

# Asuntotarjonnan hintajoustop alueelliset erot

Elias Oikarinen

*Asuntotarjonnan hintajousto määrittää sen, missä määrin asuntojen kysynnän kasvu aiheuttaa hintojen nousua ja missä määrin asuntokannan lisäystä. Tarjontajoustop alueelliset erot ovat Suomessa merkittävät. Eroja selittävät kaupungin koko sekä hallinnollisten ja maantieteellisten tekijöiden tarjonnan sopeutumiselle asettamat rajoitteet. Ilman kaavoituksen ja muun maankäyttöpöliittikan joustavoittamista väestön keskittyminen suurimpiin kaupunkikeskuksiin pienentää asuntotarjonnan hintajoustopia Suomessa, mikä on omiaan voimistamaan asuntobintojen syklejä sekä kasvattamaan asumiskustannuksia ja pienentämään asumisväljyyttä. Jos asumiskustannusten nousua halutaan hillitä, kasvukeskuksissa tulisi joustavoittaa maapöliittikkaa ja kaavoitusprosessia. Olisi tarpeen pohtia entistä tarkemmin myös suojelumääräyksiä ja valitukseen liittyviä sääntöjä sekä rakennuskustannuksia kasvattavien rakentamismääräysten perusteita. Asuntotarjontaa ja sen joustavuutta voi nostaa myös rakentamiseen houkuttelevilla tai työntävillä toimenpiteillä.*

Asuntotarjonnan hintajousto on keskeinen muuttuja asuntomarkkinoiden toiminnan kannalta. Se määrittää asuntotarjonnan kyvyn sopeutua asuntokysynnän muutoksiin ja siten sen, missä määrin asuntokysynnän kasvu aiheuttaa hintojen nousua ja missä määrin asuntokannan lisäystä. Korkean hintajoustop alueilla väkiluvun ja tulotason kasvu johtaa voimakkaaseen asuntotarjonnan lisääntymiseen. Tämän ansiosta asuntojen hinta- ja vuokrataso nousevat vain vähän kysynnän kasvaessa. Matalan joustavuuden alueella vastaava asuntokysynnän kasvu aiheuttaa suuremman nousun asumiskustannuksissa.

Asuntotarjonnan heikko sopeutumiskyky on rasite kotitalouksille, yrityksille ja kuntataloudelle ja siten alueen kasvulle ja edelleen

koko kansantalouden kehitykselle. Asuntotarjonnan joustavuudella on asumiskustannusten välityksellä huomattavia vaikutuksia väestökasvuun ja -rakenteeseen, tulotasokehitykseen, tulojen ja varallisuuden jakautumiseen, muuttoliikkeeseen sekä paikallisiin työmarkkinoihin (Glaeser ym. 2006; Saks 2008; Zabel 2012; Gyourko ym. 2013). Lisäksi joustamaton asuntotarjonta voimistaa asuntohintasyklejä (Malpezzi ja Wachter 2005; Goodman ja Thibodeau 2008; Glaeser ym. 2008). Viime vuosina useat johtavat kaupunkitaloustieteen tutkijat, kuten Edward Glaeser ja Joseph Gyourko, ovatkin voimallisesti esittäneet, että asuntotarjonta ja erityisesti sen hintajousto on keskeinen tekijä kaupunkialueiden kasvudynamiikan kannalta.

KTT Elias Oikarinen (eltaoi@utu.fi) on Suomen Akatemian akatemiatutkija, joka työskentelee Turun kauppakorkeakoulun taloustieteen laitoksella. Tässä artikkelissa esitetyt tulokset ja keskustelu pohjautuvat paljolti englanninkieliseen julkaisuun Oikarinen ym. (2015). Kirjoittaja kiittää Essi Eerolaa, Risto Peltolaa, Antti Suvantoa ja anonyymiä arvioitsijaa lukuisista hyödyllisistä kommentista sekä Suomen Akatemiaa ja Tekesiä rahoituksesta.

Kaupunkitaloustieteen teoreettisten mallien ja empiiristen tutkimustulosten perusteella asuntotarjonnan hintajoustopossa voi olla suuria alueellisia eroja. Tämä artikkeli tarkastelee asuntotarjonnan jouston alueellisia eroja ja niiden syitä Suomessa. Aluksi pohditaan lyhyesti tarjonnan hintajoustop taustatekijöitä kirjallisuudessa esitettyjen teoreettisten mallien pohjalta ja esitellään aihetta käsitteleviä aiempia empiirisiä tutkimustuloksia. Tämän jälkeen raportoidaan estimointituloksia pitkän aikavälin hintajoustop suuruudesta 15 suomalaisessa kaupungissa ja tarkastellaan hintajoustop alueellisten erojen syitä. Artikkelin loppuosassa keskustellaan myös hintajoustop alueellisten erojen vaikutuksista.

## 1. Asuntotarjonnan hintajoustop muodostuminen kaupunkitaloustieteen teoriassa

Usein kuullun väitteen mukaan Suomen tyyppisessä valtiossa, jossa maata on paljon ja väestöä vähän, asuntotarjonnan tulisi – ainakin pitkällä aikavälillä – olla ilman keinotekoisia rajoitteita erittäin joustavaa kaikkialla, sillä rakentamiskelpoinen maa ei ole niukka resurssi. Tähän ajatuskulkuun sisältyy monesti myös se päätelmä, että pääkaupunkiseudun muuta maata selvästi korkeampien asumiskustannusten täytyy olla seurausta ennen kaikkea hallinnollisista rajoitteista, kuten tehottomasta kaa-voituksesta ja toimimattomasta maapolitiikasta, sillä kaupunkiseudun ympärillä on suuret reservit rakentamiskelpoista maata ja alueen sisälläkin on suhteellisen paljon rakentamatonta maa-alueita, joka sopisi asuntotuotantoon.

Kaupunkitaloustieteen teorian näkökulmasta tällaiset väitteet ampuvat kuitenkin ohi. Teoria osoittaa, että asuntotarjonnan hintajous-

toon vaikuttavat monet muutkin paikalliset tekijät kuin hallinnolliset rajoitteet ja että rakentamattoman maan runsaus koko maan tasolla ei ole joustop kannalta keskeinen tekijä. Teorian mukaan asuntojen tarjontakäyrä ei ole kaupunkitasolla pelkästään nouseva, vaan se on (logaritmimuodossa) kvadraattisesti nouseva.

Green ym. (2005) johtavat asuntotarjonnan joustopolle seuraavan kaavan Capozzan ja Helsingin (1989; 1990) sekä Mayerin ja Somervillen (2000a) töiden pohjalta:

$$e = \left(\frac{2}{\phi\sqrt{n}}\right) \frac{\lambda-g}{k} p. \quad (1)$$

Yhtälön (1) mukaan kaupungin suurempi väkiluku ( $n$ ) ja korkeampi väestötiheys ( $\phi$  on väestötiheyden mukana kasvava kerroin), nopeampi kasvuvauhti ( $g$ ), suuremmat kuljetus- ja matkakustannukset ( $k$ ), matalampi pääoman (verojen jälkeinen) vaihtoehtokustannus ( $\lambda$ ) sekä matalampi asuntojen hintataso ( $p$ ) pienentävät asuntotarjonnan hintajoustop ( $e$ ). (Green ym. 2005). Nämä tarjonnan hintajoustop määrittävät muuttujat voidaan jakaa kahteen osaan: sulkeissa oleva osa huomioi kaupungin koon, ja  $(\lambda - g)/k$  on kaupungin odotettu kasvuvauhti suhteessa diskonttokorkoon jaettuna matkakustannuksilla. Lisäksi nämä kaksi tekijää skaalataan asuntojen hintatasolla.

Yhtälön (1) taustalla olevaa mekanismia voidaan tarkastella intuitiivisesti ”maan arvon vipuvaikutuksen” (*the effect of land leverage*) kautta. Asuinrakennuksille osoitetun maan arvo kasvaa (pienenee) asuntokysynnän voimistuessa (heiketessä) sekä teoreettisten mallien että empiiristen havaintojen perusteella, koska rakennuskelpoinen maa houkuttelevalla sijainnilla on niukka resurssi. Sen sijaan rakentamiskustannukset ja siten asuinrakennusten arvo

reagoi huomattavasti vaimeammin asuntokysynnän muutoksiin (Capozza ja Helsley 1989, 1990; Bostic ym. 2007; Davis ja Heathcote 2007; Davis ja Palumbo 2008). Esimerkiksi Suomessa reaaliset rakennuskustannukset ovat vaihdelleet hyvin vähän suhteessa kaupunkialueiden maan arvoon ja ovat suurin piirtein samalla tasolla tänään kuin 1970-luvulla. Tämän seurauksena alueilla, joilla maan arvon osuus asuntojen kokonaisarvosta on korkea – eli maan vipuvaikutus on suuri – kysynnän lisäys johtaa voimakkaampaan asuntohintansuun kuin pienemmän vipuvaikutuksen alueilla. Toisin sanoen korkeamman maan vipuvaikutuksen alueella asuntotarjonnan hintajousto on pienempi. Kun vielä huomioidaan se, että samankaltaisten *rakennusten* arvot eivät vaihtelee suuresti eri alueiden välillä, nähdään että asuntotarjonta on jäykempää alueilla, joilla maan arvo on korkeampi. Kaupunkitaloustieteen yleisesti hyväksytyt maanhintamallit (esim. Capozza ja Helsley 1989; 1990) osoittavat, että maan arvo kaupunkialueella on sitä korkeampi, mitä suurempia ovat väkiluku, väestötiheys, odotettu kasvuvauhti ja matkakustannukset ja mitä matalampi on pääoman vaihtoehtoiskustannus.

Oletuksena yhtälössä (1) ovat kilpailulliset markkinat ja se, että asuntotarjonnan sopeutumisella ei ole maantieteellisiä tai hallinnollisia rajoitteita. Tarjontajoustopuolien alueelliset erot eivät siis vaadi eroja maantieteellisissä tai hallinnollisissa tekijöissä. On kuitenkin selvää, että myös maantieteen ja hallinnon asuntotarjonnalle asettamat rajoitteet vaikuttavat tarjonnan joustavuuteen (Green ym. 2005; Saks 2008; Saiz 2010; Hilber and Robert-Nicoud 2013;

Paciorek 2013; Wrenn ja Irwin 2015).<sup>1</sup> Näin ollen asuntotarjonnan hintajousto kaupunkitasolla voidaan esittää kaavan (1) muuttujien sekä maantieteellisten ( $R$ ) ja hallinnollisten ( $G$ ) rajoitteiden funktiona:

$$e = f(n, \phi, \lambda, g, k, p, R, G) \quad (2)$$

Muuttujien  $n$ ,  $\phi$ ,  $g$ ,  $k$ ,  $R$ , ja  $G$  kertoimien odotettu etumerkki on negatiivinen ja  $\lambda$ :n sekä  $p$ :n positiivinen. Kaavojen (1) ja (2) perusteella tarjonnan joustavuus määräytyy pitkälti paikallisten kaupunkitaso tekijöiden pohjalta riippumatta maataso väestötiheydestä ja vapaan rakentamiskelpoisen maan määrästä. Yksi keskeinen viesti on se, että suuremmissa kaupungeissa tarjonnan hintajousto on luonnostaan pienempi. Sama johtopäätös voidaan tehdä myös Muthin (1996) teoreettisen mallin ja Saizin (2010) analyysin pohjalta. Muthin mallissa jousto riippuu maan arvon osuudesta asuntojen kokonaishinnasta: mitä suurempi on maan hinnan osuus, sitä pienempi on tarjontajousto. Kyseessä on siis pääpiirteissään sama mekanismi, josta yllä on keskusteltu maan vipuvaikutuksena.

