

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

Taloustieteiden tiedekunta

TARJONTA SUOMEN ASUNTOMARKKINOILLA

Kansantaloustiede
Pro gradu -tutkielma
Helmikuu 2006

Laatija: Janne Liljavuori

Ohjaaja: Professori Kari Heimonen

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO TALOUSTIETEIDEN TIEDEKUNTA

Tekijä Janne Liljavuori	
Työn nimi Tarjonta Suomen asuntomarkkinoilla	
Oppiaine Kansantaloustiede	Työn laji Pro gradu -tutkielma
Aika Helmikuu 2006	Sivumäärä 61+2
<p>Tiivistelmä – Abstract</p> <p>Asuntomarkkinoiden tutkimus on keskittynyt asuntojen kysynnän tutkimiseen. Sen sijaan asuntojen tarjonnan tutkimus on ollut vähäistä. Suomessa asuntojen hinnat ovat nousseet huimasti. Syiksi on esitetty mm. asuntojen kysynnän kovaa kasvua ja kuluttajien mieltymyksiä yhä laadukkaampiin asuntoihin. Hiukan on myös keskusteltu siitä, että asuntotarjontaa on kysyntään nähden liian vähän, mikä aiheuttaa hintojen nousua. Kuitenkaan asuntotarjontaa ei ole tutkittu Suomen osalta. Tämä pro gradu –tutkimus pyrkii selvittämään Suomen asuntotarjonnan piirteitä ja viritämään keskustelua Suomen asuntomarkkinoista tarjonnan kannalta.</p> <p>Asuntomarkkinoiden teoreettisen tarkastelun lisäksi Suomen asuntotarjontaa tutkitaan kahdella empiirisellä menetelmällä. Ensimmäisessä menetelmässä tutkitaan asuntojen hintojen Granger-kausalisuutta asuntorakentamiseen 24 kaupungin sekä niiden seutukuntien paneeliaineistolla. Toisessa menetelmässä tutkitaan asuntojen hintojen ja rakennuskustannusten suhteen (ns. Tobinin q-suhteen) vaikutusta rakennuslupien, aloitetun asuntorakentamisen sekä asuntoinvestointien määrään koko maata kuvaavalla aikasarja-aineistolla. Menetelmissä huomioidaan asuntojen laatuerot. Tavoitteena on saada Suomen asuntotarjonnalle estimaatti tarjontajoudesta ja vertailla tätä kansainvälisiin tutkimuksiin.</p> <p>Tutkimustulokset osoittavat, että Suomen asuntotarjonta on kansainvälisesti verrattuna melko joustamatonta. Tarjonnan hintajoudesta Granger-kausalisuuden menetelmässä saatiin noin 1,3 ja Tobinin q:n menetelmässä noin 1,4. Tässä työssä tarkasteltujen kansainvälisten tutkimusten keskimääräinen tarjontajousto on noin 3,0. Suomen luvut ovat kuitenkin samaa luokkaa esimerkiksi vastaavantyyppisen ruotsalaisen tutkimuksen kanssa. Työssä saatiin lisäksi estimaatti asuntomarkkinoiden sopeutumiseksi epätasapainotilanteessa. Tulosten mukaan Suomen asuntomarkkinoiden epätasapainosta korjautuu seuraavan vuosineljänneksen aikana noin 54-66 prosenttia (vrt. Ruotsin 47 prosenttia).</p>	
Asiasanat asuntomarkkinat, asuntotarjonta, Granger-kausalisuus, Tobinin q, tarjontajousto, hintajousto	
Säilytyspaikka Jyväskylän yliopisto / Taloustieteiden tiedekunta	

ESIPUHE

Tämän pro gradu –tutkimuksen tekeminen on ollut kiehtovaa ja mielekästä useasta syystä. Sain aiheen tähän tutkimukseen Valtion taloudellisesta tutkimuskeskuksesta, jonka korkeakouluharjoittelijana olin kesällä 2005. Eri tahot tutkimuskeskuksessa olivat myös koko prosessin ajan ohjaamassa ja tukemassa työtäni. Lisäksi olen saanut olla tekemisissä usean ihmisen ja organisaation kanssa. Tutkielma ei olisi ollut mahdollinen tässä laajuudessaan ilman näiden tahojen tukea ja yhdessä ideointia.

Haluan kiittää kaikkia niitä henkilöitä ja organisaatioita, joiden kanssa olen ollut tekemisissä tutkimusprosessin kuluessa. Erityiskiitokset haluan esittää ohjaajalleni, professori Kari Heimoselle Jyväskylän yliopistosta sekä esimiehelleni, tutkimusjohtaja, dosentti Aki Kangasharjulle Valtion taloudellisesta tutkimuskeskuksesta. Kiitän myös professori Heikki A. Loikkasta Helsingin yliopistosta, tutkija Teemu Lyytikäistä Valtion taloudellisesta tutkimuskeskuksesta, erityisasiantuntija Markku Stenborgia Valtiovarainministeriöstä sekä projektitutkija Henrik Lönnqvistiä Helsingin kaupungin tietokeskuksesta kommentteista, ideoista, kritiikistä sekä tuesta tutkimustani kohtaan. Haluan myös kiittää Kiinteistöalan koulutussäätiötä tutkielmaan myönnetystä stipendistä.

Jyväskylässä, 17.2.2006

Janne Liljavuori

SISÄLLYS

1	Johdanto.....	1
1.1	Taustaa.....	1
1.2	Tutkimuksen tavoitteet ja rakenne.....	2
2	Asuntokannan ja asuntojen hintojen kehitys suomessa 1987-2003	4
3	Asuntomarkkinoiden teoriaa ja tutkimuksia.....	10
3.1	Asuntomarkkinat ja niiden toiminta	10
3.2	Asuntomarkkinoiden tutkiminen	11
3.3	Asuntomarkkinoiden erityispiirteiden huomioiminen.....	13
3.3.1	Asuntojen kestävyys	13
3.3.2	Asuntojen erilaisuus	14
3.4	Asuntomarkkinoiden sopeutuminen ja sitä hidastavat tekijät	15
3.4.1	Transaktiokustannukset	15
3.4.2	Maankäytön rajoitukset	16
3.4.3	Hintasopeutuminen.....	17
3.5	Asuntojen tarjonta.....	17
3.5.1	Tarjonnan mallintaminen keskeisimmässä tutkimuksessa.....	18
3.5.2	Tobinin q-teoria asuntomarkkinoilla	29
3.5.3	Asuntotarjonnan rajoitukset.....	32
3.5.4	Yhteenveto aiemmista joustotutkimuksista.....	34
3.6	Yhteenveto asuntomarkkinoiden piirteistä ja kehityksestä Suomessa	37
4	Suomen asuntotarjonnan mallintaminen ajanjaksolla 1987-2005	40
4.1	Aineisto ja muuttajat	40
4.2	1. menetelmä: Granger-kausalisuustesti	44
4.3	2. menetelmä: Tobinin q.....	49
4.4	Tulosten vertailua aiempiin tutkimuksiin.....	55
5	Yhteenveto ja päätelmät	58
	Lähteet.....	60
	Liitteet	

1 JOHDANTO

1.1 Taustaa

Tässä pro gradu -tutkimuksessa tarkastellaan asuntomarkkinoiden tarjonnan määräytymistä. Tutkimuksessa puututaan asuntomarkkinoiden tutkimuksessa pitkään vallinneeseen puutteeseen, eli tarjonnan tarkasteluun. Vuosien saatossa asuntomarkkinoiden tutkimus on keskittynyt lähinnä asuntojen kysyntään, sillä pääasiallisena asuntomarkkinoita muuttavana tekijänä on pidetty muuttoliikettä, joka vaikuttaa suoraan asuntojen kysyntään. Pääkaupunkiseudulle ja muihin kasvukeskuksiin kohdistuva positiivinen nettomuutto kasvattaa asuntojen kysyntä, mikä heijastuu nopeasti asuntojen hintoihin, mikäli tarjonta ei kykene reagoimaan kysynnän muutoksiin. Tutkimuksia, joissa käsitellään asuntojen tarjonnan reagointia asuntojen hintojen muutokseen, on vähän ja ne ovat verrattain vanhoja. Tarjonnan pitäisi lisääntyä hintojen nousun yhteydessä, mutta ei ole olemassa kattavia tutkimuksia, tapahtuuko näin Suomen asuntomarkkinoiden kohdalla. Emme myöskään tiedä, kuinka kauan tarjonnan sopeutuminen hinnan muutoksiin kestää. Asuntojen rakentaminen on aikaa vievä prosessi, joten asuntotarjonta reagoi hinnan muutoksiin kohtalaisen pitkällä viiveellä, jos reagoimista yleisesti ottaen edes tapahtuu.

Kiinnostus asuntomarkkinoihin yleensäkin on kasvanut huomasti viime vuosina. Syynä tähän etenkin Suomen kohdalla ovat asuntojen nopeasti nousseet hinnat. Vuodesta 2000 vuoteen 2003 asuntojen reaaliset keskihinnat nousivat noin 14 prosenttia (Tilastokeskus 2005a), kun taas reaaliset käytettävissä olevat tulot nousivat noin 7 prosenttia (Tilastokeskus 2006). Edellisen kerran asumisesta ja asuntomarkkinoista käytiin vilkasta keskustelua 1960- ja 1970-luvuilla, jolloin Suomessa muutettiin runsaasti maaseudulta kaupunkeihin. Muuttoliikkeestä johtuen asuntorakentaminen oli kiivasta 1970-luvulla, mikä innoitti keskusteluun asuntomarkkinoita koskien. Tämän jälkeen asumisen tutkimus ja kehittäminen eivät ole olleet poliittisesti kiinnostavia aiheita, joten asuntomarkkinoiden tutkimus ja asumisen kehittäminen ovat olleet vaikeita. (Ilmonen, Manninen & Söderholm 2004: 5.)

Vuoden 2005 ensimmäisellä neljänneksellä asuntojen hinnat olivat keskimäärin noin neljänneksen korkeammat kuin viisi vuotta aiemmin. Syitä hintojen nousuun on monia. Tärkeimpiä

syitä ovat muuttoliikkeestä johtuva asuntojen kysynnän voimakas kasvu sekä kuluttajien mieltymykset yhä laadukkaampiin asuntoihin. Maantieteellisesti hintojen suhteellisilla (prosentuaalisilla) muutoksilla ei ole suurtakaan eroa. Kehitys on ollut joka puolella Suomea likimain samanlaista. Sen sijaan asuntojen hintojen absoluuttisilla arvoilla tarkasteltuna erot ovat suuria. Esimerkiksi vuoden 2005 ensimmäisellä neljänneksellä pääkaupunkiseudulla vanhan kerrostaloasunnon keskimääräinen neliöhinta oli noin 2 400 euroa, kun vastaavasti pääkaupunkiseudun ulkopuolella keskimääräinen neliöhinta oli noin 1 200 euroa. (Tilastokeskus 2005a.)

Asuntojen hintojen suuret poikkeamat herättävät kysymyksiä siitä, onko esimerkiksi pääkaupunkiseudulla asuntojen kysyntä liian suurta, tarjonta liian vähäistä vai vaaditaanko pääkaupunkiseudulla kenties laadukkaampia asuntoja kuin muualla Suomessa. Aiheuttaako rakennuskustannusten nousu asuntojen hintojen nousua? Onko pula tonttikäyttöön kaavoitetusta maasta yksi syy hintojen nousuun? Edellä mainittuihin kysymyksiin on erilaisia vastauksia, mutta asuntopolitiikkaa suunniteltaessa olennaiset kysymykset ovat, mitkä tekijät ovat voimakkaimpia vaikutukseltaan ja millä tavalla voisimme tasoittaa hintojen kehitystä.

1.2 Tutkimuksen tavoitteet ja rakenne

Tutkimuksessa tarkastellaan asuntomarkkinoita tarjonnan kannalta. Tutkimuksen ideointi pohjautuu Valtion taloudellisessa tutkimuskeskuksessa ja Valtiovarainministeriössä käymiini keskusteluihin Suomen asuntomarkkinoista. Tarve asuntotarjontatutkimukselle oli keskusteluiden pohjalta ilmeinen. Tutkimuksen tavoitteena on selvittää, millainen Suomen asuntotarjonnan joustavuus on pitkällä aikavälillä ja miten asuntojen hintojen ja tarjonnan suhde toimii Suomessa. Tutkimuksessa selvitetään asuntojen hintojen ja tarjonnan suhdetta Granger-kausalisuuden avulla. Rakennuskustannukset otetaan mukaan tarkasteluun ns. Tobinin q-suhteen avulla, jossa tutkitaan asuntojen hintojen ja rakennuskustannusten suhteen vaikutusta rakennuslupien, aloitetun asuntorakentamisen sekä asuntoinvestointien määrään. Tutkimuskysymyksiä on kaksi: 1) Miten asuntojen hintojen kehitys vaikuttaa asuntotuotantoon? 2) Miten asuntojen hintojen ja rakennuskustannusten suhde vaikuttaa asuntotuotantoon?

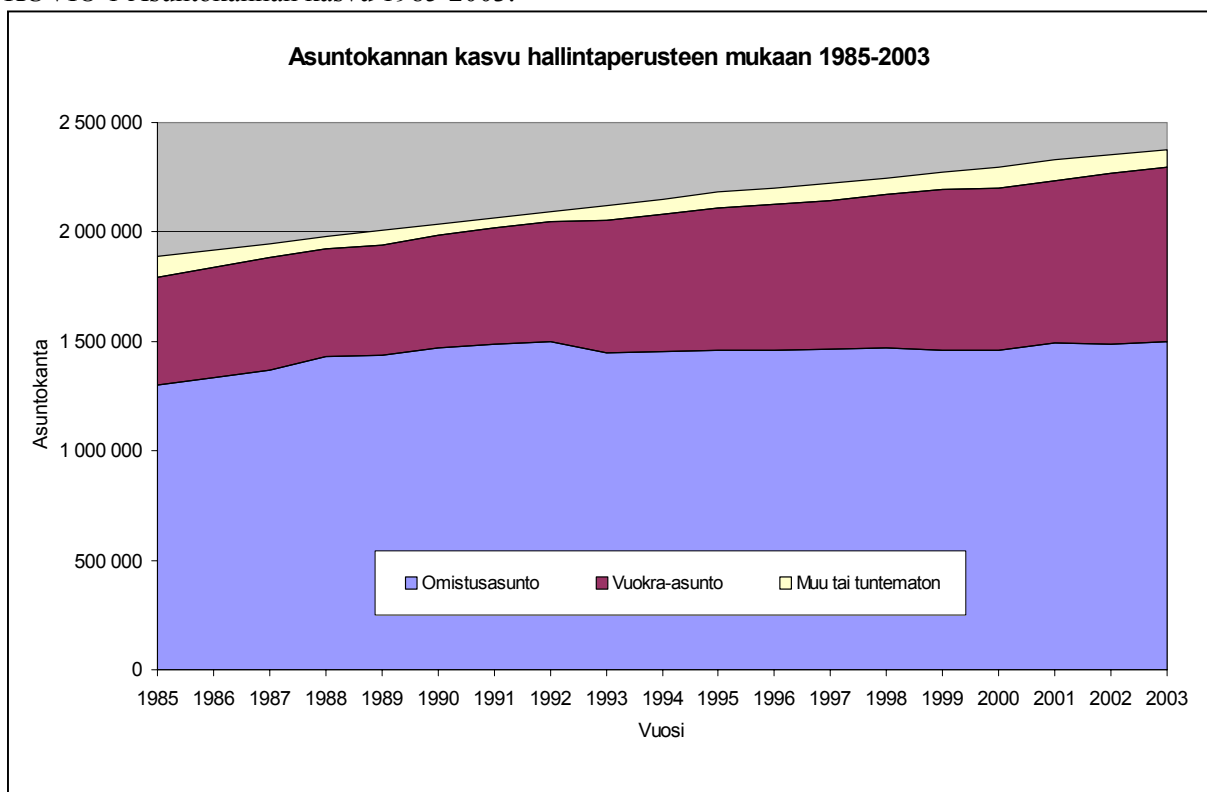
Luvussa kaksi tarkastellaan asuntomarkkinoiden keskeisimpiä trendejä Suomessa vuosien 1987-2003 aikana. Luvussa kolme esitellään asuntomarkkinoita yleisesti sekä tarkastellaan asuntojen tarjontaa tarkemmin. Luvussa luodaan myös katsaus alan kirjallisuuteen ja aiheesta tehtyihin tutkimuksiin. Luvussa neljä kuvataan tutkimuksessa käytetyt tutkimusmenetelmät, malleissa käytetyt muuttujat ja aineisto. Lisäksi luvussa neljä esitellään tutkimuksen tulokset ja pyritään vastaamaan yllä esitettyihin tutkimuskysymyksiin. Luvussa viisi on yhteenveto tutkimuksesta.

2 ASUNTOKANNAN JA ASUNTOJEN HINTOJEN KEHITYS SUOMESSA 1987-2003

Tässä luvussa tarkastellaan Suomen asuntomarkkinoita vuosien 1985-2003 aikana. Tilastokeskuksen (2005a) mukaan vuonna 2003 Suomessa oli yhteensä noin 2,38 miljoonaa asuntoa. Näistä noin 1,50 miljoonaa (63,1 prosenttia) oli omistusasuntoja ja noin 793 000 (33,4 prosenttia) vuokra-asuntoja. Loput noin 84 000 asuntoa olivat tilastoituna muulla tai tuntemattomalla hallintaperusteella. Vuokra-asuntojen suhteellinen osuus on lisääntynyt merkittävästi vuodesta 1985, jolloin niiden osuus kokonaisasuntokannasta oli 26,0 prosenttia.

Kokonaisuudessaan asuntokanta on kasvanut tasaisesti reilun prosentin vuosivauhtia vuodesta 1985 vuoteen 2003. Kuitenkin omistusasuntojen määrä on kasvanut selvästi hitaammin kuin vuokra-asuntojen määrä, mikä näkyy omistusasumisen suhteellisena pienenemisenä. Omistusasuntojen määrä on kasvanut keskimäärin 0,8 prosenttia vuodessa, kun vuokra-asuntojen määrä on kasvanut 2,7 prosenttia vuodessa. (Kuvio 1.) (Tilastokeskus 2005a.)

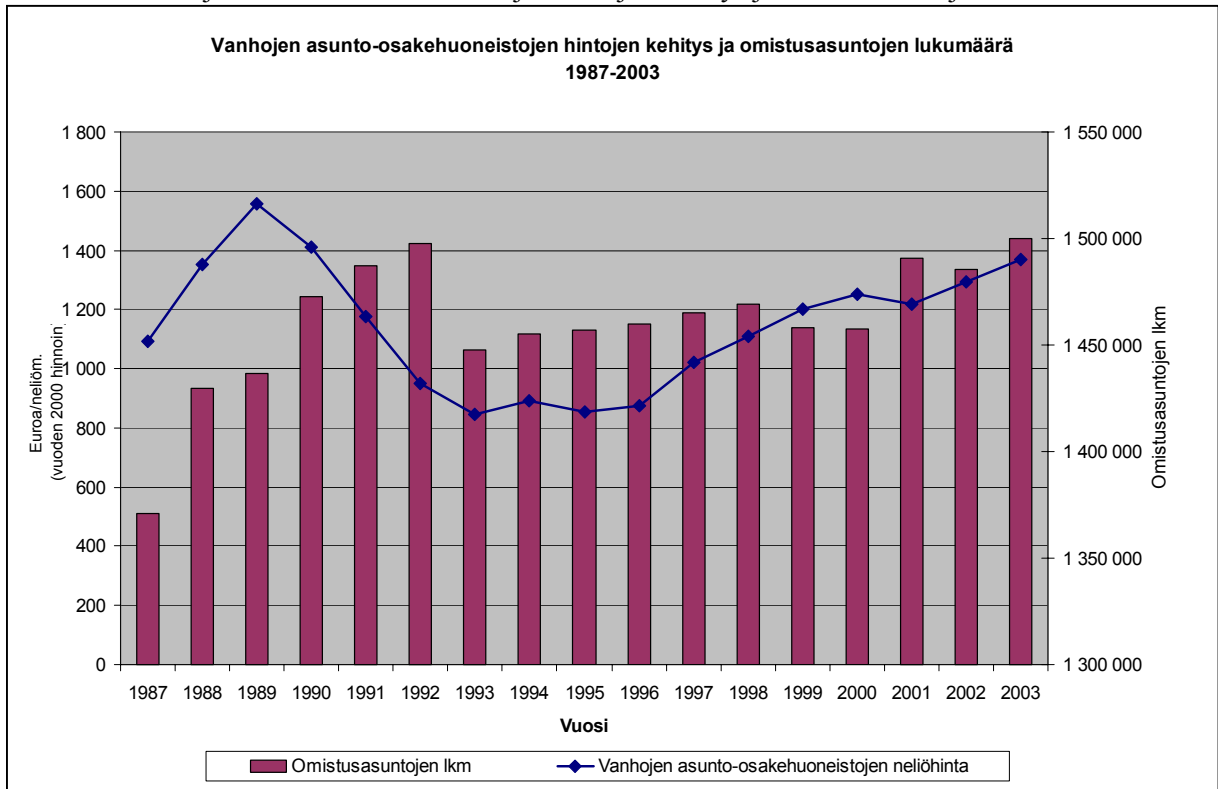
KUVIO 1 Asuntokannan kasvu 1985-2003.



Lähtetiedot: Tilastokeskus (2005a).

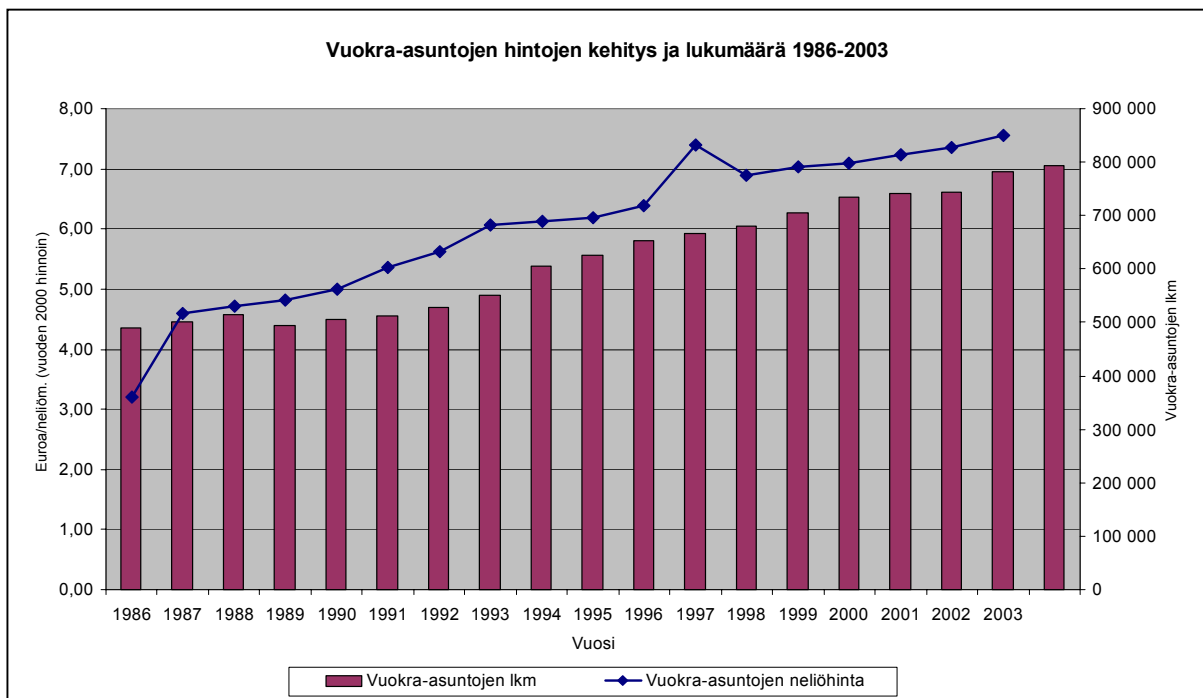
1990-luvun lama vaikutti merkittävästi asuntokantaan. Ennen lamaa omistusasuntojen määrä lisääntyi 3-4 prosentin vuosivauhtia, mutta laman iskettyä omistusasuntokannan kasvu putosi nolnaan. Sen sijaan vuokra-asuntomarkkinoita lama näytti kiihdyttävän. Ennen lamaa vuokra-asuntojen määrä lisääntyi 1-2 prosentin vuosivauhtia, kun lama-aikana kasvu oli 3-4 prosenttia vuodessa. (Kuviot 2 ja 3.)

KUVIO 2 Vanhojen asunto-osakehuoneistojen hintojen kehitys ja omistusasuntojen määrä 1987-2003.



Lähtetiedot: Tilastokeskus (2005a).

