

---

SUOMEN PANKIN  
KANSANTALouden OSASTON  
TYÖPAPEREITA

---

18.6.1998

5/98

**Pasi Kuoppamäki**

Aggregoitu varallisuushintaindeksi

Laskelmia Suomen aineistolla vuosina 1970–1997

---







# Aggregoitu varallisuushintaindeksi\*

## Laskelmia Suomen aineistolla vuosina 1970–1997

Kansantalouden osaston työpapereita 5/98

Pasi Kuoppamäki

### Tiivistelmä

Varallisuushintojen määräytyminen on paitsi tärkeä osa kansantalouden toiminnan tehokkuutta myös merkittävää informaatiota tuottava prosessi. Suuret yllättävät varallisuushintojen muutokset ovat osoittaneet, ettei varallisuusmarkkinoiden toimintaa ymmärretä riittävästi. Varallisuushintojen kansantaloudellisesta merkityksestä ei ole Suomessa tehty mittavia kokonaiselvityksiä. Yksittäisten varallisuusesineiden hinnat kertovat koko kansantalouden tasolla vain osatotuuden varallisuusmarkkinoista ja taloudellisten yksiköiden kokemasta varallisuudesta. Seurattaessa koko yksityisen sektorin varallisuuden kehitystä aggregoitu varallisuushintaindeksi antaa yksittäisiä indeksejä kattavamman kuvan.

Raportilla on kaksi tavoitetta: 1) selvittää yleisesti miten varallisuushinnat liittyvät makrotaloudelliseen kehitykseen; 2) ja tutkia aggregoidun varallisuushintaindeksin ominaisuuksia. Keskeisin tavoite on aggregoidun varallisuushintaindeksin (AAPI) rakentaminen ja sen indikaattoriominaisuuksien tarkastelu. Liitteessä esitetty metsävarallisuuden arvon aikasarja tuo uutta tietoa yksityisen sektorin metsäomaisuudesta.

Tulosten mukaan aggregoitu varallisuushintaindeksi ennustaa inflaatiota korkeintaan yhtä hyvin kuin parhaat perinteiset inflaatioindikaattorit. AAPI on melko vakaa indeksi, koska se luonteensa mukaan sopeutuu varallisuuden rakenteellisiin muutoksiin ja aggregointi tasoittaa osaindeksien omien häiriöiden vaikutusta. AAPI:n suhteellisia muutoksia voidaan siten käyttää yleisenä varallisuushintainflaation kuvaajana. Keskuspankkien on tärkeätä seurata varallisuushintojen kehitystä tarkasti, mutta merkittäväksi rahapolitiikan kohteeksi varallisuushintoja ei voi ottaa. Varallisuushintojen muutoksiin on syytä kiinnittää erityistä huomiota suurten ympäristömuutosten, kuten rahoitusmarkkinoiden vapautumisen, aikana.

Asiasanat: varallisuushinnat, aggregointi, indikaattorit, inflaatio

---

\* Kiitän kommentteista ja aineistosta Anne Brunilaa, Reijo Siiskosta, Risto Suomelaa, Antti Suvantoa ja Kari Takalaa.



# Sisältö

sivu

Tiivistelmä.....	3
1 Johdanto .....	7
2 Suomen aggregoitu varallisuushintaindeksi 1970–1997.....	8
2.1 Portfolio-osuudet .....	9
2.2 Varallisuuden jakautuminen ja kehitystrendit .....	11
2.3 Varallisuushintaindeksit AAPI:n laskennassa .....	13
2.4 Aggregoitu varallisuushintaindeksi – AAPI .....	14
2.5 Kuukausittainen aggregoitu varallisuushintaindeksi – MAAPI.....	16
3 Aggregoidun varallisuushintaindeksin indikaattoriominaisuudet .....	17
3.1 Varallisuushintojen tilastollisia ominaisuuksia ja perusregressiomalleja.....	18
3.2 Varallisuushintojen ja inflaation Granger-kausalisuus.....	20
3.3 Varallisuushintojen yhteisintegroituvuus ja virheenkorjausmalli.....	21
3.4 Kuukausittaisen aggregaatti-indeksin indikaattoriominaisuudet.....	24
3.5 Yhteenveto keskeisistä ekonometrisistä tuloksista.....	26
4 Johtopäätökset .....	27
Lähteet.....	29
Liite 1 Yksityismetsävarallisuuden kehitys Suomessa 1970–1997 .....	31
Liite 2 .....	34
Liite 3 .....	35





# 1 Johdanto

*”The measurement of capital is one of the nastiest jobs that economists have set to statisticians...He [economists] has to ask himself very seriously: what is the point of putting the problem?” - John Hicks (1981)*

Yksityisen sektorin varallisuus muodostuu fyysisestä-, finanssi- ja henkisestä varallisuudesta. Finanssipääoman, kuten osakkeiden, arvon mittaaminen on kaikkein helpointa, koska sen eri alaerien likvidisyys on korkea ja hinta löytyy yleensä suoraan markkinoilta. Rahoitusvarallisuuden taustalla voi olla jokin reaalisuus, kuten osakeyhtiön pääoma. Suuri osa finanssipääomasta muodostuu kuitenkin kotimaisista ja ulkomaisista maksuvälineistä ja velkapapereista. Fyysisen tai reaaliarallisuuden, kuten kiinteistöjen, markkina-arvo on myöskin melko selkeästi määritettävissä. Joissakin tapauksissa reaaliarallisuuden laajuus on kuitenkin vaikeasti määriteltävissä (tietyn alueen metsävarallisuus) tai markkinat ovat puutteelliset. Kaikille varallisuusmuodoille yhteisiä ominaisuuksia ovat esineen arvon tietyn asteinen kestävyys yli ajan ja esineen kyky tuottaa arvokkaita palveluksia. Varallisuusesineiden tuottamia palveluksia ovat esimerkiksi asumispalvelut ja osingot.

Varallisuushintojen keskeisenä ominaisuutena pidetään eteenpäin katsomista, vaikka moni muukin taloudellinen suure sisältää implisiittisesti tietoa tulevaisuudesta. Tuotantopäätöksetkin nojaavat odotuksiin tulevista markkinoista. Varallisuusmarkkinat, kuten pörssi, reagoivat kuitenkin aikaisemmin uuteen informaatioon taloudellisesta kehityksestä kuin kulutushyödykemarkkinat. Varallisuushinnat voivat sisältää informaatiota tulevasta inflaatiosta ja muista fundamenteista. Varallisuusesineen arvoon vaikuttavat keskeisesti odotukset sen tuottamien palvelujen virran arvosta ja markkinoiden käsitys aikapreferenssistä, jota kuvaa tavallisesti markkinakorko.

Odotukset palvelujen virran arvosta riippuvat varallisuusesineen tuotosta tulevaisuuden maailmantoissa ja niiden arvioiduista toteutumistodennäköisyyksistä. Tuotto- ja todennäköisyysodotuksiin vaikuttavat puolestaan monet hyvin erilaiset tekijät makrotaloudellisesta tilanteesta verotuskäytäntöön ja esineeseen sisältyviin optioihin. Aikapreferenssi voi eri henkilöillä olla erilainen, mutta markkinoilla homogeenisen varallisuusesineen hinnoittelun kannalta relevantti aikapreferenssi on markkinakorko ( $r$ )<sup>1</sup>. Tuotto- ja korko-odotuksiin vaikuttavia tunnettuja keskeisiä tekijöitä kutsutaan fundamenteiksi<sup>2</sup>.

Varallisuushinnat vaikuttavat yleiseen inflaatioon sekä kysyntä- että tarjontavetoisesti. Yli ajan optimoivat kuluttajat allokoivat osan varallisuutensa noususta kulutuskysyntään. Toisaalta esimerkiksi kantohinnat ovat kustannustekijä metsäteollisuudelle. Tarjontapuolelta seuraava inflaatiopaine voi tukea metsänomistajien varallisuuden nousun tuomaa kysyntäinflaatiopainetta. Kaikkein suorimmin varallisuushintojen nousu voi johtaa näistä esineistä saatavien palveluiden hintojen kautta kuluttajahintojen nousuun. Esimerkiksi asuntojen hintojen kallistuminen edellyttää myös vuokratason nousua, jotta asumismuotojen keskinäinen kustan-

---

<sup>1</sup> Aikapreferenssin muodostumisesta katso esimerkiksi Becker & Mulligan (1997).

<sup>2</sup> Varallisuushintojen määräytymisestä ja inflaatioyhteydestä tarkemmin Kuoppamäki (1998): Pörssikupla, tasapainoanalyysi HEX yleisindeksistä vuosina 1966–1997. Suomen Pankin kansantalouden osaston työpapereita 3/1998.

nustaso tasoittuu ja asunnoista saatu tuotto vastaa muista sijoituskohteista saatavaa tuottoa.

Varallisuusesineiden hintakehitys voi vaikuttaa merkittävästi reaalityönteeseen ilman inflaatioyhteyttäkin. Varallisuusesineiden suhteelliset hinnat voivat muuttua. Reaalipääoman hintakehitys vaikuttaa investointialttiuteen. Tobinin Q teorian mukaan investoinnit määräytyvätkin pääoman markkina-arvon ja reaalipääoman uusintamiskustannusten eron perusteella. Esimerkiksi asuintaloja rakennetaan lisää kun asuntojen neliöhinnat nousevat riittävästi yli rakennuskustannusten. Varallisuushintojen rooli resurssien allokoinnin tehokkuudelle on investointien pitkäaikaisten vaikutusten kautta suuri.

Varallisuushintojen häiriöalttius saattaa muodostua esteeksi rahoitusmarkkinoiden kehitykselle, koska varallisuushintojen riskipitoisuus vaikuttaa sijoittajien päätöksentekoon. Epävakaat rahoitusmarkkinat kaventavat yritysten pääoman hankintamahdollisuuksia. Huolellisella rahoituslaitosten riskien hallinnalla, valvonnalla ja yleisellä rahapoliittisella kurilla pystytään suurimmat riskit välttämään.

## 2 Suomen aggregoitu varallisuushintaindeksi 1970–1997

Varallisuushintoja tarkastellaan yleensä yksitellen, jolloin ei saada kokonaiskuvaa yksityisen sektorin varallisuuden kehityksestä. Onkin tärkeää, että varallisuushintojen kehitystä seurataan kokonaisuutena.<sup>3</sup> Borio et al (1994) ovat tutkineet varallisuushintojen taloudellista merkitystä kahdessatoista eri maassa (ml. Suomi). Heidän keskeinen tavoitteensa on aggregoidun varallisuushintaindeksin (*Aggregate Asset Price Index*) kehittäminen ja testaaminen. Tutkimus kattaa vuodet 1970–1992. Aggregoitu varallisuushintaindeksi (AAPI) koostuu kolmesta eri varallisuuserästä: asuinkiinteistöistä (*residential property*), liikekiinteistöistä (*commercial property*) ja osakkeista (*equities*). AAPI on siis portfolio-osuuksilla painotettu yksittäisten varallisuushintaindeksien keskiarvo.

Borio et al tutkimuksessa käytetty vuositasoinen aineisto riittää yleiseen makrotason kehityksen tarkasteluun, mutta indikaattoriksi tarvitaan aikaväliltään tiheämpää aineistoa. Tarkoituksena onkin koostaa Suomen aineistolla vuosittainen varallisuushintaindeksi (AAPI) ja kuukausittainen indikaattorikäyttöön soveltuva sarja (MAAPI). Tarkastelu kattaa koko yksityisen sektorin. Lopullinen vuositasoinen indeksi sisältää asuntojen hinnat, liikekiinteistöjen hinnat, kantohinnat ja osakkeiden hinnat. Kuukausittaiseen indeksiin sisältyvät samat indeksit lukuun ottamatta liikekiinteistöjen hintaindeksiä.

AAPI tarvitsee kahdenlaista aikasarjatietoa: eri varallisuusmuotojen osuuksia yksityisen sektorin sijoitusportfoliossa ja kyseisten varallisuusmuotojen arvoja. Tarkastelu on rajattu, kuten Borio et al (1994), koskemaan lähinnä yksityisen sektorin reaalista nettovarallisuutta, jolloin henkilöiden väliset velkasitoumukset eivät ole varallisuutta. Myöskään talletuksia ja kotitalouksien valuuttavaroja ei

---

<sup>3</sup> The Economist (1998) keskustelelee mahdollisuudesta rakentaa ja käyttää laajoja hintaindeksijä, jotka sisältäisivät sekä kuluttajahinnat että varallisuushintoja. Laajojen indeksien hyödyllisyys on kuitenkin varsin rajallinen ja vähän tutkittu.

käsitellä osana varallisuutta. Yksityisen sektorin sisäisistä lainoista oletetaan siis, että koron muutosten vaikutukset ovat symmetriset velkojalle ja velalliselle. Oletamme myös, että valtion lainapaperit eivät ole yksityisen sektorin nettovarallisuutta, koska velka maksetaan tulevaisuudessa veroina takaisin. Oletus perustuu kiistanalaiseen Ricardon ekvivalenssiteoreemaan. Indeksien varallisuus muodostuu siten lähinnä reaalisista nettosuureista:

$$(1) \quad AAPI_t = \sum_{i=1}^n P_t^i * API_t^i$$

$i$  = varallisuusesine

$P_t^i$  = osuus hetkellä  $t$

$API_t^i$  = varallisuushintaindeksi  $i$  hetkellä  $t$

Indeksin (1) varallisuuseriin ( $n$ ) sisällytetään asunnot, osakkeet, liikekiinteistöt ja metsävarallisuus, koska nämä erät ovat kokonaisuuden kannalta merkittäviä, vähintään 10 % yksityisen sektorin varallisuudesta. Pienten varallisuuserien mukaanotto vaikeuttaisi laskentaa tuomatta olennaista lisäinformaatiota. Indeksien varallisuusmuodoilla on myös toimivat jälkimarkkinat, kuten arvopaperipörssi tai kilpailtu kiinteistövälitys. Tehokkaat vapaat markkinat takaavat riittävän oikean hinnoittelun varallisuusesineiden nettoarvolle. Markkinoiden toimivuus edellyttää ainakin varallisuusesineen likvidiyyttä, markkinaehtoisuutta ja suurta volyyymiä.

Borio et al (1994) eivät korostaneet indeksien epäindeksimäisiä ominaisuuksia. AAPI:n eri osaindeksien perusvuosi saattaa poiketa ja itse AAPI:n painoissa tapahtuu epäsäännöllisiä muutoksia. Nyt rakennettavan AAPI:n osat ovat myös luonteeltaan hyvin erilaisia, kuten kaikkien aggregaatti-indeksien. Esimerkiksi metsävarallisuuden arvoa kuvaava kantohinta muodostuu pääosin puun raaka-ainearvon mukaan. Metsävarallisuuteen voi investoida vain hoitotoimenpiteitä, koska puusto kehittyy biologisen kasvun mukaan. Osakkeiden arvo puolestaan sitoutuu kyseisten yritysten varallisuuteen, tuottoon ja odotuksiin. AAPI:n muutoksiin vaikuttavatkin useat eri tekijät, joiden merkitys ei pysy ajan yli vakiona. Karkeimmalla tasolla AAPI:n taso muuttuu osaindeksien ja painojen muutosten seurauksena. Painojen muuttumisen myötä osaindeksien vaikutus AAPI:n muutoksiin kehittyy yli ajan; 1970-luvun AAPI:n kehityksen ymmärtämisen kannalta keskeinen osamarkkina ei välttämättä enää ole 1990-luvulla merkittävä. AAPI ei olekaan perinteinen hintaindeksi vaan indeksi siitä, miten yksityinen sektori mieltää varallisuutensa arvon kehityksen kunakin hetkenä.