## 2. Aiempia empiirisiä tutkimustuloksia

Asuntomarkkinoiden tarjontapuolta käsittelevän empiirisen tutkimuksen määrä on kasvanut merkittävästi 2000-luvun aikana. Tämä on ollut

<sup>1</sup> Hallinnollisia rajoitteita ovat esimerkiksi rakennusten korkeutta rajoittavat määräykset, suojelumääräykset ja yleensä kaikki rakentamista rajoittavat määräykset ja toimenpiteet sekä kaavoituksen ja lupaprosessien vaatima aika. Maantieteellisiä rajoitteita asettavat erityisesti vesistöt sekä pinnanmuodot, kuten vuoristot ja muut fyriset.

seurausta paremmasta aineiston saatavuudesta sekä kasvaneesta kiinnostuksesta maankäyttöpolitiikan vaikutusmahdollisuuksia kohtaan (Gyourko 2009). Useilla seuduilla kiinnostusta aiheeseen lisää myös voimakkaasti kasvaneet asumiskustannukset. Asuntotarjonnan joustavuutta koskeva tutkimus on edelleen kuitenkin suhteellisen vähäistä ja empiirisissä estimoinneissa on omat ongelmakohtansa.

Kirjallisuudessa raportoidut joustoarvot vaihtelevat suuresti alueiden välillä ja riippuen tutkimusajanjaksosta. Vaikka suuret eroavaisuudet raportoiduissa joustoissa ovat paljolti seurausta todellisista alueellisista tai ajallisista joustoeroista, osasyynä eroihin ovat myös erilaiset estimointitavat (Kim ym. 2012). Tarjontajouaston suuruus voi riippua myös siitä, onko kyseessä ”varantojousto” vai ”virtajousto” – eli tarkastellaanko asuntokannan vai sen muutoksen tai asuntorakentamisen reagoitavoimakkuutta – ja onko tarjontamuuttujaa selittävänä tekijänä hintataso vai hintamuutos. Raportoitujen joustojen vertailtavuus keskenään on siis ongelmallista.

Suurimmassa osassa tutkimuksia estimoidaan ”virtajousto” eli asuntokannan kasvuvauhdin tai uustuotannon riippuvuus asuntujen hintatasosta tai sen muutoksesta. Usein neljännesvuosi- tai vuositasoisen muutosta tarjonnassa selitetään (kontrollimuuttujien ohella) vain edellisen periodin hintamuutoksella ja parhaimmillaankin selittäjinä on suhteellisen pieni määrä hintamuutoksen viiveitä. Tämän voidaan nähdä kuvaavan suhteellisen lyhyen aikavälin joustoa, koska asuntotarjonta sopeutuu muutokseen tyypillisesti hyvin hitaasti. Ongelmana on sekin, että myös vallitsevan *hintatason* voi olettaa vaikuttavan uustuotannon volyyymiin. Hintatasolle estimoidun joustokerroimen tulkintaa puolestaan hankaloittaa hin-

tatason epästationaarisuus sekä se, että tarjonnan taso, joka korreloi voimakkaasti hintatason kanssa, vaikuttaa uustuotannon määrään – vanhan kannan poistuma on sitä suurempi, mitä suurempi on asuntokanta (jota ei ole malleissa mukana kontrollimuuttujana). Varantojoustoestimoinneissa on sen sijaan pyritty mallintamaan asuntokannan riippuvuutta hintatasosta pidemmällä aikavälillä, eli huomioiden tarjonnan ja hinnan *tasojen* kehitys suhteellisen pitkällä ajanjaksolla.

Maatasolla asuntotarjonnan on havaittu olevan joustavampaa Yhdysvalloissa kuin muissa länsimaissa Australiaa lukuun ottamatta (Caldera ja Johansson 2013; Ball ym. 2010). Caldera ja Johansson estimoivat jouston 21 OECD maalle. Suomen osalta uustuotannon jousto hintatason suhteen on 0,99 pienimmän maakohtaisen estimaatin ollessa 0,15 (Sveitsi) ja suurimman 2,0 (Yhdysvallat). Jousto on alle yhden kolmessatoista yhteensä 15 Euroopan maasta. Ball ym. raportoivat asuntoaloitusten joustoksi hintatason suhteen Britanniassa 0,16, Yhdysvalloissa 0,49 ja Australiassa 0,55. Suomalaisille raportoitua kerrointa voidaan tulkita siten, että prosentin nousu reaalisessa asuntohintatasossa johtaa Suomessa prosentin suurempaan uustuotantoon (näissä estimaateissa on kuitenkin ongelmansa, kuten yllä on mainittu).

Varantojousto on estimoitu vain harvoissa tutkimuksissa. Tämä on mitä ilmeisimmin seurausta tasoaineiston epästationaarisuudesta sekä puutteellisista asuntotarjonnan aikasarjoista. Mayo ja Sheppard (1996) ja Malpezzi ja Maclennan (2001) kuuluvat niihin harvoihin tutkijoihin, jotka ovat tarkastelleet varantojoustoa. He estimoivat jouston epäsuorasti hintayhtälön kautta. Tarjontajouaston johtaminen vaatii tällöin oletusarvot kysynnän hinta- ja tulojoustoille. Esitetyt joustot ovatkin voimakkaasti

riippuvaisia oletetuista kysynnän joustoista. Mayo ja Sheppard raportoivat OLS-estimointiin perustuvien joustojen olevan välillä -0,18 – 0,44 Malesiassa, 3,3 – 7,3 Thaimaassa ja -0,2 – 0,4 Koreassa, kun kysynnän tulojousto vaihtelee välillä 0,5 – 1,0 ja hintajousto on välillä -0,5 – -0,2. Vastaavalla menetelmällä Malpezzi ja MacLennan saavat toisen maailman sodan jälkeiseksi joustoksi Yhdysvalloissa 5,6 – 12,7 ja Britanniassa 0,0 – 0,5.

Aluetason estimaatit koskevat yleensä Yhdysvaltojen metropolialueita. Green ym. (2005), Saiz (2010) ja Paciorek (2013) havaitsevat merkittäviä eroja virtajoustossa metropolialueiden välillä. Greenin ym. raportoima vaihteluväli uustuotannon joustoksi hintamuutoksen suhteen on -0,30 – 29,9, kun Saiz saa arvoja välillä 0,60 – 5,45. Paciorekin mukaan jousto vaihtelee kymmenen suurimman metropolialueen osalta välillä 1,7 – 2,8. Meenin (2005) tulosten perusteella virtajousto on Britanniassa alueesta riippuen välillä 0,0 – 0,8. Wang ym. (2012) puolestaan löytävät huomattavaa vaihtelua Kiinan alueiden välillä matalimman uustuotannon jouston suhteessa hintatasoon ollessa ykköstä pienempi ja suurimman peräti 37. Lisäksi Buckleyyn ja Matheman (2008) löydökset viittaavat suuriin joustoeroihin neljän suuren afrikkalaisen kaupungin välillä. Olettaen, että kolmenkymmenen luokkaa olevat estimaatit kuvastavat todellisuutta, voi joillain kaupunkialueilla prosentin nousu asuntojen hintatasossa (tai sen muutosvauhdissa) kasvattaa lyhyellä aikavälillä uustuotantoa jopa 30 prosenttia. Tuloksia kannattaa kuitenkin tulkita varovaisesti.

Alueellisten joustoerojen syitä on tutkittu erityisen vain vähän ja tämä tutkimustyö on keskittynyt Yhdysvaltain ja Britannian markkinoille. Viime vuosina tutkimustieto aiheesta on

kuitenkin lisääntynyt. Useammassa tutkimuksessa havaitaan tiukempien hallinnollisten tarjontarajoitteiden pienentävän merkittävästi tarjonnan joustavuutta kaupunkitasolla Yhdysvalloissa (Mayer ja Somerville 2000b; Green ym. 2005; Quigley ja Raphael 2005; Saks 2008; Saiz 2010; Paciorek 2013). Rose (1989), Saiz (2010) ja Paciorek (2013) osoittavat, että myös sitovammat maantieteelliset rajoitteet ovat merkittävä joustoa pienentävä tekijä. Lisäksi Saiz (2010) havaitsee suuremman väkiluvun ja Paciorek (2013) suuremman väestötiheyden pienentävän joustoa.

Yhdysvaltain ulkopuolella Meen ja Nygaard (2011) osoittavat case-tutkimuksessaan, että luonnolliset ja ihmisen rakentamat maantieteelliset rajoitteet (vesistöt ja puistoalueet) aiheuttavat vähemmän asuntotuotantoa Britanniassa. Mayon ja Sheppardin (1996) sekä Malpezzin ja Mayon (1997) havaintojen mukaan tarjontajousto on pienempi maissa, joissa valtion interventio ja sääteily markkinoilla on voimakkaampaa. Caldera ja Johansson (2013) puolestaan havaitsevat tarjonnan olevan tyypillisesti joustamattomampaa korkeamman väestötiheyden maissa ja maissa, joissa rakennuslupien saaminen kestää pidempään.

Suomi eroaa monessa mielessä niistä alueista, joita koskien pääosa aiemmista tutkimuksista on tehty. Suomi on väestöltään pieni ja erittäin harvaan asuttu maa, jossa on suuri reservi rakentamattomasta rakentamiskelpoisesta maasta ja jossa kaupungit ovat kansainvälisessä vertailussa pieniä. Lisäksi Suomi on monella tapaa homogeenisempi maa kuin Yhdysvallat, ja hallinnolliset rajoitteet asuntotuotannolle ovat tyypillisesti suhteellisen tiukat. Aiemmin ei ole nähtävästi myöskään tutkittu perusteellisesti asuntotarjonnan joustavuutta kaupunkitasolla eurooppalaisella aineistolla. Kirjallisuudessa

esitettyjen empiiristen analyysien tuloksia ei siis voi välttämättä yleistää koskemaan myös Suomen asuntomarkkinoita.

### 3. Tarjonnan hintajousto suomalaisissa kaupungeissa

#### Estimointimenetelmästä

Aiemmassa kirjallisuudessa asuntotarjonnan hintajousto on estimoitu usein epäsuorasti hintayhtälön kautta siten, että estimoitavassa regressiossa ei ole tarjontamuuttujaa, vaan tarjontajousto on saatu käyttäen oletuksia asuntokäynnän joustoista (Muth 1960; Follain 1979; Malpezzi ja Maclennan 2001; Harter-Dreiman 2004). Tuoreemmissa tutkimuksissa on kuitenkin käytetty myös menetelmää, jossa jousto estimoidaan suoremmin lisäämällä tarjontamuuttuja estimoitavaan yhtälöön (Ball ym. 2010; Caldera ja Johansson 2013; Wang ym. 2012). Tässä artikkelissa raportoitavat tulokset perustuvat jälkimmäiseen estimointitapaan. Tarkempaa informaatiota tarjontajoustojen estimointimenetelmästä löytyy julkaisusta Oikarinen ym. (2015).