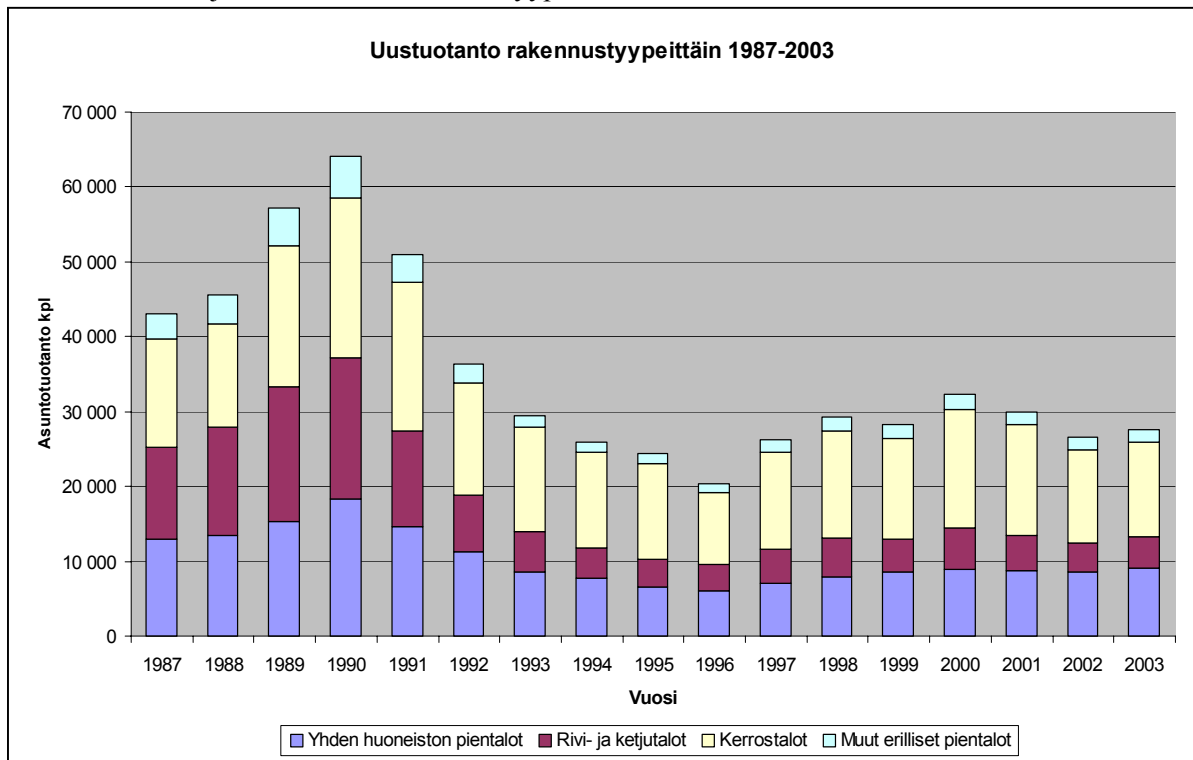
KUVIO 3 Vuokra-asuntojen hintojen kehitys ja määrä 1986-2003.



Lähtetiedot: Tilastokeskus (2005a).

Kuvio 4 kuvaa asuntotuotantoa rakennustyypeittäin. 1990-luvun alussa pientalo-, kerrostalo- ja rivitalorakentaminen kattoivat kukin hiukan vajaan kolmanneksen koko asuntotuotannosta. 1990-luvun alusta kuitenkin rivitalorakentaminen on vähentynyt huomasti, ollen vuonna 2003 noin 15 prosenttia koko tuotannosta. Vuonna 1990 rivitalorakentaminen kattoi yli 29 prosenttia koko asuntotuotannosta. Pientalorakentamisen suhteellinen osuus on pysynyt lähes vakiona noin 30 prosentin tasolla, mutta kerrostalorakentaminen on kasvanut roimasti, kattaen noin 45 prosenttia koko asuntotuotannosta vuonna 2003.

KUVIO 4 Asuntojen uustuotanto rakennustyypeittäin 1987-2003.



Lähdetiedot: Tilastokeskus (2005a).

Kokonaisuudessaan asuntotuotanto on koko laman jälkeisen ajan ollut vaimeaa verrattuna 1980- ja 1990-luvun vaihteeseen, jolloin rakennettiin noin 60 000 uutta asuntoa vuodessa. 2000-luvulla asuntotuotanto on ollut vajaa 30 000 uutta asuntoa vuodessa, mistä lähes puolet on ollut kerrostaloasuntoja.

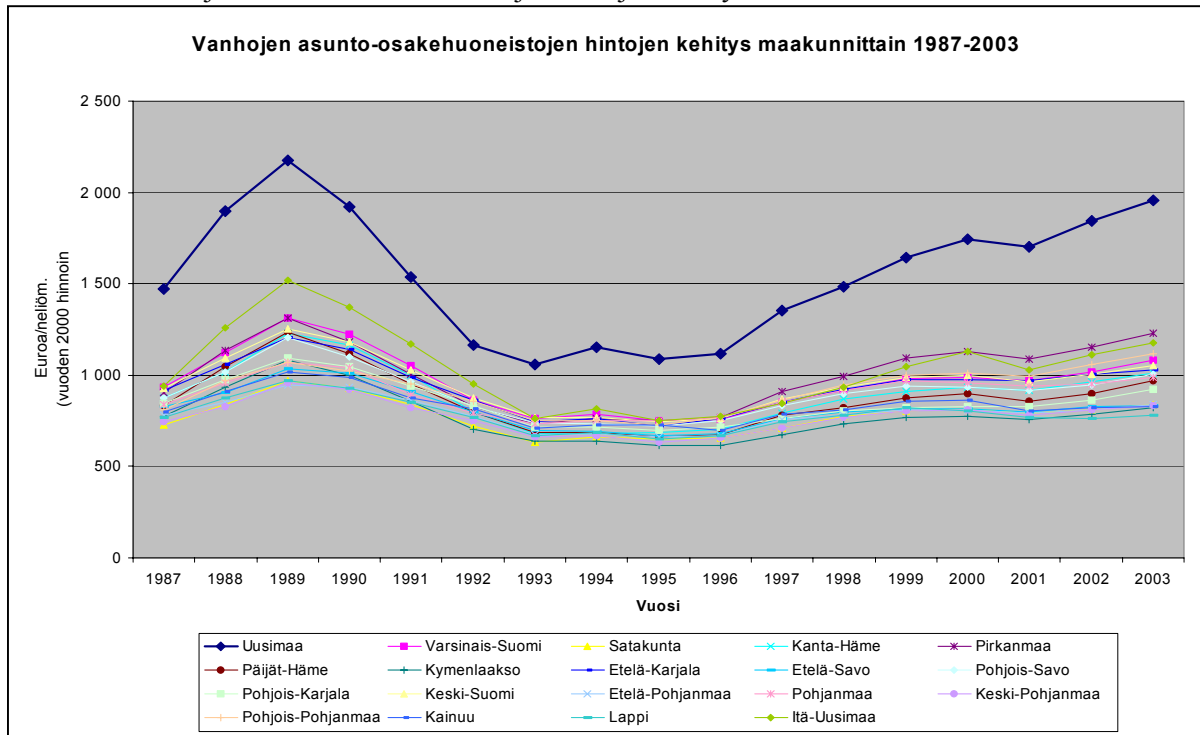
Seuraavassa tarkastellaan omistus- ja vuokra-asuntojen hintojen kehitystä vuosina 1987-2003. Hinnat ovat reaalisia, vuoden 2000 hinnoin. Omistusasuntojen hinnat nousivat jyrkästi tultaessa 1990-luvulle (ks. kuvio 2). Vuonna 1987 asunnot maksoivat keskimäärin noin 1 100 euroa neliometriä kohti, mutta jo kaksi vuotta myöhemmin, vuonna 1989, keskimääräinen neliöhinta oli yli 1 500 euroa. Lamavuodet kuitenkin romahduttivat asuntojen hintoja nopeasti ja

pohja saavutettiin vuonna 1993. Vuoteen 1996 asti hinnat pysyivät alhaisina, alle 900 eurossa neliömetriltä, kunnes taas 1997 hinnat lähtivät kohoamaan. Vuonna 2003 keskimääräinen neliöhinta oli noin 1 370 euroa. (Tilastokeskus 2005b.)

Vuokra-asunnoissa hintojen nousu oli maltillista ennen lamavuosia (ks. kuvio 3). Vuonna 1987 vuokra-asuntojen keskimääräinen neliövuokra oli 4,60 euroa. 1990-luvun alettua vuokra-asuntojen kysyntä kasvoi ja niiden neliövuokrien nousu kiihtyi, ollen keskimäärin noin 6,6 prosenttia vuodessa vuosina 1991-1993. Vuosina 1994 ja 1995 vuokrien nousu tasoittui, mutta jälleen vuonna 1996 nousu oli yli 3 prosenttia ja vuonna 1997 yli 15 prosenttia. Vuoden 1997 nousu vaikuttaa vuokrahintojen ylireagoimiselta, sillä seuraavana vuonna vuokrat aleniivat noin 6,6 prosenttia. Vuodesta 1999 eteenpäin vuokrien nousu on ollut tasaista, noin kahden prosentin tasoa vuodessa. (Tilastokeskus 2005b.)

Maakunnittainen hintakehitys omistusasuntojen osalta vuosina 1987-2003 on esitetty kuviossa 5. Asuntojen hintataso Uudellamaalla liikkuu selvästi muiden maakuntien hintatasojen yläpuolella. Muiden maakuntien hintatasot vastaavat melko tarkasti toisiaan. 1980-luvun lopussa hintojen nousu oli suurta ja maakuntien väliset hintaerot kasvoivat hieman. Lamavuosina hajonta pieneni huomattavasti. 2000-luvulle tultaessa hajonta jälleen kasvoi hieman ja vielä viime vuosinakin hajonta on hiukan lisääntynyt.

KUVIO 5 Vanhojen asunto-osakehuoneistojen hintojen kehitys maakunnittain 1987-2003.

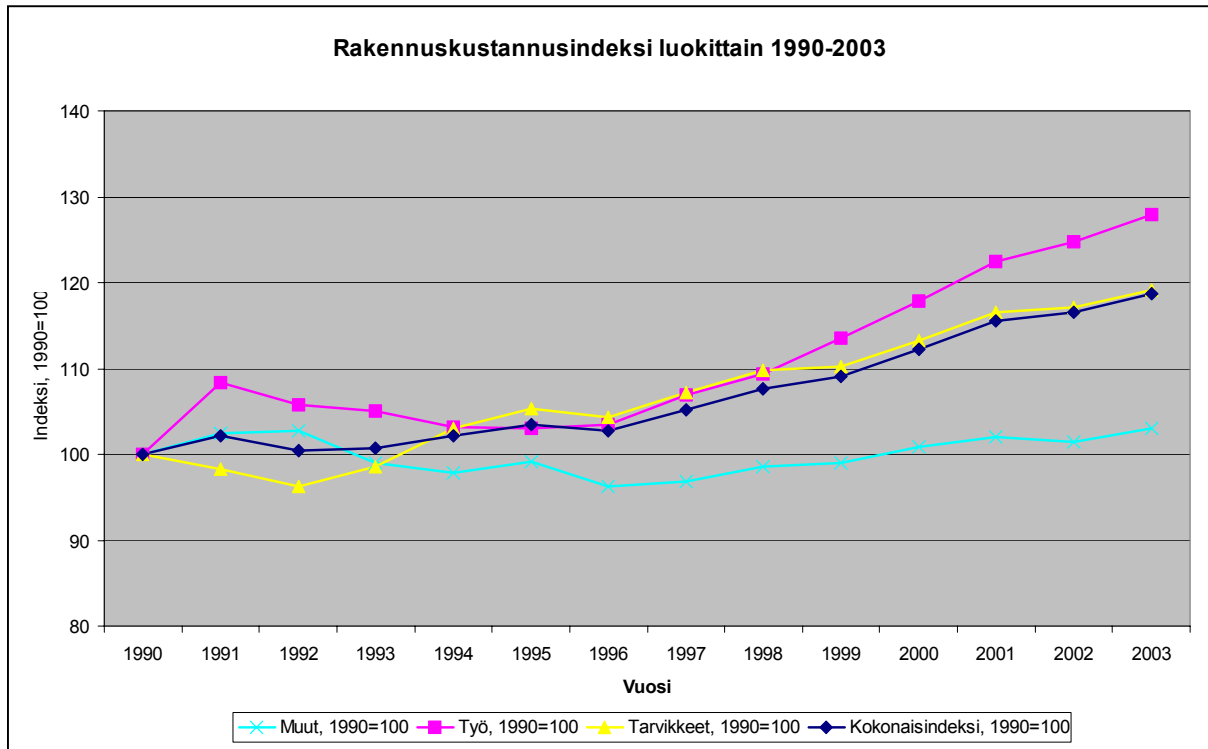


Lähdetiedot: Tilastokeskus (2005b).

Kuvio 6 esittää rakennuskustannusten kehitystä vuosina 1990-2003. Kuviosta näkee rakennuskustannusten kokonaisindeksin kehityksen sekä työn, tarvikkeiden ja muiden tekijöiden (esim. palvelut, hissit ym.) hinnoissa tapahtuneen kehityksen. 1990-luvun puolivälin tienoille saakka rakennuskustannusten nousu oli maltillista, jopa lähes muuttumatonta, mutta vuosikymmenen loppupuolella kustannusten nousu kiihtyi. Vuosien 1997-2003 välillä rakennuskustannukset nousivat keskimäärin kahden prosentin vuosivauhtia. Vuonna 2003 rakennuskustannukset olivat keskimäärin noin 19 prosenttia korkeammat kuin vuonna 1990. Työvoimakustannukset olivat noin 28 prosenttia korkeammat kuin vuonna 1990.

Tilastokeskuksen rakennuskustannusindeksin luokittelussa kokonaisindeksi kuvaa rakentamisen tuotantopanosten, tarvikkeiden, palkkojen ja muiden panosten hintojen kehitystä perusvoiteen nähden. Työn hinta kuvaa rakennusalan keskituntipalkkojen kehitystä ja todellisuudessa maksettuja palkkoja, sisältäen sosiaalikulut. Tarvikepanokset kuvaavat rakennusallalla käytettyjen tarvikkeiden ja aineiden hintojen kehitystä. Muut panokset sisältävät erilaisia palveluita, jotka eivät suoranaisesti ole mukana talonrakentamisen kustannuksissa, kuten kuljetukset, koneurakoinnit, hissiasennukset jne. (Tilastokeskus 2005b.)

KUVIO 6 Rakennuskustannusindeksi luokittain 1990-2003.



Lähtetiedot: Tilastokeskus (2005b).

Tässä tutkimuksessa esitellään myöhemmin tutkimuksia, joiden mukaan rakennuskustannukset ovat keskimäärin vain noin puolet uuden asunnon kustannuksista. Tästä syystä on epäselvää, miten hyvin voidaan rakennuskustannusten muutoksilla ennustaa asuntojen hintakehitystä, vai voidaanko laisinkaan. Tutkimuksen luvussa 4 pyritään mallintamaan asuntotuotantoa sekä asuntojen hintojen funktiona että hintojen ja rakennuskustannusten funktiona.

3 ASUNTOMARKKINOIDEN TEORIAA JA TUTKIMUKSIA

3.1 Asuntomarkkinat ja niiden toiminta

Asuntomarkkinoilla kohtaavat asuntojen myyjät ja ostajat sekä vuokranantajat ja vuokraajat. Täydellisillä markkinoilla asuntojen markkinahinnat ja vuokra-asuntojen vuokrahinnat määräytyisivät kysynnän ja tarjonnan mukaan, jolloin ainakin pitkällä aikavälillä asuntomarkkinat olisivat tasapainossa. Todellisuudessa asuntomarkkinoiden toiminta on kuitenkin jokseenkin säädeltyä, mikä aiheuttaa poikkeavuuksia teoreettisesta tasapainotilasta. Asuntomarkkinoiden säätelystä suuri osuus on valtiovallalla, etenkin julkisella rahoituksella tuotetussa asuntokannassa. Myös vuokra-asuntomarkkinoilla valtio usein säätelee vuokran määrää. (Laakso & Loikkanen 2004: 241-242.) Valtiovallan vaikutus ulottuu asuntotuotannon ja siten tarjonnan lisäksi myös asuntojen kysyntään. Esimerkiksi asumistuet lisäävät asuntojen kysyntää alentamalla asumisen kustannuksia. (DiPasquale 1999: 10.)

Myös epäsymmetrinen informaatio aiheuttaa epätäydellisyyttä asuntomarkkinoilla. Asunnon ostajilla ja myyjillä ei välttämättä ole samaa tietoa asunnoista, mikä saattaa aiheuttaa poikkeamia asuntojen myyntihinnan ja niiden todellisen markkina-arvon välille. Lisäksi asunnon vaihdosta aiheutuvat transaktiokustannukset ovat korkeita, mikä jäykistää asuntomarkkinoiden toimintaa. Transaktiokustannukset koostuvat mm. asunnon etsinnän, myynnin, ostamisen, vuokraamisen, välittäjien, muuttamisen ja korjaamisen kustannuksista. Lisäksi asunnon vaihtoon liittyy muita rahallisia kustannuseriä sekä ei-rahallisia, psykologisia kustannuksia. (Laakso 2000: 5.)

Asuntomarkkinoilla on hyvin paljon erityispiirteitä verrattuna muihin hyödykemarkkinoihin. Jo asunto itsessään on erityislaatuinen hyödyke. Asuminen on kotitalouksille välttämätöntä ja muodostaa hyvin suuren osan kulutusmenoista. Asunto on sijainniltaan kiinteä hyödyke, jota voidaan siirtää vain hyvin erityistapauksissa. Asunto on myös muihin hyödykkeisiin nähden hyvin heterogeeninen, sillä asunnoissa on merkittäviä eroja esimerkiksi sijainnin, talotyyppin, koon ja laadun suhteen. (Laakso 2000: 5.) Eroja aiheuttavat myös omistajuusmuodot, asuntojen ikä sekä rahoitusmuodot (Smith, Rosen & Fallis 1988: 30). Lisäksi eroavia ominaisuuksia muihin hyödykkeisiin nähden ovat mm. asuntojen kestävyys (pitkäikäisyys) sekä, kuten edellä

mainittiin, julkisen hallinnon säätely asuntomarkkinoilla ja niihin liittyvillä panosmarkkinoilla (Smith ym. 1988: 29). Erityispiirteiden huomioimista asuntomarkkinoita tutkittaessa tarkastellaan enemmän luvussa 3.3.

Asunnot ovat kestäviä, minkä vuoksi asuntokauppa sekä asuntojen vuokraus tapahtuvat pääasiallisesti olemassa olevassa, ns. vanhassa asuntokannassa. Asuntokanta koostuu vakinaisessa asuinkäytössä olevista, vapaista ja ei-vakinaisessa asuinkäytössä olevista asunnoista (Tilastokeskus 2005b). Asuntojen uudistuotannon määrä on suhteessa hyvin pieni verrattuna olemassa olevaan asuntokantaan. Tyypillisesti uudistuotanto on vuosittain vain noin 1-3 prosenttia koko asuntokannasta. Koska uusien asuntojen tuotanto kestää kauan, lyhyellä aikavälillä asuntojen tarjonta on ainakin teoriassa joustamatonta. (Laakso 2000: 5.)

Koska pääasiallinen asuntokauppa kohdistuu vanhaan asuntokantaan, kuluttajat toimivat markkinoilla sekä myyjinä että ostajina. Näiden omistusasuntomarkkinoiden rinnalla toimivat vuokra-asuntomarkkinat, jolloin puhutaan usein asumispalveluiden ostamisesta ja myynnistä. Näiden lisäksi ovat erilaiset omistus- ja vuokra-asumisen välimuodot lisääntyneet, kuten asumisoikeusasuminen. (Laakso 2000: 5.)

Asuntomarkkinat ovat kansantaloudellisesti merkittävä tekijä elinkeino- ja työvoimarakenteessa. Esimerkiksi Helsingin seudulla rakentaminen ja kiinteistöala sekä niihin liittyvät teollisuus- ja palvelualat muodostavat noin 15 prosenttia seudun työllisyydestä ja arvonlisäyksestä. (Laakso & Loikkanen 2004: 242.)

3.2 Asuntomarkkinoiden tutkiminen

Asuntomarkkinoiden ja asumisen tutkiminen vaatii useita apukäsitteitä ja määritelmäjakoja. Määritelmällisesti vuokra-asuntomarkkinoilla käydään kauppaa asumispalveluista, kun taas omistusasuntomarkkinoilla käydään kauppaa asuntokannasta. Smithin ym. (1988: 35) mukaan voidaan kuitenkin sanoa, että kuluttajat eivät ole varsinaisesti asuntojen kysyjiä vaan asumispalveluiden kysyjiä. Asumispalvelut tuottavat kuluttajille hyötyä, ei asunto itsessään. Näin myös omistusasuntomarkkinoilla kuluttajat käyvät kauppaa asumispalveluista. Asumispalvelu on teoreettinen käsite, joka tarkoittaa sitä kotitaloudelle hyötyä tuottavan palvelun määrää,

jonka asunnot tuottavat aikayksikköä kohti. Kunkin asunnon tuottama asumispalvelun määrä riippuu asunnon ominaisuuksista. Näin ollen asuntojen heterogeenisyydestä johtuen niiden tuottama asumispalveluiden määrä vaihtelee suuresti.

Ensimmäisenä asuntomarkkinoiden tutkimisen ongelmana nousee esiin asumisen kulutuksen mittaaminen. Millä voidaan mitata, kuinka paljon kotitalous kuluttaa hyödykettä nimeltä asuminen tai asumispalvelu? Voidaan sanoa, että kotitalous syö kolme omenaa päivässä, muttei voida sanoa kotitalouden kuluttavan kolme asuntoa vuodessa tai kolme yksikköä asumispalvelua päivässä. Vastaavasti ei voida määrittää tarkasti, kuinka paljon kukin asunto tuottaa kotitalouden kuluttamaa asumispalvelua, sillä se riippuu asunnon ominaisuuksista. (DiPasquale 1999: 10.)

Toisena ongelmana tutkimisessa on, että asuntotuotanto on rakentajien ja asunnon omistajien monimutkaisen päätöksenteon tulosta. Ei ole saatavissa luotettavaa ja kattavaa aineistoa, joka pystyy kuvaamaan rakentajien käyttäytymistä tai asuntojen omistajien remontointi-, laajentamis- ja muuttamis päätöksiä. Täten onkin tarvetta kehittää ja kerätä aivan uudentyypistä aineistoa, joka pystyy kuvaamaan myös näitä tapauksia. (DiPasquale 1999: 10.)

Yksinkertainen asuntomarkkinoiden perusmalli, jolla pyritään selvittämään, miten esimerkiksi tulotason nousu vaikuttaa asumispalveluiden hintaan tai miten rakennusraaka-aineiden hintojen nousu vaikuttaa asuntotuotantoon, ei ota huomioon asuntomarkkinoiden erityispiirteitä. Asuntojen erilaisuus jätetään huomioimatta oletuksella, että asumispalvelut on havaitsematon homogeeninen hyödyke (ks. Muth 1960; Olsen 1969). Pitkäikäisyys voidaan jättää huomioimatta olettamalla, että yksi homogeeninen asumisyksikkö tuottaa yhden yksikön asumispalvelua tietyssä aikayksikössä, pääomamarkkinat ovat tehokkaat ja tasapainossa, ja ettei ole veroja. Mallissa jätetään myös asuntojen kiinteä sijainti huomioitta. (Smith ym. 1988: 33.)

Yksinkertaisessa mallissa oletetaan, että kuluttajat (kotitaloudet) eivät välitä siitä, asuvatko he omistusasunnossa vai vuokra-asunnossa. Kuluttajat maksimoivat hyötyään, jonka yhtenä tekijänä on asumispalvelut ja yhtenä rajoitteena asumiskustannukset. Yritykset käyttävät panoksia tuottaakseen asumispalveluita. (Smith ym. 1988: 33.) Epärealistisista oletuksista johtuen asuntomarkkinoiden perusmalli ei kuitenkaan pysty vastaamaan useisiinkaan reaalisia asuntomarkkinoita koskeviin kysymyksiin. Tästä syystä mallia on parannettu ottamalla huomioon asuntomarkkinoiden erityispiirteitä, joita tarkastellaan seuraavassa luvussa.

3.3 Asuntomarkkinoiden erityispiirteiden huomioiminen

3.3.1 Asuntojen kestävyys

Asuntojen kestävyys voidaan ottaa mukaan malliin olettamalla lyhyen aikavälin tarjonta täysin joustamattomaksi (tarjontakäyrä on pystysuora), jolloin hintatason muutos ei vaikuta tarjontuun määrään lyhyellä aikavälillä. Lyhyellä aikavälillä kysynnän kasvu nostaa asuntojen hintoja ja kysyntä kohdistuu vanhaan asuntokantaan. Kysyntä ja tarjonta määrittävät asumispalvelun yksikköhinnan, joka on vuorovaikutuksessa käyttökustannusten (sisältäen arvonalennuksen), vaihtoehtoisten pääomien tuoton sekä riskipreemion kanssa. Nämä yhdessä määrittävät asuntokannan yksikkökohtaisen pääoma-arvon. Pääoma-arvo ja asuntokannan tuotantohinnat puolestaan määrittävät uudisrakentamisen määrän. (Smith ym. 1988: 34.)

Asuntojen uudistuotantoa tarkasteltaessa on Smithin ym. (1988) mukaan tarpeen erottaa asuntokanta asumispalveluista. Asuntokantaa tuotettaessa käytetään panoksina maata, työvoimaa sekä rakennusraaka-aineita. Olemassa olevaa asuntokantaa voidaan lisätä myös remontoimalla ja laajentamalla olemassa olevia asuntoja. (Smith ym. 1988: 35.) Olemassa olevan asuntokannan remointi ja laajentaminen on taloudellisesti merkittävää. Esimerkiksi vuonna 1995 asuntojen ylläpitoon, remointiin, parantamiseen ja muutoksiin käytettiin Yhdysvalloissa 111,7 miljardia dollaria, kun taas asuntojen uudistuotantoon käytettiin 162,4 miljardia dollaria. (DiPasquale 1999: 9.) Remointi ja laajentaminen ovat osa asuntoinvestointeja, joita käsitellään Suomen osalta tarkemmin luvussa 4.3. Asuntokanta puolestaan on panoksena asumispalveluihin, joiden muina panoksina ovat työvoima sekä muut tekijät kuten lämpö, kodinkoneet ja huonekalut. Kuluttajien näkökulmasta kuitenkin asuntokannan mahdollistamat asumispalvelut tuottavat hyötyä, ei asuntokanta itsessään. (Smith ym. 1988: 35.)