## 2.1 Portfolio-osuudet

Varallisuussalkun portfolio-osuuksia kuvaavat painot reagoivat merkittäviin muutoksiin portfoliorakenteessa. Tilastoissa on tosin epätarkkuuksia mm. arvostamisongelmista johtuen. Suomessa tapahtui eräänlainen murros 1980-luvulla osakkeiden merkityksen kasvaessa ja rahoitusmarkkinoiden vapautuessa. Kuviossa 1 esitetään reaali-varallisuuskäsitteen kokonaiskehitys ja portfolio-osuudet vuosina 1976–1993<sup>4</sup>. Useat varallisuusarvoista, kuten osakkeiden arvo, on tilastoissa

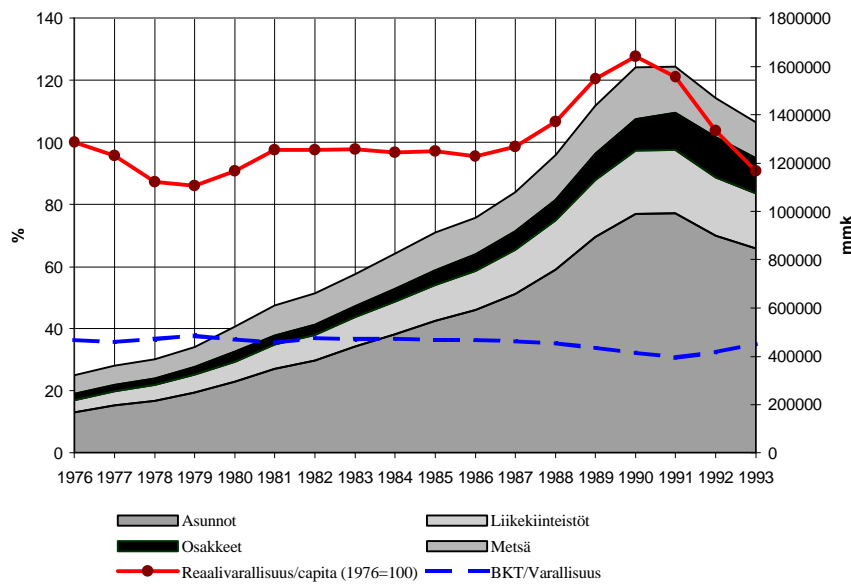
<sup>4</sup> Asuntovarallisuus ja liikekiinteistöjen arvo on otettu YK:n tilastoista (SNA), eikä lukuja löydy useammalle vuodelle. Rahoitustilinpitoon perustuva osakevarallisuus ja itse laskettu metsävarallisuus voidaan laskea pidemmällekin ajanjaksolle.

arvostettu johonkin nimellishintaan alle markkinahinnan. Virhemarginaali ei välttämättä ole kuitenkaan kovin suuri. Erityisesti jatkolaskelmissa tarvittavat osuudet ovat lähellä todellista, koska kaikkia eriä koskee aliarvostusongelma.

Maittaiset erot varallisuuden eri muodoissa ja portfolio-osuuksissa voivat olla merkittäviä. Suomessa kansallisena erityispiirteenä on huomattava metsävarallisuus. Metsän tai paremminkin metsävarojen arvon kehitystä kuvaavan kantohinnan mukaanotto on perusteltua siksikin, että se on yksi perinteisimmistä inflaatioindikaattoreista. Metsävarallisuudesta ei ole virallisia vuositaso arvioita pitkältä aikaväliltä, mutta metsävarallisuutta kuvaava aikasarja voidaan konstruoida tilasto- ja tutkimustietojen pohjalta. Laskenta esitetään liitteessä 1.

Vuodesta 1993 lähtien osakkeiden painoarvo on portfolioissa selkeästi kasvanut. Taulukossa 1 esitetyt AAPI:n painot ovat näiden osuuksien pyöristyksiä. Parkkinen (1993) arvioi Suomen nettokansallisvarallisuudeksi 2110 miljardia markkaa vuonna 1992. Tässä tutkimuksessa käytettävä varallisuuskäsite muodostaa siitä lähes 3/4, joten sen voi arvioida olevan kattavuudeltaan riittävän laaja kuvaamaan yksityisen sektorin varallisuutta<sup>5</sup>. Reaalivarallisuusportfolioon liittyy yksi erittäin mielenkiintoinen piirre; BKT per varallisuus suhdeluku säilyy melko vakaana (31%–38%) koko tarkasteluperiodin ilman trendiä. Varallisuus näyttäisi kertyvän samassa tahdissa BKT:n kasvun kanssa, mikä onkin linjassa perinteisen kasvuteorian kanssa<sup>6</sup>.

Kuvio 1. **Reaalivarallisuuden kehitys**



<sup>5</sup> Ero Parkkisen pistearvioon vuodelle 1992 muodostuu mm. maatalousvarallisuudesta (80 mrd. mk), vapaa-ajanasunnoista (70 mrd. mk) ja varastoista (100 mrd. mk). Parkkisen luvuissa on mukana myös julkisen sektorin omaisuutta.

<sup>6</sup> Talouskasvututkimusten mukaan pääoman ja tuotannon suhde (K/Y) pysyy vakaana yli ajan, katso esimerkiksi Barro & Sala-i-Martin (1994). Tiukasti tulkiten kasvuteorian pääoma (K) ei sisällä esim. metsää, mutta laajasti ajatellen tulosta voi soveltaa. 1980-luvun lopun vuosina kuviossa (3) esitettävä suhteen käänteisluku (Y/K) laskee selvästi keskiarvon alle, mikä osaltaan implikoi varallisuushintojen epärealistisen korkeaa tasoa.

AAPI:n laskennassa käytetään taulukon (1) kahden ensimmäisen rivin painoja. Painot kasvavat vuoden 1970 arvosta suluissa esitettyä vauhtia ja päätyvät lineaarisesti 1997 painoihin. Vertailun vuoksi taulukossa toistetaan myös Borio et al (1994) käyttämät painot kolmella viimeisellä rivillä. Selvin trendi on osakkeiden osuuden kasvu ja metsävarallisuuden osuuden supistuminen yksityisen sektorin varallisuusmuotona. Osakkeiden osuus kasvaa 5 prosentista 15 prosenttiin vuosina 1970–1997 ja metsän osuus laskee 25 prosentista 10 prosenttiin. Asuntojen osuuden arvioidaan kasvavan 55 prosentista 60 prosenttiin. Liikekiinteistöjen osuuksissa tapahtuvat vaihtelut ovat heterogeenisten tilastojen valossa niin pieniä ja trendittömiä, että osuus pidetään vakiona (15 %) ajan yli. Dramaattisin muutos on metsävarallisuuden osuuden lasku.

Taulukko 1. **Varallisuuserien portfolio-osuudet**

Vuosi	Asunnot	Liikekiinteistöt	Osakkeet	Metsä
Kuoppamäki 1970	55 % (+0,18%/v)	5 %	5 % (+0,37%/v)	25 % (-0,56%/v)
Kuoppamäki 1997	60 %	15 %	15 %	10 %
Borio 1970–1982	73 %	22 %	5 %	-
Borio 1983–1987	71 %	20 %	9 %	-
Borio 1988–1992	68 %	17 %	15 %	-

AAPI ei ole kovin herkkä pienille muutoksille painorakenteessa, asuntovarallisuus dominoi kaikkia vaihtoehtoja. Portfolio-osuudet vastaavat melko hyvin paitsi Parkkisen (1993) myös Takala et al (1991) arvioiden yleisiä linjoja. Tilastokeskuksen vuoden 1994 varallisuustutkimuksen mukaan kaksi kolmasosaa kotitalouksien varallisuudesta oli asuntovarallisuutta.

Asuntojen hintoihin on perinteisesti kiinnitetty suurta huomiota, mutta tutkimukset eivät ole osoittaneet niiden indikaattoriominaisuuksia kovin tehokkaiksi. Asuntojen hintojen indikaattoriominaisuuksiin vaikuttaa myös niiden luonne, lyhyellä tähtäimellä hintaan vaikuttavat voimakkaasti muutkin tekijät kuin markkinatuotto. Vuositasolla markkinat kuitenkin pitänevät asuntojen hinnan tuotto-odotusten mukaisella tasolla. Tutkimuksissa, esimerkiksi Spolanderin (1994) ja Ripatin (1995), on todettu kantohinnan olevan varallisuushintaindekseistä paras inflaatioindikaattori. Kantohinnat sekä vaikuttavat raaka-aineiden hintoihin kansantaloudellisesti merkittävällä toimialalla että nostavat metsänomistajien varallisuutta. Puumarkkinoiden herkkä reagointi suhdanteisiin korostaa kantohintojen indikaattoriominaisuuksia. Metsävarallisuuden portfolio-osuuden lasku yhdessä metsäteollisuuden kansantaloudellisen osuuden laskun kanssa kuitenkin viittaa kantohintojen merkityksen laskuun. Pörssikurssien herkkyys yleiseen taloudelliseen tilanteeseen saattaa tuottaa informaatiota, jota ei riittävän hyvin kyetä vielä tulkitsemaan.

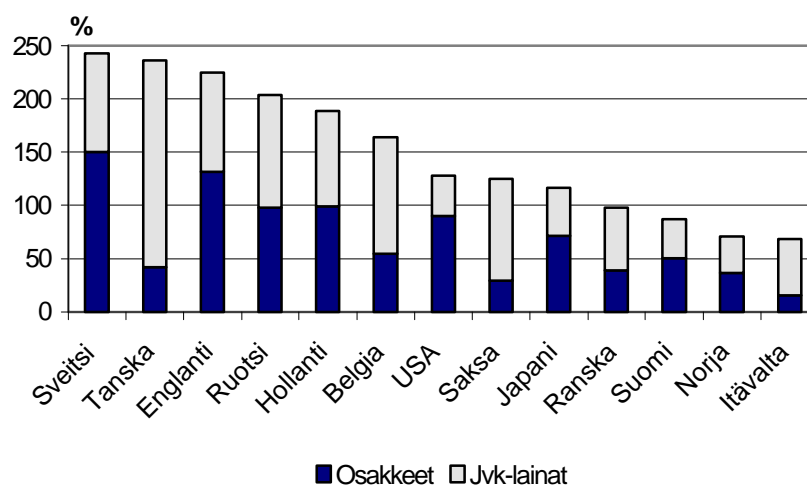
## 2.2 Varallisuuden jakautuminen ja kehitystrendit

Pelkästään varallisuushintoihin (AAPI) keskittyvä varallisuusvaikutusten transmissioanalyysi ei huomioi varallisuuden jakautumisen ja siinä tapahtuvien muutosten merkitystä. Varallisuuden jakautuminen ei ole tasainen yli kansantalouden.

Varallisuus jakautuu epätasaisesti sekä ikäluokittain että ikäluokkien sisällä. Tyyppillisellä kotitaloudella reaali-varallisuuden, kuten asuntojen, hintojen merkitys on huomattava. Kulutuksen tasoittamiskyky paranee varallisuuden kasvaessa. Epätasaisen omistuspohjan takia pörssikurssien vaihtelut vaikuttavat todennäköisesti osuuttaan vähemmän kansantalouden kokonaiskysyntään varallisuusvaikutuksen kautta. Osakkeiden ja muiden hintavolatiilien varallisuuserien omistuspohjan laajeneminen saattaa voimistaa kyseisten varallisuuserien hinnanheilahteluiden kansantaloudellisia vaikutuksia. Varallisuuden keskittymisen merkitystä varallisuusvaikutusten välittymiseen ei kuitenkaan voida mitata tarkasti.<sup>7</sup>

Suomen rahoitusmarkkinat ovat arvopaperistumisen suhteen jäljessä monia muita teollisuusmaita, jos mittarina käytetään esimerkiksi pörssiosakkeiden omistuksen yleisyyttä. Kaikkein kapitalisoituneimmissa maissa (Englanti, USA, Japani, Kanada) osakkeiden osuus portfolioista on yli 30 %. Sen sijaan Saksassa osakkeiden portfolio-osuus on hyvin lähellä Suomen osuutta (15 %). Koska Suomi on nopeasti yhdentymässä kansainvälisiin rahoitusmarkkinoihin eikä osakkeiden osuuden nousulle ole merkittäviä esteitä, tulee kotitalouksien portfoliorakenne kehittymään Suomessa kapitalisoituneempaan suuntaan.

Kuvio 2. **Pörssiosakkeiden ja jvk-lainojen osuus BKT:sta vuonna 1996<sup>8</sup>**



Kehitys näyttää johtavan kotitalouksien ja yritysten varallisuuden kansainvälisen herkkyuden ja likviditeetin kasvuun. Integraatiokehitys lisää sijoitussalkun hajauttamismahdollisuuksia, vaikka kotitalouksien mahdollisuudet diversifioida sijoituksiaan ulkomaille ovat rajalliset niin kauan kuin suurin osa varallisuudesta on

<sup>7</sup> Aineistoa kotitalouksien ja muun yksityisen sektorin varallisuuden jakaumista on rajoitetusti saatavilla. Tilastokeskuksen ja Suomen Pankkiyhdistyksen varallisuusselvityksistä käy kuitenkin ilmi muutamia ajallisia piirteitä. Kotitalouksien bruttorahoitusvarallisuus kasvoi lamasta huolimatta koko 1990-luvun, mutta reaali-varallisuudessa tapahtui luonnollisesti notkahdus varallisuushintojen laskiessa. Kotitalouksien varallisuuden arvo oli vuonna 1994 keskimäärin vajaa 400 000 markkaa kotitaloutta kohti. Pörssiosakkeita oli vuonna 1994 vain joka viidennellä taloudella, kun niitä vuonna 1988 omisti joka neljäs kotitalous. Arvopapereiden osuus keskimääräisten kotitalouksien bruttovarallisuudesta laski vuodesta 1988 vuoteen 1994. Varakkaimmalla viidenneksellä oli vuonna 1994 hallussaan 51,8 prosenttia varallisuudesta, vuonna 1988 vastaava osuus oli 50,4 prosenttia. Vähävaraisin viidesosa omisti 0,3 prosenttia varallisuudesta vuonna 1994.

<sup>8</sup> FIBV (International Federation of Stock Exchanges), Annual Report 1996.

sidottuna omaan asuntoon. Tuotannollisten yritysten mahdollisuudet eivät ole ilman toimintojen kansainvälistymistä merkittävästi paremmat. Toisaalta osakkeenomistaja voi itse hajauttaa salkkunsaa riskin ja riskienhallintaa helpottaa yritysten toiminnan selkeys ja läpinäkyvyys.

