

---

SUOMEN PANKIN  
KANSANTALouden OSASTON  
TYÖPAPEREITA

---

31.3.1998

3/98

**Pasi Kuoppamäki**

Pörssikupla

Tasapainoanalyysi HEX yleisindeksistä  
vuosina 1966–1997

---

# Pörssikupla

## Tasapainoanalyysi HEX yleisindeksistä vuosina 1966–1997\*

Suomen Pankin kansantalouden osaston työpapereita 3/98

Pasi Kuoppamäki

### Tiivistelmä

Varallisuushintojen määräytyminen on paitsi tärkeä osa kansantalouden toiminnan tehokkuutta myös merkittävää informaatiota tuottava prosessi. Varallisuusmarkkinoiden tärkein tehtävä on resurssien tehokas allokaatio tuotoiltaan parhaisiin kohteisiin. Suuret yllättävät varallisuushintojen muutokset ovat osoittaneet, ettei varallisuusmarkkinoiden toimintaa ymmärretä riittävästi. Erityisen suuria muutokset ovat osakemarkkinoilla, joiden merkitys rahoituksen kanavoinnissa kasvaa arvopaperistumisen myötä.

Raportissa analysoidaan Helsingin arvopaperipörssin hintatasoa suhteessa hinnoitteluteorian kautta johdettavaan fundamentteihin perustuvaan osakkeiden hintaindeksiin. Yritysten maksamien osinkojen summa on mallin keskeinen fundamentti. Malli on vain yksi yksinkertainen keino arvioida osakkeiden tasapainohintaa. Selvityksessä ei oteta kantaa keskusteluun kuplien synnystä vaan kuplien mahdollisuus otetaan annettuna. Mallin tulosten kautta arvioidaan vuoden 1997 kurssikehityksen oikeutusta. Raportti etenee yleisestä varallisuushintojen merkityksen ja lähihistorian kuvauksesta tasapainoanalyysiin.

Tulosten mukaan osakkeiden hintataso ylitti tasapainohinnan selvästi 1970-luvun alussa ja 1980-luvun lopussa. Tulokset ovat kuitenkin herkkiä oletuksille tasapainohintamallista. Ex ante kuplat ovat olleet pienempiä kuin ex post, joten hinnoittelu ei ole ollut erityisen irrationaalista. Vuoden 1997 kurssinoususta ei löydy kuplaa eli se voidaan perustella fundamenteilla. Pörssikupla saa olla hyvin suuri, ennen kuin se muodostuu markkinoiden vakauden kannalta haitalliseksi. Tulosten mukaan osakkeiden yliarvostus ennakoii inflaatiopaineita paremmin kuin itse osakekurssin muutos.

Asiasanat: pörssi, osakkeiden hinnoittelu, kupla

---

\* Kiitän Anne Brunilaa, Pentti Forsmania ja Kari Takalaa kommenteista ja keskustelusta. Mielipiteet ovat kirjoittajan omia.

# Sisältö

Tiivistelmä	2
1 Johdanto	6
2 Varallisuushintojen määräytyminen	8
3 Osakkeen hinnan oikea taso	8
4 Tasapainohintatason estimointi ja tulokset	11
4.1 Yksinkertainen hinnoittelumalli	12
4.2 Sovellettu Gordonin malli	14
4.3 Tulosten tulkintaa	15
5 Johtopäätökset	16
Lähteet	17
Liite	19

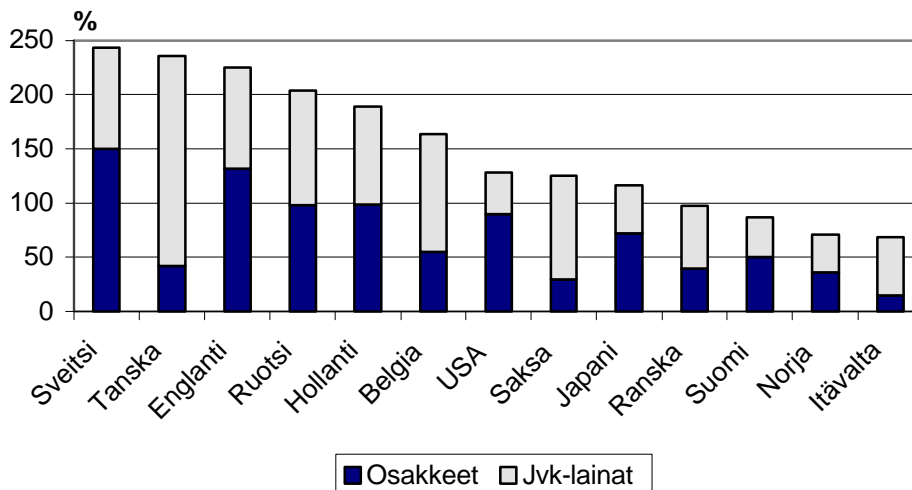
# 1 Johdanto

Varallisuudella ja sen arvon kehityksellä on merkittävä rooli yritysten ja kotitalouksien taloudellisessa käyttäytymisessä. Varallisuushinnat muodostuvat olennaisesti tulevaisuuden odotusten pohjalta ja samalla ne vaikuttavat kulutus- ja investointipäätöksiin kaikkina hetkinä. Varallisuushintojen nousu on yhteydessä optimistisiin tulevaisuuden odotuksiin, budjettirajoitteen löystymiseen varallisuusvaikutuksen kautta, velanottomahdollisuuksien kasvuun vakuusarvojen noustessa, kulutuksen ja investointien kasvuun ja varallisuusesineiden vuokrien nousuun. Laskevat varallisuushinnat voivat leikata kulutusta kotitalouksien budjettia kiristämällä, supistaa luotonantoa vakuusarvojen alentuessa, ajaa talouksia velkadeflaatioon ja muuttaa tulevaisuudenodotukset pessimistisiksi.

Osakkeet ovat kaikista reaali-perustaisista varallisuuseristä likvideimpiä ja herkimmin uuteen informaatioon reagoivia. Pörssikursseihin kiinnitetäänkin paljon huomiota niiden informaatioisisällön takia. Osakkeiden osuus varallisuudesta ei ole ollut Suomessa perinteisesti kovin suuri, mutta osuus on kasvanut merkittävästi 1980-luvulta ja kasvaa jatkossakin. Osakkeiden painoarvo rahoituksen välittymisessä ja varallisuusesineenä voi tulevaisuudessa saavuttaa pitkälle kapitalisoituneiden maiden tason, jolloin osakkeiden hintojen oikeaan tasoon on syytä kiinnittää entistä suurempaa huomiota.

Kuvio 1.

**Kapitalisoitumisen aste, noteerattujen osakkeiden ja jvk-lainojen osuus BKT:sta vuonna 1996<sup>1</sup>**

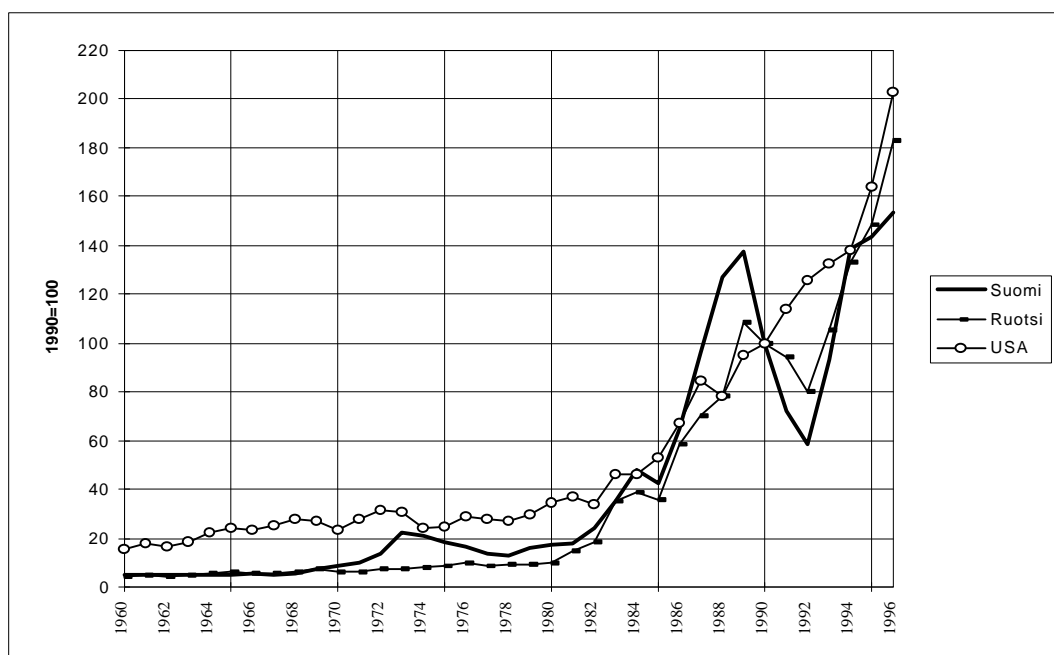


Varallisuushinnoissa on sodanjälkeisenä aikana tapahtunut kaksi poikkeuksellisen suurta sykliä: 1970-luvun alussa ja 1980-luvun jälkipuoliskolla jälkimmäisen ollessa reaalisesti paljon suurempi. Kuviossa 2 esitettyjen osakkeiden hintojen muutokset osoittavat selkeästi syklit.

<sup>1</sup> FIBV (International Federation of Stock Exchanges), Annual Report 1996.

Kuvio 2.