Asuntokanta ja asumispalvelut voidaan jakaa edelleen omistajuuden perusteella. Toisin sanoen, asuntokanta voidaan jakaa markkinoihin, joilla ostetaan ja myydään asuntoja sekä markkinoihin, joilla vuokrataan ja tarjotaan vuokralle asuntoja. Asumispalvelut voidaan myös jakaa markkinoihin, joilla kotitaloudet ostavat asunnon itselleen sekä markkinoihin, joilla vuokralainen ostaa asumispalvelun vuokranantajalta. (Smith ym. 1988: 35.) Tämä jako aiheuttaa sen, että asuntokannan kysyjät on jaettava sijoittajiin ja kuluttajiin. Sijoittajina pidetään henkilöitä, jotka ostavat asunnon ja vuokraavat sen edelleen. He eivät siis ole tässä tapauksessa asu-

mispalveluiden kysyjä. Kuluttajat puolestaan ovat asumispalveluiden kysyjä, jolloin he joko vuokraavat asunnon tai ostavat sen omaan käyttöön. (Smith ym. 1988: 35.)

3.3.2 Asuntojen erilaisuus

Perusmalli olettaa, että asuntokanta ja asumispalvelut ovat sekä erikseen että keskenään samankaltaisia (homogeenisia) hyödykkeitä. Todellisuudessa kuitenkin saman kustannustason asunnoissa voi olla suuriakin eroja. Eroavaisuuksia on mm. asunnon koossa, iässä, tyylissä, sijainnissa, kulkuyhteyksissä, maankäytössä sekä erilaisissa julkisissa avuissa. Heterogeenisyyden eli erilaisuuden mallintamisessa on kaksi päätapaa: 1) ominaisuustarkastelu, sekä 2) määrä-laatur tarkastelu. (Smith ym. 1988: 37.)

Ominaisuustarkastelussa tutkitaan asuntoa yksikkönä, joka koostuu kokoelmasta erilaisia ominaisuuksia. Ominaisuudet pisteytetään kullekin tarkasteltavana olevalle asunnolle ja nämä ominaisuudet regressoidaan hintojen suhteen. Tällöin nähdään kunkin ominaisuuden vaikutus asunnon hintaan. Ominaisuuksien hintoja kutsutaan hedonistisiksi hinnoiksi. (Smith ym. 1988: 37.)

Määrä-laatur tarkastelu käsittelee olemassa olevan asuntokannan omistajien päätöksentekoa asuntojen ylläpitoa ja remontointia koskien. Olemassa olevissa rakennuksissa oleva asuntokanta vaihtelee ajan kuluessa sekä määrällisesti että laadullisesti, sillä puutteellinen ylläpito aiheuttaa rakennusten rappeutumista ja arvon alenemista. Riittävä ylläpito hidastaa tai jopa pysäyttää rappeutumisen ja arvon alenemisen. Remontointi parantaa rakennuksen laatua ja rakennuksia purkamalla tai muuttamalla asuntokanta muuttuu. Näin ollen asuntokanta elää koko ajan myös olemassa olevia rakennuksia tarkastellessa. (Smith ym. 1988: 45.) Uudisrakentaminen lisää asuntokantaa, mutta sen osuus kokonaisuus asuntokannasta on verrattain pieni. Esimerkiksi vuonna 1998 Suomen uudisrakentaminen oli hiukan yli 1,5 prosenttia koko asuntokannasta. Wienissä ja Hampurissa vastaava luku oli yksi prosentti. (Laakso & Loikkanen 2004: 247.)

Koska suuri osa asumispalveluiden tuotannosta tapahtuu olemassa olevassa asuntokannassa, siinä tapahtuvat muutokset ovat tärkeä tekijä tutkittaessa asuntomarkkinoita. Remontoinnin vaikutusta asuntokantaan on kuitenkin hankala mitata, sillä useinkaan remontoitua asuntoa ei myydä heti, jolloin sille saataisiin oikea markkinahinta. Smith ym. (1988: 45) toteavat, että

rakennusaineiden myyntiluvut ja rakennustyövoiman määrä antavat jonkinlaista suuntaa siitä, kuinka paljon remontointi lisää asuntokantaa, mutta ne jättävät huomioimatta asuntojen omistajien ja vuokranantajien oman työpanoksen. Smithin ym. (1988: 45) mukaan asuntojen ylläpito ja remontointi kattaa noin 30 prosenttia asuntokannasta, joka yhden ajanjakson aikana tuotetaan. Mikäli asuntotuotantoa mitataan käyttäen remontointiin ja ylläpitoon sekä uudistustoontoon kulutettua rahamäärää, remontointi ja ylläpito kattoivat noin 45 prosenttia koko asuntotuotannosta USA:ssa vuonna 1995 (DiPasquale 1999: 9).

Asuntomarkkinoiden tutkimuksissa ei ole yleisesti kiinnitetty paljoakaan huomiota olemassa olevassa asuntokannassa olevaan tarjontaan. Tutkimuksissa on oletettu, että asuntotarjonta on lyhyellä aikavälillä täysin joustamatonta ja lisäykset tarjontaan tulee kokonaisuudessaan uudisrakentamisesta. (Smith ym. 1988: 45.) Tämä oletus tehdään tässäkin tutkimuksessa.

3.4 Asuntomarkkinoiden sopeutuminen ja sitä hidastavat tekijät

Asuntomarkkinoiden sopeutuminen poikkeaa paljon normaaleiden hyödykkeiden tapauksesta asuntomarkkinoiden erityispiirteiden vuoksi. Kysynnän sopeutuminen tapahtuu hitaasti korkeiden transaktiokustannusten vuoksi (korkeat kustannukset vaihtaa asuntoa). Kysynnässä ja tarjonnassa luoton säännöstely hidastaa sopeutumista, panoskäytössä on rajoituksia (esim. maankäytön rajoitukset) ja epätäydellinen informaatio aiheuttaa vääristymiä hinnoissa, mitkä osaltaan aiheuttavat poikkeamia markkinoiden tasapainoilasta. Tarjontapuolella rakennuslupien hakeminen, asuntojen rakentaminen sekä olemassa olevien asuntojen laittaminen myyntiin vievät aikaa. Seuraavassa tarkastellaan asuntomarkkinoiden sopeutumista hidastavia tekijöitä.

3.4.1 Transaktiokustannukset

Kotitaloudet kohtaavat useantyyppisiä transaktiokustannuksia halutessaan muuttaa kuluttamansa asumispalvelun määrää. Koska asunnot sijaitsevat eri paikoissa eikä niiden sijaintia voida muuttaa ja ne ovat heterogeenisiä, markkinainformaation leviäminen on hidasta, tehotonta ja kallista. Tästä syystä asunnon ostajien ja myyjien täytyy kuluttaa suhteellisen paljon aikaa, vaivaa ja rahaa informaation etsimiseen, jotta he pystyvät arvioimaan oikean hinnan

asunnon ominaisuuksille ja asunnolle kokonaisuutena. Vuokranantajan täytyy lisäksi saada tietoa mahdollisesta vuokralaisesta. Tiedonetsinnän helpottamiseksi osapuolet voivat käyttää välityspalveluita, mutta niihinkin liittyy merkittäviä transaktiokustannuksia toimeksiantomaksujen muodossa. Varsinaiset muuttokustannukset ovat myös transaktiokustannuksia. (Smith ym. 1988: 47-48.)

Transaktiokustannukset vähentävät kotitalouksien muuttoalttiutta. Kotitalouksien asumispreferenssit tai –tarpeet voivat muuttua esimerkiksi perheen koon tai tulojen muutoksien sekä myös asuntojen hintojen muutoksien seurauksena. Kotitaloudet eivät kuitenkaan tee muuttopäätöstä ennen kuin muuton odotettu hyöty ylittää sen aiheuttamat transaktiokustannukset. Tarpeen muuttuessa vaihtoehtona muutolle on esimerkiksi asunnon remontointi. (Smith ym. 1988: 48.)

Asunnot ovat ominaisuuksiltaan hyvin erilaisia, joten asuntomarkkinat eivät ole tavanomaisia hyödykemarkkinoita listahinnoin. Erilaisuuden vuoksi tarkkaa hintainformaatiota on vaikea saada ilman aikaa vievää ja kallista tiedonhakua. Esimerkiksi kiinteistönvälittäjien liiketoiminta perustuu varsinaisen asuntovälityksen lisäksi hintainformaation keruuseen ja välittämiseen, jolloin asiakkaan tiedonhankintakustannukset jäävät pienemmiksi. (Smith ym. 1988: 37.)

3.4.2 Maankäytön rajoitukset

Maankäytön rajoitukset vaikuttavat asuntomarkkinoiden tarjontaan. Varsinaiset rakentamiseen ja remontoimiseen liittyvät panokset (työvoima, rakennusaineet jne.) eivät normaalisti ole rajoittavia tekijöitä asuntojen tarjonnassa, sillä niitä oletetaan saatavan käyttöön tarpeen mukaan. (Smith ym. 1988: 49.) Sen sijaan Suomessakin monissa kunnissa ja kaupungeissa asuntokäyttöön kaavoitettua maata on rajallisesti ja monissa kaupungeissa siitä on pulaa. Tästä syystä maankäytön rajoitukset ovat erityistarkastelussa monissa asuntojen tarjontaa käsittelevissä tutkimuksissa. Tässä tutkimuksessa maankäytön rajoituksia ei kuitenkaan voida monein menetelmissä huomioida luotettavan aineiston puutteen takia. Maankäytön rajoitusten oletetaan kuitenkin jäykistävän asuntotarjontaa myös pitkällä aikavälillä.

3.4.3 Hintasopeutuminen

Asuntomarkkinat voivat olla epätasapainossa, jolloin asuntojen hinnat poikkeavat markkinatasapainohinnasta. Smithin ym. (1988: 50) mukaan markkinoiden epätasapaino on tavallisempaa vuokra-asuntomarkkinoilla. Suomessa vuokra-asuntomarkkinoiden epätasapainoa aiheuttavat esimerkiksi asumistuet ja vuokratot. Asumistuet alentavat vuokralaisen kannalta asuminen hintaa, jolloin asuntojen kysyntä kasvaa. Samalla asumistuet lisäävät vuokranantajan tuloja. Ilman asumistukea vuokranantajilla olisi nykytason vuokrahinnoilla tyhjiä vuokra-asuntoja, jolloin hintoja tulisi alentaa. Smith ym. (1988: 50) jatkavat, että koska asuntomarkkinoilla vapaiden asuntojen kanta on normaali osa asuntojen kiertoa, on olemassa ns. normaali vapaiden asuntojen aste, jonka vallitessa asuntojen hinnat eivät muutu. Mikäli asuntoja on normaalia astetta vähemmän vapaana, hinnat nousevat ja normaaliastetta runsaampi tarjonta puolestaan alentaa hintoja.

Asuntojen hinnat eivät reagoi välittömästi kysynnässä tapahtuviin muutoksiin. Kysynnän muutoksilla on ensi vaiheessa vaikutusta vapaiden asuntojen lukumäärään, jonka seurauksena hinnat muuttuvat tietyn ajan kuluessa. Smithin ym. (1988: 50) mukaan hintojen sopeutuminen kestää keskimäärin noin 6-24 kuukautta. Uudistuotanto reagoi vielä hitaammin kysynnän muutoksiin, koska myytävien asuntojen uudisrakentaminen riippuu odotetuista asuntojen hinnoista ja vuokra-asuntojen uudisrakentaminen riippuu odotetusta vuokratasosta, joka puolestaan riippuu asuntojen odotetuista hinnoista. Näin uudisasuntojen tarjonta reagoi kysyntään vasta hyvin pitkän ajan kuluttua.

3.5 Asuntojen tarjonta

Asuntojen tarjonta vaihtelee tarkasteltavan ajanjakson pituuden mukaan. Lyhyellä aikavälillä voidaan olettaa asuntotarjonta vakioksi olemassa olevan vapaan asuntokannan puitteissa. Lyhyen aikavälin tarjonta koostuu eri-ikäisistä, -kokoisista ja -laatuisista asunnoista eri sijainneissa. Koska olemassa olevien asuntojen myynti ja uusien asuntojen rakentaminen ovat suhteellisen hitaita prosesseja, lyhyen aikavälin tarjonta on hyvin joustamatonta.

Keskipitkällä aikavälillä tarjonnan voidaan olettaa muuttuvan hiukan joustavammaksi, sillä olemassa olevien, aiemmin ei-vapaiden asuntojen myynnillä voidaan reagoida kysynnän muutoksiin. Pitkällä aikavälillä myös uudisrakentaminen pystyy vastaamaan kysynnän kasvuun, joten pitkällä aikavälillä tarjonta voi olla paljonkin joustavampaa kuin lyhyellä aikavälillä.

Kirjallisuudessa esitetään kahdentyyppisiä asuntojen tarjontamalleja: 1) supistettu malli ja 2) rakenteellinen malli. Supistetussa mallissa oletetaan, että asuntojen hinta on sekä kysynnän että tarjonnan funktio. Rakenteellisessa mallissa kokonaistarjonta estimoidaan suorasti rakentamisen määrän ollessa selitettävänä muuttujana ja asuntojen hintojen ja rakennuskustannusten ollessa selittäjinä. (DiPasquale 1999: 11.) Luvussa 4.3 Suomen asuntotarjontaa mallinnetaan rakenteellisen mallin avulla, jossa asuntojen hinnoista ja rakennuskustannuksista muodostetaan Tobinin q-suhde.

Asuntojen tarjontaan ja kysyntään vaikuttavat periaatteessa samat tekijät. Arcelus ja Meltzer (1973: 82) olettavat, että uusien asuntojen tarjonta riippuu positiivisesti vuokratasosta ja asuntojen hintatasosta sekä negatiivisesti rakentamisen kustannuksista ja korkotasosta (pääomakustannuksista). Kysyntä riippuu negatiivisesti korkotasosta mutta myös vuokra- ja hintatasosta

3.5.1 Tarjonnan mallintaminen keskeisimmissä tutkimuksissa

Smith (1976: 389) toteaa asuntomarkkinoiden tarjonnan tutkimisen olevan erityisen haastavaa, sillä asumisen laatua sekä sijainnista riippuvia mukavuuksia on vaikea kontrolloida samanaikaisesti. Smithin tutkimus on verrattain vanha, mutta se esittelee kätevän menetelmän tarjontajoustop estimoimiseksi, kunhan huomioidaan mallin endogeenisyysongelma¹. Smithin tutkimuksessa poiketaan suorasta tarjontajoustop estimoinnista. Suorassa tavassa tarkastellaan sitä, kuinka monta prosenttia asuntojen tarjottu määrä muuttuu yhden prosentin hinnanmuutoksen seurauksena. Matemaattisesti tarjonnan hintajoustop on:

$$(1) \quad \varepsilon^s = \frac{dQ}{dP} \frac{P}{Q},$$

¹ Endogeenisyysongelma esiintyy, kun mallissa on selittäjänä muuttuja, joka on jollakin tavalla selitetävän muuttujan funktio.

missä ε^s (epsilon) on tarjontajousto, Q on tarjottu määrä, P on hinta ja d ilmaisee muutosta. Tarjontajousto voidaan laskea suoralla tavalla, mikäli hinnat ja tarjotut määrät (laatu huomioiden) voidaan saada selville. Smith (1976) kuitenkin tarkastelee tarjontajoustoa maankoron (t. markkinavuokran; *eng.* economic rent) ja resurssien kustannusten (*eng.* resource costs) avulla. Maankorolla tarkoitetaan tuloa, jonka maanomistaja saa maastaan pääomakoron ja liikevoiton lisäksi (Joensuun yliopisto 2005). Kuvio 7 selventää tilannetta.

Kuviossa 7 alue dR kuvaa maankoron muutosta kysynnän noustessa D_0 :sta D_1 :een. Vastaavasti alue dC kuvaa resurssikustannusten muutosta. Smith (1976: 392) approksimoi maankoron muutoksen:

$$(2) \quad dR = QdP$$

ja resurssikustannusten muutoksen:

$$(3) \quad dC = PdQ.$$

Smithin approksimaatiossa oletetaan tarjontakäyrän olevan likimain

lineaarinen leikkauspisteiden välillä. Tällöin yhtälössä (2) Q :n on oltava keskiarvo määrästä ennen ja jälkeen muutoksen sekä yhtälössä (3) P :n on oltava keskiarvo hinnasta ennen ja jälkeen muutoksen.

Kysynnän kasvusta johtuva kokonaiskustannusten kasvu tulee nousseiden hintojen ja kasvaneen määrän seurauksena. Kokonaiskustannusten kasvu on tällöin maankoron kasvun ja resurssikustannusten kasvun summa

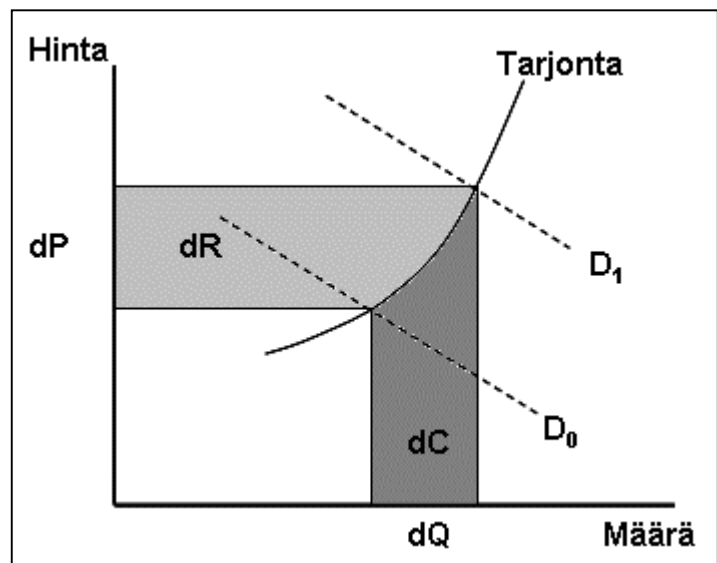
$$(4) \quad dE = dR + dC.$$

Yhtälöistä (1)-(4) saadaan:

$$(5) \quad \varepsilon^s = \frac{dQ}{dP} \frac{P}{Q} = \frac{PdQ}{QdP} = \frac{dC}{dR} = \frac{dE - dR}{dR} = \frac{dE}{dR} - \frac{dR}{dR} = \frac{dE}{dR} - 1$$

eli:

KUVIO 7 Maankorko ja resurssikustannukset kysynnän muuttuessa.



Lähde: Smith (1976).

$$(6) \quad \varepsilon^S = \frac{dE}{dR} - 1$$

Näin tarjontajouaston laskemiseen ei tarvita tietoa lisääntyneestä tarjonnan määrästä vaan kokonaiskustannuksista ja maankorosta. (Smith 1976: 392.)

Smith (1976: 392-393) kuitenkin toteaa, että suora menetelmä on yleisesti suositumpi menetelmä tarjontajouaston laskemiseen, paitsi tilanteessa, jossa tuotoksen määrän mittaaminen on hankalaa. Asuntotuotannossa pystytään mittaamaan tarjolla olevien asuntojen määrä, mutta asumispalveluiden määrän mittaaminen on hankalaa, jos otetaan mukaan asumispalvelun laatu. Smithin (1976: 393) mukaan edellä esitelty epäsuora menetelmä poistaa laatukysymyksen asettaman ongelman, sillä yhtälössä (6) olevat muuttujat pitävät sisällään asumispalveluiden laadun. Maankoron mittaamiseen Smith käyttää maan hintaa ja kokonaiskustannusten mittaamiseen asuntojen markkinahintaa.

Smith (1976) esittää artikkelissaan yksinkertaisen mallin, jossa selitettävänä muuttujana on logaritmi maan hinnasta (maankorosta) R ja selittäjinä logaritmit kokonaiskustannuksista E ja asuntotiheydestä D . Smithin estimoitava yhtälö on:

$$(7) \quad \log R = \alpha_0 + \alpha_1 \log E + \alpha_2 \log D,$$

$$\text{missä } \alpha_1 = \frac{1}{(1 - \rho_K)(\varepsilon_Q + 1)} \text{ ja } \alpha_2 = \left[\frac{1 - \frac{1 + \varepsilon_D}{1 + \varepsilon_Q}}{\varepsilon_D(1 - \rho_K)} \right].$$

Parametrit ε_D ja ε_Q kuvaavat tarjontajoustoja asumistiheyden sekä asumislaadun suhteen.

Parametri ρ_K (roo) kuvaa muiden kuin maakustannusten suhdetta kokonaiskustannuksiin.

Tarjontajoustot voidaan ratkaista, jolloin joustoiksi saadaan:

$$(8) \quad \varepsilon_D = \frac{\left[\frac{1}{1 - \rho_K} - \alpha_1 \right]}{\alpha_1 + \alpha_2}$$

$$(9) \quad \varepsilon_Q = \left[\frac{1}{\alpha_1(1 - \rho_K)} - 1 \right].$$

Yhtälö (8) kuvaa siis asuntotiheyden tarjontajoustoja ja (9) asumislaadun tarjontajoustoja. (Smith 1976: 397-399.) Smithin mallissa on kuitenkin vahva endogeenisyysongelma, sillä sen selitettävänä muuttujana on maan hinta ja selittäjänä asumisen kokonaiskustannukset, joka sisältää maan hinnan.

Smith (1976: 401) estimoi 95 prosentin luottamusvälein ε_Q :ksi $3,75 \pm 0,82$ ja ε_D :ksi $5,26 \pm 0,96$. Nämä viittaavat siihen, että asuntojen tarjonta reagoi herkemmin hintojen muutoksiin uusien asuntojen rakentamisen kautta kuin asuntojen laadun parantamisen kautta. Smithin tulosten mukaan asuntomarkkinoiden tarjonta on joustavaa, mikä on vastoin yleistä lyhyen aikavälin käsitystä, mutta pitkän aikavälin käsityksen mukainen. Smithin tutkimus on tehty poikkileikkausaineistolla, jolloin Böckermanin (1999: 14) mukaan estimoitu hintajousto ei välttämättä ole tarkka.

Arcelus ja Meltzer (1973) ovat estimoineet kysyntä- ja tarjontajoustoja USA:n vuositason aikasarja-aineistolla vuosilta 1915-1940 ja 1948-1968. Tarjontayhtälön muuttujina he käyttivät asuntojen vuokra- ja myyntihintoja, rakennusteollisuuden palkkatasoa ja markkinakorkoa. Markkinakorkoa he käyttivät kuvaamaan asuntotuotannon vaihtoehtoiskustannuksia. Teorian mukaan asuntotarjonta riippuu positiivisesti vuokra- ja myyntihinnoista sekä negatiivisesti rakennuskustannuksista ja korkotasosta. He estimoivat tarjontajoustoksi vuokrahintojen suhteen 3,68 ja myyntihintojen suhteen 0,29. Jälkimmäinen ei ole kuitenkaan tilastollisesti merkitsevä 95 prosentin tasolla (t-arvo 1,77). Omakotitalojen kohdalla tarjontajousto vuokrahintojen suhteen on 2,89 ja myyntihintojen suhteen 0,41. Tässä tapauksessa molemmat ovat tilastollisesti merkitseviä. Tulokset viittaavat siihen, että myyntihintojen suhteen tarjonta on joustamatonta, mutta vuokrahintojen suhteen joustavaa. (Arcelus & Meltzer 1973: 86.)

Arcelus ja Meltzer (1973) kritisoivat itse omaa tutkimustaan mm. ongelmista saada luotettavaa dataa asuntojen hinnoista. He tekivät estimointinsa käyttäen kahta tapaa: 1) Boeckh-indeksiä² ja 2) uusien asuntojen keskimääräistä hintaa. Kumpikaan ei kuitenkaan ole heidän mielestään riittävä muuttuja mittaamaan koko asuntomarkkinoiden hintatasoa. (Arcelus & Meltzer 1973: 85.)

² Boeckh-indeksi on vakiopanosindeksi, joka sisältää painotettuina rakennusteollisuuden palkkatason ja rakennusraaka-aineiden hinnat (The California Postsecondary Education Commission 2003: 150).

Myös Swan (1973: 964) kritisoi Arceluksen ja Meltzerin tutkimusta. Hänen mukaansa vuokrahintojen muuttuja on tarjontayhtälössä turha, sillä myyntihinnat kuvaavat kaikkea sitä informaatiota, jonka rakentajat tarvitsevat. Hän jatkaa, että rakentajat saattavat käyttää vuokrahintojen muutoksia myyntihintojen muutosten ennustamisessa, mutta Arceluksen ja Meltzerin malli on väärin rakennettu huomioimaan muutokset. Swanin mukaan mallin tarjonta riippuu ainoastaan nykyhetken vuokratasosta, ei sen muutoksesta.

Lisäksi Swanin (1973) mukaan mallissa on väärä myyntihintamuuttuja. Arcelus ja Meltzer ovat käyttäneet uusien asuntojen nimellishintoja, kun oikeampi vaihtoehto olisi Swanin mukaan reaali hinnat. Jos asuntojen hinnat kaksinkertaistuvat samanaikaisesti palkkojen kaksinkertaistamisen kanssa, ei tarjonnassa pitäisi tapahtua muutosta, olettaen muiden tekijöiden pysyvän ennallaan. (Swan 1973: 964-965.)

