

UNIVERSITY OF VAASA

DEPARTMENT OF ECONOMICS
WORKING PAPERS 1

Petri Kuosmanen – Juuso Vataja

Shokkien välittyminen asunto- ja osakemarkkinoilla

VAASA 2002

SISÄLLYSLUETTELO

TIIVISTELMÄ	3
1. JOHDANTO	4
2. AIKAISEMMAT TUTKIMUKSET	5
3. TUTKIMUSAINEISTO	7
4. EMPIIRINEN ANALYYSI	9
4.1. Staattinen analyysi	10
4.1.1. Muuttujien korrelaatioanalyysi	10
4.1.2. Staattiset useamman muuttujan regressiomallit	14
4.2. Dynaaminen analyysi	20
4.2.1. Grangerin kausaalisuustestit	20
4.2.2. VAR-analyysi	22
4.2.2.1. Impulssivasteet	26
4.2.2.2. Varianssijajotelmat	32
5. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET	34
LÄHTEET	38
LIITTEET	40

TIIVISTELMÄ

Kuosmanen, Petri ja Juuso Vataja (2002). Shokkien välittyminen asunto- ja osakemarkkinoilla (Shock Transmission in Housing and Stock Markets). *University of Vaasa, Department of Economics Working Papers* 1, 45 p.

Tutkimuksessa selvitetään keskeisten makrotaloudellisten muuttujien, kuten korkotason, inflaation ja bruttokansantuotteen, vaikutusta asunto- ja osakemarkkinoille. Tavoitteena on myös selvittää asunto- ja osakemarkkinoiden välisiä vuorovaikutussuhteita. Tarkemmassa analyysissä osakemarkkinat ovat lisäksi jaoteltu toimialoittain ja asuntomarkkinat maantieteellisesti ja asuntotyypin mukaisesti. Tutkittavien muuttujien vuorovaikutussuhteita selvitetään korrelaatioiden, yksinkertaisten regressioiden, Grangerin kausaalisuustestien ja VAR-mallien avulla. Tulostemme mukaan hintakehitys asunto- ja osakemarkkinoilla reagoi negatiivisesti korkotason ja inflaation nousuun ja positiivisesti bruttokansantuotteen kasvuun. Aggregaattitasolla asunto- ja osakemarkkinat kuitenkin ennakoivat muutoksia BKT:ssä. Alueellisen tarkastelun perusteella voitiin todeta, että shokit siirtyvät osakemarkkinoilta asuntomarkkinoille pääkaupunkiseudun pienien asuntojen kautta, joista vaikutukset leviävät suurempiin asuntoihin ja alueellisesti muualle maahan. Asuntomarkkinat myös reagoivat herkemmin tutkittuihin shokkeihin kuin osakemarkkinat.

AVAINSANAT: asunnot, hinnat, Suomi, osakkeet, hinnoittelu, mallit.

Kiitämme **Jenny ja Antti Wihurin rahastoa** tutkimustamme varten saamastamme taloudellisesta tuesta.

This paper provides evidence on shock transmission and spillovers in and between housing and stock markets in Finland. The effects of various economic variables such as inflation, interest rates and GDP on housing and stock markets are investigated. The methodology used in exploring these issues are correlations, OLS regressions, VAR analysis and Granger causality tests.

The results obtained in this study showed that housing markets are positively depended on both GDP and stock prices in the short run; stock markets first react negatively on interest rates and positively on house prices. The VAR-analysis showed that increasing inflation and interest rates effects negatively and GDP positively on stock and housing prices in longer perspective. Granger causality tests showed that one room flats in Helsinki area first react on shocks in stock market and after that spillovers are spread all over the country.

1. JOHDANTO

Asunnot ja pörssiosakkeet ovat sijoitushyödykkeitä, joiden hintojen kehitykseen useat eri kansantaloudelliset tekijät voivat vaikuttaa. Asunto- ja osakemarkkinat saattavat myös vaikuttaa toisiinsa. Kansantaloudessa eri tekijöiden muutokset ovat usein riippuvuussuhteessa toisiinsa, mutta tekijöiden vaikutus- ja kausaalisuhteita on usein vaikea tai jopa mahdoton määrittellä. Tästä huolimatta asunto- ja osakemarkkinoilla toimijat haluavat tietää, miten tuotantoon ja rahatalouteen liittyvät shokit vaikuttavat ja etenevät sijoitushyödykkeiden markkinoilla. Tämän tutkimuksen tavoitteena on selvittää keskeisten reaali- ja rahataloudellisten muuttujien, kuten bruttokansantuotteen, korkotason ja inflaation, vaikutuksia asunto- ja osakemarkkinoille ja shokkien etenemistä asunto- ja osakemarkkinoiden välillä Suomessa.

Vektoriautoregressiiviset (VAR) mallit tarjoavat mahdollisuuden tutkia eri makrotaloudellisten muuttujien vaikutuksia mallin toisiin muuttujiin olettamatta jotain tiettyä rakenteellista makrotalousmallia¹. Vektoriautoregressiivisillä malleilla voidaan tutkia eri shokkien (innovaatioiden) aiheuttamia reaktioita (impulssivasteita) yli ajan ja selvittää muuttujien välisiä riippuvuuksia. Varianssijotelmilla puolestaan voidaan selvittää muuttujiin liittyvien innovaatioiden suhteellista osuutta muuttujien kokonaisvaihtelusta.

Tutkimuksessa muodostettavaan VAR-malliin sisällytetään asuntojen hintojen ja pörssi-kursien kehitystä kuvaavien aikasarjojen lisäksi talouden aktiviteettia kuvaavia muuttujia, kuten bruttokansantuote, ja rahataloudellisia muuttujia, kuten inflaatio ja korkotaso. Shokkien etenemistä asuntomarkkinoilla tutkitaan alueittain ja asuntotyypeittäin. Tutkimuksessa pyritään myös selvittämään, mille maantieteelliselle alueelle tutkittavat shokit ensimmäisenä vaikuttavat, ja kuinka vaikutus leviää eri puolille Suomea. Asuntomarkkinoiden osalta halutaan myös selvittää shokkien vaikutuksia eri tyyppisiin asuntoihin. Tutkimuksessa tarkastellaan, minkä tyyppisiin asuntoihin shokit ensimmäisenä vaikuttavat ja kuinka vaikutukset mahdollisesti etenevät.

¹ VAR-mallien muodostamisen taustalla toki vaikuttavat rakenteelliset ennakkokäsitykset valittaessa endogeenisiä ja eksogeenisiä muuttujia

Tämän lisäksi asunto- ja osakemarkkinoille vaikuttavien muuttujien välistä lineaarista riippuvuutta mitataan korrelaatioanalyysillä. Yksinkertaisella regressioanalyysillä tutkitaan muuttujien vaikutusten voimakkuutta ja tilastollista merkitsevyyttä. Muuttujien välisiä syy-seuraus -suhteita puolestaan pyritään selvittämään Grangerin kausaalisuustestien avulla.

Asuntojen hintojen kehitystä kuvaavat sarjat tutkittavista kaupungeista ja tutkimukseen valitut asuntotyypit noudattavat Tilastokeskuksen määrittelemää jakoa ja tilastointitapaa. Osakemarkkinoilla vastaavia ilmiötä tutkitaan Helsingin Pörssin, HEXin, laskeman osakkeiden yleisindeksin ja toimialakohtaisen aineiston avulla. Tutkimusperiodi kattaa neljännesvuosiaineistona ajanjakson vuosilta 1987–2000.

Tutkimus etenee siten, että luvussa 2 luodaan katsaus aikaisempiin tutkimustuloksiin. Luvussa 3 esitellään tutkimuksessa käytettävä aineisto. Luku 4 sisältää tutkimuksen empiirisen analyysin ja luvussa 5 esitetään tutkimuksen yhteenveto ja päätelmät.

2. AIKAISEMMAT TUTKIMUKSET

Aikaisemmat tutkimustulokset tukevat näkemystä, että samat makrotaloudelliset tekijät vaikuttavat sekä asunto- että osakemarkkinoilla. Vaikka näiden markkinoiden kehitys näyttäisi tavallisesti liittyvän toisiinsa, markkinoiden sopeutumisprosesseista on erilaisia näkemyksiä.

Okunevin ja Wilsonin (1997) mukaan asunto- ja osakemarkkinoiden välinen sopeutumisprosessi on pitkä ja markkinoiden välinen suhde on epälineaarinen. Tähän viittaa myös eri maista saadut tutkimustulokset, joiden mukaan kiinteistöjen ja osakkeiden välisten tuottojen korrelaatio on suhteellisen pieni (esim. Geltner 1993; Worzala & Vandell 1993) tai jopa negatiivinen (Ibbotson & Siegel 1984; Worzala & Vandell 1993)². Lisäksi korrelaatio vaihtelee suuresti maittain ja maanosittain, koska erilaiset talouden rakenteet vaikuttavat usein kiinteistöjen ja pörssikurssien väliseen suhteeseen (Quan & Titman 1997).

² Ibbotson & Siegel (1984) raportoivat kiinteistöjen ja osakkeiden väliseksi korrelaatioksi -0,6 ja Worzala & Vandell (1993) puolestaan -0,0971. Positiivisia korrelaatiokertoimista Geltnerin (1993) oli 0,3 ja Worzala & Vandell (1993) raportoivat 0,039.

Varsinkin voimakkaan inflaation oloissa kiinteistöjen ja pörssiosakkeiden alhainen korrelaatio on korostunut, minkä seurauksena kiinteistöt ovat olleet sekä hyvä portfoliosijoitus että tehokas keino suojautua inflaatiota vastaan (Zerbst & Cambon 1984; Ibbotson & Siegel 1984). Suoran kiinteistösijoittamisen ohella kiinteistösijoitusyhtiöiden osakkeet ovat tarjonneet keinon suojautua inflaatiota vastaan (Mull & Soenen 1997).

Yhdysvaltojen aineistolla on myös havaittu, että korkean inflaation aikana 1970-luvulla kiinteistöt ovat antaneet suuremman tuoton pienemmällä riskillä verrattuna pörssiosakkeisiin (Zerbst & Cambon 1984; Fogler, Granito & Smith 1985). Kiinteistöjen hintojen on todettu olevan positiivisesti korreloituneita inflaation ja jopa korkotason kanssa, kun taas vastaavat korrelaatiot pörssiosakkeiden osalta ovat olleet selvästi negatiivisia (Firstenberg, Ross & Zisler 1988: 31). Kiinteistöjen kyvystä antaa suojaa inflaatiota vastaan on tosin havaittu selviä alueellisia eroja Yhdysvalloissa (Froland, Gorlow & Samson 1986). Pitkän aikavälin tarkastelussa osakemarkkinat luonnollisesti tuottavat reaalityttöä ja tarjoavat suojan inflaatiota vastaa, jos talous kasvaa.

Tavallisesti oletetaan, että osakemarkkinat ennakoivat tapahtumia reaalitaloudessa ja myös asuntomarkkinoilla. Suomen osalta on saatu tuloksia, jotka viittaavat asunto- ja osakemarkkinoiden väliseen pitkän aikavälin tasapainorelaatioon (Takala & Pere 1991)³. Lisäksi Takala ja Pere havaitsivat, että Suomessa kausaliteetti eteni osakemarkkinoilta asuntomarkkinoille. Toisaalta on saatu myös tuloksia, joiden mukaan kiinteistömarkkinoiden kehitys vaikuttaa niihin liittyvillä toimialoilla, kuten pankki- ja vakuutussektorilla, toimivien yritysten osakekurssien kehitykseen (Ghosh, Guttery & Sirmans 1997).

Osakemarkkinoiden osalta ei ole ollut kovin paljoa kiinnostusta tutkia makroshokkien etenemistä eri toimialoilla kansantalouden sisällä, vaan yleensä mielenkiinto on kohdistunut shokkien etenemiseen eri maiden pörssien välillä (esim. Malkamäki 1993; Booth, Martikainen & Tse 1995). Järvisen (2000: 16–19) tulosten mukaan osakemarkkinat Suomessa reagoivat lähinnä rahataloudellisiin uutisiin. Tutkimuksessa lisäksi osoitettiin, että Suomessa osakemarkkinoilla sopeutumisprosessit olivat nopeita inflaatioshokkeja lukuunottamatta.

Inflaation on osoitettu olevan erityisen haitallista osakemarkkinoiden kannalta. Esimerkiksi korkeasuhdanteen aikana tapahtuva kasvun kiihtyminen aiheuttaa usein inflaatiota ja korkojen nousua, jotka puolestaan tavallisesti johtavat pörssikurssien laskuun. Bruttokansantuotteen kasvulla on taas havaittu olevan selvästi positiivinen vaikutus osakemarkkinoiden kehitykseen. Esimerkiksi Parkin (1997: 53–55) mukaan Yhdysvalloissa yhden prosentin kasvun BKT:ssa johtaa 3,38 % nousuun pörssikursseissa.

Suomessa on tutkittu taloudellisten shokkien vaikutuksia ja etenemistä asuntomarkkinoilla viiden alueellisesti merkittävän kaupungin (Helsinki, Tampere, Turku, Oulu ja Rovaniemi) osalta. Tulokset osoittivat Tampereen olevan asuntomarkkinoiden hintojen kehityksessä johtava kaupunki, jonka kehitystä muut kaupungit seurasivat (Booth, Martikainen & Tse 1996). Tulosta voidaan pitää jossain määrin yllättävänä pääkaupunkiseudun suuren taloudellisen merkityksen vuoksi. Tässä tutkimuksessa pyritään arvioimaan tämän tuloksen robustisuutta käyttämällä pidempiä ja tarkemmin jaoteltuja aikasarjoja sekä tarkastelemalla useampia kaupunkeja. Tutkimuksessa pyritään myös selvittämään shokkien etenemistä asuntotyypeittäin.

3. TUTKIMUSAINEISTO

Tutkimuksessa tarkastellut aggregaattitason muuttujat sisältävät aikasarjat seuraavista muuttujista: asuntojen aggregaattihinnat, osakekurssit, korkotaso, yleinen hintataso ja bruttokansantuote. Asuntojen aggregaattihinnat ja asuntojen alueellista hintakehitystä kuvaavat aikasarjat sekä eri kokoisten asuntojen hintojen aikasarjat on poimittu Tilastokeskuksen laatimasta Asuntojen hinnat -julkaisuista; osakemarkkinoiden kehitystä kuvattiin HEX:in laskemilla hintaindekseillä; korkotasona käytettiin 3 kuukauden Helibor-korkoa ja vuoden 1999 alusta lähtien Euribor-korkoa; yleisen hintatason mittarina käytettiin kuluttajahintaindeksiä; bruttokansantuotteessa ilmenevän selkeän kausivaihtelun vuoksi bruttokansantuotteen aikasarjaksi valittiin Tilastokeskuksen kausitasoittama aikasarja. Tilastoaineiston saatavuus rajoitti

³ Takala & Peren (1991) tulosten mukaan asunto- ja osakemarkkinat ovat siis yhteisintegroituneet Suomessa.

tutkimusjakson pituutta, joten tutkimus suoritettiin neljännesvuosiaineistolla 1987/1–2000/2 välisenä ajanjaksona.