## Pörssikurssit Suomessa, Ruotsissa ja Yhdysvalloissa 1960-1996



Sykleihin liittyy yhtäläisyyksiä, kuten suuret hintavaihtelut likimain samoissa maissa samaan aikaan, mutta erojakin löytyy. Varallisuushintasyklit ovat olleet globaaleja eli ne eivät ole aiheutuneet vain kotimaisista tekijöistä. Tapahtumien ymmärtämiseksi on tärkeää tutkia myös sykleihin sisältyvän ”kuplan” suuruutta.

Varallisuuden kokonaisarvon huomioiden 1970-luvun alun varallisuushintasykli keskittyi useissa maissa asuntomarkkinoille ja Suomessa lisäksi kantohintoihin. Osakkeet ovat saaneet yleisesti ottaen enemmän merkitystä vasta 1980-luvulla. 1980-luvulla varallisuushintojen nousuun liittyy keskeisesti rahoitusmarkkinoiden liberalisointi ja pääomaliikkeiden vapauttaminen.

Rahoitusmarkkinoiden liberalisoinnin aiheuttamista muutoksista yksi keskeisimpiä oli rahapolitiikan transmissiokanavien muuttuminen varallisuusmarkkinoiden suunnalla. Aiemmin rahapolitiikan vaikutukset välittyivät varallisuusmarkkinoille paljolti rahoituksen saatavuuden kautta<sup>2</sup>. Esimerkiksi asuntoluottojen reaalikoron ollessa 1970-luvulla käytännössä negatiivinen asunnonostopäätöksen ratkaisi pitkälti lainan saatavuus. Rahoitusmarkkinoiden vapauttamisen jälkeen rahapolitiikan vaikutukset ovat välittyneet pääosin korkomekanismin eli tuottokäyrän kautta. Varallisuusmarkkinat integroituvat ja hinnat konvergoituvat sitä nopeammin mitä likvidimpiä ja homogeenisempia varallisuusesineet ovat.

<sup>2</sup> Katso keskustelusta esimerkiksi Bank of Finland Bulletin Vol. 68 No. 8 August 1994.

## 2 Varallisuushintojen määräytyminen

Varallisuushintojen keskeisenä ominaisuutena pidetään eteenpäin katsomista, vaikka moni muukin taloudellinen suure sisältää implisiittisesti tietoa tulevaisuudesta. Tuotantopäätöksetkin nojaavat odotuksiin tulevasta markkinoista. Varallisuusesineen arvoon vaikuttavat odotukset sen tuottamien palvelujen virran arvosta ( $E$ ) ja markkinoiden aikapreferenssi eli korko ( $r$ ). Odotuksiin palvelujen virran arvosta vaikuttavat varallisuusesineen tuotto tulevaisuuden maailmantiloissa ja niiden arvioidut todennäköisyydet. Tuotto- ja riskiodotuksiin 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<sup>3</sup>.

Tuotto- ja korko-odotuksiin rationaalisesti vaikuttavia tunnettuja keskeisiä tekijöitä kutsutaan fundamenteiksi. Odotusten ollessa rationaalisia varallisuusesineen "oikea" hinta on funktio tuotto-odotuksista ja korko-odotuksista. Fundamenttien nykytilan lisäksi niiden ja itse hinnan historia vaikuttaa ihmisten odotuksiin ja riskiprofiileihin. Finanssivarallisuuden likvidi luonne ja toimivat markkinat tekevät siitä herkästi odotuksiin reagoivan ja tasapainohinnan pitäisi muuttua aina uuden relevantin informaation saapuessa. Varallisuusesineen, kuten osakkeen, hintaa ( $P$ ) voidaan kuvata yleisellä yhtälöllä (1):

$$(1) \quad P_t = f(E^e, r^e) = g(\text{fundamentit}_t, \text{historia}_t)$$

Varallisuushintojen ennustamiseen käytetään yleisesti kahta eri filosofiaa edustavia malleja: fundamentteihin perustuvia ja "chartistisia"<sup>4</sup>. Molemmissa malleissa varallisuushinta muodostuu lopulta yhtälön (1) joksikin spesifikaatioksi joko fundamentteihin tai historiaan painottuen. Fundamenttimalleissa varallisuushinta muodostuu yleensä todennäköisyysjakaumalla painotettuna odotettujen tuottojen diskontattuna summana. Erityisesti finanssivarallisuuden, kuten optioiden, hinnoittelumallit ovat kehittyneet erittäin pitkälle ja kirjallisuus on erittäin laaja. Chartismi perustuu tilastollisten säännönmukaisuuksien etsintään ja hyödyntämiseen. Varallisuushintojen oletetaan elävän osittain omaa elämäänsä. Chartistisen näkemyksen mukaan varallisuushinnat voivat poiketa merkittävästi fundamenteihin perustuvasta näkemyksestä. Mikäli chartistisen näkemyksen omaavat sijoittajat dominoivat markkinoilla, saattavat odotukset toteuttaa itseään ja varallisuushinnan kehitys irtoaa fundamenteista.

Tilastollisilta ominaisuuksiltaan varallisuushintojen muutosten täytyy suurelta osin noudattaa satunnaisuutta. Muutoin joku voisi hyödyntää hintamuutokset ja saavuttaa jatkuvasti normaalia suurempia voittoja. Markkinoiden tehokkuus ja saavutettavuus ratkaisee arbitraasimahdollisuuksien määrän. Tasapainohintaan täytyy siten liittyä ominaisuuksia, jotka pakottavat varallisuushinnan palaamaan poikkeamien jälkeen kohti tasapainouraa; ilman konvergenssia varallisuushinta voisi olla mitä tahansa täysin erillään muusta taloudesta. Konvergenssin aikajänne ei kuitenkaan noudata selkeitä sääntöjä, eli varallisuushinnat voivat epämääräiseksi ajaksi poiketa fundamenttien osoittamasta tasosta.

## 3 Osakkeen hinnan oikea taso

Varallisuushintojen nopeiden muutosten yhteydessä puhutaan usein oikeasta arvostuksesta. Mikäli markkinoilla syntyy poikkeamia odotetusta fundamentteihin perustuvasta hinnasta, voi se

---

<sup>3</sup> Katso aikapreferenssikeskustelusta esimerkiksi Becker & Mulligan (1997).

<sup>4</sup> Chartismia voitaisiin kutsua "puhtaasti tilastolliseen tarkasteluun perustuvaksi", mutta termi on lyhyt ja yleisesti käytetty.

olla oire spekulatiivisesta kuplasta tai markkinoiden toimintahäiriöstä. Laaja kirjallisuus rationaalisten spekulatiivisten kuplien ympärillä väittää, että spekulatiivisten sijoittajien saattaa kannattaa kasvattaa varallisuusesineen ylihinnottelua täysin tietoisena sen väärästä tasosta. Krugman (1998) selittää muutamien Aasian maiden varallisuusarvojen korkeaa tasoa osittain sillä, että valtion takaamat rahoituslaitokset saattoivat maksaa fundamentteihin perustuviin odotuksiin nähden ylihintaa varallisuusesineistä ilman riskiä. Yhteistä useimmille selityksille on se, että ylihinnottelu ja siitä aiheutuvat kansantaloudelliset riskit ovat rationaalisen käyttäytymisen seurausta. Sijoittajien odotukset voivat olla itseään toteuttavia. Hinnoittelukuplan syntyyn ei tarvita suuria informaatiopuutteita tai irrationaalisuutta. Kuplat voivat toki kasvaa sijoittajien epärealististen odotusten johdosta, mutta kuplan synty voi johtua muista syistä.

Talouspolitiikan tekijät pyrkivät osaltaan valvomaan rahoitusmarkkinoiden vakautta ja markkinat puolestaan arvioimaan päättäjien käsityksiä markkinoiden tilanteen sopivuudesta rahapoliittisten tavoitteiden kannalta. Esimerkiksi Yhdysvalloissa suhtaudutaan hyvin vakavasti Fed:n lausuntoihin pörssikurssien mahdollisesta väärinhinnoittelusta<sup>5</sup>. Pörssikurssien oikean tason löytäminen on kuitenkin vaikeaa, joten mahdollisen yliarvostuksen havaitseminen ei ole yksioikoista. Markkinat ovat aina omalla tavallaan oikeassa, vaikka kestävä talouskasvu näyttäisi edellyttävän toisenlaista kehitystä.

Varallisuusesineiden taustalta on kuitenkin löydettävissä hinnoitteluperiaatteita, joita voidaan hyödyntää oikeaa arvostusta metsästettäessä. Flood ja Hodrick (1990) ovat kartoittaneet kuplien mittaamiseen liittyviä tutkimuksia ja ongelmia. Heidän näkemyksensä mukaan todellisen kuplan tarkka mittaaminen on lähes mahdotonta, koska fundamentteihin perustuva hinnoitteluyhtälö voi aina olla väärin spesifioitu tai jokin fundamentti voi jäädä analyysistä pois. Flood ja Hodrick eivät kuitenkaan kiistä kupla-analyysien hyödyllisyyttä ja parhaimmillaan ne voivat kertoa paljon varallisuusmarkkinoiden käyttäytymisestä. Tärkeimmistä fundamenteista "puhdistettu" sarja heijastaa joko väärinhinnoittelua tai poisjääneitä fundamenteja.