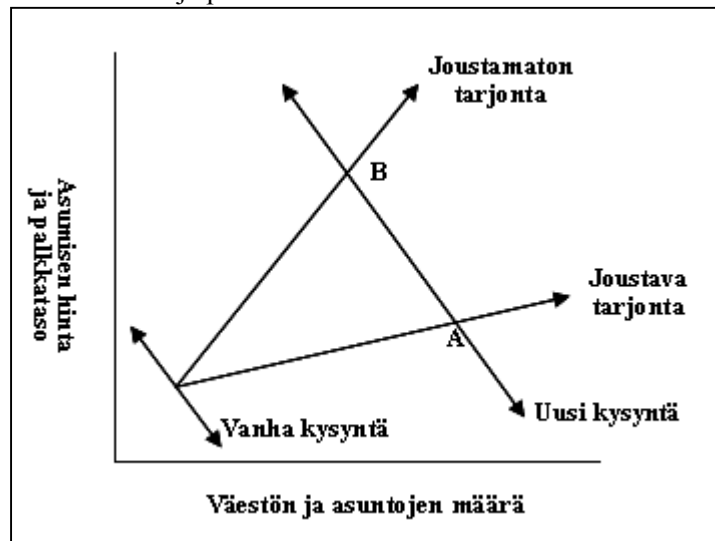
Swan (1973) jatkaa, että Arceluksen ja Meltzerin tarjontayhtälön työvoimamuuttuja on puutteellinen, koska se sisältää ainoastaan palkkatason. Hänen mukaansa muuttujaan olisi sisällytettävä myös työn tuottavuus. Hän toteaa myös, että Arceluksen ja Meltzerin tutkimuksessa ei pystytä erottamaan lyhyen ja pitkän aikavälin joustoja. Koska Arceluksen ja Meltzerin aineisto on vuositaso aineistoa, viittaa se siihen, etteivät tulokset ole lyhyen aikavälin tuloksia. (Swan 1973: 965.)

Swan (1973: 968) estimoii Arceluksen ja Meltzerin yhtälöt uudestaan käyttäen samaa aineistoa kuin Arcelus ja Meltzer. Swanin tulokset poikkeavat hieman Arceluksen ja Meltzerin tuloksista. Swan saa omakotitalojen tarjontajoustoksi vuokrahintojen suhteen 3,596 (vrt. Arceluksen ja Meltzerin 2,89) sekä myyntihintojen suhteen 0,333 (vrt. Arceluksen ja Meltzerin 0,41). Swanin tulosten perusteella tarjonta on vielä joustavampaa vuokrahintojen suhteen sekä joustamattomampaa myyntihintojen suhteen kuin Arceluksen ja Meltzerin mallissa.

Glaeserin, Gyourkon ja Saksin (2005) tutkimuksessa esitellään asuntotarjonnan malli, jolla pyritään selvittämään asuntotarjontaa kaupunkiympäristössä. Heidän painopisteensä tutkimuksessa on selvittää, miten alueiden väliset erot tarjontaoloissa auttavat määrittämään, vaikuttavatko kysynnän muutokset pääasiassa hintoihin vai määriin. Heidän tutkimuksensa esitellään tässä melko tarkasti siitä syystä, että se on hyvin uusi tutkimus ja liittyy olennaisesti useaan tässä tutkimuksessa myöhemmin käsiteltävään asiaan.

Kuviossa 8 selvennetään asuntojen kysynnän muutoksen vaikutusta asuntojen hintoihin, asuntojen lukumäärään, alueen palkkatasoon ja väestömäärään. (Glaeser ym. 2005: 3.) Tarjonnan ollessa joustavaa, tarjontakäyrä nousee loivasti. Jos yritykset haluavat lisätä tuottavuuttaan palkkaamalla lisää työntekijöitä, työn kysyntä kasvaa. Työn kysynnän kasvaessa muuttoliike alueelle kasvaa, joka puolestaan kas-

KUVIO 8 Asuntojen kysynnän muutoksen vaikutus asuminen hintaan ja palkkatasoon.



Lähde: Glaeser ym. (2005).

vattaa asuntojen kysyntää, jolloin siirrytään kuviossa 8 pisteeseen A, jossa asuntojen ja väestön määrä on huomattavasti suurempi kuin alussa, mutta asuntojen hinnoissa ja alueen palkkatasossa ei ole tapahtunut suurta muutosta.

Tarjonnan ollessa joustamatonta, päädytään pisteeseen B, jossa asuntojen ja väestön määrässä ei ole tapahtunut yhtä suurta muutosta kuin joustavan tarjonnan tapauksessa, vaan suuri osa kysynnän muutoksessa heijastuu asuntojen hintojen ja palkkatason nousuna. Palkkataso on nouseva, koska yritysten on kompensoitava työntekijöilleen asumiskustannusten nousua. (Glaeser ym. 2005: 3.)

Glaeser ym. (2005) tarkastelevat asuntotarjonnan mahdollisia ominaisuuksia, joilla on vaikutusta alueen taloudelliseen kasvuun. Heidän mukaansa eräs tällainen ominaisuus on asuntojen kestävyys (pitkäikäisyys), joka aiheuttaa sen, että negatiivisen kysyntäshokin sattuessa alueen asuntokanta pienenee hyvin hitaasti. (Glaeser ym. 2005: 5, 7.) Toisin sanoen, asuntojen tarjonta on hyvin joustamatonta asuntojen kysynnän laskiessa. Kun asuntoja on rakennettu vastaamaan runsasta kysyntää, kysynnän alentuessa asuntoja jää tyhjilleen, mutta ne eivät poistu asuntokannasta ja siten tarjonnasta kuin vasta hyvin pitkän ajan kuluttua. Toinen ominaisuus Glaeserin ym. (2005: 5) mukaan on alueen maankäyttö. Alueilla, joissa maankäyttö on hyvin rajoitettua, esimerkiksi kaavoituksen takia, asuntotarjonta on hyvin joustamatonta.

Glaeserin ym. (2005) tarkastelussa oletetaan, että kansantaloudessa on useita kaupunkiseutuja (eng. metropolitan area), joita merkitään tässä alaindeksillä j . Lisäoletuksena on, että työvoi-

ma on homogeenista alueiden välillä. Jotta työntekijät olisivat indifferenttejä siitä, millä kaupunkiseudulla he asuvat, täytyy heidän saada jokaisella kaupunkiseudulla reservaatiohyötyään \underline{U} vastaava hyöty. Kaupunkiseutujen tarjoama hyöty koostuu kaupunkialueen mukavuuksista ja palveluista C_j , palkkatasosta W_j sekä asuinkustannuksista R_j . Kunkin kaupunkialueen hyöty on siis $U_j = C_j + W_j - R_j$. Merkitsemällä kaupunkialueelta vaadituksi hyödyksi reservaatiohyöty, voidaan tasapaino kirjoittaa muodossa $\underline{U} + R_j = C_j + W_j$, eli alueen palveluiden ja palkkatason täytyy kattaa alueella asumisen kustannukset sekä vaadittu hyötytaso. (Glaeser ym. 2005: 9.)

Jotta tarkasteluun saadaan mukaan työvoiman kysyntä, Glaeser ym. (2005: 9) olettavat, että alueen työtehtävien jakauma voidaan luokitella työn tuottavuuden mukaan. He merkitsevät niiden työtehtävien lukumäärää, joiden tuottavuus on alueen palkkatasoa W_j korkeampi, termillä $e^{\alpha(A_j - W_j)}$, missä A_j heijastaa alueen tuottavuuden tasoa. Mitä suurempi A_j , sitä enemmän alueella on työtehtäviä, joiden tuottavuus on suurempi kuin alueen palkkataso. Alueen työn kysyntä asettuu tasolle, jossa työn rajatuottavuus vastaa palkkaa. Tällöin työn kysynnän määrittää $\text{Log}(N_j) = \alpha A_j - \alpha W_j$, missä N_j on kaupunkialueen työllisyys. (Glaeser ym. 2005: 9-10).

Glaeserin ym. (2005: 10) mukaan asuntojen tarjonta on täysin joustamatonta alueilla, joilla vuokrat ovat alhaisen kysynnän vuoksi liian matalat käynnistääkseen uudisrakentamista. Jos kysyntä on riittävän suurta, asuntojen hinnat määräytyvät rakennuskustannusten perusteella. Rakennuskustannukset muodostuvat fyysisistä kustannuksista sekä asuntotuotannon rajoituksiin ja esteisiin liittyvistä kustannuksista. Mallia yksinkertaistamalla voidaan olettaa, että rakennuskustannukset muodostuvat kiinteästä, kuhunkin kaupunkialueeseen liittyvästä tekijästä K_j sekä alueella jo olevasta asuntotiheydestä. Glaeser ym. (2005: 10) asettavat oletuksen, että alueen asumisyksiköiden määrä vastaa alueen työllisten määrää, jolloin rakennuskustannuksiksi edellisen perusteella tulee $K_j + \delta(N_j / L_j)$, missä L_j on kaupunkialueen maapinta-ala. Delta (δ) mittaa astetta, jolla rakennuskustannukset muuttuvat väestötiheyden kasvaessa. Mitä korkeampi δ on, sitä korkeampaa on rakennuskustannusten nousu väestötiheyden kas-

vaessa³. Tämä puolestaan viittaa joustamattomampaan tarjontaan. Glaeser ym. (2005: 10) muuttavat asuntojen hinnat vuokriksi olettamalla, että vuokran määrä on kiinteän pääomitusasteen (*eng.* fixed capitalization rate) ρ (roo) ja rakennuskustannusten tulo. He merkitsevät asuntojen hintoja H_j siten, että $R_j = \rho H_j$, missä R_j on asumiskustannukset alueella j . (Glaeser ym. 2005: 9-10.)

Edellä kuvatuista yhtälöistä Glaeser ym. (2005: 10-11) saavat kaupunkialueen väestömääräksi (työllisten määräksi):

$$(10) \quad \text{Log}(N_j) = \frac{\alpha A_j + \alpha C_j + \alpha \rho \delta \text{Log}(L_j) - \alpha \underline{U} - \alpha \rho K_j}{1 + \alpha \rho \delta},$$

palkkatasoksi:

$$(11) \quad W_j = \frac{\alpha \rho \delta A_j + \underline{U} + \rho K_j - C_j - \rho \delta \text{Log}(L_j)}{1 + \alpha \rho \delta},$$

ja asuntojen hinnoiksi:

$$(12) \quad H_j = \frac{\alpha \delta A_j + \alpha \delta C_j + K_j - \delta \text{Log}(L_j) - \alpha \delta \underline{U}}{1 + \alpha \rho \delta}.$$

Väestömäärän, palkkatason sekä asuntojen hintojen osittaisderivaatoiksi (komparatiivisen statiikan tuloksiksi) tuottavuuden A_j ja alueen palvelutason C_j suhteen saadaan (taulukko 1):

TAULUKKO 1 Komparatiivisen statiikan tulokset tuottavuuden ja palvelutason vaikutuksista kaupunkialueen kehitykseen.

	Tuottavuus A_j	Palvelutaso C_j
Log(väestö)	$\frac{\partial \text{Log}(N_j)}{\partial A_j} = \frac{\alpha}{1 + \alpha \rho \delta}$	$\frac{\partial \text{Log}(N_j)}{\partial C_j} = \frac{\alpha}{1 + \alpha \rho \delta}$
Palkat	$\frac{\partial W_j}{\partial A_j} = \frac{1}{1 + \frac{1}{\alpha \rho \delta}} = \frac{\alpha \rho \delta}{1 + \alpha \rho \delta}$	$\frac{\partial W_j}{\partial C_j} = -\frac{1}{1 + \alpha \rho \delta}$
Asuntojen hinnat	$\frac{\partial W_j}{\partial A_j} = \frac{1}{\rho} \frac{1}{1 + \alpha \rho \delta} = \frac{\alpha \delta}{1 + \alpha \rho \delta}$	$\frac{\partial H_j}{\partial C_j} = \frac{1}{\rho} \frac{1}{1 + \alpha \rho \delta} = \frac{\alpha \delta}{1 + \alpha \rho \delta}$

³ Esimerkiksi kerrostalon rakentaminen on neliöhinnaltaan kalliimpaa kuin rivitalon rakentaminen. Tiheään asutulla alueella (esim. Helsinki) joudutaan rakentamaan enemmän kerrostaloja tilan puutteen vuoksi. Tästä seuraa korkeammat rakennuskustannukset.

Glaeser ym. (2005: 11) jatkavat väestön, palkkojen ja asuntojen hintojen dynaamisen käyttäytymisen tarkastelua huomioimalla eksogeenista vaihtelua tuottavuudessa ja palvelutasossa. He olettavat, että tuottavuuden muutos hetkestä t hetkeen $t+1$ on $A_{j,t+1} - A_{j,t} = \sum_k \beta_A^k X_{j,t}^k + \varepsilon_{j,t}^A$ sekä palvelutason muutos hetkestä t hetkeen $t+1$ on $C_{j,t+1} - C_{j,t} = \sum_k \beta_C^k X_{j,t}^k + \varepsilon_{j,t}^C$, missä $X_{j,t}^k$ on kaupunkikohtaiset tunnuspiirteet hetkellä t , esimerkiksi kaupungin osaamisrakenne. Työvoiman koulutustason noustessa alueen tuottavuus kasvaa. Sijoittamalla nämä yhtälöihin (10)-(12) saadaan:

$$(10') \quad \text{Log}\left(\frac{N_{j,t+1}}{N_{j,t}}\right) = I^N + \frac{\alpha}{1+\alpha\rho\delta} \sum_k (\beta_A^k + \beta_C^k) X_{j,t}^k + \frac{\alpha}{1+\alpha\rho\delta} (\varepsilon_{j,t}^A + \varepsilon_{j,t}^C)$$

$$(11') \quad W_{j,t+1} - W_{j,t} = I^W + \frac{\alpha\rho\delta}{1+\alpha\rho\delta} \sum_k \left(\beta_A^k - \frac{\beta_C^k}{\alpha\rho\delta} \right) X_{j,t}^k + \frac{\alpha\rho\delta}{1+\alpha\rho\delta} \varepsilon_{j,t}^A - \frac{1}{1+\alpha\rho\delta} \varepsilon_{j,t}^C$$

$$(12') \quad H_{j,t+1} - H_{j,t} = I^H + \frac{\alpha\delta}{1+\alpha\rho\delta} \sum_k (\beta_A^k + \beta_C^k) X_{j,t}^k + \frac{\alpha\delta}{1+\alpha\rho\delta} (\varepsilon_{j,t}^A + \varepsilon_{j,t}^C),$$

missä I^i ($i=N,W,H$) ovat kaupunkikohtaiset leikkauspisteet, jotka ovat vakiota ajassa. $\varepsilon_{j,t}^A$ ja $\varepsilon_{j,t}^C$ ovat virhetermejä. (Glaeser ym. 2005: 11.)

Yhtälöt (10'), (11') ja (12') kuvaavat ajassa tapahtuvaa kehitystä työllisyydessä (eli myös asuntojen määrässä), palkkatasossa ja asuntojen hinnoissa tuottavuuden muutosten ja palvelutason muutosten funktioina. Olettaen, ettei termi $X_{j,t}^k$ korreloi virhetermien kanssa, voidaan estimoida sen vaikutusta selitettäviin muuttujiin. Estimoiduista kertoimista voidaan sen jälkeen määrittää lukuarvot termeille δ ja ρ . Mikä tahansa tekijä $X_{j,t}^k$, joka lisää alueen tuottavuutta, vaikuttaa työllisyyteen, palkkoihin ja asuntojen hintoihin suuruudella, joka vastaa taulukon 1 tuottavuussarakkeen arvoja kerrottuna termillä β_A^k (beta). Vastaavasti tekijä $X_{j,t}^k$, joka lisää alueen palvelutasoa, vaikuttaa suuruudella, joka vastaa taulukon 1 palvelutasosarakkeen arvoja kerrottuna termillä β_C^k . (Glaeser ym. 2005: 12.)

Tarkastelemalla uudelleen taulukkoa 1, voidaan havaita, että δ ja ρ voidaan ratkaista laske-
malla tuottavuus- ja palvelutasoshokkien vaikutusten suhteet. Esimerkiksi, tuottavuuden kas-
vun vaikutus asuntojen hintoihin on $\beta_A^k \frac{\alpha\delta}{1+\alpha\rho\delta}$ ja työllisyyteen $\beta_A^k \frac{\alpha}{1+\alpha\rho\delta}$. Näiden suhde
on δ . Tällä menetelmällä voidaan ratkaista tarjontajousto välittämättä tekijästä α (alfa), sillä
se supistuu pois. Teoriassa tällä menetelmällä voidaan saada harhaton estimaatti tekijälle δ ,
vaikka tuottavuudessa tai tekijässä α olisi havaittavissa systemaattisia eroja alueiden välillä.
(Glaeser ym. 2005: 12.) Glaeserin ym. (2005) tutkimuksen ensisijainen kiinnostus on tekijän
 δ erot alueiden välillä, sillä nämä erot kuvaavat tarjontajouaston vaihtelua.

Glaeserin ym. (2005) tutkimuksen maantieteellisenä yksikkönä on kaupunkialue (*eng.* metro-
politan area), joka sisältää alueen työmarkkinat. Suomen osalta vastaava alue voisi olla seutu-
kunta, jonka yhtenä jakoperusteena on alueella työssäkäynti. Kaupunkialueet on jaettu indek-
sin mukaan kahteen luokkaan sen perusteella, onko alue asuntotarjonnan suhteen voimakkaas-
ti rajoitettu vai ei. Rajoitteena on esimerkiksi tonttikäyttöön kaavoitetun maan puute.

Glaeser ym. (2005) regressoivat yhtälöitä (10'), (11') ja (12'). He käyttävät kaupunkialueen
ominaispiirteitä, jotka ennakoivat taloudellista kasvua (muuttujia, joita voidaan merkitä teki-
jänä $X_{j,t}^k$), selittäjinä väestömäärän logaritmin muutoksille, tulojen per asukas muutoksille ja
asuntojen hintojen muutoksille. Ensimmäisenä muuttujana he käyttävät kunkin kaupunkialu-
een toimialarakennetta, josta he laskevat kunkin toimialan työvoimaosuuden ja kertovat ne
toimialan kasvuasteella. Näin saatu muuttuja vastaa suunnilleen työvoiman kysynnän kasvua.
Toisena muuttujana he käyttävät vähintään kandidaatin tutkinnon suorittaneiden ihmisten
osuutta alueen väestöstä. (Glaeser ym. 2005: 16.)

Regressioissa Glaeser ym. (2005) käyttävät vuosikymmenmuutoksia väestössä, palkoissa ja
asuntojen hinnoissa ajanjaksoilla 1980-1990 ja 1990-2000. Asuntojen hinnat on mitattu käyt-
täten vuoden 1990 mediaanihintaa, josta on ekstrapoloitu⁴ arvot vuosille 1980 ja 2000 käyttäen
vakioalaatu-hintaindeksiä (julkaissut *the Office of Federal Housing Enterprise Oversight*). He
approksimoivat palkkatasoa alueen tuloilla per asukas. (Glaeser ym. 2005: 17.)

⁴ *Ekstrapoloida* tarkoittaa ”arvioida tunnettujen arvojen ulkopuolella oleva funktion tai lukusarjan arvo” (WSOY 2005).

Glaeser ym. (2005) saavat tuloksiksi, että alueilla, joilla asuntotarjontaa on rajoitettu vain vähän, tuotantoshokki (lisääntynyt työvoiman kysyntä tai koulutustason nousu) heijastuu väestönkasvun (ja siten asuntotuotannon) ja tulotason nousuna. Sen sijaan asuntojen hinnoissa ei tapahdu merkittävää muutosta. Yhden prosentin kasvu työvoiman kysynnässä kasvattaa alueen väestömäärää noin 1,3 prosenttia ja nostaa palkkatasoa 92 dollarilla. Vähintään kandidaattitutkinnon suorittaneiden osuuden kasvaessa yhdellä prosentilla, väestömäärä nousee 0,09 prosenttia ja palkkataso 22 dollarilla alueilla, joilla asuntotarjonnan rajoittaminen on vähäistä. (Glaeser ym. 2005: 18-19, 30.)

Alueilla, joilla tarjontaa on rajoitettu enemmän, tuottavuusshokki heijastuu pääasiassa asuntojen hinnoissa. Työn kysynnän kasvu yhdellä prosentilla nostaa asuntojen hintoja keskimäärin 1 900 dollarilla vuodessa (alkuperäisessä tutkimusraportissa oli painovirhe, tarkistettu Raven Saksilta) ja koulutettujen osuuden nousu yhdellä prosentilla nostaa asuntojen hintoja 237 dollarilla vuodessa. (Glaeser ym. 2005: 18-19.)

Glaeser ym. (2005) yhdistävät molemmat tuottavuusmuuttujat yhteen regressioon ja rajoittavat kertoimet samoiksi molemmille muuttujille. He normalisoivat molemmat muuttujat keskiarvoiltaan nollassi ja keskihajonnaltaan ykköseksi. Menetelmällä he saavat samankaltaisia tuloksia kuin erillisinä muuttujina regressoituna. Alueilla, joilla rajoitukset ovat matalampia, tuottavuusshokit vaikuttavat väestömäärään ja tulotasoon, kun taas korkeampien rajoitusten alueilla tuottavuusshokit vaikuttavat merkittävästi asuntojen hintoihin. (Glaeser ym. 2005: 20.)

Yhteisregression tuloksista Glaeser ym. (2005) laskevat mallin parametrien δ ja ρ arvot. He saavat ρ :n arvoiksi 0,22 matalien rajoitusten alueille sekä 0,11 korkeiden rajoitusten alueille. Kiinteän pääomitusasteen (ρ) arvo kertoo asteen, jolla asuntojen hintojen nousu kääntyy asu-
miskustannusten nousuksi. (Glaeser ym. 2005: 20.)

δ :n arvoiksi Glaeser ym. (2005) saavat 50 781 matalien rajoitusten alueille sekä 625 079 korkeiden rajoitusten alueille. Nämä tarkoittavat, että korkeiden rajoitusten alueella yhden logaritmpisteen (noin 100 prosentin) kasvu väestötiheydessä nostaa asuntojen hintoja noin 600 000 dollaria, eli prosentin nousu väestötiheydessä nostaa asuntojen hintoja noin 6 000 dollaria. Matalien rajoitusten alueella prosentin nousu väestötiheydessä nostaisi asuntojen

hintoja vain noin 500 dollaria. (Glaeser ym. 2005: 20.) Tarjontajoustoissa havaitaan siis merkittäviä eroja matalien rajoitusten ja korkeiden rajoitusten alueiden välillä.

3.5.2 Tobinin q-teoria asuntomarkkinoilla

James Tobin (1969) esitti lähes 40 vuotta sitten teorian, että investointiasteen tulisi olla yhteydessä pääoman arvon ja jälleenhankintakustannuksen suhteeseen, ns. q-suhteeseen. Tämän jälkeen Tobinin q-teoriaa on käytetty eri hyödykkeiden markkinoiden tutkimiseen. Tobinin q-teoriaa on sovellettu myös asuntomarkkinoiden tutkimiseen, kuten tämän tutkimuksen luvussa 4.3 tehdään.

Suomen aineistolla Tobinin q-teoriaa ovat soveltaneet asuntomarkkinoihin Takala ja Tuomala (1990) ajanjaksolle 1972-1987. Heidän mukaansa asuntoinvestointeja voidaan menestyksellä selittää asuntojen nimellishintojen ja rakennuskustannusten suhteen avulla. He tosin toteavat, että q-teoria pätee kyseisellä ajanjaksolla parhaiten vuosina 1980-1987 johtuen 1970-luvun lopun ja 1980-luvun alun asuntorakentamisen rahoitusjärjestelmän rakenteellisesta muutoksesta (Takala & Tuomala 1990: 41, 48, 52).

Kyseisen teorian mukaan tehdessään uusia investointeja rakentamiseen, rakennusyhtiöt optimoivat saadakseen uuden asuntokannan rajatuoton vastaamaan rakennuskustannuksia. Toisin sanoen, yhtiöt tekevät rakennusinvestointeja, kunnes heidän q-suhteensa on yksi. (Takala & Tuomala 1990: 47; ks. myös Topel & Rosen 1988: 721.) Q-teoria mahdollistaa odotusten huomioimisen asuntojen hinnanmuodostuksessa, mutta Takalan ja Tuomalan (1990: 47) mukaan teoria olettaa vahvasti täydelliset pääomamarkkinat, hinnanottajien aseman markkinoilla sekä samat veroasteet kaikilla asuntoinvestoijilla. Nämä tekijät tulee huomioida tehdessä johdopäätöksiä tuloksista.

Asuntojen hinnanmuodostus on monimutkainen prosessi asuntomarkkinoilla. Asuntojen hinnat eivät määräydy yksinomaan rakennuskustannusten perusteella vaan rakennuskustannukset muodostavat yleisesti noin puolet asunnon kokonaiskustannuksesta. Uusien asuntojen hinta määräytyykin pääasiallisesti olemassa olevien asuntojen hintatason perusteella. (Takala & Tuomala 1990: 47.)

Takala ja Tuomala (1990) tarkastelevat Tobinin q-teorian pätevyyttä asuntoinvestointiyhtälöllä, jossa asuntoinvestointien määrää selitetään Tobinin q:lla (asuntojen hintojen logaritmi jaettuna rakennuskustannusindeksillä), UNITAS-osakeindeksin reaalihintojen logaritmillä, pankkien reaalisien lainanannon logaritmillä sekä valtion lyhytaikaisten obligaatioiden korolla. He testaavat, onko Tobinin q merkitsevä muuttuja investointiyhtälössä. Heidän mukaansa Tobinin q on merkitsevä muuttuja ja teorian mukaan riittävä indikaattori ennustamaan asuntoinvestointeja.

