

Jyväskylän yliopisto
Taloustieteellinen osasto

1564.

**OSAKEMARKKINOIDEN JA REAALITALOUDEN
VÄLINEN KAUSAALISUUS**

**Pro Gradu
Jyväskylä huhtikuu 1999
Tekijä: Tomi Kantanen
Ohjaaja: Matti Estola**

OSAKEMARKKINOIDEN JA REAALITALouden VÄLINEN KAUSAALISUUS

Pro Gradu
Jyväskylän yliopisto
Taloustieteellinen osasto
Kansantaloustiede

Otsikko: Osakemarkkinoiden ja reaalitalouden välinen kausaalisuus
Tekijä: Tomi Kantanen
Ohjaaja: Matti Estola
Aika: Huhtikuu 1999
Sivumäärä: 75 s.
Liitteet: 27 s.

TIIVISTELMÄ

Tässä tutkimuksessa on tutkittu Suomen osakemarkkinoiden ja reaalitalouden välistä kausaalisuutta ajanjaksolla 1990-1998 sekä kuukausi- että neljännesvuosiaineistolla. Tarkoituksena on ollut löytää mahdollinen kausaalisuussuhde HEX-indeksin sekä inflaation, teollisuustuotantoindeksin, markan dollarikurssin, suppean ja lavean rahamäärän sekä pitkien korkojen välillä. Tutkimuksen metodina on käytetty Granger-kausalisuutta. Tuloksia Granger-kausalisuus-testistä on käytetty edelleen hyväksi regressioissa tarkoituksena selvittää kausalisuuden suuntaa.

Työn empiirisessä osuudessa on saatu tukea makrotaloudellisten muuttujien ja osakemarkkinoiden välisestä vuorovaikutuksesta. Vuorovaikutuksen suunta suhteessa osakehintoihin on eri makrotaloudellisilla muuttujilla erilainen ja lisäksi joidenkin makrotaloudellisten muuttujien kohdalla vuorovaikutuksen suunta vaihtelee aikaperiodin pituuden mukaan. Regressioiden tuloksissa on paljastunut todisteita tehottomuudesta Suomen osakemarkkinoilla ajanjaksolla 1990-1998. Tulokset tehottomuudesta ovat ristiriidassa tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kanssa. Vaikka tehokkaiden markkinoiden hypoteesi ei ole voimassa tutkimuksen ajan jaksolla, ovat Suomen osakemarkkinat ja reaalitalous selvässä vuorovaikutussuhteessa.

AVAINSANAT

Granger-kausalisuus, tehokkaiden markkinoiden hypoteesi, reaalitalous, osakemarkkinat, makrotaloudelliset muuttujat, vuorovaikutussuhde

SISÄLLYSLUETTELO

1	TUTKIMUSONGELMAN ASETTELU JA JOHDANTO	1
	1.1 Tutkimuksen motivaatio ja tutkimusongelma	1
	1.2 Tutkimuksen rakenne	2
2	RAHOITUKSEN TEORIASTA SEKÄ ODOTUKSISTA TALOUSTIETEESSÄ	4
	2.1 Rahoitusmarkkinat	4
	2.1.1 Tehtävät ja täydellisyys	4
	2.1.2 Tehokkuus	5
	2.1.3 Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi	8
	2.2 Havaintoja reaali maailmasta sekä kritiikkiä tehokkuutta vastaan	10
	2.3 Odotukset makrotaloustieteessä	13
	2.4 Rationaaliset odotukset	14
3	OSAKKEEN ARVO JA MAKROTALOUS	16
	3.1 Vuorovaikutussuhteet	16
	3.2 Osakkeen ja yrityksen arvo	18
	3.3 Uutiset ja makrotalous	20
4	MAKROTALOUDELLISET TEKIJÄT JA OSAKEKURSSIT	23
	4.1 Talousteoriaa	23
	4.1.1 Rahamarkkinoiden rakenne ja toiminta	23
	4.1.2 Fisherin identiteetti	25
	4.1.3 Lyhyt aikaväli versus pitkä aikaväli	27
	4.2 Inflaatio ja osakekurssit	28
	4.2.1 Rahan kvantiteettiteoria: argumentteja negatiivisesta riippuvuudesta	28
	4.2.2 Argumentteja positiivisesta riippuvuudesta	32
	4.3 Korkotaso ja osakekurssit	34
	4.4 Rahan tarjonta ja osakekurssit	36
	4.5 Valuuttakurssi ja osakehinnat	39

5	EMPIIRINEN ANALYYSI	41
	5.1 Granger-kausaalisuus	41
	5.2 Aikaisempia tutkimuksia	44
	5.3 Tutkimusaineisto	50
	5.4 Kausaalisuustestauksen tulokset	51
	5.5 Kausaalisuuden etumerkki	63
6	YHTEENVETO	70
7	LÄHDELUETTELO	73
8	LIITTEET	76

1 TUTKIMUSONGELMAN ASETTELU JA JOHDANTO

1.1 Tutkimuksen motivaatio ja tutkimusongelma

Puhuttaessa osakemarkkinoista ja makrotalouden muuttujista, liikutaan taloustieteellisesti sekavasti mallitetulla taloustieteen osa-alueella. Koska taloustieteilijöiden mielipiteet vuorovaikutussuhteen muodosta ja olemassaolosta jakautuvat eri ryhmiin, ei ole olemassa yhtä yleisesti hyväksyttyä teoriaa makrotaloudesta ja osakehinnoista, vaan aiheen teorit muodostavat hajanaisen kokonaisuuden. Osakehintoja ohjaavat vahvasti uskomukset ja psykologiset tekijät. On syytä muistaa, että aina näiden uskomusten ja psykologisten tekijöiden takana on mielipiteet ja näkemykset talouden tilasta ja yritysten toiminnasta vallitsevissa oloissa eli reaalityaloudessa.

Kirjallisuuteen perehtyminen on muodostanut minulle selkeän kuvan siitä, kuinka suosittu tutkimuskohde tehokkaiden markkinoiden hypoteesi sekä osakemarkkinoiden hintojen muodostumisen prosessi itse asiassa ovat. Tutkimustuloksia on sekä tehokkaiden markkinoiden hypoteesin puolesta että vastaan. Tutkimuksien runsaslukuisuudesta huolimatta aihe on edelleen mielenkiintoinen ja vaikuttaa siltä, että se on nousemassa uudelleen mielenkiinnon kohteeksi. Taloussanomien numerossa 8.12.1998 ranskalainen rahoituksen tutkija Andre Orlean kyseenalaistaa rahoitusmarkkinoiden tehokkaan toiminnan argumentoimalla epäilevänsä, että markkinahinnat eivät heijasta reaalityalouden tilaa. Päinvastoin hän argumentoi reaalityalouden tulleen riippuvaiseksi rahoitusmarkkinoiden häiriöistä. Väite reaalityalouden riippuvuudesta rahoitusmarkkinoista on vahva mielipide. Jos väite on totta, voidaan kysyä, onko talouselämämme välillisesti uskomusten ja psykologisten tekijöiden varassa, mikä on sinällään pelottava skenaario. Jos reaalityalous on riippuvainen rahoitusmarkkinoista, on mahdollista, että tutkimusaineistolla voidaan löytää todisteita kyseiselle väitteelle. On syytä muistaa, että makrotaloudessa useat muuttujat ovat tiiviissä vuorovaikutussuhteessa ja vaikuttavat toinen toiseensa, mikä vaikeuttaa tarkastelua. Suorien kausaalisuussuhteiden löytyminen on sinällään tutkimuksen arvoinen kysymys.

Tutkimuksessa on etsitty vastauksia kysymykseen, kuinka vahvassa vuorovaikutussuhteessa osakemarkkinat ja reaalityalous ovat ja kumpi vaikuttaa toiseen mahdollisesti enemmän. Ainakin sijoittajan kannalta olisi mielenkiintoista tietää, onko olemassa joitakin makrotaloudellisia muuttujia, joita tarkkailemalla voisi päätellä osakemarkkinoiden hintakehitystä. Tai ajateltaessa päinvastoin, voidaanko osakehinnoista päätellä makrotalouden tulevaa tilaa.

Osakemarkkinoiden toiminta on laajentunut Suomessa 1990-luvulla merkittävästi ja osakkeenomistajien lukumäärä on kasvanut. Osakkeet tarjoavat sekä yksilöille (kurssinousujen ja osinkojen muodossa) että yhteiskunnalle (osinkoveron muodossa) mahdollisuuden lisätä hyvinvointia ja varallisuutta. Tutkimusaiheeseen liittykin vahvasti sekä yksilöllinen että yhteiskunnallinen näkökulma: osakemarkkinoiden hinnanmuodostus on sekä yksilön että yhteiskunnan kannalta mielenkiintoinen aihe.

Osakemarkkinoiden ja makrotaloudellisten muuttujien suhdetta leimaa vahvasti uskomukset muuttujien välisistä riippuvuuksista. Intuitiivisesti esimerkiksi rahamäärän lisääntymisellä oletettavasti on osakehintoja nostava vaikutus osakemarkkinoilla, jos lisääntynyttä rahamäärää käytetään osakkeiden hankintaan. Tässä tutkimuksessa on yritetty löytää todisteita uskomuksille ja hypoteeseille osakehintojen ja reaalitalouden suhteesta suomalaisella aineistolla. Vaikka tässä tutkimuksessa osittain on tutkittu myös tehokkaiden markkinoiden hypoteesia Suomen osakemarkkinoilla, ei tehokkuus- näkökulma ole ollut tutkimuksen keskeisin tarkoitus, vaan tutkimuksen tarkoitus on ollut selvittää laajemmin osakehintojen ja makrotaloudellisten muuttujien vuorovaikutussuhdetta. Mahdolliset tulokset osakemarkkinoiden tehokkuudesta tai tehottomuudesta ovat olleet tutkimuksen yksi tulos. Olennaisempia tuloksia ovat olleet vuorovaikutussuhteet ja niiden etumerkki osakemarkkinoilla.

Tutkimus on deskriptiivinen analyysi Suomen osakemarkkinoista ja talouselämästä 1990-luvulla. Tarkoituksena on ollut tarkastella myös aiheeseen liittyvää teoriaa laajasti sekä aikaisempia tutkimuksia ja niissä käytettyjä lähestymistapoja. Syy ja seuraus-suhteiden etsimisen välineenä on käytetty Granger-kausalisuuden menetelmää.

1.2 Tutkimuksen rakenne

Tutkimus alkaa yleisellä katsauksella rahoitusmarkkinoihin, rahoitusmarkkinoiden tehtäviin ja täydellisyyteen. Osakkeiden hinnanmuodostusta ja hintojen suhdetta reaalitalouteen käsiteltäessä on keskeistä ymmärtää osakemarkkinoiden tehokkuus ja tehokkaiden markkinoiden hypoteesi, joita on käsitelty osioissa 2.1.1 ja 2.1.2. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesiin liittyvät läheisesti rationaaliset odotukset, joita on käsitelty osiossa 2.4. Teoreettisen käsittelyn vastapainoksi ja osakemarkkinoiden käytännön kuvan selventämiseksi on osiossa 2.2 tuotu esille havaintoja osakemarkkinoiden reaalimaailman ilmiöistä sekä esitettyä kritiikkiä markkinoiden tehokkuutta vastaan.

Luku kolme keskittyy osakemarkkinoiden ja makrotalouden vuorovaikutussuhteen selventämiseen. Lisäksi luvussa on käsitelty yrityksen arvon ja osakkeen arvon määräytymistä, yrityksen kassavirtojen rakennetta ja osakkeen tuottovaatimusta. Osiossa 3.3 on tuotu esille uutisten vaikutus osakehintoihin. Uutisten vaikutus osakemarkkinoille liittyy tehokkaiden markkinoiden hypoteesiin, jonka mukaan ainoastaan ei-ennakoitu tieto (=uutiset) ei ole mukana osakkeen nykyhetken hinnassa. Uutiset esimerkiksi makrotaloudellisista muuttujista kertovat myös niistä uskomuksista, mitkä liittyvät makrotaloudellisten muuttujien vaikutukseen osakehintoihin. Jos esimerkiksi uutinen teollisuustuotannon ennakoitua nopeammasta kasvusta aiheuttaa osakekurssien nousun, on syytä epäillä, että teollisuustuotanto ja osakehinnat ovat positiivisessa vuorovaikutussuhteessa toisiinsa nähden.

Luku neljä on katsaus talousteoriaan ja talousteorian esittämiin perusteisiin rahoitusmarkkinoiden toiminnasta. Edelleen luvussa neljä on tarkasteltu teoreettisia relaatioita ja perusteluita osakehintojen ja rahamäärän, inflaation, korkotason ja valuuttakurssin vuorovaikutussuhteesta ja vuorovaikutuksen suunnasta. Lisäksi luvussa on käsitelty aikaisempia tuloksia muuttujien välisestä suhteesta. Luvun teoreettinen katsaus ei ole pyrkinyt olemaan pelkkä katsaus teoriaan, vaan myös tuomaan esille tosiasian, että teoreettinen viitekehys tutkimuksen aihetta ajatellen on pirstaleinen. Itse asiassa ei ole olemassa yleisesti hyväksyttyä teoriaa osakemarkkinoiden toiminnasta.

Luku viisi on tutkimuksen empiirinen osa. Osioissa 5.1 ja 5.2 on esitelty tutkimuksen metodi ja lisäksi tutkimukseen liittyviä aikaisempia tutkimustuloksia johdantona ja vertailevana viitekehystenä varsinaiselle empiiriselle työlle. Tämän jälkeen on tarkasteltu tutkimusaineistoa ja sen ominaisuuksia sekä tarvittavia toimenpiteitä tutkimusaineiston muokkaamiseksi tutkimuksen toteuttamiseksi. Osiot 5.4 ja 5.5 muodostavat empiirisen työn keskeisimmän osan. Osioissa on tutkittu Granger-kausalisuutta suomalaisella aineistolla sekä raportoitu saavutetut tulokset.

Luvussa kuusi on esitetty tiivistetysti keskeisimmät tutkimustulokset ja lisäksi pohdittu tulosten luotettavuutta ja merkittävyyttä. Lisäksi on hahmotettu parannusehdotuksia ja ideoita aiheeseen liittyville jatkotutkimuksille.

2 RAHOITUKSEN TEORIASTA SEKÄ ODOTUKSISTA TALOUSTIETEESSÄ

1.3 Rahoitusmarkkinat

2.1.1 Tehtävät ja täydellisyys

Rahoitusmarkkinat tarjoavat ulkoista rahoitusta, sijoitettua omaa ja vierasta pääomaa yrityksille. Rahoitusmarkkinoiden tehtävät tiivistetään normaalisti kolmeksi tehtäväksi:¹

- 1) informaation välittäminen varoja sijoittavien ja varoja tarvitsevien talousyksiköiden välillä
- 2) rahoitusmuotojen hinnoittelu
- 3) sijoittajien riskin sekä ajallinen että määrällinen tasoittaminen.

Rahoitusmarkkinat kertovat tuottovaatimuksen, jolla rahaa on saatavissa ja sijoitettavissa ajalliselta ulottuvuudeltaan ja riskeiltään erilaisissa luotto- ja sijoitusmuodoissa. Rahoitusmuotojen hinnat muotoutuvat kysynnän ja tarjonnan kautta sekä niihin vaikuttavien mekanismien tuloksena. Muuttamalla lyhytaikaisia saatavia pitkäaikaisiksi veloiksi rahoitusmarkkinoilla luodaan uusia rahoitusmahdollisuuksia. Lisäksi rahoitusmarkkinoilla sijoittajien riskiä hajautetaan ja vähennetään.(Leppiniemi 1993, 60)

Rahoitusmarkkinoiden segmentoituneisuudella tarkoitetaan markkinoiden jakautuneisuutta useiksi lohkoiksi tai erillisiksi markkinoiksi. Näissä olosuhteissa hinnanmuodostus eri segmenteillä tapahtuu ainakin osittain itsenäisesti muista markkinoista erillään. Käytännössä segmentoituminen voi olla seurausta esim. lainsäädännöllisistä rajoituksista, joilla estetään sijoittajien pääsyä markkinoille. Toinen syy segmentoituneisuuteen voi olla informaation hankkimisen korkeat kustannukset tai verosyyt, mitkä rajoittavat sijoittajat tiettyyn segmenttiin.² Rajoitteet segmentiltä toiseen siirtymiselle voivat johtaa erilaisiin hintanoteerauksiin sellaisen arvopaperin kohdalla, jolla käydään kauppaa eri markkinoilla. Tällainen tilanne voi johtaa arbitraasi-hyötyihin, jos jollakin sijoittajalla on mahdollisuus liikkua segmenttien välillä ja käyttää hyväkseen kurssieroja. Leppiniemi (1993, 68) toteaa, että mitä vähemmän sijoittajilla on rajoitteita esim. eri pörssien hyväksikäyttämiseksi, eli mitä vapaampaa ja tehokkaampaa informaation kulku on, sitä epätodennäköisempää arbitraasierojen syntyminen on.

¹ Leppiniemi (1993, 60).

² Leppiniemi (1993, 68).

Puhuttaessa teoreettisesti täydellisistä rahoitusmarkkinoista, on esitetty kuusi välttämätöntä ominaisuutta, joita vasten voidaan tarkastella, miten tehokkaasti markkinat toimivat. Seuraavaksi esitellään nämä kuusi ominaisuutta.³

- 1) Markkinoiden *kitkattomuus*. Tämä tarkoittaa sitä, että markkinoilla ei ole veroja, ei välityspalkkioita, eikä vararikkokustannuksia. Kaikki sijoituskohteet ovat täysin jaettavissa ja markkinoitavissa eikä markkinoilla ole rajoittavia säännöksiä.
- 2) Arvopaperit ovat täysin *likvidejä* ja *myytävissä markkinahintaan* minkälaisissa erissä tahansa.
- 3) Tuote- ja arvopaperimarkkinoiden *täydellinen kilpailu*. Arvopaperimarkkinoista puhuttaessa tämä merkitsee sitä, että markkinaosapuolet ovat hinnanottajia. Talousyksiköiden lukumäärä on niin suuri, ettei kukaan voi yksittäisellä toimellaan vaikuttaa arvopapereiden hintaan.
- 4) Kaikki talousyksiköt voivat ottaa/antaa lainaa samoilla ehdoilla samalla markkinakorkokannalla: *ei diskriminointia*.
- 5) Markkinoiden *informatiivinen tehokkuus*. Tämän mukaan kaiken informaation on oltava maksutonta ja samanaikaisesti kaikkien sijoittajien saatavilla.
- 6) Sijoittajien *hyödyn maksimointi*. Sijoittaja käyttäytyy rationaalisesti ja maksimoi hyötyään.

Jo intuitiivisesti lienee selvää, että käytännössä nämä oletukset eivät päde. Täydelliset arvopaperimarkkinat ovat myös tehokkaat. Martikainen toteaa, että kaikki poikkeamat täydellisten markkinoiden hypoteesista merkitsevät myös etääntymistä tehokkaista markkinoista. On huomattava, että vaikka markkinat eivät olisikaan täydelliset, niin ne voivat toimia tehokkaasti, eli myös epätäydelliset markkinat voivat toimia tehokkaasti.

2.1.2 Tehokkuus

Markkinoiden tehokkuus voidaan jakaa allokatiiviseen ja operationaaliseen tehokkuuteen. Allokatiivisesti tehokkailla markkinoilla säästöt ohjautuvat siten, että ne hyödyttävät kaikkia osapuolia. Jos edellä esitetyt kuusi ehtoa pätevät, markkinat toimivat allokatiivisesti tehokkaasti. Operationaalisesti tehokkaasti toimivilla markkinoilla markkinoiden toimintaan liittyviä kustannuksia (esim. välityspalkkiot) ei esiinny.⁴

³ Esim. Martikainen (1995, 79) ja Leppiniemi (1993, 62).

⁴ Minford & Peel (1983, 118-124).

Leppiniemi (1993, 64) näkee rahoitusmarkkinoiden tehokkuuden kolmena prosessina. Nämä ovat:

- 1) varojen allokoitumisprosessi: tarkoittaa varojen ohjautumista rahan tarjoajilta kysyjille
- 2) arvopapereiden vaihdantaprosessi: tarkoittaa arvopapereiden omistajien keskenäistä arvopaperikauppaa
- 3) informaatioprosessi: tarkoittaa prosessia, missä informaatio välittyy rahan tarjoajien ja rahan kysyjien välillä.

Fama (1976, 133) toteaa tehokkaiden markkinoiden olevan tärkeä osa markkinatalousjärjestelmää, minkä ideaalina voidaan pitää markkinoita, joilla hinnat ovat täsmällisiä signaaleja varojen allokoitua ajatellen. Hinnat ovat täsmällisiä sekä yrityksille että sijoittajille. Toisin sanoen, yritysten laskiessa liikkeelle arvopapereita rahoittaakseen omaa toimintaansa, he voivat odottaa saavansa reilun hinnan liikkeelle laskemistaan arvopapereistaan. Toisaalta sijoittajien tehdessä valintaansa arvopapereiden ostamisesta, he voivat olettaa maksavansa reilun hinnan sijoituksestaan. Resurssien allokoinnissa markkinat toimivat hyvin, jos arvopapereiden hinnat ovat hyviä arvon indikaattoreita.

Mitä tehokkaampi markkinoiden kaupankäyntiorganisaatio on, sitä vähemmän esteitä markkinoiden kaupankäynnille esiintyy ja sitä nopeammin kaupankäyntikehotukset konkretisoituvat kaupoiksi ja informaatio heijastuu täysin hintoihin. Markkinoilla voi esiintyä kuitenkin tilanteita, jolloin informaation heijastuminen ei ole välitöntä: osakkeiden tuottojen korrelaatio johtuu erään tutkimuksen mukaan uudesta informaatiosta, joka ei välittömästi heijastu hinnoissa.⁵

Informationaalinen tehokkuus (*informational efficiency*) voidaan määritellä tilanteeksi, jossa hinnat aggregoivat ja ilmaisevat kaiken ajankohtaisen informaation tulevaisuuden arvopapereiden tuotoista.⁶ Rahoitusmarkkinoiden tehokkuutta voidaan tarkastella *informaation laadun* näkökulmasta kolmiportaisesti.⁷

- 1) *Heikkojen ehtojen tehokkuus* (weak form efficiency). Heikot ehdot toteutuvat markkinoilla, joiden sijoituskohteiden hinnoissa heijastuu kaikki sijoituskohteiden aikaisempaan hintakehitykseen liittyvä informaatio. Toisin sanoen, sijoituskohteiden aikaisempaa hintakehitystä analysoimalla ei saavuteta ylisuuria tuottoja, kun huomioidaan sijoitusten riskit.

⁵ Kalman, Cohen, Maier, Schwartz & Whitcomb 1986.

⁶ Grossman (1995, 773-786).

⁷ Martikainen (1995, 79-80). {Alunperin Fama 1970}

- 2) *Keskivahvojen ehtojen tehokkuus* (semi-strong form efficiency). Tämä tarkoittaa sitä, että mikään julkisesti käytettävissä oleva informaatio ei hyödytä sijoittajaa ylisuurten tuottojen saamisessa.
- 3) *Vahvojen ehtojen tehokkuus* (strong form efficiency). Tällä ymmärretään, että kukaan sijoittaja ei pysty saavuttamaan ylisuuria tuottoja. Tämän ehdon voidaan tulkita tarkoittavan sisäpiiritietojen hyödyttömyyttä.

Mikäli markkinat ovat tehokkaat vahvojen ehtojen mukaisesti, ne ovat samanaikaisesti tehokkaat myös keskivahvojen ehtojen mukaisesti. Edelleen jos markkinat ovat tehokkaat keskivahvojen ehtojen mukaisesti, ne ovat tehokkaat myös heikkojen ehtojen mukaisesti.

French & Roll (1986, 5-26) määrittelevät julkisen (*public*) informaation sellaiseksi informaatioksi, mikä tulee tunnetuksi samalla hetkellä, kun se vaikuttaa osakehintoihin. Esimerkkinä he mainitsevat korkeimman oikeuden päätökset sekä yritysten ja valtioiden raportit omasta taloudestaan, jos näiden raporttien perusteella ei ole käyty kauppaa ennen julkistamista. Yksityinen (*private*) informaatio puolestaan vaikuttaa hintoihin vain kaupankäynnin kautta: esimerkkinä sijoittajien ja analyytikkojen tuottama tieto. Edellisestä on seurauksena, että yksityinen informaatio vaikuttaa hintoihin vain markkinoiden aukioloaikana.

Suomalaisia osakemarkkinoita koskeva tutkimus on löytänyt poikkeamia kaikista tehokkaiden rahoitusmarkkinoiden tehokkuuden ehdoista. Poikkeamia on löytynyt myös suuremmilta osakemarkkinoilta, kuten Japanista ja USA:sta. Jos markkinat ovat tehokkaat, sijoituskohteiden hinnan (ts. osakekurssin) oletetaan olevan arvopaperipörssissä aina oikea. Martikainen argumentoi, että tutkimukset ovat saaneet monet uskomaan osakemarkkinoiden toimivan tehokkaasti ja osakkeiden tuottojen implikoivan yritysten tulevia voittoja.⁸

⁸ Martikainen (1995, 114).

2.1.3 Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi

Markkinoiden tehokkuus voidaan esittää formaalisti seuraavasti:⁹

$$(1) \quad E \{ P_{t+1} \mid H_t \} = P_t \{ 1 + E (r_{t+1} \mid H_t) \}, \text{ missä}$$

$E \{ P_{t+1} \mid H_t \}$ = arvopaperin (P) odotettu arvo hetkellä t+1 informaatiolla H_t , joka on tiedossa hetkellä t

$E (r_{t+1} \mid H_t)$ = markkinoiden vaatima odotettu tuottoaste ajanjaksolle t+1 kyseessä olevalle arvopaperille informaatiolla H_t

Toisin sanoen arvopaperin hinta määräytyy informaation perusteella, joka markkinaosapuolilla on tiedossa ajanhetkellä t, ja jonka mukaan vaadittu odotettu tuotto asetetaan arvopaperille. Arvopaperin hinta heijastaa kaiken oleellisen informaation, joka on saatavilla nykyajanhetkellä. Informaation oletetaan heijastavan myös sisäpiiri-informaation.

$$(2) \quad P_{t+1} > E \{ P_{t+1} \mid H_t \}$$

Kaava (2) kuvaa tilannetta, jolloin arvopaperin hinta hetkellä t+1 ylittää arvopaperin odotetun hinnan hetkellä t+1, mikä on tehty hetken t informaation avulla. Jos merkin > tilalla käytetään merkkiä <, merkitsee se tilannetta, jolloin arvopaperin hinta alittaa odotetun hinnan ko. periodilla: tällöin sijoittaja ansaitsee alemman tuoton kuin oli odotettu.

Jos nyt merkitsemme ylimääräistä tuottoa (eli tuottoa, joka ylittää markkinoiden odotetun tuoton periodilta t+1) e_{t+1} : llä, niin voidaan esittää seuraava yhtälö:

$$(3) \quad e_{t+1} = r_{t+1} - E (r_{t+1} \mid H_t)$$

Nyt tehokkaiden markkinoiden hypoteesi voidaan esittää muodossa:

$$(4) \quad \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+1} = 0$$

⁹ Esim. Elbiali (1991).

Jonain hetkenä sijoittaja pystyy ansaitsemaan ylisuuria voittoja. Mutta riittävän monen ajanjakson T aikana ylisuurien voittojen oletetaan keskimäärin olevan nolla informaation H_t perusteella. Informaation luonteesta riippuu toteuttaako se heikkojen, keskivahvojen vai vahvojen ehtojen tehokkuuden. Kaavan (4) voidaan tulkita toteuttavan juuri vahvojen ehtojen tehokkuuden ja näin ollen myös keskivahvojen ja heikkojen ehtojen tehokkuuden.

Markkinoiden tehokkuuden ymmärtämisen kannalta on tärkeää ymmärtää termi ”keskimäärin”. Maailmassa jossa on epävarmuutta, voi sijoittaja olla onnekas ja satunnaisesti saada markkinoiden tuottoja paremman tuoton itselleen. Kuitenkaan sijoittaja ei voi tehokkaiden markkinoiden oloissa olla jatkuvasti onnekas, vaan keskimäärin hän saavuttaa markkinoiden odotetun tuoton.¹⁰

Jotta voidaan määritellä epänormaali (ylisuuri) tuotto, on tiedettävä malli, jonka perusteella arvopaperin tuotto lasketaan. Poikkeama mallin antaman normaalin (odotetun) tuoton ja havaitun tuoton välillä on epänormaali tuotto. Brown & Warner (1980, 205-258) ovat esittäneet kolme mallia, jotka voidaan ottaa kehykseksi epänormaaleille tuotoille:

- 1) Keskiarvoon sopeutettu tuotto. Arvopaperin tuoton oletetaan olevan vakio (vakion arvon eri osakkeiden kesken ei luonnollisesti tarvitse olla sama). Nyt ero arvopaperin vakioisen tuoton ja havaitun tuoton (ex post) välillä on epänormaali tuotto.
- 2) Markkinoihin sopeutettu tuotto. Arvopapereiden odotetut tuotot ovat yhtä suuria eri osakkeiden kesken, mutta eivät välttämättä vakioita tietyn osakkeen kohdalla. Markkinaportfolion ollessa lineaarinen kombinaatio kaikista arvopapereista, epänormaali tuotto (e_{it}) määritellään tietyn arvopaperin kohdalla eroksi arvopaperin (ex post) tuoton (R_{it}) ja markkinaportfolion tuoton (R_{mt}) välillä. Formaalisti: $e_{it} = R_{it} - R_{mt}$.
- 3) Markkinoihin ja riskiin sopeutettu tuotto. Mallin lähtökohtana on CAPM, joka määrittelee arvopapereiden odotetun tuoton. Nyt osakkeen havaittu tuotto R_{it} , saadaan seuraavasti: $R_{it} = K_{it} + e_{it}$, missä $K_{it} =$ mallin antama odotettu tuotto ja $e_{it} =$ tuntematon komponentti hetken t alussa; se kuvaa epänormaalia tuottoa.

¹⁰ Elbiali (1991).

2.2 Havaintoja reaali maailmasta sekä kritiikkiä tehokkuutta vastaan

Osakemarkkinoiden tehokkuutta vastaan on esitetty joitakin vasta-argumentteja. Maailmanlaajuisesti osakemarkkinoilta on raportoitu anomaliaita, eli säännönmukaisia poikkeamia tehokkuudesta. Havaintoja on tehty esimerkiksi seuraavanlaisista säännönmukaisuuksista:¹¹

- yritykset, joilla pieni markkina-arvo, tuottavat hyvin
- osakkeiden tuotot ovat korkeita vuodenvaihteessa/kuunvaihteessa
- viikon loppupuolella osakkeiden tuotot ovat suurempia kuin alkupuolella

Nämä havainnot ovat ristiriidassa tehokkaiden osakemarkkinoiden toiminnan kanssa, koska niiden tulisi kadota markkinoilta varsinkin, koska anomaliat ovat tunnettuja ympäri maailmaa ja niitä esiintyy keskeisimmillä osakemarkkinoilla.