Yksi käytetyimmistä osakkeiden hinnoittelumalleista on Gordonin (1962) esittämä hinnoitteluyhtälö. Osakkeiden hinta on Gordonin mallin mukaan diskontattujen osinkojen summa.

$$(2) \quad P_t = \sum_0^{\infty} s_t^t D_t, \text{ missä } s_t = \frac{1}{1 + R_t}$$

R on nimellinen tuottovaatimus osakkeille eli riskittömän reaalikoron (r), inflaation ( $\pi$ ) ja riskipreemion ( $\rho$ ) summa.

Lucas (1978) puolestaan osoitti, että jos osingot (D) seuraavat prosessia

$$(3) \quad D_{t+1} = D_t e^{a + \varepsilon_{t+1}}$$

missä  $a > 0$  ja  $\varepsilon_t \approx N(0, \sigma^2)$  ja sijoittajilla on vakioinen suhteellisen riskinkarttamisen aste, niin osakkeen hinnalle (P) saadaan yksinkertainen ratkaisu hetkellä t, b on eri parametreista koostuva vakiotermi<sup>6</sup>.

<sup>5</sup> Syksyllä 1997 Fed:n johtaja Alan Greenspan esitti arvioita joiden mukaan NYSE:ssä noteeratut osakkeet olisivat mahdollisesti yliarvostettuja. Lyhyen ajan sisällä julkisesti saataville levisi tietoja Fed:n "markkinamallista" ja sen tuloksista. Esimerkiksi Deutsche Morgan Grenfellin pääekonomisti esittää Internetissä <http://www.yardeni.com> osoitteessa "Fed's market modelin" tuloksia yliarvostuksesta. Kyseinen malli tai tulokset eivät ole missään vaiheessa kuitenkaan olleet Fed:n virallinen kanta. Malli perustui yksinkertaiseen P/E ajatteluun.

<sup>6</sup> Lucas (1978, s. 1439) osoitti, että yksinkertaisessa vaihtotaloudessa (*exchange economy*) yhden asetin tapauksessa hinnan (P) jousto siitä saatavien tulojen (D) suhteen on sama kuin (Arrow-Pratt) suhteellinen riskinkarttamisen aste. Jos hyötyfunktio on CRRA-tyyppiä, niin  $(dP/P)/(dD/D) = b$  (vakio).

$$(4) \quad P_t = b D_t \text{ (yksinkertainen hinnoittelumalli)}$$

Vastaavaan tulokseen voidaan päästä yksinkertaisemmallakin mallilla. Jos tuottovaatimus ja riskipremio ovat vakiot ja osingot kasvavat reaalisesti  $g$  prosenttia vuodessa, tuottaa Gordonin malli yksinkertaisen ratkaisun osakkeen hinnalle

$$(5) \quad P_t = \frac{D_t}{r + r + p - g} = \bar{b} D_t$$

Mallissa hetkellä  $t=0$  muodostettujen arvojen ( $r$ ,  $\pi$ ,  $\rho$ ,  $D$ ,  $g$ ) oletetaan olevan rationaaliset ja vakioiset. Todellisuudessa esimerkiksi reaalikorko on noussut viime vuosikymmeninä ja inflaatio on alentunut. Malli toimii tässä yhteydessä lisäksi aggregaattitasolla, eli  $P$  kuvaa osakemarkkinaindeksiä ja riskipremio heijastaa osakepörssin markkinariskiä eikä yksittäisen osakkeen riskiä. Odotusten muuttuessa hetkellä  $t$  voidaan ajatella, että  $P_t$  lasketaan uudestaan ainakin toteutuneen osingon ( $D_t$ ) osalta<sup>7</sup>.

Yksinkertainen hinnoittelumalli (yhtälö 4) siis edellyttää, että sijoittajilla on rationaaliset odotukset vuoden  $t$  osingosta vuoden  $t$  kuluessa ( $D_t = E[D_t] + \epsilon_t$ ), eli he osaavat ennustaa keskimäärin oikein. Vaikka odotukset parametrin  $b$  osista osinkojen kasvunopeus mukaan lukien pysyvät ennallaan, päivitetään malliin aina tieto toteutuneesta osingosta. Näiden oletusten vallitessa voidaan siis olettaa, että osakkeen hinta on kiinteässä suhteessa saman hetken osinkoon. Tätä voidaan ajatella myös niin, että hetken  $t$  osinko sisältää kaiken informaation talouden tilasta ja sijoittajien pysyessä yli ajan samanlaisina heille riittää tieto hetken  $t$  osingosta. Osingot voidaan nähdä myös informaatiota tiivistävänä välittäjämekanismina perusfundamenttien ja osakekurssien välillä.

Yksinkertaistaen ei ole mahdotonta ajatella yritysten maksavan keskimäärin jonkin kiinteän osan ( $c$ ) voitostaan ( $E_t$ ) osinkoina ( $D_t = cE_t$ ). Yritykseen jätetty voitto luonnollisesti kasvattaa omaa pääomaa ja vaikuttaa tuleviin voittoihin, mutta kiinteiden kertoimien tapauksessa kyseinen informaatio on mukana osinkojen kasvuprosessissa ( $g$ ). Mikäli yritysten osinkopolitiikka pysyy vakaana, niin osakkeiden arvo määräytyy suoraan yritysten tuloksen perusteella. Voidaankin osoittaa, että täydellisen informaation vallitessa ilman verotuksen vääristävää vaikutusta yrityksen osinkopolitiikalla ei ole merkitystä yrityksen arvon kannalta<sup>8</sup>. Todellisuudessa voitto ja osinko viestittävät yrityksen tilasta ja tulevaisuudesta, jolloin yllättävät muutokset osinkopolitiikassa voivat heikentää sijoittajien luottamusta yritysjohtoon. Monilla yrityksillä on historiassa ollut tapana pitää osinkojen maksu vuodesta toiseen melko samalla tasolla; koko yrityssektoria ajatellen osingot eivät kuitenkaan voi pitkän päälle poiketa merkittävästi yritysten voitoista. Tietty jäykkyys estää toisaalta osinkoja läpikäymästä omia yritysjohton liialliseen optimismiin pohjautuvia syklejään. Pitkällä aikavälillä on perusteltua olettaa, että osingot viestittävät yrityksen arvosta ja fundamentteihin perustuva hinta osakemarkkinoilla kokonaisuutena määräytyy osingon mukaan.

Muutoksia sijoittajien riskinkarttamisen asteessa tai osinkojen informaatioisisällössä on vaikea havaita, mutta oletukset eivät ole kovin rajoittavia ainakaan lyhyellä tähtämellä. Tilastojen pohjalta voidaan pyrkiä arvioimaan onko osakkeenomistajien käyttäytyminen mallin oletusten valossa muuttunut. Erityisesti Yhdysvalloissa osakkeiden tuoton ja riskinkarttamisen välinen suhde on kuitenkin osoittautunut vaikeaksi ymmärtää (ns. *equity premium puzzle*)<sup>9</sup>.

<sup>7</sup> Malli ennustaa hyvin lyhyttä suunnitteluhorisonttia. Todellisuudessa  $P/D$  ja  $P/E$  luvut vaihtelevat jatkuvasti. Malli voi silti hyvin kertoa pitkän aikavälin hinnoittelukuplista, erityisesti jos kupla säilyy usean vuoden mutta malliin uskotaan.

<sup>8</sup> Katso esimerkiksi Copeland & Weston (1988) yrityksen hinnoittelusta ja osingoista.

<sup>9</sup> Cochrane (1997) tarkastelee useita vaihtoehtoisia selitysmalleja. Yksi hänen selityksistään on, että ongelmana ovatkin liian korkeat tuotot jotka eivät jatkossa pysy samalla tasolla. Toisaalta riskipremio voi vaihdella melko paljon "hyvien" ja "huonojen" aikojen välillä. Katso myös Amlan (1995) laskemista Saksalle, Japanille ja Yhdysvalloille.



Osaketuottojen perusteella riskinkarttaminen vaikuttaa paljon suuremmalta kuin sen normaalisti uskotaan olevan. Suomen osakemarkkinoiden implikoimaa riskinkarttamisen astetta ei tiettävästi ole tutkittu, mutta historialliset tuotot ovat 1980-luvulle asti olleet maltillisempia kuin Yhdysvalloissa implikoiden realistisempaa riskinkarttamisen astetta.

Lucas kritiikki koskee luonnollisesti myös tätä mallia, ja onkin syytä pyrkiä estimoimaan parametri  $b$  paitsi koko tarkasteluperiodille myös suurten rakenteellisten muutosten väleille. Osakkeiden hinnan kehitystä voitaisiin luonnollisesti ennustaa laajemmallakin mallilla, mutta perusmallissa on mukana kaikki olennaiset tekijät oletusten puitteissa (tuottovaatimus ja osinko-odotukset).

## 4 Tasapainohintatason estimointi ja tulokset

Arvioimalla sijoittajien havaitsemia osinkoja ( $D_t$ ) kotimaisten sektoreiden saamalla osinkotulolla ja toteutuneita osakkeiden hintoja ( $P_t$ ) UNITAS/HEX indeksillä vuosilta 1966–1996 saadaan vertailu "oikeasta" osinkopohjaisesta pörssikurssista ja toteutuneesta. Oikeampi aikasarja osingoille olisi pörssiyritysten maksamat osingot, koska hintaindeksinä käytetään vain pörssissä noteerattujen osakkeiden indeksiä. Toisaalta uusien yritysten tulo pörssiin kasvattaa pörssiyritysten maksamia osinkoja nostamatta yleisindeksiä, joten kaikki osingot sisältävä sarja poistaa ainakin osan pörssilistattujen yritysten populaation muutosten aiheuttamista ongelmista. Verotus tuottaa myös ongelmia, koska se vaikuttaa todelliseen osinkotuottoon. Kyseistä sarjaa ei kuitenkaan ole suoraan saatavissa ja tarvittavilta ominaisuuksiltaan kaikki osingot sisältävä sarja täyttää tarkoituksen. Suuri osa maksetuista osingoista tulee pörssissä noteeratuista suurista osakeyhtiöistä, joiden tilan voidaan katsoa kuvaavan yritystalouden yleistä tilaa. Osinkosarja kuvaa myös Suomen arvopaperistumista; osinkojen suhde bruttokansantuotteeseen pysyy melko vakaana (0,5–0,8 %) 1980-luvun puoliväliin asti ja kolminkertaistuu vuosina 1985 (0,9%) – 1996 (2,9%).