Q-teorian mukaan asunnonrakentajat rakentavat lisää uusia asuntoja, jos homogeenisillä asuntomarkkinoilla asunnon rajahinta on korkeampi kuin rakentamisen rajakustannukset, eli $q > 1$. Teorian mukaan rakentaminen pysähtyy, kun q saavuttaa arvon 1. Jos $q < 1$, rakentamisen rajakustannukset ovat suuremmat kuin asuntojen rajahinta, joten asunnon ostajalle olisi edullisempää ostaa vanha asunto kuin uusi. (Berg & Berger 2005: 5.)

Bergin ja Bergerin (2005: 5) mukaan asuntomarkkinoiden tutkimisessa q-teorian avulla on joitakin ongelmia, jotka tulee huomioida. Ensinnäkin teorian mukaan muuttujina pitäisi käyttää marginaalista q:ta, eli rajahinnan ja rajakustannusten välistä suhdetta. Marginaalista q:ta on käytännössä hankala laskea, mutta he toteavat, että marginaalinen q ja keskiarvo q vastaavat toisiaan, jos tuottajat ovat hinnanottajia sekä tuottavat vakioskaalatuotolla. Toinen ongelma on, että q-teoria olettaa informaation leviämisen olevan tehokasta markkinoilla, jolloin markkinatoimijoiden odotukset ovat jo sisältyneet asuntojen hintoihin ja hinnat sisältävät kaiken tarvittavan tiedon investointipäätöksiä varten. (Berg & Berger 2005: 5-6.)

Bergin ja Bergerin (2005) tutkimuksessa q-suhteen osoittajana käytetään asuntohintojen vakiolaatuindeksin pohjalta laskettua asuntojen neliöhintaa ja nimittäjänä rakentamisen neliökustannuksia. Heidän perusmallinsa on muotoa:

$$(13) \quad \ln Start_t = \alpha + \beta Q_t + \varepsilon_t,$$

missä $Start_t$ on aloitetun rakentamisen määrä hetkellä t ja Q_t on q-suhde hetkellä t . Ruotsin aineistolla on nähtävissä rakenteellinen muutos asuntomarkkinoilla johtuen 1990-luvun alun muutoksista vero- ja asuntopolitiikassa, joten Berg ja Berger (2005) lisäävät malliinsa dummy-muuttujan ajanjaksolle 1993-2003. Näin heidän mallistaan tulee:

$$(14) \quad \ln Start_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{93-03} + \beta_1 Q_t + \beta_2 D_{93-03} Q_t + \varepsilon_t$$

Yhtälöstä (14) he muokkaavat virheenkorjausmallin, joka sisältää lyhyen aikavälin muuttujat selittäjinä ja saavat:

$$(15) \quad \Delta \ln Start_t = \gamma_1 \Delta \ln Start_{t-1} + \gamma_2 \Delta Q_{t-1} + \gamma_3 [\ln Start_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 D_{93-03} - \beta_1 Q_{t-1} - \beta_2 D_{93-03} Q_{t-1}] + v_t$$

Malli estimoidaan ajanjaksolle 1981, 1. neljännes – 2003, 4. neljännes sisältäen dummy-muuttujan jaksolle 1993, 1. neljännes – 2003, 4. neljännes. Tuloksina he saavat (suluissa Newey-West-korjatut t-arvot):

$$(16) \quad \begin{aligned} \Delta \ln Start_t = & -0,13 \Delta \ln Start_{t-1} + 2,62 \Delta Q_{t-1} - 0,47 \ln Start_{t-1} + 3,41 - 2,66 D_{93-03} - 0,63 Q_{t-1} \\ & (-1,15) \quad (2,88) \quad (2,76) \quad (3,16) (-2,83) \quad (1,12) \\ & + 2,43 D_{93-03} Q_{t-1} \\ & (2,68) \end{aligned}$$

Q-suhteen estimoitu parametri ei itsessään ole merkitsevä, mutta q suhde kerrottuna dummy-muuttujalla on merkitsevä, joten q-suhde selittää aloitettua asuntorakentamista vuosien 1993-2003 ajanjaksolla, mutta ei jaksolla 1981-1992. Bergin ja Bergerin (2005) estimaatti γ_3 :lle kuvaa virheenkorjausmallissa markkinoiden sopeutumista epätasapainotilanteesta kohti tasapainoa. Kerroin -0,47 tarkoittaa, että poikkeamasta tasapainotilanteesta korjautuu seuraavalla periodilla 47 prosenttia. Pitkän aikavälin vaikutukseksi Berg ja Berger (2005) saavat (mukana kausittaiset dummy-muuttujat):

$$(17) \quad \ln Start_t = -1,60 + 0,83 D2 + 0,44 D3 + 1,07 D4 + 6,50 Q \\ (-1,46) (2,76) \quad (1,76) \quad (2,74) \quad (5,20)$$

Q:n kerroin 6,50 tarkoittaa, että q-suhteen muuttuessa yhdellä prosentilla, pitkällä aikavälillä aloitetun asuntorakentamisen määrä muuttuu yli kuudella prosentilla. (Berg & Berger 2005: 8-11.)

Selittämällä asuntojen bruttoinvestointeja q-suhteen avulla, Berg ja Berger (2005) saavat (mukana kausittaiset dummy-muuttujat):

$$(18) \quad \ln BI = -0,004 + 0,016D2 - 0,036D3 + 0,016D4 + 1,27Q_{t-1}$$

$$(0,053) \quad (4,96) \quad (-1,28) \quad (0,71) \quad (2,96)$$

Eli prosentin muutos q-suhteessa aiheuttaa noin 1,3 prosentin muutoksen bruttoinvestoinneissa. (Berg & Berger 2005: 12.)

Jud ja Winkler (2003) tarkastelevat asuntoinvestointiyhtälöä, jossa investointeja, rakennuslupia ja aloitettua asuntorakentamista selitetään q-suhteen nykyisillä sekä viivästetyillä arvoilla. He laskevat q-suhteen olemassa olevien ja uusien asuntojen hintojen suhteena. Heidän mukaansa q-suhteen ja sen viiveiden yhteismerkitys on positiivinen myönnettyjen rakennuslupien määrään, aloitetun asuntorakentamisen määrään sekä asuntoinvestointien määrään. Q-suhde ja sen viiveet yksinään selittävät positiivisesti ja merkitsevästi ainoastaan asuntoinvestointien määrää. (Jud & Winkler 2003: 382, 388.)

Berger (2000: 60) esittää kolme tapaa laskea q-suhde asuntomarkkinoilla: 1) kassavirta-analyysi, 2) hedoninen indeksi sekä 3) keskimääräinen transaktiohintaa. Kassavirta-analyysiä voidaan käyttää, kun käytettävissä on tietoa asuntojen vuokratuloista ja käyttökustannuksista. Näiden perusteella voidaan laskea ns. käyttönetto (*ruots. driftnetto*), joka kuvaa analyysissä asuntojen markkina-arvoa ja joka suhteutetaan tuotantokustannuksiin.

Jos saatavilla on suuri aineisto asuntojen kaupoista, voidaan käyttää hedonista indeksia tai keskimääräistä asunnon arvoa (Berger 2000: 60). Hedonisella indeksillä pyritään kuitenkin huomioimaan paremmin asuntojen laatueroja, joten se soveltuu paremmin kuvaamaan asuntomarkkinoita, joissa on merkittäviä laatueroja asuntojen välillä.

3.5.3 Asuntotarjonnan rajoitukset

Saks (2004) esittää asuntotarjontamallin, jossa huomioidaan asuntotarjonnan rajoitukset. Saks (2004: 4) kuvaa asuntojen tarjontafunktiota perusmuodossa

$$(19) \quad p_{it} = \theta_i h_{it} + \eta_{it},$$

missä p_{it} on asuntojen hinnat alueella i hetkellä t , θ_i on tarjontajousto alueella i (oikeammin tarjontajouaston käänteisluku) ja h on asuntokannan koko.

Mallissa sallitaan tarjontajouston vaihtelu alueiden välillä. Saks (2004: 4) perustelee tätä sillä, että asuntotarjonnan rajoitukset vaihtelevat eri alueilla. Rajoituksia ovat mm. ympäristöön liittyvät rajoitukset, rakennusluvut sekä korkeus- ja kokorajoitukset. Nämä tekijät lisäävät rakentamisen rajakustannuksia, jolloin parametri θ_i on positiivinen, ja tarjontakäyrä on nouseva.

Tarjontajousto voidaan kirjoittaa tarjonnan rajoitusten r_i ja muiden tekijöiden u_i funktiona:

$$(20) \quad \theta_i = \theta_0 + \pi r_i + u_i$$

Parametri π kuvaa, miten asuntotarjonnan rajoitusten erot muodostavat tarjontajouston vaihtelua alueiden välillä (Saks 2004: 5). Sijoittamalla yhtälö (20) yhtälöön (19) saadaan:

$$(21) \quad p_{it} = \theta_0 h_{it} + \pi r_i h_{it} + u_i h_{it} + \eta_{it}$$

Yhtälön (21) avulla Saks (2004) luo asuntotarjonnan rajoitusten indeksin, joka kuvaa tarjontajousten eroja alueiden välillä estimoimatta itse tarjontajoustoja. Indeksi on normalisoitu keskiarvoltaan nolaksi ja keskihajonnaltaan ykköseksi.

Ensimmäinen Saksin (2004) huomioima asuntotarjontaa rajoittava tekijä ovat rakennusluvut, jotka vaikeuttavat ja hidastavat niin asuntojen uudistuotantoa kuin vanhojen asuntojen uudistamistakin. Rakennuslupien myöntämiseen ja kieltämiseen vaikuttavat alueiden kaavoitus, rakennusten korkeus- ja kokomääräykset sekä asuntojen määrän rajoitukset. Lisäksi kasvun rajoituksilla rajoitetaan vuosittaista uudisasuntojen rakentamista. Myös halu suojella tiettyjä alueita esimerkiksi ympäristöllisillä tai historiallisilla perusteilla sekä keskushallinnon rajoitukset paikallisten alueiden maankäytölle ja kaupunkien kehittymiselle asettavat rajoituksia. (Saks 2004: 6-7.)

Saksin (2004: 26) mukaan nostamalla asuntotarjonnan rajoitusten indeksiä yhden keskihajonnan⁵ verran, vähenee asuntotuotanto 17 prosenttia ja asuntojen hinnat nousevat 34 prosenttia työn kysynnän kasvaessa. Lisäksi rajoituksilla on pysyvä vaikutus alueen työllisyyteen. Pitkällä aikavälillä alueilla, joissa asuntotarjonta on joustamaton rajoitusten vuoksi, työn kysynnän lisääntyessä työllisyys jää 20 prosenttia alhaisemmalle tasolle kuin joustavan tarjonnan alueilla.

3.5.4 Yhteenveto aiemmista joustotutkimuksista

Muth (1960) regressoi asuntojen hinnat tuotannon ja muiden tarjonnan ja kysynnän tekijöiden suhteen, eikä löytänyt merkitseviä suhteita tuotannon ja hintojen välille, mikä hänen mukaansa viittaa täydellisesti joustavaan tarjontaan. Muth (1960) regressoi mallinsa myös toisinpäin, tuotannon ollessa selitettävänä muuttujana ja hinnat sekä muut muuttujat selittävinä muuttujina eikä edelleenkään löytänyt merkitsevää suhdetta hintojen ja tuotannon välille. Tämä puolestaan viittaa täydellisesti joustamattomaan tarjontaan. (Muth 1960.)

Follain (1979) estimoi samantyyppisen mallin kuin Muth, mutta uudemmalla aineistolla ja saa samantyyppisiä tuloksia kuin Muth. Muth ja Follain päättelevät, että tarjonta on täydellisen joustavaa. Stoverin (1986) mukaan ei ole kuitenkaan syytä tehdä tiukkaa johtopäätöstä siitä, että asuntojen tarjontakäyrä olisi vaakasuora. Kuitenkin myös hänen tuloksensa 61 kaupungin poikkileikkausaineistolla tukee täydellisen joustavaa tarjontaa.

Vaikka Muthin, Follainin ja Stoverin tutkimukset puoltavat täydellisesti joustavan asuntotarjonnan tilannetta, ainakaan Suomessa tilanne ei oletettavasti ole näin. Syinä tähän ovat erilaiset rajoitteet, jotka rajoittavat asuntotarjontaa myös pitkällä aikavälillä. Esimerkiksi tonttimaan puute muodostaa rajoitteen. Monilla paikkakunnilla on pula asuntokäyttöön kaavoitetusta tonttimaasta, mutta monissa paikoissa on pula myös asuntokäyttöön sopivasta tonttimaasta. Tällainen tilanne on esimerkiksi Helsingissä, joka on monin paikoin rakennettu jo niin täyteen, että vapaata maata ei yksinkertaisesti ole.

DeLeeuw ja Ekanem (1971) tutkivat vuokra-asuntojen tarjontaa supistetun tarjontamallin avulla. He muodostivat indeksin, joka kuvaa vuokran määrää asumispalveluyksikköä kohti ja

⁵ Indeksi on normalisoitu keskiarvoltaan nollassa ja keskihajonnaltaan ykköseksi, joten indeksin nostaminen yhden keskihajonnan verran tarkoittaa indeksiluvun nostamista yhdellä.

saivat tarjontajoustoksi hinnan suhteen 0,3-0,7. Olsen (1987) kritisoi deLeeuwin ja Ekanemin mallia väärin määritellyksi, sillä tuotannon määrän sekä panosten hintojen ollessa selittävinä muuttujina, tulosten tulkinta hankaloituu. Olsenin (1987) mukaan mallissa ei pitäisi lainkaan olla mukana panosten hintoja, sillä tarkoituksena oli selvittää lopputuotteen (asuntojen) hintojen ja tuotannon välistä suhdetta pitkällä aikavälillä. Malpezzi ja MacLennan (1996) huomioivat estimoinnissa tämän ja saavat tarjontajoustoiksi arvoja väliltä 4-13 riippuen estimoidusta mallista.

Poterba (1984) lähestyy asuntomarkkinamalleja varallisuusmarkkinanäkökulmasta. Poterban tutkimuksessa tarjonta muodostuu rakennuksiin kohdistuvista nettoinvestoinneista. Hän jättää maankäytön huomioitta aineistoon liittyvistä syistä. Hänen mukaansa asuntojen hintakehitys on tärkeä määrittävä tekijä uuden asuntotuotannon määrittämisessä. Tarjontajoustoiksi reaali-hintojen suhteen Poterba (1984) saa välin 0,5-2,3.

Topel ja Rosen (1988) tutkivat, miten omaisuushyödykkeiden nykyhetken hinnat suhteutettuna nykyhetken rakentamisen rajakustannuksiin vaikuttavat asuntoinvestointipäätöksiin. Heidän mukaansa, jos lyhyen ja pitkän aikavälin investointien tarjonnat ovat samat, omaisuushyödykkeiden nykyhinnat ovat riittävä muuttuja selittämään asuntoinvestointeja. Jos rakentamisen määrä vaikuttaa rakentamisen hintaan, tarjonta on joustamattomampaa lyhyellä kuin pitkällä aikavälillä. Topelin ja Rosenin (1988) tuloksien perusteella lyhyen ja pitkän aikavälin tarjontajoustopot ovat erisuuruisia, joten omaisuushyödykkeiden nykyhinnat eivät pysty selittämään riittävästi asuntoinvestointeja. Rakentajien täytyy muodostaa käsityksensä tulevaisuuden hinnoista tehdessään investointipäätöksiä. Siksi Topel ja Rosen (1988) estimoivat mallin, jossa huomioidaan tulevaisuuden odotukset. Odotuksilla täydennetyllä mallilla he saavat lyhyen aikavälin tarjontajoustoksi 1,0 ja pitkän aikavälin tarjontajoustoksi 3,0. Lisäksi, kuten Poterba (1984), myös Topel ja Rosen (1988) päätyvät tulokseen, ettei rakennuskustannuksilla ole vaikutusta uusien asuntojen aloituspäätöksiin. Sen sijaan Topel ja Rosen (1988) toteavat, että reaalisella korkotasolla ja odotetulla inflaatiolla on suuri vaikutus rakentamiseen.

DiPasquale ja Wheaton (1994) estimoivat tarjontamallia, jossa omakotitalojen aloitettu rakentaminen on nykyhetken asuntohintojen, reaalisen lyhytaikaisen korkotason, maan hinnan, rakennuskustannusten ja olemassa olevan asuntokannan funktio. Heidän eivät löydä merkitsevää suhdetta rakennuskustannusten ja rakentamisen välille. Heidän mukaansa maan hinnalla-

kaan ei ole vaikutusta rakentamisen laajuuteen. Sen sijaan reaalilla korkotasolla on negatiivinen suhde rakentamiseen. (DiPasquale & Wheaton 1994.)

Follain, Leavens ja Velz (1993) estimoivat monen asunnon asuinrakennuksille tarjontamallia, jossa rakennusluvut ovat vuokrien, pääoma-asteen, vuokra-asumisyksikön jälleenhankintakustannuksen ja viivästettyjen rakennuslupien funktio. Heidän mallinsa mukaan pitkän aikavälin tarjontajousto on välillä 3,0-5,0. (Follain ym. 1993.)

Blackley (1999) tutki asuntotarjonnan joustoja käyttäen USA:n aineistoa vuosilta 1950-1994. Hän saa pitkän aikavälin tarjontajoustoksi 1,6-3,7 käyttäen muuttujina absoluuttisia arvoja. Ottamalla muuttujien arvoista differenssit, pitkän aikavälin joustoksi tulee 0,8.

Uudistuotannon lisäksi asuntotarjonta sopeutuu markkinaoloihin olemassa olevan asuntokannan muutosten kautta. Tämän huomioiminen tutkimuksessa on kuitenkin vaikeaa, sillä asunnon omistajat ovat tällöin usein itse sekä asunnon tarjoajia että kysyjä (DiPasquale 1999), jolloin asuntokantaa koskeva päätöksenteko tapahtuu muuttamisen ja remontoinnin välillä. Potepan (1989) tutkii asukkaiden päätöksentekoa asunnon parantamisen ja asunnosta muuttamisen välillä. Hänen mallissaan tutkitaan korkotason ja palkkatason nousun vaikutusta siihen, remontoitako nykyistä asuntoa vai muutetaanko uuteen asuntoon. Hän toteaa, että korkotason nousu lisää remontoinnin houkuttelevuutta ja tulotason nousu puolestaan vähentää sitä. Korkotason nousu kahdesta prosentista kuuteen prosenttiin nostaa remontoinnin todennäköisyyttä 0,34:stä 0,41:een ja tulosten nousu 10 000 dollarista 40 000 dollariin alentaa remontoinnin todennäköisyyttä 0,36:sta 0,32:een. (Potepan 1989.)

Montgomery (1992) kritisoi Potepanin tutkimusasettelua, sillä hänen mukaan Potepan ei mallissaan huomioi riittävästi sitä mahdollisuutta, etteivät kotitaloudet tee mitään. Montgomery itse rakentaa mallin, jossa kotitalouksien päätöksentekovaihtoehdot ovat: 1) muuttaminen huonompaan asuntoon (jolloin kulutetaan vähemmän asumista), 2) ei tehdä mitään, 3) nykyisen asunnon parantaminen ja 4) muuttaminen parempaan asuntoon. (Montgomery 1992.) Montgomery (1992) toteaa tuloksissaan, että korkean tulotason kotitaloudet todennäköisemmin remontoivat asuntoaan kuin ovat tekemättä mitään ja käyttävät remontointiin enemmän rahaa kuin matalan tulotason kotitaloudet. Tulotason noustessa kotitaloudet todennäköisemmin muuttavat kuin remontoivat. Remontoimisen todennäköisyys ja remontointiin käytetty rahamäärä ovat alempia iäkkäiden ja vähemmistöjen kotitalouksissa, kuten myös niillä, jotka

ovat asuneet asunnossa kauan. Vanhojen asuntojen asukkaat ovat myös todennäköisempiä remontoimaan kuin uudempien. Nopean talouskasvun alueilla kotitaloudet ovat todennäköisempiä remontoimaan ja käyttävät enemmän rahaa remontointiin kuin hitaamman talouskasvun alueilla. Tämä saattaa viitata odotuksiin asuntojen hinnan noususta. (DiPasquale 1999: 17.)

Taulukossa 2 on yhteenveto aiempien tarjontatutkimusten joustoista sekä joustoestimaattien tilastollisia tunnuslukuja.

TAULUKKO 2 Yhteenveto aiempien tutkimusten tarjontajoustoestimaateista.

Tutkimus	Tarjontajouston estimaatti				
Muth (1960)	0 / ∞				
DeLeeuw & Ekanem (1971)	0,3-0,7				
Arcelus & Meltzer (1973)	Vuokrahintojen suhteen: 3,68; myyntihintojen suhteen: 0,29 (ei merk.) Yhden perheen asunnot: Vuokrahintojen suhteen: 2,89; myyntihintojen suhteen: 0,41 (merk.)				
Swan (1973)	Yhden perheen asunnot: Vuokrahintojen suhteen: 3,6; myyntihintojen suhteen: 0,33				
Smith (1976)	4,3-6,2				
Follain (1979)	∞				
Poterba (1984)	0,5-2,3				
Stover (1986)	∞				
Topel & Rosen (1988)	Lyhyt aikaväli: 1,0; pitkä aikaväli: 3,0				
Follain, Leavens & Velz (1993)	Pitkä aikaväli: 3,0-5,0				
Malpezzi & MacLennan (1996)	4-13				
Blackley (1999)	Absoluuttisilla muuttujien arvoilla: 1,6-3,7; differensseillä: 0,8				
Tilastolliset tunnusluvut ⁶ tarjontajoustojen estimaateista	Keskiarvo	Keskihajonta	Mediaani	Minimi	Maksimi
	3,0	2,9	2,9	0,3	13,0

Taulukosta 2 havaitaan, että keskimäärin tarjontajouston arvoksi on saatu 3,0, mikä viittaa joustavaan tarjontaan. Joustoissa on kuitenkin hajontaa runsaasti, minimin ollessa 0,3 ja maksimin jopa 13. Lyhyellä aikavälillä tarjonta näyttäisi olevan selvästi joustamattomampaa kuin pitkällä aikavälillä.

3.6 Yhteenveto asuntomarkkinoiden piirteistä ja kehityksestä Suomessa

Tässä luvussa tarkasteltiin asuntomarkkinoiden teoriaa yleisestä näkökulmasta sekä tarkemmin asuntotarjonnan näkökulmasta. Asuntotarjonnasta on niukasti tutkimuksia, etenkin Suomen asuntomarkkinoita koskien. Suomessa on viime vuosina kiinnitetty yhä enemmän huo-

⁶ Tilastollisissa tunnusluvuissa ei ole huomioitu arvoja ääretön ja nolla.

miota asuntomarkkinoiden toimintaan, mutta valtavirta tutkimuksista on pyrkinyt etsimään vastauksia mm. asuntojen hinnanmuodostuksen ja kysynnän kysymyksiin. Tarjontaan ei olla keskitytty. Asuntojen hinnat ovat kuitenkin nousseet voimakkaasti viime vuosina ja yhtenä syynä tähän on esitetty asuntojen tarjonnan joustamattomuutta. Aiheesta ei kuitenkaan ole tehty tutkimusta, joten tämä tutkimus on tästä syystä olennainen.

Asuntomarkkinat poikkeavat merkittävästi muista markkinoista ja tämän vuoksi niiden tutkiminen on haasteellista. Asuntomarkkinoilla eivät kohtaa ainoastaan myyjät ja ostajat, vaan myös sijoittajat, vuokranantajat ja vuokraajat. Vaikka asuntomarkkinatutkimuksissa yleensä oletetaan asuntomarkkinat täydellisiksi, todelliset asuntomarkkinat eivät ole lähellekään täydelliset, vaan useat piirteet tekevät niistä epätäydelliset. Asuntomarkkinat ovat esimerkiksi merkittävästi valtiovallan säätelemiä, jolloin vaikutus näkyy sekä tarjonnassa että kysynnässä. Asuntomarkkinoilla vallitsee myös vahva epäsymmetrinen informaatio sekä korkeat transaktiokustannukset. Lisäksi asunto itsessään on hyvin erityislaatuinen hyödyke, mikä tekee asuntomarkkinoista omanlaisen.

Teoriassa asuntojen tarjonta vaihtelee tarkasteltavan ajanjakson pituuden vaihdellessa. Koska asunnon rakentaminen on aikaa vievä prosessi, lyhyellä aikavälillä tarjonnan voidaan olettaa olevan joustamatonta. Lyhyen aikavälin tarjonta koostuu pääasiassa olemassa olevasta vapaasta asuntokannasta. Pitkällä aikavälillä asuntotarjonta ajatellaan joustavammaksi, mutta tarjonnalle on olemassa rajoituksia myös pitkällä aikavälillä. Tarjontajousto ei välttämättä nouse kovin suureksi esimerkiksi tonttikäyttöön kaavoitetun maan puutteen vuoksi.

Asuntomarkkinoita on tutkittu hiukan myös ns. Tobinin q-teorian puitteissa. Teorian mukaan investointiasteen tulisi olla yhteydessä pääoman arvon ja jälleenhankintakustannuksen suhteeseen, eli q-suhteeseen. Asuntomarkkinoilla pääoman arvona pidetään usein asuntojen hintoja ja jälleenhankintakustannuksena rakennuskustannuksia. Näiden suhteen pitäisi teoriassa selittää ainakin osin asuntoinvestointien määrää.