### 2.3 Varallisuushintaindeksit AAPI:n laskennassa

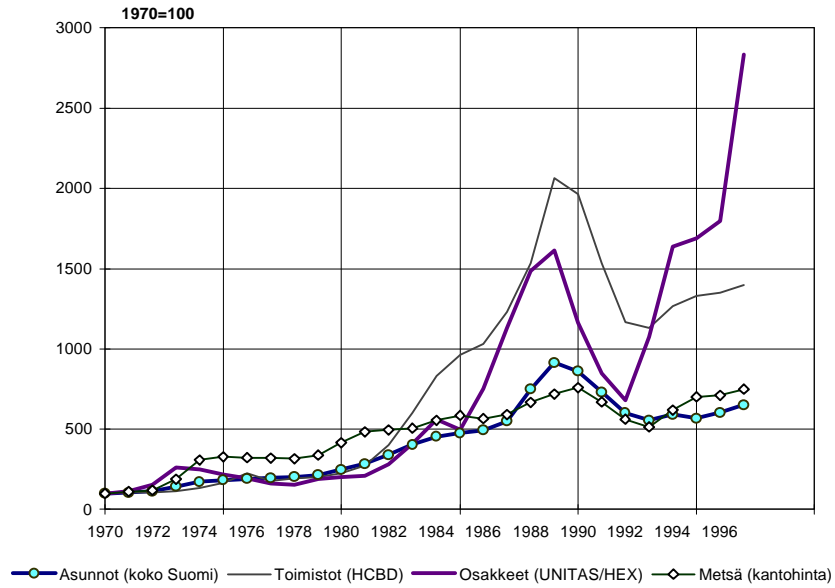
Varallisuuserien arvon kehityksen kuvaaminen tapahtuu parhaiten ottamalla perustaksi jokin keskeinen markkinahintoihin perustuva indeksi. Osakekurseille luonnollinen valinta on arvopaperipörssissä laskettu mahdollisimman edustavaa yritysjoukkoa kuvaava indeksi. Suomen tapauksessa pörssikursseja kuvataan UNITAS-indeksillä vuoteen 1991 asti ja HEX yleisindeksillä tämän jälkeen. Aggregointimenetelmänä on käytetty geometrista keskiarvoa. Asuntojen hinnan kehityksestä on saatavissa koko maan asuntokannan hintakehitystä kuvaava aikasarja koko tarkasteltavalle aikajaksolle. Metsävarallisuuden markkina-arvon kehitystä voidaan parhaiten seurata kantohintojen avulla, jotka heijastavat hakkuukypsien puuvarojen markkinahintaa. Eri kantohinnoista (kuitu- ja tukkipuu) lasketaan myös kokonaisindeksi. Selvityksen laskelmissa käytetään kokonaisindeksiä.

Liikekiinteistöjen hinnan kehityksen kuvaaminen on kapealla pohjalla. Ainoa liikekiinteistöjen hintakehitystä 1970-luvulta kuvaava aikasarja on Huoneistomarkkinointi Oy:n laskema sarja Helsingin kantakaupungin toimistokiinteistöille vuodesta 1972 alkaen. Aiemmin vastaavaa sarjaa laski Huoneistokeskus Oy alkaen vuodesta 1971. Kyseinen osamarkkina, Helsingin kantakaupunki, on kuitenkin merkittävä ja kilpailtu heijastellen liikekiinteistömarkkinoiden yleistä kehityskulkua Helsingissä ja suurissa kaupungeissa. Käyttämällä Huoneistomarkkinoinnin sarjaa pohjana ja täydentämällä sitä alkupäästä Huoneistokeskuksen sarjalla (vuosi 1971) ja olettamalla kiinteistöjen arvon pysyneen vuosina 1970 ja 1971 reaalisesti samalla tasolla saadaan liikekiinteistöjen arvon kehitystä kuvaava sarja vuodesta 1970 alkaen.

Eri osaindeksien vaihtelut ovat poikenneet huomattavasti toisistaan (kuvio 3). Vuositasolla 1970–1996 liikekiinteistöjen hinnan varianssi on ollut suurinta ja osakkeiden lähes yhtä suurta. Asuntojen ja kantohintojen varianssi sen sijaan on ollut merkittävästi vähäisempää. 1970-luvun alussa erityisesti kantohinnat ja osakekurssit nousivat voimakkaasti. Varallisuushintojen kasvu taittui laman myötä ja pörssikurssit laskivat vuodesta 1973 vuoteen 1978 asti. Kantohinnat ovat kehittyneet osaindekseistä rauhallisimmin. 1980-luvun alussa alkanut varallisuushintojen nousu jatkui rahoitusmarkkinoiden vapautumisen jälkeen osittain kiihtyvänä vuoteen 1989 asti, jolloin pörssikurssit olivat nousseet yli kolminkertaisiksi ja liikekiinteistöjen hinnat lähes nelinkertaisiksi vuoteen 1970 verrattuna. Vuonna 1989 tapahtunut varallisuushintojen yleinen romahdus taittui lopullisesti vasta vuonna 1992 nimellisesti noin viisi vuotta ja reaalisesti kymmenen vuotta aiemmin vallinneelle tasolle. Varallisuusarvojen romahdus vei 1980-luvun toisen puoliskon piikin pois, mutta ei palauttanut varallisuushintoja rahoitusmarkkinoiden vapautumista edeltäneelle tasolle.

Kuvio 3.

### Varallisuushintaindeksejä

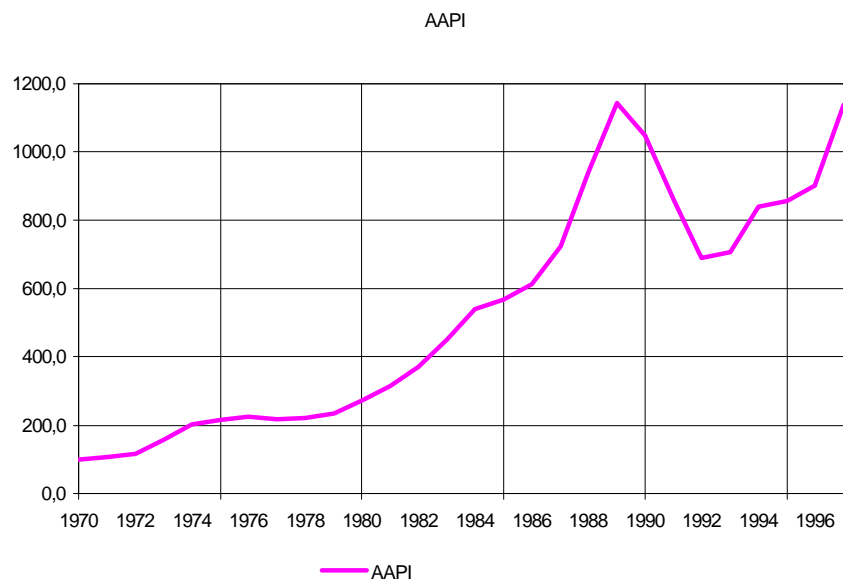


## 2.4 Aggreoitu varallisuushintaindeksi – AAPI

Painottamalla yksittäisiä varallisuushintaindeksejä taulukossa 1 esitetyillä portfolio-osuuksilla saadaan Suomen AAPI vuosille 1970–1996 (kuvio 4). Reaalinen varallisuushintaindeksi (kuvio 5) on saatu deflatoimalla AAPI kuluttajahintaindeksillä. Käyttämällä perusvuotena 1980 (= 100) nähdään selvästi 1980-luvun varallisuushintojen nopea kasvu ja 1990-luvun laman taittuminen. Vuoden 1997 AAPI ei vielä tavoittanut huippuvuoden 1989 tasoa pörssikurssien ja asuntojen hintojen ripeästä noususta huolimatta. Kuukausitasolla tilanne on toinen, kuten jatkossa esitetään.

Kuvio 4.

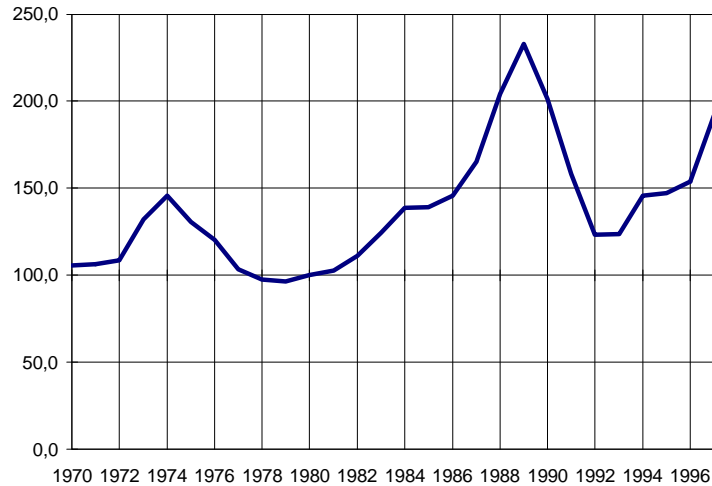
### Aggreoitu varallisuushintaindeksi (1970 = 100)





Kuvio 5.

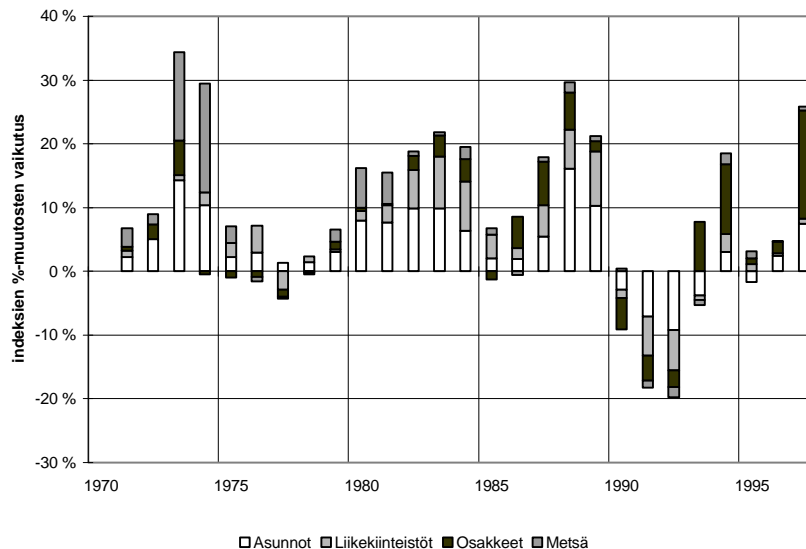
### Reaalinen aggregoitu varallisuushintaindeksi (1980 = 100)



AAPI:n vuosittaiset muutokset voidaan jakaa komponentteihin eri varallisuuserien suhteen. 1970- ja 1980-lukujen alussa kantohintojen ja asuntojen hintojen nousulla oli suuri suhteellinen merkitys. Kantohintojen merkitys vaimeni lähes olemattomaksi 1980-luvun alun jälkeen. Varallisuushintojen ripeän nousun aikana 1980-luvun lopulla ja romahduksen vuosina 1990-luvun alussa asunnot ja liikekiinteistöt vaikuttivat suhteessa enemmän AAPI:in kuin osakkeet, joiden merkitys indeksissä kuitenkin kasvoi. Osakkeiden merkityksen kasvu johtuu osittain niiden painoarvon kasvusta ja osittain arvonvaihtelujen suuruudesta. Vuosina 1993–1997 osakkeiden hintojen nousu dominoi AAPI:ä. Indikaattorimielessä kantohintojen merkityksen voi arvioida laskeneen ja pörssikurssien nousseen. Liikekiinteistömarkkinoilla on merkitystä vain 1980-luvun kuplan ymmärtämisessä.

Kuvio 6.

### Aggregoidun varallisuushintaindeksin muutokset ja osaindeksien vaikutukset



Eri varallisuushinnat indikoivat talouden tapahtumia, kuten inflaation kiihtymistä, eri viipeellä. Ripatin (1995) tutkimuksen mukaan kantohinnat ovat kertoneet inflaatiopaineista aiemmin kuin asuntojen hinnat. AAPI:n indikaattoriominaisuudet ovat viiverakenteeltaan luultavasti keskimääräisen herkät, eli AAPI kertoo hitaammin inflaatiosta kuin nopeimmin siitä kertova osaindeksi. Koska AAPI sisältää informaatiota myös eri varallisuusmuotojen merkityksestä, voi sen indikaattorivarmuus kuitenkin olla suurempi. AAPI:lla voi olla omia osaindekseistä puuttuvia indikaattoriominaisuuksia.

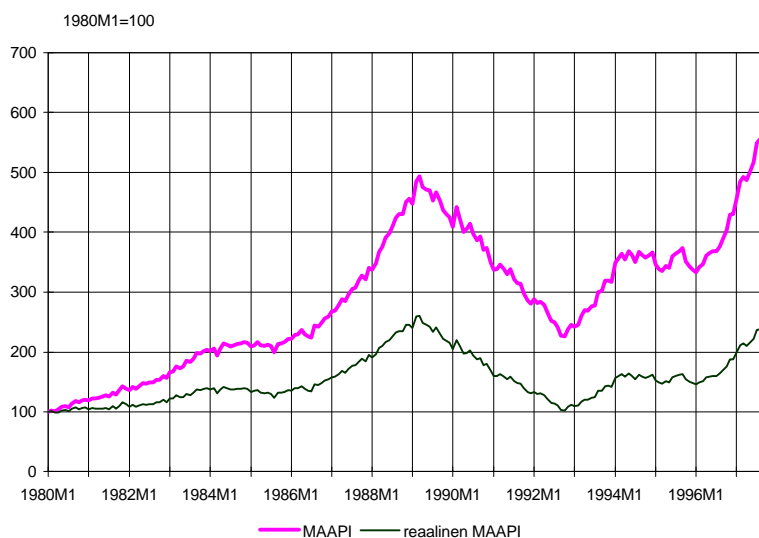
## 2.5 Kuukausittainen aggregoitu varallisuushintaindeksi – MAAPI

Vuositasoa tiiviimpää AAPI:n seuranta ei voida suorittaa vastaavassa laajuudessa. Kuukausitasolla ei kaikkia varallisuushintoja pystytä virallisten tilastojen pohjalta seuraamaan. Pörssikursseista ja kantohinnoista saadaan tietoa kuukausittain. Koko maan asuntojen hintoja tilastoidaan vain neljännesvuosittain, mutta pääkaupunkiseudun velattomien vanhojen kaksioiden hintoja kuukausittain. Kyseisen suuren osamarkkinan tiedot kuvaavat melko hyvin koko maan kehityksen suuntaa. Liikekiinteistöjen hintatiedot ovat puutteellisia ja vain vuositasolla. Kuukausittainen AAPI (MAAPI) pohjautuu siten rajoittaville oletuksille eikä välttämättä tarjoa merkittävää lisäinformaatiota koko yksityisen sektorin varallisuuden käyttäytymisestä. Liikekiinteistöjen poisjätto korostaa jäljellejäävän indeksin kotitalousluonnetta. MAAPI voi parhaimmillaan kertoa kotitalouksien tulevaisuudenodotuksissa tapahtuvista muutoksista.