DiPasqualen ja Wheaton (1992) teoreettiseen kehikkoon perustuen kokonaisasuntokantaa selitetään asuntojen hintatason lisäksi rakennuskustannuksilla ja korkotasolla. Näiden kolmen selittävän muuttujan voidaan ennakoita määrittävän asuntotarjonnan tasapainotason. Useassa aiemmassa empiirisessä analyysissä käytetään vastaavia muuttujia tarjontajoustoa estimoidessa (Mayer ja Somerville 2000a; 2000b; Meen 2005; Ball ym. 2010; Wang ym. 2012). Aiemmista tutkimuksista poiketen tässä artikkelissa raportoitavat joustot perustuvat mallinnukseen, jossa asuntokannan *tasoa* seli-

tetään suoraan asuntojen hintatasolla yhtälön (3) mukaisesti.

$$s_t = f(\rho_v, c_t, i_t) = \alpha + \beta_1 \rho_t + \beta_2 c_t + \beta_3 i_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$\beta_1$  on asuntotarjonnan pitkän aikavälin hintajousto.  $\beta_2$  ja  $\beta_3$  puolestaan osoittavat rakennuskustannusten ( $c$ ) ja korkotason ( $i$ ) vaikutuksen asuntotarjontaan ( $s$ ). Odotusarvo on se, että korkeampi hintataso kasvattaa asuntokantaa, kun taas korkeammat rakennuskustannukset ja korkotaso pienentävät asuntojen tasapainomäärää. Koska asuntokannan kasvun hintajoustoestimaatit (virtajousto) kuvastavat ennen kaikkea asuntotarjonnan lyhyen aikavälin reagoitukykyä, pitkän aikavälin tarjontajouston estimointi on perustellumpaa suorittaa käyttämällä tasomuuttujia.

Yhtälön (3) estimointi on suoritettu erikseen kullekin 15 kaupungille<sup>2</sup> Johansenin (1996) *maximum likelihood* -menetelmällä (ML), joka sisältää useita tämän analyysin kannalta hyödyllisiä ominaisuuksia. Ensinnäkin se soveltuu epästationaarisille muuttujille, jotka ovat yhteisintegroituja. Tämä on tarpeen, koska mallin muuttujat ovat epästationaarisia (Oikarinen ym. 2015). Toiseksi asuntotarjontaa selittävästä muuttujista ainakin hintataso on endogeeninen tarjonnan suhteen, mikä ei aiheuta ongelmia Johansenin menetelmän tuottamien estimaattien luotettavuuden kannalta. Kolmanneksi tämä estimointimenetelmä ei ole, että tasapaino saavutetaan tai vallitsee muutoin kuin satunnaisesti tutkimusajanjakson aikana, vaan se sallii hitaan sopeutumisprosessin kohden tasapainoa. Tämä on hyödyllistä, sillä

<sup>2</sup> Kaupungit ovat Espoo, Helsinki, Jyväskylä, Kajaani, Kotka, Kuopio, Lahti, Lappeenranta, Oulu, Pori, Rovaniemi, Tampere, Turku, Vaasa ja Vantaa.

asuntotarjonta on yleensä erittäin hitaasti kohoiva tasapaino sopeutuva muuttuja. Neljänneksi menetelmä on tarkoitettu nimenomaan pitkän aikavälin riippuvuussuhteiden mallintamiseen, mikä mahdollistaa toiveiden mukaisesti pitkän aikavälin tarjontajoukon tarkastelemisen. Lisäksi estimoinnin yhteydessä voidaan suorittaa useampia tärkeitä spesifikaatiotestejä.

### Aineisto

Joustopäätökset estimoidaan käyttäen neljännesvuositason aikasarjoja aikaväliltä 1987–2011. Paria poikkeusta lukuun ottamatta aiemmissä empiirisissä tutkimuksissa on käytetty tätä lyhyempiä tai suurin piirtein samanpituisia ajanjaksoja tarjonnan joustavuuden estimointiin. Joustopäätökset on estimoitu käyttäen kaupunkitaso- ja asuntotason aikasarjoja asuntohinnoista ja asuntojen tarjonnasta. Kaupunkitaso on perusteltu lähtökohta useita hallinnollisesti erillisiä kaupunkeja ja kuntia sisältävän kaupunkiseututason aineiston sijaan, sillä asuntotarjonnan hallinnolliset rajoitteet on asetettu paljolti kaupunki- tai kuntatasolla ja saattavat näin erota huomattavasti kaupunkialueen sisällä. Aikasarja-aineiston lähde on Tilastokeskus, ellei toisin mainita.

Asuntotarjontamuuttujana on kokonais-asuntokanta neliömetreinä, eli varantomuuttuja. Asuntokanta-aikasarja on saatavilla vuositasolla. Tätä analyysiä varten asuntokannan neljännesvuositason vaihtelu on approksimoitu hyödyntäen uustuotannon neljännesvuosiaikasarjoja. Tämän voi perustellusti olettaa tuottavan hyvän approksimaation todelliselle neljännesvuositason vaihtelulle. Neljännesvuositason vaihtelun vaikutus lopputuloksiin on joka tapauksessa korkeintaan hyvin pieni, koska estimoidut kertoimet kuvastavat *pitkän aikavälin* riippuvuussuhteita, joihin asuntotarjonnan ly-

hyen aikavälin vaihtelulla ei ole merkittävää vaikutusta.

Asuntohintojen kehitystä kuvaa tässä tutkimuksessa Tilastokeskuksen hedoniset asuntointaindeksit vanhoille vapaarahoitteisille osakehuoneistoille. Osakehuoneistot muodostavat huomattavan enemmistön vapaarahoitteisesta asuntokannasta kaikissa tutkimuksissa mukana olevissa kaupungeissa.

Korkotaso- ja rakennuskustannusaikasarjat koskevat koko maata ja ovat siten samat kaikille kaupungeille. Tämän ei pitäisi aiheuttaa merkittäviä ongelmia. Korkotaso ja sen liikkeet eivät juuri vaihtelee Suomen alueiden välillä. Gyourko ja Saiz (2006) sekä Saiz (2010) toteavat Yhdysvaltain osalta, että alueelliset erot rakennuskustannusten tason vaihtelussa (ei välttämättä tasossa) ovat pieniä. Suomi on huomattavasti Yhdysvaltoja pienempi ja homogeenisempi markkina-alue, joten täällä rakennuskustannusten muutosten alueellisen vaihtelun voi olettaa olevan vielä selvästi Yhdysvaltoja vähäisempää. Näin Tilastokeskuksen rakennuskustannusindeksiin pitäisi kuvastaa riittävän hyvin rakennuskustannusten liikkeitä kaupungista riippumatta. Korkotasomuuttuja on yrityslainojen keskimääräinen verojenjälkeinen korkotaso vuosina 2003–2011 Suomen Pankin tietokannasta. Vuosille 1987–2002 korkoaikasarja on laskettu perustuen koko lainakannan keskikoron vaihteluun neljänneksitasolla.

Nimelliset muuttujat on deflatoitu estimointeja varten reaalisiksi hyödyntäen elinkustannusindeksiä. Lisäksi kaikki muuttujat korotetaan lukuun ottamatta ovat logaritmimuodossa ja reaalikorkotasosta käytetään kausitaitoitettua aikasarjaa.

## Estimointitulokset

Taulukko 1 esittää Johansenin ML-menetelmällä saadut estimointitulokset mukaan lukien yhteisintegroituvuutta testaavan Trace-testin p-arvot. Tässä analysissä yhteisintegroituvuustestin on tarkoitus toimia ennen muuta asuntotarjonnan tasapainomallin spesifikaatiotarkistuksena. Jos yhteisintegroituvaa suhdetta, jota kohden asuntotarjonta sopeutuu, ei löydy, kyseinen neljän muuttujan systeemi ei ole riittävä asuntotarjonnan pitkän aikavälin tasapainon mallintamiseksi.

Trace-testin tulosten perusteella kyseisessä neljän muuttujan systeemissä on yksi lineaarinen yhteisintegroituva suhde lähes kaikissa kaupungeissa.<sup>3</sup> Kuopion osalta testi viittaa 5 % merkitsevyystasolla kahteen yhteisintegroituvuusvektoriin. Merkittävin poikkeus suhteessa muihin kaupunkeihin on Turku, jonka aineistolla systeemi ei invertoidu. Tämän takia tarjontajousto on estimoitu Turun aineistolla epäsuorasti hyödyntäen estimoituja asuntotarjonnan ja asuntohintojen tulojoustoja (Oikarinen ym. 2015). Tällöin Turulle laskettu jousto on linjassa muiden kaupunkien joustoestimaattien kanssa ja jatkoanalyysin tulokset ovat samankaltaiset riippumatta siitä, onko Turku mukana vai ei.

Estimoitua stationaarista pitkän aikavälin suhdetta voidaan selkeimmin pitää tasapainoyhtälönä asuntotarjonnalle, mikäli vain asuntotarjonta sopeutuu kohden mallin tasapainoa,

<sup>3</sup> Osa on tilastollisen merkitsevyyden osalta rajatapauksia. Koska nämäkin mallit toimivat järkevästi ja läpäisevät muut spesifikaatiotestit – ennen kaikkea tarjonta sopeutuu kohden tasapainoa – jatkossa oletetaan myös näiden suhteiden kuvastavan pitkän aikavälin tasapainosuhdetta tarjonnalle. Trace-testin tulokset on sopeutettu huomioimaan pieni otoskoko.

eli jos muut pitkän aikavälin suhteessa mukana olevat muuttujat ovat heikkoeksogeenisia (eivät reagoi poikkeamaan mallin tasapainosta). Teorian pohjalta on selvää, että hintataso ja rakennuskustannukset kuuluvat tarjonnan tasapainoyhtälöön. Niiden ei kuitenkaan täydy välttämättä sopeutua kohden tasapainosuhdetta. Korkotason voi usein poistaa tämän kaltaisista pitkän aikavälin tasapainoyhtälöistä, sillä korkotason muutoksilla näyttäisi olevan vaikutusta ennen kaikkea asuntomarkkinamuuttujien lyhyen aikavälin heilahteluun pidemmän aikavälin tasapainotason sijaan. Tämä on sikäli loogista, että korkotason on usein havaittu olevan (lähes) stationaarinen ja keskiarvoon hakeutuva.

Mallin spesifikaation tarkentamiseksi on testattu *likelihood ratio*-testin (LR) avulla hypoteesia siitä, että korkotason voi poistaa pitkän aikavälin suhteesta ja hintataso, rakennuskustannukset ja korko ovat heikkoeksogeenisia. Tämä hypoteesi hyväksytään 12 kaupungin kohdalla niistä 13 kaupungista, joissa havaitaan yksi yhteisintegroituva suhde. Espoon yhtälössä korkotaso pidetään mukana. Kuopion osalta on tarpeen tutkia myös toista yhteisintegroituvaa vektoria. LR-testin perusteella voidaan olettaa, että toinen vektori on seurausta lähes stationaarisesta korkotasosta (eli sen muodostaa korkotaso yksin) samalla kun ensimmäinen vektori muodostaa tasapainosuhteen tarjonnalle.