Vuositason tarkastelu hautaa alleen myös muutamia merkittäviä vuodensisäisiä piikkejä pörssikurssissa; yksittäisten päivien tai jopa kuukausien kurssitasot voivat poiketa merkittävästi fundamentteihin perustuvasta tasapainohinnasta, vaikka koko vuoden taso olisikin lähellä sitä. Vuositasolla tärkeimmät fundamentit merkitsevät kuitenkin enemmän kuin pienten spekulatiivisten reaktioiden aiheuttamat heilahtelut (*noise*), joten malli toimii paremmin käytettäessä vuositason aineistoa.

Tarkastelujaksolle sattuu suuria muutoksia ainakin rahoitusmarkkinoiden vapautuminen, 1970- ja 1990-luvun lamat, laajan ulkomaalaisomistuksen salliminen ja EU-integraatiokehitys. Lamoja lukuun ottamatta kaikki merkittävät rakenteelliset muutokset lisäävät aktiivisuutta arvopaperimarkkinoilla. EU-jäsenyyttä lukuun ottamatta kaikki luultavasti lisäävät volatiliteettia eri muodoissa. Ulkomaalaisomistusta koskevien rajoitusten poistuminen 1993 alusta saattoi hieman kasvattaa osingonjakoa ulkomaisten sijoittajien vaatimuksesta. Yksinkertaisen PNS-regression mukaan osinkosumman kehitys selittyy pitkälti BKT:n muutoksilla, vaikka edellisvuoden osingolla ja ulkomaalaisomistuksen vapautumisellakin on oma roolinsa. Osingot kuvaavat hyvin osakemarkkinoiden kannalta olennaisia fundamentteja, mutta jatkotutkimuksille olisi eduksi huomioida myös muita pitkän aikavälin tekijöitä.

Analyysi voidaan suorittaa sekä nimellisillä että deflatoiduilla aikasarjoilla, myös logaritmimuunnos on mahdollinen. Tuloksinna ei ole merkittävää eroa ja tässä esityksessä käytetään normaaleja nimellisiä indeksejä (1966 = 100). Logaritmoidut aikasarjat antavat enemmän painoa aikasarjan alkupään vuosille pienentäen kyseisten vuosien ennustevirhettä viime vuosien kustannuksella. Vuoden 1997 tarkastelun mahdollistamiseksi osinkojen kasvu on ennustettu aikaisempien vuosien keskimääräisen kasvun perusteella.<sup>10</sup> Vuoden 1997 mukaanotto

<sup>10</sup> Julkaisuvaiheessa raportoitu vuoden 1997 todellinen osinkosumma on alle 3% suurempi kuin oletettu, eikä

ei muuta muiden vuosien tilannetta, mutta antaa viitteitä vuoden 1997 tilanteesta. Laman ja pääomamarkkinoiden vapautumisen vaikutusten testaamiseksi malli on estimoitu myös vuosille 1966–1989 ("M89").

## 4.1 Yksinkertainen hinnoittelumalli

Yksinkertaisen hinnoittelumallin (yhtälö 4) parametrille  $b$  saadaan estimaatti regressiomallista  $P_t = a + bD_t + e_t$  PNS-menetelmällä asettamalla vakiotermi  $a$  nolaksi<sup>11</sup>. Vähemmän suuria vaihteluita painottava menetelmä on laskea  $b$  yksinkertaisesti koko periodin osakkeiden hinnan (UNITAS/HEX) summan ja osinkotulojen summan osamääränä. Regressio ei periaatteessa ole täysin oikea, koska aikasarjat eivät ole stationääriset. Molemmat sarjat voidaan todeta ADF - testien mukaan I(1) integroituneiksi 5% tasolla. Testeissä aikasarjoista käytetään indeksiä 1970 = 100.

Osinkojen ja osakkeiden tasapainorelaatio tuottaa vaihtoehtoisen tarkastelun yksinkertaisen PNS-mallin tuloksille. Johansenin (1988) yhteisintegroituvuustestin perusteella nähdään, että osinkojen ja osakkeiden välillä on selvästi yksi yhteisintegroituvuusvektori (taulukko 1).

---

aiheuta merkitsevää eroa laskelmissa tai tulkinnessa.

<sup>11</sup> PNS regression tulokset esitetään liitteen taulukossa 2A.

Taulukko 1.

**HEX-yleisindeksin ja osinkojen yhteisintegroituus**

```

Cointegration analysis 1967 to 1996
      Eigenvalue      loglik for rank
              -371.528      0
      0.561513      -359.162      1
      0.00111343      -359.145      2
Ho:rank=p -Tlog(1-\mu) using T-nm 95% -T\Sum log(.) using T-nm 95%
p == 0      24.73**      23.08**      14.1      24.77**      23.12**      15.4
p <= 1      0.0334      0.031      3.8      0.033      0.031      3.8

standardized \beta' eigenvectors
      Hex-66      D-66
      1.0000      -0.080406
      -4.5392      1.0000
standardized \alpha coefficients
      Hex-66      0.0046797      0.0049534
      D-66      2.2961      0.0065084
long-run matrix Po=\alpha*\beta', rank 2
      Hex-66      D-66
      Hex-66      -0.017805      0.0045772
      D-66      2.2665      -0.17811
Lags: 1      Variables unrestricted: Constant

```

Yksinkertaisen mallin tarkoituksena ei ole ennustaa, vaan tulkita ex post “merkittäviä” eroja toteutuneen ja mallin antaman välillä poikkeamina tasapainosta. Ennustevirheet nähdään siis markkinoiden eikä mallin virheinä eli markkinat laskevat osakkeiden arvon väärin. Muutoin paras esitys pörssikurssille olisi satunnaiskulku, mahdollisesti driftillä. Ennustevirheille voidaan etsiä rationaalisia selityksiä ja selittämättä jäänyt osuus voi edustaa epärealistisia odotuksia. Mallin yksinkertaisuudesta johtuen ennustevirheiden suuruudelle ei voi antaa kovin suurta sisältöä. Suuruusluokka ja suunta kertovat kuitenkin hinnoittelun oikeasta suunnasta. PNS regression tulokset esitetään liitteen taulukossa 2A.

Yksinkertaisen mallin etuna on lisäksi se, että osakkeiden hinnanmuutoksesta ei selitetä liian suurta osaa muilla kuin ehdottoman fundamenteilla tekijöillä. Muiden tekijöiden merkityksen voidaan olettaa olevan vuositasolla keskimäärin melko pieni. Laajalla mallilla spesifikaatioita vaihdellen lähes mikä tahansa kuplalta vaikuttava poikkeama voitaisiin ex post selittää markkinoiden normaaliksi toiminnaksi. Kyseisten puuttuvien tekijöiden aikasarjahajoitelma saattaisi tosin auttaa rahapolitiikan varallisuustransmission analysoinnissa.

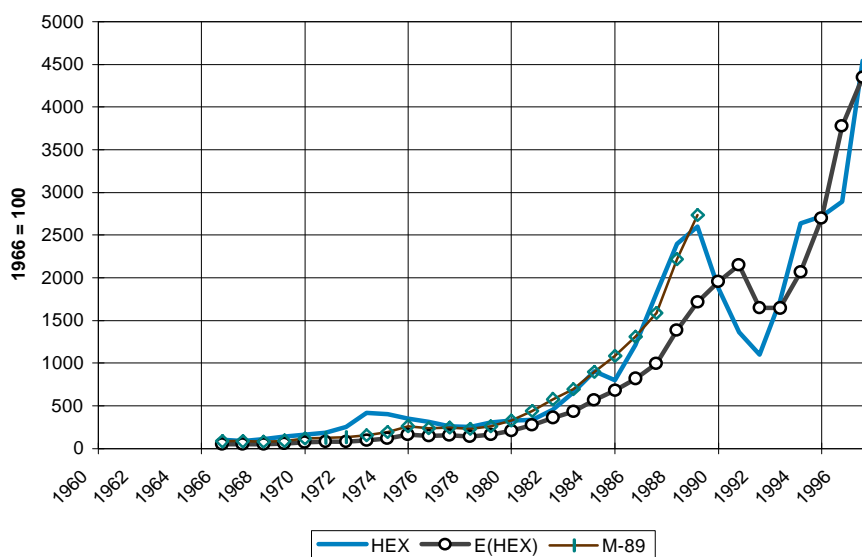
Kuviosta 3 havaitaan, että vuodesta 1966 vuoteen 1985 pörssikurssit seurasivat tasaisesti yliarvostettuina yksinkertaisen hinnoittelumallin ennustamaa arvoa ( $E(\text{HEX})$ )<sup>12</sup>. Vuosien 1972-1974 osakkeiden voimakas yliarvostus<sup>13</sup> (jopa 70%) tasoittuu hieman vuodesta 1975 alkaen. Vuodesta 1986 osakkeiden yliarvostus kasvoi aina vuoteen 1989 asti, jolloin kurssiromahdus syöksi pörssikurssit syväälle mallin fundamenteihin perustuvan arvon alapuolelle. Vuodesta 1992 alkanut kurssien voimakas nousu on mallin mukaan vuonna 1996 hyväksyttävää ja jopa vajaata, vaikka nousun kuluessa on havaittavissa yliarvostusta. Vuoden 1994 lievän yliarvostuksen voi olettaa johtuvan kohentuneista odotuksista, jotka eivät vielä näy osinkotuloissa. Yritysten pitkän tähtäimen taloudellinen asema ja osingonmaksukyky on kuitenkin kohentunut. Myös yhteisintegroituusvektoriin perustuvan tarkastelun mukaan kupla oli olemassa 1970-luvun alussa ja 1980-luvun lopussa, mutta 1970-luvun kupla on pienempi kuin varsinaisen mallin osoittama. Toteutunutta ja mallin ennustamaa sarjaa tarkastelemalla havaitaan myös, että useissa kohdissa pörssikurssi edeltää

<sup>12</sup> Estimointien tuloksia ja kuvioita esitetään liitteessä.