Osakemarkkinoiden tarkempi analyysi suoritetaan toimialakohtaisesti, ja siinä osakemarkkinoiden reaktioita tarkastellaan kuuden eri toimialan osalta. Toimialat ovat metalliteollisuus, metsäteollisuus, monialayritykset, muu teollisuus, vakuutus ja pankkiala. HEX:in määrittelemistä toimialoista muut palvelut on jätetty pois aikasarjan sisällössä ja luonteessa tapahtuneiden voimakkaiden muutosten vuoksi. Toimialakohtaisesti suoritettavaa tarkastelua voidaan perustella Nokian suurella painolla HEX-yleisindeksissä: Suomessa tapahtuneet kansantaloudelliset shokit eivät välttämättä vaikuta kovinkaan paljoa voimakkaasti kasvavan kansainvälisen yrityksen tulospainoihin ja pörssikurssin kehitykseen. Tutkimuksessa osakekurssien kehitystä kuvataan hintaindeksillä aineiston saatavuuden vuoksi. Yksittäisten osakkeiden hintaindeksissä tapahtuvat päivämuutokset ovat samat kuin tuottoindeksissä osinkojen irtoamispäivää lukuunottamatta. Osakemarkkinoiden toimialoittain aggregoiduissa neljännesvuosisarjoissa yksittäisissä osakkeissa tapahtuvien osinkojen irtoamisen vaikutuksen voi olettaa marginaaliseksi jo senkin vuoksi, että usein markkinoiden päivämuutokset ovat suuremmat kuin osakkeiden vuosittainen osinko.

Shokkien etenemistä asuntomarkkinoilla tarkastellaan Tilastokeskuksen määrittelemän yhden-toista kaupungin ja alueen osalta. Aineistossa ovat mukana Helsinki, joka on jaettu neljään eri alueeseen, Espoo (+Kauniainen), Vantaa, Turku, Tampere, Lappeenranta, Kuopio ja Oulu. Samojen alueiden ja kaupunkien osalta tarkastellaan shokkien vaikutusta eri kokoihin asuntoihin. Tilastokeskus on jakautunut asunnot kolmeen eri kokoluokkaan: yksiöihin, kaksioihin ja suuriin perheasuntoihin eli kolmioihin ja sitä suurempiin asuntoihin.

Koska tutkimuksessa ollaan kiinnostuneita myös sijoitushyödykkeiden kyvystä suojautua inflaatiolta, tutkimuksessa käytetään nimellissuureita, eikä reaalisia suureita kuten usein VAR-analyysiin perustuvissa tutkimuksissa on tapana (vrt. esim. Vihriälä & Virén 1989; Heiskanen 1989). Kaikki aikasarjat on muunnettu logaritmiseen muotoon korkosarjoja lukuunottamatta.

Muuttujien aikasarjaominaisuudet tutkittiin Phillips-Perronin yksikköjuuritesteillä (Perron 1988, Phillips & Perron 1988) ja testitulokset on esitetty liitteessä 1. Testitulosten perusteella aikasarjat näyttäisivät olevan integroituneita asteella 1, toisin sanoen muuttujien muuntaminen stationäärisiksi vaatii yhden differoinnin lukuunottamatta asuntojen aggregaattihintoja, joka näyttäisi olevan toisen asteen integroitunut aikasarja. Koska muuttujien $I(1)$ -ominaisuus on varsin odotettu taloudellisille muuttujille ja testitulokset tukivat tätä valtaosalle muuttujista, asuntojen aggregaattihintojen poikkeava käyttäytyminen tuntuu vaikeasti ymmärrettävältä. Poikkeavaan tulokseen saattaa vaikuttaa aikasarjojen lyhyys (tutkimusperiodin pituus on vain 13 vuotta) ja yksikköjuuritestien tunnetusti heikko voimakkuus (ks. esim. Harris 1995), joten asuntojen aggregaattihintojen osalta päädyimme olettamaan myös sen noudattavan $I(1)$ -prosessia.

4. EMPIIRINEN ANALYYSI

Tässä kappaleessa käsiteltävä empiirinen analyysi on jaettu kahteen osaan, staattiseen ja dynaamiseen analyysiin. Staattinen analyysi sisältää korrelaatioanalyysin (luku 4.1.1.) ja useamman muuttujan regressioanalyysin (luku 4.1.2.). Muuttujien välisten korrelaatioiden tarkastelua voidaan pitää ainoastaan muuttujien välisen lineaarisen riippuvuuden mittarina, kun taas usean muuttujan regressioanalyysi vastaa kysymykseen, missä määrin ja mitkä selittävät muuttujat kykenevät yhdessä selittämään selitettävän muuttujan vaihtelua tilastollisesti merkitsevästi. Regressioanalyysi pidetään kuitenkin staattisena, ts. analyysissä ei huomioida selittävien muuttujien mahdollista viivästeistä vaikutusta selitettävään muuttujaan. Näin ollen staattinen analyysi pyrkiikin hahmottamaan muuttujien välisiä välittömiä riippuvuuksia, kun taas tutkimuksen dynaamisessa analyysissä tarkastelu laajennetaan huomioimaan myös muuttujien väliset riippuvuudet yli ajan.

Tutkimuksen dynaaminen analyysi jakautuu kahteen osaan, Grangerin kausaaliteettianalyysiin (luku 4.2.1.), joka tarkastelee kahden muuttujan välistä dynaamista vuorovaikutusta erityisesti kausaalisuusnäkökulmasta sekä useamman muuttujien vuorovaikutussuhteiden dynamiikkaa tarkastelemaan VAR -analyysiin (luku 4.2.2.).

4.1. Staattinen analyysi

4.1.1. Muuttujien korrelaatioanalyysi

Muuttujien vuorovaikutussuhteiden tarkastelu aloitetaan muuttujien välisellä korrelaatio-analyysillä korrelaatiokertoimen kuvatessa muuttujien välistä lineaarista riippuvuutta. Riippuvuuden tilastollista merkitsevyyttä mitattiin Peseranin ja Timmermannin (1992) ei-parametrisellä testillä⁴, jonka testisuure on määritelty muodossa

$$(1) \quad S_n = \frac{\hat{P} - \hat{P}_*}{\sqrt{\hat{V}(\hat{P}) - \hat{V}(\hat{P}_*)}} \sim N(0,1) ,$$

jossa

$$\hat{P} = n^{-1} \sum_{t=1}^n \text{Sign}(y_t x_t), \quad \hat{P}_* = \hat{P}_y \hat{P}_x + (1 - \hat{P}_y)(1 - \hat{P}_x) ,$$

$$\hat{V}(\hat{P}) = n^{-1} \hat{P}_*(1 - \hat{P}_*) ,$$

$$\hat{V}(\hat{P}_*) = n^{-1} (2\hat{P}_y - 1)^2 \hat{P}_x (1 - \hat{P}_x) + n^{-1} (2\hat{P}_x - 1)^2 \hat{P}_y (1 - \hat{P}_y) + 4n^{-2} \hat{P}_y \hat{P}_x (1 - \hat{P}_y)(1 - \hat{P}_x) \quad \text{ja}$$

$$\hat{P}_y = n^{-1} \sum_{t=1}^n \text{Sign}(y_t), \quad \hat{P}_x = n^{-1} \sum_{t=1}^n \text{Sign}(x_t) .$$

$\text{Sign}(A)$ on indikaattorifunktio, joka saa arvon 1 mikäli $A > 0$ ja 0 muutoin. Testin nolla-hypoteesinä on muuttujien x_t ja y_t riippumattomuus, ja testisuure noudattaa normaalijakaumaa suurissa otoksissa.

Taloudellisessa mielessä korrelaatioanalyysiä voidaan pitää muuttujien riippuvuuden karkeana mittana lyhyen aikavälin tarkastelussa. Koska luotettava korrelaatioanalyysi edellyttää muuttujien stationäärisyyttä näennäiskorrelaatioiden välttämiseksi, kaikki korrelaatioanalyysit tehtiin kerran differoiduille muuttujille yksikköjuuritestihin tuloksiin nojautuen. Keskeisten makromuuttujien korrelaatiomatriisi sekä kaikkien muuttujien korrelaatiot asuntojen aggregaattihintojen, inflaation sekä pörssikurssien suhteen on esitetty liitteissä 2a, 2b ja 2c, joihin on sisällytetty myös kunkin korrelaation merkitsevyyden testaus. Korrelaatioiden tilastollisen

merkitsevyyden tuloksiin on kuitenkin syytä suhtautua varovasti testin asymptoottisuuden ja käytettyjen aikasarjojen lyhyden (52 havaintoa) takia.

Koska tutkimuksemme huomio kohdentuu osake- tai asuntosijoittamisen mahdollisiin eroihin, mielenkiintoiseksi nousee asuntojen ja osakkeiden hintojen muutosten reagointi keskeisten makrotaloudellisten muuttujien – kuluttajahintojen, korkojen ja bruttokansantuotteen muutosten – suhteen. Osake- ja asuntomarkkinoiden voisi olettaa korreloivan positiivisesti kuluttajahintojen ja BKT:n muutosten kanssa. Kuluttajahintojen osalta positiivinen reagointi selittyy sijoitusten kyvyllä säilyttää arvonsa reaalisesti. Korkotason osalta asunto- ja osakemarkkinoilla oletetaan olevan käänteinen relaatio. Korkojen nousun voidaan olettaa vaimentavan asuntojen kysyntää, mikä puolestaan johtaa asuntojen hintojen laskuun. Rahoitusteorian perusteella korkotason nousu merkitsee osakkeiden tuottamien osinkojen diskontatun nykyarvon pienenemistä, mikä implikoi osakkeiden hintojen välitöntä laskua korkotason nousun seurauksena. Siten korkojen ja osakkeiden hintojen välisen korrelaation tulisi olla yksiselitteisesti negatiivinen.

Makromuuttujien korrelaatiot

Makromuuttujista asuntojen aggregaattihintojen muutokset korreloivat eniten (0.65) ja tilastollisesti merkitsevästi bruttokansantuotteen muutosten kanssa. Asuntojen hintojen korrelaatio inflaation suhteen on odotetusti positiivinen, mutta suuruusluokaltaan yllättävän pieni (0.08), eikä tilastollisesti merkitsevä. Myös korkomuutoksilla on odotusten mukaisesti negatiivinen korrelaatio asuntojen hintojen muutosten suhteen, ja kuten inflaation tapauksessa, korrelaatio on pieni (-0.04), eikä se ole tilastollisesti merkitsevä.

Myös osakemarkkinoiden reagointi BKT:n suhteen on odotetusti positiivinen ja korrelaatio on tilastollisesti merkitsevä, joskin suuruusluokaltaan (0.18) selvästi asuntomarkkinoiden BKT-reagointia pienempi. Sen sijaan pörssikurssien riippuvuus inflaatiosta on odotusten vastaisesti negatiivinen, joskin riippuvuus oli pieni (-0.08) ja tilastollisesti ei-merkitsevä. Korkojen korrelaatio osakekurssien kanssa on rahoitusteorian mukainen eli negatiivinen, mutta

⁴ Peseranin ja Timmermannin testistä, katso myös Pesaran & Pesaran (1997: 49–50, 346–347).

korrelaatio ei ilmennyt aineistossamme tilastollisesti merkitsevänä. Suuruusluokaltaan korkomuutosten ja osakemarkkinoiden (-0.36) lineaarinen riippuvuus oli kuitenkin huomattavasti asuntomarkkinoita suurempi.

Muiden aggregaattimuuttujien korrelaatioiden osalta on mielenkiintoista, että inflaation ja korkojen muutosten välinen korrelaatio oli tilastollisesti merkitsevästi positiivinen (0.14), mikä implikoi markkinakorkojen odotettua positiivista riippuvuutta inflaatiosta. Tulos voidaan myös nähdä epäsuorana tukena inflaation vastaiselle talouspolitiikalle. Korkojen ja BKT:n muutosten välinen korrelaatio puolestaan ilmeni positiivisena (0.18), mikä viittaa korkopolitiikan olleen myötäsyklistä, mutta toisaalta korrelaatio ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Analyysi viittaa myös selkeään positiiviseen riippuvuuteen asuntojen hintojen ja pörssikurssien välillä korrelaatiokertoimen saadessa tilastollisesti merkitsevän 0.37 arvon.

Alueelliset korrelaatiot

Alueellisessa tarkastelussa pörssikurssien ja asuntojen hintojen väliset korrelaatiot ovat suurimmat Helsingin kakkosalueen (0.43), Tampereen (0.42) ja Helsingin kolmosalueen (0.40) välillä ja pienimmät Oulun (0.19), Lappeenrannan (0.20) ja Kuopion (0.25) osalta. Mielenkiintoista on lisäksi havaita, että pörssikurssien ja asuntojen hintojen välinen korrelaatio oli tilastollisesti merkitsevä kaikilla Helsingin alueilla sekä Espoossa, Kauniaisissa, Turussa ja Tampereella, mutta Vantaan, Kuopion, Oulun ja Lappeenrannan osalta korrelaatiot eivät olleet tilastollisesti merkitseviä. Vaikka aggregaattitasolla inflaation ja asuntojen hintojen välinen korrelaatio oli positiivinen, niin alueellisessa tarkastelussa havaitaan Helsingin kaikkien alueiden ja Vantaan osalta negatiivinen korrelaatio inflaation kanssa. Muitten alueiden osalta korrelaatio on positiivinen. Kuitenkin ainoastaan Vantaan asuntojen hintojen ja inflaation välinen negatiivinen korrelaatio nousi tilastollisesti merkitseväksi.

Asuntotyyppikohtaiset korrelaatiot

Asuntotyyppikohtaisessa tarkastelussa korkeimmat korrelaatiot osakemarkkinoiden kanssa havaitaan Vantaan kaksioiden (0.42), Turun kaksioiden (0.40) ja Helsingin ykkösalueen yksiöiden (0.40), Helsingin kolmosalueen kolmioiden (0.39), Espoon ja Kauniaisten kaksioiden (0.39) ja Vantaan yksiöiden osalta (0.39), joskin Helsingin ykkösalueen ja Vantaan yksiöiden osalta korrelaatiot eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Vastaavasti pienimmät korrelaatiot ilmenevät Lappeenrannan kolmioiden (-0.07), Oulun kaksioiden (0.11) ja Kuopion yksiöiden (0.12) välillä, mutta yksikään näistä korrelaatioista ei noussut tilastollisesti merkitseväksi. Mielenkiintoista on myös havaita, että pörssikurssien sekä eri asuntotyyppien väliset korrelaatiot eivät olleet merkitseviä Oulun ja Lappeenrannan asuntojen osalta.

Korrelaatioilla tarkastellen parhaimman lyhyen aikavälin inflaationsuojan tarjoaisivat sijoituskohteet, joilla on suuri positiivinen korrelaatio inflaation suhteen. Eri asuntotyyppien osalta voidaan todeta, että inflaation suhteen korkein positiivinen korrelaatio ilmenee Turun kaksioissa (0.24), Lappeenrannan kaksioissa (0.18) ja Oulun kolmioissa (0.13), joskaan yksikään näistä korrelaatioista ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Negatiivisimmat reaktiot inflaation suhteen löytyvät Helsingin kakkosalueen yksiöissä (-0.13), Helsingin ykkösalueen kaksiossa (-0.13) ja Oulun yksiöissä (-0.11), mutta vain Helsingin ykkösalueen kaksioiden osalta korrelaatiot ovat tilastollisesti merkitseviä. Kaikkien Helsingin alueiden osalta voidaan havaita, että yksiöt ja kaksiot reagoivat inflaation suhteen negatiivisesti ja suuret perheasunnot puolestaan positiivisesti, tosin korrelaatiot eivät olleet pääsääntöisesti merkitseviä.