Martikainen (1995, 115-116) esittää, että osakemarkkinoiden tehokkuuden puolustajat ovat perusteluina argumentoineet mm. että markkinoille saapuvat kassavirrat eivät ajoitu tasaisesti. Esimerkkinä palkanmaksupäivät ovat kuukauden lopussa tai 15. päivä. Yhdeksi selitykseksi on esitetty psykologisia tekijöitä. Sijoittajat voivat kiinnostua yrityksistä, jotka ovat usein esillä ja joilla suuri P/E (hinta-tuottoaste-luku). Martikainen tuo esille myös mahdollisuuden, että anomaliat ovat mittausvirheitä.

Grossman & Stiglitz ovat tutkineet informationaalisesti tehokkaita markkinoita ja päätyneet johtopäätökseen, että markkinoiden informationaalinen tehokkuus ei ole mahdollista käytännössä. Tutkimuksessaan he jakoivat sijoittajat informoituihin ja ei-informoituihin ja käsittelivät heidän toimiaan. Informoidut yksilöt pystyvät havaitsemaan ja hankkimaan tietoa jollakin kustannuksella riskiarvopapereihin liittyvästä hintavaikuttajasta, kun taas ei-informoidut sijoittajat havaitsevat vain riskillisen arvopaperin hinnan. Jos informaatio on halpaa, tasapainohinta on olemassa ja se heijastaa informoitujen sijoittajien informaatiota. Jos näin on, Grossman & Stiglitz osoittavat, että tällaiset markkinat tulisivat olemaan ohuet johtuen sijoittajien homogeenisistä odotuksista. Grossman & Stiglitz esittävät kommentin, että jos ihmisten pääomat ja uskomukset ovat samanlaiset, kilpailukykyinen tasapaino markkinoilla jättäisi sijoittajat alkuperäisen suuruisiin pääomavaroihin. Edelleen, jos markkinoille pääsyyn liittyy transaktiokustannuksia, sijoittajan ei

¹¹ Esim. Martikainen (1995, 115).

olisi kannattavaa edes saapua markkinoille. Jotta kauppaa syntyisi, voidaan olettaa, että yksilöiden uskomukset ja suhtautuminen riskiin ovat heterogeenistä.¹²

Grossman & Stiglitz esittävät mm. seuraavanlaisia oletuksia:

- mitä enemmän markkinoilla on informoituja yksilöitä, sitä informatiivisempi on hinnanmuodostusjärjestelmä
- mitä vähemmän informoituja yksilöitä on, sitä pienempi on heidän odotettu hyötynsä suhteessa ei-informoituihin yksilöihin
- mitä enemmän markkinoilla on ”hälinää” (*noise* = informaatiota, joka ei liity osakehintaan vaikuttaviin fundamentaaleihin), sitä tehottomampi hinnanmuodostusjärjestelmä on ja sitä pienempi ei-informoitujen odotettu hyöty
- markkinoilla joilla ei ole ”hälinää”, hinnat ilmaisevat kaiken informaation, eikä tällöin ole kannustetta ostaa informaatiota
- markkinat ovat ohuemmat, jos informoitujen yksilöiden prosentuaalinen osuus on joko lähellä nollaa tai jos lähes kaikki yksilöt edustavat informoituja yksilöitä

Ympäri maailmaa pörssien toiminnasta on tehty samanlaisia havaintoja. Yksi näistä mielenkiintoisista useissa pörsseissä havaituista piirteistä on ns. maanantai-efekti. Ilmiö tunnetaan kirjallisuudessa myös nimellä viikonpäiväilmiö. Kyseessä on havainto, jonka mukaan osakekurssit laskevat usein maanantaisin. Lyytikäinen & Blomqvist¹³ saivat tutkimuksissaan tuloksen ajanjaksolta 6/1988-6/1993 Helsingin pörssin osalta, että maanantaina kurssinousun todennäköisyys oli 39% kun taas muina viikonpäivinä nousun todennäköisyys oli suurempi. Perjantaina nousun todennäköisyys oli suurin, 55 %. Kannattaisiko sijoittajan silloin ostaa aina maanantaisin ja myydä perjantaisin? Martikainen (1995, 131) huomauttaa, että tässä tapauksessa kaupankäyntikustannukset ylittävät ko. strategian tuomat hyödyt, koska ilmiö on kokoluokaltaan pieni. Sijoittajien hyödyntäessä tätä sijoitusstrategiaa, se katoaa pois.

Toinen erikoisuus osakemarkkinoilta on ns. kuunvaiheilmiö (*turn of the month effect* = *TOM effect*). Nimi tulee havainnosta, jonka mukaan kuun vaihteessa arvopapereiden tuotot ovat suurempia kuin kuukauden muina aikoina. Havainnosta on raportoitu myös suomalaisilla osake- ja johdannaismarkkinoilla.¹⁴ Kuunvaiheilmiölle Martikainen (1995, 131) esittää syyksi seuraavaa: 1) johdannaisten erääntyminen sekä 2) ammattimaisten sijoittajien (esim. sijoitusrahastot) toimet kuun vaihteessa.

¹² Grossman & Stiglitz (1980, 393-407).

¹³ Lyytikäinen & Blomqvist 1993.

¹⁴ Martikainen, Perttunen & Puttonen 1994.

Tammikuu-efekti on ilmiö, jonka mukaan osakkeiden tuotot ovat tammikuussa suurempia kuin vuoden muina kuukausina. Ilmiö tunnetaan myös vuodenvaihdeilmiönä. Syyksi vuodenvaihdeilmiölle on esitetty, että institutionaaliset sijoittajat muodostavat portfoliot uudestaan vuoden alussa, jolloin he ostavat pieniä ja riskipitoisia yrityksiä. Toinen mahdollisuus voi olla ns. verotushypoteesi, eli sijoittajan kannattaa myydä vuoden lopussa tappiolliset osakkeet, jos ne on mahdollista vähentää mahdollisista verotuloista. (Martikainen 1995, 128-129)

Kaikki taloustieteilijät eivät usko tehokkaiden markkinoiden hypoteesiin ja varsinkaan argumenttiin, että osakkeiden hinnat välittömästi heijastavat uutta informaatiota. Tällaista ajattelutapaa edustavat ”chartistit” tai ns. teknisen analyysin edustajat. He uskovat, että uusi informaatio heijastuu hitaasti osakehintoihin, minkä vuoksi informaation käyttäminen ei ole heille kaikkein tärkeintä. Markkinoiden toiminta on tehotonta eivätkä markkinat huomioi kaikkea oleellista informaatiota. Koska sopeutuminen uuteen informaatioon tapahtuu hitaasti, osakehintojen muutokset pyrkivät pysymään samansuuntaisina. Menneitä osakehintoja tutkimalla on heidän mielestään mahdollista ennustaa tulevia hintoja. Siis jos osakehinnat ovat esim. nousseet, ne myös tämän ajattelutavan mukaan tulevat nousemaan edelleen.¹⁵

Kaupat voivat perustua myös muuhun kuin tietoon arvopapereille maksetuista tuotoista. Grossman¹⁶ huomauttaa, että loppujen lopuksi perinteinen näkökulma markkinoiden toiminnasta käsittää markkinat paikkana resurssien uudelleenallokaatiolle. Ei-informatiiviseen kaupantekoon perustuvia syitä ovat esim. likviditeetti-tarve, riskipreferenssit ja odottamattomat investointimahdollisuudet. Näistä mikään ei välttämättä suoraan liity arvopapereille maksettaviin tuottoihin. Esimerkkinä Grossman esittää vuoden 1987 osakemarkkinaromahduksen, joka ei perustunut ilmoituksiin yritysten negatiivisista ansioista, vaan yksinkertaisesti siihen, että merkittävä osa sijoittajista alkoi käyttäytyä riskiä välttämällä ja vähentämään osakepositioitaan. Näin ollen hinnoilla näyttäisi olevan kahdenlaista muutosvoimaa: 1) allokatiiivinen hintavaihtelu (esimerkiksi hinnat ja korkotaso vaihtelevat edistääkseen globaaleja pääomaliikkeitä) ja 2) hintojen informatiivinen vaihtelu (esimerkiksi valuuttakurssien odotettu muutos).

¹⁵ Fama 1976.

¹⁶ Grossman (1995, 773-786).

2.3 Odotukset makrotaloustieteessä

Odotukset ovat perusolemukseltaan ennusteita tulevaisuuden taloudellisten muuttujien arvoista, mitkä tulee huomioida tämän päivän päätöksenteossa. Odotukset ovat pohjimmiltaan subjektiivisia. Jos päätöksentekoa tarkastellaan vain yksinkertaisimmalla tasolla, niin ollaan tutkimassa päätösten tekoa yksittäisen aikaperiodin yhteydessä. Kuitenkin yksilöiden preferenssit päätöksenteossa ulottuvat usein pidemmälle aikaperiodille. Jos maailmassa ei olisi lainkaan varastoja arvoille/varoille, eivät yksilöiden päätöskään vaikuttaisi myöhempisiin aikaperiodeihin. Kuitenkin käytännössä yksilöt voivat päättää esimerkiksi kuluttaako vai säästääkö muuttaen näin kulutuksen ajoitustaan.¹⁷

Odotukset ovat perustavanlaatuinen osa taloustieteitä. Minford & Peel (1983, 1) argumentoivat, että jokainen taloudellinen päätös on päätös tulevaisuudesta. Esimerkiksi kuluttajan tehdessä päätöstä, ostaako omenia vai appelsiineja, on kysymys epäsuorasti tulevaisuuden näkökulmasta. Tulevaisuuden näkökulmasta siinä mielessä, että kyse on kuluttajan tulevasta ansioista ja siitä budjetista, mikä on varaa sijoittaa omenoihin ja appelsiineihin. Toisaalta kyse on epävarmuudesta, sillä tulevaisuus on tuntematon. Taloudellisessa päätöksenteossa on kyse myös siitä, miten käsitellään tuntematonta ja suhtaudutaan riskiin.

Taloustieteessä yksilöt voidaan jakaa riskiin suhtautumisen perusteella riskineutraaleihin (*risk neutral*), riskinottajiin (*risk lover*) ja riskinvälttäjiin (*risk aversion*). Begg (1982, 17) selventää asiaa yksinkertaisen esimerkin avulla. Oletetaan veto, jossa on kaksi vaihtoehtoa, joilla kummallakin on sama odotusarvo, mutta erilaiset hajonnat riskin suhteen. Jos yksilö nyt on indifferentti vaihtoehtojen välillä, eli molemmat vaihtoehdot ovat hänelle yhtä mieluisat, niin yksilön sanotaan olevan riskineutraali. Jos yksilö valitsee vaihtoehdon, jolla on pienempi hajonta riskin suhteen, niin hän käyttäytyy tällöin riskiä välttävästi. Jos yksilö valitsee vaihtoehdon, jolla riskin hajonta on suurempi, hän on riskinottaja.

Talusteoriassa tunnetaan esimerkkejä, kuinka talousyksiköiden odotukset muuttujien arvosta vaikuttavat tämän muuttujan taloudelliseen arvoon. Mikroteoriassa tunnetaan esimerkiksi ns. lukinseitti-teoria (*cobweb*), jonka ydin on, että tämän hetken tarjonta perustuu aikaisemmalla periodilla tehtyyn odotukseen jonkin hyödykkeen tulevasta hinnasta. Makrotaloustieteen puolella on

¹⁷ Carter & Maddock (1984, 12-42).

havaittu esimerkiksi, että odotettu inflaatio vaikuttaa ratkaisevasti toteutuneeseen inflaatioon. Inflaatio-odotukset toteuttavat siis itse itsensä.¹⁸

Tässä tutkimuksessa on keskitytty lähinnä rationaalisten odotusten teoriaan, koska sen käyttö makrotaloustieteellisessä mallituksessa on saanut aikaan pitkälle ulottuvia seuraamuksia sekä teoreettisessa että empiirisessä makrotaloustieteessä ja erityisesti osakemarkkinoiden tutkimisessa ja mallittamisessa. Branson (1989, 221) toteaa, että rationaalisten odotusten suosiota voidaan ymmärtää myös sitä kautta, että sen olemus on lähellä "homo economicus"-visiota, jolla tarkoitetaan henkilöä, joka käyttää perusteellista rationaalisuutta hyötynsä maksimoimisessa. Mishkin (1983, 59-96) argumentoi rationaalisten odotusten käyttökelpoisuudesta. Hän toteaa, että vaikka rationaaliset odotukset eivät pitäisi aivan täysin paikkaansa, ne ovat hyvä approksimaatio makrotaloudellista analyysia ajatellen. Lisäksi hän toteaa, että RO-lähestymistavan hyödyllisyyttä ei haittaa, vaikka kaikki eivät markkinoilla käyttäytyisikään rationaalisesti: approksimaation toimivuus säilyy siitä huolimatta.

2.4 Rationaaliset odotukset

Merkitään osakekurssin hintaa hetkellä t symbolilla P_t ja E kuvaa odotusarvo-operaattoria. Rationaaliset odotukset (RO-odotukset) voidaan esittää nyt seuraavasti:¹⁹

$$(5) \quad P_t = E_{t-1}P_t + e_t, \text{ jossa}$$

$$(6) \quad E_{t-1}e_t = 0$$

Toisin sanoen, toteutunut hintataso (P_t) on yhtä kuin odotettu hintataso (hetkellä $t-1$ tehty odotusarvo hetken t hintatasosta, merk. $E_{t-1}P_t$) lisättynä stokastisella virhetermillä e_t , jonka keskiarvo on nolla. Matemaattisesti jakauman keskiarvo ymmärretään odotusarvoksi. Yhtälön (5) sanotaan olevan harhaton (*unbiased*). Yksilöiden ei katsota tekevän systemaattisia virheitä ennustaessaan tulevaisuutta.

¹⁸ Demery et al. 1984.

¹⁹ Branson (1989, 216).

Edelleen jos hinta P_t on satunnainen, eli virhetermi e_t voi saada nollasta poikkeavan arvon, niin hintojen mahdollisten arvojen määrätyllä jakaumalla ja virhetermin nolla-keskiarvolla, yksilön subjektiivinen odotus hinnasta on yhtä kuin objektiivinen odotusarvo hinnasta. Yksilön muodostama hintatason odotusarvo vastaa tällöin jakauman todellista keskiarvoa.

Branson (1989, 217) toteaa, että rationaalisten odotusten vahva muoto (*strong form*) tarkoittaa, että yksilön tekemä ennustus on paras mahdollinen, mitattuna esimerkiksi virhetermin varianssilla. RO-odotusten heikko muoto (*weak form*) edellyttää vain ennustuksen harhattomuutta, mutta sallii varianssin olla suurempi.

Harhattomuushypoteesi voidaan esittää formaalisti kaavaa (5) muotoilemalla:

$$(7) \quad P_t - E_{t-1}P_t = 0$$

Harhattomuushypoteesin oletetaan pitävän paikkansa kaikilla tulevaisuuden periodeilla, siten että, kaikkien ennustusten odotusarvojen virhetermi on aina nolla. Siis voidaan kirjoittaa esimerkiksi seuraavasti:

$$(8) \quad P_{t+1} - E_{t-1}P_{t+1} = 0$$

Kaava (8) tarkoittaa, että erotus todellisen arvon ja kaksia periodia aikaisemmin tehdyn ennusteen arvon välinen erotus on satunnaismuuttuja (eli virhetermi e_t), jolla on nolla-keskiarvo ja määrätty varianssi. Branson (1989, 217) toteaa, että tyypillisesti ennustusperiodin pituuden kasvaessa, myös virhetermien varianssi kasvaa, mutta odotusarvo on siitä huolimatta nolla. Vaikka ennustuksessa on väistämättä virheitä, ei niiden suunnasta, eli onko kyseessä positiivinen/negatiivinen ennustusvirhe, voida sanoa mitään etukäteen. Ainoastaan nolla-keskiarvo tiedetään varmasti.

RO-odotusten teoria tekee kaksi vahvaa oletusta tyypillisestä taloudellisesta päätöksentekijästä.²⁰ Ensinnäkin oletuksen yksilön rationaalisuudesta; yksilöt käyttävät saatavilla olevia tietoja rationaalisesti. Tämä tarkoittaa, että tietoa hankitaan siihen asti, kunnes uuden tiedon hankkimisesta aiheutuva rajakustannus on yhtä suuri kuin tämän tiedon tuoma rajahyöty ennusteiden parantamisessa. Rationaalisten odotusten mukaan yksilöiden subjektiiviset odotukset ovat samat kuin markkinoilla vallitsevat objektiiviset odotukset. Toiseksi oletetaan, että informaatiota on saatavilla rajoituksetta.

²⁰ Demery et al. (1984, 243).

Mallittamisessa on usein tehtävä yksinkertaisia oletuksia. Oletus rationaalisuudesta on mikroteorian perusta ja RO-odotusten kohdalla se ei ole häiritsevää tekijää. Demery et al. (1984, 243). kommentoivat, että RO-odotukset ovat seuraus voiton maksimoimisesta. Kritiikkiä RO-teoria on saanut osakseen enemmänkin oletuksesta, että yksilöt tuntevat eksogeenisten muuttujien arvot ja talouden rakenteen. Varsinkin Demery et al. kritisoivat yksilön tietämystä talouden rakenteesta.

Puhuttaessa rationaalisten odotusten teoriasta rahoitusmarkkinoiden yhteydessä, viitataan usein tehokkaisiin markkinoihin. Tiukasti ajatellen, vaikka tehokkaiden markkinoiden voidaan katsoa viittaavan rationaaliin odotuksiin, rationaaliset odotukset itsessään eivät merkitse tehokkaita markkinoita. Rationaalisten odotusten mallit eivät aina oleta tehokkaita markkinoita, vaan lähtökohdaksi voidaan valita esimerkiksi tehokkaiden markkinoiden keskivahva ehto.²¹

3 OSAKKEEN ARVO JA MAKROTALOUS

3.1 Vuorovaikutussuhteet

Osakehintojen ja makrotaloudellisten muuttujien välinen suhde on taloustieteellisessä tutkimuksessa hyvin kiinnostava aihe, mikä jakaa tutkijoita eri mielipiteisiin. On esitetty, että makrotaloudellisilla muuttujilla on ainoastaan vähän vaikutusta osakehintojen muutoksissa, vaikka jotkut näistä vaikutuksista raportoidaankin tutkimuksissa tilastollisesti merkitsevinä.²² Toisaalta talousteorian mukaan taloudellisten muuttujien pitäisi systemaattisesti vaikuttaa osakkeiden tuottoihin. Rahoitusmarkkinoiden ja makrotalouden suhde ei toimi käytännössä vain yhteen suuntaan. Chen, Roll & Ross (1986, 383-404) huomauttavat, että vain luonnonvoimia, kuten maanjäristyksiä ja supernovia, voidaan pitää eksogeenisinä maailman taloudessa. Elbiali (1991) edustaa näkemystä, jonka mukaan makrotaloudellisten muuttujien ja osakehintojen suhde on kaksipuolinen. Esimerkiksi inflaation ja osakehintojen suhde on hänen mielestään molemminpuolinen: ne aiheuttavat muutokset toisissaan välittömästi toisen muuttujan muuttuessa. Kuitenkin Elbialin tutkimukset raportoivat tilastollisesti vahvempaa vaikutusta osakehintojen muutosvoimalle inflaation muutosiin kuin päinvastoin. Vuorovaikutussuhteen ristiriitaista olemusta

²¹ Minford & Peel (1983, 122-123).

²² Esim. Wasserfallen (1988, 613-626).

kuvaavat edelleen Elbialin tulokset, joiden mukaan työttömyys vaikuttaa osaketuottoihin, mutta osakehinnat ovat kuitenkin eksogeenisiä suppean rahan tarjonnalle ja teollisuustuotannon kasvulle.

Osakekurssien voimakkaan laskun katsotaan yleisesti merkitsevän, että sijoittajien odotukset yritysten tulevasta kassavirroista ja menestyksellisyydestä ovat laskeneet (esim. Martikainen 1995, 94). Tilanne on päinvastainen, kun puhutaan osakekurssien noususta, eli nousu kertoo odotusten kasvusta. Yritykset toimivat osana taloutta eivätkä omina riippumattomina yksikköinä. On loogista ajatella, että osakehinnat ja talous ovat edellä mainitun odotusajattelutavan mukaan kausaalisesti yhteydessä.

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi väittää, että osakkeiden hinnoissa on kaikki oleellinen saatavilla oleva informaatio. Näin ollen on luonnollista olettaa, että osakkeiden hinnat voivat kertoa tulevaisuuden kehityksestä. Toisin sanoen tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaan osakehinnat kertovat taloudellisten muuttujien ennakoituista arvoista eli osakekurssien sanotaan olevan ”eteenpäin katsovia” (*forward looking*). Titman & Warga (1989, 47-59) esittävät tutkimuksessaan, että osakkeiden hintojen reagoidessa odotettuun inflaatioon, voidaan osakkeiden hintojen katsoa ennustavan tulevaa toteutuvaa inflaatiota. Jos osakehintoja selitetään regressioissa taloudellisten muuttujien viivästetyillä arvoilla menestyksekkäästi, se merkitsee, että sijoittajat eivät pysty ennustamaan tulevaisuuden taloudellisia trendejä.²³ Taloudellisten muuttujien viivästetyissä arvoissa on informaatiota, joka ei ole osakehinnoissa mukana. Tällaisessa tapauksessa osakehinnat ovat seuraus ja taloudellisten muuttujien viivästetyt arvot syy. Tämä tilanne on ristiriidassa tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kanssa.

Osakkeiden ja talouden vuorovaikutuksen vaikutuksen voidaan ajatella kanavoituvan seuraavasti: jos sijoittajat uskovat, että talouden kasvu hidastuu tai kääntyy jopa laskuun, niin maksimoidessaan hyötyään he alkavat myydä osakkeitaan kurssilaskujen pelossa. Nyt osakkeiden myynnin kasvaessa, kysynnän ja tarjonnan lain mukaan, niiden hinta laskee. Laskevat hinnat kertovat, että usko talouteen on laskenut sijoittajien keskuudessa.

Osakekurssien katsotaankin usein toimivan taloudellisten syklien indikaattoreina. Farooque (1991) toteaa, että osakkeiden hintojen nousu (lasku) johtaa tuotannon, työllisyyden, kulutuksen ja julkisten tulojen nousuun (laskuun). Fama (1981, 545-565) myös argumentoi, että osakkeiden tuotot edeltävät reaalitalouden muuttujia. Aspren (1988, 545-565) on tehnyt regressioita osakehintojen ja makrotalouden muuttujien välille ja havainnut tutkimustensa perusteella, että osakehintojen liikkeet

²³ Aspren (1988, 545-565).

edeltävät/johtavat reaalityalouden liikkeitä. Toisaalta samaisessa tutkimuksessa Asprem toteaa, että taloudellisten muuttujien viivästetytkin arvot (esim. menneet inflaation arvot) selittävät tilastollisesti merkittävästi osakehintoja.

Osakehinnat ja makrotalous voidaan yhdistää helposti osakkeen hinnan kautta. Osakkeen hinta (P) voidaan formuloida odotettujen tuottojen nykyarvon avulla:²⁴

$$(9) \quad P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{D_{t+i}^e}{(1 + R_t)^i},$$

missä D_{t+i}^e on odotetut kassavirrat periodeilta i ; $(1 + R_t)^i$ on diskonttaustekijä ja R_t on osakkeelle asetettu tuottovaatimus. Nyt voidaan triviaalisti väittää, että systemaattiset voimat, jotka vaikuttavat osakkeen hintaan, ovat ne muuttujat, jotka vaikuttavat diskonttaustekijään ja odotettuihin kassavirtoihin.

Kokonaisvaltaisesti yrityksen osakkeen hinta riippuu talouden tilasta. Jos diskonttaustekijä on vakio, osakkeen hinta riippuu ainoastaan odotetuista kassavirroista. Näissä oloissa lienee uskottavaa, että epävarmuuden lisääntyminen/vähentyminen tulevaisuuden makrotaloudellisesta tilasta aiheuttaa verrannollisen muutoksen osakehintojen volatilitetissä.²⁵ Osakkeen hintaan vaikuttavia ainoita ja oikeita makrotaloudellisia muuttujia tuskin voidaan nimetä, mutta suuri osa tutkimuksista on tutkinut esim. korkojen, inflaation, tuotannon (BKT:n tai/ja teollisuustuotannon) ja rahan tarjonnan vaikutuksia osakkeiden hintoihin.

3.2 Osakkeen ja yrityksen arvo

Edellä esitetystä kaavasta (9) on esitetty erilaisia variaatioita. Osakkeiden kassavirrat ovat joko osinkoja ja/tai osakkeen arvon kohoamisesta saatua pääomavoittoa. Osinkoja yritykset maksavat tilikauden voitoista, joten yrityksen taloudellisen tilan ja osinkojen riippuvuus toisistaan on luonnollisesti merkittävä. Osinko voidaan laskea joko efektiivisenä osinkona tai nimellisenä osinkona. Efektiivinen osinko suhteuttaa yrityksen maksaman osingon yrityksen markkina-arvoon. Nimellinen osinko lasketaan jakamalla osakekohtainen osinko osakkeen hinnalla.²⁶

²⁴ Esim. Chen, Roll & Ross (1986,383-404) sekä Farooque 1991.

²⁵ Schwert (1989, 28-66).

²⁶ Martikainen (1995, 84)

Osakkeen hintaan vaikuttavat siis kassavirtaodotukset ja osakkeen tuottovaatimus. Jos yrityksen kassavirtaodotukset kohoavat, osakkeen hinta nousee. Suomalaisen yrityksen kassavirtaodotuksia edesauttavat esim. 1) yrityksen ilmoitus odotettua suuremmista voitoista, koska tällöin yrityksen osingonmaksukyky kasvaa, 2) markan devalvoituminen dollariin nähden, koska vientiyrityksiin liittyvät kassavirtaodotukset lisääntyvät ja 3) valtiovallan toteuttamat osinkoverotuksen kevennykset. Jotta edellä mainitut esimerkit toteutuisivat, on markkinoiden toimittava tehokkaasti. Odotuksia kassavirroista sijoittajat muodostavat esim. yrityksen tilinpäätöstiedoista, joiden informaatio voidaan tiivistää tunnuslukuihin. Muita tapoja, jotka vaikuttavat odotuksiin ovat esim. yrityksen osavuositarkastukset ja muut tiedotteet. Lisäksi ennakkointia suoritetaan välittäjien, ammattikirjallisuuden sekä henkilökohtaisten suhteiden välityksellä.²⁷

Jos osakkeen tuottovaatimus kasvaa, osakkeen hinta laskee *ceteris paribus*. Rahoitusteoriassa tuottovaatimus määräytyy sijoituskohteen riskin mukaan. Mitä suurempi riski sijoituskohteeseen liittyy, sitä suurempi osakkeelle asetettu tuottovaatimus on. Siihen, miten tuottovaatimus asetetaan tarkalleen, yritetään talusteoriassa vastata esimerkiksi hyvin tunnetun CAPM:n (*Capital Asset Pricing Model*) avulla, joka suhteuttaa yrityksen osakkeen tuottovaatimuksen markkinariskiin.

Yksi tapa lähestyä yrityksen arvoa on ns. P/E-luku eli hinta/tuotto-luku. P/E-luku ilmaisee osakkeen hinnan osakekohtaista tulosta kohden. Lukua käytetään usein saman toimialan yritysten vertailussa. Pieni P/E-luku kertoo markkinoiden epäluottamuksesta yrityksen voittojen kasvatuspotentiaalia vastaan, kun taas korkea luku päinvastoin kertoo markkinoiden uskomuksesta yrityksen tuloksen parantumiseksi tulevaisuudessa. Ongelmana P/E-luvussa on, että luvun osoittaja eli hinta kuvaa tulevaisuuden odotuksia, kun taas nimittäjä eli osakekohtainen tulos kuvaa historiatietoja. Jos yrityksen tulos on ollut tappiollinen, ei P/E-lukua voida laskea. Lisäksi luvun käyttö perustuu vain hintaan ja tulokseen, mutta se ei huomioi esimerkiksi yritysten erilaisia riskiprofiileja.²⁸ P/E-luvun avulla voidaan laskea yrityksen osakkeen arvo, jos tiedetään toimialan keskimääräinen P/E-luku sekä pystytään tekemään ennustus yrityksen odotetusta tuloksesta. Lisäksi kun oletetaan, että sijoittajat ovat valmiita maksamaan saman hinnan jokaisesta markasta osakekohtaista tulosta kohden.

P/E-luku menetelmän lisäksi Leppiniemi & Puttonen (1996, 289-298) esittävät yrityksen arvonmääritysmenetelmiksi substanssiarvolaskelmia sekä nettonykyarvolaskelmia. Substanssiarvo lasketaan yksinkertaisesti vähentämällä yrityksen omaisuudesta vastuut. Myös substanssiarvon

²⁷ Martikainen (1995, 85).

²⁸ Leppiniemi & Puttonen 1996.

laskemiseen pitää suhtautua varauksella, koska arvonmäärittelyn keskeisenä perustana voidaan pitää odotuksia tulevaisuuden arvoista, mutta substanssiarvo ei kuitenkaan kuvaa tulevaisuuden kassavirtoja. Lisäksi on huomioitava, miten yrityksen omaisuus arvostetaan: käytetäänkö kirjanpitoarvoja vai markkina-arvoja. Markkina-arvoihin perustuva omaisuuden arvostaminen lienee realistisempi tapa arvottamisessa.

3.3 Uutiset ja makrotalous

Talouselämää koskevia uutisia raportoidaan paitsi rahoitus- ja hyödykemarkkinoilta, niin myös julkisen sektorin virallisen tahon ilmoituksissa. Elbiali (1991) toteaa, että viime vuosina taloutta ja rahoitusta koskevat uutiset ovat tulleet tärkeäksi sekä yksityisten yritysten että julkisten tahojen jokapäiväisessä päätöksenteossa. Fundamentaaleja, joihin osakkeiden uskotaan reagoivan, ovat esimerkiksi yritysten valvonta, säännöstelytoimenpiteet yritysmaailman toiminnalle, verotus ja makrotaloudelliset muuttajat.

Pearce & Roley (1985, 49-67) määrittelevät uutisen tehokkaiden markkinoiden hypoteesin lähtökohdasta katsottuna ei-ennakoitavissa olevaksi uudeksi informaatioksi, mikä ei ole mukana vielä nykyhetken osakkeen hinnassa. Elbiali (1991) lähestyy uutisia ja taloutta seuraavasti:

$$(10) \quad X_t = E(X_t) + n_t, \text{ joka voidaan kirjoittaa: } n_t = X_t - E(X_t),$$

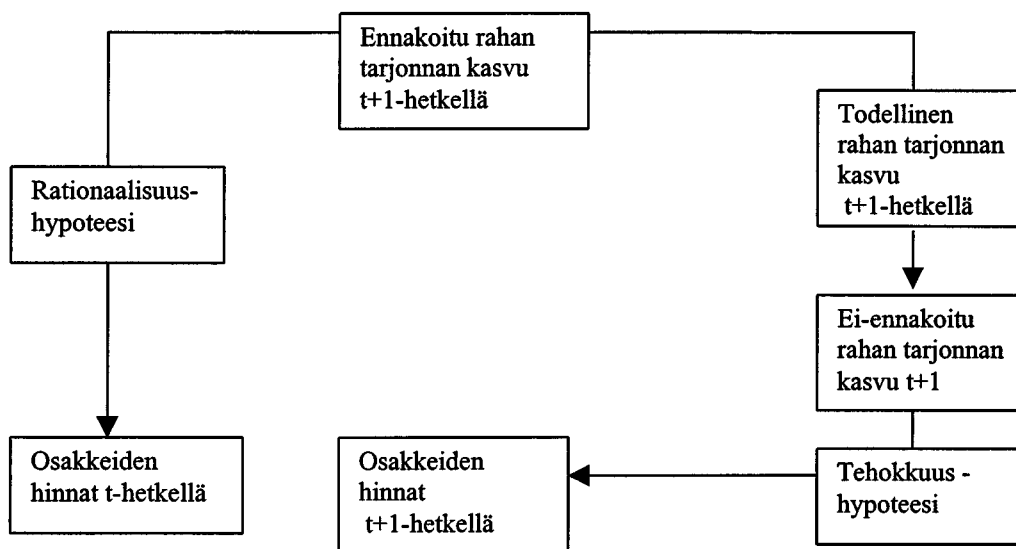
missä X_t = on joukko oleellisten taloudellisten muuttujien arvoja, $E(X_t)$ = näiden muuttujien odotusarvot hetkellä t sekä n_t = empiirinen mitta uutisille.