<sup>13</sup> Yliarvostus on mitattu toteutuneen (P) ja fundamentaalisen (E(P)) hinnan välisenä erona suhteessa toteutuneeseen, eli yliarvostus tai kupla on  $(P-E(P))/P$  hetkellä t.

noin vuodella muutoksia osingoissa. Osinkojen tuleva elementti tulisi myös huomioida, jotta tasapainohinnan tarkastelu olisi mahdollisimman täydellinen.

Kuvio 3. **HEX-yleisindeksi ja tasapainohinta vuosina 1966–1997: yksinkertainen hinnoittelumalli**



Jättämällä lama pois ja tutkimalla periodia 1966–1989 (M89) nähdään edelleen, että vuodet 1987 ja 1988 ovat olleet yliarvostuksen vuosia, mutta eivät ollenkaan niin räikeitä. Aikaisempi vuosien 1972–1974 kupla näyttää edelleen suurelta (n. 50%). Ennustamaton, osittain eksogeenisten shokkien aiheuttama lama selittää kuitenkin osaltaan yliarvostusta 1980-luvun lopussa. Jakamalla tarkasteluperiodi kahteen osaan rahoitusmarkkinoilla tapahtuneen rakenteellisen muutoksen mukaan mallin selityskyky siis paranee, vaikka sen ennustearvo samalla heikkenee. Mallin selityskyky ei tosin ole kovin hyvä vuosille 1985–1996, johtuen muista ennakoimattomista tapahtumista. Jos 1960- ja 1970-lukuja ei oteta huomioon suhteellisesti suurin yliarvostus (jopa yli 40%) periodin kuluessa on vuosina 1987 ja 1988 ja aliarvostus (noin 50%) vuosina 1991 ja 1992.

Asettamalla rahoitusmarkkinoiden vapauttamista kuvaava “liberalisointi-dummy” 1980-luvun puolivälistä alkaen<sup>14</sup> ja “lama-dummy” vuosille 1990–1993 saadaan parempi tarkkuus ja molemmat dummyt ovat tilastollisesti merkitseviä ( $t > 4,0$  ja  $t > 3,0$ ). Ulkomaalaisomistuksen vapautumista kuvaava dummy saa kaikki dummyt sisältävässä estimoinnissa positiivisen mutta tilastollisesti merkitsemättömän pienen kertoimen. Liberalisointi-dummyn arvo on suuri ja positiivinen, laman puolestaan negatiivinen. Molemmat kuplat säilyvät dummyistä riippumatta, mutta ei-fundamentaalin rajoittamattoman vakioparametrin mukaanotto regressioon pienentää 1970-luvun kuplaa. Rakennemuutos ja rajuudessaan ennakoimaton lama selittävät suuren osan osakkeiden hintojen kehityksestä.

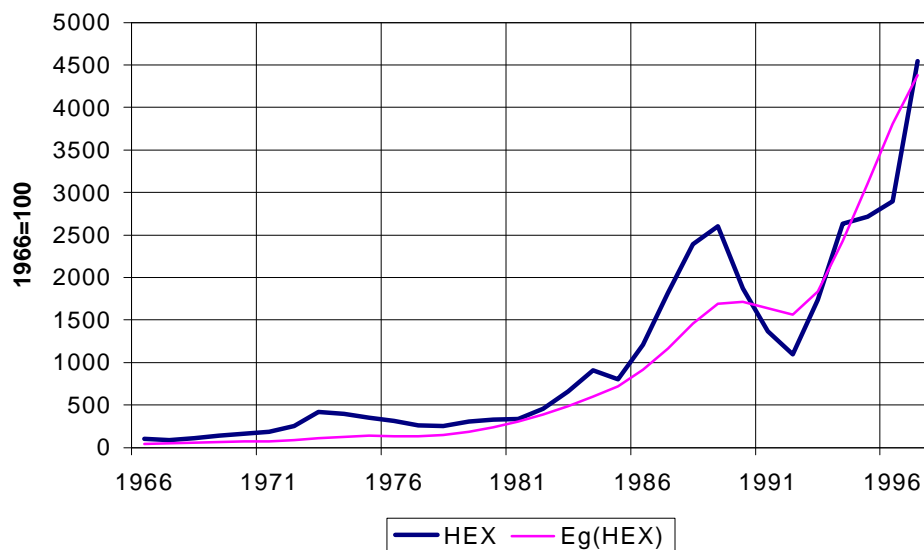
## 4.2 Sovellettu Gordonin malli

Viime vuosina havaittava osakkeiden melko oikea hinta tulee hyvin esiin, jos soveltaa Gordonin mallia (yhtälö 5) ja periodin  $t$  osingon lisäksi diskonttaa korkeallakin korolla (20%) muutaman seuraavan vuoden osingot ( $t+1$  ja  $t+2$ ) ja käyttää niiden summaa parametrin  $b$  arviointiin ja “oikean” kurssitason löytämiseen. Tällöin tasoittuvat myös hitaat muutokset yritysten

<sup>14</sup> Luonteva vuosi liberalisointidummyn alulle on 1986, jolloin valuuttaluotonottoa vapautettiin ja jälkimarkkinakelpoiset rahamarkkinat todella syntyivät. Muutaman vuoden ero ei vaikuta dummyn merkitsevyyteen.

osingonmaksupolitiikassa, eli diskonttaus voidaan tulkita myös eteenpäin katsovaksi liukuvaksi keskiarvoksi. Kolmen vuoden horisonttia puoltaa useissa tutkimuksissa esille tullut kotitalouksien suhteellisen lyhyt optimointihorisontti ja vaikeus ennustaa tulevaisuuteen. Muutaman vuoden tähtäimellä voidaan yritysten tulostasoa pyrkiä arvioimaan, mutta pidemmällä aikavälillä paras arvio on olettaa historiallisen kehityksen (g) jatkuvan. Diskontatun arvon saamiseksi vuosille 1995–1997 on vuosien 1997–1999 osingoista lisäksi oletettu, että sarjan aiempien vuosien keskimääräinen kasvu (n. 15%) jatkuu. Osinkoja maksavien yritysten lukumäärän pysyessä ennallaan eivät reaaliset osingot voi kuitenkaan ikuisesti kasvaa merkittävästi BKT:n tai ainakaan teollisuustuotannon kasvua nopeammin. Suuri osa erityisesti pörssissä noteeratuista osakeyhtiöistä on pääomavaltaisia teollisuusyrityksiä.

Kuvio 4. **HEX-yleisindeksi ja Gordonin malli 1966–1997**



Diskontattu osinkosumma, pienemmälläkin osinkojen kasvuprosentilla, oikeuttaa kurssikehityksen noin  $\pm 20\%$  rajoissa vuosina 1993–1997, mutta osoittaa melko suurta suhteellista yliarvostusta periodin alkupäässä vuosina 1966–1979 (kuviot 4). Gordonin malli lievästi kasvattaa yliarvostusta muutamina alkupään vuosina verrattuna yksinkertaiseen malliin, koska regressio painottaa suuria poikkeamia joita malli tuottaa aikasarjan loppupäässä. Alkupään yliarvostus voi johtua alhaisemmasta tuottovaatimuksesta, pienemmästä riskistä tai korkeammista osinko-odotuksista kuin rahoitusmarkkinoiden vapauttamista seuranneina vuosina. Reaalikorko onkin noussut tarkasteluaikana ja koron (3 kk markkinakorko) mukaanotto estimointiin pienentää 1970-luvun yliarvostusta, muttei poista kuplia. Onkin täysin mahdollista, että rahoitusmarkkinoiden vapauttaminen nosti keskimääräistä tuottovaatimusta sijoituskohteiden määrän kasvamisen ja riskien kautta. Borio et al. (1994) havaitsivat, että 1980-luvulla yritysten voittojen vaihtelun merkitys varallisuushintojen vaihtelun selittäjänä kasvoi verrattuna 1970-lukuun.