Toimialakohtaiset korrelaatiot

Osakemarkkinoiden toimialakohtaisessa tarkastelussa havaitaan, että pankkisektorin (0.49) ja vakuutusalan (0.43) osakkeiden hinnat olivat korrelaatiolla mitattuna eniten sidoksissa asuntomarkkinoihin, kun taas metsäteollisuuden (0.23) ja metalliteollisuuden (0.26) osalta korrelaatiot olivat pienimmät. Ghosh, Guttery & Sirmans (1997) ovat havainneet Yhdys-valtojen aineistolla, että asuntomarkkinat vaikuttavat pankkien ja vakuutusyhtiöiden osakekurssien kehitykseen merkittäväällä tavalla, joten tältä osin tuloksemme ovat yhtenevät. Osakkeiden

toimialakohtaisen kehityksen ja asuntojen aggregaattihintojen välisten korrelaatioiden osalta oli mielenkiintoista, että korrelaatiot olivat merkitseviä kaikissa tapauksissa. Sen sijaan inflaation suhteen yksikään toimialakohtaisista korrelaatioista ei noussut tilastollisesti merkitseväksi ja korrelaatiot olivat suuruusluokaltaan varsin pieniä.

4.1.2. Staattiset useamman muuttujan regressiomallit

Asunto- ja osakemarkkinoiden välittömiä reaktioita eri makrotekijöiden muutoksiin analysoitiin regressiomallilla, jossa asuntojen ja osakkeiden hintojen muutoksia selitettiin saman periodin aikaisilla makromuuttujien muutoksilla. Estimoidut relaatiot olivat yleisessä muodossaan seuraavat:

$$(2) \quad \Delta Ashin_t = F(\Delta HEX_t, \Delta Korko_t, \Delta BKT_t, \Delta CPI_t)$$

(+) (-) (+) (+)

$$(3) \quad \Delta HEX_t \text{ (tai } \Delta Toimiala_t) = F(\Delta Ashin_t, \Delta Korko_t, \Delta BKT_t, \Delta CPI_t)$$

(+) (-) (+) (+)

Sulkeissa olevat merkinnät muuttujien alla viittaavat regressiomallien odotettuihin osittaisderivaattojen etumerkkeihin. Niiden mukaan niin asuntojen (*Ashin*) aggregaattihintojen kuin asuntojen alueellisten hintojen odotetaan reagoivan positiivisesti osakekurssien (*HEX*) muutoksiin. Näin mm. siksi, että osakekurssien vaihtelujen seurauksena sijoittajat suorittavat varallisuuden uudelleenallokaatiota osakkeista asuntoihin, jolloin asuntojen kysyntä ja hinnat reagoivat samansuuntaisesti osakemarkkinoiden suhteen. Lisäksi pörssikurssien nousun voidaan olettaa heijastavan kuluttajien positiivisia tulevaisuuden odotuksia, mikä lisää asuntojen kysyntää. Korkojen (*Korko*) vaikutus asuntojen hintoihin oletetaan negatiiviseksi: korkojen nousu vähentää asuntoluottojen ja asuntojen kysyntää. BKT:n (*BKT*) kasvun odotetaan heijastuvan asuntojen kysyntään ja siten asuntojen hintoihin positiivisesti. Myös inflaation (*CPI*) ja asuntojen hintojen välille oletetaan positiivinen relaatio jo senkin vuoksi, että asuntojen hintojen muutokset sisältyvät inflaatiota mittaaviin indekseihin sinällään. Li-

säksi voimakas kokonaiskysynnän kasvu näkyy todennäköisesti samansuuntaisena niin asuntojen hinnoissa kuin inflaatiossakin.

Pörssikurssien riippuvuus asuntojen hintojen kehityksestä oletetaan positiiviseksi, koska molempien kysynnän voidaan olettaa heijastelevan samansuuntaisesti kuluttajien tulevaisuuden odotuksia. Rahoitusteorian perusteella koron vaikutus osakekursseihin on negatiivinen, koska osakekurssia voidaan pitää osakkeiden diskontattujen tuottojen nykyarvona. BKT:n muutosten voidaan olettaa olevan positiivisessa yhteydessä osakekurssien kanssa kokonaiskysynnän ja osakekurssien välisen positiivisen yhteyden vuoksi. Myös inflaation ja osakekurssien välinen relaatio voidaan olettaa positiiviseksi, koska negatiivinen relaatio implikoisi osakkeiden reaaliarvon heikkenemistä.

Estimointimenetelmänä käytettiin tavanomaista pienimmän neliösumman menetelmää. Koska mielenkiinto kohdistui erityisesti yksittäisten muuttujien tilastolliseen merkitsevyyteen, estimoitujen mallien diagnostiikka tutkittiin erityisesti virhetermiin mahdollisesti liittyvän autokorrelaation ja heteroskedastisuuden osalta. Yleisesti ottaen estimointituloksissa esiintyi jossain määrin virhetermin autokorrelaatiota erityisesti asuntojen hintojen muutoksia selittävissä regressioissa, kun taas virhetermin heteroskedastisuutta ei tuloksissa esiintynyt ollenkaan. Myös virhetermin normaalijakautuneisuus sai laajalti tukea. Niiden regressioiden osalta, joissa esiintyi autokorrelaatiosta, autokorrelaation tuloksia vääristävät vaikutukset eliminointiin Cochrane-Orcutt -menetelmällä (vrt. Pesaran & Pesaran 1997: 371–373)⁵. Regressioanalyysin tulokset on esitetty taulukoissa 1.

Taulukoissa 1a ja 1b on esitetty asuntojen hintojen ja makromuuttujien välisen regressioanalyysin tulokset. Tulokset osoittavat, että lähes kautta maan asuntojen hinnat reagoivat välittömästi ainoastaan BKT:n muutoksiin tilastollisesti merkitsevästi. BKT:n lisäksi pääkaupunkiseudun (Helsingin alueet 1 ja 2, Espoo ja Kauniainen) sekä keskeisten Etelä-Suomen

⁵ Tutkimustuloksia arvioitaessa on kuitenkin hyvä pitää mielessä, että autokorrelaation esiintyminen viittaa perimmältään spesifikaatiovirheeseen regressiossa. Siten autokorrelaation mekaanista korjausta esim. Cochrane-Orcutt -menetelmällä ei tulisi nähdä parhaana vaihtoehtona, vaan ensisijaisesti korjaus pitäisi tehdä mallin spesifikaatioon. Koska tutkimukseemme liittyvän staattisen regressiomallin korrekti spesifikaatio on avoin kysymys, tyydymme ainoastaan tässä yhteydessä korjaamaan autokorrelaation vaikutukset mekaanisesti.

kaupunkien (Tampere ja Turku) asuntojen hinnat reagoivat välittömästi myös osakkeiden hintojen muutoksiin. Tämä selittynee osakeomistuksen keskittymisellä valtaosaltaan juuri näille alueille (ks. Karhunen & Keloharju 2000). Mielenkiintoista oli myös havaita, että ko-roilla ei näyttänyt juurikaan olevan välitöntä vaikutusta asuntojen hintoihin tarkastellulla pe-riodilla.

Osakkeiden hintojen reagointi keskeisten makromuuttujien suhteen on esitetty taulukossa 2. Estimointitulokset tuovat selkeästi esiin osakkeiden hintojen välittömän negatiivisen riippu-vuuden korkotasosta. Korkotason lisäksi merkitseväksi välittömäksi osakkeiden hintojen selittäjäksi aggregaattitasolla nousivat asuntojen hinnat. Tämä vaikutuskanava ilmeni myös toimialatason osakekursseissa erityisesti pankki- ja vakuutussektorin osalta sekä metalliteol-lisuudessa, mutta ei metsä- ja monialateollisuudessa. Pankki- ja vakuutussektorin osalta tä-mä selittynee näiden sektorien merkittävällä asuntojen omistuksella. Kuten tapahtui asunto-jen hinnoille, inflaatio ei kyennyt selittämään tilastollisesti merkitsevästi osakemarkkinoiden kehitystä lyhyellä aikavälillä. Näin siis tuloksemme viittaisivat siihen, etteivät lyhyellä aikavälillä asunto- tai osakemarkkinat antaisi suojaa inflaatiota vastaan, vaikka usein sijoittajat sitä toivoisivat.

Taulukko 1a. Staattiset regressiomallit asuntojen aggregaattihintojen ja makromuuttujien välillä.

SELITETTÄVÄ	Δ AASHIN	Δ AASHIN	Δ HKI1	Δ HKI2	Δ HKI3	Δ HKI3	Δ HKI4	Δ HKI4
Menetelmä	OLS	C-O	OLS	OLS	OLS	C-O	OLS	C-O
Vakio	-0.02 (-2.14**)	0.01 (0.35)	0.01 (-1.15)	-0.01 (-1.15)	-0.01 (-1.45)	0.01 (0.53)	-0.02 (-1.85*)	0.00 (0.12)
Δ HEX	0.07 (2.06**)	-0.00 (-0.15)	0.12 (2.13**)	0.13 (2.62**)	0.09 (1.76*)	-0.02 (-0.35)	0.09 (1.76*)	-0.00 (-0.02)
Δ Korko	-0.00 (-0.52)	-0.01 (-1.65)	-0.00 (-0.64)	-0.00 (-0.28)	-0.01 (-1.76*)	-0.01 (-2.35**)	-0.00 (-0.86*)	-0.01 (-1.55)
Δ BKT	1.61 (5.54***)	0.23 (0.84)	1.99 (4.44***)	1.53 (3.72***)	1.86 (4.65***)	0.39 (0.87)	1.99 (5.02***)	0.82 (1.76*)
Δ CPI	0.04 (0.05)	-0.20 (-0.31)	-0.94 (-0.90)	-0.65 (-0.68)	-0.92 (-0.98)	-1.23 (-1.19)	-0.67 (-0.72)	-0.93 (-0.91)
\bar{R}^2	0.44	0.64	0.35	0.32	0.38	0.50	0.38	0.52
SEE	0.03	0.03	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04
F(4,48)	11.29***	15.98***	8.14***	7.17***	8.83***	9.28***	9.10***	10.03***
DW	1.34	1.99	2.23	2.17	1.48	1.98	1.41	1.97
LM(4)	4.05***		0.98	0.82	2.31*		2.71**	
Reset	0.81		1.05	1.25	1.00		1.33	
Normaalis.	3.18		6.18**	0.12	2.19		11.81***	
Heteroske.	0.17		0.11	0.78	0.50		1.02	

Selitykset: \bar{R}^2 = vapausastein korjattu selitysaste. *SEE* = regression keskivirhe. *F(4,48)* = regression kokonaismerkitsevyys, H_0 : mikään selittävien muuttujien kertoimista vakiotermi pois lukien ei poikkea tilastollisesti merkitsevästi nolasta. *DW* = Durbin Watson testisuure 1. asteen autokorrelaatiolle, H_0 : virhetermissä ei esiinny 1. asteen autokorrelaatiota. *LM(4)* = LM- testi 4. asteen autokorrelaatiolle, H_0 : virhetermissä ei esiinny 4. asteen autokorrelaatiota. *RESET* = Ramsey (1969) funktiomuodon spesifikaatiotesti, H_0 : funktiomuoto on oikein spesifioitu. *Normaalis.* = virhetermin normaalisuustesti, H_0 : virhetermi on jakautunut normaalijakauman mukaisesti. *Heteroske.* = testi virhetermin varianssin vakioisuudesta, H_0 : virhetermin varianssi on vakio eli virhetermi on homoskedastinen. Testeistä tarkemmin, ks. Pesaran & Pesaran (1997). Suluissa estimaattien t- arvot. Merkitsevyystasot: * = 10%, ** = 5%, *** = 1%.

Taulukko 1b. Staattiset regressiomallit alueellisten asuntojen hintojen ja makromuuttujien välillä.

SELITETTÄVÄ	ΔTKU	ΔTKU	ΔTRE	$\Delta ESPKAU$	ΔKUO	ΔKUO	$\Delta LRTA$	$\Delta OULU$
Menetelmä	OLS	C-O	OLS	OLS	OLS	C-O	OLS	OLS
Vakio	-0.01 (-1.64)	-0.01 (-0.53)	-0.02 (-2.09**)	-0.01 (-1.27)	-0.00 (-0.82)	-0.00 (-0.74)	-0.02 (-2.16**)	-0.00 (-0.46)
ΔHEX	0.13 (2.76***)	0.07 (1.64)	0.09 (2.17**)	0.10 (1.92*)	0.05 (0.89)	-0.04 (0.79)	0.03 (0.70)	0.05 (1.03)
$\Delta Korko$	0.00 (0.67)	-0.00 (-0.26)	-0.01 (-1.54)	-0.00 (-0.00)	-0.01 (-1.02)	-0.01 (-1.65)	-0.00 (-0.54)	0.00 (0.59)
ΔBKT	1.01 (2.71***)	0.47 (1.03)	1.83 (5.45***)	1.71 (4.08***)	1.17 (2.63**)	1.20 (2.38**)	1.47 (4.21***)	1.14 (3.17***)
ΔCPI	0.83 (0.95)	0.76 (0.84)	0.04 (0.05)	-0.45 (-0.46)	0.26 (0.25)	0.25 (0.24)	0.88 (1.07)	-0.23 (-0.27)
\bar{R}^2	0.26	0.38	0.45	0.30	0.12	0.25	0.28	0.17
SEE	0.04	0.04	0.04	0.04	0.05	0.04	0.04	0.04
F(4,48)	5.55***	6.20***	11.77***	6.63***	2.75**	3.76***	6.04***	3.64**
DW	1.77	1.74	1.81	1.74	2.29	1.96	2.46	1.81
LM(4)	2.16*		0.57	0.77	2.22*		1.57	2.05
Reset	1.41		0.31	0.69	4.40**		0.14	0.28
Normaalis.	2.12		0.51	1.01	15.58***		0.97	0.73
Heteroske.	0.00		0.03	0.91	0.01		0.14	0.58

Selitykset: ks. Taulukko 1a.

Taulukko 2. Staattiset regressiomallit: toimialoittaiset osakeindeksit.

SELITETTÄVÄ	Δ HEX	Δ HEX	Δ METALLI	Δ METSÄ	Δ MONIALA	Δ MTEOL	Δ PANKKI	Δ VAKUUTUS
Menetelmä	OLS	C-O	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Vakio (t)	0.04 (1.35)	0.04 (0.89)	0.00 (0.11)	0.00 (0.92)	0.00 (0.07)	-0.01 (-0.34)	-0.00 (-0.10)	0.02 (0.75)
Δ Ashin (t)	1.10 (2.06**)	0.93 (1.80*)	1.01 (2.16**)	0.85 (1.58)	0.68 (1.11)	1.11 (2.25**)	2.44 (3.97***)	1.71 (2.88***)
Δ Korko (t)	-0.04 (-2.65**)	-0.03 (-2.25**)	-0.04 (-2.85***)	-0.03 (-2.29**)	-0.06 (-3.68***)	-0.03 (-2.35**)	-0.04 (-2.59**)	-0.04 (-2.68***)
Δ BKT (t)	0.24 (0.17)	1.62 (1.31)	-1.40 (-1.11)	-0.84 (-0.58)	1.14 (0.70)	-0.42 (-0.32)	-1.97 (-1.19)	-0.41 (-0.26)
Δ CPI (t)	-1.25 (-0.47)	-1.18 (-0.37)	2.82 (1.23)	2.54 (0.96)	1.10 (0.37)	-0.00 (-0.00)	0.09 (0.03)	-2.68 (-0.92)
\bar{R}^2	0.20	0.38	0.19	0.10	0.22	0.17	0.33	0.27
SEE	0.12	0.11	0.10	0.12	0.14	0.11	0.14	0.13
F	4.20***	5.30***	4.13***	2.51*	4.70***	3.62**	7.37***	5.83***
DW	1.61	2.16	1.67	1.82	1.91	1.54	1.46	1.84
LM(4)	3.22**		1.22	0.63	0.69		1.58	0.95
Reset	4.79**		0.06	0.61	0.58		2.75	1.13
Normaalis.	5.68		6.69**	4.13	3.06		0.06	2.78
Heteroske.	0.10		0.42	0.59	0.14		0.18	0.49

Selitykset: ks. Taulukko 1a.