Kuviossa (7) esitetään sekä reaalin että nimellisen MAAPI vuosille 1980–1997 (1980M1 = 100). Painot on laskettu uudelleen AAPI:n painojen pohjalta vastaavin osuuksin liukuvasti. Liikekiinteistöjen mukanaolo kasvattaisi vaihtelua, mutta kotitalouksien kannalta esitetty MAAPI kertoo vuosien 1989–1992 aikana tapahtuneesta varallisuuden arvon reilusta puolittumisesta sekä nimellisesti että reaalisesti. MAAPI ylitti aiemman vuoden 1989 huipputasonsa jo kesällä 1997. Ero vuositason indeksiin johtuu lähinnä liikekiinteistöjen arvon muita hitaammasta noususta. Reaalisesti AAPI ja MAAPI ovat vuoden 1997 lopussa edelleen selvästi jäljessä alkuvuoden 1989 arvoista.

Kuvio 7.

### Aggregoitu kuukausittainen varallisuushintaindeksi



### 3 Aggregoidun varallisuushintaindeksin indikaattoriominaisuudet

Ekonometrinen strategia AAPI:n ja MAAPI:n selittämiseksi ja indikaattoriarvon testaamiselle perustuu suurimmalta osin Borio et al (1994) lähestymistapaan. Luku on osin tekninen, joten kappaleen lopussa tiivistetään keskeiset tulokset. Sarjoja käsitellään sellaisenaan ilman kausitasoitusta, koska varallisuushinnoissa ei tehokkailla markkinoilla pitäisi esiintyä kausivaihtelua. Ensin tutkitaan osaindeksien ja aggregaatti-indeksin tilastollisia ominaisuuksia mm. yksikköjuuritestien avulla. Toiseksi suoritetaan PNS regressioita stationäärisiksi todetuilla inflaatioilla. Tavoitteena on, että AAPI selitetään ja sen viiveillä pyritään selittämään puolestaan lähinnä inflaatiota yksinkertaisessa indikaattoritestissä.

Vaikka yksinkertaiset PNS-testit kertovat paljon muuttujien suhteista, niiden tunnetut puutteet hintojen epätasapainotilanteissa viittaavat parempien aikasarjamenetelmien tarpeeseen. Kolmanneksi suoritetaan Granger-kausalisuustestejä eri muuttujien välillä riippuvuuksien löytämiseksi<sup>9</sup>. Lopuksi suoritetaan yhteisintegroituvuustestejä Johanssenin (1988) menetelmällä ja muodostetaan suppea yhteisintegroituvuusvektorin sisältävä virheenkorjausmalli. Keskeiset tulokset esitetään tekstissä ja lisäanalyysit liitteessä 3.

#### Taulukko 2. Laskelmissa käytetyt muuttujat ja niiden lyhenteet

DL muuttujan edessä tarkoittaa differenssiä logaritmoidusta muuttujasta,  $D[\log(\text{muuttuja})]$ , eli muuttujan muutosnopeutta.  $_x$  muuttujan perässä viittaa  $x$ :n mittaiseen viipeeseen

Aikasarja	Lyhenne	Aikasarja	Lyhenne
Aggregoitu varallisuushintaindeksi	AAPI	Bruttokansantuote	BKT
Reaalinen aggregoitu varallisuushintaindeksi	raapi	Rahan määrä, M2	M2
Kuukausittainen aggregoitu varallisuushintaindeksi	MAAPI	Reaalinen BKT	rbkt
Kuluttajahintaindeksi	CPI	Kantohintaindeksi	METS
3 kk:n markkinakorko	r3kk	Liikekiinteistöjen hintaindeksi	TMIS
Osakkeiden hintaindeksi	OSAK	Asuntojen hintaindeksi	ASUN

<sup>9</sup> Ekonometriset testit on tehty PcGive ja PcFiml 9.0 ohjelmilla lukuun ottamatta kuukausiaineiston (MAAPI) Granger-kausalisuustestejä, jotka on tehty Eviews 2.0 ohjelmalla. Taulukot toistavat lähinnä PcGive muotoista esitystä. Katso Hendry & Doornik (1997) ohjelmista ja myös menetelmien ekonometrisesta taustasta. Granger-kausalisuus tarkoittaa yksinkertaista sen, että yhden muuttujan viivästetyt arvot sisältävät lisäinformaatiota toisen muuttujan arvot muutoksista. Granger ei-kausalisuustesteissä pieni p-arvo merkitsee suurta todennäköisyyttä sille, että muuttujan indikaattoriarvo on hyvä. Granger-kausalisuudesta löytyy enemmän mm. Harvey'n (1982) kirjasta.

### 3.1 Varallisuushintojen tilastollisia ominaisuuksia ja perusregressiomalleja

Kaikki AAPI:n osat ovat vuosille 1970–1996 I(1) integroituneita, joten niiden lineaarikombinaationa koostettu AAPI on luonnollisesti myös I(1). ADF-testi vahvistaa tuloksen kaikille sarjoille 5 % tasolla. Myös reaalin AAPI (raapi) näyttäisi hieman yllättäen olevan aikavälille I(1). Kuluttajahintaindeksi saattaisi sarjan lyhydestä johtuen olla I(2), mutta yleisen käsityksen perusteella omaksutaan I(1) linja. Inflaatiota käsitellään siis stationäärisenä sarjana, vaikkakin muutamassa testiregressiossa käytetään hyväksi trendiä.

Taulukko 3. **Varallisuushintaindeksien yksikköjuuritestit**

$dY_t = a + (b_{t-1} - 1)Y_{t-1} + c \cdot dY_{t-1} + e_t$	Asunnot	Liikekiint.	Osakkeet	Metsä	AAPI
$b_{t-1}$	0,94082	0,95327	0,99287	0,91935	0,98679

Liikkeelle pääsemiseksi AAPI:n oletetaan suurena aggregaatti-indeksinä riippuvan ensisijaisesti BKT:sta, kuluttajahintatasosta, korosta ja muista fundamenteista ( $X_1, \dots, X_n$ ), eli  $AAPI = f(BKT, P, r, X)$ . Mainittuihin tekijöihin keskittyminen mahdollistaa AAPI:n indikaattoriominaisuuksien selkeän testaamisen (taulukko 4). Yksinkertainen malli AAPI:n vaihteluiden selittämiseksi toimii melko hyvin. Varallisuushintainflaatio (DLAAPI) selittyy pitkälti bruttokansantuotteen (DLBKT) muutosten avulla. Inflaatio (DLCPI) heikentää varallisuushintojen nousua. Muutamassa spesifikaatiossa testattu kolmen kuukauden markkinakorko ei vaikuttanut merkittävästi varallisuushintainflaatioon (DLAAPI) vuositasolla.

Taulukko 4. **Varallisuushinnan muutokset**

Malli:  $DLAAPI = a + b \cdot DLBKT + c \cdot DLCPI$

Tulokset:

Muuttuja	Kerroin	Std.virhe	t-arvo	t-todenn.	PartR <sup>2</sup>
Vakio	-0,037486	0,02927	-1,281	0,2130	0,0666
DLCPI	-1,4370	0,47278	-3,039	0,0058	0,2866
DLBKT	2,2768	0,33457	6,805	0,0000	0,6682

$R^2 = 0,694$   $F(2, 23) = 26,086$  [0,0000]  $\sigma = 0,0731$   $DW = 1,54$   
 $RSS = 0,1230193802$ , 3 muuttujaa ja 26 havaintoa (1971–1996)

Diagnostiikka:

AR 1- 2	$F(2, 21) =$	0,78305	[0,4699]
ARCH 1	$F(1, 21) =$	0,41362	[0,5271]
Normaalisuus	$\chi^2(2) =$	1,1436	[0,5645]
$\xi^2$	$F(4, 18) =$	1,4494	[0,2587]
$\xi \cdot \xi_j$	$F(5, 17) =$	1,4623	[0,2534]
RESET	$F(1, 22) =$	0,63782	[0,4330]

Koska tutkimuksen keskeisenä tavoitteena on selvittää aggregaattivarallisuushinnan vaikutuksia inflaatioon, muodostetaan ensin muutamia yksinkertaisia malleja yhteyden testaamiseksi. BKT:n ja AAPI:n muutokset eivät selitä inflaatiota yksin kovin hyvin. Luonnostaan mukaan kuuluva rahan määrä (M2) parantaa mallin se-

lityskykyä, mutta tällöin varallisuushinnat eivät tuo lisäinformaatiota (taulukko 5). Testatut työttömyysasteen muutokset eivät osoittautuneet kovin merkittäviksi. Selittäjien etumerkit ovat odotusten mukaiset.

Autokorrelaatio osoittautuu ongelmallisen korkeaksi ja siksi teoreettisesti epäkorrektia trendiä testataan mallissa. Trendillinen vähemmän autokorrelaatiota tuottava estimointi antaa yllättäen parhaat tulokset ( $R^2 = 0,9$ ). Trendin korkea t-arvo kertoo osaltaan siitä, että tarkastelujakson kuluttajahintaindeksi saattaa hämmästyttävästi olla I(2). Mallispesifikaatiokin voi olla liian yksinkertainen, jolloin jokin olennainen seikka on jäänyt tarkastelun ulkopuolelle. Markkinakoron (DL3rkk) mukaanotto vähentääkin autokorrelaatiota. Rahoitusmarkkinoiden ja pääomaliikkeiden liberalisointia kuvaava dummy-muuttuja osoittautuu myös melko merkittävaksi<sup>10</sup>. Toisaalta inflaationvastainen politiikka on ilmeisesti tuottanut tuloksia. Borio et al (1994) mukaan AAPI:n keskeinen hyöty on sen kyvyssä selittää rahan kysyntää. Varallisuushintojen ottaminen mukaan rahan kysyntäyhtälöihin parantaa niiden toimivuutta<sup>11</sup>.

### Taulukko 5. Inflaatio ja varallisuushinnat

Malli:  $DLCPi = a + b \cdot DLM2 + c \cdot DLAAPi\_1$

Tulokset:

Muuttuja	Kerroin	Std, virhe	t-arvo	t-todenn,	PartR <sup>2</sup>
Vakio	0,0086178	0,013549	0,636	0,5316	0,0189
DLM2	0,63347	0,13899	4,558	0,0002	0,4973
DLrbkt	-0,41253	0,15025	-2,746	0,0121	0,2642
DLAAPi_1	0,056246	0,059736	0,942	0,3571	0,0405

$R^2 = 0,6335$   $F(3,21) = 12,1$  [0,0001]  $\sigma = 0,0285923$   $DW = 0,711$   
 RSS = 0,01716788342, 4 muuttujaa ja 25 havaintoa (1972-1996)

Diagnostiikka:

AR 1- 2	F( 2, 19) =	8,6553	[0,0021]	**
ARCH 1	F( 1, 19) =	0,79294	[0,3844]	
Normaalisuus	Chi <sup>2</sup> (2) =	2,0906	[0,3516]	
Xi <sup>2</sup>	F( 6, 14) =	1,1875	[0,3675]	
Xi*Xj	F( 9, 11) =	1,023	[0,4775]	
RESET	F( 1, 20) =	1,2786	[0,2715]	

<sup>10</sup> Liberalisoinnin voi arvioida olevan relevantti vuodesta 1986 alkaen, jolloin valuuttaluotonottoa vapautettiin ja jälkimarkkinakelpoiset rahoitusmarkkinat todella syntyivät. Dummyn merkittävyys ei kuitenkaan säily kaikissa malleissa.

<sup>11</sup> Inflaatiomallin kanssa samaa muotoa olevassa hyvin karkeassa rahan kysynnän estimoinnissa varallisuushintojen muutos vaikutti positiivisesti rahan (M2) kysyntään. Tulos implikoi osaltaan sekä suurempaa laajojen raha-aggregaattien transaktiokysyntää että yhdessä kohonneiden vakuusarvojen kautta kiihtyvää luotonantoa. Pankkien taseiden eri puolet voivat paisua ristiin. Yksinkertaisten PNS- ja yhteisintegroituveestimointien valossa AAPI ei vaikuttaisi tuovan kovin luotettavaa lisätietoa rahan kysynnästä ainakaan koko tarkastelukautta ajatellen. Rahan kysynnän mallintamisessa havaittu epävakaus, katso esimerkiksi Ripatti (1996), tekee tuloksista vain suuntaa-antavia.

Selvityksen keskeisenä tarkoituksena ei ole kuitenkaan selittää inflaatiota vaan testata AAPI:n indikaattoriarvoa, joten mallia ei kehitetä tässä muodossa pidemmälle. Muutamissa tilastollisesti ei-merkittävissä mallispesifikaatioissa löytyi negatiivinen etumerkki viivästetyille varallisuushintojen muutoksille (DLAAPI ja DLraapi). Tehokkaimman mallin mukaan varallisuushintojen nousu ennakoii inflaatiota vuodella. Tulosten tulkinta on hieman ongelmallista. Mahdollinen selitys ristiriitaisille tuloksille piilee "perinteisessä syklissä", jolloin nousevat varallisuushinnat implikoivat potentiaalisen tuotannon saavuttamista vuoden päästä ja heikkenevää talouskasvua muutaman vuoden päästä. Perinteisten suhdannevaihteluiden katoaminen ja suuret rakenteelliset muutokset, kuten EMU:n kolmas vaihe, saattavat tehdä kyseisistä estimoiduista historiallisista trendeistä lähes hyödyttömiä.

Vertaamalla yksinkertaisen inflaatiota indikoivan mallin ( $DLCPI(t) = a + bDLCPI(t-1) + cX(t-1)$ ) tuloksia eri varallisuushintainflaatioille (X) voidaan eri indikaattoreiden varmuutta pyrkiä testaamaan. Kolme varallisuushintainflaatiomittaria (asunnot, kantohinnat ja AAPI) tuottavat lähes yhtä hyviä selitysarvoja paremmuusjärjestyksessä kantohinta, AAPI ja asunnot ( $R^2$ : 0,858; 0,831; 0,825). "Encompassing"-testi vahvistaa osaltaan kyseisen lievän preferenssin, eli AAPI sisältää lähes saman informaation kuin asuntojen hinnat (ASUN) mutta ei päinvastoin (kt. Liite taulukko 6A). Tarkasteltava aikaperiodi vaikuttaa jossain määrin järjestykseen, erityisesti kantohintojen paremmuus katoaa tai ainakin heikkenee jos tarkastellaan vuosia 1980 alkaen. AAPI näyttäisi pystyvän säilyttämään keskimääräisen voimansa tarkasteluperiodista riippumatta, eli yksi sen eduista indikaattorina saattaa syntyä vakaudesta ympäristömuutosten suhteen.