Aiemmat tarjontatutkimukset asuntomarkkinoista ovat antaneet hyvin ristiriitaisia tuloksia. Eri tutkimusten tulokset asuntojen tarjonnasta vaihtelevat hyvin joustamattomasta tarjonnasta täydellisesti joustavaan tarjontaan. Tulosten ristiriitaisuus ja niistä käyty keskustelu viittaavat siihen ongelmaan, joka asuntomarkkinoiden tutkimisessa vallitsee; asuntomarkkinat ovat hy-

vin poikkeavat muista markkinoista ja, kuten kaikki tutkimus, myös asuntomarkkinoiden tutkimus on voimakkaasti sidoksissa oletuksiin ja yksinkertaistuksiin.

Suomessa asuntomarkkinoiden tilanne muuttui 1990-luvun laman tienoilla. Asuntotuotanto esimerkiksi on laman jälkeisen ajan ollut huomattavasti vaimeampaa kuin lamaa edeltävänä aikana. 1980- ja 1990-luvun vaihteessa uusia asuntoja rakennettiin noin 60 000 vuodessa, kun taas 2000-luvulla asuntotuotanto on ollut vajaa 30 000 asuntoa vuodessa. Lama muutti myös asuntokannan rakennetta. Omistusasuntojen osuus asuntokannasta väheni ja vuokra-asuntojen osuus kasvoi lamavuosien aikana. Lamalla oli vaikutuksensa myös asuntojen hintoihin. Ennen lamaa esimerkiksi vuonna 1989 omistusasunnon keskimääräinen neliöhinta oli noin 1 500 euroa, kun vuoteen 1993 mennessä keskihinta oli romahtanut alle 900 euroon neliöltä. Viime vuosina asuntojen hinnat ovat jälleen nousseet voimakkaasti ja vuonna 2003 keskimääräinen neliöhinta oli noin 1 370 euroa. (Tilastokeskus 2005b.)

Seudullisesti asuntojen hinnat vaihtelevat paljon. Esimerkiksi vuonna 2003 Lapin maakunnassa keskimääräinen neliöhinta oli noin 777 euroa, kun Uudenmaan maakunnassa asunto maksoi keskimäärin 1 954 euroa neliömetriltä. (Tilastokeskus 2005b.)

Tutkimuksen seuraavassa luvussa tarkastellaan empiirisesti Suomen asuntotarjontaa kahdella menetelmällä: 1) asuntojen hintojen Granger-kausalisuutta asuntojen rakentamiseen sekä 2) Tobinin q-teorian pätevyyttä asuntoinvestointeihin, rakennuslupien määrään ja aloitetun asuntorakentamisen määrään.

4 SUOMEN ASUNTOTARJONNAN MALLINTAMINEN AJANJAKSOLLA 1987-2005

Tässä luvussa kuvataan empiirisessä analyysissä käytetty aineisto, muuttujat, menetelmät sekä saadut tulokset. Analyysi rakentuu kahdesta menetelmästä. Ensimmäisellä menetelmällä tarkastellaan Suomen osalta asuntojen hintojen Granger-kausalisuutta asuntojen rakentamiseen. Toisella menetelmällä tutkitaan Tobinin q-teorian pätevyyttä asuntoinvestointeihin sekä rakennuslupien ja aloitetun asuntorakentamisen määrään. Käytetty tilasto-ohjelmisto on pääasiassa Stata, mutta myös PC-Giveä on käytetty mm. muuttujien normaalisuutta tutkittaessa.

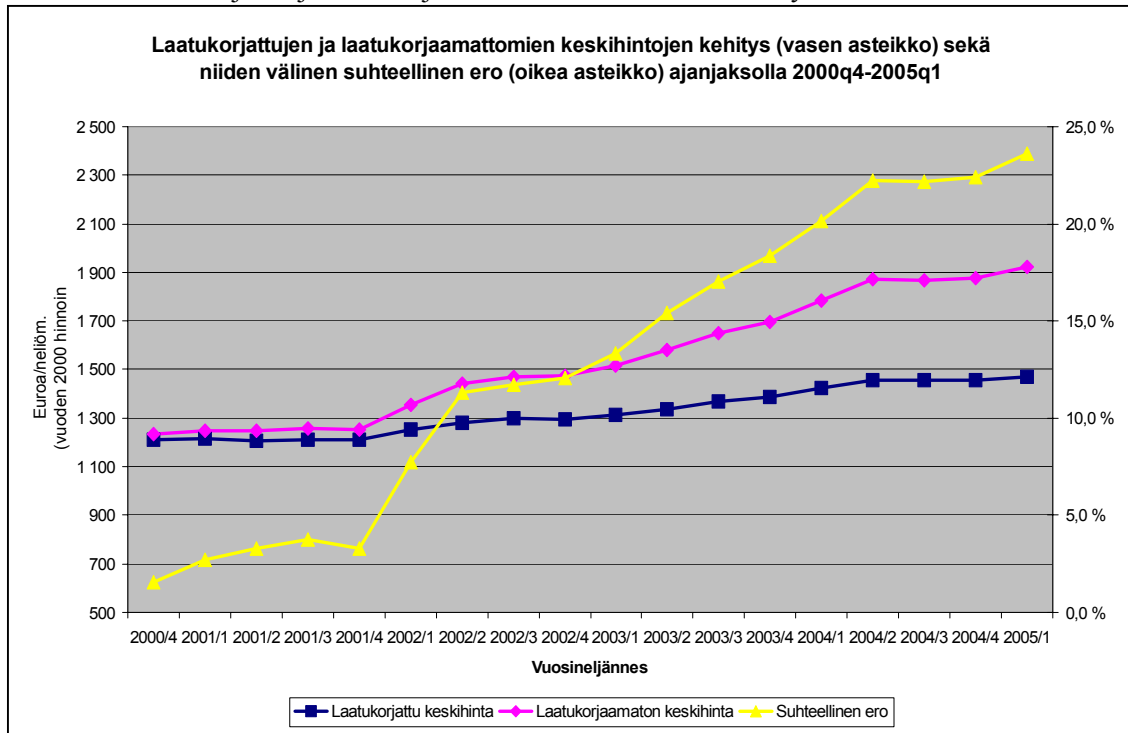
4.1 Aineisto ja muuttujat

Tutkimuksessa käytetään Tilastokeskuksen Altika-tietokannasta sekä StatFin-tietokannasta poimittuja tilastoja. Ensimmäisen menetelmän aineisto on paneeliaineisto vuosilta 1987-2003, jossa asuntojen hinta-aineistona on 24 kaupungin aineisto. Rakennettujen asuntojen aineisto on näiden kaupunkien seutukuntatason aineistoa. Hinta-aineisto on seuraavista kaupungeista: Espoo, Helsinki, Hämeenlinna, Joensuu, Jyväskylä, Kajaani, Kauniainen, Kokkola, Kotka, Kouvola, Kuopio, Lahti, Lappeenranta, Mikkeli, Oulu, Pori, Porvoo, Rauma, Rovaniemi, Seinäjoki, Tampere, Turku, Vaasa ja Vantaa. Espoon ja Kauniainen aineisto on Altikassa yhdistettynä. Espoo, Helsinki ja Kauniainen kuuluvat samaan seutukuntaan, joten aineistossa on 21 seutukuntaa.

Ensimmäisessä menetelmässä käytetyn hinta-aineiston perustana on Tilastokeskuksen reaali-
nen, perusvuoden 2000 asuntojen laatukorjattu hintaindeksi. Indeksillä pyritään huomioimaan asuntojen laatueroja ja -muutoksia ja ilmaisee näiden vaikutuksen vakiolaatuisen asunnon hintakehitykseen. Keskihinnat on laskettu kertomalla vuoden 2000 keskimääräinen neliöhinta kunkin vuoden laatukorjatulla hintaindeksillä. Näin on saatu laskennallinen keskihinta vakiolaatuiselle asunnolle. Laatukorjattujen ja laatukorjaamattomien hintojen kehitystä sekä niiden välistä suhteellista kehitystä kuvataan kuviossa 9. Kuvion 9 hinnat pohjautuvat vuoden 2000 viimeisen vuosineljänneksen indeksilukuihin sekä nimelliseen keskihintaan. Indeksien välinen ero kuvaa asuntojen hintakehityksen väärän informaation määrää, joka laatukorjaamaton hinta pitää si-

sällään. Rakennetut asunnot ovat kyseisenä vuonna sekä edellisenä vuonna valmistuneiden asuntojen lukumäärä.

KUVIO 9 Laatukorjatun ja laatukorjaamattoman keskihinnan kehitys sekä suhteellinen ero.



Lähdetiedot: Tilastokeskus (2005a).

Kuviosta 9 havaitaan reaalisessa laatukorjaamattomassa keskihinnassa selvä nouseva trendi, kun taas reaalin laatukorjattu keskihinta nousee huomattavasti loivemmin. Perusvuoteen 2000 verrattuna vuoden 2005 ensimmäisellä neljänneksellä laatukorjaamattomat keskihinnat olivat noin 24 prosenttia korkeammat kuin laatukorjatut hinnat. Tämä ero tarkoittaa, että asuntojen hinnat ovat nousseet voimakkaasti uusien laadukkaampien asuntojen rakentamisen takia. Jotta asuntojen hintojen kehitystä voitaisiin tarkastella ilman laadunparantamisen vaikutusta, on käytettävä laatukorjattuja hintoja. Tällöin nähdään asuntojen todellinen hintojen kehitys, joka perustuu kysynnän ja tarjonnan vaihteluihin.

Taulukossa 3 on yhteenvedo ensimmäisen menetelmän (Granger-kausalisuus) muuttujien arvoista vuonna 2003 sekä muuttujien tilastolliset tunnusluvut.

TAULUKKO 3 Ensimmäisessä menetelmässä (Granger-kausalisuus) käytettävien muuttujien arvot vuonna 2003 sekä tilastolliset tunnusluvut.

Seutukunta	Keskihinta (euroa/m ²)*	Rakennetut asunnot kpl	Seutukunta	Keskihinta (euroa/m ²)*	Rakennetut asunnot kpl
Espoo-Kauniainen**	1 912,8	10 294**	Mikkeli	1 065,1	329
Helsinki**	2 281,8	10 294**	Oulu	1 251,8	2 060
Hämeenlinna	1 188,8	219	Pori	892,5	494
Joensuu	1 119,6	531	Porvoo	1 331,0	423
Jyväskylä	1 209,1	1 653	Rauma	903,5	170
Kajaani	887,4	195	Rovaniemi	856,7	144
Kokkola	893,0	183	Seinäjoki	936,3	612
Kotka	823,2	200	Tampere	1 378,7	2 518
Kouvola	874,0	266	Turku	1 189,8	1 179
Kuopio	1 185,9	601	Vaasa	1 099,6	317
Lahti	1 034,8	647	Vantaa**	1 524,6	10 294**
Lappeenranta	1 160,6	359			
Muuttuja	Havaintojen lkm	Keskiarvo	Keskihajonta	Minimi	Maksimi
Rakennetut asunnot	391	2 035,67	3 210,55	90	14 455
Keskihinta (euroa/m ²)	391	1 317,67	437,05	612,54	2 484,97
Aineisto on paneeliaineistosta vuosilta 1987-2003. *Keskihinta (euroa/m ²) on seutukunnan pääkaupungin asuntojen keskihinta. Se ei anna välttämättä oikeaa kuvaa seutukunnan muiden kuntien asuntojen hinnoista. **Espoo-Kauniainen, Helsinki ja Vantaa kuuluvat Helsingin seutukuntaan (tästä syystä rakennettujen asuntojen määrä on sama), mutta aineistossa on kyseisten kaupunkien hinta-aineisto.					

Taulukosta 3 havaitaan suuria eroja eri kaupunkien välillä sekä asuntojen keskihinnoissa että rakennettujen asuntojen lukumäärissä. Esimerkiksi vuonna 2003 keskihinnaltaan kalleimmat asunnot löytyivät Helsingistä (2 281,80 euroa/m²), kun taas halvimmat olivat Kotkassa (823,20 euroa/m²). Kotkan hintoihin verrattuna Helsingin asuntojen keskihinnat olivat lähes 2,8-kertaiset. Eniten asuntoja rakennettiin vuonna 2003 Helsingin seutukunnassa (10 294 kpl) ja vähiten Rovaniemen seutukunnassa (144 kpl). Koko aineiston alhaisin keskihinta vuosilta 1987-2003 on 612,54 euroa/m² ja korkein 2 484,97 euroa/m². Pienin rakennettujen asuntojen määrä on 90 ja suurin 14 455.

Toisessa menetelmässä eli Tobinin q-suhteen tutkimisessa käytetään vuosineljännesaineistoa koko maan tasolta. Menetelmässä käytetyt muuttujat ovat 1) asuntojen reaaliset laatukorjatut keskihinnat (euroa/m²), 2) reaaliset rakennuskustannukset (euroa/m²), 3) myönnettyjen rakennuslupien lukumäärä, 4) aloitetun asuntorakentamisen⁷ määrä sekä 5) asuntoinvestointien⁸ määrä. Yhteenveto muuttujista sekä niiden aikaväleistä on taulukossa 4.

TAULUKKO 4 Toisessa menetelmässä (Tobinin q) käytettävien muuttujien tilastolliset tunnusluvut.

Muuttuja	Aikaväli	Havaintojen lkm	Keskiarvo	Keskihajonta	Minimi	Maksimi
Q-suhde ⁹	1987/1-2005/1	73	0,967	0,214	0,689	1,526
Rakennusluvut (kpl)	1987/1-2005/1	73	9 529,85	4 416,57	3784	27 701
Aloitettu asuntorakentaminen (kpl)	1988/1-2005/1	69	8 590,77	4 602,18	2712	27 241
Asuntoinvestoinnit (milj. €)	1996/1-2005/1	37	1 612,24	333,70	921	2 352
Keskikustannus (euroa/m ²)	1987/1-2005/1	73	1 214,6	122,24	925,61	1 442,8
Keskihinta (euroa/m ²)	1987/1-2005/1	73	1 164,3	225,02	825,84	1 611,7
Aineisto on koko maan tason aikasarja-aineisto.						

Taulukon 4 luvuista huomataan, että rakentamista kuvaavien muuttujien minimien ja maksimien välillä on suuria eroja. Tämä johtuu siitä, että esimerkiksi rakennuslupien myöntäminen ja rakentamisen aloittaminen ovat hyvin kausittaisia. Rakentamisen aloittaminen ajoittuu eniten vuoden toiselle neljännekselle. Vähiten rakentamista aloitetaan vuoden ensimmäisellä neljänneksellä. Rakennuslupia myönnetään eniten vuoden toisella neljänneksellä ja vähiten vuoden viimeisellä neljänneksellä. Asuntoinvestoinnit puolestaan painottuvat eniten vuoden ensimmäiselle ja viimeiselle neljännekselle, mitä viittaa asuntojen ja asuntoremonttien valmistusajankohtaan, jolloin ne kirjataan asuntokantaan.

⁷ Aloitetun asuntorakentamisen määrä on kunkin vuosineljänneksen aikana rakentamaan aloitettujen asuntojen lukumäärä.

⁸ Asuntoinvestoinnit kuvaavat asuntokannassa kiinteän pääoman bruttomuodostumista.

⁹ Q-suhde lasketaan tässä tutkimuksessa jakamalla vakiolaatuisen asunnon laskennallinen keskihinta (euroa/m²) laskennallisella rakennuskustannuksella (euroa/m²).

4.2 1. menetelmä: Granger-kausalisuustesti

Granger-kausalisuus pohjautuu oletukselle, että kaikki käsiteltävien muuttujien ennustamiseen tarvittava tieto sisältyy muuttujien aikasarjoihin. Granger-kausalisuus pohjautuu VAR-malleihin (*eng.* Vector Autoregressive models), joissa selitettävää muuttujaa selitetään sen omilla viiveillä sekä toisen muuttujan viiveillä. (Wooldridge 2000: 598.) Granger-kausalisuustesti sisältää seuraavat yhtälöt:

$$(22) \quad Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{1t}$$

$$(23) \quad X_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i X_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + u_{2t}$$

Yhtälön 22 tyyppisillä yhtälöillä voidaan testata, parantavatko muuttujan X viiveet muuttujan Y ennustetta, kun kontrolloidaan muuttujan Y omat viiveet. Jos muuttujan X mukaanotto parantaa mallin ennustavuutta ja muuttujan X parametrit α_i ovat yhdessä nollasta poikkeavia, voidaan sanoa, että X Granger-aiheuttaa (*eng.* Granger causes) Y :n. (Wooldridge 2000: 598; Gujarati 1995: 621.)

Käytännön ongelmana on usein valita sopiva määrä viiveitä VAR-malliin. Viiveiden määrä voidaan testata autoregressiivisellä mallilla, jossa muuttujaa Y selitetään ensin pelkästään suurella määrällä sen omia viiveitä ja näille viiveille suoritetaan t - ja F -testit. Tämän jälkeen testataan vastaavasti muuttujan X viiveet. Vuosiaineistolla normaali viiveiden määrä on yleensä yksi tai kaksi, neljännesvuosiaineistolla neljästä kahdeksaan ja kuukausiaineistolla noin kuu-desta kahteentoista, jopa 24 kuukauteen saakka. (Wooldridge 2000: 599.)

Tutkimuksessa käytetty aineisto on vuositasoinen aineistoa vuosilta 1987-2003, joten tarkaste- luun käytetään sekä yhden että kahden viiveen rakennetta. Asuntojen keskimääräisen neliö- hinnan ja uudistuotannon välinen korrelaatio on tarkasteltavalla ajanjaksolla 0,764, mikä viit- taa melko vahvaan yhteyteen näiden muuttujien välillä. Pelkkä korrelaatio ei kuitenkaan to- dista, että muuttujien välillä olisi kausaalisuhteita, ts. että toinen aiheuttaa toisen. Tämän vuoksi käytetään Granger-estimointia. ADF (Augmented Dickey-Fuller) –yksikköjuuritestin

mukaan sekä asuntojen keskihinnat neliometriä kohti että uudistuotannon määrä sisältävät yksikköjuuren, joten muuttujia käytetään differenssimuodoissa Granger-estimoinnissa. Muuttujista on lisäksi otettu luonnollinen logaritmi. Granger-kausalisuustestin malleina käytetään:

$$(24) \quad \Delta y_t = \theta_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta p_{t-j} + u_{1t},$$

sekä

$$(25) \quad \Delta p_t = \theta_2 + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j \Delta p_{t-j} + u_{2t},$$

missä y_t on asuntojen uudistuotanto hetkellä t , y_{t-j} on asuntojen uudistuotanto hetkellä $t-j$, p_t on asuntojen keskihinta neliometriä kohti hetkellä t ja p_{t-j} on asuntojen hintataso hetkellä $t-j$. Delta (Δ) merkitsee muutosta ajanjaksojen t ja $t-1$ välillä ja u_{1t} sekä u_{2t} ovat virhetermejä. Mallit regressoidaan 1) selittämällä y :tä sen yhdellä omalla viiveellä sekä p :n yhdellä viiveellä, 2) selittämällä y :tä sen kahdella omalla viiveellä sekä p :n kahdella viiveellä, 3) selittämällä p :tä sen yhdellä omalla viiveellä sekä y :n yhdellä viiveellä ja 4) selittämällä p :tä sen kahdella omalla viiveellä sekä y :n kahdella viiveellä.

Koska aineistona on paneeliaineisto, regressioissa tulee määritellä, käytetäänkö satunnaisvaikutusten regressiota vai kiinteiden vaikutusten regressiota. Kiinteiden vaikutusten regressiota (*eng.* fixed effects regression) käytetään, kun halutaan kontrolloida mallista puuttuvia muuttujia, jotka saattavat vaihdella ajan kuluessa, mutta pysyä vakioina havaintojen välillä. Satunnaisten vaikutusten regressiota (*eng.* random effects regression) käytetään, jos epäillään, että osa puuttuvista muuttujista vaihtelee ajan kuluessa ja pysyy vakioina havaintojen välillä, mutta osa saattaa olla vakioita ajassa ja vaihdella havaintojen välillä. Yleisesti hyväksytty testi tarkastelemaan, kumpaa regressiota tulisi käyttää, on ns. *Hausmanin testi*. Hausmanin testin tilastollisesti merkitsevä tulos tarkoittaa, että pitäisi käyttää kiinteiden vaikutusten regressiota. (Princeton 2006.) Satunnaisten vaikutusten mallin estimointien tulokset ovat taulukossa 5 ja kiinteiden vaikutusten mallin tulokset ovat taulukossa 6.

TAULUKKO 5 Granger-kausalisuuden estimointien tulokset (satunnaisten vaikutusten malli).

Selitettävä muuttuja	Selittävät muuttujat (suluissa robusteihin keskivirheisiin perustuvat p-arvot)				
	Vakio	Δy_{t-1}	Δy_{t-2}	Δp_{t-1}	Δp_{t-2}
Δy_t R ² = 0,32 Khi ² -testin p-arvo: <0,001	$\theta_1 = -0,070$ (<,001)***	$\alpha_1 = -0,388$ (<,001)***		$\beta_1 = 1,690$ (<,001)***	
Δy_t R ² =0,31 Khi ² -testin p-arvo: <0,001	$\theta_1 = -0,081$ (<,001)***	$\alpha_1 = -0,458$ (<,001)***	$\alpha_2 = -0,164$ (,019)**	$\beta_1 = 1,619$ (<,001)***	$\beta_2 = 0,370$ (,067)*
	α_1 :n ja α_2 :n poikkeavuus yhdessä 0:sta: Wald-testin (Khi ² -testin) p-arvo: <0,001***			β_1 :n ja β_2 :n poikkeavuus yhdessä 0:sta: Wald-testin (Khi ² -testin) p-arvo: <0,001***	
Δp_t R ² = 0,36 Khi ² -testin p-arvo: <0,001	$\theta_2 = -0,008$ (,070)*	$\lambda_1 = -0,055$ (<,001)***		$\delta_1 = 0,589$ (<,001)***	
Δp_t R ² = 0,39 Khi ² -testin p-arvo: <0,001	$\theta_2 = -0,008$ (,066)*	$\lambda_1 = -0,029$ (,050)**	$\lambda_2 = -0,017$ (,250)	$\delta_1 = 0,716$ (<,001)***	$\delta_2 = -0,307$ (<,001)***
	λ_1 :n ja λ_2 :n poikkeavuus yhdessä 0:sta: Wald-testin (Khi ² -testin) p-arvo: 0,118			δ_1 :n ja δ_2 :n poikkeavuus yhdessä 0:sta: Wald-testin (Khi ² -testin) p-arvo: <0,001***	

*Merkitseviä 10% tasolla, **merkitseviä 5% tasolla, ***merkitseviä 1% tasolla.

TAULUKKO 6 Granger-kausalisuuden estimointien tulokset (kiinteiden vaikutusten malli).

Selitettävä muuttuja	Selittävät muuttujat				
	(suluissa robusteihin keskivirheisiin perustuvat p-arvot)				
Kiinteiden vaikutusten regressio					
	Vakio	Δy_{t-1}	Δy_{t-2}	Δp_{t-1}	Δp_{t-2}
Δy_t R ² = 0,32 F-testin p-arvo: <0,001	$\theta_1 = -0,071$ (,001)***	$\alpha_1 = -0,403$ (,001)***		$\beta_1 = 1,695$ (,001)***	
Δy_t R ² =0,31 F-testin p-arvo: <0,001	$\theta_1 = -0,084$ (,001)***	$\alpha_1 = -0,493$ (,001)***	$\alpha_2 = -0,196$ (,006)***	$\beta_1 = 1,621$ (,001)***	$\beta_2 = 0,436$ (,033)**
	α_1 :n ja α_2 :n poikkeavuus yhdessä 0:sta: Wald-testin (F-testin) p-arvo: <0,001***			β_1 :n ja β_2 :n poikkeavuus yhdessä 0:sta: Wald-testin (F-testin) p-arvo: <0,001***	
Δp_t R ² = 0,36 F-testin p-arvo: <0,001	$\theta_2 = -0,008$ (,073)*	$\lambda_1 = -0,056$ (,001)***		$\delta_1 = 0,589$ (,001)***	
Δp_t R ² = 0,39 F-testin p-arvo: <0,001	$\theta_2 = -0,009$ (,069)*	$\lambda_1 = -0,031$ (,046)**	$\lambda_2 = -0,019$ (,234)	$\delta_1 = 0,715$ (,001)***	$\delta_2 = -0,303$ (,001)***
	λ_1 :n ja λ_2 :n poikkeavuus yhdessä 0:sta: Wald-testin (F-testin) p-arvo: 0,114			δ_1 :n ja δ_2 :n poikkeavuus yhdessä 0:sta: Wald-testin (F-testin) p-arvo: <0,001***	
Hausmanin testin p-arvo: 0,170 → Satunnaisten vaikutusten malli parempi.					
*Merkitseviä 10% tasolla, **merkitseviä 5% tasolla, ***merkitseviä 1% tasolla.					

Sekä satunnaisten vaikutusten regressio että kiinteiden vaikutusten regressio antavat hyvin samanlaisia tuloksia. Hausmanin testin mukaan satunnaisten vaikutusten regressio olisi hieven parempi, mutta molempien regressioiden estimaatit ovat lähes samat. Muuttujien yhteismerkitsevyyttä, ts. poikkeavatko muuttujien parametrit yhdessä merkitsevästi nolasta, testataan ns. Wald-testillä, jonka Stata laskee F-testillä kiinteiden vaikutusten mallissa ja Khi^2 -testillä satunnaisten vaikutusten regressiossa. Yllä olevien tulosten perusteella muutokset asuntojen keskimääräisessä hintatasossa Granger-aiheuttavat asuntorakentamisen lisääntymistä. Sen sijaan dynamiikka ei päde toiseen suuntaan, eli muutos asuntorakentamisessa ei Granger-aiheuta muutoksia asuntojen hinnoissa. Johtopäätöksenä on, että asuntorakentamisessa ei tapahdu riittävän suuria muutoksia vaikuttaakseen suoraan asuntojen hintoihin, vaan hintojen muutokset johtuvat kysynnän muutoksista.