4.2. Dynaaminen analyysi

Edellisessä luvussa esitetyn regressioanalyysin näkökulma oli staattinen. Analyysissä pyrittiin tarkastelemaan erityisesti asuntojen ja osakkeiden hintojen välitöntä reagointia eri kansantaloudellisissa tekijöissä tapahtuviin muutoksiin. Kuitenkin sijoittaminen on oleellisesti yli ajan tapahtuvaa taloudellista toimintaa, joten tietämys taloudellisten muuttujien dynaamisista vuorovaikutussuhteista on ensiarvoisen tärkeää. Tässä luvun tarkoituksena on laajentaa analyysimme dynaamiseksi siten, että luvussa 4.2.1. tarkastelemme muuttujien välisiä syy- ja seuraussuhteita Grangerin kausaliteettitesteillä, kun taas luvussa 4.2.2. muuttujien välisiä dynaamisia vuorovaikutussuhteita tutkitaan VAR-malleilla.

4.2.1. Grangerin kausaalisuustestit

Luvussa 4.1.1. käsitelty muuttujien korrelaatioanalyysi ei paljasta mitään muuttujien välisistä syy-seuraus -suhteista eli kausaliteetista. Sijoittajan näkökulmasta taloudellisten muuttujien välisten syy-seuraus -suhteiden tuntemus olisi kuitenkin oleellista. Tässä luvussa muuttujien välisiä kausaalisuussuhteita pyritään analysoimaan Grangerin kausaalisuustestillä (Granger 1969).

Testin kulku on seuraava. Tarkasteltaessa muuttujien X ja Y välistä kausaalisuutta muuttujien välille spesifioidaan mallit:

$$(4) \quad Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{t-i} + u_t \quad \text{ja}$$

$$(5) \quad X_t = \alpha_0^* + \sum_{i=1}^k \alpha_i^* X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i^* Y_{t-i} + \varepsilon_t ,$$

joissa $\alpha_i(\alpha_i^*)$ ja $\beta_i(\beta_i^*)$ edustavat estimoitavia parametreja ja u_t sekä ε_t ovat regressioiden virhetermit. Testin nollahypoteesina on, että X (Y) ei aiheuta Y:tä (X:ää) (Grangerin testin mielessä), mikäli F- testisuure $\sum_{i=1}^k \beta_i = 0$ ($\sum_{i=1}^k \beta_i^* = 0$) ei ole tilastollisesti merkitsevä yhtä-

löissä (4) tai (5). On syytä painottaa, että sanonta "X Granger aiheuttaa Y:n" ei merkitse kirjaimellisesti, että Y olisi seuraus X:stä, vaan että X:n aikaisemmat arvot (X_{t-i}) auttavat se-

littämään tilastollisesti merkitsevästi Y :n nykyhetken arvoa (Y_t). Lisäksi on huomattava, että tulosten luotettavuuden takia testi tulisi suorittaa stationäärisille muuttujille, mikäli muuttujat sisältävät yksikköjuuren. Tämän vuoksi tässä tutkimuksessa kaikki Grangerin kausaalisuustestit tehtiin kerran differoiduille muuttujille aikaisempien yksikköjuuritestien perusteella. Tulosten robustisuuden varmistamiseksi testit ajettiin useilla eri viiverakenteilla. Muuttujien suuren lukumäärän takia tulostamme ainoastaan osan myös tilastollisesti merkitsevistä testituloksista. Raportoidut testitulokset on esitetty liitteessä 3.

Kausaalisuustestit: Aggregaattitason aikasarjat

Kausaalisuustestien kohteeksi otettiin aluksi aggregaattitason aikasarjat. Testeillä haluttiin selvittää, pitävätkö yleiset talouteen liittyvät ennakkokäsitykset paikkaansa muuttujien syy-seuraus -suhteista ja löydetäänkö uusia yllättäviä shokkien etenemisväyliä asunto- ja osakemarkkinoiden välillä. Testitulokset osoittivat kaksi selkeää tulosta: 1) asuntojen ja pörssi-kurssien hintojen muutokset ennakoivat bruttokansantuotteen kehitystä ja 2) asuntomarkkinat ennakoivat aineistossamme korkomuutoksia. Tulokset säilyivät robusteina myös testatuilla eri viiverakenteilla. Mielenkiintoista oli myös havaita, että korkotason ja osakemarkkinoiden välille ei pystytty määrittelemään syy-seuraus -suhdetta aineistomme perusteella.

Tulostemme mukaan pörssikurssien ja asuntojen hintojen muutokset odotetusti ennakoivat BKT:n muutoksia. Yllättävää oli puolestaan, että asuntomarkkinoiden kehitys näyttäisi ennakoivan korkojen kehitystä, eikä päinvastoin, kuten yleensä oletetaan. Vaikuttaakin, että tutkimusperiodilla korkopolitiikka on Suomessa pikemminkin sopeutunut kuin ohjannut taloudellista kehitystä.

Kausaalisuustestit: Alueelliset ja asuntotyyppikohtaiset aikasarjat

Kausaalisuussuhteita tarkasteltiin myös käyttämällä sekä alueellisia että asuntotyyppikohtaisia aikasarjoja. Suoritetut kausaalisuustestit antoivat viiteitä siitä, että asuntojen hintojen kehitys Helsingissä ennakoi asuntojen hintojen kehitystä muualla Suomessa (testien suuren lukumäärän vuoksi kaikkia testejä ei ole raportoitu liitteessä 3). Tulosta voidaan pitää odotettuna. Osakemarkkinoiden hintojen muutokset puolestaan ennakoivat asuntojen hintojen kehitystä Helsingin ykkös- ja kakkosalueilla sekä Espoon ja Kauniaisten alueella. Asuntojen hintojen muutokset varsinkin Espoossa ja Kauniaisissa, Vantaalla, Tampereella ja Helsingin kolmos- ja nelosalueella ennakoivat bruttokansantuotteen muutosta. Korkomutokset eivät puolestaan ennakoineet minkään alueen asuntojen hintoja, mutta muutokset asuntojen hinnoissa Kuopiossa, Oulussa ja Tampereella ennakoivat muutoksia korkotasossa.

Asuntotyyppikohtaisessa tarkastelussa tutkittiin shokkien etenemistä erikokoisten kerrostaloasuntojen hintasarjoissa. Tutkimustulokset viittasivat siihen, että tavallisesti yksioiden hinnat reagoivat ensin asuntomarkkinoiden shokkeihin, minkä jälkeen vaikutus leviää suurempiin asuntoihin. Tämä ilmiö oli havaittavissa erityisen selvästi pääkaupunkiseudulla. Osakemarkkinoiden havaittiin ennakoivan erikokoisten asuntojen hintamuutoksia Helsingissä, Espoossa, Turussa, Kuopiossa ja Tampereella. Asuntotyyppikohtaisessa tarkastelussa vahvistui käsitys, ettei korkomuuttuja juurikaan vaikuta asuntojen hintoihin, vaan vaikutussuunta on pikemminkin päinvastainen. Varsinkin pääkaupunkiseudun ulkopuolella asuntojen hintojen kehitys edelsi korkomuuttujassa tapahtuneita muutoksia.

4.2.2. VAR-analyysi

Vektoriautoregressiiviset (VAR) mallit tarjoavat joustavan keinon tarkastella taloudellisten muuttujien välisiä riippuvuuksia ja vuorovaikutussuhteita olettamatta jotakin tiettyä kansantaloudellista mallia. VAR-mallin hyväksikäyttöä voidaankin luonnehtia "nöyräksi" lähestymistavaksi empiiriseen mallittamiseen (Vihriälä ja Viren 1989), jossa muuttujien välisiin riippuvuuksiin ei liitetä voimakkaita *a priori* -oletuksia, vaan riippuvuudet määräytyvät pitkälti aineiston perusteella.

Teknisesti VAR-malleilla tarkoitetaan moniyhtälöaikasarjamalleja, joissa mallin jokaista tutkittavaa muuttujaa selitetään muuttujan omilla sekä toisten selittävien muuttujien viiveillä (ks. esim. Pesaran ja Pesaran 1997) eli

$$(6) \quad X_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + \Psi w_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

jossa $X_t = m \times 1$ vektori endogeenisille muuttujille, $w_t = q \times 1$ vektori deterministisille ja/ tai eksogeenisille muuttujille ja Φ_i ja Ψ ovat $m \times m$ ja $m \times q$ kerroinmatriisit. Olettaen, että X_t on kovarianssistationäärinen prosessi⁶, (6) voidaan kirjoittaa äärettömän MA-esityksen muodossa

$$(7) \quad X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} G_i w_{t-i}, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

jossa $m \times m$ kerroinmatriisi A_i saadaan rekursiivisesti

$$(8) \quad A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_{i-p}, \quad i = 1, 2, \dots$$

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

VAR-analyysiin liittyy keskeisesti impulssivasteiden (tai impulssi-responssifunktion) sekä varianssihajotelmien käsitteet. Impulssivasteilla pyritään selvittämään yksittäisen muuttujan odottamattoman muutoksen (shokin) vaikutusta muihin VAR-analyysissä käytettyihin muihin muuttujiin sekä muuttujaan itseensä yli ajan. Impulssivasteanalyysin keskeinen ongelma liittyy VAR-mallin virhetermien keskinäiseen korreloitumiseen. Mikäli jäännöstermit eli shokkitermit ovat korreloituneita, tällöin impulssivasteet riippuvat käytetystä shokkien järjestyksestä. Toisin sanoen tässä tapauksessa impulssivasteanalyysin tulokset eivät ole riippumattomia shokkien järjestyksestä. Ehkä yleisin tapa shokkien järjestämiseen on ns.

⁶ Mallin olettamuksista tarkemmin, katso Pesaran ja Pesaran (1997: 121–22).

Choleskyn dekomponointi (ks. esim. Pesaran ja Shin 1997), jossa shokit muunnetaan keskenään korreloimattomiksi transformoimalla shokkien kovarianssimatriisi Σ muotoon

$$(10) \quad PP' = \Sigma ,$$

jossa P on $m \times m$ alakolmiomatriisi. Nyt VAR-mallin MA-esitys (7) voidaan kirjoittaa muodossa

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

jossa matriisi $\xi_t = P^{-1} \varepsilon_t$ on korreloimaton eli $E(\xi_t \xi_t') = I_m$. Nyt mallin j : nnteen yhtälöön kohdentuneen shokin impulssivasteet voidaan kirjoittaa Choleskyn dekomponoinnin muodossa:

$$(12) \quad \psi_j^0(n) = A_n P e_j, \quad n = 0, 1, 2, \dots ,$$

jossa e_j on $m \times 1$ vektori siten, että vektorin j : nnes komponentti on 1 ja muut komponentit ovat nollia.

Choleskyn dekomponointi ei kuitenkaan tuota välttämättä yksikäsitteisiä tuloksia, joten menetelmää ei voida pitää parhaana ratkaisuna shokkien järjestysongelmaan. Pesaran ja Shin (1997) ovat kehittäneet ns. *yleistetyt impulssivasteet*, joiden tulokset ovat riippumattomia shokkien järjestyksestä. Yleistetyssä impulssivasteanalyysissä yksittäisen muuttujan (j) shokin vaikutus VAR-mallin muuttujiin (X) saadaan lasketuksi kaavalla

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

jossa n viittaa ennustehorisonttiin, δ_j on muuttujan j liittyvä shokki, Ω edustaa informaatiojoukkoa, ε on shokkivektori ja E viittaa muuttujan odotusarvoon. Olettamalla shokkien

normaalijakautuneisuus skaalattu yleistetty impulssivaste voidaan kirjoittaa muodossa (vrt. Pesaran & Shin 1997: 2–3)

$$(14) \quad \psi_j^g(n) = \sigma_{jj}^{-0.5} A_n \sum e_j, \quad n = 0, 1, 2, \dots$$

Impulssivasteiden lisäksi toinen VAR-analyysiin keskeisesti liittyvä käsite on *varianssihajotelma*, joka mittaa yli ajan paljonko kohdemuuttujan variaatiosta on suhteellisesti lähtöisin kustakin tarkastellun muuttujan shokista. Menetelmä antaa siten viitteitä muuttujien eksogeenisuudesta suhteessa muihin tarkasteltuihin muuttujiin. Choleskyn dekomponointiin perustuva varianssihajotelma on muotoa

$$(15) \quad \theta_{ij}^o(n) = \frac{\sum_{l=0}^n (e_i' A_l P e_j)^2}{\sum_{l=0}^n (e_i' A_l \sum A_l' e_i)}, \quad i, j = 1, \dots, m$$

Vastaavasti yleistettyihin impulssivasteisiin liittyvä varianssihajotelma voidaan kirjoittaa

$$(16) \quad \theta_{ij}^g(n) = \frac{\sigma_{ii}^{-1} \sum_{l=0}^n (e_i' A_l \sum e_j)^2}{\sum_{l=0}^n (e_i' A_l \sum A_l' e_i)}, \quad i, j = 1, \dots, m$$

4.2.2.1. Impulssivasteet

Tutkimusaineistomme sisältää keskeisten aggregaattimakromuuttujien lisäksi runsaasti aineistoa asuntojen alueellisesta hintojen kehityksestä Suomessa sekä osakekurssien toimialakohtaisesta hintakehityksestä. Tässä luvussa esitetty VAR-analyysi kohdennetaan kuitenkin ainoastaan aggregaattitason muuttujiin niin aineiston laajuuden kuin kysymyksenasettelun mielekkyydenkin kannalta. Näin ollen VAR-mallien estimoinnissa käytettävät endogeeniset muuttujat olivat asuntojen aggregaattihinnat, pörssikurssit, korkotaso, kuluttajahinnat sekä bruttokansantuote.

Kuten jo aiemmin tässä tutkimuksessa, aikasarjoista käytettiin logaritmisiä differenssimuotoa lukuunottamatta korkomuuttujaa, jota käytettiin differenssimuodossaan. Näin ollen VAR-analyysi suoritettiin stationäärisille muuttujille (ks. luku 3). VAR-mallin spesifioinnissa päädyimme käyttämään neljää viivettä virhetermien diagnostiikan perusteella⁷. Mallien diagnostiikka sekä käytetyn VAR-mallin virhetermien korrelaatiomatriisi on esitetty liitteessä 4b. Korrelaatiomatriisi paljasti suhteellisen korkeat korrelaatiot (> 0.30) asuntojen hinta- ja korkoshokkien välillä (-0.46), BKT- ja inflaatioshokkien välillä (0.35) sekä pörssikurssi- ja korkojenshokkien välillä (0.34)(vrt. Heiskanen 1989:73). Näin ollen vaikuttaa todennäköiseltä, että shokkitermien järjestyksellä on merkitystä impulssivasteisiin, joten jatkossa impulssivasteet laskettiin yleistetyssä muodossaan shokkeihin liittyvän järjestysongelman eliminoimiseksi. Asuntojen hintojen muutoksiin liittyvät impulssivasteet on esitetty kuviossa 1, ja osakkeiden hintojen muutokset sisältävät impulssivasteet esitetään kuviossa 2.