Verrattuna osaindekseihin AAPI toimii keskimäärin hyvin eli liukuvat painot eivät näyttäisi tuovan merkittävää lisäinformaatiota. Testi, jossa inflaatiota (DLCPI) selitetään eri osaindeksillä ja AAPI:lla vuorollaan ja yhdessä osoittaa, että AAPI:n ennusteominaisuudet ovat todellakin keskimääräiset<sup>12</sup>.

### 3.2 Varallisuushintojen ja inflaation Granger-kausaalisuus

Kahden muuttujan standardit Granger-kausaalisuustestit osoittavat, että varallisuushintojen nimelliset muutokset vuositasolla sisältävät informaatiota seuraavien vuosien kuluttajahintojen muutoksesta. Yhteys ei kuitenkaan ole kovin vahva. Nollahypoteesi on Granger ei-kausaalisuus ja taulukossa 6 raportoidaan vastaavat p-arvot. Kuluttajahintojen muutos tai reaalisen BKT:n muutos eivät sisällä testin mukaan merkittävää informaatiota varallisuushinnoista<sup>13</sup>.

Liikekiinteistöjen hintakehityksellä ei ole suurta merkitystä missään mallispesifikaatioissa, vaikka niiden suhteellinen osuus onkin melko huomattava. Liikekiinteistömarkkinat käyttäytyvät ilmeisesti melko itsenäisesti osana yritystoimintaa, vaikka liikekiinteistöihin liittyy myös sijoitustoimintaa. Liikekiinteistöjen

---

12 Mallin ulkopuolelle jääneiden tekijöiden selitysarvoa voidaan testata LM-testillä hyödyntämällä poisjätettyjen muuttujien tekniikkaa; varallisuushinta (DLAAPI) ei tuonut merkittävää lisäinformaatiota vuositasoin inflaatiosta (DLCPI) missään testatussa mallispesifikaatioissa inflaatiolle (DLCPI), jossa on selittäjinä vähintään BKT ja rahamäärä (M2). Muina muuttujina käytettiin AAPI:n osaindeksejä.

<sup>13</sup> Merkittävyyssasteista käytetään \* (5 %) ja \*\* (1 %) merkintöjä.

hintakehitys ei kuitenkaan ole täysin irrallinen prosessi, sillä asuntojen hintainflaatio (DLASUN) Granger-aiheuttaa ( $p = 0,0444^*$ ) liikekiinteistöjen hintainflaatiota (DLTMIS) vuoden viiveellä, mutta ei toisin päin. Laajempien asunto-markkinoiden kustannuspaine mitä ilmeisimmin siirtyy liikekiinteistöpuolelle vuoden sisällä. Liikekiinteistöjen ja asuntojen hinnat vaikuttavat myös yhteisintegroituneilta, mutta aivan kiistattomasti aineistosta ei pysty sitä osoittamaan. Vuositason aineisto antaa kuitenkin ylioptimistisen hyvän kuvan kaikkien indeksien indikaattoriarvosta, eikä vuositason tieto yksin ole tarpeeksi tiheää talouden seuranta ja ennustamista varten.

Taulukko 6. **Varallisuushintojen Granger-kausaalisuus**  
(ei-kausaalisuus nolla-hypoteesina)

Selittävä muuttuja	Selitettävä muuttuja	Yksi viive p-arvo	2 viivettä p-arvo
Varallisuusinflaatio (DLAAPI)	Kuluttajahintainflaatio (DLCPI)	0,0174 *	0,0435 *
Kuluttajahintainflaatio (DLCPI)	Varallisuusinflaatio (DLAAPI)	0,4641	0,9544
Reaalisen BKT:n muutos (DLrbkt)	Reaali-AAPI:n muutos (Dlraapi)	0,6329	0,4264
Asuntojen hintainflaatio (DLASUN)	Kuluttajahintainflaatio (DLCPI)	0,0275 *	0,0637
Liikekiinteistöhintainfl. (DLTMIS)	Kuluttajahintainflaatio (DLCPI)	0,8874	0,3235
Osakehintainflaatio (DLOSAK)	Kuluttajahintainflaatio (DLCPI)	0,0076**	0,0442 *
Kantohintainflaatio (DLMETS)	Kuluttajahintainflaatio (DLCPI)	0,0044**	0.1155

Koska asuntojen hinnat vaikuttavat suoraan kuluttajahintaindeksiin laskennallisista syistä, saattaa pohjainflaatioindikaattorilla testaaminen tuottaa erilaisia tuloksia. Testeissä yhteys pohjainflaatioon osoittautui asuntojen osalta hieman heikommaksi, mutta ero ei ole ratkaisevan suuri tulkinnan kannalta. Portfolio-osuuksiin perustuva ennakointi osoittautuu oikeasuuntaiseksi.

### 3.3 Varallisuushintojen yhteisintegroituvuus ja virheenkorjausmalli

Varallisuushinnat (AAPI) ovat yhteisintegroituneet kuluttajahintaindeksin kanssa. Myös BKT voidaan hyvin lisätä systeemiin. Nimellisillä sarjoilla löytyy yhteisintegroituvuusvektori (taulukko 7). Logaritmoiduilla sarjoilla löytyy yhden vuoden viiveellä yksi yhteisintegroituvuusvektori vielä suuremmalla todennäköisyydellä. Kahden vuoden viiveellä havaintojen vähyys tuottaa ongelmia, mutta tulokset osoittavat toisenkin yhteisintegroituvuusvektorin olevan mahdollinen. Virhetermissä ei ole merkittävää autoregressiota ja eikä poikkeamia normaaliudestaakaan esiinny.

## Taulukko 7. AAPI:n, kuluttajahintojen ja BKT:n yhteisintegroituvuus

Yhteisintegroituvuusrelaatioiden määrä:

Yhteisintegroituvuus analyysi 1972 to 1996

Eigenvalue	loglikelihood	
	-241,946	0
0,825863	-220,097	1
0,20395	-217,246	2
0,000124332	-217,245	3

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	T-nm	95%	-T\Sum log(.)	T-nm	95%
p == 0	43,7**	33,21**	21,0	49,4**	37,55**	29,7
p <= 1	5,702	4,334	14,1	5,705	4,336	15,4
p <= 2	0,0031	0,0023	3,8	0,0031	0,0024	3,8

Mahdollisten yhteisintegroituvuusvektoreiden ominaisuudet:

Standardoitu \beta' eigenvektori	CPI	AAPI	BKT
	1,0000	-0,031123	-0,087071
	2,0261	1,0000	-0,35727
	-6,4176	-1,8373	1,0000

Viipeitä: 2. Rajoittamattomat muuttujat: Vakio

Rahan (M2) mukaanotto tekee mallista hieman ylispesifioidun, mutta viiden muuttujan systeemistä löytyy ainakin kaksi yhteisintegroituvuusvektoria (lisä-analyysien tuloksia liitteessä) kuten myös markkinakorko (r3kk) lisäämällä. Malli ei kuitenkaan vaikuta, ainakaan vuositasen aineistolla, paljon kolmen muuttujan systeemiä paremmalta. Muuttujien riippuvuussuhteista johtuen kolme muuttujaa saattaa sisältää lähes saman informaation kuin viisi.

Yhteisintegroituvuustarkastelusta kokeilemalla eri viipeitä nähdään, että varallisuushinnat ovat saattaneet ylittää tasapainotasonsa 1980-luvun loppupuolella ja mahdollisesti myös 1970-luvun alkupuolella. Kuplatarkastelu edellyttäisi kuitenkin laajempaa näkökulmaa. Aineiston suppeus ei mahdollista kovin monen muuttujan ja viiveen mallin luotettavaa tarkastelua.

Huolimatta pienistä autoregressiivisistä ongelmista käytetään yhden vuoden viiveen mallia. Yhteisintegroituvuusvektorin (Q1\_1) sisältävä yksinkertainen virheenkorjausmallin estimointi osoittaa, että BKT:n (DLBKT) ja varallisuushintojen (DLAAPI) avulla pystytään selittämään inflaatiota (DLCPI) melko hyvin (taulukko 8). Varallisuushinnat luultavasti edeltävät BKT:n muutoksia: varallisuushinnan nousu ennakoii BKT:n nousua. Virheenkorjausmallin estimointi tukee aiempien PNS tulosten ohella tätä käsitystä, eli varallisuushinnat diskonttaavat talouskasvun, mutta selkeästi vain muutaman vuoden eteenpäin eli pitkällä viiveillä ei ole selitysarvoa. Malli selittää kohtuullisesti myös BTK:ta ja AAPI:a, mutta virheet niiden kohdalla ovat paljon isommat. Virheenkorjausmallissa ei ole autoregressiivisyyttä, mutta normaalisuusoletus ei aivan toteudu. Muuttujien etumerkit ovat osittain odottamattomia, mutta varallisuushintojen osalta oikein. Varallisuushintojen itsensä selittäminen ontuu erityisesti reaalisen BKT:n vaikutuksen etumerkin osalta.



Taulukko 8. **Virheenkorjausmalli inflaatiolle**

Muuttujille PNS estimoidut yhtälöt

Selitetty: DLCPI

Muuttuja	Kerroin	Std.virhe	t-arvo	t-todenn.
DLAAPI_1	0,10297	0,035921	2,867	0,0095
DLCPI_1	0,59951	0,075731	7,916	0,0000
DLBKT_1	-0,19918	0,12557	-1,586	0,1284
Q1_1	-0,11194	0,018267	-6,128	0,0000
Vakio	0,14870	0,025684	5,790	0,0000
\sigma = 0,00949024    RSS = 0,001801293703				

Selitetty: DLAAPI

Muuttuja	Kerroin	Std.virhe	t-arvo	t-todenn.
DLAAPI_1	0,83202	0,38650	2,153	0,0437
DLCPI_1	-0,94069	0,81484	-1,154	0,2619
DLBKT_1	-1,1857	1,3511	-0,878	0,3906
Q1_1	-0,39007	0,19655	-1,985	0,0611
Vakio	0,58649	0,27635	2,122	0,0465
\sigma = 0,102111    RSS = 0,2085347743				

Selitetty: DLBKT

Muuttuja	Kerroin	Std.virhe	t-arvo	t-todenn.
DLAAPI_1	0,31563	0,12205	2,586	0,0176
DLCPI_1	-0,11259	0,25731	-0,438	0,6664
DLBKT_1	-0,38385	0,42665	-0,900	0,3790
Q1_1	-0,22832	0,062065	-3,679	0,0015
Vakio	0,34311	0,087263	3,932	0,0008
\sigma = 0,0322443    RSS = 0,0207938368				

Diagnostiikka:

Residuaalien korrelaatio

	DLAAPI	DLCPI	DLBKT
DLAAPI	1,0000		
DLCPI	-0,10505	1,0000	
DLBKT	0,67793	-0,099486	1,0000

Residuaalien standardivirhe

DLAAPI	DLCPI	DLBKT
0,10211	0,0094902	0,032244

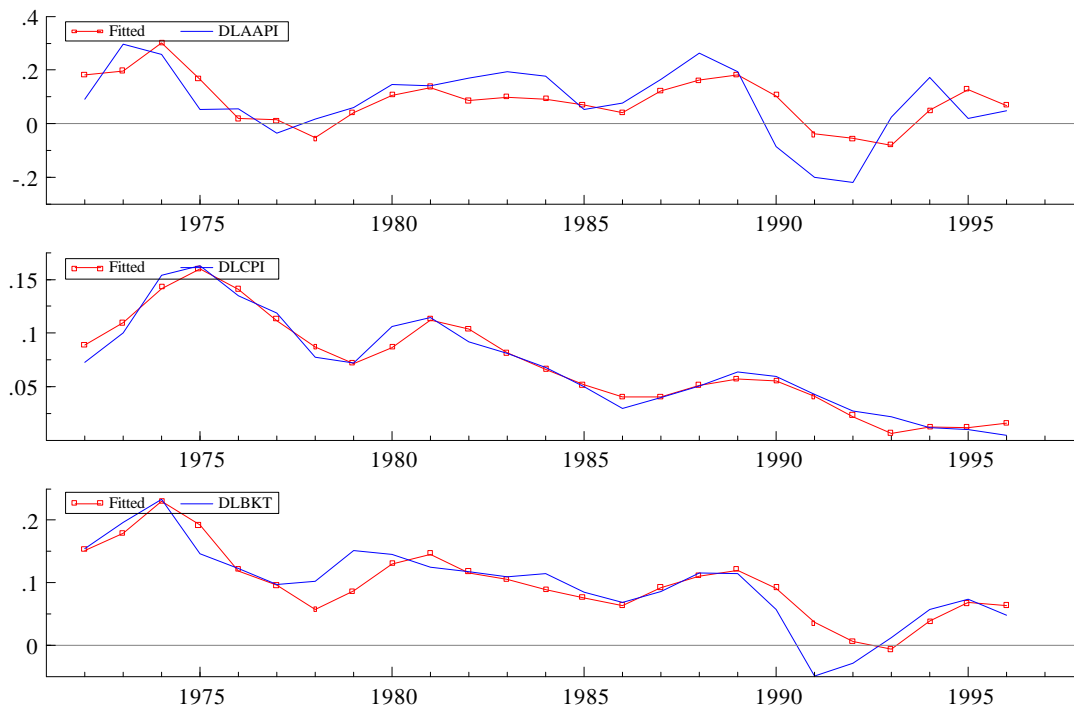
loglik = 275,55798     $\log|\Omega| = -22,0446$      $|\Omega| = 2,66769e-010$     T = 25  
 $\log|Y'Y/T| = -17,8658$      $R^2$  (LR) = 0,984683     $R^2$  (LM) = 0,506251

Todellisen ja sovitetun korrelaatio

DLAAPI	DLCPI	DLBKT
0,69313	0,98058	0,88224

Kuvio 8.

## Virheenkorjausmallin tarkkuus



### 3.4 Kuukausittaisen aggregaatti-indeksin indikaattoriominaisuudet

Kuten vuosittainen AAPI myös kuukausittaista varallisuushintojen muutosta kuvaava indeksi (MAAPI) on  $I(1)$  integroitunut havaintojakson (1980/1–1997/12) arvojen perusteella. MAAPI:n muutoksille on vaikea saada selkeää tulkintaa, sillä se kuvaa monien eri osamarkkinoiden tapahtumia. Kuten edelliset testit osoittivat, AAPI voi auttaa ymmärtämään makrotaloutta vuositasolla. MAAPI:n potentiaalinen hyöty piilee jatkuvassa taloudellisessa seurannassa. MAAPI:lla voi olla hyödyllisiä indikaattoriominaisuuksia, koska se kertoo vuosittaista indeksiä tarkemmin lyhyen aikavälin varallisuusmarkkinoiden tilanteesta. Rahapolitiikan vipeiden takia inflaatioindikaattoreiden tulisi kertoa muutoksista inflaatiossa mahdollisimman ajoissa. Inflaatiopaineista vain muutamaa kuukautta aikaisemmin varoitettava indikaattori ei ole kovin hyödyllinen.