Hintajoustoestimaatti on pienin Helsingissä (0,20) ja suurin Rovaniemellä (0,82) suurimman osan joustoista ollessa välillä 0,4 – 0,7. Sovelletun estimointimenetelmän ja tasomuotoisen aineiston perusteella näitä arvoja voidaan pitää pitkän aikavälin joustoina. Odotevasti tarjonnan jousto rakennuskustannusten suhteen on negatiivinen. Korkeampia rakennuskustannuksia seuraa vähäisempi asuntomäärä. Odotettua on myös se, että kussakin



Taulukko 1 Tarjontajoukset: estimointitulokset ja spesifikaatiotestit tarjonnan pitkän aikavälin tasapainomallille ( $s$  = tarjonta,  $p$  = hinta,  $c$  = rakennuskustannukset,  $i$  = korkotasoa)

Kaupunki	Tarjonnan pitkän aikavälin tasapainoyhtälö (keskihajonta)	Sopeutumisenopeus kohti tasapainoa neljännesvuositasolla (keskihajonta)	Trace testin p-arvot			LR-testi:i:n poisto pitkän aikavälin yhtälöstä sekä p:n, c:n ja i:n heikkoeksogeenisuus (p-arvo)	Viiveiden määrä mallissa
			r=0	r≤1	r≥2		
Espoo	$s = 0,405p - 3,387c - 0,036i$ (0,251) (1,082) (0,020)	0,010 (0,002)	0,12	0,53	0,23	0,05 0,47 <sup>a</sup>	2
Helsinki	$s = 0,202p - 0,583c$ (0,064) (0,429)	0,009 (0,002)	0,02	0,18	0,31	0,93	3
Jyväskylä	$s = 0,697p - 1,982c$ (0,220) (0,999)	0,006 (0,001)	0,06	0,13	0,66	0,59	1
Kajaani	$s = 0,653p - 1,094c$ (0,232) (0,834)	0,013 (0,003)	0,04	0,14	0,30	0,41	1
Kotka	$s = 0,531p - 1,315c$ (0,186) (0,931)	0,010 (0,002)	0,06	0,35	0,38	0,13	1
Kuopio	$s = 0,295p - 0,418c$ (0,138) (0,654)	0,012 (0,003)	0,01	0,05	0,25	0,43 <sup>b</sup> 0,14 <sup>c</sup>	3
Lahti	$s = 0,540p - 1,293c$ (0,157) (0,823)	0,011 (0,002)	0,02	0,13	0,17	0,24	1
Lappeenranta	$s = 0,660p - 1,334c$ (0,137) (0,567)	0,011 (0,002)	0,05	0,13	0,15	0,72	3
Oulu	$s = 0,747p - 1,783c$ (0,197) (0,866)	0,009 (0,002)	0,05	0,45	0,49	0,93 <sup>d</sup>	2
Pori	$s = 0,579p - 1,097c$ (0,180) (0,735)	0,008 (0,002)	0,16	0,28	0,35	0,13	3
Rovaniemi	$s = 0,817p - 1,018c$ (0,278) (1,193)	0,010 (0,003)	0,11	0,32	0,58	0,26	1
Tampere	$s = 0,373p - 1,722c$ (0,100) (0,630)	0,008 (0,002)	0,04	0,09	0,65	0,34	3
Vaasa	$s = 0,622p - 1,518c$ (0,120) (0,496)	0,017 (0,003)	0,02	0,19	0,40	0,35	4
Vantaa	$s = 0,508p - 1,616c$ (0,102) (0,685)	0,009 (0,001)	0,00	0,23	0,43	0,69	1

Trace-testin ja LR-testin arvot on sopeutettu pieneen havaintomäärään.  $r$  = yhteisintegroivien vektoreiden määrä. Viivepituus differensseissä on valittu Hannan-Quinn informaatiokriteerin ja residuaalien autokorrelaatiota kahdella viiveellä testaavan LM-testin perusteella.

<sup>a</sup> Testattu hypoteesi: p, c ja i ovat heikkoeksogeenisia.

<sup>b</sup> Testattu hypoteesi: i voidaan poistaa ensimmäisestä yhteisintegroivasta relaatiosta ja s, p sekä c toisesta relaatiosta.

<sup>c</sup> Testattu hypoteesi: ensimmäisessä yhteisintegroivuvan relaation osalta p, c ja i ovat heikkoeksogeenisia ja i voidaan poistaa sekä toisen relaation osalta s, p ja c voidaan poistaa ja ovat heikkoeksogeenisia.

<sup>d</sup> Testattu hypoteesi: p ja c ovat heikkoeksogeenisia. Oulun mallissa korkotasoa ei ole mukana invertointuusuongelmien takia.

kaupungissa tarjonta sopeutuu hyvin hitaasti kohden tasapainoa. Vuositasolla sopeutuminen on piste-estimaattien perusteella nopeinta Vaasassa, 6,8 % tasapainopoiikkeamasta, ja hitainta Jyväskylässä, 2,4 %.

Mahdollinen ongelma tutkimuksessa käytettävien hinta- ja tarjonta-aikasarjojen osalta on se, että tutkimusaikavälillä on tapahtunut useita muutoksia kaupunkien hallinnollisissa rajoissa. Tämä analyysi perustuu vuonna 2008 vallinneisiin aluerajoihin. Toinen potentiaalinen ongelma aiheutuu tuetun asuntotarjonnan vaihtelusta yli ajan. Ajallinen vaihtelu tuetun tarjonnan määrässä voi vaikuttaa kokonaistarjonnan kasvuun ja tasoon. Vaikutus voi olla merkittävä erityisesti, jos tuetun tuotannon syrjäyttämisaikutus vapaarahoitteiseen asuntokantaan ei ole suuri. Viime vuosina on saatu viitteitä siitä, että tällainen syrjäyttämisaikutus voi olla erittäin suuri (Eriksen ja Rosenthal 2010; European Commission 2012), mikä tarkoittaa, että tuetulla asuntotuotannolla on vain vähäinen vaikutus kokonaisasuntokantaan (ainakin pitkällä aikavälillä). Koska edellä mainitut tekijät sekä muut institutionaaliset muutokset (esimerkiksi verotuksessa) ovat joka tapauksessa saattaneet aiheuttaa asuntotarjonnan hintajoustossa rakennemuutoksia, tarkastellaan estimoitujen joustoparametrien stabiilisuutta yli ajan rekursiivisen analyysin avulla. Rekursiiviset Max-testit (Juselius 2006) hyväksyvät mallien parametrien stabiliteetin tutkimusajanjakson aikana, eli joustoissa ei ole havaittavissa merkittävää muutosta aikavälillä 1987–2011.

#### 4. Alueellisten joustoerojen syyt

##### Poikkileikkausaineisto

Alueellisten joustoerojen taustatekijöitä tarkastellaan poikkileikkausaineiston pohjalta. Edellä saatuja kaupunkikohtaisia pitkän aikavälin joustoja pyritään selittämään kaikkien kaavassa (2) mukana olevien muuttujien avulla lukuun ottamatta matkustuskustannuksia ja pääomakustannuksia. Korkotaso ei juuri vaihtelee Suomen kaupunkien välillä ja matkustuskustannusten osalta ei ole saatavissa riittävän luotettavaa aineistoa. Green ym. (2005) havaitsivat matkustuskustannusten vaikutuksen olevan Yhdysvalloissa vähäinen. Poikkileikkausanalyysissä käytettävät muuttujat perustuvat vuoden 2008 hallinnollisiin kaupunkirajoihin.

Kaupunkien välillä voi Suomessa olla merkittäviä eroja maankäyttöpolitiikassa ja siten asuntotarjonnan hallinnollisissa rajoitteista tai vastaavasti asuntotarjonnan kasvua edistävässä hallinnollisissa toimenpiteissä. Tässä analyysissä käytetään hallinnollisia ja maantieteellisiä rajoitteita kuvastaa indeksiä, joka on luotu muakillen Gyourkon ym. (2008) Yhdysvaltain kaupungeille tekemää vastaavaa indeksiä. Viisitoista suomalaista kaupunkia sisältävän indeksin on koostanut ja raportoinut tarkemmin Valtonen (2013).<sup>4</sup> Indeksi perustuu kaupunkien maankäyttöpolitiikasta vastaavien virkamiesten haastatteluihin. Haastattelut sisältävät useita kaupungin maankäyttöpolitiikkaa koskettavia kysymyksiä. Valtonen on muokannut

<sup>4</sup> Oikarinen ym. (2015) esittävät tiivistettynä pääpiirteet indeksistä englanninkielisenä, mukaan lukien esitetyt kysymykset.

Gyourkon ym. käyttämiä kysymyksiä siten, että ne sopivat paremmin Suomen ympäristöön.

Hallintoa koskevat kysymykset on jaettu kahteen kategoriaan, kaavoitukseen ja muuhun maankäyttöpolitiikkaan. Kaavoituksen kysymyksissä kartoitetaan kaavoituspainetta, ylemmän tason ohjausta, naapuriyhteistyötä, talustilannetta, suojeluvaikutuksia, kaavoitusprosessia ja valituksia, rakentamisen vaatimuksia sekä kaavoituksen jälkeisiä prosesseja. Muun maankäyttöpolitiikan indeksi sisältää kysymyksiä koskien omalle maalle kaavoitusta, rakennuskehoituksia ja kiinteistöveroja sekä asuntotuotannon tavoitteita. Jokaiselle kaupungille on annettu kunkin osa-alueen osalta pistemäärä väliltä 1–5, missä 5 tarkoittaa joustavinta toimintatapaa eli pienimpiä hallinnollisia rajoitteita asuntotarjonnalle. Kummallekin kategorialle on laskettu indeksiarvo perustuen kyseisen osa-alueen kysymysten keskipistemäärään.

Lisäksi haastattelujen pohjalta kaupungeille on annettu maantieteellisiä rajoitteita koskeva pistemäärä väliltä 1-5, jossa 5 tarkoittaa jälleen pienimpiä esteitä tarjonnalle. Tarjontarajoitteita kuvaava kokonaisindeksiarvo on laskettu keskiarvona kolmesta arvosta: kaavoitusindeksiluku, muun maankäyttöpolitiikan indeksiluku sekä maantieteellisten rajoitteiden indeksiluku. Vaikka kyseessä onkin karkea haastatteluihin perustuva indeksi, voidaan sen odottaa antavan kohtuullisen hyvän kuvan tarjontarajoitteiden alueellisista eroista.

Muuttujat ja niiden väliset korrelaatiot on esitetty taulukossa 2.<sup>5</sup> Taulukosta havaitaan,

<sup>5</sup> Pääkaupunkiseudun kaupunkien osalta väestötekijöiden huomioiminen on muita kaupunkeja ongelmallisempaa. Helsingin osalta väestömääräksi on asetettu koko pääkaupunkiseudun (ml. Espoo, Kauniainen ja Vantaa) väkiluku. Kaupunkitaloustieteen teorian mukaan (Capozza ja Helsley

että sekä hallinnollisten että maantieteellisten rajoitteiden indeksiluvut vaihtelevat suuresti kaupunkien välillä. Kokonaisindeksin korkein luku (4,3) on Oulussa, joka tunnetaan kaupunkina, jossa maankäyttöpolitiikka on ollut toimivaa ainakin asuntotarjonnan näkökulmasta. Pienin luku (2,4) on Espoossa. Maantieteelliset rajoitteet ovat indeksin perusteella suurimmat Kuopiossa, joka on vesistöjen ympäröimä ja jossa on myös merkittävämpiä maan pinnanmuotojen aiheuttamia rajoitteita kuin tyypillisesti suomalaisissa kaupungeissa.

Yhdysvalloissa tehtyjen havaintojen kanssa linjassa on se, että hallinnolliset rajoitteet ovat suuremmat isommissa korkeamman hintatason kaupungeissa. Fischel (2001) ja Saiz (2010) esittävät, että hallinnolliset rajoitteet asuntotarjonnan kasvamiselle muodostuvat korkeamman hintatason myötä voimakkaammiksi, koska asuntojen omistajat haluavat säilyttää asuntonsa (eli maan) arvon korkealla. Korkeiden hintojen alueella on enemmän menetettävää kuin matalampien hintojen seudulla. Tämä liittyy niin kutsuttuun NIMBY-ongelmaan (*not in my backyard*).