### 4.3 Tulosten tulkintaa

Yksinkertainen osinkosuhdemalli ja sovellettu Gordonin malli antaisivat siis olettaa, että osakemarkkinoilla oli todellinen kupla 1980-luvun lopussa ja sen puhjettua ollaan palattu vuodesta 1993 lähtien lähelle oikeaa tasoa. Mallien tulokset sopivat yhteen aiemmin esitetyn varallisuushintojen lyhyen historian kanssa. Kuplat ovat myötäsyklisiä eli noususuhdanteessa osakekurssit nousivat liian voimakkaasti ja laskivat liian nopeasti laman myötä. Pieni osa ilmiöstä saattaa tosin selittyä osinkojen jäykkäliikkeisyydellä verrattuna muihin fundamenteihin kuten BKT:seen. Alustavat laskelmat muilla fundamenteilla tuottavat kuitenkin samansuuntaisia tuloksia kuin osingot. Eräissä estimoinneissa kuplat lähes katoavat, mutta kyseiset spesifikaatiot

eivät ole kovin mielekkäitä eivätkä teorian ennustamia. Yliarvostus vaikuttaa itseruokkivalta ja PNS-estimointien autokorrelaatio tukee tätä havaintoa<sup>15</sup>.

Syksyyn 1997 asti voimakkaasti nousseet pörssikurssit eivät välttämättä ehtineet merkittävästi ylittää "fundamentteihin perustuvaa" arvoaan, koska yritysten osinkosummat ovat olleet kasvussa ja taloudelliset näkymät ovat hyvät. Myös korkotasoa ja ulkomaisten pörssien kehitys on vaikuttanut varallisuushintojen nousuun. Vuoden 1997 HEX indeksi osoittaa, että pörssin kurssitaso vain hyvin lievästi ylittää historiaan perustuvien osinko-odotusten ennustaman tason. Epävarmuuden kasvu ja "fundamentaalisena" tason mahdollinen saavuttaminen ovat olleet omiaan hillitsemään pörssikurssien ripeää nousua vuoden 1997 lopulla.

Vuosina 1966–1996 tapahtui kestävän taloudellisen kasvun kannalta kaksi merkittävämpää notkahdusta: 1970- ja 1990-luvun lamat. Muulloin taloudellinen kasvu on edennyt melko vakaalla uralla pienistä muutoksista huolimatta. Tarkastelu ei kuitenkaan täsmällisesti kerro, olivatko varallisuushinnat fundamentteihin nähden ex ante epärealistisen korkealla. Mallien tulokset viittaavat siihen, että kumpaakin lamaa edelsi kupla ja 1990-luvun syvää lamaa seurasi pörssin huomattava yliarvostus. Ei voida tietenkään sanoa, että lamaa edeltänyt osakkeiden yliarvostus olisi johtanut lamaan. Yliarvostus on kuitenkin mitä ilmeisemmin ollut merkki taloudellisten fundamenttien osittaisesta unohtamisesta ja kansantalouden herkistymisestä riskeille, kuten ulkoisille shokeille.

Mallien tuottamat hinnoitteluvirheet vaikuttavat karkeasti siltä, että osakemarkkinoiden kupla saa olla melko merkittävä ollakseen vaarallinen. Malleihin perustuvat väärinhinnoittelut eivät ole useinkaan johtaneet rajuihin korjausliikkeisiin. Vielä 20 prosentin ylihinnittelukaan ei vaikuta kovin vaaralliselta, mutta mallin yksinkertaisuus ja aineiston suppeus eivät oikeuta tarkkoihin arvioihin. 1980-luvun lopussa pelkän aikaisemman kehityksen katsominen ja riskien unohtaminen saa pörssikurssien nousun näyttämään lähes fundamentteihin perustuvalla. Mallien valossa vuoden 1997 pörssikurssien nousu ei vaikuta huolestuttavalta, vaikka antaakin nopeutensa johdosta aihetta kiinnittää tarkempaa huomiota varallisuushintojen kehitykseen. Vuositasolle asti ripeään kurssikehitykseen on vaikuttanut osaltaan myös markkinakorkojen alhainen taso.

Nopea varallisuuden nousu pörssin kautta voi indikoida inflaatiopainetta. Useat tutkimukset, kuten Ripatti (1995), eivät kuitenkaan ole löytäneet vahvaa evidenssiä pörssikurssien indikaattoriarvolle. Tutkimusten mukaan varallisuushinnoista kantohinnat ovat Suomessa paras inflaatio-indikaattori. Estimoidulla pörssin hinnoitteluvirheellä näyttäisi olevan inflaatioindikaattoriarvoa paremmin kuin pelkällä pörssikurssilla<sup>16</sup>. Kupla ilmeisesti koetaan reaalisesti varallisuudeksi eli sijoittajat eivät ole täysin uskoneet esitetyn kaltaisen tasapainorelaation olemassaoloon. Hinnoitteluvirheen osoittama odotusten epärealistisuus ja varallisuusvaikutus yhdessä voivat vaikuttaa kuluttajahintojen kehittymiseen, mutta toimivana ex-ante indikaattorina sitä ei voi pitää. Virhetermi vuodelle t pystytään laskemaan vasta vuonna t+1 kaikkien tilastotietojen ollessa saatavilla ja aineisto on vain vuositasolla. Tulos kuitenkin osoittaa ainakin osittain oikeaksi ajatuksen siitä, että varallisuuden vahva ylihinnottelu saattaa johtaa inflaation kiihtymiseen.

## 5 Johtopäätökset

Kysymys siitä, oliko 1980-luvun varallisuushintakupla ainutkertainen ilmiö vai uhkaako se toistua usein, jää avoimeksi. Riski varallisuuskuplista kuitenkin säilyy kuten Aasian tapahtumat syksyllä

<sup>15</sup> Liitteen lopussa oleva malli huomioi kurssitason vuodella viivästetyn termin, jolloin autokorrelaatiota ei esiinny.

<sup>16</sup> Stationäärisen hinnoitteluvirheen käyttäminen selittäväenä tekijänä muistuttaa reaalisten suhdannevaihteluiden teorian BKT:n suhdannekomponentin ja muiden taloudellisten muuttujien välisen korrelaation testausta. Yksinkertainen indikaattoriarvon testaus mallilla  $d[\ln P(t)] = a + b * d[\ln P(t-1)] + c * X(t-1)$ , missä  $P(t)$  on kuluttajahintaindeksi vuonna t, tuottaa parempia t- ja selitysarvoja, jos  $X(t)$  on hinnoitteluvirhe kuin pörssikurssin muutos. Granger-kausalisuudesta hylkää selvästi ei-kausalisuushypoteesin ( $p = 0.0027^{**}$ ).

1997 ovat osoittaneet. Varallisuushintojen romahdusten suurin vaikutus tulee rahoitusmarkkinoiden haurauden kautta. Valvonnan ja vastuun vahvistaminen markkinoiden liberalisoinnin yhteydessä tukee markkinoiden vakaata toimintaa. ”Boom-bust-kuplat”, riippumatta siitä johtuvatko ne talouspolitiikasta vai eivät, voivat johtaa ongelmiin rahoitusmarkkinoilla ja koko kansantaloudessa. Koska osakkeiden hinnat muodostavat näkyvän ja jatkuvasti merkitystään kasvattavan osan rahoitusmarkkinoista, osakemarkkinoiden hintatason kestävyuden tarkkailun tulisi olla osa rahoitusmarkkinoiden vakauden seurantaa.

Integroituvassa maailmantaloudessa yhden hinnan laki pätee entistä voimakkaammin, maiden ja markkinoiden väliset linkit ovat potentiaalisesti merkittäviä varallisuushintojen muutosten kannalta. Poliitiikan pitäisikin ottaa huomioon rakenteellisten muutosten seuraukset, eli talouspolitiikan koordinointi on keskeistä myös rahoitusmarkkinoiden vakauden kannalta. USA:ssa FED:n kokemukset rahoitusmarkkinoiden vakauden tukemisesta vaikeassa kriisitilanteessa ovat olleet suurelta osin myönteisiä. Poliitiikan ei kuitenkaan tule katsoa taakse vaan eteenpäin ja mallien pohjalta tehtävän analyysin tulee huomioida muutokset toimintaympäristössä. Suuriin poikkeamiin tasapainosta kannattaa kiinnittää huomiota mahdollisimman aikaisessa vaiheessa, jos poikkeaman syntyy pystytään luotettavasti havaitsemaan. Rahapolitiikalle ei kuitenkaan voida johtaa mitään suoraa politiikan sääntöä varallisuushintojen suhteen.

Osakkeiden tasapainohintaa saman vuoden osinkojen perusteella ennustava malli toimii tyydyttävästi. Mallin ennustekyky paranee, mikäli muutaman seuraavan vuoden osinko huomioidaan ja korko otetaan mukaan laskelmiin. Rahoitusmarkkinoiden vapautumista ja 1990-luvun alun syviä lamavuosia kuvaavat dummy-muuttujat ovat myös merkitseviä, joten rakenteellisilla tekijöillä on osansa osakekurssien selittämisessä. Tulosten mukaan 1970-luvun alussa ja 1980-luvun lopussa oli pörssikursseissa kupla. Pelkän ex-ante informaation valossa kuplat eivät kuitenkaan vaikuta perustuvan kovin epärealistisiin odotuksiin. Kurssitaso ei vuoden 1997 ripeästi kurssinoususta huolimatta poikkea merkittävästi fundamentteihin perustuvasta tasosta. Mallin osoittama osakkeiden yliarvostus ennakoi inflaatiota ex-post, mutta käyttökelpoiseksi ex-ante inflaatioindikaattoriksi siitä ei ole.