Kuukausittaisten (1980M1 = 100) aikasarjojen ominaisuudet muuttuvat siirryttäessä 1980-luvulta 1990-luvulle. Aikasarjojen ja erityisesti MAAPI:n varianssi kasvaa. Osasyynä voivat olla laman tuomat suuret muutokset varallisuus- ja hyödykemarkkinoilla. Kuukausittaisen varallisuusinflaation keskihajonta (0,03) tarkastelujaksolla (1980/1–1997/12) on kautta linjan merkittävästi suurempi kuin inflaation (0,005). Kotitalouksien ja elinkeinonharjoittajien luottokanta näyttää kulkevan käsi kädessä varallisuushintojen (MAAPI) kanssa 1970-luvulta aina 1980-luvun loppuun, jolloin yhteys selvästi murtuu. Vaikuttaisi siltä, että luottokannan kasvun ja varallisuusmarkkinoiden välillä oli selkeä spiraali 1990-luvun alkuun saakka.

Yksinkertainen VAR estimointi inflaatiolle (DLCPI), rahalle (M2) ja BKT:lle käyttäen vuorotellen varallisuusinflaatiota (DLMAAPI) ja kantohintainflaatiota (DLStump) lisämuuttujina puolen vuoden viiveellä ei tuota kovin erinomaisia tuloksia. Varallisuusinflaatiot eivät tuo paljoa lisäinformaatiota<sup>14</sup>. Yksinkertaisen mallin ”Encompassing”-testin perusteella DLMAAPI tuottaa hivenen parempia tuloksia kuin kantohintainflaatio. Mallin indikaattoriarvo ei kuitenkaan ole hyvä, joten yksinkertaisille VAR tuloksille ei voi antaa suurta painoa. Viiverakenne vaikuttaa siltä, että MAAPI pystyy parhaimmillaan kertomaan inflaatiopaineesta 6–9 kk aikaisemmin.

Perinteinen kahden muuttujan Granger-kausaisuustesti ei osoita MAAPI:n ja inflaation (DLCPI) välillä selvää yhteyttä yhden kuukauden differenssillä, mutta vuosimuutos (12 kuukauden differenssi) osoittaa MAAPI:lla olevan joitain hyviä ominaisuuksia. 12 kk differenssi kuitenkin hautaa alleen vuodensisäistä vaihtelua ja tulokset ovat lisäksi herkkiä viiverakenteelle ja aineiston pituudelle. Taulukossa (9) esitetään Granger ei-kausaisuustestin p-arvot eri viiveillä aikavälillä 1985:01–1997:12. MAAPI pärjää melko hyvin verrattuna osaindeksiinsä (esim. kantohinta) alle 9 kk viiveillä, mutta kovin pitkälle se ei inflaatiota indikoi. Testi BKT:n muutoksilla osoittaa, että varallisuusinflaatio (DLMAAPI) Granger-aiheuttaa BKT:n muutoksia (DLBKT) noin 8 kk viiveellä (Granger ei-kausaisuus  $p = 0,011$ ).

Taulukko 9. MAAPI:n Granger-kausaisuustesti

Viive	2 kk	6 kk	9 kk	12 kk	18 kk
1 kk differenssi DLMAAPI>DLCPI	0,77	0,79	0,81	0,46	0,51
1 kk differenssi DLCPI>DLMAAPI	0,47	0,09	0,17	0,20	0,22
1 kk differenssi DLMETS>DLCPI	0,82	0,76	0,21	0,23	0,74
12 kk differenssi DLMAAPI>DLCPI	0,01**	0,04*	0,32	0,57	0,52
12 kk differenssi DLCPI>DLMAAPI	0,11	0,51	0,70	0,56	0,08
12 kk differenssi DLMETS>DLCPI	0,83	0,13	0,21	0,49	0,75

Granger-kausaisuustestiin voidaan sisällyttää mahdollinen yhteisintegroituvuusvektori. Koska MAAPI ja inflaatio (DLCPI) ovat yhteisintegroituneita, voidaan suorittaa Granger-kausaisuustesti muotoa<sup>15</sup> (2)

$$(2) \quad \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta x_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^{k-1} \begin{bmatrix} B_{yyi} & B_{yxi} \\ B_{xyi} & B_{xxi} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-i} \\ \Delta x_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{a}_y \\ \mathbf{a}_x \end{bmatrix} \hat{\mathbf{b}}'_{z_{t-1}} + \mathbf{m} + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{yt} \\ \mathbf{e}_{xt} \end{bmatrix}$$

<sup>14</sup> Borion keskeistä väitettä AAPI:n roolista rahan (M2) kysynnän selittäjänä voidaan testata yksinkertaisissa VAR- ja yhteisintegroituvuusmalleissa yhdessä BKT:n, kuluttajahintojen, koron (r3kk) ja varallisuushintojen (MAAPI) kanssa. Tulosten mukaan varallisuushinnan (MAAPI) nousu vaikuttaa positiivisesti rahan kysyntään muutaman kuukauden sisällä. Kovin luotettavina tuloksia ei voi pitää.

<sup>15</sup> Tässä  $y$  on selitettävä muuttuja,  $x$  indikaattori,  $\mu$  vakio,  $\varepsilon$  virhetermi,  $\alpha$  ja  $B$  parametrejä.

jossa normaalin Granger-kausaalisuusosan lisäksi huomioidaan yhteisintegroitu-  
vuusvektori ( $\hat{b}'$ ). Ripatin (1995) tutkimustulosten kantohinnat ja asuntojen hin-  
nat ovat varallisuushinnoista indikoineet parhaiten inflaatiota. MAAPI pärjää tes-  
teissä yhtä hyvin (Wald-testin p-arvo  $< 0,0001$  \*\* käyttämällä 6–12 kk viiveitä)  
vaikka kausivaihtelua tai rakenteellisia muutoksia verotuksessa ei huomioida.

Kuluttajahinnoille (CPI), varallisuushinnoille (MAAPI), BKT:lle ja rahan  
määrälle (M2) löytyy myös yksi yhteisintegroituvuusvektori. Testaamalla varalli-  
suusinflaation Granger-kausaalisuutta kuuden kuukauden viiveellä yhteisintegro-  
ituvuusvektori huomioiden indekseillä on yhä merkitystä (Wald-testi p-arvo  
0.0371\*). Kolmen kuukauden heliborkorko (r3kk) selvästi Granger-aiheuttaa va-  
rallisuushintoja (DLMAAPI) (p = 0,0031\*\*) mutta varallisuushinnat eivät aiheuta  
korkoa. Testitulokset riippuvat mallin rakenteesta ja MAAPI:lla portfolio-painoja  
hyödyntävänä aggregaattina voi tietyissä tilanteissa olla enemmän voimaa kuin  
osaindeksillä. Absoluuttista paremmuutta ja preferenssiä MAAPI:n hyväksi ei  
kuitenkaan löydy, vaan eri indikaattoreita kannattaa käyttää rinnan.

### 3.5 Yhteenveto keskeisistä ekonometrisistä tuloksista

BKT:n muutokset ja inflaatio selittävät suuren osan varallisuushintojen kehityk-  
sestä. Yksinkertainen Granger-kausaalisuustesti osoittaa, että vuosittainen varalli-  
suushintainflaatio (DLAAPI, Ddraapi) sisältää informaatiota tulevasta kuluttaja-  
hintainflaatiosta. AAPI ei ole informatiivisesti tehokkain varallisuushinta, mutta  
sen ominaisuudet vaikuttavat vakailta. Vuositason aggregoidun varallisuushin-  
taindeksin (AAPI) tilastolliset ominaisuudet ovat paremmat kuin kuukausittaisen  
(MAAPI), mutta vuosittainen indeksi on liian karkea käytännön seurantaan. Kuu-  
kausittainen indeksi (MAAPI) varoittaa inflaatiopaineista noin puoli vuotta etu-  
käteen.

Aggregoidun varallisuushintaindeksin, kuluttajahintojen ja BKT:n välillä on  
yhteisintegroituvuusrelaatio, eli varallisuushinnat eivät ole voineet loputtomasti  
poiketa talouden fundamenteista. Yhteisintegroituvuusmallin mukaan varallisuus-  
hinnat (AAPI) ylittivät tasapainoarvonsa 1980-luvun lopussa ja mahdollisesti lie-  
västi 1970-luvun alussa. Tulokset ovat herkkiä viive- ja muun rakenteen suhteen.  
Viime vuosina varallisuushinnat (AAPI) ovat olleet lähellä mallin tasapainoarvoa.

Yksi AAPI/MAAPI:n keskeisistä hyödyistä on, että sitä voidaan käyttää pu-  
huttaessa yleisestä varallisuusinflaatiosta tai -deflaatiosta.

## 4 Johtopäätökset

Aggregoitu varallisuushintaindeksi (AAPI) kuvaa yksityisen sektorin varallisuuden arvon kehitystä. Portfoliopainojen muutokset vaikuttavat merkittävästi AAPI:n ominaisuuksiin. Varallisuuden rakenne on vuosina 1970-1997 arvopaperistunut, vaikka asunnot muodostavat jatkuvasti yli puolet varallisuusmassasta. Varallisuusarvojen muutokset ovat suurentuneet tarkastelujaksona. 1970-luvun alussa ja 1980-luvun lopulla tapahtui varallisuushinnoissa suuri sykli, jota voisi kutsua kuplaksikin. Suuren 1980-luvun lopun syklin taustalla oli ekspansiivinen talouspolitiikka yhdessä rakenteellisten muutosten kanssa. Kiristynvä kilpailu ja liberalisointi muualla jarruttivat inflaatiopaineita, joten ylikviditeetti keskittyi varallisuusmarkkinoille. Aggregoitujen varallisuushintojen aiempi huipputaso vuonna 1989 ylitettiin vuoden 1997 jälkipuoliskolla.

Talusteoria sen paremmin kuin kokemukseen eivät anna selkeitä ohjeita siitä, miten rahapolitiikan tulisi reagoida varallisuushintojen muutoksiin. Perinteisen käsityksen mukaan rahapolitiikka vaikuttaa varallisuushintoihin tuottokäyrän (*yield curve*) kautta. Varallisuushinnat viestittävät monella tapaa talouden tilasta, ne voivat esimerkiksi toimia perusfundamenttien ja inflaation indikaattoreina. Suhteelliset varallisuushinnat myös ohjaavat sijoitus- ja investointipäätöksiä. Markkinoiden hidas, jopa vuosia vievä, sopeutuminen äkillisiin suuriin muutoksiin varallisuushinnoissa voi hidastaa muuta taloudellista kehitystä. Varallisuushintasykliin suurimmat riskit seuraavat rahoitusmarkkinoiden vakauden horjumisesta ja sijoittajien suurten riskien realisoitumisesta.

Rahoitusmarkkinoiden rakenteelliset muutokset ja arvopaperistuminen muuttavat rahapolitiikan transmissiomekanismeja. Merkittävin todennäköinen lähitulevaisuuden toimintaympäristön muutos Suomessa on siirtyminen yhteiseen valuuttaan EMU:n puitteissa. Pääomaliikkeiden ollessa täysin vapaita valuutta-alueen sisällä ja valuuttariskin poistuessa tulee yhden hinnan laki pitämään tiukemmin paikkansa likvidien arvopapereiden kohdalla. Varallisuusmarkkinat integroituvat ja hinnat konvergoituvat sitä nopeammin mitä likvidimpiä ja homogeenisempia varallisuusesineet ovat. Siirryttäessä yhteiseen valuuttaan suomalaisten sijoittajien salkku muuttuu vahvasti yhteen valuutta-alueen kolkkaan painottuneeksi. Paine salkun hajauttamiseen kaikissa valuutta-alueen maissa johtaa sijoitusten jakautumiseen useisiin maihin.

Vaikka kirjallisuudesta ei löydy suoraviivaista mallia varallisuushintojen käsittelylle rahapolitiikassa, niiden huolellinen seuranta ja analysointi on tärkeää. Varallisuushintasyklit, riippumatta johtuvatko ne talouspolitiikasta vai eivät, voivat johtaa suuriin ongelmiin rahoitusmarkkinoilla ja koko kansantaloudessa. Integroituvassa maailmantaloudessa yhden hinnan laki pätee entistä voimakkaammin, maiden ja markkinoiden väliset linkit ovat potentiaalisesti merkittäviä varallisuushintojen muutosten kannalta. Talouspolitiikassa onkin entistä enemmän kiinnitettävä huomiota varallisuushintoihin ja rahoitusmarkkinoiden kehitykseen. Raha- ja finanssipolitiikan koordinointi on tärkeää myös varallisuusmarkkinoiden vakauden kannalta. Valvonnan ja vastuun rooli rahoitusmarkkinoiden vakauden turvaamisessa säilyy kuitenkin avainasemassa. Vaikka talouspolitiikan tekijöiden tulee taata vakaa rahoitusympäristö, ei varallisuushinnoille voi keskuspankeissa kuitenkaan antaa liikaa painoa perinteisen hintavakaustavoitteen rinnalla. Rahapolitiikan ensisijainen tavoite on matala ja vakaa inflaatio.

Ennustetyössä ja talouden seurannassa varallisuushintoja voidaan hyödyntää

lähinnä täydentävinä inflaatioindikaattoreina. Erityisesti asuntojen hintoja ja osakekurssia, Suomessa myös kantohintoja, käytetään varallisuushintakehityksen mittareina. Osakekurssin etu on sen reaaliaikaisuus ja asuntomarkkinoiden puolestaan asuntovarallisuuden suuri osuus kokonaisvarallisuudesta. Yksittäisten varallisuusesineiden hinnat kertovat koko kansantalouden tasolla vain osatotuuden varallisuusmarkkinoista ja taloudellisten yksiköiden kokemasta varallisuudesta.

Aggregoitu varallisuushintaindeksi edesauttaa merkittävästi koko yksityisen sektorin varallisuuden kehityksen seuraamista. Aggregoitu varallisuushintaindeksi on hyvä mittari keskusteltaessa yleisestä varallisuushintainflaatiosta ja sillä on jonkin verran inflaatioindikaattoriarvoa. Sen tehokkuus mm. Granger-kausalisuus testeillä mitattuna on osaindekseihin verrattuna keskinkertainen. Toisaalta aggregoitu varallisuushintaindeksi näyttäisi olevan melko vakaa indikaattori, koska markkinakohtaiset shokit yksittäisiin osaindekseihin eivät vaikuta aggregoituun kokonaisindeksiin yhtä häiritsevästi. Tulokset implikoivat varallisuushintojen riippuvan pitkällä aikavälillä talouden keskeisistä fundamenteista, joiden osoittamasta tasapainosta ne eivät voi loputtomasti poiketa.