Vaikka yllä esitetty tarjontarajoiteindeksi sisältääkin maantieteellisiä rajoitteita kuvaavan osan, analyysissä on mukana myös formaalimpi

1989, 1990) on oletettavaa, että Helsingin väkiluku yksinään vähätelisi huomattavasti alueen keskuskaupungin Helsingin asuntomarkkinoille kohdistuvaa kysyntäpainetta (ja siten maan arvoa). Espoon ja Vantaan voi nähdä olevan Helsingin esikaupunkeja, joiden osalta on perustellumpaa käyttää kaupungin omaa väkilukua. Sillä, onko poikkileikkausanalyysissä mukana Helsingin osalta vain sen oma väestö vai pääkaupunkiseudun väestö, ei ole merkittävää vaikutusta tuloksiin. Myös väestönkasvu on Helsingin osalta koko pääkaupunkiseudun luku, mutta muut muuttajat kuvastavat puhtaasti Helsinkiä. Näilläkin valinnoilla ei ole merkitystä analyysin johtopäätösten kannalta.

Taulukko 2 Poikkileikkäusanalyysin muuttujat ja niiden korrelaatiot

Kaupunki	Tarjonta- jousto	Tarjonta- rajoite- indeksi	Ala- indeksi kaavoit- tus	Ala- indeksi maa- politiikka	Ala- indeksi maan- tiede	Väki- luku 1986	Väestö- kasvu (ka. 1987– 2008)	Väestö- tiheys 2008 (hlö per maapinta- ala (km <sup>2</sup> ))	Keski- hintaa 1987– 2008 (€/m <sup>2</sup> )	Vesistö- osuus
Helsinki	0,20	2,5	2,4	3,0	2,0	802 121	1,2 %	3051,0	1 932	49,7 %
Tampere	0,37	2,8	2,5	4,0	2,0	169 994	1,1 %	397,1	1 175	40,5 %
Turku	0,54	2,6	3,0	2,7	2,0	161 188	0,4 %	713,6	1 055	5,1 %
Espoo	0,41	2,4	2,5	2,7	2,0	160 406	2,2 %	762,5	1 600	13,8 %
Vantaa	0,51	2,5	3,1	2,3	2,0	146 425	1,5 %	800,1	1 308	1,0 %
Oulu	0,75	4,3	4,0	4,0	5,0	97 869	1,9 %	356,4	1 046	18,2 %
Lahti	0,54	3,8	3,8	3,7	4,0	94 205	0,3 %	735,3	917	13,1 %
Kuopio	0,29	2,7	3,1	4,0	1,0	80 899	0,6 %	81,2	1 092	43,8 %
Pori	0,58	3,6	3,8	4,0	3,0	77 805	-0,1 %	147,5	826	3,1 %
Jyväskylä	0,70	3,9	3,8	4,0	4,0	68 732	1,2 %	806,8	1 100	17,7 %
Kotka	0,53	2,8	3,6	2,7	2,0	58 367	-0,3 %	201,8	797	52,2 %
Lappeenranta	0,66	4,0	2,9	4,0	5,0	56 369	0,3 %	77,9	1 055	28,3 %
Vaasa	0,62	3,3	2,9	4,0	3,0	54 253	0,4 %	307,3	999	34,3 %
Rovaniemi	0,82	4,1	2,9	4,3	5,0	51 855	0,6 %	7,76	850	13,8 %
Kajaani	0,65	4,3	3,1	4,7	5,0	39 467	-0,1 %	20,7	818	7,8 %

## Korrelaatiomatriisi

Tarjontajousto 1

Rajoiteindeksi 0,84\*\*\* 1

Kaavoitus 0,51\* 0,53\*\* 1\*\*

Maapolitiikka 0,48\* 0,79\*\* 0,18\*\* 1\*\*

Maantiede 0,85\*\*\* 0,94\*\* 0,35\*\* 0,64\*\* 1\*

Väkiluku -0,65\*\*\* -0,46\* -0,48\* -0,36 -0,35 1

Väestökasvu -0,13 -0,22 -0,18 -0,35 -0,15 0,31 1

Väestötiheys -0,59\*\* -0,44\* -0,36 -0,46\*\* -0,32 0,95\*\*\* 0,27\*\* 1\*\*\*

Hinta -0,68\*\*\* -0,60\*\* -0,61\*\* -0,49\*\* -0,44\* 0,83\*\*\* 0,60\*\* 0,84\*\*\* 1

Vesistöt -0,53\*\* -0,43 -0,33 -0,14 -0,47\* 0,37 -0,19\* 0,29 0,25 1

\*, \*\* ja \*\*\* merkitsevät tilastollista merkitsevyyttä 10%, 5% ja 1% tasoilla. Korkeampi indeksiarvo tarkoittaa pienempiä tarjontarajoitteita.. Helsingin osalta väkiluku on laskettu koko pääkaupunkiseudun osalta.

maantieteellisiä tarjontarajoitteita kuvastava muuttuja, eli vesistöjen osuus pinta-alasta viiden kilometrin säteellä kaupungin keskustasta. Espoon ja Vantaan osalta vesistöjen osuus on laskettu hieman muista kaupungeista poikkeavasti, sillä niissä on useita kohtuullisen tasarvoisia keskuksia yhden selkeän keskustan sijaan. Espoon kohdalla mukana on vesistöjen osuus kolmen kilometrin säteellä neljästä aluekeskuksesta (Espoon keskus, Leppävaara, Mäntylä ja Tapiola) ja Vantaan osalta neljän kilometrin säteellä Tikkurilan keskustasta sekä kolmen kilometrin säteellä Myyrmäen keskustasta. Näin tarkasteltava kokonaispinta-ala on samaa kokoluokkaa Espoossa ja Vantaalla kuin muissa kaupungeissa.

Vesistöjen merkitys asuntotarjontaa rajoittavana tekijänä on merkittävä monessa suomalaisessa kaupungissa. Tässä tutkimuksessa mukana olevista kaupungeista korkein vesistöosuus viiden kilometrin säteellä keskustasta on Kotkassa, peräti 52 prosenttia. Helsingissäkin osuus on 50 %. Vesistömuuttujan keskiarvo 15 kaupungissa on 23 %. On perusteltua olettaa, että vesistöosuusmuuttuja sisältää sellaista hyödyllistä informaatiota tarjontarajoitteista, jota haastatteluihin perustuva maantieteellisten rajoitteiden indeksiluku ei sisällä. Toisaalta maantieteellisten rajoitteiden indeksi on hyödyllinen, koska paikallisilla asiantuntijoilla voi olla tärkeää tietoa muista mahdollisista maantieteellisistä rajoitteista kuin vesistöt.

Kuten odotettua, tarjontajousto ja asuntohinnat korreloivat voimakkaasti hallinnollisten ja maantieteellisten tarjontarajoitteiden kanssa. Voimakkaammat rajoitteet omaavissa kaupungeissa tarjontajousto on pienempi ja hintataso korkeampi. Luontevaa on myös se, että hintataso on korkeampi ja jousto pienempi suuremmissa kaupungeissa. Kuviot 1 ja 2 havainnollis-

tavat tarjontajouston suhdetta kaupungin koon ja tarjontarajoitteiden kanssa. Poikkileikkausanalyysissä käytetään joustoestimointiajanjaksoa edeltävää, eli vuoden 1986 väkilukua, koska kaupungin koon voi olettaa olevan endogeeninen tarjontajouston suhteen. Vuoden 1986 väkiluvun käyttäminen selittäjänä pienentää tätä endogeenisuusongelmaa, mutta ei välttämättä poista sitä kokonaan, koska tarjonnan joustavuus on vaikuttanut oletettavasti kaupunkien kehitykseen jo ennen vuotta 1987. Tulokset eivät juuri muuttuisi, vaikka selittäjänä olisi vuosien 1987–2008 keskiväkiluku.

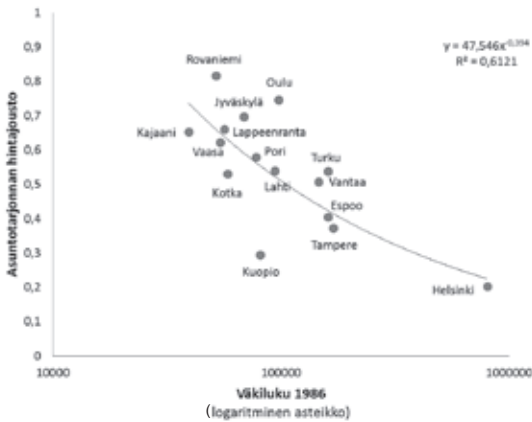
### Poikkileikkausanalyysi: tulokset

Jotta voidaan tehdä korrelaatiokertoimia ja kuvioita 1 ja 2 luotettavampia johtopäätöksiä tarjontajouston kannalta keskeisistä muuttujista sekä niiden vaikutussuunnista ja -voimakkuuksista, on tarpeen tarkastella useamman selittävän muuttujan poikkileikkausregressioita. Taulukko 3 esittää kuusi tällaista regressiota, jotka on estimoitu pienimmän neliösumman menetelmällä. Selitettävä muuttuja malleissa on tarjontajouston luonnollinen logaritmi.

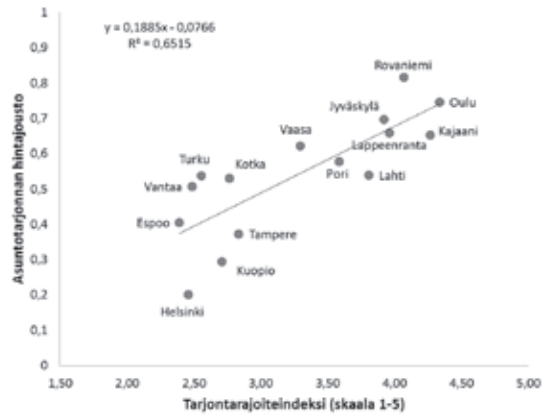
Mallispesifikaatio [1], joka sisältää kaikki analyysissä mukana olevat muuttujat, on hyvin ongelmallinen. Mallissa on kuusi selittävää muuttujaa, mutta vain 15 havaintoa. Lisäksi useampien muuttujien voi olettaa olevan endogeenisiä tarjontajouston suhteen ja useat selittävät muuttujat ovat keskenään voimakkaasti korreloituneita. Tämä spesifikaatio on kuitenkin liitetty taulukkoon, sillä se vastaa edellä esitettyä teoreettista kehikkoa.<sup>6</sup>

<sup>6</sup> Green ym. (2005) esittämä vastaava malli Yhdysvaltojen kaupunkialueille sisältää samantyyppisiä ongelmia ja tuottaa useita teorian odotusten vastaisia etumerkkejä.

Kuvio 1. Tarjontajousto ja kaupungin koko



Kuvio 2. Tarjontajousto ja tarjontarajoiteindeksi



Mallin [1] ilmeisten ongelmien takia mallit [2]-[6] sisältävät huomattavasti vähemmän selittäviä muuttujia. Nämä mallispesifikaatiot on valittu esitettäväksi niiden selitysvoiman ja estimaattien tarkkuuden (tilastollisen merkitsevyyden) perusteella. Spesifikaation [2] perusteella tarjontarajoiteindeksi ja väkiluku selittävät yhdessä lähes 70 prosenttia alueellisista joustoeroista. Kun tarjontarajoiteindeksi jaetaan kolmeen komponenttiin (malli [3]), on selitysvoima jo noin 80 prosenttia. Mallissa [4] on poistettu edeltävästä muun maankäyttöpölitikan alaindeksi, koska spesifikaatiossa [3] se ei ole tilastollisesti merkitsevä ja sen etumerkki on odotuksien vastainen johtuen kaavoituksen ja muun maankäyttöpölitikan indeksien voimakkaasta korrelaatiosta. Mallin selityssaste putoaa vain hieman maankäyttöpölitikkaindeksin poistamisen seurauksena. Odotetusti malli [4] osoittaa, että tiukemmat hallinnolliset ja maantieteelliset tarjontarajoitteet sekä kaupungin suurempi koko pienentävät asuntotarjonnan joustavuutta.