## Lähteet

- Amlan, Roy (1995): **Multicountry comparisons of the consumption based capital asset pricing model: Germany, Japan and USA**. London School of Economics.
- Becker, G. & Mulligan, C. (1997): **The Endogenous Determination of Time Preference**, QJE 3/1997.
- Borio, C.E.V. & Kennedy, N. & Prowse, S.D. (1994): **Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations Across Countries**. Measurement, determinants and monetary policy implications. BIS.
- Cochrane, J. (1997): **Where is the Market Going?** Uncertain Facts and Novel Theories. NBER 6207.
- 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.
- Flood, R. & Hodrick, R. (1990): **On Testing of Speculative Bubbles**. JEP Vol 4, No 2.
- Gordon, M. (1962): **The Investment, Financing and Valuation of the Corporation**. Homewood.
- Johansen, S. (1988): **Statistical analysis of cointegration vectors**. Journal of Economic Dynamics and Control.
- Krugman, P. (1998): **What happened to Asia?** <http://web.mit.edu/krugman/www/DISINTER.html>.

Lucas, R. (1978): **Asset Prices in an Exchange Economy**, Econometrica Vol. 46, No. 6.

Parkkinen, P. (1993): **Asuntokanta, asuntovarallisuus ja kansallisvarallisuus**. KOP taloudellinen katsaus 1/1993.

Ripatti, A. (1995): **Leading Inflation Indicators in Finland: Pairwise Analysis of Granger-Causality and Cointegration**. Suomen Pankin keskustelualoitteita 24/95.

Smets, F. (1997): **Financial asset prices and monetary policy: theory and evidence**. BIS.

Stiglitz, J. (1990): **Symposium on Bubbles**. JEP Vol 4, No 2.

Suomen Pankin aikasarjat (PATU).

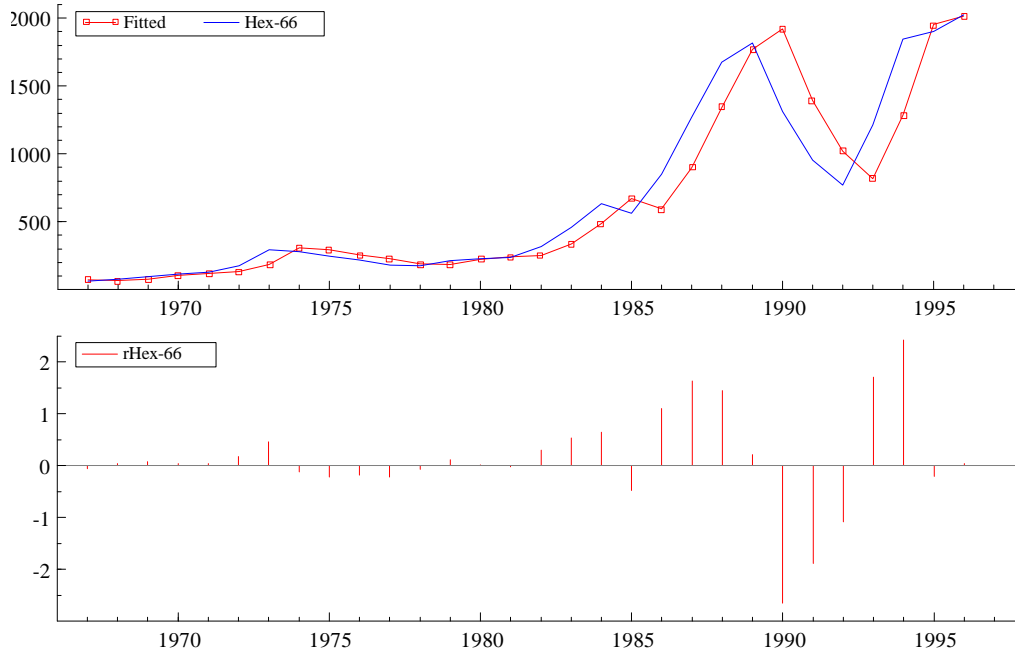
Yardeni, E. (1997): **Fed's market model**, <http://www.yardeni.com>.



# Liite

## Oheislaskelmia: Yhteisintegroituvuusgrafiikka ja osingot

Kuvio 1A. Yhteisintegroituvuusmalli vuosille 1966–1996



Taulukko 1A. **Osinkojen muutos selitettynä autoregressiolla, BKT:n muutoksella ja ulkomaalaisomistusta kuvaavalla dummyllä**

Modelling DLD-66 by OLS. The present sample is: 1971 to 1996

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR <sup>2</sup>
Constant	-0.048812	0.058398	-0.836	0.4122	0.0308
DLD-66_1	0.45497	0.17554	2.592	0.0166	0.2339
DLBKT	1.0723	0.42109	2.547	0.0184	0.2277
Ulko	0.17941	0.072284	2.482	0.0212	0.2187

$R^2 = 0.402914$   $F(3,22) = 4.9485$  [0.0089]  $\sigma = 0.120404$   $DW = 2.22$   
RSS = 0.3189347436 for 4 variables and 26 observations

### Liitteen muuttujien selitykset

- D-66: Osinko vuosina 1966-1996 (YA122.A)
- DLD-66: Osingon muutosnopeus
- DLBKT: BKT:n muutosnopeus
- HEX-66: Pörssin yleisindeksi vuosina 1996-1997 (HEX50.M1)
- Liber: Rahoitusmarkkinoiden liberalisointi; (1966–1985) = 0 ja (1986–1997) = 1
- Lama: Syvimmät lamavuodet: (1991-1993) = 1 muuten = 0
- Ulko: Ulkomaalaisomistusta koskevien rajoitusten poistaminen; (1966–1992) = 0 ja (1993–1997) = 1
- LagHex: Pörssin yleisindeksin vuodella viivästetty arvo

## Yksinkertaisen mallin PNS-tulokset ja dummy-muuttujat

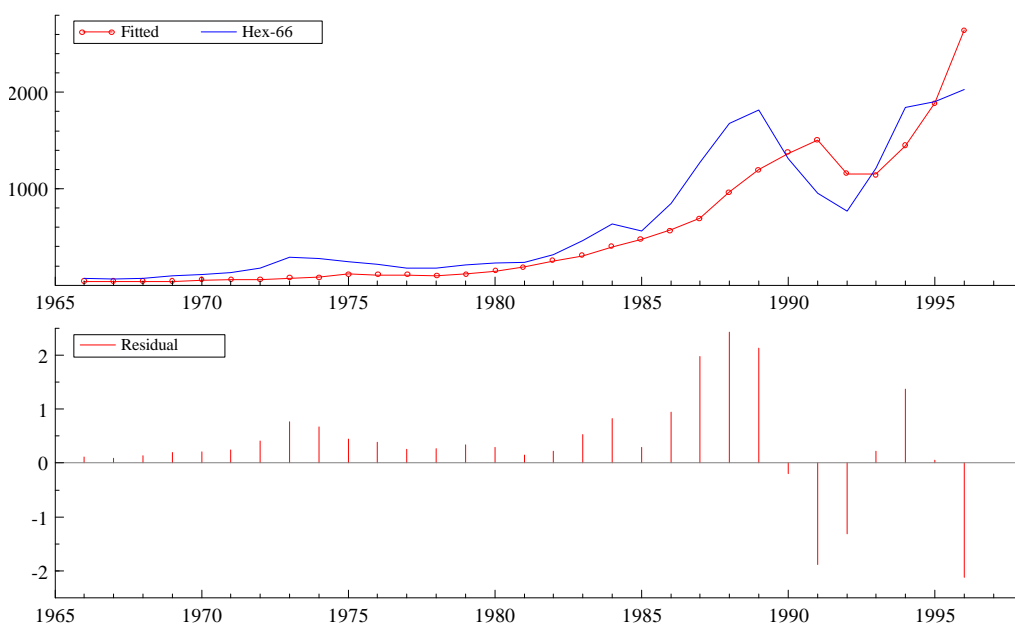
Taulukko 2A. **Yksinkertaisen mallin PNS-tulokset.**

Modelling Hex-66 by OLS. The present sample is: 1966 to 1996

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR <sup>2</sup>
D-66	0.15957	0.0096585	16.522	0.0000	0.9010

$R^2 = 0.900979$   $\sigma = 292.224$   $DW = 0.704$   
 RSS = 2561854.366 for 1 variables and 31 observations

Kuvio 2A. **Yksinkertainen malli vuosille 1966–1996**



Taulukko 3A. **Yksinkertaisen mallin PNS-tulokset: vakio, Liberalisointi- ja lama-dummy mukana**