Tällä tavoin vältetään taloudellisen uutisen ei-havaittavuuden aiheuttamista ongelmista. Uutisten merkki (*sign*) voi olla sekä positiivinen että negatiivinen. Jos $(X_t - E(X_t)) > 0$, uutisen merkki on positiivinen ja jos $(X_t - E(X_t)) < 0$, uutisen merkki on negatiivinen. Jos erimerkkisten uutisten vaikutus esim. osake-/valuuttamarkkinoilla ei ole tilastollisesti merkitsevästi erilaista, informaatio on symmetristä. Jos erimerkkisten uutisten vaikutus on erilaista esimerkiksi osake- ja valuuttamarkkinoilla, informaation sanotaan olevan epäsymmetristä. (Elbiali 1991)

Mediassa raportoidaan usein osakekurssien reagoineen johonkin taloudelliseen tapahtumaan, kuten esimerkiksi työttömyyteen, inflaatioon tai koronmuutoksiin. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaan arvopaperien hintojen pitäisi reagoida vain ei-ennakoituihin (=odottamattomiin)

ilmoituksiin, siis siihen osaan, mikä on todellista uutista. Ennakoitu informaatio on jo mukana osakkeiden hinnoissa. Lisäksi osakkeiden reagoinnin uutiseen oletetaan tapahtuvan välittömästi.²⁹

Tämän lähestymistavan keskeisimmäksi ongelmaksi muodostuukin ennakoitun ja ei-ennakoitun tiedon tunnistaminen markkinoilla. Miten voidaan saada selville, mikä osa uutisesta oli ennakoitua ja mikä osa oli ei-ennakoitua?



Kuvio 1. Kaavamainen esitys rahan tarjonnan kasvun ennakoidusta ja ei-ennakoidusta vaikutuksesta osakehintoihin.

Lähde: Elbiali 1991, 25.

Kuviossa 1 rahan todellisen määrän kasvu hetkellä $t+1$ on jaettu kahteen osaan: 1) osaan, joka kuvaa sijoittajien tekemää ennakointia hetkellä t rahamäärän kasvusta hetkellä $t+1$ ja 2) osaan, joka kuvaa hetkellä t ei-ennakoitua hetken $t+1$ rahamäärän, josta sijoittajat tulevat tietoiseksi hetkellä $t+1$. Toisin sanoen, ei-ennakoitusta rahamäärän kasvusta tulee uutinen $t+1$ -hetkellä. RO-odotusten teorian mukaan odotukset hetkellä t hetkestä $t+1$ on sisällytetty hetken t osakehintoihin. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaan taas se osa rahamäärän kasvusta, joka ei ollut ennakoitavissa hetkellä t vaikuttaa osakehintoihin, kun se tämä tieto tulee tunnetuksi, siis hetkellä $t+1$.

²⁹ Pearce & Roley (1985, 49-67).

Suuri osa taloudellisesta tutkimuksesta keskittyy pelkästään taloudellisiin uutisiin ja niiden vaikutukseen. Kuitenkin myös muut kuin taloudelliset uutiset näyttävät vaikuttavan osakkeiden hintoihin. Lahti & Pylkkönen (1989, 184-193) ovat omissa tutkimuksissaan Suomen arvopaperimarkkinoista kommentoineet, että osakkeiden hintavolatiliteettia tutkittaessa olisi hedelmällistä tutkia sekä poliittisia että maailmanlaajuisia uutisia. Ei-taloudellisten uutisten vaikutusten tutkimisen vähyyteen syynä on ekonometristen menetelmien epäsopivuus tämänkaltaiseen analyysiin. Lahti & Pylkkönen ovat lähestyneet ongelmaa kahdella tavalla: 1) tutkimalla osakkeiden reagoitua 1980-luvun pääuutisiin ja 2) tutkimalla Helsingin pörssissä 1980-luvulla 30 suurinta osakehintaliikettä ja yrittämällä yhdistää nämä liikkeet aiheuttajiinsa. Tutkimuksissaan he käyttivät omaa uskomustaan ja rajasivat sosiaaliset, poliittiset ja militaariset uutiset osakemarkkinoihin vaikuttaviin ja ei-vaikuttaviin uutisiin.

Hyvin yleinen menetelmä lähestyä edellä esitettyä ongelmaa ennakoitavuudesta ja ei-ennakoitavuudesta on ns. VAR-menetelmä eli vektoriautoregressiivinen menetelmä. VAR-malli on moniyhtälöaikaasarjamalli, jossa jokaista selittävää muuttujaa selittävät paitsi omat myös muiden selittävien muuttujien viiveet. Mallin metodologia on puhtaasti tilastotieteellinen, mutta kansantaloustiedettä tarvitaan, kun vektorin komponentit sekä vektoriautoregression pituus määritellään. Tämän menetelmän etuna on tulkinta mallin jäännöksistä ei-ennakoitavissa olevana informaationa, eli jäännökset voidaan ajatella makrotaloudellisina uutisina. Toinen yleinen tapa käsitellä ei-ennakoitua informaatiota tutkimuksissa, on valita ennakoiduksi tiedoksi jonkin taloudellista tutkimustyötä tekevän instituution julkaisemia tietoja markkinaosapuolten odotuksista makrotaloudellisten muuttujien arvoista. Tällaisessa lähestymistavassa uutiseksi voidaan tulkita ero toteutuneen muuttujan arvon ja markkinaosapuolten odotuksen arvon välinen erotus.

4 MAKROTALOUDELLISET TEKIJÄT JA OSAKEKURSSIT

4.1 Talousteoriaa

4.1.1 Rahamarkkinoiden rakenne ja toiminta

Tässä luvussa on pyritty selvittämään rahamarkkinoiden rakennetta ja toimintaa sekä sanallisesti että graafisesti talousteorian näkökulmasta. Kuten Aspren (1988, 589) huomauttaa, ei ole olemassa yleisesti hyväksyttyä teoriaa arvopaperimarkkinoista, mikä ottaisi huomioon myös makrotaloudelliset muuttujat. Talousteoriassa osakemarkkinoita ei käsitellä omana kokonaisuutenaan, vaan useimmin puhutaan rahamarkkinoista. Siksi tutkimusongelmaa ajatellen seuraavassa suoritettu tarkastelu saattaa lukijan mielestä olla erikoinen valinta, mutta makrotalousteoria antaa pohjaa myöhemmälle yksityiskohtaiselle teoretisoinnille makromuuttujista.

Raha (M) jakaantuu makrotaloustieteellisessä teoriassa kahteen kategoriaan: käteinen ja arvopaperit (money & bonds). Näistä käytetään nimitystä likvidit varat. Rahan kysyntä voidaan jakaa spekulatiiviseen $\{l(r)\}$ ja transaktiokysyntään $\{k(Y)\}$. Seuraavat riippuvuudet pitävät: $l'(r) < 0$ ja $k'(Y) > 0$. Eli rahan spekulatiivinen kysyntä vähenee korkotason noustessa. Toisin sanoen jos ihmiset voivat valita, laittavatko he likvidit varansa arvopapereihin tai käteiseen, niin korkotason noustessa tai arvopapereiden tuoton noustessa, preferoidaan arvopapereita suhteessa käteiseen. Käteistä pidetään hallussa, jotta voitaisiin suorittaa päivittäisiä maksuja, kuten ruoka jne. Kun ansiot kasvavat, tulot ja kulutuskin kasvavat ja näin ollen rahan transaktiokysyntä kasvaa.³⁰

Rahamarkkinoiden tasapainoehto on:³¹

$$(11) \quad M/P = l(r) + k(Y) = m(r, Y),$$

missä M= rahamäärä; P=hintataso; $m(r, Y)$ = rahan kysyntä (r =korkotaso, Y =tulot).

³⁰ Branson (1989, 63).

³¹ Branson (1989, 64).

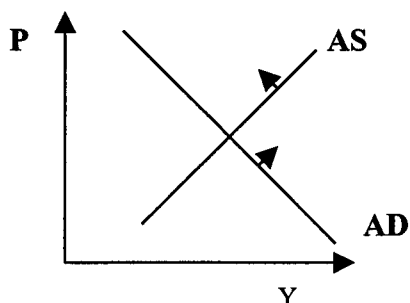
Osakemarkkinat toimivat yhtenä rahapolitiikan vaikutuksen välittäjänä. Rahamarkkinoiden tasapainoehto voidaan perinteisesti kirjoittaa myös rahan tarjonnan (M_s) ja rahan kysynnän avulla (M_d):³²

$$(12) \quad M_s = M_d$$

Kun yhtälö ei ole voimassa, taloudessa käynnistyy sopeutumisprosessi, mikä aiheuttaa esimerkiksi korkojen ja arvopaperien hintojen muutoksia. Sopeutumisprosessin toiminnasta on olemassa erilaisia teorioita. Moes & Aurikko (1989, 192-207) esittävät artikkelissaan kaksi yleisesti tunnettua mallia. Nämä ovat:

- 1) Rahan transaktiokysynnän malli. Mallissa yhdistetään arvopapereiden kauppojen volyyymi sekä arvopapereiden hinta yhdeksi rahan transaktiokysyntään vaikuttavaksi tekijäksi perinteisten muuttujien (vrt. Branson, jossa transaktiokysyntä riippui vain tuloista) lisäksi. Arvopaperikaupat sitovat ihmisten likviditeettiä, jota ei voida samanaikaisesti käyttää esim. hyödykkeiden ostoon.
- 2) Portfoliotasapainomalli. Lähtökohta on samantapainen kuin Bransonilla (1989). Tässäkin mallissa rahan kysynnässä käteinen on itsessään arvopaperi. Ihmisten portfoliot koostuvat arvopapereista ja käteisestä. Laajennusta verrattuna Bransoniin on kuitenkin siinä, että tässä mallissa yritetään ottaa laajemmin riski huomioon analyysissä. Mallissa osakehinnoilla ja korkotasolla on negatiivinen suhde.

Talusteoria muotoilee kokonaistarjonnan (AS) ja kokonaiskysynnän (AD) hintojen (P) ja tuotannon (Y) kehyksiin seuraavasti:



Kuvio 2: Kokonaiskysyntä ja -tarjonta.

Lähde: Romer 1996, 390.

³² Esim. Moes & Aurikko (1989, 192-207).

Kuviosta 2 voidaan päätellä potentiaalisia inflaation aiheuttajia. Jos kokonaiskysyntä (AD) nousee, eli käyrä siirtyy oikealle ylös, lopputuloksena on kohonnut hintataso. Jos taas kokonaistarjonta (AS) vähenee, eli siirtyy vasemmalle ylös, seurauksena on myös inflaatio. Kokonaiskysyntää kasvattavia tapahtumia taloudessa ovat esim. rahamäärän ja julkisen kulutuksen kasvu. Kokonaistarjontaa vähentäviä tapahtumia ovat esim. negatiiviset teknologiset shokit (esim. jonkin innovaation kehityksen viivästyminen) ja työvoiman tarjonnan väheneminen.³³

4.1.2 Fisherin identiteetti

Rahan tarjonnan, inflaation ja korkotason välisen suhteen ymmärtäminen on keskeistä makrotalousteorian sisältöä. Jotta olisi mahdollista analysoida inflaatiota, korkotasoa ja rahan tarjontaa, joudutaan tekemään yksinkertaistuksia talouden toiminnasta. Kaavasta (11) saadaan muokattua:

$$(13) \quad P = M / m(r, Y)$$

Kaava (13) merkitsee, että rahamäärän = rahan tarjonnan (M) kasvaessa hinnat nousevat *ceteris paribus*. Romer (1996, 390) huomauttaa, että useat ekonomistit painottavat pitkällä aikavälillä inflaation aiheuttajana vain yhtä tekijää: rahan tarjonnan kasvua.

Jos nyt oletetaan, että pitkällä aikavälillä hinnat ovat täysin joustavat niin rahan tarjonta ei vaikuta reaaliin tuotantoon (Y) eikä reaaliin korkotasoon (i). Reaalinen korkotaso määritellään:

$$(14) \quad i = r - \Pi$$

(r = nimellinen korkotaso, Π = odotettu inflaatio).

Yhtälö (14) voidaan kirjoittaa myös:

$$(15) \quad r = i + \Pi,$$

mikä tunnetaan Fisherin identiteettinä.

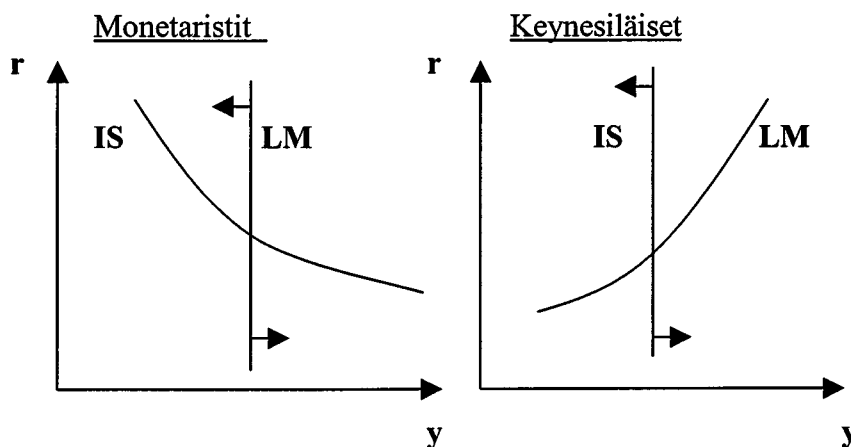
³³ Romer (1993, 390).

Jos oletetaan, että korkotaso (i) ja tulot ovat vakiot ja sijoitetaan kaava (15) kaavaan (13) saadaan:

$$(16) \quad P = M / m(i + \Pi, Y)$$

Kaavan (16) mukaan yleinen hintataso riippuu rahan tarjonnasta (rahamäärästä) sekä odotetusta inflaatiosta (huom! odotukset rahan tarjonnan vaikuttamattomuudesta tuotantoon ja reaaliiseen korkotasoon voimassa). Taloustieteessä puhutaan ns. rahan tarjonta-kiistasta (*money-supply controversy*), jolla viitataan kiistaan rahan tarjonnan inflatorisista vaikutuksista. Näkökulma, jonka mukaan rahalla ei ole vaikutusta talouspolitiikan välineenä, tunnetaan keynesiläisenä näkökulmana. Tämän suunnan kannattajat tunnetaan myös finanssipolitiikan kannattajina (*fiscalist*). Tämän ryhmän kanssa täysin päinvastaiseen ryhmään kuuluvat rahapolitiikan kannattajat eli monetaristit.³⁴

Tehdään lisää oletuksia: rahamäärä (M) ja hinnat (P) kasvavat yhdessä samaa vauhtia, jolloin M/P on vakio. Lisäksi oletamme, että odotettu inflaatio = toteutunut inflaatio. Jos nyt jollain aikahetkellä to rahan määrä kasvaa, korkotason ja tulojen ollessa vakiot, ja hintojen kasvaessa siis samassa suhteessa kuin M , odotettu inflaatio vastaa rahamäärän kasvuastetta. Keskeistä on tapahtumien kulku. Romer (1993, 393) esittää, että rahamäärä ei kasva katkonaisesti, joten hinnat reagoivat nousemalla nopeasti, jolloin odotettu inflaatio nousee ja edellä esitettyjen ehtojen voimassa ollessa, nimellinen korkotaso nousee. Olettamus, että odotettu inflaatio ja nimellinen korkotaso nousevat ”yksi yhteen”, tunnetaan nimellä Fisher-efekti (Vrt. kaava (15)). Toisin sanoen inflaatio ei vaikuta reaalikorkotasoon.



Kuvio 3 : Monetaristit versus keynesiläiset.

Lähde: Branson 1989,383.

Monetaristien mielestä tuloihin ei voida vaikuttaa IS-käyrän liikkeisiin vaikuttavilla toimenpiteillä (koska LM pystysuora), mutta LM-käyrän liikkeet saavat aikaan tulojen kasvun/laskun. Monetaristit eivät usko finanssipolitiikan taloudellisiin vaikutuksiin. Keynesiläiset näkevät asian päinvastoin. Vain pystysuoraa IS-käyrää liikuttamalla voidaan tuloja kasvattaa: finanssipolitiikka on tehokasta.

Talouden yhtenä päämääränä on hintojen ja tuotannon stabiilisuus sekä työllisyyden suhteellisen hyvä taso. Tässä tehtävässä rahapolitiikalla on perinteisesti ollut tärkeä rooli. Keskuspankilla on käytettävänä rahan tarjonnan ja korkotason kontrolloinnin välineet. Harjoittaessaan rahapolitiikkaa (esim. hintatason kontrolloimiseksi) keskuspankin toimet näkyvät välillisesti myös osakemarkkinoilla. Rahapolitiikan välineinä rahan tarjontaa ja korkojen kontrollointia pidetään toistensa substituutteina, eli kysymys on siitä, kumpaa välinettä käytetään tiettyyn tasoon pääsemiseksi. Finanssipolitiikan keinot ovat julkisen kulutuksen tai verojen muuttaminen.³⁵

4.1.3 Lyhyt aikaväli versus pitkä aikaväli

Osioissa 4.1.1 ja 4.1.2 on johdantona tuotu esille keskeisiä seikkoja arvopaperimarkkinoiden toiminnasta teoreettisesta näkökulmasta tarkasteltuna. Ennen kuin tarkastellaan yksityiskohtaisemmin osakehintojen ja makrotaloudellisten muuttujien välistä suhdetta, on hyvä tuoda esille keskeinen tosiasia sekä koko tutkimuksen että tulevan tarkastelun kannalta. Osakehinnat ovat vahvasti epästationaarinen aikasarja, eli osakehintojen kuvaajassa on yleensä voimakas trendi. Myös makrotaloudellisten muuttujien aikasarjat ovat lyhyellä ajanjaksolla tarkasteltuna yleensä joko nousevia tai laskevia, mutta pidemmällä aikavälillä muuttujien aikasarjat ovat suhteellisen stabiileja. Stokastisen prosessin sanotaan olevan stationaarinen, jos sen keskiarvo ja varianssi ovat vakioita ajassa ja lisäksi jos kahden ajan periodin välisen kovarianssin arvo riippuu näiden kahden ajan periodin välisestä etäisyydestä tai viiveestä eikä varsinaisesta ajasta, jossa kovarianssi lasketaan (Gujarati 1995, 713). Jos stationaarisuus-ehdot eivät täyty, on kyseessä epästationaarinen aikasarja.

Aikasarja, jonka differensointi tuottaa stationaarisen aikasarjan, sanotaan olevan integroitunut astetta yksi ja aikasarjaa merkitään: $I(1)$. Jos aikasarja on integroitunut astetta kaksi (merkitään $I(2)$), aikasarjan toinen differenssi on stationaarinen jne. Stationaarisesta aikasarjasta käytetään

³⁴ Curwen (1976, 56).

³⁵ Branson (1989, 361).

merkintää $I(0)$. (Gujarati 1995, 713). Osakehinnat ovat $I(1)$ -aikasarja, kun taas makrotaloudellisten muuttujien aikasarjat ovat pitkällä aikavälillä $I(0)$ -aikasarja.

Näin ollen tästä eteenpäin suoritettavassa tarkastelussa on lukijan hyvä pitää mielessä, että kysymys osakehintojen ja makrotaloudellisten muuttujien välisestä suhteesta ja tämän suhteen suunnasta, on tämän tutkimuksen tarkasteluissa nimenomaan lyhyen aikavälin kysymys.

4.2 Inflaatio ja osakekurssit

4.2.1 Rahan kvantiteettiteoria: argumentteja negatiivisesta riippuvuudesta

Kysymystä osakehintojen ja inflaation riippuvuuden suunnasta voidaan lähestyä rahan kvantiteettiteoriasta. Rahan kvantiteettiteoria kaavana:³⁶

$$(17) \quad P = MV/Q,$$

missä P =hintataso, M rahamäärä, V = rahan kierto nopeus ja Q kansantalouden tuotantonopeus. Jos oletamme, että rahan kierto nopeus (V) on vakio (käytännössä rahan kierto nopeus on melko stabiili), talouden hintataso voidaan ymmärtää suoraan verrannollisena rahan tarjontaan ja kääntäen verrannollisena kansantalouden tuotantonopeuteen.

Toisin sanoen jos kansantalouden tuotantonopeus lisääntyy, kotimainen hintataso pyrkii laskemaan rahan tarjonnan pysyessä muuttumattomana, koska talouden nimellinen ostovoima ei riitä lisääntyneen tuotannon ostamiseen. Hyödykkeiden hinnat laskevat.

Rahan nimellinen ostovoima määritellään³⁷:

$$(18) \quad BKT = M * V$$

Miten osakemarkkinat ovat yhdistettävissä edelliseen? Jos kotimainen ostovoima ei ole riittävää, eräs mahdollisuus on, että yritykset saavat tuotteensa kaupaksi ulkomaille, mikä merkitsee yritysten kassavirtojen kasvamista ja osakkeiden hintojen nousua.

³⁶ Esim. Estola (1996, 354). (Alunperin ajatukset on esittänyt David Hume.)

³⁷ Esim. Estola (1996, 353).

Inflaatio merkitsee yleisen hintatason nousua. Perinteisesti hintatason noustessa on ajateltu, että myös varallisuusesineidenkin (kuten osakehintojen) hinnat nousevat. On yllättävää, että empiiriset tutkimukset ovat vahvasti puoltaneet osakehintojen ja inflaation negatiivista suhdetta. Esim. Fama (1981), Kaul (1990) sekä Geske & Roll (1983) ovat tutkimuksissaan ottaneet tämän hypoteesikseen. Vaikka negatiivinen yhteys on saanut paljon puolestapuhujia, on tämän yhteyden syistä esitetty monenlaisia näkemyksiä ja selityksiä.

Fama (1981, 545) argumentoi, että hypoteesi osakkeiden hintojen ja inflaation negatiivisesta suhteesta on itse asiassa valheellinen. Hänen mielestään negatiivinen suhde aiheutuu: 1) inflaation ja todellisen taloudellisen toiminnan negatiivisesta suhteesta eikä osakehintojen ja inflaation suhteesta, olettaen todellisen taloudellisen toiminnan aiheuttavan inflaation. Lisäksi Fama löytää tutkimuksessaan todisteita väitteelle, että: 2) osakkeiden hinnat ja taloudellinen toiminta (aktiiviteetti) ovat positiivisesti riippuvaisia suhteessa toisiinsa. Osakehinta-inflaatio-suhde katoaa, jos osakkeiden tuottojen selittämisessä käytetään muuttujia taloudellisesta toiminnasta sekä odotetusta ja ei-odotetusta inflaatiosta.

Faman tarkastelun teoreettinen perusta on rationaalisten odotusten mukainen kombinaatio rahan kysyntäteoriasta ja rahan kvantiteettiteoriasta. Rahan kvantiteettiteoreettisena perustana Famalla on Irving Fisherin versio kvantiteettiteoriasta, mikä merkitsee, että 1) todellinen taloudellinen toiminta on mallissa eksogeeninen, eli määräytyy rahoitussektorin ulkopuolelta, 2) hintataso on endogeeninen (määräytyy rahoitussektorin sisällä), 3) raha on eksogeeninen ja 4) myös korkotaso on eksogeeninen. Rahan kysyntäfunktio differenssimuodossa on:

$$(19) \quad \Delta \ln m_t = \Delta \ln M_t - \Delta \ln P_t = b_0 + b_1 \Delta \ln A_t + b_2 \Delta \ln R_t + e_t,$$

missä m_t , M_t ovat reaalisien ja nimellisten rahan määrät; P_t on hintataso; A_t on ennakoitun reaalisien aktiiviteetin mittari; R_t on yksi + nimellinen korko; e_t satunnainen virhetermi. Δ :lla merkitään muutosta. Teorian mukaan $b_2 < 0$, koska rahan kysynnän negatiivinen riippuvuus korkotasoon on ymmärrettävissä rahan hallussapidon vaihtoehtoiskustannuksena korkotason noustessa ja $b_1 > 0$, rahan kysynnällä on positiivinen suhde ennakoituun taloudelliseen toimintaan, koska talouden aktiiviteetin odotettu kasvu kasvattaa myös odotuksia transaktioiden määrästä ja näin ollen rahan tarvetta.

Rahan kysyntäfunktiosta muotoutuu inflaatiomalliksi. Kaavasta saadaan:

$$(20) \quad \Delta \ln P_t = -b_0 - b_1 \Delta \ln A_t - b_2 \Delta \ln R_t + b_3 \Delta \ln M_t + \eta_t,$$

missä $\eta_t = -e_t$ ja $b_3 = 1$ (rahan reaalisen kysynnän riippumattomuus rahan nimellisestä kysynnästä merkitsee, että rahan nimellinen kysyntä mukautuu hintojen muutoksiin suhteellisesti samansuuruisilla muutoksilla). Rahan reaalisen kysynnän negatiivinen riippuvuus korkotasosta (kaavassa 19 $b_2 < 0$) merkitsee positiivista suhdetta inflaation ja korkotason välille kaavassa 20. Rahan kysyntäteorian mukaan ennakoidun reaalisen taloudellisen aktiviteetin väheneminen johtaa rahan reaalisen kysynnän laskuun ja annetuilla nimellisen rahan määrällä ja korkotasolla, jolloin tuloksena on hintojen nousu. Siis rahamäärän ja ennakoidun taloudellisen aktiviteetin positiivinen suhde kaavassa 19 ($b_1 > 0$) merkitsee negatiivista suhdetta inflaation ja reaalitalouden toiminnan välille kaavassa 20, mikä selittää osakehintojen ja inflaation näennäisen negatiivisen suhteen.

Faman väitettä on esimerkiksi Hasbrouck (1984, 1293) käsitellyt omassa tutkimuksessaan kriittisesti. Hasbrouckin mielestä osakekurssien ja inflaation negatiivinen suhde ei olisi merkittävästi määrin selitettävissä odotetun inflaation ja odotetun taloudellisen aktiviteetin oletetusta suhteesta, vaikka kvantiteettiteorian mukainen suhde odotetun inflaation ja odotetun taloudellisen aktiviteetin välillä (rahan tarjonnan ollessa vakio) saakin tukea hänen tutkimuksissaan. Aspren (1988, 602) edustaa Faman kanssa samaa näkemystä ja toteaa, että rahan kysyntäteoria ja Fisherin versio rahan kvantiteettiteoriasta näyttävät selittävän osakekurssien ja inflaation negatiivista suhdetta.

Fisherin hypoteesi tarjoaa mielenkiintoisen lähestymistavan osakehintojen ja inflaation suhteen tarkastelulle, koska inflaatio-odotukset voivat toteuttaa itsensä. Fisherin hypoteesia on testannut esim. Solnik (1983, 35-65) seuraavalla regressiolla:

$$(21) \quad r_t = \alpha + \beta_1 \hat{I}_t + \beta_2 (\hat{I}_{t+1} - \hat{I}_t) + e_t,$$

missä r_t = arvopaperin reaalityttö ex post ($r_t = R_t - I_t$; R_t on nimellistuotto, I_t on odotettu inflaatio); α, β_1, β_2 estimoitavia parametrejä; \hat{I}_{t+1} = odotettu inflaatio hetkellä $t+1$; \hat{I}_t = odotettu inflaatio hetkellä t ; e_t = jäännöstermi.

Jotta Fisherin hypoteesi pitäisi paikkansa, eli odotetulla inflaatiolla ei olisi vaikutusta arvopaperin reaalitytuottoihin, täytyy päteä ehto: $\beta_1 = \beta_2 = 0$. Tutkimuksessaan Solnik käytti odotetun inflaation ilmentäjänä korkotason muutoksia, mikä ainakin keskuspankin näkökulmasta on ymmärrettävissä: keskuspankin huutokauppakoron muutoksilla voidaan inflaatiota pitää alhaalla. Solnikin tutkimukset hylkäävät Fisher-hypoteesin. Solnik toteaa, että osakehintojen ja inflaation välinen negatiivinen suhde näyttäisi olevan rakenteellinen ilmiö kellovien valuuttakurssien aikana.

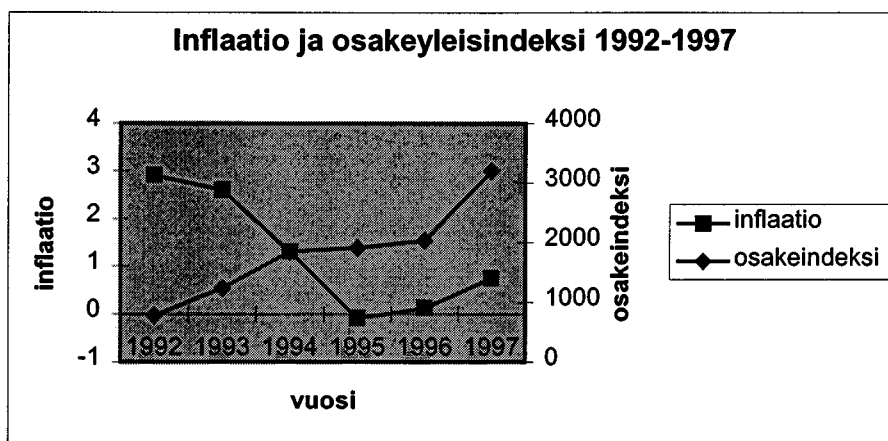
Selitykset osakehintojen ja inflaation negatiivisesta riippuvuudesta voidaan jakaa kahteen pääkategoriaan:³⁸ 1) *verovaikutus-efekti* hypoteesi ja 2) *valtakirja-efekti* hypoteesi.³⁹ Verovaikutus hypoteesin idea on, että inflaatio aiheuttaa yrityksille lisää verovelvollisuuksia, minkä seurauksena yritysten verojen jälkeiset tulot laskevat ja osakekurssit laskevat. Valtakirja-hypoteesin kategoria on heterogeenisempi, mutta näkemys painottaa, että laskevat osakekurssit ennakoivat hidastuvaa taloudellista aktiviteettia, mikä saa keskuspankin käyttämään elvyttävää rahapolitiikkaa, joka lisää inflaatiota. Jos ihmiset ennakoivat tämän nousevan inflaation, nykyinen inflaatio tulee nousemaan inflaatio-odotusten mukana.