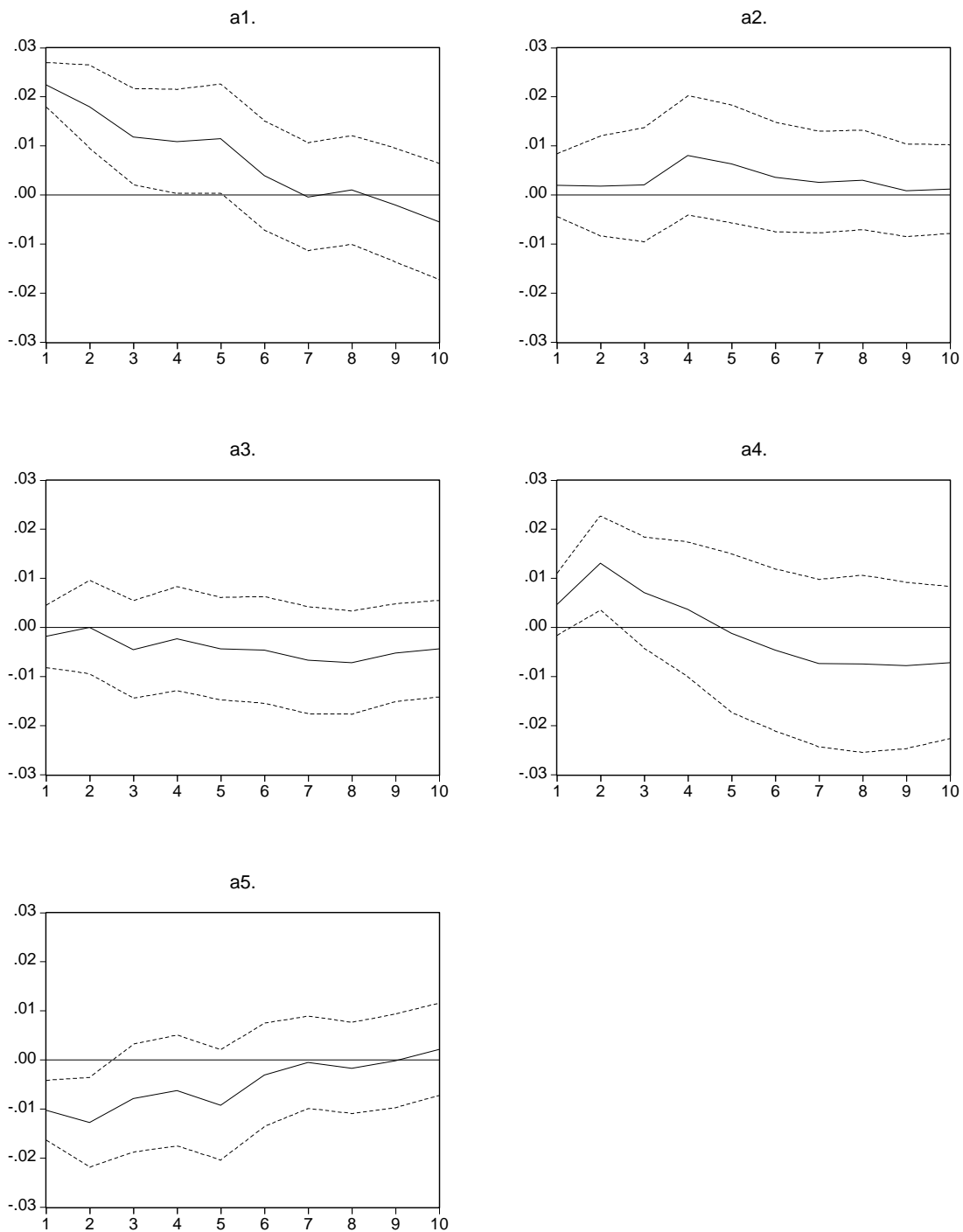
Tarkasteltaessa asuntojen hintojen muutoksiin liittyviä impulssivasteita (kuviot 1a ja 1b) havaitaan, että ainoastaan osake- ja korkomarkkinoiden shokeilla on tilastollisesti merkitsevä vaikutus asuntojen hintoihin niiden omien hintashokkien lisäksi. Tulostemme mukaan pörssikurssien yllätyksellinen nousu aikaansaa asuntojen hintojen nousun, jonka tilastollisesti merkitsevä nousuvaikutus alkaa noin kuukauden kuluttua shokista ja se kestää noin kolme kuukautta. Laadullisesti tällainen shokki nostaa asuntojen hintoja noin vuoden ajan.

⁷ Preferoimamme neljän viiveen VAR-spesifikaatiossa virhetermit olivat autokorrelaatiottomia ja homoskedastisia, kun taas pienemmillä viivemäärillä virhetermit kärsivät autokorrelaatiosta ja/tai heteroske-

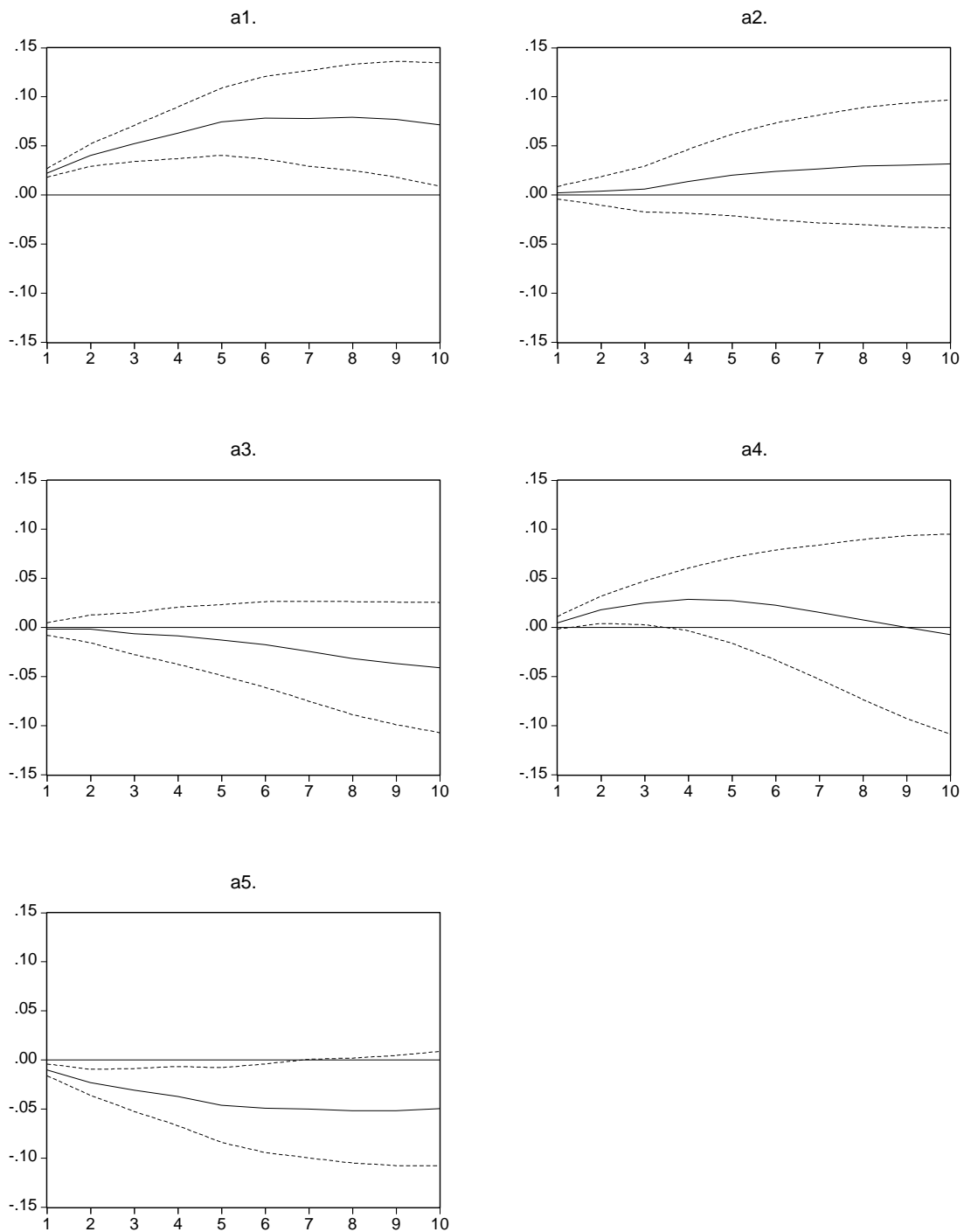
Vastaavasti korkojen yllätyksellinen nousu näkyy välittömästi asuntojen hintojen laskuna ja tilastollisesti merkitsevä vaikutus kestää reilusti yli neljännesvuoden. Laadullisesti korkojen nousushokki ulottuu jopa parin vuoden päähän asuntojen hintoja laskevasti. Yllätyksellisellä BKT:n kasvulla näyttäisi olevan lievästi positiivinen ja selkeästi viivästeinen vaikutus asuntojen hintoihin, mutta vaikutus ei ole tilastollisesti merkitsevä. Vastaavasti inflaation yllättävä kiihtyminen näyttäisi aluksi laskevan asuntojen hintoja lievästi ja myöhemmin voimakkaammin, mutta tässäkin tapauksessa vaikutus ei nouse tilastollisesti merkitseväksi.

Tarkasteltaessa keskeisten makromuuttujashokkien vaikutuksia osakekursseihin (kuviot 2a ja 2b) havaitaan, että ainoastaan korkoshokeilla on tilastollisesti merkitsevä vaikutus pörssikursseihin osakkeiden hintojen omien shokkien lisäksi. Tulostemme mukaan korkotason yllätyksellinen nousu aiheuttaa pörssikurssien välittömän laskun rahoitusteorian mukaisesti ja tilastollisesti merkitsevä laskuvaikutus näyttäisi kestävän noin kuukauden ajan. Laadullisesti koronnousun negatiivinen vaikutus ulottui selvästi pidemmälle ajanjaksolle. Asuntojen hintojen nousun vaikutus pörssikursseihin on selkeästi positiivinen, mutta vaikutus ei ole tilastollisesti merkitsevä. Yllätyksellinen inflaation kiihtyminen näyttäisi aluksi nostavan pörssikursseja vaikutuksen muuttuessa negatiiviseksi jo muutaman kuukauden kuluttua, mutta tässäkin tapauksessa tulokset jäävät ei-merkitseviksi. Tulos on samansuuntainen Järvisen (2000: 124) tulosten kanssa. BKT:n yllättävällä kasvulla ei näytä olevan aineistosamme suoraan tilastollisesti merkitsevää vaikutusta osakkeiden hintoihin.

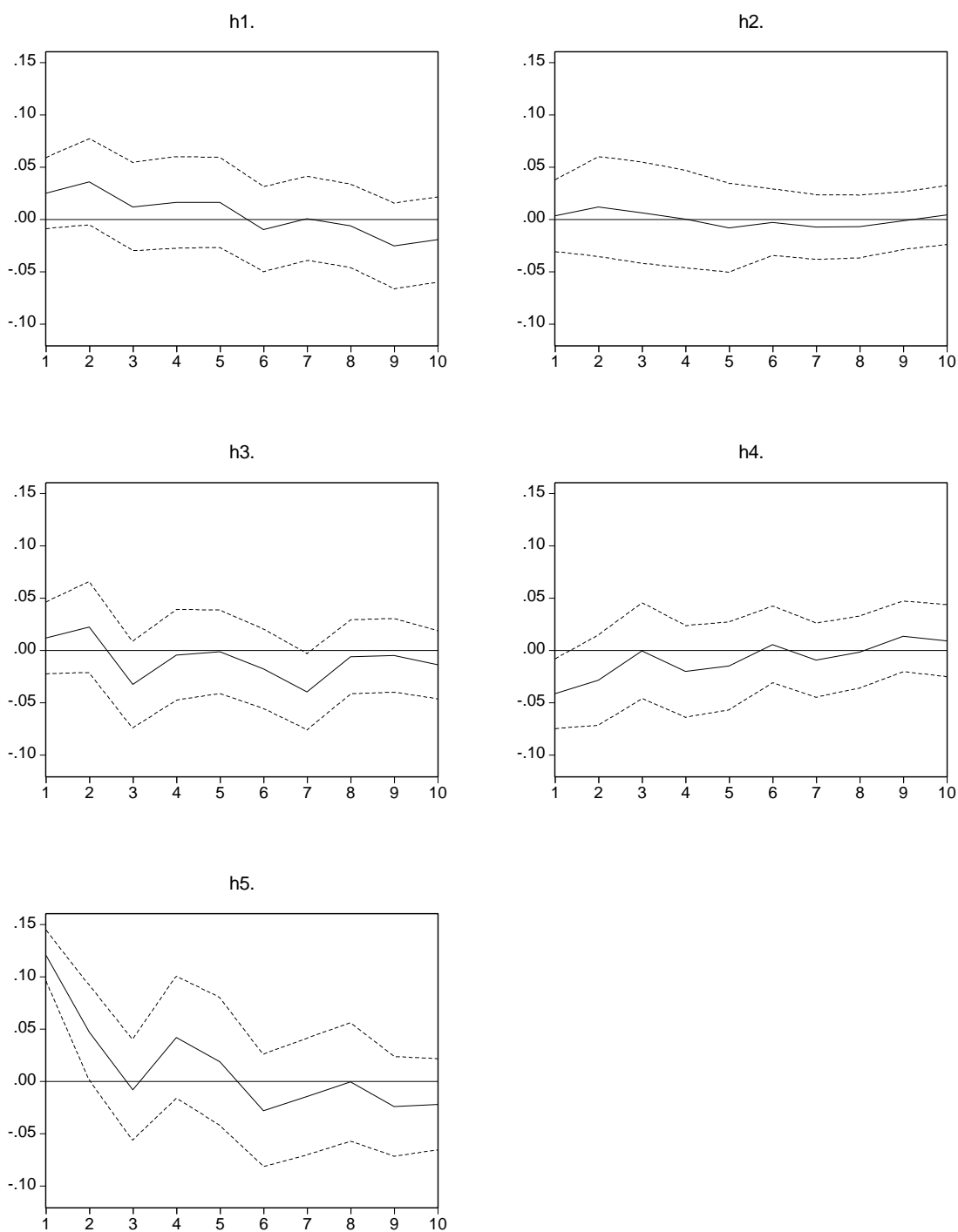
Kaiken kaikkiaan tulokset osoittavat selkeästi korkotason nousun epäedullisuuden asuntaja osakesijoittajan kannalta. Tulokset viittaavat samaan myös inflaation suhteen, vaikkakin sen osalta tilastollinen evidenssi jäikin epävarmaksi.