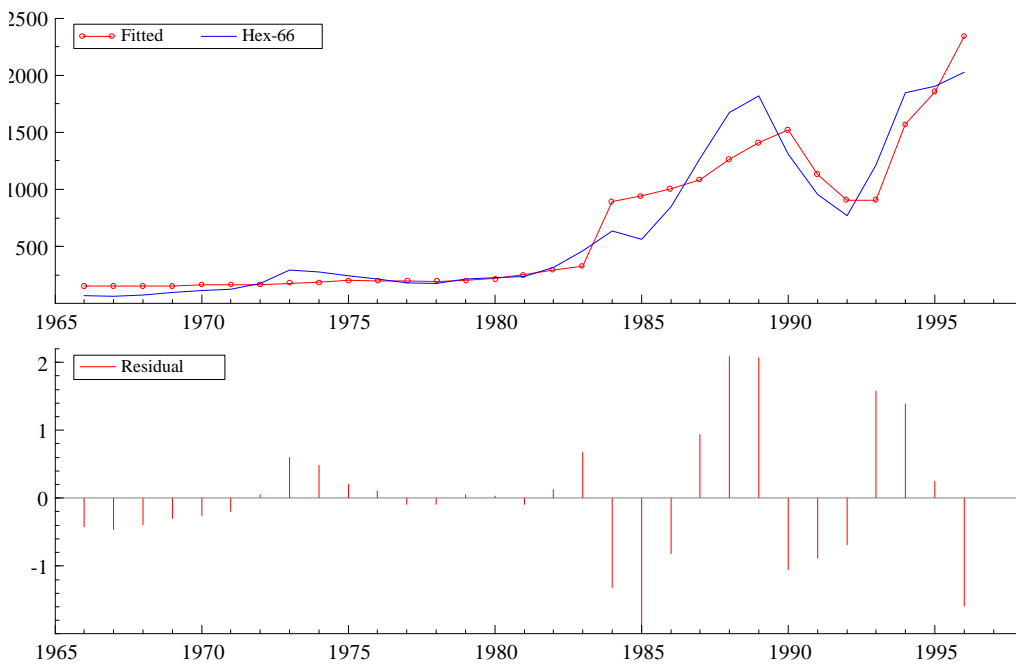
Modelling Hex-66 by OLS. The present sample is: 1966 to 1996

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR <sup>2</sup>
D-66	0.081	0.014479	5.600	0.0000	0.5374
Liber	735.38	131.03	5.612	0.0000	0.5384
Lama	-569.17	116.07	-4.904	0.0000	0.4711
Constant	167.24	40.269	4.153	0.0003	0.3898

$R^2 = 0.936574$   $F(3,27) = 132.9$  [0.0000]  $\sigma = 171.124$   $DW = 1.51$   
 RSS = 790653.084 for 4 variables and 31 observations

Kuvio 3A.

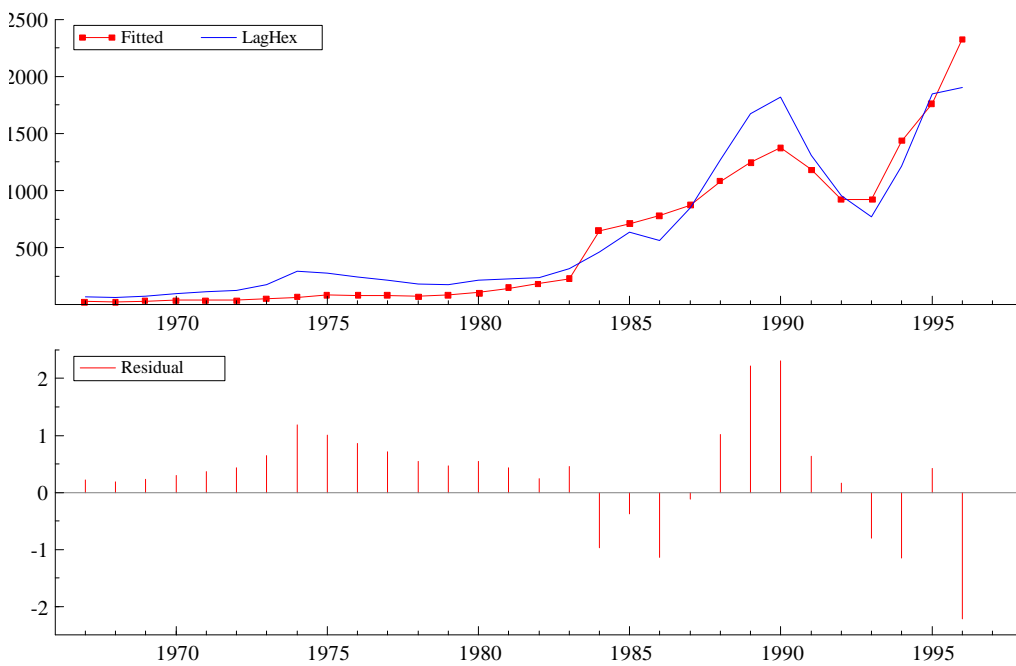
### Yksinkertainen malli vakion, liberalisointi- ja lama-dummyt huomioiden



### Vertailulaskelmia

Kuvio 4A.

### Malli, jossa pörssikursseja (HEX) selitetään seuraavan vuoden osingolla ja dummyillä



Taulukko 4A.

**Pörssikurssi (HEX) selitetään viipellään, seuraavan vuoden osingolla ja dummyillä**

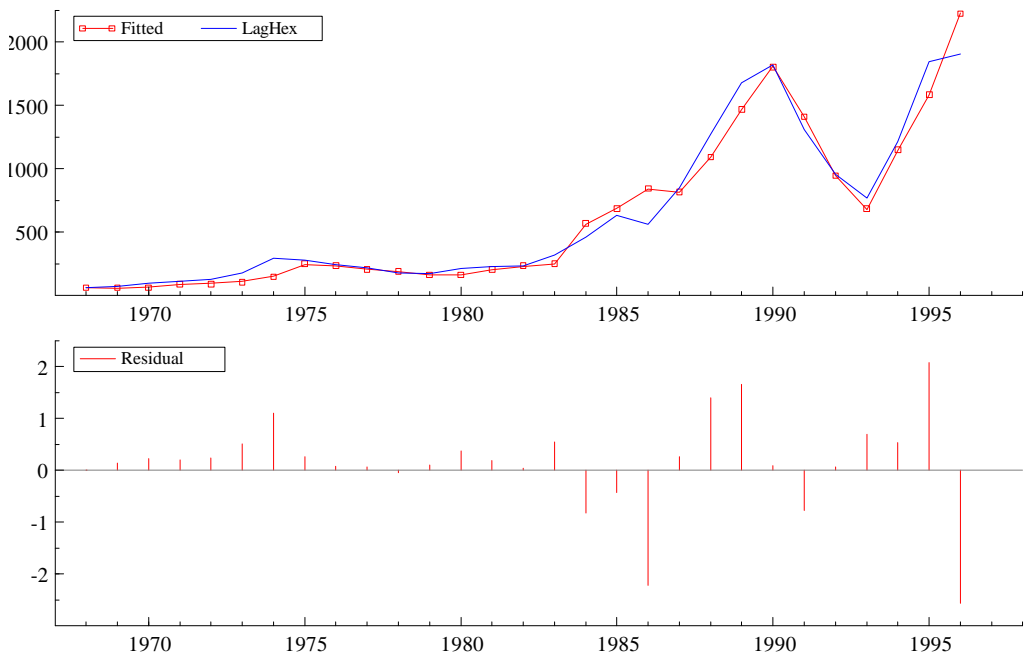
Modelling LagHex by OLS. The present sample is: 1968 to 1996

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR^2
D-66	0.036846	0.016392	2.248	0.0336	0.1681
Liber	234.03	80.599	2.904	0.0076	0.2522
Lama	-537.74	93.432	-5.755	0.0000	0.5699
LagHex_1	0.75044	0.12355	6.074	0.0000	0.5961

R<sup>2</sup> = 0.981372 \sigma = 127.34 DW = 1.70  
 RSS = 405385.2838 for 4 variables and 29 observations

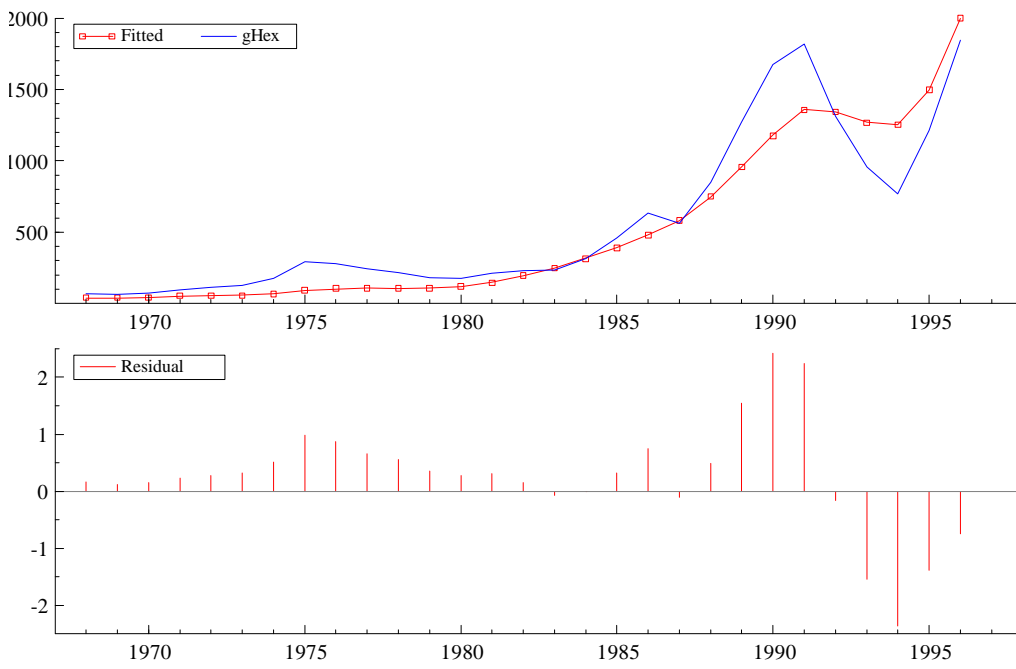
Kuvio 5A.

**Malli, jossa pörssikurssi (HEX) selitetään viipellään, seuraavan vuoden osingolla ja dummyillä**



Kuvio 6A.

**“Muokattu Gordonin malli”. Kolmen vuoden osinkojen summa ja pörssikurssi**



- 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