Mallit [5]-[6] sisältävät maantieteellisiä rajoitteita kuvaavana tekijänä vesistöosuuden.

Spesifikaatiossa [5] on myös maantieteellisten rajoitteiden indeksiluku. Kummatkin maantieteelliset tekijät ovat tilastollisesti merkitseviä ja niiden etumerkit ovat odotettuja. Tämä ja selityssasteen selkeä kohoaminen tukevat sitä ajatusta, että nämä kaksi muuttujaa sisältävät informaatiota, jota toisessa muuttujassa ei ole. Vesistörajoitteiden vaikutus joustoon on epälineaarinen, sillä parhaiten selittäjänä toimii vesistöosuuden neliö.<sup>7</sup>

Estimointitulokset eivät merkittävästi muutu, jos Turku tai Helsinki (outlier-havainto, ks. kuvio 1) pudotetaan mallinnuksesta pois. Kuten kuvio 3 osoittaa, yhdenkään kaupungin

<sup>7</sup> Aineisto antaa myös viitteitä siitä, että vesistörajoitteiden vaikutus kasvaa kaupungin koon mukana. Havainto, jonka mukaan maantieteellisillä rajoitteilla – tässä tapauksessa vesistörajoitteilla – on subteellisesti suurempi vaikutus tarjontajoustoan isommassa kaupungissa, on linjassa Saiznin (2010) analyysin kanssa. Tässä yhteydessä ei kuitenkaan erikseen raportoida malleja, joissa selittäjänä on vesistöosuuden neliön ja väkilukumuuttujan interaktio, sillä interaktion lisäämisen vaikutus muiden muuttujien kerroinestimaattihin ja mallien soviteisiin on mitätön ja interaktio väestön kanssa mutkistaisi potentiaalisia endogeenisuusongelmia.

Taulukko 3 Poikkileikkausregressiot asuntotarjonnan hintajoustolle

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Selittävä muuttuja	Kerroin- estimaatti	Kerroin- estimaatti	Kerroin- estimaatti	Kerroin- estimaatti	Kerroin- estimaatti	Kerroin- estimaatti
Vakiotermi	7,00* (3,31)					
Kokonaisrajoiteindeksi	0,170 (0,105)	0,306*** (0,067)				
Alaindeksi: kaavoitus			0,202* (0,095)	0,187* (0,095)	0,178* (0,087)	0,286** (0,097)
Alaindeksi: muu maank.			-0,091 (0,085)			
Alaindeksi: maantiede			0,173*** (,051)	0,138*** (0,040)	0,110** (0,039)	
ln väkiluku	-0,222 (0,167)	-0,146*** (0,020)	-0,132*** (0,027)	-0,147*** (0,023)	-0,129*** (0,023)	-0,125*** (0,029)
Väestökasvu	21,2 (12,5)					
ln väestötiheys	0,048 (0,054)					
ln asuntohinta	-0,874 (0,595)					
Vesistöt ^ 2					-1,06* (0,576)	-1,70** (0,662)
Selitysaste	0,806	0,680	0,791	0,769	0,823	0,700
Sopeutettu selitysaste	0,698	0,655	0,734	0,731	0,776	0,649
Jarque-Bera (p-arvo)	0,631	0,769	0,763	0,791	0,604	0,866

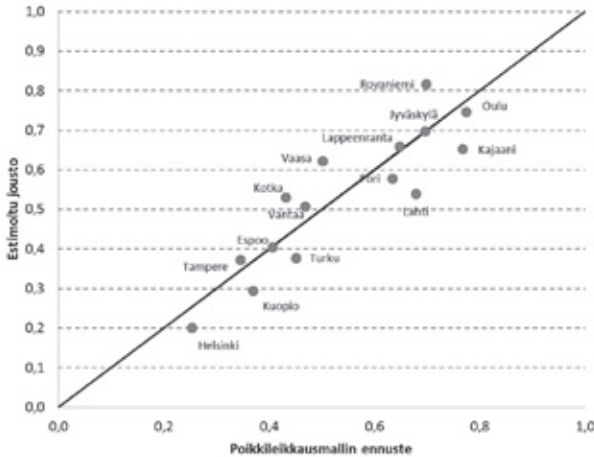
Selitettävä muuttuja on tarjontajouaston luonnollinen logaritmi. Suluissa olevat luvut esittävät keskihajontaa. \*, \*\* ja \*\*\* merkitsevät tilastollista merkitsevyyttä 10%, 5% ja 1% tasolla. Jarque-Bera-testin nollassa oletuksella on normaalisti jakautunut virhetermi. Vakiotermi on mukana malleissa, jos se on tilastollisesti merkitsevä.

joustoestimaatti ei poikkea suuresti poikkileikkausmallin [5] ennusteesta.

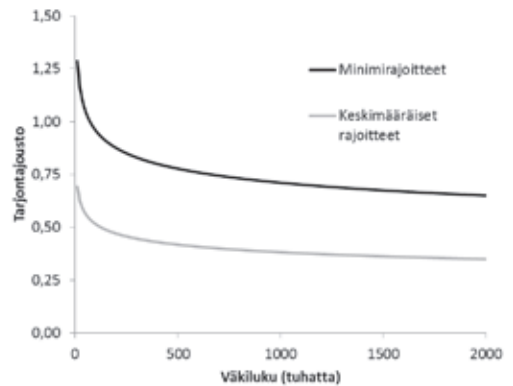
Poikkileikkausanalyysin perusteella keskeisimmät kaupunkitasen tarjontajoukseen vaikuttavat tekijät ovat siis kaupungin koko sekä hallinnolliset (erityisesti kaavoituksen asettamat) ja maantieteelliset rajoitteet asuntotuotannolle. Helsingin kohdalla tämä on sikäli ongelmallista, että vesistöt ja hallinnon luomat järky-

tyköt pienentävät entisestään joukkoa, joka olisi Suomen oloissa pieni jo pelkästään kaupungin suuren koon seurauksena. On mielenkiintoista havaita, että vähäisestä havaintomäärästä ja tarjontarajoiteindeksin suurpiirteisyydestä huolimatta kaikki spesifikaatioissa [4]–[6] mukana olevat muuttujat ovat tilastollisesti merkitseviä vähintään 10 % tasolla. Tämä korostaa voimakasta linkkiä asuntotarjonnan

Kuvio 3. Joustoestimaatit ja poikkileikkausregression ennuste kaupungeittain



Kuvio 4. Tarjontajoustopuuttu kaupungin koosta



joustopuuttu ja kaupungin koon sekä tarjontarajoitteiden välillä.

Väkiluvun kerroin on hyvin robusti mallispesifikaation suhteen. Sopeutetun selityssasteen pohjalta toimivin malli on [5], jossa väkiluvun kerroin on  $-0,13$ . Väkiluvun kaksinkertaistuminen pienentää joustoa tämän mukaan noin 13 prosentilla. Mallispesifikaatio ei vaikuta suuresti myöskään maantieteellisten ja hallinnollisten rajoitteiden piste-estimaattien kokoluokkaan. On huomionarvoista, että endogeenisuusongelma on omiaan vähätteleämään väkiluvun negatiivista vaikutusta joustoon. Todellisuudessa vaikutus voi olla siis vielä raportoitua suurempi. Muutoinkin tulokset ovat ennen kaikkea suuntaa antavia johtuen vähäisestä havaintomäärästä, selittäjien keskinäisestä korreloituneisuudesta ja siitä, että selitettävä muuttuja perustuu ensimmäisen vaiheen estimointituloksiin eikä siis ole täsmällisen tarkka totuus.

Kuvio 4 havainnollistaa mallin [5] pohjalta tarjontajoustopuuttu kaupungin koosta sekä hallinnollisista ja maantieteellisistä rajoit-

teista. Kuviossa on kaksi käyrää. Musta olettaa Suomen ympäristössä hyvin joustavan kaavoituksen (indeksi-arvo 5) ja minimaaliset maantieteelliset rajoitteet (maantieteellisten rajoitteiden indeksi 5 ja vesistöosuus 0 %). Harmaa käyrä puolestaan perustuu oletukseen keskimääräisistä rajoitteista: 15 tutkimuskaupungin keskiarvona vesistöosuus on 23 %, kaavoitusindeksi = 3,15 ja maantiedeindeksi = 3,10. Käyrät ovat muodoltaan samantyyppisiä kuin Saiz (2010) esittää Yhdysvaltain osalta.

Havainto, jonka mukaan joustot eivät ole muuttuneet merkittävästi aikavälillä 1987–2011 edes sellaisissa kaupungeissa, jotka ovat kasvaneet suhteellisen nopeasti, ei ole suoranaisesti ristiriidassa poikkileikkausanalyysin tulosten kanssa. Väestönkasvu on ollut kyseisellä aikavälillä nopeimmin kasvaneessakin kaupungissa Espoossa (logaritminen kasvu 44 %) sellainen, että väkilukumuutoksella ei ole poikkileikkausanalyysin piste-estimaattien perusteella kovin suurta vaikutusta joustoon. Muissa kaupungeissa Oulua lukuun ottamatta



kasvuvauhti on ollut huomattavasti Espoota hitaampaa. Espoossa väestökasvun laskennallinen vaikutus joustoon on 5,7 % ja esimerkiksi Tampereen kohdalla 3,0 %. Joka tapauksessa pidemmällä aikavälillä väestökasvun joustoa pienentävä vaikutus voi olla huomattava.

Poikkileikkausanalyysin perusteella teorian ennuste siitä, että asuntotarjonnan jousto määrytyy pitkälti paikallisten kaupunkitason tekijöiden perusteella, pätee myös Suomen kaltaisessa harvaan asutussa maassa, jossa on runsaasti vapaata rakentamiskelpoista maata. On selvää, että hallinnollisilla toimenpiteillä kyetään lisäämään asuntotarjonnan hintajoustoa ja siten hillitsemään kysynnän kasvusta aiheutuva asumiskustannusten nousua. Hallinnollisten toimenpiteiden vaikutusmahdollisuuksia rajoittaa kuitenkin kaupungin koon vaikutus tarjontajoustoon. Jos esimerkiksi Helsingissä kaavoituksen asettamia rajoitteita kevennettäisiin siten, että kaavoitusindeksi olisi Suomen mittakaavassa huipputasolla (indeksiluku 5), kasvaisi estimointitulosten ([5]) perusteella tarjonnan pitkän aikavälin jousto arvosta 0,20 tasolle 0,29, mikä olisi edelleen pienempi kuin muissa kaupungeissa. Sellainen väite, jonka mukaan tarjonta on joustamattomampaa Helsingissä kuin muualla Suomessa *vain* hallinnollisten rajoitteiden takia, ei pidä tämän analyysin pohjalta paikkaansa.