Kaul (1990, 307-321) lähestyy ongelmaa keskuspankin rahapolitiikan välineiden näkökulmasta. Hän testaa tutkimuksissaan rahan tarjonnan politiikan ja korkopolitiikan vaikutuksia osakkeiden hintoihin ja odotettuun inflaatioon USA:n, Englannin, Kanadan ja Saksan markkinoilla. Kaul argumentoi, että korkotasoon keskittyvien keskuspankkijärjestelmien aikana osakehintojen ja inflaation välinen negatiivinen riippuvuus on suurempaa kuin rahan tarjontaan keskittyvän politiikan aikana.

Seuraava graafinen tarkastelu viittaa sekä negatiiviseen että positiiviseen suhteeseen inflaation ja osakehintojen välillä. Periodin alkupuolella muuttujat ovat kehittyneet eri suuntiin, mutta periodin loppupuolella molemmat muuttujat ovat muuttuneet samaan suuntaan. Tarkasteluajanjakso kuviossa on viisi vuotta. Kuvion 4 perusteella ei voida tehdä liian pitkälle meneviä johtopäätöksiä muuttujien välisestä suhteesta lyhyellä aikavälillä.

³⁸ Farooque (1991).

³⁹ Huom! Suomennukset tehty itse sanasta sanaan. Engl.kiel.versiot: 1)tax-effect ja 2)proxy-effect hypotheses.



Kuvio 4: Inflaatio ja HEX-indeksi.

Lähde: Suomen Pankin WWW-sivut.

4.2.2 Argumentteja positiivisesta riippuvuudesta

Inflaation aikana hyödykkeiden ja palvelusten hinnat nousevat, joten on luonnollista olettaa, että myös varallisuuden nimellinen arvo nousee. Perinteisesti osakkeiden ajatellaan toimivan ”suojana” inflaatiota vastaan.⁴⁰ Esim. jos yleinen hintataso nousee, niin varallisuushyödykkeiden, kuten osakkeiden hinnat nousevat. On helppo todistaa, että osakkeiden nimelliset hinnat ja inflaatio ovat positiivisessa suhteessa keskenään. Esimerkiksi Farooque (1991) soveltaa Fisherin ajatusta osakkeiden tuottoon samalla periaatteella: osakkeiden nimellinen tuotto muuttuu samassa suhteessa kuin hinnat. Farooque jakaa osakkeen nimellisen tuoton sekä reaalityottoon että ennakoituun inflaatioon Fisherin hypoteesin mukaisesti seuraavasti:

$$(22)(1 + R_t) = (1 + r_t^e)(1 + P_t^e),$$

missä R_t = nimellinen tuotto; r_t^e = odotettu reaalityotto sekä $P_t^e = E(P_t / I_t)$ on hetkellä t tehty ennustus kaiken oleellisen saatavilla olevan tiedon I_t avulla hetken $t+1$ inflaatiosta.

⁴⁰ Esim. Geske & Roll (1983, 1-33).

Osakkeiden ja inflaation positiiviselle riippuvuudelle on esitetty myös muita selityksiä. Seuraavaksi esitetään ja pohditaan kirjallisuudessa esitettyjä tapahtumaketjuja inflaation ja osakkeiden hintojen positiiviselle suhteelle.⁴¹

1. Yksi keino lähestyä asiaa on rahan tarjonnan kautta. Rahan tarjonnan lisääntyessä, esim. obligaatioiden korot laskevat. Nyt osakkeiden houkuttelevuus sijoituskohteena verrattuna obligaatioihin nousee, jolloin osakkeiden kysyntä ja samalla hinnat nousevat. Toisaalta rahan tarjonnan lisääntyminen kasvattaa inflaatiota, joten sekä osakehinnat että inflaatio nousevat. [korrelaatio M1 rahalle ja 10 vuoden obligaatiokorolle ajanjaksolla 1990-1998 tutkimusaineistolla on -0.88, mikä tukee yllä olevaa väitettä!]
2. Toisaalta osakkeiden hinnat voivat nousta alijäämäisen budjetin aiheuttamien taloudellisten operaatioiden kautta. Jos valtio haluaa piristää taloudellista aktiviteettia, se voi esimerkiksi verokevennyksin tai suoraan julkista kulutusta kasvattamalla lisätä talouden aktiviteettia. Kuitenkin tällaisilla operaatioilla voi olla korkotasoa nostattavia vaikutuksia. Reaalikorkotason hillitsemiseksi voidaan puolestaan lisätä rahan tarjontaa, mikä lisää inflaatiota ja sitä kautta nimellistä korkotasoa. Joten tapahtumaketju jatkuu samoin kuin selityksessä 1. [Kritiikkiä selitystä vastaan voidaan esittää, koska korkojen noustessa osakehinnat laskevat talousteorian näkökulmasta.]
3. Asiaa voidaan lähestyä myös valuuttakurssiteorioiden kautta. Jos valuuttakurssi devalvoituu, voi seurauksena olla kotimainen inflaatio, mikä voi lisätä kotimaisten ja ulkomaisten sijoittajien kysyntää osakkeille, mikä nostaa osakkeiden hintoja. Jos taas osakkeiden hinnat laskevat, niin yleensä talouden aktiviteettikin laskee, mikä aiheuttaa valtion tulojen laskun. Budjetin alijäämän kautta voi kehityskulku olla samanlainen kuin selityksessä 2. [Inflaatio nostaa osakkeiden nimellishintoja, mikä voi hämätä sijoittajia ostamaan osakkeita lisää, joten tätä kautta edellinen selitys on uskottava.]
4. Palataan edellä esitettyyn kaavaan (9). Kaavaa tulkittaessa voidaan yksinkertaistaen sanoa, että odotettu osinko voi kasvaa joko todellisten tai odotettujen ansioiden kasvun tai inflaation kautta. Jos oletetaan, että reaaliset ansiot pysyvät vakioina, voidaan kirjoittaa: $D^e_{t+i} = E_{t+1} \Pi^e_{t+i}$, missä Π^e_{t+i} = ennakoitu inflaatio t+i periodilla ja E_{t+i} on yrityksen reaaliensiot t+i periodilta (i=1,2,3,...,∞). Koska odotetut reaaliset kassavirrat ovat vakiot (merk.E), voidaan merkitä:

⁴¹ Selitykset: Farooque (1991).

$D_{t+i}^e = E \Pi^{e_{t+1}}$. Tehdään lisäoletuksia: inflaatio on vakio sekä täysin ennakoitavissa. Nyt voidaan kirjoittaa: $D_{t+i}^e = E \cdot P_t (1 + \Pi_t)^i$, missä P_t on yleinen hintataso. Nyt saadaan:*

$$(23) \quad SP_t = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E \cdot P_t (1 + \Pi_t)^i}{(1 + r_t)(1 + \Pi_t)}$$

Muistaen tehdyt lisäoletukset, saadaan:

$$(24) \quad SP_t = \frac{E \cdot P_t}{r_t^e}$$

Jos nyt hintataso P_t nousee, reaaliansioiden (E) sekä odotetun reaalituoton r_t^e pysyessä vakioina, myös osakkeen hinta nousee samassa suhteessa kuin hintataso. [Väite on hyvin rakennettu, mutta diskontauksessa on huomioitava, että reaaliset suureet on diskontattava reaalikorolla ja nimelliset suureet nimellisellä korolla.⁴² Kaavassa ei tämä toteudu täysin.]

Edellä on esitetty väitteitä sekä positiivisen että negatiivisen suhteen puolesta inflaation ja osakehintojen välille. On helppo hyväksyä väite osakehintojen ja inflaation positiivisesta suhteesta, kun puhutaan nimellisistä hinnoista.

4.3 Korkotaso ja osakekurssit

Korkotason vaikutuksia irrallaan muusta taloudesta on huono asetelma tutkia korkojen ja osakehintojen vaikutusta, koska korkotasojen vaihtelu liittyy vahvasti kokonaistaloudelliseen kehitykseen. Mutta korkojen vaikutus suoraan osakehintoihin voidaan havainnoida hyvin diskonttotekijän kautta. Diskonttotekijällä tulevaisuuden rahavirrat muutetaan nykyhetken arvoiksi. Diskonttotekijä diskreetissä ajassa (Estola 1996, 230):

$$(25) \quad \frac{1\Delta t}{(1 + i\Delta t)^n} \quad n = 1, 2, 3, \dots, \infty.$$

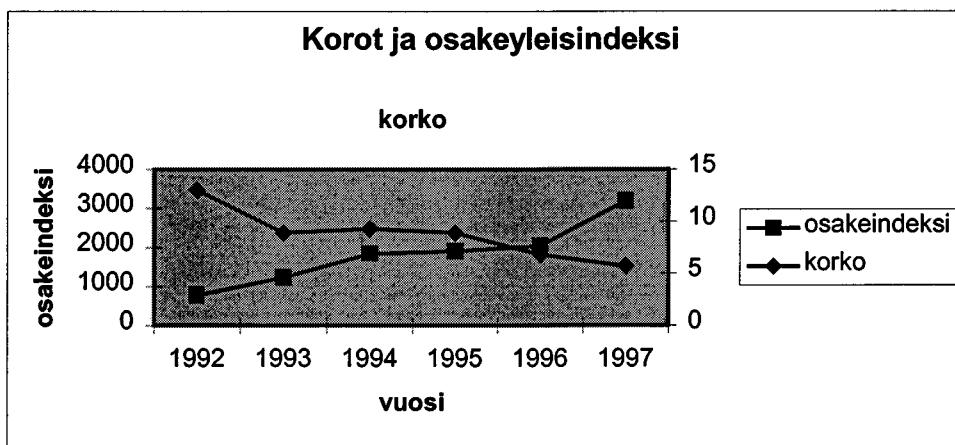
* Ks. yhtälö 22.

⁴² Estola (1996, 76).

Jos korot nousevat, diskonttaustekijä pienenee ja osakkeiden nykyarvot pienenevät. Kaava on vahva argumentti korkojen ja osakehintojen negatiivisesta riippuvuudesta. Edelleen mitä kauempana tulevaisuudessa saatava kiinteä rahavirta sijaitsee (n lähestyy ääretöntä), sitä pienemmän nykyarvon rahavirta saa.

Korkotason vaikutuksia voidaan lähestyä sekä lyhyen että pitkän aikavälin korkojen näkökulmasta. Pitkiin korkoihin liittyy ongelma, että ne ovat yleensä melko stabiileja. Kuitenkin esim. Aspren (1988) on regressioissaan selittänyt osakehintojen volatilitteettia pitkän aikavälin koroilla. Pitkän aikavälin korkojen vaikutusta osakehintoihin hän tutki valtion pitkien obligaatioiden korkomuutosten kautta. Tulokset hänen tutkimuksistaan tukivat vahvasti osakehintojen ja korkojen negatiivista suhdetta. Lyhyistä koroista Aspren toteaa, että ne voidaan sijoittajien näkökulmasta nähdä arvopapereiden vaihtoehtoiskustannuksena.

Myös talousteorian näkökulmasta tarkasteltuna osakehintojen ja korkojen välillä on negatiivinen suhde. Jos osakesijoituksen vaihtoehtoiskustannuksena ajatellaan korkosijoitusta, niin korkojen noustessa korkosijoitusten paremmuus kasvaa verrattaessa osakkeisiin.



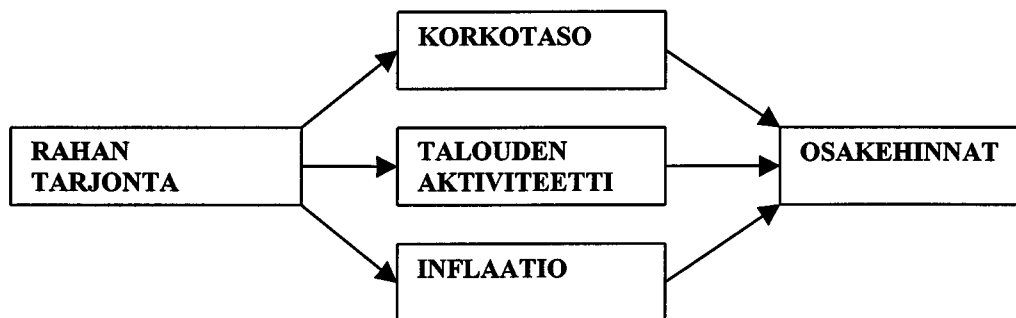
Kuvio 5: Korot ja HEX-indeksi.

Lähde: Suomen Pankki, WWW- sivut.

Graafinen tarkastelu ajanjaksolta puoltaa korkojen ja osakehintojen negatiivista suhdetta. (Huom! Päivätasolla kuitenkin korot ja osakehinnat eivät aina liiku päinvastaiseen suuntaan: esim. syksyn 1998 aikana on esiintynyt päiviä, jolloin korkojen laskusta huolimatta osakehinnat ovat laskeneet.)

4.4 Rahan tarjonta ja osakekurssit

Rahan tarjonta rahapolitiikan välineenä on monipuolinen keino vaikuttaa talouteen ja sitä kautta osakemarkkinoihin. Rahamäärä voidaan luokitella eri luokkiin, esim. 1) M1; sisältää yleisön hallussa olevan rahan + yleisön sekki- ja käyttelytilit, 2) M2 = M1 + muut markkatalletukset ja 3) M3 = M2 + yleisön hallussa olevat pankkien sijoitustodistukset. Rahan tarjonnan vaikutusten kanavoituminen osakekurssisiin voi tapahtua eri talouden muuttujien kautta.



Kuvio 6: Rahan tarjonnan kanavoituminen.

Lähde: Farooque 1991,45.

Kuvio 6 havainnollistaa rahan tarjonnan vaikutuksia: rahan tarjonta vaikuttaa välillisesti talouden korkotason, aktiviteetin ja inflaation kautta. Korkotason kautta tapahtuvat osakkeiden hintatason muutokset tapahtuvat diskonttotekijän muutosten kautta.

Rahamäärän kasvulla on ns. *liquidity* ja *earnings*- vaikutukset, joilla on positiivinen vaikutus osakekurssisiin. Liquidity-vaikutus toteutuu, kun raha ymmärretään arvopaperiksi sijoittajien portfolioissa. Nyt jos rahamäärä kasvaa taloudessa, hyöty jokaisesta viimeisestä sijoittajan hallussa pitämästä rahayksiköstä (markka, dollari jne.) laskee. Sijoittajan kannattaa vähentää hallussaan pitämäänsä rahamäärää ja ostaa esim. arvopapereita. Kun osakekauppa kiihtyy, osakekurssit nousevat. Earnings-vaikutus tarkoittaa yritysten kassavirtojen kasvamista, koska hyödykkeiden ja palvelujen kulutuskysyntä kasvaa liikkeessä olevan rahamäärän kasvaessa, jos kuluttajat kasvattavat kulutustaan. Kassavirtojen kasvu puolestaan nostaa osakekurssia. Rahamäärän vaikutuksen osakemarkkinoille katsotaan usein olevan sekä suoraa että epäsuoraa. Epäsuorat vaikutukset kanavoituvat lähinnä korkotason sekä odotettujen yritysten kassavirtojen kautta.⁴³

⁴³ Esim. Hamburger & Kochin (1974, 231-249).

Tarkastelut eri taloudellisten tilanteiden ja osakemarkkinoiden välillä voivat myös osoittautua hyödylliseksi, koska riippuen työllisyyden tasosta (täystyöllisyys/ei-täystyöllisyys), rahan tarjonnan vaikutukset voivat olla erilaiset. Jos talous tuottaa lähellä täystyöllisyystasoa, markkinat voivat pitää rahan tarjonnan kasvua liiallisena. Koska rahan tarjonnan suuri kasvattaminen nostaa hintoja, ja jos nyt rahan tarjontaa kasvatetaan markkinoiden uskoessa hintojen nousuun, niin inflaatio kasvaa ja korot nousevat. Tällöin myös diskonttaustekijä kasvaa ja osakehinnat laskevat. Toisaalta jos taloudessa toimitaan kaukana täystyöllisyystasosta, rahan tarjonnan kasvattaminen tällaisessa tilanteessa kasvattaa taloudellista aktiviteettia, koska resursseja on vapaana. Nyt rahan tarjonnan kasvu ei välttämättä johdakaan inflaation kasvuun ja edelleen korkotason nousuun ja osakehintojen laskuun. Jos korot peräti laskevat, osakehinnat voivat nousta.⁴⁴

Jos ajatellaan rationaalisia odotuksia ja rahapolitiikan vaikutusta, markkinoiden ennustaessa oikein esim. tulevan rahan tarjonnan lisääntymisen, markkinat voivat reagoida tarjonnan lisääntymiseen ennakoita. Rahan tarjonnan toteutumisen tapahtuessa tulevana hetkenä, voi tämän toimenpiteen toivottu vaikutus jäädä toteutumatta. Rahapolitiikan vaikutus ei olekaan varma etukäteen.

Palataan vielä rahan kvantiteetteoriaan, joka voidaan kirjoittaa myös muodossa:

$$(26) \quad V = P \cdot Q / M.$$

Kirjoitetaan se kasvuasteiden muodossa:⁴⁵

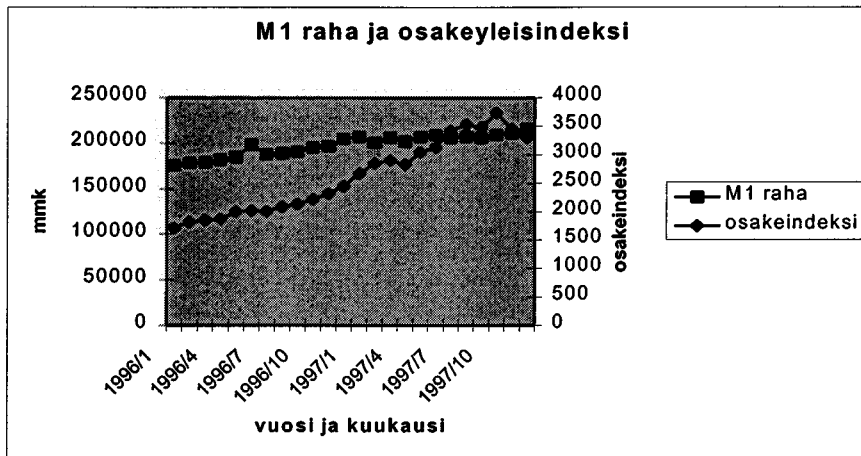
$$(27) \quad \frac{V^\circ}{V} + \frac{M^\circ}{M} + \frac{P^\circ}{P} + \frac{Q^\circ}{Q}$$

Kasvuaste on suureen kasvunopeus jaettuna suureen alkuperäisellä arvolla, eli kasvunopeus (merkintä $^\circ$ suureiden yläkulmassa kuvaa kasvunopeutta kaavassa 27) on mittari, mikä mittaa jonkin muuttujan x (esim. rahamäärä) muutoksen suuruutta ajan muuttuessa marginaalisesti. Kasvunopeus on sama kuin suureen aikaderivaatta dx/dt . (Estola 1996, 42)

⁴⁴ Farooque (1991).

⁴⁵ Farooque (1991).

V:n ja Q:n kasvuasteiden ollessa vakiot rahan tarjonnan kasvattaminen kasvattaa hintoja samassa suhteessa kvantiteettiteorian ollessa voimassa, eikä talouden aktiviteetissa tapahdu muutoksia. Mutta hintojen noustessa myös inflaatio-odotukset voimistuvat, mikä voi saada aikaan korkotason nousun ja näin ollen osakehintojen laskun. (Farooque 1991)



Kuvio 7: Suppea raha rahamäärä ja HEX- indeksi. (HEX 28.12.1990=1000)

Lähde: Suomen Pankki, WWW-sivut.

Oheinen kuvio havainnollistaa HEX-indeksin ja M1 rahan muutoksia samassa kuviossa. Suurimman osan tarkastelujaksosta ovat sekä M1 rahamäärä että HEX- indeksi kasvaneet yhtä aikaa, mikä viittaisi näiden muuttujien positiiviseen riippuvuuteen tarkastelujakson aikana. Tämä ajatus on ristiriidassa rahan Farooquen kvantiteettiteorian sovelluksen kanssa (kaava 27). Suomen Pankin inflaatio- aikasarja on tuona aikana myös ollut suhteellisen stabiili: alimmillaan se oli -0.11 hetkellä 1996/2 ja ylimmillään 1.34 hetkellä 1997/12 (luvut pohjainflaatioindikaattoreina). Toisaalta tarkastelujaksolla M1 rahamäärän vaihtelutkaan eivät ole olleet suuria: alimmillaan 175 mrd.mk 1996/1 ja ylimmillään 216 mrd.mk 1997/12, mikä teoreettisesta näkökulmasta tarkasteltuna voisi selittää inflaation tasaisuutta.

4.5 Valuuttakurssi ja osakehinnat

Valuuttakurssien ja osakehintojen suhdetta on helppoa lähestyä maan kilpailukyyn näkökulmasta. Kotimaan valuutan devalvoitumisen ymmärretään yleisesti parantavan kotimaisen teollisuuden kilpailukykyä. Kilpailukyky voi parantua sekä hintojen että tuotannon volyymin muuttuessa yritysten näkökulmasta edulliseen suuntaan. Markan devalvointi on perinteisesti ollut suomalaisen teollisuuden apuväline stimuloimaan tuotteiden kysyntää. Jos markan dollarikurssi devalvoituu, kotimaisten hyödykkeiden hinnat laskevat suhteessa ulkomaisiin vastaaviin hyödykkeisiin. Tällöin voidaan olettaa, että suomalaisten tuotteiden kysyntä kasvaa ulkomailla. Toisaalta ulkomaisten kysyntä Suomessa heikkenee. Paitsi hyödykkeiden hintojen muutos, myös kotimaisten yritysten kotiuttaessa voittojaan esim. dollareista markkoihin, on markan devalvoituminen yrityksille etu.

Osakekurssit eivät kuitenkaan muutu ”tyhjiössä”, kuten Aspren (1988, 589-612) muistuttaa. Tekijät, jotka aiheuttavat valuuttakurssimuutoksia, voivat myös itsessään vaikuttaa osakehintoihin. Jos valuuttakurssin muutokset ovat seurausta talouden heikentyneestä tilasta, voi valuuttakurssilla olla päinvastainen suunta osakehintoihin. Jos valuuttakurssimuutokset ovat seurausta valuuttakurssin ”yliampumisesta” (overshooting), seurauksena on todennäköisesti osakehintojen ja valuuttakurssin muuttuminen samaan suuntaan.

Copeland (1989, 30) esittelee ns. ”do-it-yourself” mallin valuuttakursseista ja talouden toiminnasta⁴⁶. Yksi mallin ehdotuksista on, että mitä korkeampi talouden aktiviteetti ja/tai mitä nopeampi talouden kasvuvauhti, sitä alhaisempi kotimaisen valuutan arvo. Perusteluina esitetään, että korkean taloudellisen aktiviteetin aikana tuontihyödykkeiden kysyty määrä on suuri ja kotimaisten tuottajien kiinnostus ennemmin kaupata ulkomaille kuin myydä kotimaassa on vähentynyt. Lisäksi kotimainen talous kokee kustannusten nousupaineita, kun tuotanto on vilkasta. Kustannusten nousu on vahingollista paikalliselle tuotannolle. Copeland huomauttaa, että mallin ehdotus ei ole riittävä, mutta ei täysin vääräkään. Itse asiassa absoluuttisen ostovoimapariteetin näkökulmasta ehdotukselle löytyy tukea. Absoluuttinen ostovoimapariteetti:

$$(28) \quad S = P/P^* ,$$

missä P on kotimainen hintataso, S on valuuttakurssi ja P* on ulkomainen hintataso. Jos ostovoimapariteetti pitää paikkansa, kotimaisen hintatason noustessa, kotimainen valuutta

⁴⁶ Copeland viittaa David Hendersonin esittämiin ajatuksiin.

devalvoituu suhteessa ulkomaiseen valuuttaan. Yhtälöä (28) voidaan pitää kahden maan välisen valuuttakurssin määrääjänä (Esim. Estola (1996, 341)). Ostovoimapariteetin kaltaiset ajatukset saavat kuitenkin huonoa tukea reaali maailman havainnoista. Copeland toteaa, että poikkeavuudet ostovoimapariteetista ovat enemmänkin sääntö kuin poikkeus.

5 EMPIIRINEN ANALYYSI

5.1 Granger-kausalisuus

Tässä luvussa on tutkittu osakekurssien ja makromuuttujien välistä kausalisuutta tarkoituksena selvittää osakemarkkinoiden ja reaalitalouden vuorovaikutussuhdetta. Aluksi on tarkasteltu Granger-kausalisuuden käsitettä⁴⁷ ja siihen liittyvää teoriaa. Tämän jälkeen on esitelty tutkimusongelmaan liittyviä aikaisempia tutkimuksia. Osiossa 5.3 on esitelty tutkimusaineisto ja sen jälkeen varsinaiset tutkimustulokset osioissa 5.4 ja 5.5.

Granger-kausalisuus kertoo muuttujien välisestä kausalisuudesta. Granger-kausalisuus olettaa, että muuttujien aikasarjat sisältävät oleellista informaatiota, jota voidaan käyttää ennustamaan kyseessä olevia muuttujia. Kahden muuttujan välistä kausalisuutta voidaan testata muuttujien viivästetyillä arvoilla. Jos esimerkiksi korkotason viivästetyt arvot parantavat ennustuksia HEX-indeksistä, voidaan sanoa, että korkotaso Granger-vaikuttaa HEX:iin. Toisin sanoen korot edeltävät HEX-indeksiä. Sama voi olla mahdollista luonnollisesti toisinpäin, eli että osakehinnat edeltävät korkoja. Granger-kausalisuus selittää ainoastaan kausalisuuden suuntaa: mahdollisesta kausalisuuden ”etumerkistä” ei voida sanoa mitään pelkän Granger-testin avulla.

Vaikka Granger-kausalisuuden testit eivät ole tilastotieteellisesti monimutkaisia regressioita, ne antavat käyttökelpoisia tuloksia syy-ja-seuraus-suhteista. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin näkökulmasta Granger-kausalisuus pitäisi mennä osakehinnoista makrotaloudellisiin muuttujiin. Jos makrotaloudellisten muuttujien viivästetyt arvot Granger-kausalisesti selittävät osakehintoja, on osakemarkkinoiden hinnoittelu tehotonta. Lisäksi Granger-testit antavat tietoa, millaisilla viiveillä muuttujat aiheuttavat muutoksia selitettävään muuttujaan.

Aikaisemmissa tutkimuksissa osakehintojen ja makromuuttujien suhdetta on tutkittu laajasti. Toiset tutkimuksista ottavat lähtökohdaksi oletuksen, että makromuuttujilla on vaikutusta osakehintoihin (esim. Poon & Taylor 1991, Asprem 1988, Chen & Roll & Ross 1986 ja Elbiali 1991). Toisenlainen lähtökohta on tutkia Granger-kausalisesti, selittävätkö makromuuttujat osakehintoja ja jos selittävät, mitkä makromuuttujat ja miten hyvin nämä makromuuttujat osakehintoja selittävät.

⁴⁷ Granger-kausalisuuden käsitteen esitti alun perin Granger vuonna 1969.

Granger-testin regressiot ovat vektoriautoregressiivisiä regressioita (VAR-regressioita). Yksi Granger-testiin liittyvistä keskeisistä seikoista on käytettyjen viiveiden pituus regressioissa. Ensimmäkin viiveitä suositellaan käytettäväksi monta. Toisena huomionarvoisena seikkana on, pitääkö muuttujilla olla yhtä monta viivettä regressioissa. Empiriassa on käytetty muuttujien kesken sekä yhtä monta (esim. Koray & Hill 1988) että eri määriä viiveitä (esim. Darrat 1990). On aineistokohtainen kysymys, miten monta viivettä pitää olla mukana regressioissa. Ajateltaessa osakemarkkinoiden toiminnan luonnetta nopeasti vaihtuvine hintoineen on perusteltua tutkia vähä viiveitä lähellä ajanhetkeä t . Tässä tutkimuksessa viiveiden lukumäärät vaihtelevat yhdestä enimmillään kahdeksaan. Joissakin neljännesvuosiaineistolla suoritetuissa VAR-regressioissa viiveitä oli ainoastaan yhdestä kahteen, kun taas joissakin kuukausiaineiston VAR-regressioissa viiveitä oli yhdestä kahdeksaan. Tässä tutkimuksessa on päädytty käyttämään tutkittavien muuttujien välillä yhtä monta viivettä. Tämä tarkoittaa kaavojen 29 ja 30 merkintöjä hyväksi käyttäen, että suoritetuissa VAR-regressioissa $n=m$.

Tutkittaessa esim. HEX-indeksin ja rahamäärän (M) Granger-kausalisuutta suoritetaan seuraavat vektoriautoregressiiviset regressiot:⁴⁸

$$(29) \text{HEX}_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i M_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j \text{HEX}_{t-j} + u_{1t}$$

$$(30) M_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i M_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j \text{HEX}_{t-j} + u_{2t}$$

Ensin selitetään tämän hetken osakehintoja osakehintojen omilla viiveillä*, mutta rahamäärän viiveitä ei oteta vielä tähän regressioon mukaan. Tämän jälkeen regressioon lisätään rahamäärä viiveineen** (kaava 29). Kausalisuuden löytämiseksi on myös suoritettava regressio toisinpäin (kaava 30). Kaavassa 29 on siis tutkittu onko mahdollinen kausalisuus rahamäärästä osakehintoihin (myöhemmissä tämän tutkimuksen regressioissa käytetty merkintää: $M \rightarrow \text{HEX}$) ja kaavassa 30 on tutkittu onko mahdollinen kausalisuus osakehinnoista rahamäärään (myöhemmin

⁴⁸ Esim. Gujarati (1995, 620-623)

* Tästä saadaan RSSR-neliösumma eli rajoitettu neliösumma.

** Tästä saadaan RSSUR-neliösumma eli rajoittamaton neliösumma.

regressioissa merkitty: HEX→M). Virhetermien oletetaan olevan ei-korreloituneita ($\text{cov}(u_1, u_2) = 0$).

Kun kaavojen 29 ja 30 regressiot on suoritettu ja saatu RSS_R - ja RSS_{UR} -neliösummat, voidaan Granger-kausalisuutta tarkastella F-testisuureen avulla. Testisuure lasketaan seuraavasti:⁴⁹

$$(31) F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR}) / m}{RSS_{UR} / (n - k)}$$

Suureen arvo noudattaa F-jakaumaa vapausasteilla m ja $(n-k)$; m on selittävän muuttujan viiveiden lukumäärä regressiossa (yllä olevissa malliregressioissa rahamäärän viiveiden lukumäärä kaavassa 29) ja k on estimoitujen parametrien lukumäärä rajoittamattoman neliösumman regressiossa ja n on havaintojen lukumäärä. Jos laskettu F-testisuureen arvo ylittää taulukosta saatavan F-arvon valitulla merkitsevyydellä, nollahypoteesi hylätään. Nollahypoteesina testissä on, että selittävän muuttujan viivästettyjen arvojen kertoimien summa $= 0$, ts. $\Sigma = 0$.