# Lähteet

- Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (1995): *Economic Growth*, McGraw-Hill.
- Becker, G. & Mulligan, C. (1997): The Endogenous Determination of Time Preference, *Quarterly Journal of Economics* 3/1997.
- BIS (1998): The Role of Asset Prices in the Formulation of Monetary Policy, *Conference Papers* 5.
- Borio, C.E.V. & Kennedy, N. & Prowse, S.D. (1994): Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations Across Countries. Measurement, determinants and monetary policy implications. *BIS Economic Papers* No 40.
- Copeland, W. & Weston (1988): *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison-Wesley.
- Doornik, J. & Hendry, D. (1997): *Modelling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0 for Windows*, International Thomson Business Press.
- Doornik, J. & Hendry, D. (1997): *Empirical Economic Modelling Using PcGive 9.0 for Windows*, International Thomson Business Press.
- The Economist (1998): Hubble, bubble, inflation trouble, Vol. 347 No. 8067, 9.5.1998 s. 87.
- Flood, R. & Hodrick, R. (1990): On Testing of Speculative Bubbles. *Journal of Economic Policy* Vol 4, No 2.
- Harvey (1981): *The econometric analysis of time series*. Philip Allan publishers Ltd, Oxford
- Hicks, J. (1981): *Wealth and Welfare*, Basil Blackwell.
- Huoneistokeskus Oy (1997): *Toimistotilojen hintataso Helsingin ydinkeskustassa, tietokanta*
- Kendrick, J. (1976): *The Formation and Stocks of Total Capital*. Columbia University for NBER.
- Kuoppamäki, P. (1998): Pörssikupla, Tasapainoanalyysi HEX yleisindeksistä vuosina 1966–1997, Suomen Pankin kansantalouden osaston työpapereita 3/98.
- Leppänen, J. (1997) Puutaseen ongelma metsätalouden kannattavuuslaskelmissa. Julkaisussa: Uotila, E. (toim.) 1997. Yksityismetsätalouden kannattavuustutkimus – tarpeita ja tuloksia eri organisaatioiden näkökulmista. *Metsäntutkimuslaitoksen tiedonantoja* 661.
- Lucas, R. (1978): Asset Prices in an Exchange Economy, *Econometrica* Vol. 46, No. 6.
- Metsätalastollinen vuosikirja 1995, METLA.
- Parkkinen, P. (1993): Asuntokanta, asuntovarallisuus ja kansallisvarallisuus. *KOP Taloudellinen katsaus* 1/1993.
- Pikkarainen, P. (1993): Rahapolitiikan välitavoitteet, indikaattorit ja viritys. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 89. vsk. 4/1993.
- Ripatti, A. (1995): Leading Inflation Indicators in Finland: Pairwise Analysis of Granger-Causality and Yhteisintegroituvuus. *Suomen Pankin keskustelualoitteita* 24/95.
- Ripatti, A. (1996): Stability of the Demand for M1 and Harmonized M3 in Finland, *Suomen Pankin keskustelualoitteita* 18/96.

- Santos, M. & Woodford, M. (1997): Rational Asset Pricing Bubbles, *Econometrica* Vol 65 No 1.
- Schinasi, G. & Hargraves, M. (1993): "Boom and Bust" in Asset Markets in the 1980s: Causes and Consequences, *IMF Staff Studies for the World Economic Outlook*, December.
- Smets, F. (1997): Financial asset prices and monetary policy: theory and evidence. *BIS*.
- Spolander, M. (1994): The role of asset prices in the inflation process in Finland, *Bank of Finland Bulletin* Vol 68 No 8 August 1994.
- Stiglitz, J. (1990): Symposium on Bubbles. *Journal of Economic Policy* Vol 4, No 2.
- Takala, K. & Kostiainen, S. & Hämäläinen, T. (1991): Kotitalouksien säästämisen mittaaminen ja säästäminen Suomessa vuosina 1960–1989. *Suomen Pankin keskustelualoitteita* 17/91.
- Tilastokeskus (1996): *Varallisuustutkimus* 1994.



## Liite 1

### Yksityismetsävarallisuuden kehitys Suomessa 1970–1997<sup>16</sup>

Metsävarallisuus mielletään keskeiseksi varallisuuseräksi ja hyvinvoinnin lähteeksi Suomessa. Metsien suhteellinen merkitys on vuosien saatossa laskenut, koska metsäteollisuuden osuus kansantaloudesta on supistunut ja muiden varallisuuserien arvo kasvaa metsiä nopeammin. Absoluuttisesti metsien arvo todennäköisesti jatkaa kasvuaan lamavuosien notkahduksen jälkeen pitkälle tulevaisuuteen. Metsävarallisuudesta ei kuitenkaan ole olemassa luotettavia arvioita useastakin syystä. Keskeinen tekijä metsävarallisuuden arvioinnin vaikeudessa on puuston tilavuuden arvioinnin hankaluus. Valtakunnan metsävarojen inventointi (VMI) toteutetaan määräajoin Metsätutkimuslaitoksen (METLA) toimesta ja yksi inventointi voi viedä useita vuosia. Inventointi ei voi päästä ehdottomaan tarkkuuteen koko valtakunnan alueella. Hakkuista tiedetään vain osa ja metsien kasvu vaihtelee vuosittain. Puuston tilavuudesta on siis parhaimmillaankin käytävissä vain piste-arvioita, jotka nekin on laskettu useana vuonna. Koska muutokset tilavuudessa koostuvat lähinnä hakkuista (-) ja kasvusta (+) voidaan kuitenkin sanoa, että tilavuus on melko jäykästi ja lineaarisesti muuttuva suure kokonaisuutena. Sopivat hakkuut lisäävät myös puuston kasvua ja päinvastoin. Valitsemalla tarkastellun aikajakson (1970–1997) lähtövuoden puuston tilavuudeksi VMI V (1964–1970) ja VMI VI (1971–1976) pyöristetty keskiarvo (1500 miljoonaa kuutiota) ja vuoden 1990 tilavuudeksi VMI VIII (1986–1994) tieto (1887 miljoonaa kuutiota) ja olettamalla lineaarinen trendi saadaan puuston tilavuudelle aikasarja vuosille 1970–1997.

Metsävarallisuuden arvosta on olemassa osittaisarvioita muutamille vuosille. Parkkinen (1993) on laskenut arvoja Suomen kansallisvarallisuudelle ja päätytty 150 miljardin markan arvoon vuonna 1992. Leppänen (1997) on laskenut yksityismetsien (lähinnä yksityinen sektori pois lukien metsäyhtiöt) puuston hehtaariarvoja. Pinta-alat löytyvät puolestaan Metsätilastollisesta vuosikirjasta ja käytämällä Leppäsen hehtaariarvoja saadaan yksityismetsävarallisuuden arvo vuosille 1993–1995 (133, 159 ja 181 miljardia markkaa). Metsävarallisuus tietynä hetkenä voidaan määritellä metsäpalstojen tai hehtaarien puutilavuuksien sen hetkisten markkinarvojen summaksi. Olettamalla, että metsävarat ovat samanlaisia yhtiöiden ja mailla ja huomioimalla metsämaa ja kitumaa mutta ei joutomaata saadaan arvio koko yksityisen sektorin metsävarallisuuden arvolle kyseisinä vuosina. Arvio on nykyisillä korkealle aggregoiduilla tiedoilla paras mahdollinen, vaikka siihen sisältyy monta ongelmakohtaa. Kaikki metsävarallisuus ei ole hakkuukelpoista jokaisena hetkenä, taimikoiden ja kasvatusmetsien täytyy kasvaa. Metsänhoidosta aiheutuu kustannuksia ja ajoittaiset hakkuut tuovat tuloja. Metsävarallisuudelle voidaankin pyrkiä laskemaan teoreettinen arvo diskontattujen tulojen ja menojen summana, mutta sellaisen aikasarjalaskelman tekeminen on heikolla pohjalla.

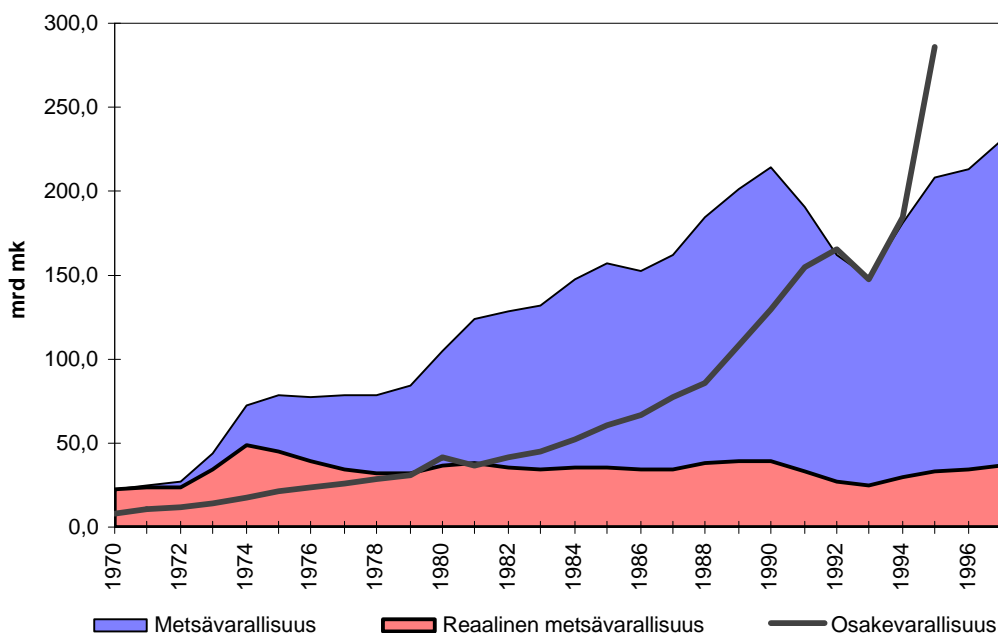
Metsävarojen arvo siis määräytyy puumarkkinoilla, joiden hintaindekseinä käytetään kantohintoja eli pystykaupoissa tietyn tyyppisestä puusta maksettua hintaa. Eri kantohinnat aggregoidaan Tilastokeskuksen toimesta kaikki puulajit

<sup>16</sup> Kiitän Jussi Leppästä (Metla) kommentaista.

kattavaksi kantohintaindeksiksi. Olettamalla, että puuston rakenne säilyy koko ajan samana, saadaan kantohintaindeksin ja puuston tilavuuden kertolaskuna laskennallinen markkina-arvo metsävarallisuudelle. Skaalaamalla sarja Leppäsen (1997) arvion keskimmäisen vuoden 1994 mukaisesti saadaan nimellisarvo Suomen yksityissektorin metsävarallisuudelle vuosina 1970–1997. Skaalaus on yksityismetsälaskelman kannalta tarpeen siksikin, että puustotilavuus sisältää myös valtion metsät. Erilaiset rakenteelliset muutokset puuvaroissa ja virheet puutalavuuden arvioinnissa voivat tuoda harhaa aikasarjan käyttäytymiseen, mutta arvion suuruusluokka kuitenkin vastaa yleisiä oletuksia. Viime vuosina markkinahakkuut ovat kasvaneet siinä määrin, että sarjan loppupää saattaa lievästi yliarvioida metsävarallisuuden. VMI9 yhteydessä on lisäksi havaittu metsien kasvun hidastuneen muutamilla alueilla. Metsätilastoista löytyvät puulajien todelliset kantohinnat viittaavat lisäksi siihen, että sarja saattaa alkupäästä hieman aliarvioida ja viime vuosina yliarvioida yksityiskohtaisemmin puuvarojen rakenteelliset muutokset huomioivaa arvosarjaa. Pienistä ongelmista huolimatta arvio on korkealla aggregointitasolla paras mahdollinen. Metsäyhtiöiden osuus laskelman metsävarallisuudesta on 12 %.

Metsävarallisuuden arvo kasvoi voimakkaasti aina 1990-lamaan asti. Vuodesta 1993 alkanut kantohintojen elpyminen on nostanut metsävarallisuuden arvoa. Samaan aikaan ripeästi nousseiden pörssikurssien ansiosta suomalaisten osakevarallisuuden arvo kuitenkin nousi huimasti ja ylitti metsävarojen arvon vuonna 1994. Sarjat ovat luonnollisesti heikosti kytköksissä metsäyhtiöiden omistamien metsien kautta. Laskelman mukaan reaalisesti metsävarat eivät ole puuston kasvusta huolimatta olleet kovin hyvä inflaatio suoja koko tarkastelukaudella. Metsävarallisuuden reaalin arvo on 1980-luvun alusta pysynyt melko vakaana puuvarrannon kasvun ansiosta huolimatta.

Kuvio 1A. Metsävarallisuus 1970–1997



<b>Vuosi</b>	<b>Puuston tilavuus</b> Arvio miljoonaa m <sup>3</sup>	<b>Kantohinta</b> Indeksi 1970 = 100	<b>Metsävarallisuus</b> skaalattu arvio mrd. mk	<b>Reaalinen (1970)</b> <b>metsävarallisuus</b> arvio mrd mk
1970	1500	100	22	22
1971	1519	112	25	24
1972	1539	119	27	24
1973	1558	189	44	35
1974	1577	306	72	49
1975	1597	330	79	45
1976	1616	322	78	39
1977	1635	319	78	35
1978	1655	317	78	33
1979	1674	338	85	33
1980	1693	414	105	36
1981	1713	484	124	38
1982	1732	496	128	36
1983	1752	505	132	34
1984	1771	555	147	36
1985	1790	586	157	36
1986	1810	565	153	34
1987	1829	590	161	35
1988	1848	667	184	38
1989	1868	719	201	39
1990	1887	759	214	39
1991	1906	669	191	33
1992	1926	562	162	27
1993	1945	513	149	25
1994	1964	618	181	30
1995	1984	702	208	34
1996	2003	712	213	34
1997	2022	761	230	36

## Liite 2

### Keskeiset aikasarjat

Asuntovarallisuuden arvo

- UN Standardised National Accounts

Liikekiinteistöjen arvo

- UN Standardised National Accounts

Osakevarallisuuden arvo

- Rahoitusmarkkinatilasto (rahoitustase sektoreittain)

Metsävarallisuuden arvon taustalähteet

- Kantohintaindeksi yhteensä, 1980 = 100
- Metsätilastollinen vuosikirja: metsävarojen inventoinnit

Liikekiinteistöjen hintaindeksi (TMIS)

- Toimistotilojen hinta Helsingin ydinkeskustassa (Huoneistomarkkinointi Oy)

Osakkeiden hintaindeksi

- Unitaksen pörssiosakkeiden yleisindeksi 1975 = 100
- HEX-yleisindeksi 28.12.1990 = 100 (aggr. keskiarvo)

Kantohintaindeksi (METS)

- Kantohintaindeksi yhteensä, 1980 = 100

Asuntojen hintaindeksi (asun)

- Asuntojen hintaindeksi: asunnot yhteensä; koko maa, 1970 = 100
- Vanhojen kaksioiden velaton neliöhinta keskimäärin pääkaupunkiseudulla

Kuluttajahinnat (CPI)

- Kuluttajahintaindeksi, 1990 = 100

Raha (M2)

Markkinakorko (r3kk)

- 3 kk markkinakorko

BKT

- Bruttokansantuote markkinahintaan, Mmk
- Kokonaistuotannon kuukausikuvaaja, 1990 = 100, kausitas. (EKTA add.)