Asuntorakentamiseen näyttäisi tulosten perusteella vaikuttavan vahvemmin edellisen periodin hintataso kuin kahden periodin takainen hintataso. Tämä havainto on yhtenevä toteutuneiden rakennusaikojen kanssa, sillä esimerkiksi Riihelän (2000) mukaan vuosina 1990-2000 asuntojen keskimääräinen rakentamisaika rakennusluvan saamisesta laskien oli 9-15 kuukautta. Riihelän (2000) mukaan Vantaalla vastaavalla ajanjaksolla asuntojen keskimääräinen rakentamisaika oli noin vuosi ja 7 kuukautta, mikä viittaa kerrostalorakentamiseen, jossa rakentaminen kestää keskimääräisesti kauemmin kuin pientalorakentamisessa. Nämä puoltavat havaintoa, että kuluvan vuoden asuntojen hintataso vaikuttaa eniten kahden tulevan vuoden valmistuneiden uudisasuntojen määrään.

Tutkittaessa hinnan muutosten vaikutusta toiseen muuttajaan, tässä tapauksessa asuntorakentamiseen eli asuntojen tarjontaan, ollaan usein kiinnostuneita hintajoustoista. Tutkimuksen yhtenä tavoitteena oli estimoida tarjonnan hintajousto pitkälle aikavälille. Koska yllä olevien tulosten perusteella hintamuutokset asuntokannassa Granger-aiheuttavat muutoksia asuntojen rakentamisessa voidaan pitkän aikavälin tarjonnan hintajousto estimoida kyseisen mallin tasomuodosta, muuttujien ollessa logaritimuodossa. Tasomuoto on:

$$(26) \quad y_t = \alpha + p_t + \varepsilon_t,$$

missä y_t on asuntojen uudistuotanto hetkellä t , p_t on asuntojen keskimääräinen neliöhinta hetkellä t , α on vakio ja ε_t on virhetermi. Tasomuoto estimoidaan sekä satunnaisten vaikutusten että kiinteiden vaikutusten kanssa. Lisäksi testataan Hausmanin testillä, kumpaa niistä tulisi käyttää. Estimointien tulokset ovat taulukossa 7.

TAULUKKO 7 Pitkän aikavälin tarjontajoustoestimoinnin tulokset.

Selitettävä muuttuja	Selittävät muuttujat (suluissa robusteihin keskivirheisiin perustuvat p-arvot)	
Satunnaisten vaikutusten regressio		
	Vakio	p_t
y_t $R^2 = 0,53$ Khi ² -testin p-arvo: <0,001	-2,816 (<,001)***	1,395 (<,001)***
Kiinteiden vaikutusten regressio		
	Vakio	p_t
y_t $R^2 = 0,530$ F-testin p-arvo: <0,001	-2,100 (,002)***	1,291 (<,001)***
Hausmanin testin p-arvo: <0,001 → Kiinteiden vaikutusten malli parempi. ***Merkitseviä 1% tasolla.		

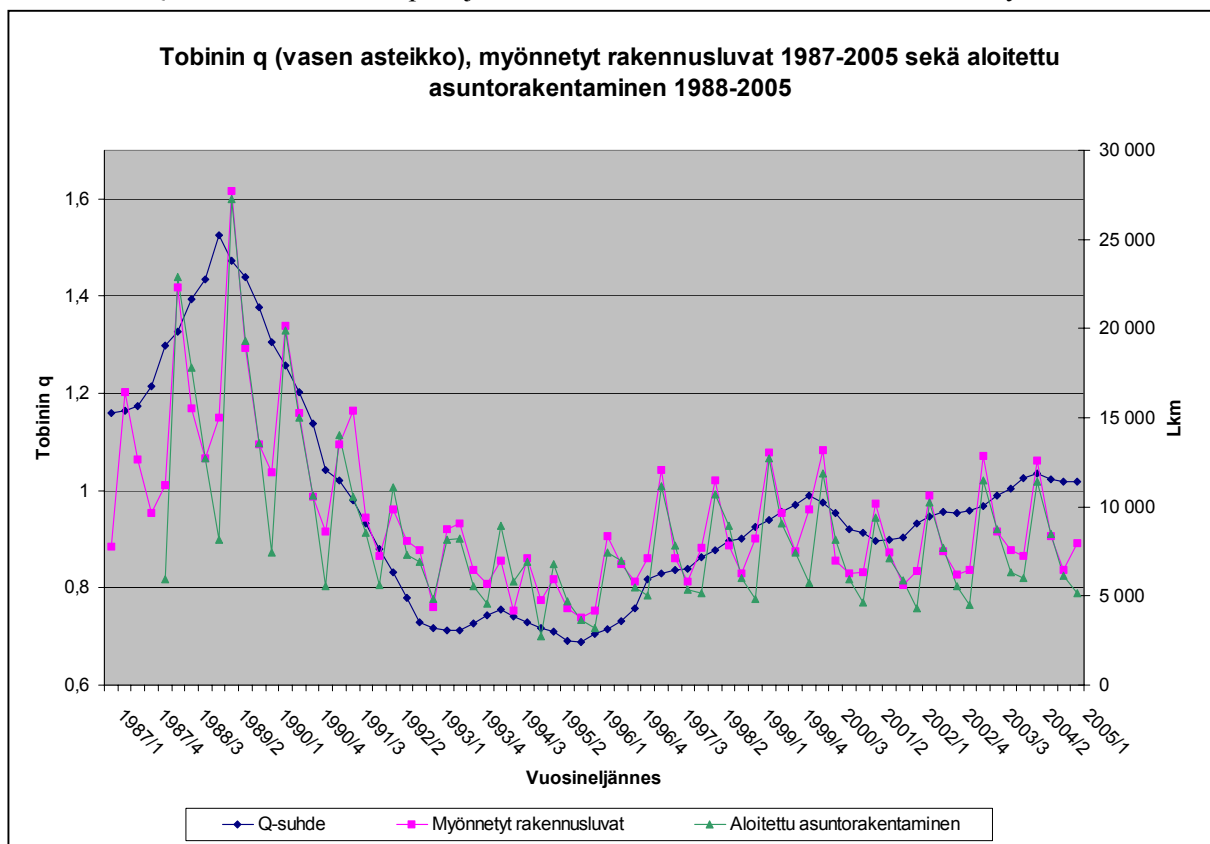
Sekä satunnaisten vaikutusten että kiinteiden vaikutusten regressiot antavat pitkän aikavälin joustoestimaatiksi samansuuntaiset arvot (1,395 ja 1,291). Nämä viittaavat aiemmin keskusteltuun pitkän aikavälin joustavaan tarjontaan myös Suomen tapauksessa. Hausmanin testin mukaan kiinteiden vaikutusten regressio on tarkempi, joten pitkän aikavälin tarjontajoustoksi saadaan noin 1,3. Tämä tarkoittaa, että asuntojen hintojen noustessa 10 prosenttia, asuntotuotanto kasvaa pitkällä aikavälillä 13 prosenttia. On kuitenkin huomioitava, että edellä estimoitu pitkän aikavälin malli ei huomioi millään lailla pitkän aikavälin tasapainotilaa. Tulkiten tiukasti sen antamaa joustoestimaattia 1,3, asuntojen tasapainohintaa korkeampi hinta saattaa aiheuttaa asuntotarjonnan räjähtämisen, eli jatkuvan etääntymisen tasapainotilasta. Olettaen, että pitkällä aikavälillä asuntomarkkinat ovat tasapainossa ja tarjonta ei räjähdä, mallin joustoestimaatti voidaan tulkita myös keskipitkän aikavälin joustoksi.

4.3 2. menetelmä: Tobinin q

Tässä luvussa tutkitaan Tobinin q-teorian pätevyyttä Suomen asuntomarkkinoilla neljännesvuosiaineistolla. Q-suhteella selitetään muutoksia myönnettyjen rakennuslupien määrässä vuosina 1987-2005, aloitetun asuntorakentamisen määrässä vuosina 1988-2005 sekä asuntoinvestoinneissa vuosina 1996-2005. Tutkimuksen ajankohdan vuoksi vuodesta 2005 on käytävissä ainoastaan 1. vuosineljännes.

Kuten aiemmin mainittiin, q-suhde voidaan laskea usealla tavalla riippuen siitä, millä muuttujalla halutaan kuvata investointihyödykkeen (eli tässä tapauksessa asunnon) arvoa sekä sen jälleenhankintakustannusta. Asunnon arvona käytetään keskimääräistä reaalista laatukorjattua neliöhintaa ja jälleenhankintakustannuksena uudisrakentamisen keskimääräistä neliökustannusta. Keskimääräisistä rakennuskustannuksista ei kuitenkaan ole kattavaa aineistoa, joten tutkimusta varten on laskettu keskimääräiset rakennuskustannukset käyttäen kahta aineistoa: 1) Tilastokeskuksen reaalista perusvuoden 2000 rakennuskustannusindeksiä sekä 2) Valtion Asuntorahaston vuoden 2003 koko maan keskimääräisiä rakennuskustannuksia neliometriä kohden. Hinta-aineisto on laskettu muuttamalla Tilastokeskuksen reaalin perusvuoden 2000 asuntojen hintaindeksi euromääräiseksi Tilastokeskuksen vuoden 2003 keskimääräisestä asuntojen neliöhinnasta. Näin ollen sekä hinta-aineisto että rakennuskustannusaineisto pohjautuvat Tilastokeskuksen reaalsiin indekseihin ja ne ovat laskettu vuoden 2003 nimellisistä arvoista. Kuviossa 10 kuvataan q-suhteen, rakennuslupien ja aloitetun asuntorakentamisen määrien kehitystä.

KUVIO 10 Q-suhteen, rakennuslupien ja aloitetun asuntorakentamisen määrien kehitys.

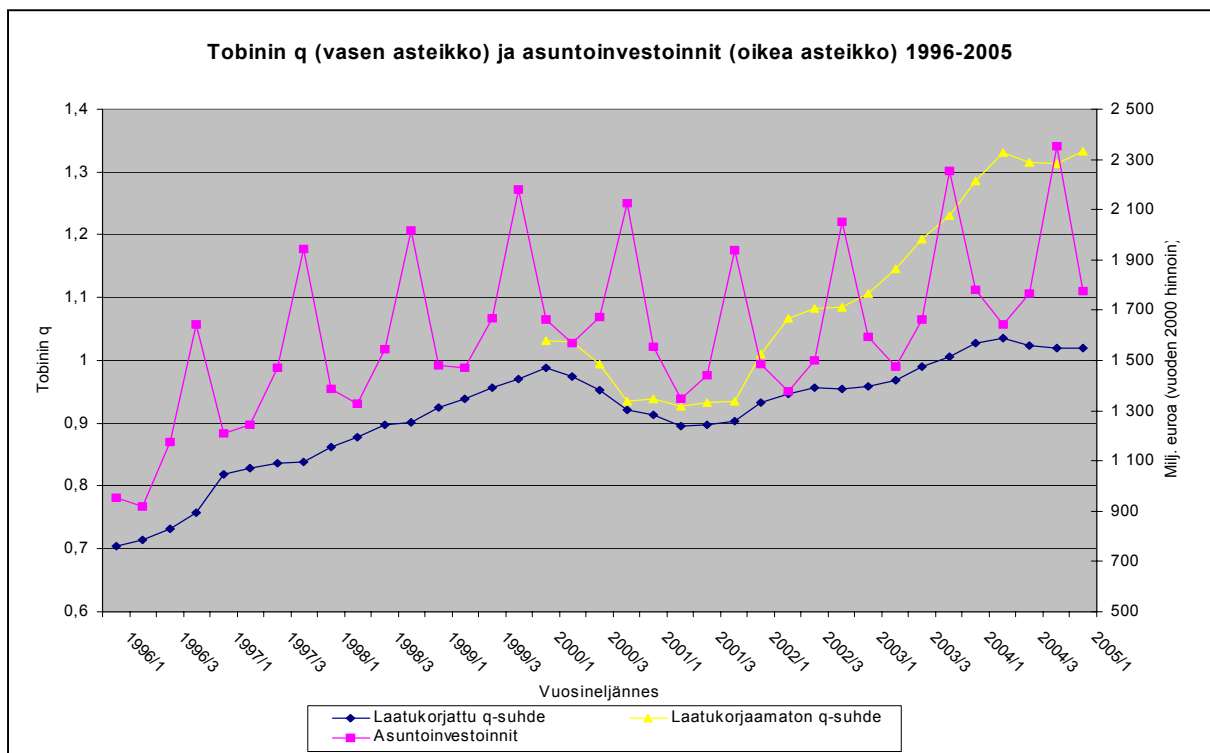


Lähdetiedot: Tilastokeskus (2005a).

Kuviosta 10 havaitaan q-suhteen, myönnettyjen rakennuslupien sekä aloitetun asuntorakentamisen määrien seuraavan melko tarkasti toisiaan. On kuitenkin huomioitava, että aineiston mukaan q-suhde laski alle ykkösen vuoden 1991 kolmantena vuosineljänneksenä ja nousi jälleen yli ykkösen vasta vuoden 2003 neljännellä vuosineljänneksellä. Tämä tarkoittaisi, että aikavälillä 1991/3 – 2003/1 keskimääräiset rakennuskustannukset ylittivät keskimääräiset asuntojen hinnat, jolloin asuntorakentaminen olisi ollut kannattamatonta. Tässä kohdassa on kuitenkin otettava huomioon, että hinta-aineisto pohjautuu Tilastokeskuksen laatukorjattuun indeksiin, joka alentaa keskimääräistä asunnon hintaa. Olennaista tämän tutkimuksen kohdalla eivät kuitenkaan ole q-suhteen absoluuttiset arvot vaan dynamiikka q-suhteen sekä asuntotarjonnan välillä. Tästä syystä q-suhteelle sallitaan alle yhden arvot.

Kuviossa 11 kuvataan q-suhteen sekä asuntoinvestointien kehitystä. Vertailun vuoksi kuviossa 11 on esitetty vuodesta 2000 eteenpäin laatukorjaamaton q-suhde, joka näyttää olevan alle ykkösen ainoastaan ajanjaksolla 2000/3 – 2001/4, jolloin rakennuslupien määrä, rakentamisen aloittaminen ja asuntoinvestoinnit vähenivät jonkin verran. Luvussa 2 esitetyn kuvion 4 perusteella valmistuneissa asunnoissa tämä väheneminen näkyi vielä vuonna 2002.

KUVIO 11 Q-suhteen ja asuntoinvestointien kehitys.



Lähdetiedot: Tilastokeskus (2005a).

Q-suhteen merkitsevyyden empiirisessä tutkimuksessa sovelletaan aluksi Judin ja Winklerin (2003) sekä Bergin ja Bergerin (2005) tutkimuksia, ja käytettäväksi malliksi saadaan:

$$(27) \quad \Delta I_t = \alpha + \sum_{i=0}^j \beta_i \Delta Q_{t-i} + \varepsilon_t,$$

missä I_t kuvaa rakennuslupien, aloitetun asuntorakentamisen, sekä asuntoinvestointien määrää hetkellä t . Q_t on q-suhde hetkellä t .

Kuvioista 10 ja 11 havaitaan myös, että rakennusluvuissa, aloitetussa asuntorakentamisessa sekä asuntoinvestoinneissa on voimakasta kausivaihtelua. Tästä syystä käytettäviin malleihin sisällytetään kausivaihtelun huomioivat dummy-muuttujat. Lisäksi asuntomarkkinoiden käyttäytymisen teorian mukaan asuntotuotannon ja asuntojen hintojen välillä pitäisi olla pitkän aikavälin tasapaino eli näiden muuttujien ajatellaan olevan yhteisintegroituneita. Mikäli näin on, voidaan malleihin sisällyttää ns. virheenkorjausmekanismit (*eng.* Error Correction Mechanism, ECM), joilla selvitetään lyhyen aikavälin epätasapainon palautumista tasapainoa kohti (Gujarati 1995: 728). Mallit esitellään seuraavaksi.

Virheenkorjausmekanismin taustaoletuksena on, että mallin selitettävä ja selittävä muuttuja ovat yhteisintegroituneita, ts. niiden välillä on pitkän aikavälin tasapaino. Lyhyellä aikavälillä muuttujat voivat poiketa tasapainotilasta, jolloin pitäisi tapahtua sopeutumista kohti tasapainoa. Virheenkorjausmallin avulla voidaan syklisestä lyhyen aikavälin aineistosta (tässä tapauksessa neljännesvuosiaineistosta) erotella havaitsematonta pitkän aikavälin aineistoa.

Virheenkorjausmallin rakentaminen koostuu kahdesta vaiheesta: 1) estimoidaan tarkasteltava malli tasomuodossa ja tallennetaan mallin virhetermi, jonka jälkeen 2) estimoidaan malli uudestaan käyttäen selittäjinä selitettävän muuttujan omia viiveitä ja selittävien muuttujien viiveitä differenssimuodossa. Lisäksi selittäjänä muuttujana edellisestä mallista tallennettu virhetermi viivästettynä yhdellä periodilla. Q-suhteen tarkastelun näkökulmasta 1. vaihe on yhtälömuodossa:

$$(28) \quad y_t = \alpha + \beta q_t + \varepsilon_t,$$

missä y_t on rakennuslupien määrä, aloitetun asuntorakentamisen määrä tai asuntoinvestointien määrä, α on vakio, q_t on q-suhde sekä ε_t on tallennettava virhetermi. Tallennetulle virhetermille tehtiin laajennettu Dickey-Fuller testi (ADF) varmistamaan, että virhetermi on stationaarinen. ADF-testin arvot ovat rakennuslupien mallin virhetermille -8,2 (ka¹⁰ -2,9), aloitetun asuntorakentamisen mallin virhetermille -8,4 (ka -2,9) sekä asuntoinvestointien mallin virhetermille -9,8 (ka -3,0). Toisessa vaiheessa estimoitiin yhtälö:

$$(29) \quad \Delta y_t = \alpha_1 + \beta_i \sum_{i=1}^4 \Delta y_{t-i} + \gamma_j \sum_{j=0}^4 \Delta q_{t-j} + \hat{\varepsilon}_{t-1} + D_{q1} + D_{q2} + D_{q3} + u_t,$$

missä $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ on yhtälöstä (28) tallennettu virhetermi viivästettynä yhdellä periodilla ja D_{qn} ovat dummymuuttujia vuosineljänneksille 1-3. Malliin otetaan selittäjiksi selitettävän muuttujan neljä viivettä ($\sum_{i=1}^4 \Delta y_{t-i}$) sekä saman periodin q-suhde ja sen neljä viivettä ($\sum_{j=0}^4 \Delta q_{t-j}$). Muut muuttujat paitsi dummyt ja viivästetty virhetermi ovat logaritimuodossa. Yhtälö (29) estimoitiin ensin kaikilla selittävillä muuttujilla¹¹, jonka jälkeen ei-merkitsevät muuttujat jätettiin yksitellen pois. Lisäksi testattiin virhetermin autokorrelaatio Durbinin h-testillä. Durbin-Watsonin autokorrelaatiotestiä ei voida käyttää, koska mallissa on mukana selitettävän muuttujan viiveitä selittäjinä. Durbin h-testin nollahypoteesina on, että mallissa ei ole autokorrelaatiota. Mallien Durbin h-testien p-arvot ovat 0,55-0,89, joten malleissa ei ole merkitsevää autokorrelaatiota. Mallien virhetermit ovat normaalisti jakautuneita (normaalisuustestien p-arvot 0,25-0,46) ja keskiarvoiltaan lähellä nollaa (-0,04-0,00). Taulukossa 8 esitetään yhtälön (28) tulokset sekä yhtälön (29) estimoinneista jäljelle jääneet merkitsevät muuttujat.

¹⁰ ka : ADF-testin kriittinen arvo 5 prosentin tasolla.

¹¹ Ensimmäisessä mallin ajossa oli selittävinä muuttujina selitettävän muuttujan neljä viivettä, q-suhteen sama periodi ja neljä viivettä, virhetermin ensimmäinen viive sekä kausidummyt.

TAULUKKO 8 Virheenkorjausmallin estimointien tulokset.

Yhtälö (28)	Selitettävät muuttujat		
	Ln(Rakennusluvut)	Ln(Aloitettu asuntorak.)	Ln(Asuntoinvestoinnit)
Selittävät muuttujat			
Vakio	9,157 (<,001)***	9,040 (<,001)***	7,450 (<,001)***
LnQ_t	1,482 (<,001)*** $R^2=0,5738$	1,349 (<,001)*** $R^2=0,3840$	1,447 (<,001)*** $R^2=0,4691$
	F-testin p-arvo: <0,001	F-testin p-arvo: <0,001	F-testin p-arvo: <0,001
Yhtälö (29)	Selitettävät muuttujat		
	$\Delta Ln(Rakennusluvut)$	$\Delta Ln(Aloitettu asuntorak.)$	$\Delta Ln(Asuntoinvestoinnit)$
Selittävät muuttujat			
Vakio	-0,122 (<,001)***	-0,167 (<,001)***	0,107 (<,001)***
ΔLnY_{t-2}	-0,157 (,010)**		
ΔLnY_{t-4}			0,536 (<,001)***
ΔLnQ_t	1,182 (,035)**		1,118 (<,001)***
ε_{t-1}	-0,555 (<,001)***	-0,655 (<,001)***	-0,537 (<,001)***
D_{q1}		-0,215 (,001)***	-0,123 (,038)**
D_{q2}	0,494 (<,001)**	0,735 (<,001)***	-0,180 (<,001)***
D_{q3}		0,161 (,009)***	-0,148 (<,001)***
	$R^2=0,8231$	$R^2=0,9256$	$R^2=0,9936$
	F-testin p-arvo: <0,001	F-testin p-arvo: <0,001	F-testin p-arvo: <0,001
*Liitteissä 1, 2 ja 3 kuvataan selitettävien muuttujien todelliset arvot, yhtälön (27) mukaisten mallien ennustamat arvot sekä mallien residuaalit.			
**Rakennuslupien määrä on ajanjaksolta 1987/1 – 2005/1, aloitetun asuntorakentamisen määrä on ajanjaksolta 1988/1-2005/1 ja asuntoinvestoinnit ovat ajanjaksolta 1996/1 – 2005/1.			
***Suluissa robusteihin keskivirheisiin perustuvat p-arvot.			

Taulukon 8 tulosten perusteella q-suhde selittää melko hyvin muutoksia Suomen asuntomarkkinoilla. Virheenkorjausmallissa q-suhde vaikuttaa merkitsevästi rakennuslupien ja asuntoinvestointien määrään, mutta ei aloitetun asuntorakentamisen määrään. Asuntojen hintojen noustessa enemmän suhteessa rakennuskustannuksiin rakennuslupia haetaan ja myönnetään enemmän sekä tehdään enemmän asuntoinvestointeja. Koska q-suhde viiveineen ei virheenkorjausmallissa selitä merkitsevästi aloitettua asuntorakentamista, voidaan tulokset tulkita siten, että rakennusluvut ja asuntoinvestoinnit kohdistuvat merkittävästi olemassa olevaan asuntokantaan esimerkiksi remontoinnin ja laajennusten kautta. Aiemmin kuvatun Granger-kausalisuuden mukaan hintojen nousu Granger-aiheuttaa uudistuotannon kasvua, mutta q-

suhteen virheenkorjausmalli pohjaa aloitetun asuntorakentamisen määrän ainoastaan kausivaihteluun. Virheenkorjausmallin viivästetyn virhetermin kertoimet ovat kaikki negatiivisia, itseisarvoiltaan alle ykkösiä sekä niiden t-arvot ovat $-5,64:n$ ja $-4,94:n$ välillä, mitkä viittaavat q-suhteen ja selitettävien muuttujien yhteisintegroituneisuuteen. Q-suhteen sekä rakennuslupien, aloitetun asuntorakentamisen ja asuntoinvestointien välillä on siis olemassa stabiili pitkän aikavälin tasapaino. Viivästetyn virhetermin kertoimet kuvaavat, kuinka paljon poikkeama tasapainosta korjautuu seuraavan periodin aikana. Kertoimien mukaan seuraavalla periodilla korjautuu noin 53,7-65,5 prosenttia poikkeamasta. Pitkän aikavälin joustot rakennuslupien, aloitetun asuntorakentamisen ja asuntoinvestointien sekä q-suhteen välillä saadaan yhtälön (28) estimaateista. Joustot ovat välillä 1,3-1,5. Granger-kausalisuuden kohdalla joustoksi saatiin noin 1,3. Nämä viittaavat siihen, että asuntomarkkinoilla tarjonta reagoi pitkällä aikavälillä hieman enemmän hintojen ja rakennuskustannusten suhteellisiin muutoksiin kuin pelkästään hintojen muutoksiin.

4.4 Tulosten vertailua aiempiin tutkimuksiin

Tutkimuksen päätulokset voidaan tiivistää neljään kohtaan: 1) Asuntojen hintojen kehitys Granger-aiheuttaa merkitsevästi muutoksia Suomen asuntotuotannossa, 2) q-suhde on merkitsevä muuttuja selittämään asuntomarkkinoita Suomessa, 3) asuntojen pitkän aikavälin tarjonnan hintajousto on noin 1,3, sekä 4) pitkän aikavälin tarjontajousto asuntojen hintojen ja rakennuskustannusten suhteen (q-suhteen) kannalta on noin 1,3-1,5.