Gujarati (1995, 620-623) luokittelee Granger-kausalisuuden neljään eri muotoon. Nämä ovat (yllä olevien regressioiden muuttujia käyttäen):

1. *Yksisuuntainen kausalisuus* rahamäärästä osakehintoihin. Tämä on kysymyksessä, jos kaavan (29) rahamäärän viivästettyjen kertoimien summan arvo on tilastollisesti nolasta poikkeava. Ts. $\sum \alpha_i \neq 0$. Samaan aikaan on oltava voimassa kaavassa (30), että HEX-indeksin viivästettyjen kertoimien summa ei ole tilastollisesti nolasta poikkeava, ts. $\sum \delta_j = 0$.
2. *Päinvastainen kausalisuus* osakehinnoista rahamäärään on voimassa, jos rahamäärän viivästettyjen arvojen kertoimien summa ei ole tilastollisesti merkitsevästi nolasta poikkeava kaavassa (29) ja samanaikaisesti kaavan (30) osakehintojen viivästettyjen kertoimien summa on tilastollisesti merkittävästi nolasta poikkeava, ts. $\sum \alpha_i = 0$ ja $\sum \delta_j \neq 0$.

⁴⁹ Gujarati (1995, 620-623)

3. *Feedback / kaksipuolinen kausaalisuus.* Tämä Granger-kausalisuuden muoto tulee kyseeseen, kun molempien muuttujien viivästettyjen arvojen kertoimien summat ovat tilastollisesti merkitsevästi nolasta poikkeavia molemmissa regressioissa, ts. $\sum \alpha_i \neq 0$ ja $\sum \delta_j \neq 0$.
4. *Riippumattomuus.* Molempien muuttujien viivästettyjen arvojen kertoimet eivät ole tilastollisesti merkitsevästi nolasta poikkeavia kummassakaan regressioissa, ts. $\sum \alpha_i = 0$ ja $\sum \delta_j = 0$.

5.2 Aikaisempia tutkimuksia

Tähän tutkimukseen liittyvät aikaisemmat empiiriset tutkimukset voidaan pääpiirteittäin jakaa kolmeen luokkaan: 1) tutkimukset, joissa on tutkittu sekä Granger-kausalisuutta että makromuuttujien kertoimien etumerkkiä suhteessa osakehintoihin ja 2) tutkimukset, joissa on kokeilemalla etsitty regressioissa makromuuttujien kertoimien etumerkkejä ja 3) tutkimukset, joissa on käsitelty makrotaloutta koskevia uutisia ja niiden vaikutusta ja suhdetta osakehintoihin. Tämän tutkimuksen näkökulmasta keskeisimpiä tutkimuksia ovat 1 ja 2-ryhmien tutkimukset.⁵⁰ Tässä osiossa on tarkastelu ensin tutkimuksia, joissa Granger-kausalisuutta on käytetty hyväksi. Seuraavaksi on luotu katsaus tutkimuksiin, joiden lähtökohta on enemmän intuitiivinen. Lopuksi on tarkasteltu tutkimuksia makrotaloudellisia muuttujia koskevien uutisten vaikutuksista osakehintoihin tarkoituksena tuoda esille esimerkkitutkimuksia osakehintojen ja reaalityalouden välisestä vuorovaikutuksesta.

1) Tutkimuksia Granger-kausalisuudesta

Chang & Pinegar (1989, 50-74) ovat tutkineet teollisuustuotannon (X) ja osakekurssien (Y) välistä Granger-kausalisuutta Yhdysvaltojen osakemarkkinoilla. Aineistona oli kuukausidata. Tutkimuksissaan he muodostivat kymmenen osakeportfoliota yritysten koon mukaan jakamalla yritykset suuriin ja pieniin niiden markkina-arvon mukaan. Tutkimuksessaan Chang & Pinegar käyttivät kaavaa:

⁵⁰ Empiirisiä tutkimuksia on sisällytetty myös teoriaosuuden yhteyteen, joten osiossa ei palata enää niiden tutkimusten tuloksiin.

$$(32) Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^n \beta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta'_j X_{t+j} + \gamma t + e_t,$$

missä Y_t on selitettävä muuttuja, γ kontrolloi datan systemaattista vaihtelua ja α_0 on vakio. Jos muuttujien välillä on kausaalisuutta ainoastaan X:stä Y:hyn, X:n tulevat arvot eivät ”näy” regressioissa. Toisin sanoen X:n tulevien arvojen kertoimet ovat ryhmänä tilastollisesti ei-merkittävästi nollassa poikkeavia regressioissa. Tuloksena he raportoivat, että suurten yritysten osakekurssit (X) ennustavat tulevan teollisuustuotannon (Y). Osakekurssien tuotot aiheuttavat teollisuustuotannon kuudella viiveellä eli kuudella kuukaudella. Pienten yritysten kohdalla heidän tuloksensa eivät olleet yhtä merkittäviä. He saivat tuloksen, että pienten yritysten osaketuotot ennakoivat teollisuustuotantoa lyhyemmällä viiveellä kuin isojen yritysten kohdalla. Samanaikaisesti he löysivät aineistollaan tukea teollisuustuotannon selitysvoimalle pienten yritysten osakekurssien kohtaan. Tämä tulos on ristiriidassa osakkeiden tehokkaan hinnoittelun periaatteen kanssa. Pienten yritysten ja osakekurssien välillä oli riippuvuus. Poon & Taylor (1991, 619-636) argumentoivat omissa tutkimuksissaan, että pienet yritykset ovat mahdollisesti riippuvaisempia makrotaloudellisista tekijöistä kuin isot yritykset, joiden toiminta on hajautettu usein monikansalliseksi.

Darrat (1990, 387-398) on tutkinut osakkeiden hintojen ja makromuuttujien Granger-kausalisuutta Toronton osakemarkkinoilla kuukausiaineistolla ajanjaksolla 1972/1-1987/2. Viiveet muuttujilla vaihtelivat yhdestä kahteentoista. Hänen tutkimuksissaan teollisuustuotanto selitti osakehintoja negatiivisesti. Yllättävää hänen tutkimuksessaan oli, että kausaalisuus oli teollisuustuotannosta osakehintoihin viiveellä 1. Selityksenä negatiiviselle kertoimelle Darrat esitti, että reaalityulojen kasvulla on positiivinen vaikutus ihmisten hallussaan pitämälle rahalle, joka on potentiaalinen kilpaileva sijoituskohte arvopapereille. Hallussa pidetyn rahamäärän kasvaessa arvopapereiden hinnat laskevat, jos osakkeita ei hankita lisää.

Sierimon & Virenin tutkimuksissa (1995, 7-52) on tarkasteltu Suomen, Ruotsin ja Norjan osakemarkkinoiden suhdetta makrotalouteen. Suomen kohdalla ajanjaksona oli 1922/1- 1995/5. Tutkimuksessa etsittiin mm. osakemarkkinoiden ja makromuuttujien ”lead-lag”-suhdetta, eli viivästettyjen ja tulevien arvojen suhdetta. Osakehinnat olivat positiivisessa suhteessa viivästettyihin kuluttajahintoihin ja negatiivisessa suhteessa tuleviin kuluttajahintoihin. Sierimo & Viren tulkitsevat, että talouden yleinen hintataso vaikuttaa osakehintoihin positiivisesti ja

osakehinnat vaikuttavat negatiivisesti hintatasoon. Valuuttakurssien kohdalla Suomessa osakehinnat edelsivät valuuttakurssimuutoksia, mutta Ruotsissa osakehintojen viivästetyt arvot selittivät valuuttakurssia. Granger-kausaalisuudesta tutkijat totesivat, että oli vaikea löytää merkittävää kausaalisuutta; kausaalisuus muuttujien välillä oli lähinnä kaksipuolista. Mielenkiintoista Sierimon ja Virenin tutkimuksissa oli, että F-arvot Granger-kausaalisuustestissä olivat pienimmät kun tarkasteltiin obligaatiokorkojen ja teollisuustuotannon suhdetta osakekursseihin. Makromuuttujien ja osakehintojen volatilitteettien tutkimisesta Sierimo & Viren tekevät johtopäätöksen (1995, 16): ”In the case of volatilities, we may conclude that causality runs from macroeconomic variables to stock prices rather than vice versa”

2. Tutkimuksia osakekursseista ja makrotaloudesta

Aspremi (1988, 589-612) on käyttänyt neljännesvuosiaineistoa tutkiessaan eri maiden osakehintojen ja makromuuttujien suhdetta ja erityisesti makromuuttujien kertoimia regressioissaan. Ajanjaksona oli 1968-1984. Hänen tutkimuksensa ideana oli ensin tutkia, millaisia t-arvoja makromuuttujien viivästetyt arvot saivat selittäessään osakehintoja. Sitten muuttujia, joiden viivästettyjen arvojen kertoimien t-arvot olivat yli kaksi, käytettiin regressioissaan selittämään osakehintoja muiden tilastollisesti tärkeiden muuttujien kanssa. Keskeisimpiä Aspremin tuloksia olivat: 1) teollisuustuotannon kasvunopeuden viivästettyjen arvojen kasvaessa osakehinnat laskivat, mutta ainoastaan Saksan osakemarkkinoiden kohdalla tämä käänteinen kerroin oli tilastollisesti merkitsevä, 2) Tanskan, Hollannin, Norjan ja Ruotsin osakemarkkinat olivat negatiivisesti sidoksissa valuuttakurssiinsa, mutta tilastollinen merkitsevyys ei ollut korkea näissä tuloksissa, 3) pitkät korot ja osakehinnat olivat negatiivisesti korreloituneet Saksan, Sveitsin ja Iso-Britannian kohdalla, kun tutkittiin periodia t (siis ilman viivettä), 4) inflaatio ja osakehinnat olivat negatiivisesti korreloituneet suomalaisilla osakemarkkinoilla viiveellä kaksi ja 5) suppean rahan määrällä ja osakehinnoilla oli positiivinen korrelaatio viiveellä yksi suomalaisilla osakemarkkinoilla, kun regressioissa selittäjinä olivat mukana myös inflaation toinen viive ja korkotasot.

Titman & Warga (1989, 47-58) ovat tutkineet osakemarkkinoiden ja inflaation välistä suhdetta ja päätyneet tutkimuksessaan useimmista muista empiirisistä tutkimuksista poikkeavaan tulokseen: osakehinnoilla ja tulevalla inflaatiolla oli heidän tutkimuksessaan positiivinen suhde. Tutkimuksen lähtökohtana olivat rationaaliset odotukset, joiden mukaan osakehintojen reagoidessa odotettuihin inflaation muutoksiin, osakekursseja voidaan käyttää tulevan inflaation ennustajina. Lisäksi jos

odotetun inflaation katsotaan olevan osakekurssija ajatellen vahingollinen asia, osakehintojen nousu (*ceteris paribus*), ennustaa inflaation laskua. Itse regressioissa asetelmana käytettiin osakehintojen viivästettyjä arvoja selittämässä inflaatiota. Ajanjaksolla 1979/11-1982/10 Yhdysvaltojen osakemarkkinoilla osakehintojen ensimmäinen viive sai positiivisen tilastollisesti merkitsevän t-arvon selittäessään inflaatiota.

Hamburger & Kochin (1974, 231-249) ovat tutkineet rahamäärän vaikutusta ja vaikutuksen kanavoitumista osakemarkkinoille. Aineistona heidän regressioissaan oli neljännesvuosiaineisto ajanjaksolla 1956/1-1970/2. Vaikka tutkimus edustaakin vanhempaa ajanjaksoa, tutkimuksen tulokset olivat osin samansuuntaisia kuin omassa tutkimuksessani. Osakehintoja selitettiin yleisellä hintatasolla, pitkällä obligaatiokoroilla, reaalisen rahamäärän prosenttimuutoksella (seitsemän viivettä mukana), reaalitulojen kasvunopeudella (mukana 7 viivettä) sekä odotetulla inflaatiolla (mukana 16 viivettä). Rahamäärän viiveistä viiveiden 1-6 kertoimien estimaattorit saivat kakkosta suuremman t-arvon ja positiivisen kertoimen regressioissa. Hintatasolla oli positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä korrelaatio osakehintoihin ja pitkällä obligaatiokorolla oli negatiivinen tilastollisesti merkitsevä kerroin. Odotettu inflaatio sai tilastollisesti merkitseviä sekä positiivisia että negatiivisia kertoimia.

Hamburger & Kochin veivät tutkimustaan eteenpäin estimoimalla mallin, jossa osakekurssija selitettiin ainoastaan suppeasti määritetyn rahamäärän nykyisillä sekä viivästetyillä arvoilla. Jälleen rahamäärän lisäyksellä oli positiivinen tilastollisesti merkitsevä kerroin osakehintoihin hetkellä t sekä kolmella viiveellä. Lisäksi Hamburger & Kochin argumentoivat, että rahamäärällä on suora vaikutus osakehintoihin. Kuitenkin tutkijat toteavat omasta työstään, että heidän tuloksensa eivät ole lopullisia vastauksia ongelmaan; rahamäärällä on monia vaikutuksia osakemarkkinoille.

3. *Osakehintoja ja uutisia käsitteleviä tutkimuksia*

Vaikka tässä tutkimuksessa ei suoranaisesti käsitellä makrotaloudellisia uutisia ja osakehintoja, mielestäni on hyödyllistä huomioida myös nämä tutkimukset, koska osakemarkkinoiden reagoiminen uutisiin paljastaa uskomuksia tutkittujen muuttujien ja osakehintojen suhteesta. VAR-menetelmää suomalaisiin osakemarkkinoihin ovat soveltaneet mm. Lahti & Pylkkönen (1989, 184-193). Heidän käyttämä VAR-malli oli seuraavanlainen:

$$(33) \quad X_t = A_i(L) * X_{t-1} + e_t$$

missä X_t on makromuuttujista muodostettu vektori, $A_i(L)$ on viivepolynomi sekä uutisia kuvaa jäännösvektori e_t . Makrotaloudellisiksi muuttujiksi he ottivat tutkimukseensa teollisuustuotannon volyymin logaritmiset arvot, suppean rahamäärän logaritmiset arvot, nimellisen pitkän koron sekä kuukausittaisen inflaatioasteen kuluttajahintaindeksistä laskettuna. Näiden tekijöiden vaikutusta tutkittiin ensimmäiseen logaritmiseen differenssiin UNITAKSEN osakeindeksistä (R_t). Viiveen pituus tutkimuksessa oli kolme periodia ja estimointitekniikkana OLS-menetelmä. Yhtälön (33) virhetermit tulkittiin siis makrotaloudellisiksi uutisiksi ja niitä käytettiin estimoinnissa selittävinä muuttujina. Estimoitava yhtälö oli seuraavanlainen:

$$(34) \quad R_t = a_0 + a_1 \cdot e_{1t} + a_2 \cdot e_{2t} + a_3 \cdot e_{3t} + a_4 \cdot e_{4t} + u_t$$

Lahti & Pylkkönen saivat tutkimuksessaan tulokseksi, että heidän valitsemansa muuttujia koskevat makrotaloudelliset uutiset eivät selittäneet kuin vain noin 10% osakehintojen volatiliiteetista. Estimoinnissa tilastollisesti merkitseviä kertoimia saivat inflaatio ja korkotaso.

Elbiali (1991) on myös käyttänyt VAR-tekniikkaa tutkiessaan USA:n, Saksan⁵¹ ja Japanin osakemarkkinoita. Erona Lahden & Pylkkösen tutkimukseen, Elbiali on tutkinut sekä kotimaisten että kansainvälisten uutisten vaikutusta erikseen. Kotimaisilla uutisilla Elbiali tarkoitti tutkimuksessaan uutisia, jotka olivat lähtöisin siltä markkina-alueelta, jonka pörssiä tutkittiin. Kansainvälisillä uutisilla puolestaan tarkoitettiin tutkimuksen kohteena olevien markkinoiden ulkopuolella syntyviä uutisia. Uutiset, jotka koskivat teollisuustuotantoa, inflaatiota, rahan tarjontaa ja korkotasoa valittiin huomaamattomiksi muuttujiksi tutkimuksessa. Regressioiden viiveenä käytettiin 12 kuukautta. Tutkimustulokseksi saatiin mm. että kotimaiset uutiset vaikuttivat merkittävästi USA:n markkinoihin, mutta vain ulkomaiset uutiset vaikuttivat merkittävästi Saksan ja Japanin osakemarkkinoihin.

Pearce & Roley (1985, 49-67) ovat tutkineet osakehintojen reagoimista ennakoituun ja ei-ennakoituun informaatioon makrotalouden tekijöistä. Makrotaloudelliset muuttujat heidän regressiossaan olivat rahamäärä, inflaatio, tuotanto sekä virallinen diskonttokorko. Käytetty malli oli muotoa:

$$(35) \quad \Delta Y_t = a + b \cdot X_t^u + c \cdot X_t^e + \sum_{i=1}^m d_i \cdot X_{t-i}^u + e_t$$

⁵¹ Silloin vielä Länsi-Saksa.

Pearce & Roley saivat tutkimuksessaan seuraavanlaisia tuloksia: 1) uudet ilmoitukset, jotka liittyivät rahapolitiikkaan, näyttivät merkittävästi vaikuttavan osakehintoihin: varsinkin rahamäärän kasvun yllätyksillä oli negatiivinen vaikutus osakehintoihin, 2) inflaation ja tuotannon muutoksilla ei näyttänyt olevan merkittäviä vaikutuksia osakehintoihin ja 3) ennakoidut ilmoitukset taloudellisista muuttujista eivät näyttäneet merkittävästi vaikuttavan saman päivän aikana osakehintoihin, eli tehokkaiden markkinoiden hypoteesi sai tukea. Pearce & Roley huomauttivat kuitenkin, että osakehintojen reagointia uusiin ilmoituksiin olisi mahdollisesti löydetty, jos olisi tutkittu julkistamispäivän jälkeisiä päiviä.

Hardouvelis (1987, 130-141) on tutkinut osakkeiden reagointia rahataloudellisiin ja ei-rahataloudellisiin uutisiin USA:n osakemarkkinoilla. Ennakoidun informaation (X_{ite}) mittana Hardouvelis käytti ammattimaisten tutkijoiden ennustuksia.⁵² Ei-ennakoitu informaatio (X_{itu}) mallitettiin havaitun (X_{it}) ja ennakoidun informaation erotuksena:

$$(36) \quad X_{itu} = X_{it} - X_{ite}$$

Estimoitu yhtälö mallitettiin seuraavasti:

$$(37) \quad DY_t = a_0 + \sum_{i=1}^{15} a_i X_{iu} + u_t$$

DY_t = prosentuaalinen muutos osakeindeksissä päivän t-1 ja päivän t sulkemisajankohtien välillä; i kuvaa tutkimukseen valittujen 15 muuttujan kulkua; u_t = virhetermi. Estimointimenetelmänä käytettiin OLS-tekniikkaa. Selittävät muuttujat olivat: suppea rahamäärä, vapaat rahavarannot (%-määrä lainatuista rahoista), diskonttokorko, kuluttaja- ja tuottajahintaindeksit, työttömyysaste, teollisuustuotantoindeksi, henkilökohtaiset ansiot, kulutustavarat, indeksi tärkeimmistä taloudellista indikaattoreista, kuluttajien luotot, asuntojen rakentaminen (kpl) sekä kauppavaje.

Osakehinnat näyttivät reagoivan pääasiallisesti rahataloudellisiin uutisiin Hardouveliksen tutkimuksessa. Ei-rahataloudellisiin uutisiin osakkeet reagoivat tilastollisesti merkittävästi vain kauppavajeen, työttömyysasteen ja henkilökohtaisten ansioiden kohdalla.

5.3 Tutkimusaineisto

Tässä tutkimuksessa on käytetty sekä kuukausiaineistoa että neljännesvuosiaineistoa. Neljännesvuosiaineisto on muokattu kuukausiaineistosta. Tutkittavat makrotaloudelliset muuttujat olivat: suppea raha (M1), lavea raha (M2), inflaatio (kuluttajahintaindeksi), FIM/USD-valuuttakurssi, 10 vuoden obligaatiokorko, valtion verollisen obligaation 4-5 v. tuotto prosentti, teollisuustuotannon volyyymi-indeksi sekä HEX-yleisindeksi. Tarkoituksena oli tutkia myös BKT:ta, mutta aiemmissa tutkimuksissa on käytetty teollisuustuotantoindeksiä BKT:n sijasta. Teollisuustuotannon soveltuvuudesta kuvaamaan todellista taloudellista aktiviteettiä on saatu hyviä tuloksia. Esim. Aspren (1988, 589-612) toteaa, että teollisuustuotannon aktiviteetti kuvasi hänen tutkimuksissaan tilastollisesti merkitsevimmän reaalityaloutta (paremmin kuin reaality BKT!). Lisäksi Suomessa BKT:ta ei ollut saatavilla kuukausi- vaan ainoastaan neljännesvuosiaineistona. Tutkimusaineistot ovat peräisin Suomen Pankista, paitsi sekä teollisuustuotannon volyyymi-indeksi että kuluttajahintaindeksi, mitkä ovat Tilastokeskuksesta.⁵³

Aikasarjoja on tarkasteltu graafisesti analysoiden niitä. Tämän jälkeen muuttujien stationaarisuutta on testattu Pcgiveen yksikköjuuritestillä. Pcgive-ohjelma laskee yksikköjuuritesteissä Dickey-Fuller testisuureen arvot (DF-arvot) sekä Augmented Dickey-Fuller (ADF-arvot) testiarvot. Testeissä nollahypoteesina on, että aikasarjoissa on yksikköjuuri, eli ne ovat epästationaarisia.⁵⁴

Kuukausiaineisto

Aikasarjat kattavat ajanjakson 1990/1 ja 1998/10. Havaintoja kertyy 106 kpl.⁵⁵ Suppean ja lavean rahamäärien kehitys 1990-luvulla (määrät ovat milj.mk) ovat graafien perusteella melko samanlaisia (liite 2). Molemmat ovat lisääntyneet suhteellisen tasaista tahtia. Molempien kuvaajien perusteella voi epäillä, että kyseessä on epästationaariset aikasarjat.⁵⁶

Suomen valtion 10 vuoden obligaatiokorkoprosentti sekä valtion verollisen obligaation 4-5 v. tuotto prosentti ovat myös hyvin samannäköisiä graafeja. Molemmat ovat laskeneet, lukuun-

⁵² Ennustukset teki Money Market Services Incorporated.

⁵³ Aineisto sekä muuttujien lyhenteet ovat liitteessä 1.

⁵⁴ ADF-testi eroaa DF-testistä siinä, että se huomioi myös viivästetyt jäännökset ja niiden "white noise"-ominaisuudet stationaarisuustarkasteluissa. Ks. esim. Hendry (1995,132).

⁵⁵ Aikasarjojen ja differensoitujen aikasarjojen kuvaajat ovat liitteessä 2.

⁵⁶ Yksikköjuuritestit ovat liitteessä 3.

ottamatta vuosien 1992 ja 1994 paikallisia nousuja. Erityisen jyrkkää lasku on ollut vuoden 1992 lopusta vuoden 1994 alkuun. Aikasarja-aineistossa tarkkoina lukuina lasku paljastui hyvin: esim. 10 vuoden korko vuoden 1992 syyskuussa oli 13.53 % ja vuoden 1994 tammikuussa oli tultu 6.54 %:iin. Kokonaisuudessaan aikasarjojen kuvaajat vaikuttavat epästationaarisilta.

HEX-indeksi on noussut lukuunottamatta 1990-luvun alkua sekä syksyn 1998 notkahdusta. Graafissa on myös muita pienempiä laskuja, mutta aikasarja vaikuttaa epästationaariselta. Inflaatio kuluttajahintaindeksinä on hyvin tasaisesti nouseva aikasarja, joka vaikuttaa epästationaariselta. Teollisuustuotannon volyyymi-indeksi näyttää hyvin symmetriseltä kuvaajalta, missä on selvästi havaittavissa teollisuustuotannon kausiluontoisuutta. Kuvaajan stationaarisuudesta tai epästationaarisuudesta on vaikea sanoa mitään pelkkien kuvaajien perusteella, mutta pieni trendi ylöspäin on selvästi hahmotettavissa. Markan dollarikurssi on heilahdellut 1990-luvulla voimakkaasti. Vaikuttaa kuitenkin, että muuttujassa on trendi.

Neljännesvuosiaineisto

Aineisto on muutettu kuukausiaineistosta laskemalla keskimääräinen arvo kolmen kuukauden jaksoissa. Ajanjakso on sama ja havaintoja kertyi 35 kappaletta. Aikasarjojen graafit eivät poikenneet kuukausiaineiston graafeista juuri mitenkään. Kuukausiaineiston kuvaajat olivat ainoastaan terävämpiä. Yksikköjuuritestit ovat liitteessä 3.

5.4 Kausaalisuustestauksen tulokset

Tässä osiossa on raportoitu Granger-kausalisuuden tulokset. Kausaalisuutta on tutkittu paitsi kuukausiaineistolla myös vertailun vuoksi neljännesvuosiaineistolla, jotta olisi löydetty mahdollisimman paljon aineistoon kätkeytyvää kausaalisuutta. Tutkimuksia on tehty kolmen tutkimusjakson mukaan. Nämä ovat: 1) vuoden 1990 lopusta/vuoden 1991 alusta vuoden 1998 loppupuolelle (tarkat kuukaudet näkyvät taulukkojen yläpuolella), 2) lyhyemmät ajanjaksot 1994-1998 ja 1990-1994 ja 3) vuoden 1993 alusta vuoden 1997 loppuun. Ryhmien 2 ja 3 tarkastelut on tehty ainoastaan kuukausiaineistolla. Ryhmän 1 tarkastelut on tehty sekä kuukausi- että neljännesvuosiaineistolla. Ryhmän 1 kuukausiaineiston viiveenä on käytetty seitsemästä yhteen viivettä. Neljännesvuosiaineiston osalta on käytetty neljästä, kolmesta tai kahdesta yhteen viivettä. Ryhmän 2 aineistolla on käytetty seitsemästä tai kuudesta yhteen viivettä. Ryhmän 3 aineistolla on

käytetty kahdeksasta yhteen viivettä. Taulukoissa käytettyjen muuttujien lyhenteet on selvitetty liitteessä1. Tutkittavien muuttujien kesken on regressioissa käytetty yhtä monta viivettä.

Kaikissa taulukoissa on raportoitu sekä aineistosta lasketut F-arvot että tilastolliset F-arvot 5 %:n merkitsevyytasolla, joita pidetään tilastollisesti merkitsevinä. Sarakkeessa *Toimenp* H kuvaa kausaalisuuden hylkäämistä ja K kausaalisuuden hyväksymistä (jos laskettu F-arvo ylittää F-jakauman mukaisen arvon). Regressioiden viiveiden lukumäärä on sarakkeessa *Viiveet*. Sarakkeessa *n-k* on F-tilaukkoarvon vapausasteet (k on estimoitujen parametrien lukumäärä ja n on otoksen koko).*

RYHMÄ 1

Kuukausiaineisto

- HEX & Inflaatio

F-testisuureen arvo kasvoi lähestyttäessä yhtä viivettä. Viiveellä yksi inflaatio aiheutti tilastollisesti merkitsevän Granger-kausalisuuden HEX-indeksissä. Viiveellä kaksi testisuureen arvo oli niin lähellä taulukkoarvoa, että oli syytä hyväksyä myös kausaalisuuden olemassaolo tällä viiveellä, koska pyöristettäessä laskettu F-arvo olisi ollut 3,1.

Taulukko 1: Granger-testit inflaatiolle ja HEX-indeksille.
1991(2) – 1998(10)

<i>Kausaalisuuden suunta</i>	<i>Viiveet</i>	<i>RSSR</i>	<i>RSSUR</i>	<i>F-laskettu</i>	<i>F-tilaukko</i>	<i>Toimenp</i>	<i>n-k</i>
DINF→DLHEX	7	0,344203885	0,312527996	1,129370596	2,2129	H	78
	6	0,354897072	0,320544496	1,428925944	2,214	H	80
	5	0,356256043	0,321828425	1,754339113	2,326	H	82
	4	0,357480657	0,335378099	1,383971466	2,48	H	84
	3	0,371233307	0,346552295	2,04158405	2,711	H	86
	2	0,373286769	0,349030748	3,057796283	3,1	H/K	88
	1	0,381368092	0,358873285	5,641357868	3,947	K	90

* Taulukoissa on ensin merkitty tutkittu kausaalisuuden suunta. Esim. merkintä DINF→DLHEX tarkoittaa, että ensin on osakehintoja selitetty n määrällä omia viiveitä ja saatu RSSR-neliösumma. Tämän jälkeen on samaan regressioon lisätty sama määrä inflaation viiveitä ja saatu RSSUR. Tämän jälkeen on laskettu F-arvo, jota on verrattu suoraan F-tilaukkoarvoon. Sama toimenpide on tämän jälkeen suoritettu toisille viiveille.

DLHEX→DINF	7	6,265662292	5,676991015	1,155450119	2,129	H	78
	6	6,269648392	5,680101894	1,383887141	2,214	H	80
	5	6,381125529	6,036516073	0,936234578	2,326	H	82
	4	6,610818179	6,232896528	1,273301207	2,48	H	84
	3	6,697771771	6,432071888	1,184179859	2,711	H	86
	2	6,742195104	6,697192824	0,295661237	3,1	H	88
	1	6,758013658	6,726114875	0,426827451	3,947	H	90

Vastaavat regressiot HEX:n selitysvoimalle inflaation muutoksissa eivät aiheuttaneet tilastollisesti merkitseviä testituloksia. HEX:n viivästettyjen arvojen kertoimet eivät poikenneet tilastollisesti nolasta. Inflaatio aiheutti siten yksipuolisen vaikutuksen HEX-indeksin kasvuasteeseen.

- HEX ja pitkät korot

Sekä 10 vuoden obligaatiokoron että valtion verollisen obligaation 4-5 v. tuottoprosentin kausaalisuuden vaikutukset HEX:iin eivät tuottaneet tilastollisesti merkitseviä testituloksia kuukausiaineistolla. Testisuureen arvot olivat pieniä eikä nollahypoteesia voitu hylätä millään viiveellä. Myös HEX:n selitysvoimalle korkoja vastaan ei löytynyt tilastollisesti merkitseviä tuloksia. Granger-kausalisuudesta muuttujien välillä osoitti riippumattomuutta, mikä oli yllättävä tulos. Muuttujien välisen riippuvuuden epäselvyydestä Suomen osakemarkkinoilla raportoi esim. Aspren (1988, 589-612). Yrittäessään selvittää syytä hän sai tuloksen, että pitkien ja lyhyiden korkojen välillä oli vähäinen korrelaatio, vaikka etukäteen tuloksen luulisi olevan päinvastoin. Aspren argumentoi, että 1980-luvulla Suomen rahoitusmarkkinat olivat vielä pienet ja epälikvidit, mikä ehkä osaltaan vaikutti hänen tuloksiin. 1990-luvun tilannetta tarkasteltaessa tämä selitys ei vaikuta pätevältä, koska rahoitusmarkkinamme ovat kehittyneet. (Ks. liite 4 taulukko 2 ja 3)

- HEX ja valuuttakurssi

Markan dollarikurssin ja HEX-indeksin kausaalisuussuhteen tarkastelu paljastui kaikkein mielenkiintoisimmaksi tulokseksi kuukausiaineistolla. Valuuttakurssi selitti HEX-indeksiä pienemmillä viiveillä ja HEX-indeksi selitti valuuttakurssia suuremmilla viiveillä. HEX reagoi nopeammin valuuttakurssiin, kun taas valuuttakurssin reagointi osakehintoihin oli hitaampaa. Valuuttakurssin selitysvoima paljastui viiveillä 1,2,3 ja 4. F-testisuureen arvot ylittivät taulukkoarvot selvästi näillä viiveillä ja nollahypoteesi voitiin hylätä.

