Tilastokeskus. (2024). *Asuminen ja rakentaminen*. stat.fi. Noudettu 29.10.2024 osoitteesta https://stat.fi/tup/suoluk/suoluk_asuminen.html
- Tilastokeskus. (n.d. -d). *Bruttokansantuote ja -tulo sekä tarjonta ja kysyntä neljännesvuosittain, 1990Q1-2024Q4*. stat.si. Noudettu 4.12.2024 osoitteesta https://pxdata.stat.fi/PxWeb/pxweb/fi/StatFin/StatFin_ntp/statfin_ntp_pxt_132h.px/table/tableViewLayout1/
- Tilastokeskus. (n.d. -e). *Kausitasoitettu sarja*. stat.fi. Noudettu 2.3.2025 osoitteesta <https://stat.fi/meta/kas/kausitasoitettu.html>
- Tilastokeskus. (n.d. -a). *Kuntien avainluvut 1987–2023*. stat.fi. Noudettu 17.3.2025 osoitteesta https://pxdata.stat.fi/PxWeb/pxweb/fi/Kuntien_avainluvut/Kuntien_avainluvut_uusin/kuntien_avainluvut_aikasarja.px/table/tableViewLayout1/
- Tilastokeskus. (n.d. -h). *Rakennuskustannusindeksi*. stat.fi. Noudettu 2.3.2025 osoitteesta https://stat.fi/meta/kas/rak_kust_indeks.html

- Tilastokeskus. (n.d. -g). *Rakennuskustannusindeksit, kokonaisindeksi, kuukausitiedot, 1951M01-2025M01*. stat.fi. Noudettu 4.12.2024 osoitteesta https://pxdata.stat.fi/PxWeb/pxweb/fi/StatFin/StatFin_rki/stat-fin_rki_pxt_13g8.px/table/tableViewLayout1/
- Tilastokeskus. (n.d. -f). *Työpäiväkorjattu sarja*. stat.fi. Noudettu 2.3.2025 osoitteesta <https://stat.fi/meta/kas/tyopaivakorjatt.html>
- Tilastokeskus. (n.d. -c). *Vanha asunto*. stat.fi. Noudettu 18.11.2024 osoitteesta https://stat.fi/meta/kas/vanha_asunto.html
- Tilastokeskus. (n.d. -b). *Vanhojen osakeasuntojen hintaindeksit (2000=100), neljännesvuosittain, 1988Q1-2024Q4*. stat.fi. Noudettu 20.2.2025 osoitteesta https://pxdata.stat.fi/PxWeb/pxweb/fi/StatFin/StatFin_ashi/stat-fin_ashi_pxt_13my.px/
- Vaasa. (n.d. -b). *Onnellinen opiskelijakaupunki*. Noudettu 3.3.2025 osoitteesta <https://www.vaasa.fi/koulutus-ja-tyo/onnellinen-opiskelijakaupunki/>
- Vaasa. (n.d. -a). *Tilastot – Väestö*. Noudettu 3.3.2025 osoitteesta <https://www.vaasa.fi/tietoa-vaasasta-ja-seudusta/tilastoja-vaasan-seudusta/tilastot-vaesto/>
- Yle. (2024). *Uusista asunnoista voi tulla pian pulaa Tampereella, arvioi asiantuntija – kaupunki kasvaa, mutta rakentaminen hidastuu*. Noudettu 4.3.2025 osoitteesta <https://yle.fi/a/74-20087035>
- Zhu, H., Li, Z., & Guo, P. (2018). The impact of income, economic openness and interest rates on housing prices in China: Evidence from dynamic panel quantile regression. *Applied economics*, 50(38), 4086-4098. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1441512>