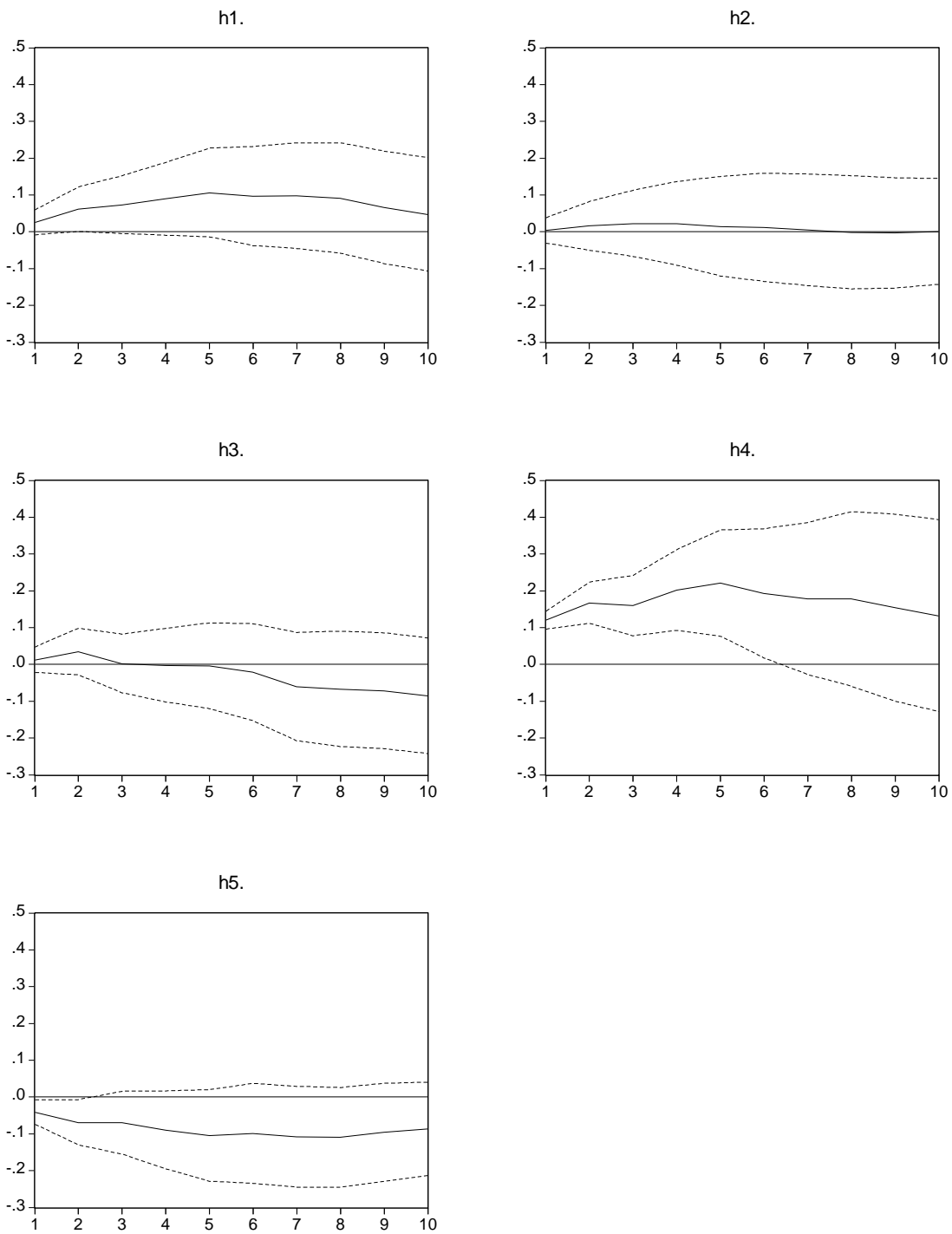
Kuvio 1a. Asuntojen hintojen muutosten yleistetyt impulssivasteet keskihajonnan suuruiseen shokkiin asuntojen hintojen muutoksissa (a1), BKT:n muutoksissa (a2), kuluttajahintojen muutoksissa (a3), pörssikurssien muutoksissa (a4), ja korkojen muutoksissa (a5). 95%:n luottamusvälit on ilmaistu katkoviivoin.



Kuvio 1b. Asuntojen hintojen muutosten yhteenlasketut (akkumuloituneet) yleistetyt impulssivasteet keskihajonnan suuruiseen shokkiin asuntojen hintojen muutoksissa (a1), BKT:n muutoksissa (a2), kuluttajahintojen muutoksissa (a3), pörssikurssien muutoksissa (a4), ja korkojen muutoksissa (a5). 95%:n luottamusvälit on ilmaistu katkoviivoin.



Kuvio 2a. Pörssikurssien muutosten yleistetyt impulssivasteet keskihajonnan suuruiseen shokkiin asuntojen hintojen muutoksissa (h1), BKT:n muutoksissa (h2), kuluttajahintojen muutoksissa (h3), korkojen muutoksissa (h4) ja pörssikurssien muutoksissa (h5). 95%:n luottamusvälit on ilmaistu katkoviivoin.



Kuvio 2b. Pörssikurssien muutosten yhteenlasketut (akkumuloidut) yleistetyt impulssi-vasteet keskihajonnan suuruiseen shokkiin asuntojen hintojen muutoksissa (h1), BKT:n muutoksissa (h2), kuluttajahintojen muutoksissa (h3), pörssikurssien muutoksissa (h4) ja korkojen muutoksissa (h5). 95%:n luottamusvälit on ilmaistu katkoviivoin.

4.2.2.2. Varianssihajotelmat

Edellisen luvun impulssivasteet laskettiin yleistetyssä muodossaan, jolloin shokkien järjestyksellä ei ole merkitystä tulosten suhteen. Valitettavasti käyttämämme ohjelmisto ei sallinut varianssihajotelmien laskemista yleistetyssä muodossaan. Näin ollen päädyimme käyttämään tavanomaista Choleskin dekompositiota innovaatioiden ortogonalisoinnissa varianssihajotelmien laskemiseksi. Choleskin dekompositiota käytettäessä muuttujien järjestys on pyrittävä määrittelemään siten, että järjestyksen suhteen kaikkien vähiten herkkä muuttuja on analyysissä ensimmäisenä. Ensin tulevan muuttujan oletetaan vaikuttavan seuraaviin muuttujiin korrelaatioiden ilmaisevalla tavalla; myöhemmin tulevien muuttujien ei enää pitäisi olla vaikutusta aiemmin käytettyihin muuttujiin.

Jäännöstermien korrelaatiomatriisi (liite 4b) osoitti, että kolmen muuttujan välinen jäännöstermien välinen korrelaatio oli suhteellisen korkea ($> \pm 0.3$). Muuttujien järjestykseksi valittiin seuraava:

KORKO ----> HEX ----> ASUNTOJEN HINNAT ----> INFLAATIO ----> BKT

Järjestystä valittaessa oletettiin korkojen vaikuttavan välittömästi osakemarkkinoihin, kun taas korkojen vaikutus asuntojen hintoihin oletetaan tapahtuvan viivästeisesti. Asuntojen hintojen suora inflaatiovaikutus on puolestaan selvä.

Kaiken kaikkiaan muuttujien järjestys osoittautui odotetusti tärkeäksi, koska tulokset olivat melko herkkiä muuttujien järjestyksen määrittelyn suhteen. Valitsemamme järjestyksen puolesta puhui kuitenkin myös se, että käyttämämme muuttujajärjestyksen mukaiset Choleskyn dekomponointiin perustuneet impulssivasteet⁸ olivat varsin robustit edellisessä luvussa esittämiemme yleistettyjen impulssivasteiden kanssa. Varianssihajotelmat on esitetty taulukossa 2.

⁸ Tulokset ovat saatavissa kirjoittajilta pyydettyinä.

Taulukko 2. Asuntojen hintojen ja osakekurssien muutosten varianssijajotelmat.*Asuntojen hintojen muutokset:*

Periodi	S.E.	ΔASUNTO	ΔBKT	ΔCPI	ΔHEX	ΔKORKO
1	0.017	78.781	0.000	0.000	0.308	20.911
2	0.023	61.433	0.000	0.085	9.539	28.943
3	0.025	58.395	0.644	1.473	9.888	29.600
4	0.027	55.967	5.747	1.410	8.639	28.236
5	0.030	52.262	7.968	1.437	8.769	29.563
6	0.030	49.970	9.060	1.942	10.523	28.505
7	0.032	46.506	9.990	3.491	13.470	26.543
8	0.033	43.079	10.961	4.900	16.342	24.718
9	0.034	41.147	10.867	5.410	19.072	23.505
10	0.034	40.206	10.920	5.827	20.438	22.610
11	0.035	39.390	11.102	6.231	21.346	21.932
12	0.036	38.868	11.048	6.763	21.933	21.389
13	0.036	39.126	10.887	6.818	21.886	21.283
14	0.036	39.440	10.792	6.847	21.681	21.240
15	0.036	39.565	10.730	6.966	21.580	21.159
16	0.036	39.670	10.659	7.149	21.435	21.086
17	0.037	39.801	10.614	7.148	21.389	21.048
18	0.037	39.846	10.597	7.146	21.407	21.005

Osakkeiden hintojen muutokset:

PERIODI	S.E.	ΔASUNTO	ΔBKT	ΔCPI	ΔHEX	ΔKORKO
1	0.017	0.000	0.000	0.000	88.264	11.736
2	0.023	3.073	0.007	2.588	80.329	14.003
3	0.025	3.840	1.656	7.588	74.067	12.849
4	0.027	3.648	1.517	7.165	74.080	13.590
5	0.030	3.988	1.889	6.966	72.955	14.203
6	0.030	3.959	1.883	7.549	72.905	13.704
7	0.032	3.701	1.947	12.162	69.119	13.072
8	0.033	3.908	2.006	12.247	68.816	13.023
9	0.034	5.320	1.963	11.823	67.684	13.210
10	0.034	6.022	2.398	11.954	66.604	13.022
11	0.035	6.568	2.351	12.428	65.832	12.821
12	0.036	7.964	2.319	12.099	64.224	13.393
13	0.036	8.853	2.282	11.908	63.230	13.726
14	0.036	9.078	2.280	11.946	62.991	13.705
15	0.036	9.355	2.429	11.925	62.549	13.743
16	0.036	9.616	2.491	11.823	62.245	13.824
17	0.037	9.599	2.527	11.825	62.292	13.758
18	0.037	9.586	2.594	11.815	62.269	13.736

Varianssihajotelmat viittaavat osakemarkkinoiden olevan selvästi eksogeenisemmat markkinat tutkittujen muuttujien suhteen kuin asuntomarkkinat. Asuntojen hintojen kokonaisvaihtelusta yli 4 vuoden kuluttua selittivät asuntomarkkinoiden omaan vaihteluun liittyvät shokit alle 40 %, osake- ja korkomarkkinoiden innovaatiot noin 21 %, kun taas bruttokansantuotteen kontribuutio oli hieman yli 10 % ja inflaatioshokilla kyettiin selittämään vain noin 7 % asuntojen hintojen variaatiosta. Vastaavasti osakemarkkinoiden variaation osalta markkinoiden omien shokkien merkitys oli yli 60 %, korkomarkkinoiden kontribuutio oli noin 13 %, inflaation 11 % ja asuntomarkkinoiden vajaat 10 % osakemarkkinoiden kokonaisvaihtelusta. Vähiten osakemarkkinoiden vaihteluun vaikutti bruttokansantuotteessa tapahtuneet shokit.

5. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkimuksessa selvitettiin keskeisten kansantaloudellisten muuttujien, kuluttajahintaindeksin, bruttokansantuotteen, korkotason, osakekurssien ja asuntojen hintojen muutosten vuorovaikutussuhteita sekä näihin muuttujiin liittyvien shokkien etenemistä asunto- ja osakemarkkinoilla Suomessa. Tarkemman kuvan saamiseksi osakemarkkinat jaoteltiin toimialoitain ja asuntomarkkinat alueellisesti että asuntotyypeittäin. Tutkimuksen analyysikehikko jaettiin staattiseen ja dynaamiseen siten, että staattinen tarkastelu koostui sekä korrelaatio- että staattisesta regressioanalyysistä, kun taas dynaaminen tarkastelu muodostui Grangerin kausaaliiteettitesteistä sekä VAR-malleista. Tutkimusaineisto kattoi neljännesvuosihavainnot ajanjaksolta 1987/1–2000/2.

Tutkimuksen staattinen analyysi nosti esiin taloudellisen kasvun ja korkotason tärkeyden asunto- ja osakesijoittajan kannalta. Tarkastelluista makromuuttujista bruttokansantuotteen muutoksilla oli korrelaatiolla mitaten tilastollisesti merkitsevä positiivinen yhteys niin asuntojen kuin osakkeidenkin hintojen muutoksiin. Staattisessa regressioanalyysissä tarkastelunäkökulma laajennettiin sallimalla useamman kuin yhden tekijän samanaikaiset vaikutukset asuntojen ja osakkeiden hintoihin. Tulokset vahvistivat näkemystä varsinkin asuntojen hintojen suorasta yhteydestä bruttokansantuotteen kehitykseen. Asuntojen hintojen BKT-riippuvuus sai vahvistusta myös alueellisessa tarkastelussa.

Tulostemme mukaan korkotason nousu johtaa osakkeiden hintojen välittömään laskuun rahoitusteorian mukaisesti. Hieman yllättävänä voidaan sen sijaan pitää tulosta, jonka mukaan korkotasolla ei näyttänyt olevan välitöntä vaikutusta asuntojen hintoihin. Osakkeiden hinnat riippuivat välittömästi myös asuntojen hinnoista, ja toimialoittain tämä ilmeni erityisesti pankki- ja vakuutussektorin osakkeiden hinnoissa.

Tutkimuksen dynaamiseen analyysiin liittyneillä Grangerin kausaliiteettitesteillä pyrittiin selvittämään aggregaattitason sekä alueellisten ja asuntotyypikohtaisten muuttujien välisiä syy-seuraus -suhteita. Tulokset osoittivat odotetusti osake- ja asuntomarkkinoiden ennakoivan bruttokansantuotteen kehitystä. Kausaalisuustestien perusteella asuntomarkkinoiden havaittiin myös ennakoivan korkotason muutoksia, eikä päinvastoin, kuten voisi olettaa. Tarkasteltaessa muuttujien välisiä syy-seuraus -suhteita alueellisesti pääkaupunkiseudun asuntojen hintakehityksen havaittiin odotetusti ennakoivan asuntomarkkinoiden hintakehitystä koko Suomessa. Tulos poikkeaa Booth, Martikainen & Tse (1996) havainnosta, jonka mukaan Tampere olisi asuntomarkkinoiden hintakehitystä ohjaava kaupunki. Myös osakemarkkinoilta saatiin viitteitä siitä, että osakkeiden hinnat vaikuttivat asuntojen hintoihin pääkaupunkiseudulla sekä Turussa, Tampereella ja Kuopiossa. Asuntotyypeittäin tarkasteltuna pienten asuntojen hinnat näyttivät reagoivan ensin keskeisiin makromuuttujashokkeihin. Tulosta voidaan pitää ymmärrettävänä, koska pienet asunnot lienevät suosituimpia asuntosijoitusten kohteita.