Taulukko 4: Granger-testit FIM/USD-kurssille ja HEX-indeksille.

1990(12) – 1998(10)							
Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DVKURS→DLHEX	7	0,359403292	0,318253131	1,477715445	2,126	H	80
	6	0,371335348	0,320632161	2,118555023	2,211	H	82
	5	0,370891883	0,321525614	2,57943157	2,323	H	84
	4	0,372074684	0,324099271	3,182578458	2,478	K	86
	3	0,382457676	0,332037041	4,454338267	2,708	K	88
	2	0,387501152	0,352105493	4,523657502	3,098	K	90
	1	0,394051883	0,370764827	5,778350593	3,945	K	92
DLHEX→DVKURS	7	1,429962606	1,098270816	3,451574292	2,126	K	80
	6	1,449314503	1,140574421	3,699405939	2,211	K	82
	5	1,456250759	1,162220314	4,250236738	2,323	K	84
	4	1,456275429	1,380325414	1,18000259	2,478	H	86
	3	1,468056201	1,419260816	1,008504763	2,708	H	88
	2	1,469858548	1,443668635	0,816354983	3,098	H	90
	1	1,521894584	1,521579624	0,019466911	3,945	H	92

Viiveillä 5,6 ja 7 HEX-indeksin kasvuasteen viivästettyjen arvojen kertoimet poikkesivat tilastollisesti nolasta. Muuttujien välillä vallitsi kaksipuolinen kausaalisuus. On vaikea sanoa, kumpi oli syy ja kumpi seuraus tai kumpi selitti toista enemmän.

- HEX ja rahamäärä

Kuukausiaineistolla tehdyillä regressioilla rahamäärän ja HEX-indeksin välillä ei saatu aikaan tilastollisesti merkitseviä tuloksia. Sekä suppean rahan että lavean rahan viivästettyjen arvojen kertoimien testisuureet olivat kausaalisuuden löytämisen kannalta liian pieniä. Toisaalta HEX-indeksin kasvuasteellakaan ei ollut selitysvoimaa rahamäärille. Granger-kausalisesti katsottuna muuttujat olivat riippumattomia tällä ajanjaksolla. (Ks. liite 5 taulukko 5 ja 6)

- HEX ja teollisuustuotanto

Teollisuustuotannon volyyymi-indeksin ja HEX:n välinen kausaalisuustarkastelu tuotti tulosta, mutta ei tilastollisesti merkitsevää. Siitä huolimatta HEX-indeksi näytti selittävän teollisuustuotannon volyyymiä paremmin kuin toisinpäin.

Taulukko 7: Granger-testit teollisuustuotannolle ja HEX-indeksille.

1990(12) – 1998(10)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DTUOT→DLHEX	7	0,359403222	0,324993512	1,210038437	2,126	H	80
	6	0,370335348	0,339656767	1,234404794	2,211	H	82
	5	0,370891883	0,357161596	0,645838814	2,323	H	84
	4	0,372074684	0,360804192	0,671598506	2,478	H	86
	3	0,382457676	0,37303031	0,741323325	2,708	H	88
	2	0,387501152	0,380329086	0,848588714	3,098	H	90
	1	0,394051883	0,391503534	0,598840101	3,945	H	92
DLHEX→DTUOT	7	4590,862939	3941,849051	1,881680775	2,126	H:10%K	80
	6	5016,584843	4837,214278	0,506778815	2,211	H	82
	5	5849,003726	5488,25046	0,4747777	2,323	H	84
	4	5917,782186	5800,863655	0,433340372	2,478	H	86
	3	9498,885841	9108,889337	1,255904757	2,708	H	88
	2	10135,64119	9942,570434	0,873840158	3,098	H	90
	1	10543,75058	10385,15301	1,404984163	3,945	H	92

F-testisuureen taulukkoarvo 10%:n merkitsevyytasolla seitsemännen viiveen kohdalla oli 1,793, mikä viittaa regression kohdalla HEX-indeksin jonkinasteiseen selitysvoimaan teollisuustuotantoa kohtaan. Osakekursseilla oli jonkinasteista yksipuolista kausaalisuutta teollisuustuotantoon. Näin ollen tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaisesti HEX-indeksin muutokset näyttivät edeltävän makromuuttujia: markkinat katsovat tulevaisuuteen ja reagoivat siihen. Viiveen pituus tosin oli pitkä, eikä 10 %:n merkitsevyytasoä pidetä tilastollisesti merkitsevänä.

Neljännesvuosiaineisto

Neljännesvuosiaineistolla (*muuttujien perässä erotukseksi kuukausiaineistosta) tutkittaessa Granger-kausalisuutta saatiin joitakin kuukausiaineistosta merkittävästi poikkeavia tuloksia. Neljännesvuosiaineistossa informaatio kolmen kuukauden osalta supistetaan yhteen lukuun. Tämä voi juuri osaltaan selittää aineistolla saatujen tulosten vähyttä. Ajallisesti esimerkiksi 3 viivettä neljännesvuosiaineistolla vastaa 8 viivettä kuukausiajanjaksolla kuukausissa mitattuna. Granger-kausalisuuden tutkimisen ongelma on juuri tulosten ristiriitaisuus eri viiveillä, minkä vuoksi suositellaan käytettäväksi paljon viiveitä. Vaikka neljännesvuosiaineistolla ei tutkittu monia viiveitä, ei viiveiden vähyys voi pelkästään selittää tulosten niukkuutta, koska on luonnollista olettaa, että vähilläkin viiveillä kausalisuutta ilmenee jos kausalisuutta on olemassa muuttujien välillä. Viiveiden vähyys vaikuttaa mahdollisten tulosten luotettavuuteen. Viiveiden riittäväällä

lukumäärällä voidaan varmistaa, että myös mahdollinen takaisinkytkentä saadaan havainnoitua aineistosta ja ettei tehdä väriä johtopäätöksiä. Joidenkin muuttujien kohdalla tutkittiin kausaalisuutta muuttujien toisten differenssien avulla. Toinen differenssi oli mukana tarkasteluissa: HEX, suppea raha, inflaatio ja valuuttakurssi.

- HEX ja inflaatio

Yllättäen tulokset eivät noudattaneet samaa linjaa kuin kuukausiaineistolla ko. muuttujien välillä. Nyt testisuureiden arvot jäivät niin alhaisiksi, että nollahypoteesia ei voitu hylätä. Tosin F-testisuureen arvot olivat suuremmat inflaation selittäessä HEX-indeksiä kuin toisinpäin, mutta tilastollisesti merkitseviä riippuvuuksia ei löydetty. (Liite 6 taulukko 8)

- HEX ja pitkät korot

Kausaalisuuden löytäminen korkojen ja HEX:n välillä ei tuottanut toivottua tulosta neljännesvuosiaineistollakaan. Ainoastaan 4-5 v. valtion verollisen obligaation tuotto prosentti viiveellä 2 sai nollasta poikkeavan kertoimen 10 %:n merkitsevyydellä. F-testisuureen taulukkoarvo 10 prosentin merkitsevyydellä on 2.549. Tulos antoi viitteitä siitä, että muuttujien välillä oli yksipuolinen kausaalisuus koroista osakekursseihin. Tulos kuulostaa loogiselta. Jos ajatellaan 4-5 vuoden obligaatiota osakkeiden vaihtoehtoisena, korkojen nouseminen vähentää osakesijoituksen houkuttelevuutta sijoituskohteena, eli kausaalisuus kulkee koroista osakekursseihin. Saman regression koron muutkin viiveet saivat suhteellisen isoja arvoja, mutta eivät kuitenkaan tilastollisesti merkitsevästi.

Mutta voidaanko ajatella, että osakekurssien noustessa obligatiot (korkosijoitukset) menettävät kiinnostustaan sijoituskohteena, jolloin kausaalisuus olisi kaksipuolista, joten muuttujien välillä voitaisiin ajatella olevan takaisinkytkentä. Vaikka nämä tulokset vahvistavatkin vain yksipuolisen kausaalisuuden 10 %:n merkitsevyydellä., niin kaksipuolinen kausaalisuus lienee todellisuudessa lähempänä totuutta.

Taulukko 9: Granger-testit 10 vuoden obligaatiokorolle ja HEX-indeksille.

1992(1) – 1998(3)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-tilaus	Toimenp	n-k
DKOR10*→DDHEX*	4	1267936,303	1045614,88	0,956801995	2,928	H	18
	3	1326385,952	1146376,152	1,046833826	3,098	H	20
	2	1329363,693	1157602,041	1,632148273	3,443	H	22
	1	2118299,369	2095654,658	0,259333312	4,259	H	24
DDHEX*→DKOR10*	4	9,714189034	9,376554802	0,162037558	2,928	H	18
	3	11,15781288	10,47984537	0,431283405	3,098	H	20
	2	11,96664832	11,91554284	0,047178738	3,443	H	22
	1	12,69213006	12,69044158	0,003193231	4,259	H	24

Taulukko 10: Granger-testit 4-5 vuoden obligaatiokorolle ja HEX-indeksille.

1991(4) – 1998(3)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-tilaus	Toimenp	n-k
DKOR4-5*→DDHEX*	4	1286195,003	966387,5852	1,571921291	2,895	H	19
	3	1350087,983	1071162,5	1,822765809	3,072	H	21
	2	1350748,908	1074483,484	2,956818251	3,422	H10%K	23
	1	2151162,678	2083548,923	0,811281106	4,242	H	25
DDHEX*→DKOR4-5*	4	11,80685047	11,65272549	0,062825959	2,895	H	19
	3	13,46728374	13,00567723	0,248448851	3,072	H	21
	2	13,97633184	13,84719516	0,107247121	3,422	H	23
	1	15,25356723	15,24056132	0,021334368	4,242	H	25

- HEX ja valuuttakurssi

Samoin kuin inflaation ja HEX:n regressioissa neljännesvuosiaineistolla, myös valuuttakurssin ja HEX:n kausaalisuustarkastelut eivät noudattaneet kuukausiaineiston tuloksia. Nyt testin F-arvot jäivät huomattavasti pienemmäksi eikä tilastollisesti merkitseviä testituloksia esiintynyt. (Liite 7 taulukko 11)

- HEX ja rahamäärä

Neljännesvuosiaineiston testeistä merkittävimpiä tuloksia saatiin suppean rahan ja HEX:n välisistä tarkasteluista. Suppean rahan ja HEX-indeksin välillä näytti neljännesvuosiaineistolla olevan vahva kausaalisuus siten, että HEX selitti suppean rahan määrää. Viiveillä 1 ja 2 HEX:n viivästettyjen arvojen kertoimet olivat nollassa poikkeavia. Viiveellä 2 poikkeavuus oli tilastollisesti erittäin merkitsevää, koska testisuureen arvo ylitti 1 %:n merkitsevyytason (F-tilastukkoarvo 1%:lle on 5,664). Viiveellä 1 poikkeavuus oli tilastollisesti merkitsevää.

Taulukko 12: Granger-testit suppealle rahalle ja HEX-indeksille.

1991(4) – 1998(3)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-tilastukko	Toimenp	n-k
DDM1*→DDHEX*	2	1350748,908	1308689,47	0,369593817	3,422	H	23
	1	2151162,678	2127973,472	0,272432978	4,242	H	25
DDHEX*→DDM1*	2	953321751,6	611959699	6,41490544	3,422	K	23
	1	987419273,2	829843710,7	4,747145772	4,242	K	25

Taulukko 13: Granger-testit lavealle rahalle ja HEX-indeksille.

1991(4) – 1998(3)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-tilastukko	Toimenp	n-k
DDM2*→DDHEX*	2	1350748,908	1154532,913	1,954456142	3,422	H	23
	1	2151162,678	2150647,325	0,005990673	4,242	H	25
DDHEX*→DDM2*	2	189278532,5	181192910,3	0,513180428	3,422	H	23
	1	201259019,9	200691601,5	0,014136575	4,242	H	25

On vaikea tulkita, miksi HEX aiheutti kausaalisuuden suppean rahan määrässä, jos ei tiedetä, minkä suuntainen tämä kausaalisuus oli, siis oliko kyseessä positiivinen vai negatiivinen suhde. Positiivinen kausaalinen suhde osakekurseista suppeaan rahaan on vaikeasti tulkittavissa. Jos osakekurssit nousevat, niin ihmisten hallussa oleva rahamäärä ei lisääntyne, koska ihmiset ostavat osakkeita. Toisaalta jos osakekurssit nousevat, voivat yritykset maksaa suurempia osinkoja ja sijoittajien osinkotulot kasvavat, jolloin heidän hallussaan oleva rahamäärä kasvaa. Negatiivinen

suhde osakekursseista suppeaan rahan voidaan ajatella sitä kautta, että osakekurssien noustessa, ihmisten hallussa oleva rahamäärä vähenee heidän ostaessaan osakkeita.

- HEX ja teollisuustuotanto

Teollisuustuotannon ja HEX:n väliselle kausaalisuudelle ei löydetty tukea neljännesvuosiaineistollakaan. Nollahypoteesi ei-kausalisuudesta jäi voimaan. (Liite 8 taulukko 14)

RYHMÄ 2

Koska pitkien korkojen, rahamäärien sekä teollisuustuotannon kausaalisuustarkastelut HEX-indeksin kanssa eivät tuottaneet merkittäviä tilastollisia tuloksia ajanjaksolla 1990-1998, tutkittiin kausaalisuutta hieman eri ajanjaksoilla näiden muuttujien kohdalla. Lisäksi tutkittiin ainoastaan kuukausiaineistoa.

- Ajanjakso 1994/1-1998/10

Ajanjaksolla on HEX-indeksi noussut vahvasti. HEX:n kasvuastetta ja makromuuttujia on tutkittu kuudella viiveellä. Granger-testit 4-5 vuoden koron, suppean rahan ja teollisuustuotannon välillä eivät tälläkään ajanjaksolla tuottaneet tilastollisesti merkitseviä testituloksia. Korko ja teollisuustuotanto olivat kertaalleen differensoituja ja suppea raha kahteen kertaan differensoitu tarkasteluissa. Kaikkien tarkasteluiden kohdalla F-testisuureen lasketut arvot olivat liian pieniä kausaalisuuden löytämiseksi. (Liite 9 taulukot 15, 16 ja 17)

- Ajanjakso 1990/1-1994/12

Edelliset tilastollisesti ei-merkitsevät tulokset innoittivat tutkimaan 1990-luvun alkupuolta. Nyt tutkittiin HEX-indeksin toista differenssiä ja suppean rahan toista differenssiä. Jälleen kerran testitulokset jäivät pieniksi. (Liite 10 taulukko 18)

RYHMÄ 3

- Ajanjakso 1993/1-1997/12

Viimeisenä yrityksenä kausaalisuuden löytämiseksi kokeiltiin ajanjaksoa kahden edellä tutkitun ajanjaksojen välistä. Taas tutkittiin HEX-indeksin toista differenssiä. Viiveitä tutkittiin HEX:n ja makromuuttujien osalta kahdeksaa. Nyt Granger-kausalisuustarkastelut tuottivat tilastollisesti merkitseviä tuloksia. Suppea raha, laeva raha ja teollisuustuotanto olivat kahteen kertaan differensoituja.

Suppea raha aiheutti kausaalisuuden viiveillä 8,7,3 ja 2: nollahypoteesi hylättiin. Viiveillä 8 ja 7 kausaalisuus oli tilastollisesti erittäin merkitsevää (1%:n merkitsevyydystason F-taulukkoarvot ovat 2,957 ja 3,066) ja viiveillä 3 ja 2 merkitsevää.

Taulukko 19: Granger-testit suppealle rahalle ja HEX-indeksille.

1993(1) – 1997(12)

Kausaalisuuden Suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DDM1→DDHEX	8	678597,7649	420494,9991	3,299212521	2,163	K	43
	7	727236,955	431339,2942	4,40998368	2,221	K	45
	6	756575,8119	612171,0218	1,847802028	2,299	H	47
	5	780098,3894	649744,9026	1,966101104	2,404	H	49
	4	799764,0478	703535,5663	1,743924825	2,553	H	51
	3	882273,1589	753685,2468	3,014149196	2,779	K	53
	2	889537,394	793860,6713	3,314321983	3,165	K	55
	1	973392,7146	930851,5878	2,604974047	4,009	H	57
DDHEX→DDM1	8	434873257	326136881,7	1,792063548	2,163	H	43
	7	438474705,6	339280194,6	1,879505522	2,221	H	45
	6	439055398,3	350528733,8	1,978322474	2,299	H	47
	5	447416529,2	383739562,8	1,626192166	2,404	H	49
	4	487109288,1	422346652,5	1,955084997	2,553	H	51
	3	586503119,2	512300522,2	2,558847118	2,779	H	53
	2	591859527,2	525577161,6	3,468120739	3,165	K	55
	1	623641184,6	610599231,4	1,21747833	4,009	H	57

Myös HEX aiheutti suppeassa rahassa kausaalisuuden viiveellä 2, joten muuttujien välinen kausaalisuus oli kaksipuolista (takaisinkytkentä). Huomattavaa on, että suppean rahan viivästettyjen arvojen kertoimet saivat nolasta poikkeavan kertoimen neljällä viiveellä, kun taas HEX sai ainoastaan yhdellä viiveellä.

Granger-kausalisuus suppeasta rahasta osakekursseihin kuulostaa loogiselta. Jos sijoittajien hallussa oleva rahamäärä + sekki- ja käyttelytilien rahat lisääntyvät, he voivat ostaa lisää osakkeita, jolloin osakekurssit nousevat. Muuttujien välillä voidaan ajatella olevan positiivinen suhde. Testitulokset antavat tukea kaksipuoliselle kausalisuudelle.

Lavean rahan viivästettyjen arvojen kertoimet saivat nolasta poikkeavan kertoimen viiveillä 8,7,5 ja 3. Viiveellä 7 tulos oli tilastollisesti erittäin merkitsevä ja viiveillä 8 ja 3 tilastollisesti merkitsevä. Viiveellä 5 laskettu F-testisuure oli pyöristettynä 2,4, joten kertoimen nolasta poikkeavuus oli erittäin lähellä tälläkin viiveellä.

Taulukko 20: Granger-testit lavealle rahalle ja HEX-indeksille.

1993(1) – 1997(12)							
Kausalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DDM2→DDHEX	8	678597,7649	453002,8454	2,676744097	2,163	K	43
	7	727236,955	462799,1006	3,673208598	2,221	K	45
	6	756575,8119	617084,479	1,770717211	2,299	H	47
	5	780098,3894	629068,8782	2,35282536	2,404	H/K	49
	4	799764,0478	702995,3591	1,755062484	2,553	H	51
	3	882273,1589	756805,1134	2,92889424	2,779	K	53
	2	889537,394	817726,5791	2,414984984	3,165	H	55
	1	973392,7146	945508,8326	1,680979827	4,009	H	57
DDHEX→DDM2	8	515319252,1	373093907,9	2,048978042	2,163	H	43
	7	516192080,4	375766299,3	2,433176647	2,221	K	45
	6	521151590,1	419661391,8	1,89440004	2,299	H	47
	5	543743741,8	453192332,7	1,958117437	2,404	H	49
	4	591460565,8	508026609,8	2,093951219	2,553	H	51
	3	683079926	578587710,6	3,190577859	2,779	K	53
	2	709598678	596556365	5,211014063	3,165	K	55
	1	777853005	736795972,5	3,17625359	4,009	H	57

HEX selitti laveaa rahaa viiveillä 7,3 ja 2. Näin ollen muuttujien välillä oli takaisinkytkentä. Viiveellä 2 F-testisuureen arvo oli tilastollisesti erittäin merkitsevä ja viiveillä 7 ja 3 merkitsevä.

Teollisuustuotannon ja HEX:n välinen kausalisuustarkastelu oli mielenkiintoinen. Ainoastaan HEX näytti aiheuttavan kausalisuutta eikä toisinpäin, joten muuttujien välillä oli tarkasteluajanjaksolla yksipuolinen kausalisuus osakekursseista teollisuustuotantoon. Viiveillä 6 ja 1 HEX:n viivästettyjen arvojen kertoimet saivat tilastollisesti merkitsevästi nolasta poikkeavan

kertoimen. Viiveellä 7 nollasta poikkeavuus toteutui 10%:n merkitsevyytasolla (10%:n merkitsevyytason F-arvo on 1,855).

Tehokkaiden markkinoiden näkökulmasta tulos on looginen. Suomen osakekurssit katsovat tulevaisuuteen. Voidaan hyväksyä, että tämän muuttujan kohdalla on viitteitä tehokkaiden markkinoiden mukaisesta hinnoittelusta. Tulos on sama kuin neljännesvuosiaineistolla, mutta kuukausiaineistolla saatiin tilastollisesti merkitseviä tuloksia.

Taulukko 21: Granger-testit teollisuustuotannolle ja HEX-indeksille.

1993(1) – 1997(12)							
Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DDTUOT→DDHEX	8	678597,7649	515186,0177	1,704895147	2,163	H	43
	7	727236,955	601726,0658	1,340902052	2,221	H	45
	6	756575,8119	656869,9414	1,189016683	2,299	H	47
	5	780098,3894	707104,1007	1,011653063	2,404	H	49
	4	799764,0478	733834,682	1,143925103	2,553	H	51
	3	882273,1589	787631,3685	2,122826782	2,779	H	53
	2	889537,394	878847,9575	0,334482775	3,165	H	55
	1	973392,7146	940421,0011	1,99845353	4,009	H	57
DDHEX→DDTUOT	8	2789,308512	2204,256562	1,426628046	2,163	H	43
	7	3771,696957	2851,041487	2,075907866	2,221	H/K 10%	45
	6	3849,972578	2903,746541	2,552600185	2,299	K	47
	5	6514,187877	5736,377675	1,328807204	2,404	H	49
	4	7038,969721	6561,891571	0,926980634	2,553	H	51
	3	10876,76915	10143,30134	1,277486577	2,779	H	53
	2	11039,27113	10550,94387	1,272777091	3,165	H	55
	1	13030,62926	12128,56409	4,239390113	4,009	K	57

Sekä 10 vuoden että 4-5 vuoden korkojen ja HEX:n väliset kausaalisuustarkastelut eivät oikeuttaneet hylkäämään nollahypoteesia (liite 11 taulukot 22 ja 23). Vaikka tulokset eivät paljastaneet kausaalisuutta muuttujien välille edes sitä määrää, mitä neljännesvuosiaineistolla havaittiin, on epäuskottavaa, että muuttujien välillä ei olisi kausaalisuutta lainkaan. Eräs syy pitkien korkojen ja osakekurssien kausaalisuuden havaitsemattomuudelle voi olla Gesken & Roll:n (1983, 1-33) esittämä kausaalisuusketju korkojen muutoksille. Heidän mukaansa markkinaosapuolet, jotka ymmärtävät korkomuutosten olevan seurausta reaalitaloudesta ja odotuksista muista makrotaloudellisista muuttujista, määräävät korot. Esim. rahamäärän muutokset näkyvät viiveillä osakehinnoissa, mutta korkojen muutokset näkyvät heti. Selitys sopinee kuitenkin paremmin

lyhyille kuin pitkille koroille. On mahdollista, että pitkien korkojen muutokset ovat liian stabiileja ajanjaksolla. Parempia kausaalisuustuloksia voisi löytyä tutkittaessa lyhyitä markkinakorkoja.

5.5 Kausaalisuuden etumerkki

Tarkoituksena on ollut tutkia, millainen suhde Granger-testin mukaan kausaalisuutta aiheuttavilla viiveillä on osakekursseihin ja teollisuustuotannon tapauksessa, millainen vaikutus osakehinnoilla on teollisuustuotantoon. Pyrkimyksenä on ollut löytää tilastollisesti merkitseviä kertoimia ja tulkita näiden kertoimien suunta ja suhde osakekursseihin. Regressioissa ei ole keskitytty selitysteiden hyvyyteen, vaan kertoimien t-arvoihin⁵⁷ ja etumerkkeihin. Taulukoissa on raportoitu kertoimien estimaattoreiden arvot, estimaattoreiden t-arvot ja Durbin-Watson d-testisuure, joka on testi ensimmäisen asteen autokorrelaatiolle. Estimointimenetelmänä oli OLS. Malleissa oli siis mukana sekä selitettävän että selittävän muuttujan viiveitä, millä oli omat ongelmansa estimointia ajatellen. Osakehintoihin vaikuttavat varmasti monet muutkin tekijät, joita ei ollut regressioissa mukana yhtä aikaa, mikä voi aiheuttaa esim. autokorrelaation⁵⁸ muodossa spesifiointiongelmia. Selitysteet olivat alhaisia (jäännösvirhesummat suuria), mutta kuitenkin lähestymistavan takana olivat Granger-testit, jotka antoivat tukea toteutukselle. Muita ongelmia kuten multikollinearisuutta⁵⁹ ja heteroskedastisuutta tarkasteltiin myös regressioiden osalta.⁶⁰ Estimointitavan virheellisyydestä ei voida kuitenkaan sanoa liian vahvoja argumentteja pelkän mahdollisen autokorrelaatio-ongelman vuoksi. Esim. Aspren (1988, 591) on selittänyt osakekursseja vain yhdellä ainoalla muuttujalla ja hyväksynyt mahdollisen autokorrelaation, koska esim. osakekurssi-indeksi jo itsessään on autokorreloitu data. Tässä tutkimuksessa aineistot differensoitiin kerran tai kaksi, jotta tätä taloudellisiin aikasarjoihin liittyvää autokorrelaatio-ongelmaa voitiin lieventää.

Autokorrelaation tutkimuksessa Durbin-Watson d-testisuureen arvoon ei voida luottaa, jos regressioissa on mukana myös selitettävän muuttujan viiveitä (testisuureen taipumuksena on olla harhaisesti kaksi). Autokorrelaatio-ongelman havaitsemiseksi on laskettu Durbin-Watson h-testisuure, mikä sekään ei aina takaa ensimmäisen asteen autokorrelaation löytymistä. Testisuureen

⁵⁷ T-arvojen kohdalla tilastollisesti merkitsevä arvo on noin 2 (=”peukalosääntö”, tarkka arvo riippuu vapausasteista).

⁵⁸ Regressioyhtälön virhetermien korreloituneisuus.

⁵⁹ Selittävien muuttujien välinen lineaarinen keskinäinen riippuvuus. Ongelma varsinkin aikasarja-aineistoissa.

⁶⁰ Korpela (1993): Virhetermin varianssin ei-vakioisuus. Ongelma varsinkin poikkileikkausaineistoissa.

laskemisessa tarvittiin ensimmäisen asteen autokorrelaation estimaattoria, minkä laskeminen voitiin välttää käyttämällä Durbin-Watson d-testisuureta avuksi. Durbin-Watson h-testisuure lasketaan⁶¹:

$$(38)h = (1 - 0.5d)\sqrt{\frac{N}{1 - N(\text{var } \alpha_2)}},$$

missä d on Durbin-Watson d-testisuure, n on havaintojen lkm ja $(\text{var } \alpha_2)$ on selitettävän muuttujan ensimmäisen viiveen kertoimen estimaattorin varianssi. H-testisuureen käyttämisessä voi olla yksi ongelma, mikä paljastui myös tämän tutkimuksen regressioissa: jos $N(\text{var } \alpha_2) > 1$, testisuureta ei voida laskea! Jos h-testisuureen arvo toteuttaa seuraavan ehdon: $-1.96 < h < 1.96$, voidaan hyväksyä, että tuloksissa ei ole ensimmäisen asteen autokorrelaatiota.

Inflaation ja markan dollarikurssin kohdalla tutkittiin ajanjaksoa 1990-1998 (osakekurssit kasvuasteita). Rahamäärien ja teollisuustuotannon kohdalla käytetty ajanjakso oli 1993-1997 (osakekurssit kahteen kertaan differensoituja). Lähtökohtana oli regressio:

$$(39)HEX = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{7/8} \alpha_i HEX_{t-i} + \sum_{j=1}^{7/8} \alpha_j SELITTÄJÄ_{t-j} + e_t.$$

Toisin sanoen HEX-indeksiä selittivät sen omat viiveet sekä Granger-kausalisuutta aiheuttavan makromuuttujan viiveet (j ei välttämättä alkanut yhdestä ja päätynyt seitsemään tai kahdeksaan). Myös muita kuin kausalisuutta aiheuttavia viiveitä käytettiin joissakin regressioissa. Teollisuustuotanto muodosti poikkeuksen kaavan (39) regressiosta: sen kohdalla selitettiin teollisuustuotantoa Granger-testin kausalisuutta aiheuttavilla HEX-indeksin viiveillä suhteen selvittämiseksi. Tutkimuksen taulukoissa t viittaa kertoimen estimaattorin t-arvoon ja k viittaa estimoidun kertoimen arvoon. Viiveet on merkattu muuttujien perään: esim. DDM1-2 tarkoittaa suppean rahamäärän toisen differenssin toista viivettä.⁶² Taulukoiden ensimmäinen sarake on selitettävä muuttuja ja ensimmäisessä sarakkeessa on kerrottu, kuinka monta selitettävän muuttujan viivettä on ollut ko. regressioissa. Esim. merkintä DLHEX viiveet 1-4, kertoo, että HEX:n kasvuastetta on selitetty tässä tapauksessa omilla viiveillään yhdestä neljään sekä Granger-kausalisuutta aiheuttavan makromuuttujan viiveillä (ovat samalla rivillä seuraavissa sarakkeissa).

⁶¹ Gujarati (1995, 605-609).

⁶² Estimointitulokset liitteessä 12.

Mallien spesifiointia tarkasteltiin jäännösten normaalisuuden testauksella (tarkoituksena oli etsiä heteroskedastisuutta) sekä jäännösten korrelogrammilla (tarkoituksena oli etsiä korkeamman asteen autokorrelaatiota). Pcgiveissä jäännösten korrelogrammin tarkasteluissa on apuna Portmanteau-testisuure, minkä Pcgive laskee jäännöksille. Jos testisuureen arvo $\geq 2s$ (s viiveen pituus korrelogrammissa), korrelogrammi ei ole nolla eli jäännöksissä on korkeamman asteen autokorrelaatiota.⁶³

Inflaation kertoimet

Inflaatiosta otettiin mukaan viiveet 1 ja 2. Estimointijakso oli 1990(9) – 1998(10). Regressioissa tutkittiin näiden viiveiden kertoimien arvoja yhdessä HEX-indeksin kasvuasteen eri viiveiden kanssa. Inflaation ensimmäinen viive sai tilastollisesti merkitseviä t-arvoja, mutta toinen viive ei. Ensimmäisen viiveen kertoimet olivat pieniä mutta positiivisia: muuttujien välillä positiivinen riippuvuus. Tulos on samansuuntainen esimerkiksi Sierimon & Virenin (1995) tuloksen kanssa (ks. osio 5.2).