Taulukko 9 on kopio taulukosta 2, lisätynä tämän tutkimuksen joustoestimaateilla. Huomataan, että tämän tutkimuksen estimaatit tarjontajoudesta pitkällä aikavälillä ovat jonkin verran alhaisemmat kuin ulkomaisten tutkimusten. Tämä voi johtua tonttikäyttöön kaavoitetun maan pulasta sekä varsin hitaasta kaavoitusprosessista Suomessa.

TAULUKKO 9 Yhteenveto tarjontatutkimusten joustoestimaateista.

Tutkimus	Tarjontajoustop estimaatti
Muth (1960)	0 / ∞
DeLeeuw & Ekanem (1971)	0,3-0,7
Arcelus & Meltzer (1973)	Vuokrahintojen suhteen: 3,68; myyntihintojen suhteen: 0,29 (ei merk.)
	Yhden perheen asunnot:
	Vuokrahintojen suhteen: 2,89; myyntihintojen suhteen: 0,41 (merk.)
Swan (1973)	Yhden perheen asunnot:
	Vuokrahintojen suhteen: 3,6; myyntihintojen suhteen: 0,33
Smith (1976)	4,3-6,2
Follain (1979)	∞
Poterba (1984)	0,5-2,3
Stover (1986)	∞
Topel & Rosen (1988)	Lyhyt aikaväli: 1,0; pitkä aikaväli: 3,0
Follain, Leavens & Velz (1993)	Pitkä aikaväli: 3,0-5,0
Malpezzi & MacLennan (1996)	4-13
Blackley (1999)	Absoluuttisilla muuttujien arvoilla: 1,6-3,7; differensseillä: 0,8
Liljavuori (2006)	Pitkä aikaväli: Hintojen suhteen: 1,3; q-suhteen¹² suhteen: 1,3-1,5

Kuten aiemmin mainittiin, Berg ja Berger (2005) saivat q-suhteen estimaatiksi bruttoinvestointien suhteen noin 1,3 Ruotsin aineistolla, mikä tarkoittaa, että q-suhteen noustessa yhdellä prosentilla, bruttoinvestoinnit asuntoihin kasvavat 1,3 prosenttia. Tämän tutkimuksen estimaatiksi asuntoinvestointien suhteen tuli noin 1,4, mikä viittaa tältä osin samantyyppisiin asuntomarkkinoihin sekä Suomessa että Ruotsissa. Berg ja Berger (2005) saivat asuntomarkkinoiden sopeutumista kuvaavaksi estimaatiksi -0,47, mikä tarkoittaa, että kuluvan periodin (vuosineljänneksen) poikkeamasta tasapainosta korjautuu seuraavan periodin (vuosineljänneksen) aikana 47 prosenttia. Tässä tutkimuksessa vastaavaksi arvoksi saatiin rakennusluville -0,56, aloitetulle asuntorakentamiselle -0,66 sekä asuntoinvestoinneille -0,54. Kaikille selitettäville muuttujille sopeutumista kuvaava arvo on suurempi kuin Ruotsin tutkimuksessa, joten Suomessa näyttäisi sopeutuminen olevan hiukan nopeampaa kuin Ruotsissa.

Aiemmin tässä tutkimuksessa kuvattu Topelin ja Rosenin (1988) tutkimus totesi, ettei rakennuskustannuksilla ole vaikutuksia uusien asuntojen aloituspäätöksiin. Vastaavaan johtopäätökseen päätyivät DiPasquale ja Wheaton (1994). Tämän tutkimuksen tulosten mukaan kuitenkin rakennuskustannusten ja asuntojen hintojen suhde Suomessa näyttäisi vaikuttavan aloituspäätöksiin pitkällä aikavälillä. Lyhyellä aikavälillä tämän tutkimuksen tulokset ovat samansuuntaiset Topelin ja Rosenin (1988) sekä DiPasqualen ja Wheatonin (1994) kanssa. Lyhyellä aikavälillä tämä tutkimus puoltaa rakennuskustannusten vaikutusta rakennuslupien

¹² Q-suhde: Asuntojen hintojen ja rakennuskustannusten suhde.

määrään ja asuntoinvestointeihin, mutta nämä eivät kuitenkaan yhdessä riitä selittämään uusien asuntojen rakentamisen aloituspäätöksiä¹³. Aloittamispäätös on usein monimutkaisen päätöksenteon tulosta, johon vaikuttavat monet tekijät. Tämän tutkimuksen joustotulokset hintojen sekä q-suhteen suhteen antavat tulkinnan siitä, että asuntojen hintojen ja rakennuskustannusten suhteelliset muutokset vaikuttavat eniten rakennuslupien määrään, joista osa toteutuu asuntoinvestoinneiksi ja asuntoinvestoinneista osa toteutuu uusien asuntojen tuotantona, osa vanhojen asuntojen remontointina ja laajentamisena.

Vaikka Jud ja Winkler (2003) käyttivät tutkimuksessaan q-suhteena vanhojen ja uusien asuntojen hintojen suhdetta, heidän tuloksensa ovat hyvin samantyyppisiä tämän tutkimuksen kanssa. Uusien asuntojen hinnoissa heijastuvat rakennuskustannusten kehitys, joten taustalla molemmissa tutkimuksissa on saman ilmiön kuvaus q-suhteella. Jud ja Winkler (2003) saivat tuloksiksi, että q-suhde ja sen viiveet selittävät yksinään positiivisesti ja merkitsevästi ainoastaan asuntoinvestointeja. Judin ja Winklerin mukaan q-suhde ja sen viiveet selittävät yhdessä merkitsevästi sekä asuntoinvestointeja, rakennuslupia että aloitettua asuntorakentamista. Tämän tutkimuksen virheenkorjausmallissa (yhtälö (29)) saman periodin q-suhde selittää merkitsevästi sekä asuntoinvestointeja että rakennuslupien määrää. Tasomuodossa (yhtälö (28)) estimoidussa mallissa q-suhde selittää merkitsevästi sekä asuntoinvestointeja, rakennuslupia että aloitettua asuntorakentamista.

¹³ Tämä perustuu siihen, että rakennusluvut ja asuntoinvestoinnit eivät kohdistu vain uusien asuntojen tuotantoon, vaan myös olemassa olevan asuntokannan remontointiin ja laajentamiseen.

5 YHTEENVETO JA PÄÄTELMÄT

Tämä tutkimus tarkastelee asuntomarkkinoita tarjonnan näkökulmasta. Tavoitteena on ollut tuoda lisäinformaatiota Suomen asuntomarkkinoista. Työssä tutkittiin asuntotarjonnan joustavuutta sekä asuntojen hintojen, rakennuskustannusten ja asuntotuotannon välisiä suhteita Suomessa. Tutkimuksen päätuloksia on neljä: 1) Asuntojen hintojen kehitys Granger-aiheuttaa¹⁴ merkitsevästi muutoksia Suomen asuntotuotannossa, 2) q-suhde¹⁵ on merkitsevä muuttuja selittämään asuntomarkkinoita Suomessa, 3) asuntojen pitkän aikavälin tarjonnan hintajousto on noin 1,3, sekä 4) pitkän aikavälin tarjontajousto asuntojen hintojen ja rakennuskustannusten suhteen (q-suhteen) kannalta on noin 1,3-1,5.

Kansainvälisissä tutkimuksissa asuntotarjonnan joustot vaihtelevat täysin joustamattoman ja täydellisesti joustavan tarjonnan välillä. Tässä tutkimuksessa esitettyjen aiempien tutkimusten joustoestimaatit ovat kuitenkin keskimäärin 3,0, johon verrattuna Suomen tarjontajousto 1,3 on verrattain alhainen. Tämä voi osaltaan selittää viime vuosina Suomessa havaitun asuntojen hintojen reaalisen nousun sekä kuluttajahintoihin että kuluttajien käytettävissä oleviin tuloihin nähden. Kasvukeskuksiin kohdistuneen muuttoliikkeen aiheuttaman asuntojen kysynnän kasvaessa vapaiden asuntojen määrä pienenee, jolloin asuntojen hintataso nousee. Uusien asuntojen rakentaminen vie aikaa, jolloin tarjonta ei kykene reagoimaan nopeasti kysynnän ja hintojen muutoksiin.

Tämän tutkimuksen mukaan asuntojen hintojen kehitys Granger-aiheuttaa muutoksia asuntotuotannossa, mutta asuntotuotannossa tapahtuvat muutokset eivät ole tarpeeksi voimakkaita vaikuttamaan merkitsevästi asuntojen hintoihin. Tämä puoltaa havaintoa siitä, että Suomessa asuntotarjonta on suhteellisen jäykkää, tarjontajoustop ollessa noin 1,3 verrattuna kansainvälisten tutkimusten keskiarvoon 3,0:aan. Tutkimuksessa saatiin samansuuruisia estimaatteja tarjontajoustopille myös tapauksessa, jossa huomioitiin asuntojen hintojen suhde rakennuskustannuksiin, ns. Tobinin q-suhde. Q-suhteen vaikutusta tutkittiin rakennuslupien määrään, aloitetun asuntorakentamisen määrään sekä asuntoinvestointeihin. Näiden tulokset ovat hyvin samantyyppiset useiden muiden tutkimusten kanssa. Esimerkiksi Ruotsissa tehdyn tutkimuk-

¹⁴ Eli asuntojen hintojen viiveet selittävät asuntotuotannon kehitystä, kun kontrolloidaan asuntotuotannon omat viiveet.

¹⁵ Eli asuntojen hintojen ja rakennuskustannusten suhde.

sen mukaan q -suhteen ja asuntoinvestointien välinen jousto on noin 1,3 ja tämän tutkimuksen vastaava joustoestimaatti Suomelle on noin 1,4.

Tutkimuksessa saatiin myös tulos asuntotarjonnan sopeutumisnopeudelle. Ruotsalaisessa tutkimuksessa asuntomarkkinoiden epätasapainotilanteessa poikkeamasta korjaantuu seuraavan vuosineljänneksen aikana noin 47 prosenttia. Tämän tutkimuksen mukaan Suomessa sopeutuminen on hiukan nopeampaa, noin 54-66 prosenttia poikkeamasta korjautuu seuraavan vuosineljänneksen aikana.

Asuntotarjonnan alhainen joustavuus voi olla yksi syy siihen, miksi asuntojen hinnat ovat viime vuosina olleet korkealla. Syitä jouston on alhaisuudelle on useita ja on oletettavaa, että taustalla vaikuttavat sekä asuntorakentamisesta itsestään syntyvät ja siihen vaikuttavat syyt. Kuten luvussa 3.5.1 mainittiin, Glaeserin ym. (2005) mukaan alueilla, joissa asuntotarjontaa on rajoitettu enemmän, tarjontajousto on alhainen. Tällöin muutokset asuntojen kysynnässä heijastuvat enemmän asuntojen hintoihin kuin uusien asuntojen rakentamiseen. Suomen kohdalla kansainvälisesti vertaillen alhainen tarjontajousto voi johtua merkittävästi asuntorakentamisen rajoituksista. Tällaisia rajoituksia ovat esimerkiksi tonttikäyttöön kaavoitetun maan puute monissa kaupungeissa sekä hidas kaavoitusprosessi (vrt. luku 3.4.2).

Tarjonnan rajoitusten lisäksi syynä alhaiselle joustolle voi olla tässä tutkimuksessa käytetyn aineiston painottuneisuus tiheimmin asutetuille alueille. Glaeserin ym. (2005) mukaan tiheimmin asutetulla alueella on suuremmat rakennuskustannukset, mikä aiheuttaa joustamattomamman tarjonnan. Tämän tutkimuksen aineisto on Suomen 24 suurimman kaupungin ja niiden seutukuntien (21 kpl) aineistoa, jotka ovat keskimäärin tiheimmin asuttuja kuin muut seutukunnat. Mikäli tarkasteluun otettaisiin Suomen muut 53 harvempaan asuttua seutukuntaa, tarjontajousto saattaisi olla suurempi. Muiden seutukuntien vaikutus ei kuitenkaan ole itsestään selvä, sillä asuntorakentaminen keskittyy kaupunkeihin muuttoliikkeen takia.

Mahdollisia syitä alhaiselle tarjontajoustolle voidaan etsiä myös politiikkatasolla. Voidaan esimerkiksi kysyä, miten asuntojen myyjiä ja ostajia kohdellaan verotuksellisesti, miten helposti rahoitusta saadaan järjestettyä ja mikä on rahoituksen hinta (eli vallitseva korkotaso). Näihin kysymyksiin tämä tutkimus ei kuitenkaan pysty antamaan vastauksia, joten tarve jatkokutkimukselle olisi esimerkiksi jouston alhaisuuden syiden selvittämiseksi.

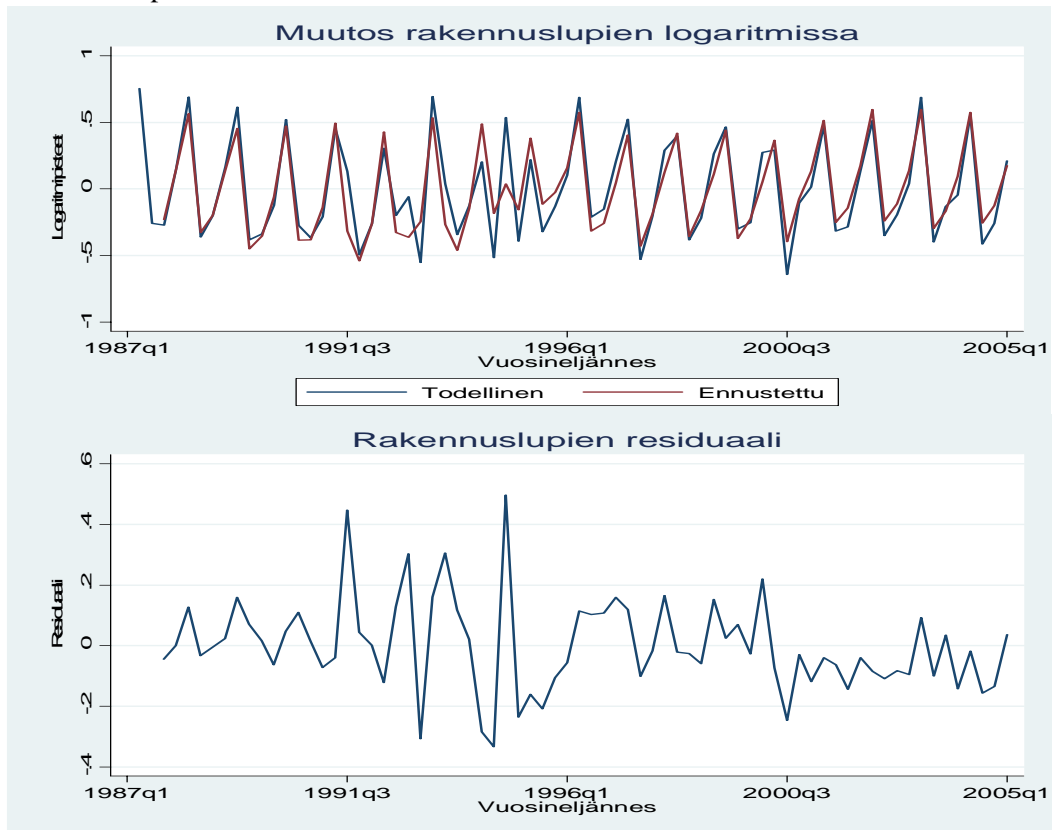
LÄHTEET

- Arcelus, F. & Meltzer, A. H. 1973. The Markets for Housing and Housing Services. *Journal of Money, Credit and Banking* 5 (1), 78-99.
- Berg, L. & Berger, T. 2005. The Q theory and the Swedish housing market – an empirical test. Esitelmän työpaperi. ENHR International Housing Conference. 29.6.-2.7.2005. Reykjavik, Islanti,.
- Berger, T. 2000. Tobins q på småhusmarknaden. Teoksessa Lindh, T. (toim.) *Prisbildning och värdering av fastigheter*. Gävle: Institutet för bostads- och urbanforskning.
- Blackley, D. M. 1999. The Long-Run Elasticity of New Housing Supply in the United States: Empirical Evidence for 1950 to 1994. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 18 (1), 25-42.
- Böckerman, P. 1999. Asuntokysyntä Suomessa – poikkileikkaustarkastelu käyttäen varallisuustutkimusta 1994. Tutkimusselosteita 150. Helsinki: Palkansaajien tutkimuslaitos.
- deLeeuw, F. & Ekanem, N. F. 1971. The Supply of Rental Housing. *American Economic Review* 61, 806-817.
- DiPasquale, D. 1999. Why Don't We Know More About Housing Supply? *Journal of Real Estate Finance and Economics* 18 (1), 9-23.
- DiPasquale, D. & Wheaton, W. C. 1994. Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices. *Journal of Urban Economics* 35 (1), 1-27.
- Follain, J. R. 1979. The Price Elasticity of the Long-Run Supply of New Housing Construction. *Land Economics* 55 (2), 190-199.
- Follain, J. R., Leavens, D. R. & Velz, O. T. 1993. Identifying the Effects of Tax Reform on Multifamily Rental Housing. *Journal of Urban Economics* 34, 275-298.
- Glaeser, E. L., Gyourko, J. & Saks, R. E. 2005. Urban Growth and Housing Supply. NBER Working Paper No. 11097. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Gujarati, D. N. 1995. *Basic Econometrics*. 3. painos. McGraw-Hill.
- Ilmonen, M., Manninen, R. & Söderholm, M. 2004. Suomalaisen asumistutkimuksen tila ja tarpeet 2005. Hyvä asuminen 2010, Valmisteluhanke, Osatehtävä 4. Espoo: Yhdyskuntasuunnittelun tutkimus- ja koulutuskeskus, Teknillinen korkeakoulu.
- Joensuun yliopisto. 2005. English-Finnish Dictionary of Law and Economics, <http://www.joensuu.fi/taloustieteet/ott/english/studying/muut/OTT%20sanasto.pdf> 21.10.2005.
- Jud, G. D. & Winkler, D. T. 2003. The Q Theory of Housing Investment. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 27 (3), 379-392.
- Laakso, S. 2000. Asuntomarkkinoiden alueellinen kehitys Suomessa 1980- ja 1990-luvulla. VATT-keskustelualoitteita 221. Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, Helsinki.
- Laakso, S. & Loikkanen, H. 2004. Kaupunkitalous: Johdatus kaupungistumiseen, kaupunkien maankäyttöön sekä yritysten ja kotitalouksien sijoittumiseen. Gaudeamus Kirja. Tampere: Oy Yliopistokustannus University Press Finland Ltd.
- Malpezzi, S. & Maclennan, D. 1996. The Long-Run Price Elasticity of Supply of New Construction in the United States and the United Kingdom. University of Wisconsin. Center for Urban Land Economics Research Working Paper.

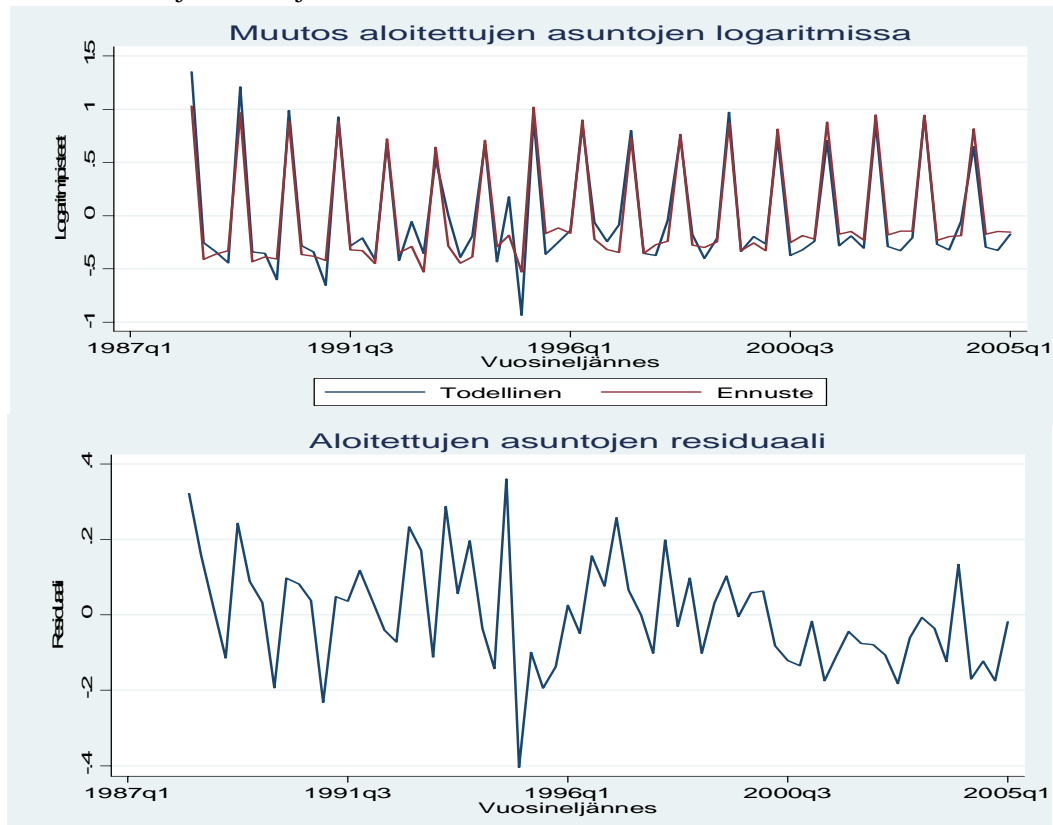
- Montgomery, C. 1992. Explaining Home Improvement in the Context of Household Investment in Residential Housing. *Journal of Urban Economics* 32, 326-350.
- Muth, R. F. 1960. The Demand for Non-Farm Housing. Teoksessa Harberger, A. (toim.) *The demand for durable goods*. Chicago: University of Chicago Press, 29-96.
- Olsen, E. O. 1987. The Demand and Supply of Housing Service: A Critical Survey of the Empirical Literature. *Handbook of Regional and Urban Economics* 2.
- Olsen, E. O. 1969. A Competitive Theory of the Housing Market. *American Economic Review* 59 (4), 612-622.
- Potepan, M. J. 1989. Interest Rates, Income, and Home Improvement Decisions. *Journal of Urban Economics* 25 (3), 282-294.
- Poterba, J. M. 1984. Tax Subsidies to Owner Occupied Housing: An Asset Market Approach. *Quarterly Journal of Economics* 99 (4), 729-752.
- Princeton 2006. DSS Panel Data. Princeton University, Data and Statistical Services, http://dss.princeton.edu/online_help/analysis/panel.htm 20.1.2006, päivitetty 8.8.2005.
- Riihelä, J. 2000. Tilastokatsaus 2000:11. Vantaan kaupunki, Tilasto ja tutkimus.
- Saks, R. E. 2004. Job Creation and Housing Construction: Constraints on Employment Growth in Metropolitan Areas. Harvard University.
- Smith, B. A. 1976. The Supply of Urban Housing. *The Quarterly Journal of Economics* 90 (3), 389-405.
- Smith, L. B., Rosen, K. T. & Fallis, G. 1988. Recent Developments in Economic Models of Housing Markets. *Journal of Economic Literature* XXVI (1), 29-64.
- Stover, M. 1986. The Price Elasticity of Supply of Single Family Detached Housing. *Journal of Urban Economics* 20, 331-340.
- Swan, C. 1973. The Markets for Housing and Housing Services: Comment. *Journal of Money, Credit and Banking* 5 (4), 960-972.
- Takala, K. & Tuomala, M. 1990. Housing Investment in Finland. *Finnish Economic Papers* 3 (1), 41-53.
- The California Postsecondary Education Commission. 2003. Fiscal Profiles, 2002. Commission Report 03-8. The California Postsecondary Education Commission. <http://www.cpec.ca.gov/completereports/2003reports/03-08/appendixb.pdf> 10.5.2005.
- Tilastokeskus. 2006. Kotitalouksien käytettävissä olevat tulot ja niiden muutokset 1987-2003. http://www.stat.fi/til/tjt/2003/tjt_2003_2005-06-17_tau_007.html 2.2.2006.
- Tilastokeskus. 2005a. Altika –tilastotietokanta. www.tilastokeskus.fi.
- Tilastokeskus. 2005b. StatFin –tilastotietokanta. www.tilastokeskus.fi.
- Tobin, J. 1969. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking* 1 (1), 15-29.
- Topel, R. & Rosen, S. 1988. Housing Investment in the United States. *Journal of Political Economy* 96 (4), 718-740.
- Valtion Asuntorahasto. 2003. Avainraporttien arkisto, Raporttisarja A, Rakentamisen hinta 2003. <http://www.ara.fi/download.asp?contentid=18734&lan=fi> 6.7.2005.
- Wooldridge, J.M. 2000. *Introductory Economics: A Modern Approach*. South-Western College Publishing.
- WSOY. 2005. WSOY Web-Facta. <http://www.webfacta.com/index.asp?id=21313> 9.11.2005.

LIITTEET

LIITE 1 Todellinen ja mallin ennustama muutos rakennuslupien logaritmissa sekä rakennuslupien residuaali.



LIITE 2 Todellinen ja mallin ennustama muutos aloitettujen asuntojen logaritmissa sekä aloitettujen asuntojen residuaali.



LIITE 3 Todellinen ja mallin ennustama muutos asuntoinvestointien logaritmissa sekä asuntoinvestointien residuaali.