Dynaamisen tarkastelun laajentaminen VAR-analyysiin nosti esiin kaksi yleistä tulosta. Ensinnäkin jo staattisessa analyysissä ilmennyt asunto- ja osakemarkkinoiden välinen yhteys varmentui edelleen. Impulssivastetarkastelun perusteella osakkeiden hintojen odottamaton nousu saa aikaan pian shokin jälkeen noin kolme kuukautta kestävästä tilastollisesti merkitsevästä asuntojen hintojen noususta. Toiseksi, staattisen analyysin sekä kausaliiteettitestien perusteella syntynyt epäselvyys korkotason roolista asuntomarkkinoilla selkiytyi VAR-analyysiin perusteella. Impulssivasteiden mukaan korkojen yllätyksellinen nousu aikaansaa asuntojen hintojen välittömän laskun, jonka tilastollisesti merkitsevä vaikutus kestää noin neljä kuukautta. Korkomuuttuja osoittautui keskeisten makromuuttujien joukosta ainoaksi tekijäksi, jonka shokeilla oli tilastollisesti merkitsevä vaikutus osakkeiden hintoihin.

Tulostemme mukaan korkotason yllättävä nousu aikaansai osakkeiden hintojen välittömän ja tilastollisesti merkitsevänsä noin kuukauden kestävänsä laskun.

Staattisessa analyysissä voimakkaasti esiin nousseen bruttokansantuotteen merkitys jäi kuitenkin VAR-analyysissä epäselväksi, sillä BKT-shokkien impulssivasteet eivät vaikuttaneet tilastollisesti merkitsevästi asuntojen ja osakkeiden hintoihin. Mikäli impulssivasteita tulkitaan kuitenkin laadullisesti, BKT-shokkien vaikutus ilmeni positiivisena varsinkin asuntojen, mutta aluksi myös osakkeiden hintoihin. Inflaatioshokkien vaikutus asuntojen hintoihin oli selvästi negatiivinen, joskaan impulssivasteet eivät tässäkin tapauksessa olleet tilastollisesti merkitseviä. Osakkeiden hintojen reagointi inflaatioshokkeihin poikkesi asuntojen hintojen reagoinnista sikäli, että yllätyksellinen inflaatio aikaansai aluksi vajaan puoli vuotta kestävänsä pörssikurssien nousun, minkä jälkeen vasta osakkeiden hinnat kääntyivät laskeviksi. Tässäkin tapauksessa impulssivasteet eivät kuitenkaan olleet tilastollisesti merkitseviä, joten niiden tulkinnassa on syytä olla varovainen.

Yleisemmin tulkittuna tutkimustuloksemme korostavat alhaisen korkotason ja inflaation sekä vahvan taloudellisen kasvun suotuisuutta osake- ja asuntosijoittajan kannalta. Kehittyneillä rahoitusmarkkinoilla inflaation kiihtymisen voidaan perustellusti olettaa johtavan korkotason nousuun, jonka vaikutus tutkimustuloksissamme osoittautui selkeästi epäedulliseksi osake- ja asuntosijoittajan kannalta. Tämä implikoi inflaation epäsuotuisuutta sijoittajalle, vaikkakin inflaation rooli sinänsä jäi tilastollisesti epävarmaksi empiirisessä analyysissämme. Koska markkinakorkoja ohjaavat korkopäätökset tehdään EU-oloissa Euroopan keskuspankissa, suomalaisen sijoittajan intressissä tulisi olla näin ollen matalan inflaation toteutuminen EU-alueella.

Tutkimustuloksemme antoivat myös empiiristä tukea osake- ja asuntomarkkinoiden välisestä riippuvuudesta siten, että osakkeiden hintojen kehitys ennakoii etenkin pääkaupunkiseudun asuntojen hintakehitystä. Myönteinen kehitys osakemarkkinoilla saattaa heijastua myös asuntomarkkinoille sijoittajien hajauttaessa varallisuuttaan myös asuntomarkkinoille. Toisaalta osakesijoitusten hajauttamisen näkökulmasta pääkaupunkiseudun asuntoihin ei välttämättä kannattaisi sijoittaa, koska niillä on suuri korrelaatio osakemarkkinoiden kanssa. Alueellisesti tarkastellen Helsingin seudun asuntojen hintakehitys näyttäisi leviävän muual-

le Suomeen, joten tulostemme voidaan katsoa tukevan usein esitettyä näkemystä pääkaupunkiseudun taloudellisen tilanteen siirtymisenä muualle Suomeen.

Sijoittajan näkökulmasta tutkimuksen politiikkaimplikaationa on tuki alhaista inflaatiota ja korkotasoa sekä vakaata taloudellista kasvua edesauttavalle talouspolitiikalle. Käyttämämme keskeiset makromuuttujat, varsinkin inflaatio ja bruttokansantuote ovat kuitenkin luonteeltaan varsin endogeenisiä, joten näihin tekijöihin liittyvät politiikkasuositukset ovat välttämättä välillisiä. Jatkossa olisikin kiintoisaa kohdistaa analyysi selkeämmin talouden suoriin politiikkamuuttujiin. Tällaisia voisivat olla esimerkiksi Euroopan keskuspankin soveltama rahamarkkinoiden ohjauskorko ja finanssipolitiikan päätösperusteiset muuttujat, esimerkiksi sijoittajan kannalta oleelliset veropoliittiset muuttujat. Käyttämämme korkotason maturiteetti ei ole välttämättä luontevin valinta varsinkaan asuntoinvestointien osalta, joten jatkossa olisikin mielenkiintoista tutkia tulosten robustisuutta pidemmän maturiteetin omaavien korkojen suhteen. Kiintoisaa olisi myös jatkossa saada informaatiota suhdannevaihtelun roolista osake- ja asuntosijoittamisen näkökulmasta. Taloudellista aktiviteettia mittaavan muuttujan spesifointi suhdannevaihtelun muotoon voisi olla tulkinnallisesti ja kysymyksenasetteluna tässä tutkimuksessa käyttämämme spesifointia mielekkäämpi.

LÄHTEET

- Booth G.G., T. Martikainen & Y. Tse (1995). Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets. *Proceedings of the University of Vaasa, Discussion Papers* 183.
- Booth G.G., T. Martikainen & Y. Tse (1996). Long-run price transmission in the different regions of the Finnish housing markets. *Proceedings of the University of Vaasa, Discussion Papers* 190.
- Firstenberg, P.M., S.A. Ross & R.C. Zisler (1988). Real estate: the whole story. *Journal of Portfolio Management* (Spring), 22–34.
- Fogler H.R., M.R. Granito & L.R. Smith (1985). A theoretical analysis of real estate returns. *Journal of Finance* XL: 3, 711–721.
- Froland, C., R. Gorlow & R. Samson (1986). The market risk of real estate. *Journal of Portfolio Management*, Spring 1986, 12–19.
- Geltner, D (1993). Estimating market values from appraised values without assuming an efficient market. *Journal of Real Estate Research* 8:3, 325–345.
- Ghosh C., R.S. Guttery & C.F. Sirmans (1997). Effects of real estate crisis on institutional stock prices. *Real Estate Economics* 25:4, 591–614.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* 37, 424–38.
- Harris, R. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. 176 p. London, New York, etc. Prentice Hall, Harvester Wheatsheaf.
- Heiskanen, R. (1989). Rahapolitiikan tarkastelua vektoriautoregressiivisillä malleilla. Teoksessa *Vektoriautoregressiiviset mallit: menetelmä ja sovellutuksia Suomen aineistolla*. Suomen Pankki D:69, 63–84.
- Ibbotson, R.G. & L.B. Siegel (1984). Real estate returns: a comparison with other investments. *AREUEA Journal* 12:3, 219–242.
- Järvinen, J. (2000). *Essays on Industry Portfolios and Macroeconomic News*. Tampere: Tampereen yliopistopaino Oy.
- Malkamäki, M. (1993). Essays on conditional pricing of Finnish stocks. *Bank of Finland* B:48.
- Mull, S.R. & L.A. Soenen (1997). U.S. REITs as an asset class in international investment portfolios. *Financial Analysts Journal* (March/April), 55–61.
- Okunev, J. & P.J. Wilson (1997). Using nonlinear tests to examine integration between real estate and stock markets. *Real Estate Economics* 25:3, 487–504.

- Park, S. (1997). Rationality of negative stock-price responses to strong economic activity. *Financial Analysts Journal* (September/October), 52–56.
- Perron, P. (1988). Trends and random walks in macroeconomic time series: Further evidence from a new approach. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 297–332.
- Peseran, M.H. & B. Peseran (1997). *Working with Microfit 4.0*. 505 p. Oxford, New York, etc. Oxford University Press.
- Peseran, M.H. & A. Timmermann (1992). A simple nonparametric test of predictive performance. *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 461–65.
- Peseran, M.H. & Y. Shin (1997). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. Unpublished manuscript, Cambridge University.
- Phillips, P.C.B. & P. Perron (1988). Testing for a unit root in times series regression. *Biometrika* 75, 335–46.
- Quan, D.C. & S. Titman (1997). Commercial real estate prices and stock returns: an international analysis. *Financial Analysts Journal* (May/June), 21–34.
- Takala, K & P. Pere (1991). Testing the cointegration of house and stock prices in Finland. *Finnish Economic Papers* 4:1, 33–51.
- Vihriälä, V. & M. Virén (1989). Mitä vektoriautoregressiiviset mallit kertovat Suomen kansantalouden toimintamekanismeista. Teoksessa *Vektoriautoregressiiviset mallit: menetelmä ja sovellutuksia Suomen aineistolla*. Suomen Pankki D:69, 41–59.
- Worzala, E & K. Vandell (1993). International direct real estate investments as alternative portfolio asset for institutional investors: an evaluation. *Tutkimuspaperi: esitetty AREUEA meetings*, Anaheim.
- Zerbst, R.H. & B.R. Cambon (1984). Real estate: historical returns and risks. *Journal of Portfolio Management*, Spring 3, 5–29.

LIITTEET

LIITE 1. Muuttujien yksikköjuuritestit.

Muuttaja	X_t	ΔX_t	Muuttaja	X_t	ΔX_t
	Z_{τ_t}	Z_{τ_μ}		Z_{τ_t}	Z_{τ_μ}
BKT	-1.60	-4.24***	HkiB3	-1.21	-7.00***
Ashin	-1.48	-2.31	HkiC1	-1.18	-3.75***
CPI	-2.08	-3.58***	HkiC2	-1.19	-3.76***
HEX	0.21	-4.96***	HkiC3	-1.20	-4.62***
Korko	-1.84	-6.35***	HkiD1	-1.26	-4.07***
EspKau	-1.21	-3.47**	HkiD2	-1.34	-5.45***
Hki1	-1.12	-4.11***	HkiD3	-1.40	-4.68***
Hki2	-1.13	-4.11***	EspKau1	-1.45	-5.30***
Hki3	-1.18	-2.96**	EspKau2	-1.25	-5.06***
Hki4	-1.30	-2.77*	EspKau3	-1.15	-5.60***
Kuopio	-1.74	-5.86***	Kuopio1	-1.71	-7.95***
Lrta	-1.74	-6.73***	Kuopio2	-1.72	-4.45***
Oulu	-1.84	-5.15***	Kuopio3	-1.90	-8.28***
Turku	-1.73	-4.13***	Lrta1	-1.66	-8.19***
Tre	-1.61	-3.82***	Lrta2	-2.15	-9.02***
Vantaa	-1.29	-3.42**	Lrta3	-2.08	-9.02***
Metalli	-2.01	-6.06***	Oulu1	-2.39	-6.98***
Metsä	-1.95	-6.33***	Oulu2	-1.81	-5.76***
Moniala	-1.47	-5.96***	Oulu3	-1.54	-8.49***
Muu teol.	-1.69	-5.17***	Turku1	-2.06	-5.32***
Muut palv.	-0.68	-5.92***	Turku2	-1.74	-6.02***
Pankki	-1.17	-4.39***	Turku3	-1.44	-6.22***
Vakuutus	-1.06	-5.03***	Tre1	-1.79	-4.75***
HkiA1	-1.21	-4.61***	Tre2	-1.75	-5.88***
HkiA2	-1.11	-6.07***	Tre3	-1.17	-7.53***
HkiA3	-1.15	-6.08***	Vantaa1	-1.24	-5.03***
HkiB1	-1.14	-4.82***	Vantaa2	-1.35	-3.48***
HkiB2	-1.22	-4.75***	Vantaa3	-1.29	-4.79***

Selitykset: Z_{τ_t} = Phillips-Perron Z_{τ_t} -yksikköjuuritestit (testispesifikaatio sisältää vakiotermin ja lineaarisen trendin), Z_{τ_μ} Phillips-Perronin Z_{τ_μ} -yksikköjuuritestit (testispesifikaatio sisältää vakiotermin), H_0 : aikasarja sisältää yksikköjuuren. Testeissä käytetty viiveikkuna on 3 perustuen Neweyn ja Westin suositukseen (ks. esim. Quantitative Micro Software 2000, s. 323–326). Merkitsevyystasot: ***= 1%, **= 5%, *= 10%.

Muuttujien lyhenteet:

BKT = Bruttokansantuote, Ashin = Asuntojen aggregaattihinnat, CPI = kuluttajahintaindeksi, HEX = Helsingin pörssin yleisindeksi, Korko = 3 kk Helibor korko (Euribor 1999 alusta lähtien); asuntojen alueelliset hinnat Tilastokeskuksen mukaisesti: EspKau = Espoo ja Kauniainen, Hki1 - Hki4 = Helsinki alueet 1 - 4, Lrta = Lappeenranta, Tre = Tampere; osakkeiden toimialakohtaiset hintaindeksit HEXin mukaan: Metallit = metalliteollisuus, Metsä = metsäteollisuus, Moniala = monialayritykset, Pankki = pankkiala; Vakuutus = vakuutusala; HkiA1(A2,A3) = Helsingin 1. alueen yksiöiden (kaksioiden, kolmioiden) hintaindeksit, HkiB1(B2,B3) = Helsingin 2. alueen vastaavien asuntojen hinnat, jne, EspKau1(2, 3) = Espoon ja Kauniaisten yksiöiden (kaksioiden, kolmioiden) hintaindeksit, jne.

LIITE 2a. Muuttujien korrelaatiot asuntojen hintojen ja inflaation välillä.