Taulukko 24: *Inflaation ja HEX:n estimointitulokset.*

*	DLHEX-viiv.	t:DINF-1	t:DINF-2	k:DINF-1	k:DINF-2	DW,d	DW,h
1)	1-6	2,116	0,187	0,048759	0,0043989	1,92	
2)	1-5	2,127	0,213	0,048759	0,0047994	1,92	*
3)	1-3	2,152	-0,021	0,047076	-0,00045882	1,9	*
4)	1-2	2,124	0,094	0,046573	0,00209	1,9	*
5)	1 viive	2,005	0,412	0,043815	0,008901	1,84	2,84

(* Regressiot on numeroitu 1,2,3 jne. Samaa numerointia on käytetty regressioiden liitteissä 12, 13 ja 14.)

Ainoastaan viimeisessä regressiossa pystyttiin laskemaan DW-testin h-arvo, minkä arvo viittasi ensimmäisen asteen autokorrelaatioon regressioissa. Selitysasteet regressioissa vaihtelivat 24%:sta 18 %:iin.

⁶³ Jäännösten normaalisuus- ja korrelogrammitestit liitteenä: liitteet 13 ja 14.

⁶⁴ Korpela (1993) esittää peukalosääntöä multikollineaarisuuden havaitsemiseksi. Klassinen multikollineaarisuuden oire on korkea selitysaste, mutta vähän merkitseviä t-arvoja.

Kun tutkittiin ainoastaan inflaation viiveitä 1,5 ja 6, saatiin vahvoja tuloksia, että lyhyellä aikavälillä inflaatiolla oli positiivinen suhde HEX:n kasvuasteeseen ja hieman pidemmällä viiveellä (viiveellä 5) negatiivinen suhde kasvuasteeseen. Näissä regressioissa oli HEX:n viiveitä mukana kolme. Positiivinen suhde voi olla seuraus osakekurssien toiminnasta suojana inflaatiota vastaan. Negatiivinen suhde pidemmällä aikavälillä puolestaan on yhdenmukainen aikaisempien tutkimustulosten kanssa (esim. Aspren 1988). Selitysaste regressiossa oli 25%.

Taulukko 25: *Lisää inflaation ja HEX:n estimointituloksia.*

	DLHEX	t:DINFL-1	t:DINF-5	t:DINF-6	k:DINF-1	k:DINF-5	k:DINF-6	DW,d	DW,h
6)	1-3	2,599	-2,315	-0,434	0,055931	-0,049682	-0,0093055	1,91	*

Multikollineaarisuuden klassista oiretta ei regressioissa näkynyt⁶⁴. Regressioiden selitysasteet olivat matalat ja merkitseviä t-arvoja löytyi useita. Pöyvellä voidaan tutkia ns. Chi-testillä heteroskedastisuutta. Chi-testin nollahypoteesina on jäännösten normaalius. Jäännösten normaalisuutta ei voitu hylätä yhdessäkään regressioista (Liite13) ja Portmanteaun testisuure ylitti vain yhdessä regressiossa korkeamman asteen autokorrelaation rajan (Liite14).

Markan USD-kurssin kertoimet

Markan dollarikurssista tutkittiin erityisesti viiveitä 1-4. Estimointijakso oli 1990(10)-1998(10). Valuuttakurssin toinen viive sai suuria t-arvoja. Kun HEX:stä oli mukana 2-5 viivettä, valuuttakurssin t-arvot olivat noin kaksi, mikä kertoo tilastollisesta merkitsevyydestä. Kertoimet noilla viiveillä olivat positiivisia. Tulokset ovat tulkittavissa siten, että markan dollarikurssin kasvaessa ko. viiveillä eli markan devalvoituessa, osakehinnat myös kasvavat, mikä on looginen tulos teoreettisesti. DW h-testisuureta ei pystytty laskemaan missään regressiossa. Regressioiden jäännökset täyttivät normaalisuusehdot kaikissa tapauksissa (Liite13). Heteroskedastisuus ei näyttänyt olevan ongelma. Selitysasteet vaihtelivat 30 prosentista 25 prosenttiin ja lisäksi saatiin useita merkittäviä kertoimien estimaattoreiden t-arvoja. Portmanteaun testisuuret eivät viitanneet korkeamman asteen autokorrelaatioon (Liite14).

⁶⁴ Korpela (1993) esittää peukalosääntöä multikollineaarisuuden havaitsemiseksi. Klassinen multikollineaarisuuden oire on korkea selitysaste, mutta vähän merkitseviä t-arvoja.

Taulukko 26: Valuuttakurssin ja HEX:n suhteen estimointitulokset.

	DLHEX	t:DVKUR-1	t:DVKUR-2	t:DVKUR-3	t:DVKUR-4	k:DVKUR-1	k:DVKUR-2	k:DVKUR-3	k:DVKUR-4	DW,d	DW,h
1)	1-7	1,519	1,706	-1,449	-0,148	0,087418	0,10759	-0,089527	-0,0083587	2,01	*
2)	1-6	1,586	1,881	-1,495	-0,155	0,089859	0,11294	-0,09139	-0,0086927	2,02	*
3)	1-5	1,516	1,964	-1,472	-0,222	0,079124	0,11658	-0,08943	-0,012304	2,02	*
4)	1-4	1,507	2,043	-1,536	-0,216	0,078007	0,11912	-0,091832	-0,011904	2,01	*
5)	1-3	1,347	2,277	-1,51	-0,413	0,06963	0,13186	-0,090763	-0,022723	1,96	*
6)	1-2	1,115	2,34	-1,42	-0,138	0,057761	0,13686	-0,086223	-0,00758	1,98	*

Suppean rahan kertoimet

Estimointijaksona oli 1993-1997. Suppean rahamäärän viiveistä tutkittiin erityisesti viiveitä 8,7,3 ja 2. Tilastollisesti merkitsevimmät tulokset viittasivat suppean rahan ja osakehintojen positiiviseen suhteeseen. Suppean rahan toinen viive sai kaikissa regressioissa tilastollisesti merkitsevän t-arvon. Myös seitsemäs viive sai kaikissa regressioissa tilastollisesti merkitseviä t-arvoja. Molempien viiveiden kertoimet olivat positiivisia. Tulokset ovat yhdenmukaisia ajateltaessa tutkimuksen teoriaosuudessa esitettyjä rahamäärän *liquidity* ja *earnings*- vaikutuksia. Jälleen kerran ei h-testisuuretta pystytty laskemaan kuin kahdessa regressiossa, joista toisen arvo oli vähän autokorrelaation hylkäämisarvoa suurempi ja toisen reilusti suurempi, mikä viittasi ensimmäisen asteen autokorrelaatioon.

Suppean rahan kahdeksas viive sai muutaman tilastollisesti merkitsevän t-arvon ja negatiivisen kertoimen. Kahdeksannen viiveen negatiivisuus ei toisaalta ole ristiriitainen tulos positiivisten viiveiden kanssa. Jos sijoittajan rahavarat ovat kasvaneet kahdeksan kuukautta sitten, hänen ostamansa osakkeet eivät riitä stimuloimaan osakkeiden kysyntää koko ajan: eli vaikka rahamäärä on kasvanut, eivät osakehinnat nouse ikuisesti. Selitysaste oli korkeimmillaan 65 % ja alimmillaan 52 %. Jäännösten normaalisuushypoteesi jäi voimaan regressioissa (Liite 13). Portmanteaun testisuuret hylkäsivät korkeamman asteen autokorrelaation (Liite 14). Hamburger & Kochin (1974) sekä Aspren (1988) ovat myös tutkimuksissaan saaneet positiivisia kertoimia muuttujien välille.

Taulukko 27: *Suppean rahan ja HEX:n suhteen estimointitulokset.*

	DLHEX	t:DDM1-2	t:DDM1-3	t:DDM1-7	t:DDM1-8	k:DDM1-2	k:DDM1-3	k:DDM1-7	k:DDM1-8	DW,d	DW,h
1)	1-8	2,741	0,716	2,514	-1,666	0,011912	0,0029016	0,010466	-0,0080611	1,96	*
2)	1-7	2,917	0,698	2,595	-1,717	0,012201	0,0027869	0,10614	-0,008192	1,99	*
3)	1-6	2,611	0,8	2,34	-1,818	0,011347	0,0033284	0,009958	-0,009019	1,99	*
4)	1-5	2,791	0,838	2,35	-1,989	0,01162	0,0034335	0,009811	-0,009369	1,99	*
5)	1-4	2,843	0,829	2,088	-2,281	0,011938	0,0034307	0,008626	-0,01065	2,08	-2,08
6)	1-3	3,227	1,386	2,347	-1,84	0,013856	0,0058002	0,010006	-0,008833	1,9	*
7)	1-2	2,866	1,288	2,33	-1,523	0,012432	0,0055253	0,010183	-0,007406	1,86	3,35

Lavean rahan kertoimet

Lavean rahan viiveistä Granger-kausalisuutta aiheuttivat viiveet 8,7,3 ja 5. Estimointijakso oli 1993(1)-1997(12). Kahdeksas viive sai tilastollisesti merkitsevän ja negatiivisen kertoimen, kun HEX-indeksistä olivat mukana viiveet 2,3,4,6 ja 7. Erikoista regressioissa oli, että HEX:n ensimmäisen viiveen jättäminen pois paransi tuloksia. Kun neljäs HEX:n viive jätettiin pois, sai lavean rahan seitsemäs viive tilastollisesti merkitsevän positiivisen kertoimen. Selitysasteet olivat 45 % ja 33 %.

Taulukko 28: *Lavean rahan ja HEX:n suhteen estimointitulokset.*

	DDHEX	t:DDM2-3	t:DDM2-5	t:DDM2-7	t:DDM2-8	k:DDM2-3	k:DDM2-5	k:DDM2-7	k:DDM2-8	DW,d
1)	2,3,4,6,7	-1,938	0,958	1,1681	-2,153	-0,006885	0,003561	0,007306	-0,009781	2,57
2)	2,3,6,7	-1,158	0,623	2,034	-1,658	-0,004346	0,002539	0,009467	-0,0081167	2,39

Kun regressioon otettiin mukaan lavean rahan toinen viive, mikä ei tosin saanut Granger-testeissä kausalisuuden hyväksyvää F-arvoa, saatiin tilastollisesti merkitseviä tuloksia. Lavean rahan toinen viive sai suuria t-arvoja ja positiivisia kertoimia. Lavean rahan ja HEX:n suhde oli samantapainen kuin suppean rahan ja HEX:n suhde. Viiveellä 2 ja 7 molemmat saivat positiivisen kertoimen ja viiveellä 8 negatiivisia kertoimia. Suppean rahan kohdalla saatiin parempia tuloksia. DW-h-testisuuren arvo (-2.7) yhdessä regressiossa kertoo ensimmäisen asteen autokorrelaatiosta. Regressioiden jäännökset paljastuivat Pcgiven testeillä normaaliksi (Liite 13). Selitysasteet regressioissa olivat 51 % ja 56 %. Portmanteaun testisuuren arvot olivat alhaiset, eivätkä viitanneet korkeamman asteen autokorrelaatioon (Liite 14).

Taulukko 29: Lisää lavean rahan ja HEX:n suhteen estimointituloksia.

	DDHE X	t:DDM2-2	t:DDM2-3	t:DDM2-5	t:DDM2-7	t:DDM2-8	k:DDM2-2	k:DDM2-3	k:DDM2-5	k:DDM2-7	k:DDM2-8	DW,d	D
3)	1,2,3	3,058	1,575	0,391	1,344	-1,764	0,012976	0,006567	0,001299	0,0055	-0,0077	1,9	*
4)	1,2,3,4	2,642	0,805	0,676	1,141	-2,141	0,010921	0,003367	0,002152	0,00448	-0,00898	2,1	-

Teollisuustuotanto ja HEX

Regressioissa tutkittiin HEX:n kausaalisuutta aiheuttavia viiveitä 1,6 ja 7. Estimointijakso oli 1993-1997. Tuotannon ja HEX:n regressiossa tuotannon ensimmäinen viive sai lähes tilastollisesti merkitseviä t-arvoja. Kertoimen etumerkki oli positiivinen. Tilastollisesti merkitseviä negatiivisia t-arvoja sai HEX:n kuudes viive. Seitsemäs viive ei saanut tilastollisesti merkitseviä arvoja.

Taulukko 30: HEX:n ja teollisuustuotannon suhteen estimointitulokset.

	DDTUOT	t:DDHEX-1	t:DDHEX-6	t:DDHEX-7	k:DDHEX-1	k:DDHEX-6	k:DDHEX-7	DW,d	DW,h
1)	1-6	0,925	-2,44	0,683	0,0071039	-0,02601	0,0077848	2,11	-0,838
2)	1-5	1,018	-3,202	0,063	0,0098007	-0,041395	0,0008905	2,2	*
3)	1-4	1,086	-3,207	0,0669	0,010579	-0,041977	0,0089678	2,23	-1,49
4)	1-3	1,915	-2,124	-0,456	0,023662	-0,036044	-0,007781	2,03	*
5)	1-2	1,915	-2,312	-0,441	0,023493	-0,03795	-0,007463	1,99	0,139

Positiivinen kerroin osakekurseille on looginen. Jos osakehinnat nousevat, silloin markkinoilla on odotuksia, että yritysten tuotanto ja tulos tulevat olemaan kasvavia. Negatiivinen kerroin HEX-indeksille on yllättävä. Se merkitsee, että osakehintojen noustessa teollisuustuotanto tulee laskemaan kuuden kuukauden kuluttua tuosta hintojen noususta. Järkevä selitys tulokselle voi olla teollisuustuotannon syklimäinen käyttäytyminen. Osakehintojen viivästettyjen arvojen selitysvoima teollisuustuotantoa kohtaan on tehokkaiden markkinoiden periaatteiden mukainen. Aspren (1988) on saanut negatiivisia kertoimia kun teollisuustuotanto on selittänyt osakehintoja. Durbin-Watson h-testisuureen arvot saatiin laskettua kolmessa regressiossa. Testisuureen arvot olivat alle ensimmäisen asteen autokorrelaation hyväksymisen arvojen. Selitysasteet vaihtelivat regressioissa välillä 55%-84%. Jäännösten normaalisuustestit olivat kunnossa (liite 13). Portmanteaun testisuureen arvot olivat korkeita, mikä kertoo korkeamman asteen autokorrelaatiosta (Liite 14).

6 YHTEENVETO

Tässä tutkimuksessa on löydetty tuloksia osakehintojen ja makrotaloudellisten muuttujien välisestä kausaalisuudesta. 1990-luvulla suomalaisilla osakemarkkinoilla on löydettävissä todisteita sekä yksi- että kaksipuolisesta Granger-kausalisuudesta. Parhaimmat Granger-kausalisuuden tulokset löytyivät kuukausiaineistolla ajanjaksolla 1993-1997. Neljännesvuosiaineistolla tulokset jäivät odotettua huonommiksi. Granger-kausalisuuden tuloksia on syytä tarkastella, kuten kaikkia muitakin tieteellisiä tuloksia, tietyin varauksin. Granger-kausalisuuden keskeinen kysymys on valittavien viiveiden lukumäärä regressioihin. Neljännesvuosiaineistolla juuri viiveiden vähyys voi olla suurin syy tutkimustuloksille. Lisäksi tutkimusjakson valinnalla näyttää olevan suuri merkitys tulosten löytymisessä.

Suomalaisilla osakemarkkinoilla makrotaloudellisten muuttujien viivästetyt arvot selittävät osakehintoja, mikä on selvä ristiriita tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kanssa. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi saa tukea kuitenkin teollisuustuotannon kohdalla: osakehinnat näyttävät selittävän teollisuustuotantoa. Osakehinnat selittävät 10 prosentin merkitsevyydellä teollisuustuotantoa ainoastaan yhden viiveen kohdalla ajanjaksolla 1990-1998 ja ajanjaksolla 1993-1997 osakehinnat selittävät teollisuustuotantoa tilastollisesti merkittävästi kahden viiveen kohdalla. Yksi tutkimustulos on myös sinänsä osakehintojen ja pitkien korkojen Granger-kausalisuuden puuttuminen. Tulos on saatu aikaisemmissakin tutkimuksissa. Neljännesvuosiaineistolla saadaan ainoastaan yksi kausaalisuustulos 10 %:n merkitsevyydellä. Kausaalisuus on koroista osakehintoihin. Markan dollarikurssi sekä suppea että laava rahamäärä ovat kaksipuolisessa kausaalisuussuhteessa osakehintoihin. Inflaatiolla on tutkitulla aineistolla ajanjaksolla 1990-1998 yksipuolinen kausaalisuus osakehintoihin.

Kausaalisuuden etumerkin tarkasteluissa saadaan loogisia tuloksia, jotka ovat samansuuntaisia aiempien tutkimusten kanssa. Inflaatiolla ja rahamäärällä on sekä positiivisia että negatiivisia vaikutuksia osakehintoihin. Osakehinnat näyttävät toimivan suojana inflaatiota vastaan lyhyellä aikavälillä, mutta pidemmällä aikavälillä osakehinnat ja inflaatio ovat negatiivisessa suhteessa. Rahamäärän ja osakehintojen positiivinen suhde saa vahvempaa tukea kuin negatiivinen suhde. Lyhyellä aikavälillä rahamäärien ja osakehintojen välillä on löydettävissä tukea positiiviselle suhteelle ja pidemmällä aikavälillä negatiiviselle suhteelle. Valuuttakurssin ja osakehintojen

positiivinen suhde saa vahvaa tukea aineistolla. Teollisuustuotannon ja osakehintojen suhde saa sekä positiivisen että yllättäen negatiivisen etumerkin. Lyhyellä aikavälillä (kuukausi) osakehinnat ja teollisuustuotanto ovat positiivisessa suhteessa mutta pidemmällä aikavälillä (kuusi kuukautta) muuttujat ovat negatiivisessa suhteessa. Negatiivinen suhde voi selittyä teollisuustuotannon syklillä käytäytymisellä. Ongelmana löydytyissä tuloksissa on autokorrelaatio.

Reaalitalous ja osakehinnat ovat selvässä vuorovaikutussuhteessa keskenään. Koska osakehintoja selitettiin onnistuneesti makrotaloudellisten muuttujien viivästetyillä arvoilla, on vaikea hyväksyä tutkimuksen motivaatioissa esitettyä väitettä, että osakehinnat eivät heijasta reaalitalouden tilaa. Ainakin pidemmällä aikavälillä muuttujat ovat vuorovaikutussuhteessa. Osakehinnat heijastavat aikaisempien periodien makrotalouden kehitystä. Osakesijoittajan kannalta voi olla hyödyllistä seurata esimerkiksi valuuttakurssien liikkeitä tai rahamäärän kasvua rahoitusmarkkinoilla. Käytännössä osakehintojen päivittäiset liikkeet tuskin ovat ennustettavissa makrotaloudellisia muuttujia seuraamalla, mutta pidemmällä aikavälillä, joka sijoittajan kannattaa myös huomioida, voi makrotaloudellisten muuttujien liikkeiden seuraaminen ja muuttujien vuorovaikutussuhteiden tunteminen olla apuna sijoituspäätöksiä tehtäessä. Vaikka tässä yhteenvedossa puhutaan ”pidemmästä aikavälisestä” ei sillä tarkoiteta pitkää aikaväliä, koska pitkällä aikavälillä tutkimuksen aikasarjojen ominaisuuksista johtuen muuttujien välinen kausaalisuus tarkastelu ei ole mielekäästä.

Hyvä kysymys on, kuinka paljon tuloksiin voidaan luottaa. Ennusteet ovat ennusteita ja ne kertovat tulevien tapahtumien suunnan mutta ennusteiden tarkkuus vaihtelee. Puhuttaessa talouselämästä monimutkaisine kytkenä, missä tapahtumat ja olosuhteet muuttuvat alinomaan, on mahdollista, että myös osakemarkkinoiden ja reaalitalouden kytkenät vaihtelevat eri ajanjaksoilla. Muuttujien välinen vuorovaikutus talouselämässä lienee harvoin stabiilia. Tämän tutkimuksen Granger-kausalisuuden tuloksiin neljännesvuosiaineistolla pitää ainakin suhtautua varovasti, koska viiveitä oli vähän regressioissa. Sen sijaan kuukausiaineistolla saatuihin tuloksiin voi suhtautua luotettavammin.

Tutkimusta voisi viedä eteenpäin tutkimalla erikseen HEX-yleisindeksiä ja portfolioindeksiä, jossa yksittäisten osakkeiden painoarvoa on rajoitettu. Olisi mielenkiintoista tietää, onko kausaalisuussuhteiden löytymisessä eroja näiden kahden indeksin välillä. Tämä näkökulma asiaan tulee siitä syystä, että Nokian osakkeiden merkitys on 1990-luvulla ja varsinkin viime vuosina kasvanut suureksi HEX-indeksissä.

Tutkimukseen valittujen muuttujien osalta osakehintojen ja korkojen välistä kausaalisuutta olisi hyödyllistä tutkia lyhyiden markkinakorkojen osalta. Pitkien korkojen muutokset ovat ehkä liian stabiileja kausaalisuuden löytämiseen.

7 LÄHDELUETTELO

Asprem, Mads. 1988. *Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money*. The American Economic Review, September 1981, s. 545-565.

Begg, David K.H. 1982. *The Rational Expectations Revolution in Macroeconomics*. Philip Allan Publishers Ltd. Oxford. Iso-Britannia.

Branson, William H. 1989. *Macroeconomic Theory and Policy*. Harper & Row Publishers. New York.USA.

Brown, Stephen J.& Warner, Jerold B.1980. *Measuring Security Price Performance*. Journal of Financial Economics no. 8. s. 205-258.

Carter, Michael & Maddock, Rodney 1984. *Rational Expectations- Macroeconomics for the 1980's?* . Macmillan Publishers Ltd. Lontoo. Iso-Britannia.

Chang, Eric C. & Pinegar, Michael J. 1989. *Seasonal Fluctuations in Industrial Production and Stock Market Seasonals*. Journal of Financial and Quantitative Analysis. VOL 24, NO.1, s. 50-74. March 1989.

Chen, Nai-Fu & Roll, Richard & Ross, Stephen. *Economic Forces and the Stock Market*. Journal of Business 1986 vol.59 no.3 s. 383-404.

Copeland, Laurence S. 1989. *Exchange and International Finance*. Wokingham: Addison-Wesley

Curwen, P.J.1976. *Inflation*. Sheffield Polytechnic. The Macmillan Press Ltd. Sheffield. Iso-Britannia.

Darrat, Ali F. 1990. *Stock Returns, Money and Fiscal Deficits*. Journal of Financial and Quantitative Analysis VOL 25, NO. 3, s. 387-398. September 1990.

Demery, David & Duck, Nigel & Sumner, Michael T.& Thomas, R.Leighton & Thompson W.Neil. *Macroeconomics*. Longman Group Limited. New York. USA:

Elbiali, Abdelmagead 1991. *The Role of Macroeconomic News on Stock Prices and Foreign Exchange Rates*. United States International University. San Diego. USA.

Estola, Matti. 1996. *Kansantaloustieteen perusteet*. Jyväskylän yliopisto: taloustieteen laitos. N:o 104/96.

Fama, Eugene F.

a) 1976. *Foundations on Finance*. Basic Books Inc. Publishers. New York.USA

b) 1981. *Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money*. The American Economic Review. September, s. 545-565.

Farooque, Golam Muhammed.1991. *Stock Returns, Inflation and Other Related Variables: a Multivariate Cointegration Approach*. Northeastern University. Boston. USA.

- French, Kenneth R. & Roll, Richard. 1986. *The Arrival of Information and the Reaction Traders*. Journal of Financial Economics 17, s. 5-26. North Holland.
- Geske, Robert & Roll, Richard. 1983. *The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock returns and Inflation*. The Journal of Finance VOL. XXXVIII no.1 March 1983, s.1-33.
- Grossman, Sanford J. 1995. *Dynamic Asset Allocation and the Informational Efficiency on Markets*. 1995. The Journal of Finance, Vol. L, no. 3, July 1995, s.773-786.
- Grossman, Sanford J. & Stiglitz, Joseph E. 1980. *On the Impossibility of Informationally Efficient Markets*. The American Economic Review, June 1980, vol. 70, no. 3.
- Gujarati, Damodar N. 1995. *Basic Econometrics*. Third Edition. McGraw-Hill. USA.
- Hamburger, Michael J. & Kochin, Levis A. 1974. *Money and stock prices: the Channels of Influence*. The Journal of Finance, VOL XXIX, no. 2, s.231-249.
- Hardouvelis, Gikas A. 1987. *Macroeconomic Information and Stock Prices*. Journal of Economic Business 1987, no. 39, s.131-140.
- Hasbrouck, Joel. 1984. *Stock Returns, Inflation and Economic Activity: The Survey Evidence*. The Journal of Finance. VOL XXXIX NO. 5, s. 1293-1309. December 1984.
- Hendry, David F. 1995. *Dynamic Econometrics*. Biddles Ltd. Guilford And King's Lynn. Iso-Britannia.
- Kalman, J. Cohen & Steven, F. Maier & Robert, A. Schwartz & David, K. Whitcomb. 1986. *The Microstructure of Securities Markets*. Prentice Hall, Englewood Cliffs. New Jersey. USA.
- Kaul, Gautam. 1990. *Monetary Regimes and the Relation between Stock returns and Inflationary Expectations*. Journal of Financial and quantitative Analysis. Vol 25, no. 3, s. 307-321.
- Korpela, Asko. 1993. *Taloustieteen empiiriset menetelmät*. Helsingin Kauppakorkeakoulu, Helsinki.
- Koray & Hill. 1988. *Money, Debt and Economic Activity*. Journal of Macroeconomics, 10, s. 351-370.
- Lahti, Ari & Pylkkönen, Pertti. 1989. *News and Stock Prices*. Esitetty: Eurobanking 1989 Congress in Heemskerk, Hollanti.
- Leppiniemi, Jarmo. 1993. *Rahoitus*. Werner Söderström. Juva. Suomi.
- Leppiniemi, Jarmo & Puttonen, Vesa. 1996. *Yrityksen rahoitus*. WSOY, Porvoo. Suomi.
- Lyytikäinen, Timo & Blomqvist, Mikaela. 1993. *Maanantaiefekti Helsingin arvopaperipörssissä*. Jeremus Oy. Lappeenranta. Suomi
- Martikainen, Teppo. 1995. *Arvopaperit*. WSOY, Juva. Suomi.

Martikainen, Teppo & Perttunen, Jukka & Puttonen, Vesa. 1994. *Finnish Turn-of-the-Month Effects*. Helsingin Kauppakorkeakoulu. Helsinki. Suomi.

Minford, Patrick & Peel, David. 1983. *Rational Expectations and the New Macroeconomics*. Martin Robertson & Company Ltd. Oxford. Iso-Britannia.

Mishkin, Frederick S. 1983. *A Rational Expectations Approach to Macroeconomics*. National Bureau of Economic Research. Chicago, USA.

Moes, Alwin & Aurikko, Esko. 1989 *The Stock Market and Monetary Policy in Finland*. Central Bank Policy Department, s. 192-207, Bank of Finland. Helsinki, Suomi.

Pearce, Douglas K. & Roley, Vance V. *Stock Prices and Economic News*. Journal of Business 1985, vol. 58,no.1, s. 49-67.

Poon, S. & Taylor, S.J. 1991. *Macroeconomic Factors and The UK Stock Market*. Journal of Business Finance & Accounting, 18 (5), s. 619-635. September 1991.

Romer, David. 1996. *Advanced Macroeconomics*. University of California. Berkeley. The McGraw-Hill Companies Ltd. USA

Schwert, William G. 1989. *Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?* The Journal of Finance. Vol. XLIV, no. 5, December 1989.

Sierimo, Carolina & Viren, Matti. 1995. *Financial Factors and the Macroeconomy*. Suomen Pankin keskustelualoitteita, 52 s. Bank of Finland. Helsinki. Suomi.

Solnik, Bruno. 1983. *The Relation Between Stock Prices and Inflationary Expectations: The International Evidence*. The Journal of Finance VOL. XXXVIII NO. 1, s. 35-65, March.

Suomen Pankki. *WWW-sivut*. WWW.bot.fi/env/fin/til

Titman, Sheridan & Warga, Arthur. 1989. *Stock Returns as Predictors of Interest Rates and Inflation*. Journal of Financial and Quantitative Analysis. Vol. 24, no. 1, s. 47-59. March 1989

Wasserfallen, Walter. 1989. *Macroeconomic News and the Stock Market*. Journal of Banking and Finance. No. 13, s. 613-626. North-Holland.