## Liite 3

Taulukko 1A. **Inflaatiomalli trendillä**

Muuttuja	Kerroin	Std.virhe	t-arvo	t-todenn.	PartR <sup>2</sup>
Vakio	0,16580	0,023321	7,110	0,0000	0,7165
DLM2	-0,12531	0,13097	-0,957	0,3501	0,0438
DLrbkt	-0,37651	0,082157	-4,583	0,0002	0,5122
DLAAPI_1	0,15198	0,035275	4,308	0,0003	0,4814
Trend	-0,0056236	0,00079131	-7,107	0,0000	0,7163

$R^2 = 0,896$   $F(4,20) = 43,094$   $[0,0000]$   $\sigma = 0,0156045$   $DW = 1,03$   
 $RSS = 0,004869984131$ , 5 muuttujaa ja 25 havaintoa

AR 1- 2  $F(2, 18) = 4,3421$   $[0,0289]$  \*  
ARCH 1  $F(1, 18) = 0,74702$   $[0,3988]$   
Normaalisuus  $\chi^2(2) = 1,0554$   $[0,5900]$   
 $\chi^2$   $F(8, 11) = 0,39584$   $[0,9007]$   
 $\chi_i \chi_j$   $F(14, 5) = 1,0206$   $[0,5364]$   
RESET  $F(1, 19) = 3,7779$   $[0,0669]$

Taulukko 2A. **Reaalinen BKT ja varallisuushintainflaatio**

Muuttuja	Kerroin	Std.virhe	t-arvo	t-todenn.	PartR <sup>2</sup>
Vakio	0,0235	0,00642	3,652	0,0015	0,3884
Dlraapi_1	0,3026	0,06097	4,963	0,0001	0,5398
Dlraapi_2	-0,1866	0,06096	-3,062	0,0059	0,3086

$R^2 = 0,5418$   $F(2,21) = 12,415$   $[0,0003]$   $\sigma = 0,0312$   $DW = 1,45$   
 $RSS = 0,02047969106$ , 3 muuttujaa ja 24 havaintoa

AR 1- 2  $F(2, 19) = 0,28601$   $[0,7544]$   
ARCH 1  $F(1, 19) = 0,63491$   $[0,4354]$   
Normaalisuus  $\chi^2(2) = 1,2659$   $[0,5310]$   
 $\chi^2$   $F(4, 16) = 1,0846$   $[0,3970]$   
 $\chi_i \chi_j$   $F(5, 15) = 0,81474$   $[0,5575]$   
RESET  $F(1, 20) = 1,9922$   $[0,1735]$

Taulukko 3A. **Varallisuushintainflaatio inflaatioindikaattorina**

Modelling DLCPI by OLS

Muuttuja	Kerroin	Std.virhe	t-arvo	t-todenn.	PartR <sup>2</sup>
Vakio	0,0012182	0,0077224	0,158	0,8761	0,0011
DLAAPI_1	0,080036	0,031134	2,571	0,0174	0,2310
DLCPI_1	0,85942	0,095547	8,995	0,0000	0,7862

$R^2 = 0,83$   $F(2,22) = 54,241$   $[0,0000]$   $\sigma = 0,0189473$   $DW = 0,989$   
 $RSS = 0,007897978031$ , 3 muuttujaa ja 25 havaintoa

AR 1- 2  $F(2, 20) = 5,737$   $[0,0107]$  \*  
ARCH 1  $F(1, 20) = 0,065666$   $[0,8004]$   
Normaalisuus  $\chi^2(2) = 4,2445$   $[0,1198]$   
 $\chi^2$   $F(4, 17) = 1,1269$   $[0,3768]$   
 $\chi_i \chi_j$   $F(5, 16) = 0,86228$   $[0,5271]$   
RESET  $F(1, 21) = 0,0024855$   $[0,9607]$

Taulukko 4A.

### Rahan, AAPI:n, BKT:n ja kuluttajahintojen yhteisintegroituvuus 1971-1996

Eigenvalue	loglikelihood					
	-248,805	0				
0,972536	-202,071	1				
0,709234	-186,013	2				
0,1319	-184,174	3				
0,0194293	-183,919	4				

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	T-nm	95%	-T\Sum log(.)	T-nm	95%
P == 0	93,47**	79,09**	23,8	129,8**	109,8**	39,9
P <= 1	32,12**	27,18**	17,9	36,3**	30,72**	24,3
P <= 2	3,678	3,112	11,4	4,188	3,544	12,5
P <= 3	0,5101	0,4317	3,8	0,5101	0,4317	3,8

## Standardoitu \beta' eigenvectors

	M2	AAPI	rbkt	CPI
	1,0000	-1,0159	-7,9778	-1,4815
	-0,53187	1,0000	-71,084	1,0527
	0,010198	0,00077930	1,0000	-0,041919
	-1,3101	1,3347	-11,755	1,0000

standardoitu \alpha Kerroin	M2	AAPI	rbkt	CPI
M2	-0,19464	0,095455	-6,2978	-0,0038337
AAPI	-0,084603	-0,12924	-20,769	-0,0061379
Rbkt	-0,00043825	-0,00087186	-0,051267	-0,00012730
CPI	-0,058126	-0,026780	0,064097	0,0024352

## Pitkän aikavälin matriisi Po=\alpha\*\beta', rank 4

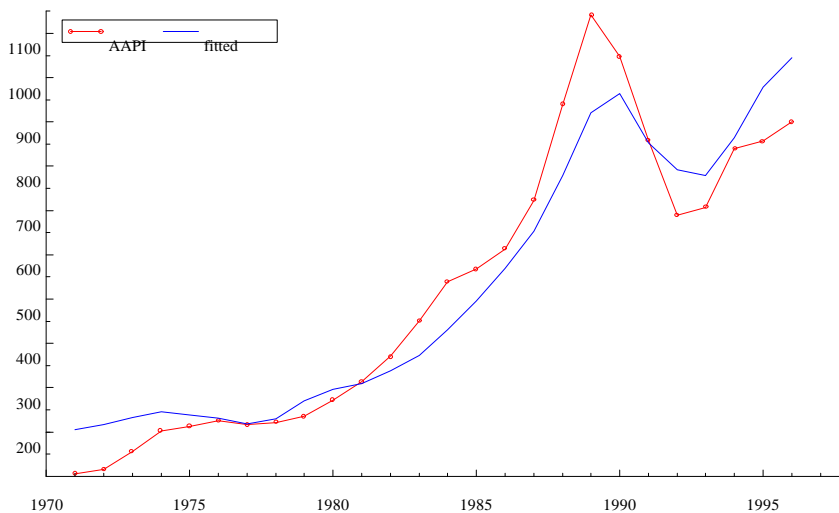
	M2	AAPI	rbkt	CPI
M2	-0,30462	0,28317	-11,485	0,64901
AAPI	-0,21964	-0,067666	-10,836	0,85378
Rbkt	-0,00033060	-0,00063649	0,015701	0,0017532
CPI	-0,046419	0,035572	2,4028	0,057668

## Kuluttajahinta (CPI), BKT, AAPI ja markkinakorko (int3kk) systeemi:

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	using T-nm	95%	-T\Sum log(.)	using T-nm	95%
P == 0	73**	60.3**	23.8	118.9**	98.18**	39.9
P <= 1	36.48**	30.13**	17.9	45.85**	37.88**	24.3
P <= 2	6.134	5.067	11.4	9.377	7.746	12.5
P <= 3	3.243	2.679	3.8	3.243	2.679	3.8

Kuvio 2A.

## AAPI ja yhteisintegroituvuustasapainoarvo



## Taulukko 5A.

## Laajennettu virheenkorjausmalli: AAPI, CPI, rbkt, M2

PNS estimoidut yhtälöt eri muuttujille:

Selitettävä: DLAAPI

Muuttuja	Kerroin	Std.virhe	t-arvo	t-todenn.
DLAAPI_1	0,86420	0,25673	3,366	0,0034
DLCPI_1	-3,0645	0,80259	-3,818	0,0013
DLrbkt_1	-1,1956	0,83345	-1,435	0,1686
DLM2_1	0,73313	0,92017	0,797	0,4360
a1_1	-0,00046468	0,00041965	-1,107	0,2827
a2_1	-0,0012383	0,00042254	-2,931	0,0089
Vakio	-0,012066	0,078928	-0,153	0,8802
\sigma = 0,0769576    RSS = 0,1066045122				

Selitettävä: DLCPI

Muuttuja	Kerroin	Std.virhe	t-arvo	t-todenn.
DLAAPI_1	0,014672	0,050310	0,292	0,7739
DLCPI_1	0,80214	0,15728	5,100	0,0001
DLrbkt_1	0,23821	0,16333	1,458	0,1619
DLM2_1	0,15172	0,18032	0,841	0,4112
a1_1	6,0444e-005	8,2238e-005	0,735	0,4718
a2_1	-1,2497e-005	8,2804e-005	-0,151	0,8817
Vakio	0,0074733	0,015467	0,483	0,6348
\sigma = 0,015081    RSS = 0,004093872249				

Selitettävä: DLrbkt

Muuttuja	Kerroin	Std.virhe	t-arvo	t-todenn.
DLAAPI_1	0,27285	0,073827	3,696	0,0017
DLCPI_1	-1,3752	0,23080	-5,959	0,0000
DLrbkt_1	-0,40918	0,23967	-1,707	0,1050
DLM2_1	0,52544	0,26461	1,986	0,0625
a1_1	-4,5695e-005	0,00012068	-0,379	0,7094
a2_1	-0,00033924	0,00012151	-2,792	0,0120
Vakio	0,029665	0,022697	1,307	0,2077
\sigma = 0,0221304    RSS = 0,008815596408				

Selitettävä: DLM2

Muuttuja	Kerroin	Std.virhe	t-arvo	t-todenn.
DLAAPI_1	0,15142	0,073206	2,068	0,0533
DLCPI_1	-0,39236	0,22886	-1,714	0,1036
DLrbkt_1	-0,19817	0,23766	-0,834	0,4153
DLM2_1	0,19866	0,26238	0,757	0,4588
a1_1	-0,00040717	0,00011966	-3,403	0,0032
a2_1	-0,00052882	0,00012049	-4,389	0,0004
Vakio	-0,047725	0,022506	-2,121	0,0481
\sigma = 0,0219443    RSS = 0,008667939924				

Diagnostiikka:

Residuaalien korrelaatio

	DLAAPI	DLCPI	DLrbkt	DLM2
DLAAPI	1,0000			
DLCPI	-0,0088166	1,0000		
DLrbkt	0,26295	-0,45804	1,0000	
DLM2	-0,0021866	0,077377	0,37600	1,0000

Todellisen ja sovitetun korrelaatio

	DLAAPI	DLCPI	DLrbkt	DLM2
	0,076958	0,015081	0,022130	0,021944

Loglik = 383,63843  $\log|\Omega| = -30,6911$   $|\Omega| = 4,68852e-014$  T = 25  
 Log|Y'Y/T| = -24,8844  
 $R^2(LR) = 0,996993$   $R^2(LM) = 0,6243$

F-testi selittäjille (paitsi rajoittamattomat),  $F(24,53) = 9,5544$  [0,0000] \*\*

Rajoittamattomat muuttujat: Vakio

F-testi selittäjille,  $F(4, 15)$

DLAAPI_1	4,93819 [0,0096] **	DLCPI_1	10,5030 [0,0003] **
DLrbkt_1	1,08211 [0,4002]	DLM2_1	1,70947 [0,2002]
A1_1	3,93622 [0,0222] *	a2_1	5,85060 [0,0048] **

Todellisen ja sovitetun korrelaatio

DLAAPI	DLCPI	DLrbkt	DLM2
0,85697	0,95530	0,90292	0,93755

DLAAPI	:Portmanteau	4 lags=	5,8233
DLCPI	:Portmanteau	4 lags=	5,8315
DLrbkt	:Portmanteau	4 lags=	8,6137
DLM2	:Portmanteau	4 lags=	5,7656
DLAAPI	:AR 1- 2	$F(2, 16) =$	6,8766 [0,0070] **
DLCPI	:AR 1- 2	$F(2, 16) =$	1,6598 [0,2213]
DLrbkt	:AR 1- 2	$F(2, 16) =$	1,8132 [0,1951]
DLM2	:AR 1- 2	$F(2, 16) =$	1,1545 [0,3401]
DLAAPI	:Normaalisuus	$\chi^2(2) =$	0,63899 [0,7265]
DLCPI	:Normaalisuus	$\chi^2(2) =$	0,60989 [0,7372]
DLrbkt	:Normaalisuus	$\chi^2(2) =$	2,8881 [0,2360]
DLM2	:Normaalisuus	$\chi^2(2) =$	1,223 [0,5425]
DLAAPI	:ARCH 1	$F(1, 16) =$	1,2311 [0,2836]
DLCPI	:ARCH 1	$F(1, 16) =$	1,2018 [0,2892]
DLrbkt	:ARCH 1	$F(1, 16) =$	0,75998 [0,3962]
DLM2	:ARCH 1	$F(1, 16) =$	1,0825 [0,3136]
DLAAPI	: $\chi^2$	$F(12, 5) =$	0,68792 [0,7250]
DLCPI	: $\chi^2$	$F(12, 5) =$	0,41088 [0,9040]
DLrbkt	: $\chi^2$	$F(12, 5) =$	0,19017 [0,9913]
DLM2	: $\chi^2$	$F(12, 5) =$	0,16331 [0,9952]
Vector	portmanteau	4 viivettä =	71,35
Vector	AR 1-2	$F(32, 27) =$	2,0964 [0,0265] *
Vector	Normaalisuus	$\chi^2(8) =$	7,2711 [0,5077]
Vector	$\chi^2$	$\chi^2(120) =$	119,54 [0,4946]

Taulukko 6A.

### Encompassing -testi inflaatioindikaattoreille

Testi	Muoto	AAPI vs. ASUN	ASUN vs. AAPI	AAPI vs. METS	METS vs. AAPI
Cox	N(0,1)	0,0671612	-1,04887	-3,33837	-0,649411
Ericsson IV	N(0,1)	-0,0631432	0,953028	2,68416	0,586957
Sargan	$\chi^2(1)$	0,00402178	0,798749	3,74108	0,294949
Joint Model	F(1,21)	0,00383967	0,791167	4,30269	0,285369
		[0,9512]	[0,3838]	[0,0505]	[0,5988]



- 1/98 Helvi Kinnunen  
Tuotannon kasvuhäiriöiden lähteet Suomessa ja EU-maissa, 21 s., 29.1.1998
- 2/98 Chris-Marie Rasi – Jan-Markus Viikari  
Ajassa muuttuva NAIRU ja potentiaalinen tuotanto Suomessa, 27 s., 23.2.1998
- 3/98 Pasi Kuoppamäki  
Pörssikupla. Tasapainoanalyysi HEX yleisindeksistä vuosina 1966–1997, 24 s., 30.3.1998
- 4/98 Anne Brunila  
Julkisen talouden konsolidointi EU-maissa 1990-luvulla, 16 s., 4.6.1998
- 5/98 Pasi Kuoppamäki  
Aggregoitu varallisuushintaindeksi. Laskelmia Suomen aineistolla vuosina 1970–1997, 38 s., 18.6.1998