ΔX	$\rho(\Delta X \Delta \text{Inf})$	$PT(\Delta X \Delta \text{Inf})$	$\rho(\Delta X \Delta \text{Ashin})$	$PT(\Delta X \Delta \text{Ashin})$	ΔX	$\rho(\Delta X \Delta \text{Inf})$	$PT(\Delta X \Delta \text{Inf})$	$\rho(\Delta X \Delta \text{Ashin})$	$PT(\Delta X \Delta \text{Ashin})$
ΔBKT	0.16	0.19	0.64	3.51***	ΔHkiB3	0.08	0.20	0.57	3.48***
ΔAshin	0.08	-0.87	1.00	-	ΔHkiC1	-0.09	-0.95	0.85	5.89***
ΔInf	1.00	-	0.08	-0.87	ΔHkiC2	-0.09	-0.87	0.86	4.40***
ΔHEX	-0.08	-0.70	0.37	2.54**	ΔHkiC3	0.00	1.19	0.84	4.67***
ΔKorko	0.14	2.00**	-0.04	-0.99	ΔHkiD1	-0.02	-0.95	0.85	4.14***
ΔHki1	-0.05	-0.87	0.85	6.20***	ΔHkiD2	-0.06	-0.07	0.76	4.47***
ΔHki2	-0.04	-0.07	0.84	6.21***	ΔHkiD3	0.00	-1.12	0.77	5.96***
ΔHki3	-0.07	-0.78	0.93	6.16***	$\Delta \text{EspKau1}$	-0.02	0.11	0.74	4.40***
ΔHki4	-0.02	-1.04	0.94	5.63***	$\Delta \text{EspKau2}$	0.05	0.89	0.81	5.63***
ΔEspKau	0.01	0.02	0.92	6.45***	$\Delta \text{EspKau3}$	-0.04	0.11	0.77	3.22***
ΔKuopio	0.06	-0.78	0.76	3.48***	$\Delta \text{Kuopio1}$	-0.02	0.52	0.55	2.40**
ΔLrta	0.20	1.09	0.65	2.63***	$\Delta \text{Kuopio2}$	0.06	-0.78	0.83	5.86***
ΔOulu	0.03	-0.87	0.72	2.63***	$\Delta \text{Kuopio3}$	0.12	0.79	0.59	1.37
ΔTurku	0.15	1.09	0.83	4.99***	ΔLrta1	0.11	-0.95	0.48	2.97***
ΔTre	0.06	-0.70	0.84	4.96***	ΔLrta2	0.18	1.56	0.49	2.04**
ΔVantaa	-0.02	-2.08**	0.88	5.38***	ΔLrta3	0.04	-0.07	0.41	2.73***
$\Delta \text{Metallit.}$	0.10	-1.04	0.26	2.15**	ΔOulu1	-0.11	-0.87	0.56	2.63***
$\Delta \text{Metsät.}$	0.09	-1.12	0.23	1.92*	ΔOulu2	0.01	-0.25	0.64	3.42***
$\Delta \text{Monialat.}$	0.01	-0.78	0.28	2.28**	ΔOulu3	0.13	0.89	0.47	2.15**
$\Delta \text{Muu teol.}$	-0.02	-1.20	0.36	3.42***	ΔTurku1	-0.01	-0.16	0.71	4.80***
$\Delta \text{Muut palv.}$	-0.14		0.41		ΔTurku2	0.24	-0.07	0.70	4.47***
ΔPankki	-0.02	-0.52	0.49	3.33***	ΔTurku3	0.09	1.19	0.63	5.27***
$\Delta \text{Vakuutus}$	-0.13	-0.95	0.43	4.14***	ΔTre1	-0.03	-2.07**	0.74	3.65***
ΔHkiA1	-0.08	-2.24**	0.77	4.91***	ΔTre2	0.07	-0.07	0.65	3.31***
ΔHkiA2	-0.13	-1.92*	0.74	3.55***	ΔTre3	-0.01	1.67*	0.65	3.39***
ΔHkiA3	0.04	-1.12	0.67	3.07***	$\Delta \text{Vantaa1}$	-0.08	-1.29	0.77	3.19***
ΔHkiB1	-0.13	-0.34	0.78	4.33***	$\Delta \text{Vantaa2}$	0.03	-2.07**	0.87	4.80***
ΔHkiB2	-0.08	-1.47	0.80	5.61***	$\Delta \text{Vantaa3}$	-0.04	-0.43	0.77	4.69***

Selitykset: ρ = korrelaatiokerroin. PT = Peseranin ja Timmermannin (1992) testisuure korrelaatiokertoimen merkitsevyydelle. Merkitsevyystasot: * = 10%, ** = 5%, *** = 1%.

LIITE 2b. Muuttujien korrelaatiot pörssikurssien muutosten kanssa.

ΔX	$\rho(\Delta X \Delta \text{HEX})$	$PT(\Delta X \Delta \text{HEX})$	ΔX	$\rho(\Delta X \Delta \text{HEX})$	$PT(\Delta X \Delta \text{HEX})$
ΔBKT	0.18	2.30**	ΔHkiB3	0.39	3.29***
ΔAshin	0.37	2.54**	ΔHkiC1	0.38	2.91***
ΔInf	-0.08	-0.70	ΔHkiC2	0.37	1.94**
ΔHEX	1.00		ΔHkiC3	0.39	3.39***
ΔKorko	-0.36	-0.91	ΔHkiD1	0.36	1.72*
ΔHki1	0.40	3.15***	ΔHkiD2	0.22	0.91
ΔHki2	0.43	2.69***	ΔHkiD3	0.31	1.29
ΔHki3	0.40	2.17**	$\Delta \text{EspKau1}$	0.25	0.12
ΔHki4	0.36	2.10**	$\Delta \text{EspKau2}$	0.39	2.69***
ΔEspKau	0.34	2.32**	$\Delta \text{EspKau3}$	0.22	1.33
ΔKuopio	0.25	1.56	$\Delta \text{Kuopio1}$	0.12	1.27
ΔLrta	0.20	1.03	$\Delta \text{Kuopio2}$	0.30	0.94
ΔOulu	0.19	-0.18	$\Delta \text{Kuopio3}$	0.15	1.88*
ΔTurku	0.39	2.54**	ΔLrta1	0.18	1.12
ΔTre	0.42	1.78*	ΔLrta2	0.26	0.89
ΔVantaa	0.36	0.70	ΔLrta3	-0.07	-1.27
$\Delta \text{Metallit.}$	0.68	3.29***	ΔOulu1	0.17	0.73
$\Delta \text{Metsät.}$	0.68	4.84***	ΔOulu2	0.11	-0.09
$\Delta \text{Monialat.}$	0.75	5.22***	ΔOulu3	0.22	0.91
$\Delta \text{Muu teol.}$	0.77	5.21***	ΔTurku1	0.23	2.18**
$\Delta \text{Muut palv.}$	0.78	N/A	ΔTurku2	0.40	2.69***
ΔPankki	0.69	4.00***	ΔTurku3	0.24	1.55
$\Delta \text{Vakuutus}$	0.77	4.71***	ΔTre1	0.30	1.29
ΔHkiA1	0.40	1.47	ΔTre2	0.36	2.69***
ΔHkiA2	0.29	1.12	ΔTre3	0.32	1.24
ΔHkiA3	0.31	1.88*	$\Delta \text{Vantaa1}$	0.39	1.47
ΔHkiB1	0.32	2.06**	$\Delta \text{Vantaa2}$	0.42	1.88*
ΔHkiB2	0.37	2.83***	$\Delta \text{Vantaa3}$	0.27	0.10

Selitykset: ks. liite 2a.

LIITE 2c. Keskeisten makromuuttujien korrelaatiomatriisi.

	ΔAshin	ΔBKT	ΔCPI	ΔKorko	ΔHEX
ΔAshin	1				
ΔBKT	0.65 (3.51***)	1			
ΔCPI	0.08 (-0.87)	0.16 (-0.19)	1		
ΔKorko	-0.04 (-0.99)	0.18 (-0.20)	0.14 (2.00**)	1	
ΔHEX	0.37 (2.54**)	0.18 (2.30**)	-0.08 (-0.70)	-0.36 (-0.91)	1

Selitykset: Ks. liite 2a. Luvut suluissa ovat Pesaran-Timmermann –testisuureita.

LIITE 3. Granger- kausaalisuustestit

1) Asuntojen hinnat, osakemarkkinat ja bruttokansantuote

Nolla-hypoteesi:	LKM	F-testi	P-arvo
Viiveet: 1			
BKT ei Granger-aiheuta HEX	52	1.60779	0.21080
HEX ei Granger-aiheuta BKT		4.18470	0.04618
BKT ei Granger-aiheuta ASUNTO	52	1.02179	0.31706
ASUNTO ei Granger-aiheuta BKT		17.5513	0.00012
Viiveet: 2			
BKT ei Granger-aiheuta HEX	51	0.83035	0.44232
HEX ei Granger-aiheuta BKT		5.75822	0.00586
BKT ei Granger-aiheuta ASUNTO	51	0.72404	0.49023
ASUNTO ei Granger-aiheuta BKT		4.66972	0.01424
Viiveet: 3			
BKT ei Granger-aiheuta HEX	50	0.79014	0.50607
HEX ei Granger-aiheuta BKT		3.56221	0.02176
BKT ei Granger-aiheuta ASUNTO	50	1.36513	0.26619
ASUNTO ei Granger-aiheuta BKT		7.05448	0.00058
Viiveet: 4			
BKT ei Granger-aiheuta HEX	49	0.91013	0.46736
HEX ei Granger-aiheuta BKT		2.96129	0.03111
BKT ei Granger-aiheuta ASUNTO	49	0.83122	0.51334
ASUNTO ei Granger-aiheuta BKT		5.24541	0.00171

2) Asuntojen hinnat ja korko

Viiveet: 1			
KORKO ei Granger-aiheuta ASUNTO	52	0.93080	0.33939
ASUNTO ei Granger-aiheuta KORKO		3.68294	0.06081
Viiveet: 2			
KORKO ei Granger-aiheuta ASUNTO	51	0.46878	0.62872
ASUNTO ei Granger-aiheuta KORKO		4.53950	0.01588
Viiveet: 3			
KORKO ei Granger-aiheuta ASUNTO	50	1.27168	0.29610
ASUNTO ei Granger-aiheuta KORKO		3.64699	0.01981
Viiveet: 4			
KORKO ei Granger-aiheuta ASUNTO	49	0.86558	0.49293
ASUNTO ei Granger-aiheuta KORKO		4.08980	0.00710

3) Osakemarkkinat ja pääkaupunkiseudun asuntojen hinnat

Nolla-hypoteesi:	LKM	F-testi	P-arvo
Viiveet: 1			

HKI1 ei Granger-aiheuta HEX	52	3.48391	0.06796
HEX ei Granger-aiheuta HKI1		10.5072	0.00214
HKI2 ei Granger-aiheuta HEX	52	2.88101	0.09597
HEX ei Granger-aiheuta HKI2		6.03159	0.01764
ESPKA ei Granger-aiheuta HEX	52	1.18938	0.28079
HEX ei Granger-aiheuta ESPKA		7.78847	0.00747
	LKM	F-testi	P-arvo
Viiveet: 2			
HKI1 ei Granger-aiheuta HEX	51	3.53747	0.03724
HEX ei Granger-aiheuta HKI1		3.97633	0.02553
HKI2 ei Granger-aiheuta HEX	51	1.79252	0.17798
HEX ei Granger-aiheuta HKI2		2.69906	0.07792
ESPKA ei Granger-aiheuta HEX	51	0.99414	0.37785
HEX ei Granger-aiheuta ESPKA		3.45742	0.03992
	LKM	F-testi	P-arvo
Viiveet: 3			
HKI1 ei Granger-aiheuta HEX	50	1.32202	0.27961
HEX ei Granger-aiheuta HKI1		2.39368	0.08151
HKI2 ei Granger-aiheuta HEX	50	0.61232	0.61071
HEX ei Granger-aiheuta HKI2		1.68317	0.18477
ESPKA ei Granger-aiheuta HEX	50	0.35588	0.78511
HEX ei Granger-aiheuta ESPKA		2.13761	0.10942
	LKM	F-testi	P-arvo
Viiveet: 4			
HKI1 ei Granger-aiheuta HEX	49	1.97014	0.11767
HEX ei Granger-aiheuta HKI1		3.16647	0.02370
HKI2 ei Granger-aiheuta HEX	49	1.02270	0.40732
HEX ei Granger-aiheuta HKI2		1.61179	0.19013
ESPKA ei Granger-aiheuta HEX	49	1.06272	0.38755
HEX ei Granger-aiheuta ESPKA		2.54952	0.05394

HKI1: Helsingin ykkösalue (ks. liite 5), HKI2: Helsingin kakkosalue, ESPKA: Espoo + Kauniainen

LIITE 4a. VAR-mallien diagnostiikka eri viiverakenteilla

VIIVEIDEN LUKUM. (N)	N = 1	N = 2	N = 3	N = 4
LM(1)	32.53 (0.14)	33.08 (0.13)	37.51 (0.05)	22.59 (0.60)
LM(2)	29.25 (0.25)	35.53 (0.08)	34.85 (0.09)	27.09 (0.35)
LM(3)	23.82 (0.53)	21.25 (0.68)	49.72 (0.00)	34.17 (0.10)
LM(4)	36.31 (0.07)	25.45 (0.44)	29.98 (0.23)	31.60 (0.17)
Normaalisuus	15.99 (0.10)	19.41 (0.04)	28.62 (0.00)	41.94 (0.00)
Heteroskedastisuus	217.97 (0.00)	341.51 (0.05)	487.74 (0.11)	635.15 (0.16)

Selitykset: $LM(1) \approx$ LM autokorrelaatiotesti 1. asteen autokorrelaatiolle, H_0 : ei 1. asteen autokorrelaatiota; jne. Normaalisuus \approx jäännöstermien normaalisuustesti, H_0 : jäännöstermit ovat jakautuneet normaalisti. Heteroskedastisuus \approx jäännöstermien heteroskedastisuustesti, H_0 : jäännöstermit ovat jakautuneet homoskedastisesti. Sulkeissa olevat luvut testisuureiden jälkeen ovat testien p -arvot. Testeistä tarkemmin, ks. Quantitative Micro Software (2000).

LIITE 4b. VAR(4)-mallin residuaalien korrelaatiomatriisi

	Δ ASUNTO	Δ BKT	Δ CPI	Δ HEX	Δ KORKO
Δ ASUNTO	1				
Δ BKT	0.09	1			
Δ CPI	-0.08	0.35	1		
Δ HEX	0.21	0.03	0.10	1	
Δ KORKO	-0.46	0.00	0.18	-0.34	1

LIITE 5. Helsingin osa-alueet Tilastokeskuksen jaottelun mukaan

Hki1

- Helsingin keskusta
- Punavuori
- Kaartinkaupunki
- Kaivopuisto
- Eira
- Katajanokka
- Kruunuhaka
- Ruohonlahti

Hki2

- Lauttasaari
- Vattuniemi
- Länsi-Pasila
- Taka-Töölö
- Keski-Töölö
- Pohjois-Meilähti
- Ruskeasuo
- Meilahden Sairaala-alue
- Pikku-Huopalahti
- Kivihaka
- Etelä-Haaga
- Munkkiniemi
- Kuusisaari - Lehtisaari
- Munkkivuori - Niemenmäki
- Pohjois-Haaga
- Lassila
- Kulosaari
- Länsi-Pakila
- Itä-Pakila
- Jollas

Hki3

- Pajamäki
- Reimarla
- Pitäjänmäen teollisuusalue
- Konala
- Kannelmäki
- Maununneva
- Sörnäinen
- Etu-Vallila
- Itä-Pasila
- Kallio
- Vallila
- Tuokola, Vanha Kaupunki
- Koskela

Hki3 (jatkuu)

- Käpylä
- Metsälä, Etelä-Oulunkylä
- Maunula, Suursuo
- Patola, Oulunkylä
- Veräjämäki
- Paloheinä
- Malmi
- Pukinmäki, Savela
- Tapaninvainio
- Herttoniemi
- Laajasalo
- Santahamina
- Roihupellon teollisuusalue
- Marjaniemi, Itäkeskus

Hki4

- Suomenlinna
- Malminkartano
- Torpparinmäki
- Pihjalämäki
- Tapanila
- Siltämäki
- Puistola
- Suurmetsä
- Jakomäki
- Roihuvuori
- Etelä-Laajasalo
- Puotinharju
- Puotila
- Myllypuro
- Kontula
- Vartionharju
- Pohjois-Vuosaari
- Mellunkylä
- Etelä-Keskivuosaari
- Aurinkolahti