## 5. Alueellisten erojen merkityksestä

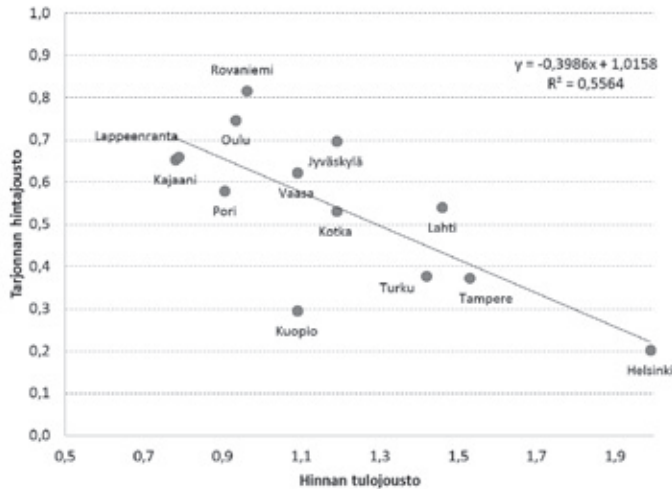
Asuntomarkkinoiden kysyntä-tarjontakehikkoa ajatellen eräs hämmäntävä mutta usein julki-suudessa esitetty lause kuuluu: ”Asuntojen hinnat ovat pääkaupunkiseudulla (liian) korkealla, koska kysyntä on tarjontaa suurempi.” Taloustieteen näkökulmasta asia on luonnolli-

sesti juuri päinvastoin: jos kysyntää on (nykyisellä hintatasolla) tarjontaa enemmän, ovat hinnat liian matalalla ja niiden voi odottaa sopeutuvan ylöspäin niin, että kysyntä ja tarjonta ovat yhtä suuret.

On joka tapauksessa selvää, että asuntotarjonnalla ja sen hintajoustolla on keskeinen rooli asumiskustannusten ja niiden kehityksen alueellisissa eroissa. Ensinnäkin joustamattomampi asuntotarjonta aiheuttaa annetulla asuntokysynnän määrällä korkeammat asumiskustannukset. Tämä vaikuttaa edelleen pienentävästi työn tarjontaan ja siten kasvattaa työvoimakustannuksia ja heikentää alueen kilpailukykyä. Haittapuolena ovat myös korkeammat sosiaalimenot. Lisäksi korkeampien asumiskustannusten seurauksena asumisväljyys on pienempi. Vaikka väestö on Suomessa keskittynyt viime vuosikymmeninä yhä enemmän pienen tarjontajoustopuolelle, Eurostatin tilastojen perusteella asumiskustannukset eivät ole kuitenkaan Suomessa ainakaan vielä ja suhteessa muihin EU-maihin nousseet kovin korkeiksi. Vuonna 2012 Suomessa vain 4,5 % väestöstä asui kotitalouksissa, joilla oli ylisuuret asumiskustannukset (> 40 % käytössä olevista tuloista), mikä on Pohjoismaista selvästi pienin ja EU-maista kolmanneksi pienin luku.

Toisekseen samankokoinen suhteellinen muutos asuntokysynnässä, esimerkiksi tulotosokasvun tai korkosokin myötä, aiheuttaa suuremman suhteellisen asuntohintamuutoksen ja vähäisemmän suhteellisen asuntokannan kasvun pienemmän tarjontajoustopuolella. Glaeser ym. (2006) ja Saks (2008) näyttävät, kuinka positiivinen tuottavuussokki aiheuttaa pienemmän tarjontajoustopuolella suuremman asuntohintojen ja palkkatason nousun mutta pienemmän työpaikka- ja väestökasvun kuin joustavamman asuntotarjonnan kaupun-

Kuvio 5. Asuntobintojen tulojousto ja asuntotarjonnan hintajousto



gissa. Näin alueiden väliset joustoerot vaikuttavat myös kaupunkien väliseen muuttoliikkeeseen (esim. Saks 2008; Zabel 2012). Joustamaton tarjonta aiheuttaa ylimääräisen vastavoiman alueelliselle keskittymiselle – teorian ennusteen mukaisesti tarjontakäyrä ei ole ainoastaan nouseva, vaan vaikuttaa (logaritmimuodossa) jopa eksponentiaalisesti nousevalta. Kuviossa 5 on esimerkki tarjonnan joustavuuden ja asuntohintadynamiikan yhteyksistä. Suomessa asuntohintojen tulojousto (Oikarinen ja Engblom 2015) on suurempi joustamattoman tarjonnan kaupungeissa (korrelaatio on -0,6 ilman Helsinkiäkin).

Asuntotarjonnan jäykkyys on omiaan voimistamaan asuntohintojen vaihteluita. Asuntomistajan näkökulmasta hintavaihteluihin sisältyvä riski siis on suurempi pienemmän jouston alueella. Alueellisen keskittymisen ei kuitenkaan tarvitse automaattisesti merkitä voimakkaampia asuntohintasyklejä. Suuremmissa kaupungeissa on monipuolisempi yritys- ja toimialarakenne, jolloin aluetalouden heilahtelut ja

siten asuntokysynnän volatilitteetti ovat pienempiä. Yhdysvaltoja koskeva tutkimus viittaa joka tapauksessa siihen, että asuntohintasyklit ovat voimakkaimmat pienen tarjontajoustop kaupungeissa (Glaeser ym. 2008).<sup>8</sup> Samoin tässä mukana olevien kaupunkien osalta Suomessa on voimakas positiivinen korrelaatio (0,62) asuntohintamuutoksen vuositason keskihajonnan ja kaupungin koon välillä sekä negatiivinen korrelaatio (-0,63) keskihajonnan ja tarjontajoustop välillä. Tämä ennakoii sitä, että väestön keskittyessä yhä harvemmille alueille asuntohintojen heilahtelu kansantalouden tasolla kasvaa, ellei tarjontaa kyetä joustavoittamaan hallinnollisin keinoin. Glaeser ym. (2008) kuitenkin huomauttavat, että asuntohintakuplien aiheuttamat hyvinvointikustannukset saattavat olla suuremmat korkean tarjontajoustop alueilla, koska niillä ”ylirakennetaan” enemmän. Asuntohintasykliden välityksellä tarjontajoustop

<sup>8</sup> Poikkeuksena on Las Vegas, jossa subprime luotot saivat aikaan jyrkän hintakuplan, joka sittemmin sulii nopeasti pois.

la on joka tapauksessa vaikutus myös kokonaistalouden sykleihin.

Mielenkiintoinen kysymys on se, miksi joustamattoman asuntotarjonnan alueet, kuten pääkaupunkiseutu, ovat kasvaneet niin suuriksi ja jatkavat kasvuaan. Tämä ei ole vain suomalainen ilmiö. Esimerkiksi Saiz (2010) havaitsee, että merkittävämpien maantieteellisten rajoitteiden korkean asuntohintatason alueet ovat kasvaneet muita alueita nopeammin. Hän toteaa, että tuottavuus ja viihtyisyys (*amenities*) ovat korkeammalla tasolla niillä metropolialueilla, joissa maantieteelliset tarjontarajoitteet ovat suuremmat (ks. myös Eeckhout 2004). Intuitio tämän havainnon takana on seuraava: 1) kaupunki syntyy paikkaan, jossa maantieteelliset tarjontarajoitteet ovat voimakkaat, vain, jos alue on erityisen viihtyisä tai liikenteellisesti edullinen ja 2) jotta kaupunki kasvaisi tällaisella sijainnilla, on korkeampien asumiskustannusten vastapainona oltava viihtyisämpi asuinympäristö tai korkeammat palkat, mikä edellyttää korkeampaa tuottavuutta. Keskittymisen edut ovat useilla seuduilla niin voimakkaat, että tuottavuuskasvusta saatava hyöty ylittää asumiskustannusten noususta syntyvät haitat. Toki myös hallinnollisilla päätöksillä ja julkisen sektorin toimijoiden sijainnilla on oma roolinsa kehityksessä (vrt. Helsinki).

Vallalla on ollut pitkälti konsensus siitä, että tiiviimmin asutut kaupungit ovat ekologisempia, koska niissä käytetään vähemmän energiaa matkaisuun.<sup>9</sup> Tämän takia kaupunkirakennetta on pyritty tiivistämään monilla

<sup>9</sup> ”Tiiviimmällä” viitataan siihen, että samalla väestömäärällä kaupunkirakenne on tiiviimpi – kasvava väestö sijoitetaan kaupunkiin tiivistämällä rakennetta sen sijaan, että asuntokanta kasvaisi kaupungin laidoilta. Kaavan (1) mukaan suurempi väestötihelys pienentää asuntotarjonnan hintajoustoa.

seuduilla. Gaignea ym. (2012) kuitenkin tuovat esille, kuinka dynaamiset vaikutukset huomioiden päätelmä siitä, että kaupunkirakenteen tiivistäminen on ekologisesti toivottavaa, ei välttämättä pidäkään paikkaansa. Tiiviimmin asutussa kaupungissa asumiskustannukset ovat korkeammat ja asuntotarjonnan hintajousto on pienempi (Capozza ja Helsley 1989; 1990; Green ym. 2005). Korkeammat asumiskustannukset, jotka entisestään kasvavat nopeammin väestötiheyden kasvusta seuraavan tarjonnan jäykistymisen takia, kannustavat kotitalouksia ja yrityksiä siirtymään edullisemmille alueille. Tämä puolestaan saattaa muokata aluerakennetta päästöjä kasvattavaan suuntaan.

## 6. Yhteenveto ja johtopäätökset

Asuntotarjonnan hintajousto määrittää asuntotarjonnan kyvyn sopeutua asuntokysynnän muutoksiin ja siten sen, missä määrin kysynnän kasvu aiheuttaa hintojen nousua ja missä määrin asuntokannan lisäästä. Asumiskustannusten välityksellä asuntotarjonnan joustavuudella on merkittäviä vaikutuksia laajemminkin aluetalouteen ja kansantalouteen. Viime vuosina onkin voimistunut näkemys, jonka mukaan asuntotarjonnan hintajousto näyttää keskeisestä roolia kaupunkialueiden kasvudynamiikassa.

Tässä tutkimuksessa raportoidut tulokset viittaavat siihen, että tarjontajoustopien alueelliset erot ovat Suomessa merkittävät. Tärkeimmiksi selittäjiksi alueellisille eroille havaitaan kaupungin väkiluku sekä hallinnollisten ja maantieteellisten tekijöiden tarjonnan sopeutumisle asettamat rajoitteet. Väkiluvun roolin taustalla on niin kutsuttu maan arvon vipuvaikutus. Alueilla, joilla maan arvo on korkeampi (eli suuremmissa kaupungeissa), asuntokysynnän lisäys johtaa muiden tekijöiden pysyessä ennallaan.

laan voimakkaampaan hintanousuun kuin matalamman maan arvon alueilla. Tulokset ennakkoivat sitä, että ilman kaavoituksen ja muun maankäyttöpolitiikan joustavoittamista, väestön keskittyminen suurimpiin keskuksiin pienentää asuntotarjonnan hintajoustoa Suomessa. Tämä on omiaan voimistamaan asuntohintojen syklejä sekä kasvattamaan asumiskustannuksia ja pienentämään asumisväljyyttä.

Asuntojen kysynnän määräävissä muuttujissa, esimerkiksi tulotasossa ja väestörakenteessa, tapahtuvien muutosten vaikutus asuntojen hinta- ja vuokratason määräytyy tarjonnan ja kysynnän joustojen yhteisvaikutuksena. Tarjonnan joustavuus on se, jonka alueellisten erojen voi odottaa olevan suurimmat ja johon virkamiehet ja poliitikot kykenevät eniten vaikuttamaan. Erityisesti kaavoituskäytännöllä vaikuttaa olevan tärkeä osa asuntotarjonnan hintajoustopien määräytymisessä, joten julkisella hallinnolla on kaavoituksen avulla mahdollisuudet muokata alueellisten asuntomarkkinoiden dynamiikkaa ja siten kaupunkialueiden kehityspolkuja. Jos asumiskustannusten nousua halutaan hillitä kasvavan asuntokysynnän oloissa, tulisi kasvukeskuksissa välttää liiallista byrokrattisuutta maapolitiikassa ja varmistaa, että kaavoitusprosessi on mahdollisimman joustava ja asemakaava sopivan suurpiirteinen. Asuntotarjonnan joustavoittamiseksi voi olla tarpeen pohtia entistä tarkemmin myös suojelumääräyksiä ja valituksiin liittyviä sääntöjä sekä rakennuskustannuksia kasvattavien rakentamismääräysten (esimerkiksi autopaikkavaatimus Helsingissä) perusteita. Asuntotarjontaa ja sen joustavuutta voi pyrkiä kasvattamaan myös rakentamiseen ”houkuttelevilla” tai ”työntävillä” toimenpiteillä, kuten tyhjien kaavoitettujen tonttien korkealla kiinteistöveroasteella tai maa-alueiden pakkolunastusuhalla.

Kaupungin koon pienentävä vaikutus tarjonnan joustavuuteen ja maantieteellisten seikkojen merkitys asettavat toki rajoitteensa hallinnollisten toimenpiteiden vaikutusmahdollisuuksille. Vaikka kaavoitusprosessit olisivat täsmälleen yhtä joustavia Helsingissä kuin Rovaniemellä, olisi asuntotarjonta Helsingissä selvästi Rovaniemeä joustamattomampaa. Nykyisellään kuitenkin Helsingissä hallinnolliset rajoitteet vaikeuttavat entisestään tilannetta, joka olisi asuntotarjonnan näkökulmasta hankala jo pelkästään maantieteellisten rajoitteiden – kaupungin keskustasta viiden kilometrin säteellä olevasta pinta-alasta 50 % on vesistöjä – sekä Suomen mittakaavassa suuren väkiluvun seurauksena. Voidaankin nähdä niin, että pääkaupunkiseudulla asuntotarjonnan joustavoittamiseen tähtäävillä hallinnollisilla toimenpiteillä olisi erityisen suuri tilaus.

Huomionarvoista on myös se, että väestökasvuennusteita ja niiden kautta arvioitavaa asuntorakentamistarvetta ei tulisi tehdä erillisinä toisistaan, sillä väestökasvu ja asuntomarkkinat vaikuttavat yhtäaikaisesti toinen toisiinsa. Väestöennusteissa tulisi huomioida väestökasvun riippuvuus asumiskustannusten kehityksestä, joka taas on riippuvainen väestökehityksestä. Tässä on myös kaavoituksella oma roolinsa. Nopeamman ja joustavamman kaavoitusprosessin oloissa väestökasvuodotus on suurempi, sillä tarjonta kykenee sopeutumaan paremmin lisääntyvään kysyntään.

Tämä artikkeli antaa tutkimustietoa asuntotarjonnan hintajoustopien ja sen taustatekijöistä, eli aihepiiristä, jonka tutkimus on toistaiseksi ollut vähäistä. Tulokset tarjoavat ennen kaikkea suuntaa antavaa informaatiota. Aihepiiristä kaivataan vielä runsaasti lisää tutkimusta. Yksi esimerkki aiheesta, joka sisältää tärkeitä poliittikkaimplikaatioita ja josta kaivattaisiin kipeäs-

ti lisätutkimusta, on se, missä määrin tuetulla asuntotuotannolla kyetään lisäämään kokonais-asuntotarjontaa ja missä määrin tuettu tuotanto syrjäyttää vapaarahoitteista asuntotuotantoa. □

## Kirjallisuus

- Ball, M., Meen, G. ja Nygaard, C. (2010), "Housing supply price elasticities revisited: Evidence from international, national, local and company data", *Journal of Housing Economics* 19: 255-268.
- Bostic, R.W., Longhofer, S.D. ja Redfearn, C.L. (2007), "Land leverage: Decomposing home price dynamics", *Real Estate Economics* 35: 183-208.
- Caldera, A. ja Johansson, Å. (2013), "The price responsiveness of housing supply in OECD countries", *Journal of Housing Economics* 22: 231-249.
- Buckley, R.M. ja Mathema, A.S. (2008), "Real estate regulations in accra: Some macroeconomic consequences?", *Urban Studies* 45: 2249-2271.
- Capozza, D.R. ja Helsley, R.W. (1989), "The fundamentals of land prices and urban growth", *Journal of Urban Economics* 26: 295-306.
- Capozza, D.R. ja Helsley, R.W. (1990), "The stochastic city", *Journal of Urban Economics* 28: 187-203.
- Davis, M. ja Heathcote, J. (2007), "The price and quantity of residential land in the United States", *Journal of Monetary Economics* 54: 2595-2620.
- Davis, M.A. ja Palumbo, M.G. (2008), "The price of residential land in large US cities", *Journal of Urban Economics* 63: 352-384.
- DiPasquale, D. ja Wheaton, W.C. (1992), "The markets for real estate assets and space: A conceptual framework", *Real Estate Economics* 20:181-198.
- Eeckhout, J. (2004), "Gibrat's law for (All) cities", *American Economic Review* 94: 1429-1451.
- Eriksen, M.D. ja Rosenthal, S.S. (2010), "Crowd out effects of place-based subsidized rental housing: New evidence from the LIHTC program", *Journal of Public Economics* 94: 953-966.
- European Commission (2012), *The housing market in the Netherlands*, Economic Papers 457.Fischel, W.A. (2001), *The Homevoter Hypothesis: How Home Values Influence Local Government Taxation, School Finance, and Land-Use Policies*. Harvard University Press, Cambridge MA.
- Fischel, W.A. (2001) *The Homevoter Hypothesis: How Home Values Influence Local Government Taxation, School Finance, and Land-Use Policies*, Harvard University Press, Cambridge MA.
- Follain, J.R. (1979), "The price elasticity of the long-run supply of new housing construction", *Land Economics* 55: 190-199.
- Gaigné, C., Riou, S. ja Thisse, J. (2012), "Are compact cities environmentally friendly?", *Journal of Urban Economics* 72: 123-136.
- Glaeser, E.L., Gyourko, J. ja Saiz, A. (2008), "Housing supply and housing bubbles", *Journal of Urban Economics* 64: 198-217.
- Glaeser, E.L., Gyourko, J. ja Saks, R.E. (2006), "Urban growth and housing supply", *Journal of Economic Geography* 6: 71-89.
- Goodman, A.C. ja Thibodeau, T.G. (2008), "Where are the speculative bubbles in US housing markets?", *Journal of Housing Economics* 17: 117-137.
- Gyourko, J. (2009), "Housing supply", *Annual Review of Economics* 1: 295-318.
- Gyourko, J., MaC. and Sinai, T. (2013). Superstar cities. *American Economic Journal: Economic Policy* 5: 167-199.
- Gyourko, J. ja Saiz, A. (2006), "Construction costs and the supply of housing structure", *Journal of Regional Science* 46: 661-680.
- Gyourko, J., Saiz, A. ja Summers, A. (2008), "A new measure of the local regulatory environment for housing markets: The Wharton residential land use regulatory index", *Urban Studies* 45: 693-729.
- Harter-Dreiman, M. (2004), "Drawing inferences about housing supply elasticity from house price responses to income shocks", *Journal of Urban Economics* 55: 316-337.
- Hilber, C.A.L. ja Robert-Nicoud, F. (2013), "On the origins of land use regulations: Theory and evidence from US metro areas", *Journal of Urban Economics* 75: 29-43.

- Johansen, S. (1996). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR model: Methodology and Applications*, Oxford University Press, Oxford.
- Kim, K.-H., Phang, S.-Y. ja Wachter, S. (2012) "Supply elasticity of housing", teoksessa Smith, S.J. ym. (toim.), *International Encyclopedia of Housing and Home*, Vol. 7. Elsevier, Oxford.
- Malpezzi, S. ja Maclennan, D. (2001), "The long-run price elasticity of supply of new residential construction in the united states and the united kingdom", *Journal of Housing Economics* 10: 278-306.
- Malpezzi, S. ja Wachter, S. (2005), "The role of speculation in real estate cycles", *Journal of Real Estate Literature* 13: 141-164.
- Mayer, C.J. ja Somerville, C.T. (2000a), "Residential construction: Using the urban growth model to estimate housing supply", *Journal of Urban Economics* 48: 85-109.
- Mayer, C.J. ja Somerville, C.T. (2000b), "Land use regulation and new construction", *Regional Science and Urban Economics* 30: 639-662.
- Mayo, S. ja Sheppard, S. (1996), "Housing supply under rapid economic growth and varying regulatory stringency: An international comparison", *Journal of Housing Economics* 5: 274-289.
- Meen, G. (2005), "On the economics of the Barker review of housing supply", *Housing Studies* 20: 949-971.
- Meen, G. ja Nygaard, C. (2011), "Local housing supply and the impact of history and geography", *Urban Studies* 48: 3107-3124.
- Muth, R. (1960), "The demand for non-farm housing", teoksessa Harberger, A.C. (toim.), *The Demand for Durable Goods*, University of Chicago Press, Chicago.
- Muth, R. (1996) "Theoretical issues in housing market research", teoksessa Arnott, R. (toim.), *Encyclopedia of Economics*, Vol 1, Harwood Academic Publishers, Hollanti.
- Oikarinen, E. ja Engblom, J. (2015), "Differences in housing price dynamics across cities: A comparison of different panel model specifications", *Urban Studies* 52 (tulossa).
- Oikarinen, E., Peltola, R. ja Valtonen, E. (2015), "Regional variation in the elasticity of supply of housing, and its determinants: The case of a small sparsely populated country", *Regional Science and Urban Economics* 50: 18-30.
- Paciorek, A. (2013), "Supply constraints and housing market dynamics", *Journal of Urban Economics* 77: 11-26.
- Quigley, J.M. ja Raphael, S. (2005), "Regulation and the high cost of housing in california", *The American Economic Review* 95: 323-328.
- Rose, L.A. (1989), "Urban land supply: Natural and contrived restrictions", *Journal of Urban Economics* 25: 325-345.
- Saiz, A. (2010), "The geographic determinants of housing supply", *The Quarterly Journal of Economics* 125: 1253-1296.
- Saks, R.E. (2008), "Job creation and housing construction: Constraints on metropolitan area employment growth", *Journal of Urban Economics* 64: 178-195.
- Valtonen, E. (2013) *Asuntotarjonnan hintajoustop alueelliset erot ja niiden syyt Suomessa*. Diplomityö, Aalto-yliopiston insinööritieteiden korkeakoulun maankäyttötieteiden laitos.
- Wang, S., Chan, S.H. ja Xu, B. (2012), "The estimation and determinants of the price elasticity of housing supply: evidence from China", *Journal of Real Estate Research* 34: 311-344.
- Wrenn, D.H. ja Irwin, E.G. (2015), "Time is money: An empirical examination of the effects of regulatory delay on residential subdivision development", *Regional Science and Urban Economics* 51: 25-36.
- Zabel, J.E. (2012), "Migration, housing market, and labor market responses to employment shocks", *Journal of Urban Economics* 72: 267-284.