8 LIITTEET

LIITE 1:

Tutkimuksen aineisto:

vuosi	M1	M2	korke10	korke4-5	HEX	inflaatio	tuotanto	vkurssi
1990/1	132626	261839	12,68	12,68	1573,58	97,92	92,58	4,0098
1990/2	135906	265385	13,16	12,68	1640,21	98,35	85,13	3,9599
1990/3	127499	257796	13,16	13,16	1576,70	98,74	93,09	4,0302
1990/4	126520	257504	13,44	13,44	1465,49	99,29	85,83	4,0001
1990/5	126524	258653	13,10	13,10	1412,64	99,63	97,46	3,9307
1990/6	130169	262044	13,11	13,41	1403,51	100,01	86,98	3,9663
1990/7	127416	259171	13,40	13,40	1326,25	100,02	58,82	3,8477
1990/8	126332	257870	13,24	13,40	1313,40	100,49	91,23	3,7098
1990/9	128399	257900	13,35	13,49	1161,97	101,17	88,44	3,7150
1990/10	127713	257436	13,47	13,70	1041,62	101,49	97,7	3,6270
1990/11	128127	257744	13,11	13,74	1026,18	101,46	94,27	3,5687
1990/12	141524	266383	13,54	13,35	1011,55	101,37	76,04	3,6113
1991/1	122453	261139	12,80	13,02	909,87	102,93	88,15	3,6500
1991/2	121053	261423	12,30	12,63	950,74	103,41	78,46	3,5972
1991/3	121271	263406	12,21	12,50	1091,76	103,62	83,07	3,8349
1991/4	119229	261033	12,19	12,19	1137,64	104,05	84,18	4,0009
1991/5	124190	266403	11,31	11,31	1070,69	104,51	87,84	4,0472
1991/6	127454	268528	11,04	11,04	1031,31	104,49	73	4,2283
1991/7	126403	267329	11,15	11,15	983,11	104,32	57,72	4,2979
1991/8	124941	265224	11,06	11,13	985,60	104,28	79,99	4,2446
1991/9	123637	264310	11,01	11,15	913,73	104,6	81,95	4,1430
1991/10	122012	263293	10,80	11,12	846,25	104,88	87,14	4,1272
1991/11	122497	265462	11,35	11,82	831,45	105,01	82,13	4,2023
1991/12	130644	275241	12,06	12,27	786,97	105,56	72,3	4,2663
1992/1	128325	274513	11,76	12,04	852,39	106,07	79,42	4,3047
1992/2	125875	271572	11,18	11,19	903,54	106,36	77,4	4,4313
1992/3	128701	273685	11,25	11,25	858,42	106,71	85,94	4,5409
1992/4	127554	273117	11,86	11,86	805,27	107,18	81,52	4,5029
1992/5	126652	271391	11,82	11,81	848,79	107,25	82,74	4,4100
1992/6	128496	272338	12,19	12,17	788,40	107,66	82,92	4,2985
1992/7	127189	271265	12,11	12,12	722,33	107,39	58	4,0850
1992/8	126771	270118	12,92	12,82	639,13	107,21	80,24	3,9934
1992/9	123157	266188	13,53	13,27	576,41	107,85	85,25	4,4387
1992/10	128012	270850	12,99	12,99	650,63	108,2	88,09	4,6946
1992/11	128610	269875	12,04	12,02	809,37	108,31	86,17	5,0483
1992/12	134829	274011	10,99	10,94	844,90	108,01	78,53	5,1360
1993/1	138722	276026	10,92	10,71	875,20	109,12	78,63	5,4193
1993/2	136779	273346	10,27	9,92	912,77	109,47	78,31	5,8297
1993/3	135990	270994	9,87	9,42	994,02	109,62	89,06	5,9718
1993/4	134069	268734	9,77	9,27	1090,70	110,02	84,45	5,5967
1993/5	134801	269227	9,46	8,89	1199,97	110,08	84,27	5,4792
1993/6	135602	270184	9,03	8,42	1131,75	109,93	86,76	5,5487

1993/7	135157	269594	8,60	7,98	1240,69	109,65	63,34	5,7775
1993/8	136005	269101	7,87	7,20	1410,39	109,51	84,59	5,8307
1993/9	134600	267299	7,99	7,26	1378,03	109,74	91,97	5,7832
1993/10	136989	272417	7,67	6,90	1501,53	109,89	94,18	5,7495
1993/11	137095	271614	7,39	6,53	1541,77	109,73	95,32	5,8053
1993/12	141759	279595	7,03	6,24	1549,14	109,66	86,67	5,7548
1994/1	145301	280234	6,54	5,78	1796,65	109,37	88,22	5,6920
1994/2	146600	278621	6,58	5,86	1916,86	109,78	85,76	5,5838
1994/3	148907	280996	7,45	6,72	1860,85	110,01	97,68	5,5326
1994/4	148783	281582	8,29	7,63	1815,47	110,24	92,24	5,4911
1994/5	150750	282626	8,52	7,89	1838,82	110,25	98,08	5,4072
1994/6	153365	284480	9,53	8,97	1708,42	111,34	95,82	5,4276
1994/7	155001	286260	9,89	9,31	1776,06	111,39	70,66	5,2014
1994/8	154836	286804	10,59	9,95	1876,50	111,56	96,39	5,1384
1994/9	151193	282721	10,53	9,92	1908,45	111,83	102,63	4,9691
1994/10	152568	283668	10,08	9,35	1917,17	111,93	104,79	4,6761
1994/11	152745	284288	10,23	9,49	1907,62	111,6	104,83	4,7172
1994/12	154357	286696	10,21	9,52	1832,36	111,45	93,61	4,8455
1995/1	153993	285771	10,24	9,44	1868,86	111,41	100,25	4,7358
1995/2	158107	289245	10,22	9,30	1801,90	111,77	95,23	4,6433
1995/3	159929	292215	10,18	9,20	1647,67	111,83	108,59	4,3769
1995/4	163101	295579	9,42	8,36	1687,68	111,91	97,81	4,2650
1995/5	162089	294022	8,84	7,76	1828,51	112,04	106,5	4,3155
1995/6	164865	296555	8,70	7,69	1918,50	112,36	101,07	4,2983
1995/7	164621	296313	8,74	7,76	2107,19	112,26	76,2	4,2488
1995/8	163475	295227	8,34	7,32	2155,22	112,09	104,34	4,3000
1995/9	161659	292667	7,98	7,19	2230,73	112,22	102,34	4,3717
1995/10	163287	292331	7,95	7,48	2030,59	112,21	108,13	4,2696
1995/11	167812	295871	7,52	6,95	1886,85	111,9	106,12	4,2400
1995/12	175921	303788	7,38	6,70	1768,95	111,78	93,42	4,3351
1996/1	175684	296607	7,03	6,31	1709,85	111,97	102,53	4,4425
1996/2	178534	295050	7,67	6,88	1810,45	112,36	97,53	4,5520
1996/3	178909	292976	7,71	6,81	1850,81	112,46	103,26	4,6019
1996/4	181799	292864	7,47	6,49	1867,42	112,66	100,35	4,7313
1996/5	184749	293131	7,36	6,46	1995,16	112,88	108,55	4,7569
1996/6	189332	294761	7,21	6,30	2019,39	112,86	99,27	4,6713
1996/7	188023	291834	7,07	6,19	2001,73	112,79	81,63	4,5888
1996/8	189292	292096	7,16	6,07	2082,06	112,55	104,09	4,4777
1996/9	190781	291016	6,92	5,61	2130,61	112,77	110,1	4,5383
1996/10	195621	293160	6,51	5,11	2216,50	113	120,92	4,5714
1996/11	196631	292273	6,47	5,11	2316,91	112,65	114,89	4,5500
1996/12	204834	297291	6,34	4,99	2445,57	112,7	99,49	4,6398
1997/1	206956	298298	6,14	4,75	2674,09	112,63	109,83	4,7765
1997/2	200605	292901	5,91	4,56	2849,56	112,78	101,12	4,9757
1997/3	206040	299062	6,12	4,79	2906,77	113,18	107,83	5,0716
1997/4	202323	295654	6,36	5,00	2826,29	113,76	117,44	5,1307
1997/5	206912	300289	6,16	4,83	3044,84	113,99	113,2	5,1337
1997/6	209080	301894	6,09	4,78	3135,08	114,21	111,4	5,1732
1997/7	206628	299276	5,86	4,66	3431,95	114,18	94,95	5,3051
1997/8	207465	299841	5,90	4,87	3529,92	114,39	111,31	5,5097
1997/9	206332	298394	5,83	4,95	3480,11	114,63	118,03	5,3561
1997/10	209482	301077	5,75	5,11	3733,40	114,92	129,99	5,2695
1997/11	211188	301841	5,79	5,10	3447,78	114,8	122,25	5,2205
1997/12	216074	305936	5,58	4,85	3303,00	114,83	118,28	5,3714

1998/1	215883	306718	5,30	4,64	3430,16	114,95	117,33	5,4948
1998/2	211429	301996	5,16	4,46	3851,20	114,93	111,68	5,5022
1998/3	215030	306176	5,04	4,39	4249,07	115,18	127,66	5,5420
1998/4	214532	306343	5,01	4,50	4705,24	115,7	123,48	5,5063
1998/5	216594	308793	5,08	4,60	4924,98	115,7	123,69	5,3917
1998/6	218659	311017	4,95	4,50	4822,98	115,9	117,52	5,4430
1998/7	216799	309392	4,86	4,56	5316,93	115,6	102,44	5,4649
1998/8	217592	310094	4,68	4,37	4880,29	115,8	117,54	5,4365
1998/9	218817	311647	4,45	4,06	4264,84	116,1	127,49	5,1834
1998/10	217435	310721	4,45	3,98	4019,88	116,1	137,63	4,9828

- rahamäärät ovat miljoonaa markkaa, korot prosentteja, HEX, teollisuustuotanto sekä inflaatio ovat indeksejä ja valuuttakurssi todellinen kurssi

Muuttujien lyhenteet:

DLHEX = osakekurssi-indeksin kasvuaste

DINFLAA= inflaation ensimmäinen differenssi

DKOR10 = 10 vuoden obligaatiokoron ensimmäinen differenssi

DKOR4-5 = valtion 4-5 vuoden verollisen obligaation tuotto prosentti

DVKURS = FIM/USD-valuuttakurssin ensimmäinen differenssi

DM1 = suppean rahan ensimmäinen differenssi

DM2 = laivan rahan ensimmäinen differenssi

DTUOT = teollisuustuotannon ensimmäinen differenssi

DDHEX = osakekurssi-indeksin toinen differenssi

DDM1 = suppean rahan toinen differenssi

DDM2 = laivan rahan toinen differenssi

DDTUOT = teollisuustuotannon toinen differenssi

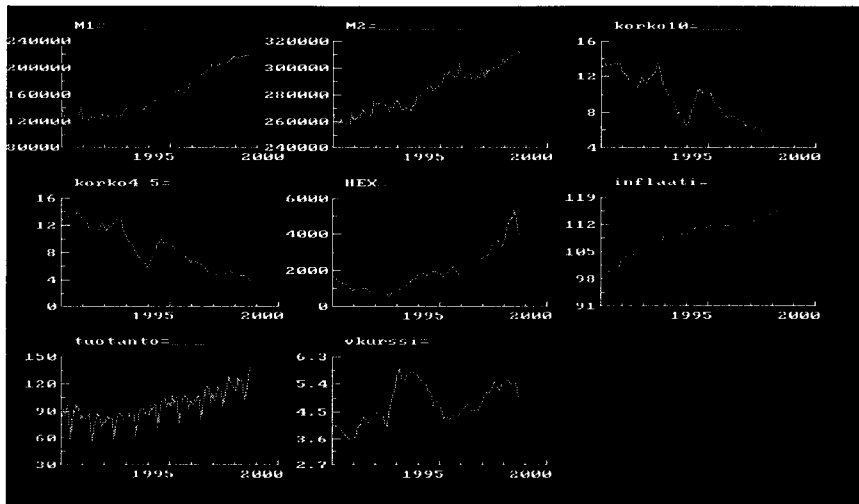
DDKOR10 = 10 vuoden obligaatiokoron toinen differenssi

DDKOR4-5 = valtion 4-5 vuoden verollisen obligaation toinen differenssi

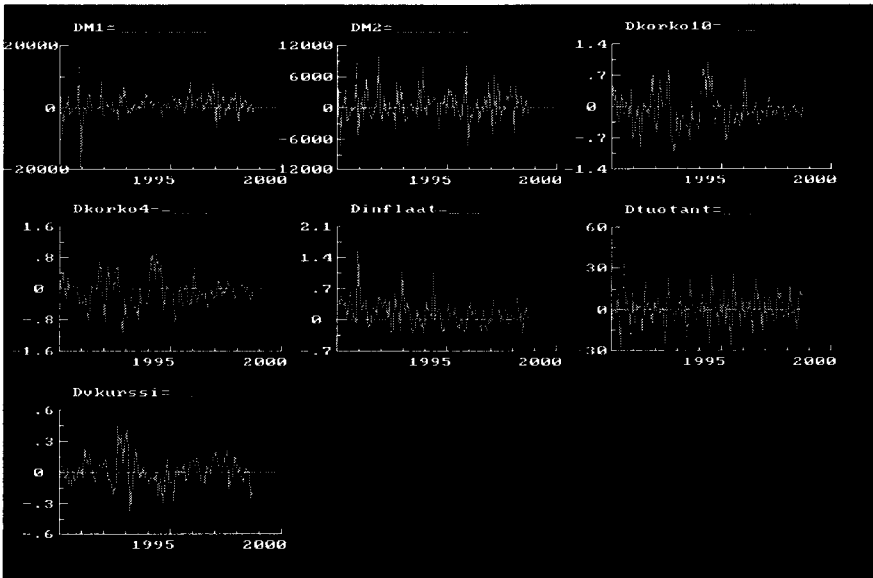
* - merkki erottaa neljännesvuosiaineiston kuukausiaineistosta

LIITE 2:

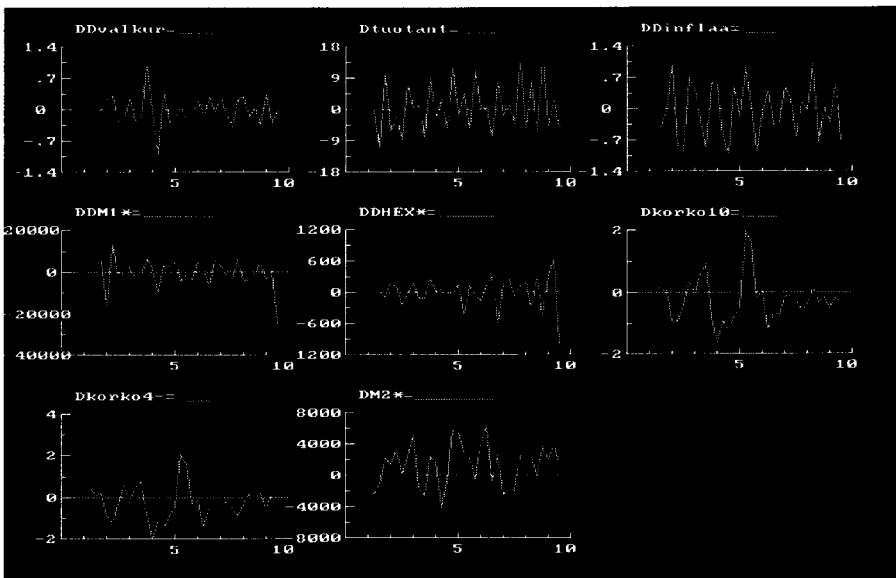
Kuukausiaineiston kuvaajat:



Differensoitujen kuukausiaikasarjojen kuvaajat:



Neljännesvuosiaineiston differensoidut kuvaajat:



LIITE 3:

Yksikköjuuritestit Pcgivellä

Sulkujen ensimmäinen arvo on DF/ADF- testin tulos, * tarkoittaa tilastollisesti merkitsevää, ** tilastollisesti erittäin merkitsevää ja sulkujen toinen arvo on yksikköjuuritestin 5 %:n merkitsevyyden arvo. Viiveellä 0 on kyseessä Dickey-Fuller testi ja viiveestä 1 eteenpäin Augmented Dickey-Fuller-testi.

- KUUKAUSIAINEISTO

Ensin tutkittiin kuukausiaineistoa ajanjaksolla 1990-1998. Suppea ja lavea raha osoittautuivat epästationaarisiksi aikasarjoiksi. Ongelman poistamiseksi aikasarjoista otettiin differenssit. Suppean rahan ensimmäinen differenssi oli stationaarinen aikasarja kahdeksalla viiveellä. Tulokset olivat viive 0 (-12.54**, -2.889), viive 1 (-8.406**, -2.889), viive 2 (-6.493**, -2.89), viive 3 (-6.668*, -2.89), viive 4 (-5.545**, -2.89), viive 5 (-4.107**, -2.891), viive 6 (-3.422*, -2.891), viive 7 (-3.287*, -2.891) ja viive 8 (-3.454*, -2.892). Lavean rahan ensimmäinen differenssi oli stationaarinen yhdeksällä viiveellä. Tulokset: viive 0 (-12.76**, -2.889), viive 1 (-8.893**, -2.889), viive 2 (-7.473**, -2.89), viive 3 (-7.444**, -2.89), viive 4 (-6.121**, -2.89), viive 5 (-4.752**, -2.891), viive 6 (-3.874**, -2.891), viive 7 (-3.93**, -2.891), viive 8 (-4.457**, -2.892) ja viive 9 (-3.849**, -2.892).

Samoin kuin rahamäärien aikasarjat, myös korkojen aikasarjojen yksikköjuuritestit paljastivat aikasarjat epästationaarisiksi. Molempien aikasarjojen differenssit olivat stationaarisia ainakin viiveillä 0,1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11 ja 12. Valtion verollisen 4-5 vuoden obligaation tuottoprosentin yksikköjuuritulokset: viive 0 (-6.461**, -2.889), viive 1 (-5.566**, -2.889), viive 2 (-4.448**, -2.89), viive 3 (-3.694**, -2.89), viive 4 (-3.549**, -2.89), viive 5 (-4.093**, -2.891), viive 6 (-3.727**, -2.891), viive 7 (-3.569**, -2.891), viive 8 (-3.079*, -2.892), viive 9 (-3.691**, -2.892), viive 10 (3.513**, -2.892), viive 11 (-3.991**, -2.893) ja viive 12 (-3.662**, -2.893). 10 vuoden obligaatiokoron yksikköjuuritulokset olivat: viive 0 (-7.289**, -2.889), viive 1 (-5.776, -2.889), viive 2 (-4.746**, -2.89), viive 3 (-3.736**, -2.89), viive 4 (-3.388*, -2.89), viive 5 (-3.899**, -2.891), viive 6 (-3.778**, -2.891), viive 7 (-3.341*, -2.891), viive 8 (-3.119*, -2.892), viive 9 (-3.734**, -2.892), viive 10 (-3.897**, -2.892), viive 11 (-3.75**, -2.893) ja viive 12 (-3.798**, -2.893).

HEX-indeksi oli myös epästationaarinen aikasarja. Edellisten tapaan differenssi HEX:stä sai aikaan stationaarisuuden viiveillä 0,1,2,3,4,5,6 ja 7. Osakekurssit nousivat voimakkaasti 90-luvulla, mikä vaikuttaa siihen, että aikasarjassa oli vahva trendi. Yksikköjuuritestiärvot olivat: viive 0 (-6.756**, -2.889), viive 1 (-6.125**, -2.889), viive 2 (-4.430**, -2.89), viive 3 (-4.644**, -2.89), viive 4 (-3.738**, -2.89), viive 5 (-3.619**, -2.891), viive 6 (-3.984**, -2.891) ja viive 7 (-3.285*, -2.891).

Yksikköjuuritestaukset inflaatiolle saivat aikaan erikoisia tuloksia. Inflaation aikasarja oli stationaarinen viiveillä 0,1,2,3,6,7,8,9, 10 ja 11. Toisaalta inflaatio oli epästationaarinen viiveillä 4,5 ja 12. Differenssi inflaatiosta korjasi tilanteen. Differensoitu aikasarja oli stationaarinen viiveillä 0,1,2,3,4,5,6,7 ja 8. Tulokset: viive 0 (-8.821**, -2.889), viive 1 (-7.042**, -2.889), viive 2 (-5.331**, -2.89), viive 3 (-3.899**, -2.89), viive 4 (-3.993**, -2.89), viive 5 (-4.0**, -2.891), viive 6 (-3.744**, -2.891), viive 7 (-3.423**, -2.891) ja viive 8 (-3.175*, -2.892).

Tuotanto oli inflaation tapaan stationaarinen viiveellä 0, mutta epästationaarinen viiveillä 1,2,3,4 jne. Tuotannon differensoitu aikasarja oli stationaarinen viiveillä 0,1,2,3,4,5,6,7,8,9,10 ja 11. Tulokset: viive 0 (-14.52**, -2.889), viive 1 (-10.06**, -2.889), viive 2 (-8.789**, -2.89), viive 3 (13.16**, -2.89), viive 4 (-8.476**, -2.89), viive 5 (-10.16**, -2.891), viive 6 (-5.074**, -2.891), viive 7 (-4.821**, -2.891), viive 8 (-3.026**, -2.892), viive 9 (-4.717**, -2.892), viive 10 (-7.532**, -2.892) ja viive 11 (-3.368*, -2.893). Valuuttakurssin FIM/USD differenssi oli stationaarinen viiveillä 0,1,2,3,4,5 ja 6. Suuremmilla viiveillä oli ongelmana jälleen epästationaarisuus. Stationaarisuustulokset olivat: viive 0 (-6.2**, -2.889), viive 1 (-6.118**, -2.889), viive 2 (-4.841**, -2.89), viive 3 (-3.982**, -2.89), viive 4 (-3.529**, -2.89), viive 5 (-3.529**, -2.891) ja viive 6 (-3.754**, -2.891).

Tässä tutkimuksessa on tutkittu kuukausiaineistoa myös ajanjaksolla 1993-1997. Ajanjaksolla on tutkittu seuraavia muuttujia: HEX, M1, M2, molemmat korot ja teollisuustuotanto. Ajanjaksolla on tarkasteltu lisäksi muuttujien *toisia differenssejä*. Osakehintojen toinen differenssi oli ko. ajanjaksolla stationaarinen kahdeksalla viiveellä. Suppea ja laeva raha olivat stationaarisia ajanjaksolla ainakin kolmellatoista viiveellä. Molemmat korot olivat stationaarisia ainakin kahdellatoista viiveellä. Teollisuustuotanto oli stationaarinen kahdeksalla viiveellä.

- NELJÄNNESVUOSIAINEISTO

Aikasarjojen differenssit paljastuivat odotusten mukaan stationaarisiksi muuttujiksi, mutta viiveet eri muuttujien kesken vaihtelivat huomattavasti. Tosin on huomioitava, että yksi viive kattoi nyt kolmen kuukauden ajanjakson

Suppean rahan differenssi oli stationaarinen vain viiveellä 0. Lavan rahan yksikköjuuritestit osoittivat aikasarjan differenssin olevan stationaarinen 0,1 ja 2 viiveillä. Pidemmällä viiveillä testisuureen arvo oli lähellä stationaarisuuden vahvistavia arvoja, mutta ei kuitenkaan merkitsevästi. Molempien korkojen differenssit olivat stationaarisuusehdot täyttäviä viiveillä 0,1,2,3,4 ja 5.

HEX:n neljännesvuosiaineiston ensimmäinen differenssi oli yksikköjuuritestien mukaan stationaarinen ainoastaan viiveellä 0. Tämän epäkohdan korjaamiseksi otettiin toinen differenssi. Nyt tulokset paranivat. Toisen differenssin aikasarjan kuvaaja oli stationaarinen 0,1,2,3 ja 4 viiveillä. Toinen differenssi suppeasta rahamäärästä tuotti tulosta. Nyt saavutettiin stationaarisuus 0,1 ja 2 viiveillä.

Inflaation stationaarisuus ei pitänyt paikkaansa enää kun otettiin yksi viive taaksepäin, mutta otettaessa kaksi ja kolme viivettä taaksepäin, aikasarja oli jälleen stationaarinen. Differenssi paransi tuloksia: muuttuja oli stationaarinen viiveellä yksi. epästationaarinen. Aikasarjan toinen differenssi täytti stationaarisuusehdot viiveillä 0,1,2,3,4,5 ja 6. Tuotannon differenssi oli stationaarinen viiveillä 0,1 ja 2. Valuuttakurssin ensimmäinen differenssi oli stationaarinen viiveillä 0 ja 1, mutta toinen differenssi täytti stationaarisuusehdot viiveillä 0,1,2,3 ja 4.

LIITE 4:

Taulukko 2: Granger-testit 10 vuoden obligaatiokorolle ja HEX-indeksille.

1991(2) – 1998(10)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DKOR10→DLHEX	7	0,344203885	0,329420433	0,500059734	2,129	H	78
	6	0,354897072	0,341963123	0,504301902	2,214	H	80
	5	0,356256043	0,349188248	0,331946608	2,326	H	82
	4	0,357480657	0,350287824	0,431215308	2,48	H	84
	3	0,371233073	0,363591373	0,602495228	2,711	H	86
	2	0,373286769	0,370510386	0,329710015	3,1	H	88
	1	0,381368092	0,379712172	0,392489104	3,947	H	90
DLHEX→DKOR10	7	11,10745137	10,48488433	0,66163572	2,129	H	78
	6	11,12453451	10,78052441	0,425471077	2,214	H	80
	5	11,48096451	11,16199445	0,498653609	2,326	H	82
	4	11,49146566	11,21626712	0,515248904	2,48	H	84
	3	11,71298794	11,56654725	0,362940327	2,711	H	86
	2	11,7858326	11,68736884	0,370691256	3,1	H	88
	1	11,8210978	11,76869337	0,400758058	3,947	H	90

Taulukko 3: Granger-testit 4-5 vuoden valtion verolliselle obligaatiolle ja HEX-indeksille.

1990(12) – 1998(10)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DKOR4-5→DLHEX	7	0,359403292	0,339186693	0,68117898	2,126	H	80
	6	0,370335348	0,349948263	0,796184781	2,211	H	82
	5	0,370891883	0,359190236	0,547307944	2,323	H	84
	4	0,372074684	0,36035796	0,699053704	2,478	H	86
	3	0,382457676	0,372912632	0,75081374	2,708	H	88
	2	0,387501152	0,384729903	0,324139621	3,098	H	90
	1	0,394051883	0,393171995	0,205888764	3,945	H	92
DLHEX→DKOR4-5	7	11,46939626	10,42606439	1,143652327	2,126	H	80
	6	11,46949835	10,81780592	0,823315122	2,211	H	82
	5	12,20290653	11,73757434	0,666030353	2,323	H	84
	4	12,26526059	11,96490758	0,431412449	2,478	H	86
	3	12,26526059	12,08363944	0,440889829	2,708	H	88
	2	12,32756083	12,2534747	0,272075956	3,098	H	90
	1	12,3372809	12,27879176	0,438235372	3,945	H	92

LIITE 5:

Taulukko 5: Granger-testit suppealle rahalle HEX-indeksille.

1990(12) – 1998(10)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DM1→DLHEX	7	0,359403292	0,33143059	0,964570093	2,126	H	80
	6	0,370335348	0,355930677	0,55309601	2,211	H	82
	5	0,370891883	0,356774375	0,664773456	2,323	H	84
	4	0,372074684	0,358207894	0,832298759	2,478	H	86
	3	0,382457676	0,375832744	0,517068596	2,708	H	88
	2	0,387501152	0,381937678	0,655490003	3,098	H	90
	1	0,394051883	0,392059499	0,467529364	3,945	H	92
DLHEX→DM1	7	1042243666	1028254392	0,155484302	2,126	H	80
	6	1069453417	1059643815	0,126518513	2,211	H	82
	5	1119540706	1109666738	0,149488721	2,323	H	84
	4	1123897348	1117822546	0,116841661	2,478	H	86
	3	1198222397	1195916740	0,056552938	2,708	H	88
	2	1198419057	1197096232	0,049726227	3,098	H	90
	1	1203523991	1202636333	0,067904597	3,945	H	92

Taulukko 6: Granger-testit lavealle rahalle ja HEX-indeksille.

1990(12) – 1998(10)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DM2→DLHEX	7	0,359403292	0,337451445	0,743449924	2,126	H	80
	6	0,370335348	0,350638188	0,767727332	2,211	H	82
	5	0,370891883	0,36033225	0,492328495	2,323	H	84
	4	0,372074684	0,36182545	0,609018883	2,478	H	86
	3	0,382457676	0,374127307	0,653139952	2,708	H	88
	2	0,387501152	0,379256755	0,978223607	3,098	H	90
	1	0,394051883	0,39355494	0,116168675	3,945	H	92
DLHEX→DM2	7	731668658,8	674364852,5	0,971136975	2,126	H	80
	6	742378716,7	706071674,7	0,702756191	2,211	H	82
	5	750171902,7	725155126,3	0,579575084	2,323	H	84
	4	754291004,2	733970609,5	0,595239755	2,478	H	86
	3	815296354,8	805764796,3	0,346990069	2,708	H	88
	2	822763719,4	810987937,8	0,653413136	3,098	H	90
	1	832861866,1	827136436,3	0,636823042	3,945	H	92

LIITE 6:**Taulukko 8:** Granger-testit inflaatiolle ja HEX-indeksille.

1992(1) – 1998(3)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DDINFLA*→DDHEX*	4	1267936,303	954251,9276	1,479252646	2,895	H	18
	3	1326385,952	1173179,401	0,870605983	3,072	H	20
	2	1329363,693	1180440,526	1,387748727	3,422	H	22
	1	2118299,369	2069204,719	0,569432105	4,242	H	24
DDHEX*→DDINFLA*	4	4,474365416	4,042917173	0,480226779	2,895	H	18
	3	4,477225509	4,118415436	0,580822209	3,072	H	20
	2	6,405173566	5,919850216	0,901806068	3,422	H	22
	1	8,230557225	8,193523104	0,108478232	4,242	H	24

LIITE 7:**Taulukko 11:** Granger-testit FIM/USD- valuuttakurssille ja HEX-indeksille.

1992(1) – 1998(3)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DDVKUR*→DDHEX*	4	1267936,303	1178420,437	0,341831645	2,928	H	18
	3	1326385,952	1276368,342	0,261249611	3,098	H	20
	2	1329363,693	1285928,752	0,371548073	3,443	H	22
	1	2118299,369	2038837,101	0,935383425	4,259	H	24
DDHEX*→DDVKUR*	4	2,1844295	1,913434571	0,637323689	2,928	H	18
	3	2,233650263	2,10252085	0,41578474	3,098	H	20
	2	2,238885926	2,116002209	0,638808826	3,443	H	22
	1	2,955808901	2,834893115	1,023664296	4,259	H	24

LIITE 8:**Taulukko 14:** Granger-testit teollisuustuotannolle ja HEX-indeksille.**1992(1) – 1998(3)**

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DDTUOT*→DDHEX*	3	1326385,952	11839151,15	0,802030855	3,098	H	20
	2	1329363,693	1302587,674	0,226116226	3,443	H	22
	1	2118299,369	2109441,753	0,100776797	4,259	H	24
DDHEX*→DTUOT*	3	233,3576243	220,1025379	0,401482161	3,098	H	20
	2	1150,545349	1148,520204	0,01939591	3,443	H	22
	1	1159,46141	1158,76779	0,014366018	4,259	H	24

LIITE 9:**Taulukko 15:** Granger-testit teollisuustuotannolle ja HEX-indeksille.**1994(1) – 1998(10)**

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimen.	n-k
DTUOT→DLHEX	6	0,160287607	0,128914982	1,825192668	2,308	H	45
	5	0,160287791	0,132663644	1,957333418	2,413	H	47
	4	0,160916065	0,139584013	1,872116734	2,561	H	49
	3	0,182057907	0,177828246	0,40434645	2,786	H	51
	2	0,182080322	0,179946847	0,314187857	3,172	H	53
	1	0,182777445	0,18057857	0,669725787	4,0162	H	55
DLHEX→DTUOTA	6	2908,37277	2702,76753	0,570540856	2,308	H	45
	5	3489,533797	3265,330112	0,645421616	2,413	H	47
	4	3536,085519	3329,210149	0,761208565	2,561	H	49
	3	5968,860073	5788,0677	0,531001104	2,786	H	51
	2	6437,151234	6362,948233	0,309035914	3,172	H	53
	1	6625,384754	6536,196994	0,750486376	4,0162	H	55

Taulukko 16: Granger-testit suppealle rahalle ja HEX-indeksille.

1994(1) – 1998(10)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DDM1→DLHEX	6	0,160287607	0,136541649	1,304324935	2,308	H	45
	5	0,160287791	0,14443593	1,031651086	2,413	H	47
	4	0,160916065	0,146899119	1,168881087	2,561	H	49
	3	0,182057907	0,173538572	0,834561989	2,786	H	51
	2	0,182080322	0,173593745	1,295520863	3,172	H	53
	1	0,182777445	0,178644148	1,272537262	4,0162	H	55
DLHEX→DDM1	6	428938765,8	377244553,4	1,027732778	2,308	H	45
	5	437141621,8	379963519,5	1,414541486	2,413	H	47
	4	489305159,4	465486865,7	0,626814888	2,561	H	49
	3	589830501,9	555937240,3	1,036421749	2,786	H	51
	2	597479586,1	571515263,7	1,203912804	3,172	H	53
	1	659240227,7	656745115,5	0,208956515	4,0162	H	55

Taulukko 17: Granger-testit 4-5 vuoden valtion verolliselle-obligaatiolle ja HEX:lle.

1994(1)-1998(10)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DKOR45→DLHEX	6	0,1602876069	0,1557014308	0,220912036	2,308	H	45
	5	0,1602877908	0,155958879	0,260913413	2,413	H	47
	4	0,1609160651	0,1572329294	0,286952715	2,561	H	49
	3	0,1820579067	0,1743073113	0,755906991	2,786	H	51
	2	0,1820803224	0,1786490694	0,508976649	3,172	H	53
	1	0,1827774453	0,1789603303	1,17311655	4,0162	H	55
DLHEX→DKOR4-5	6	5,934834163	5,137878424	1,163353343	2,308		45
	5	6,062902706	5,24340726	1,469131961	2,413		47
	4	6,101771017	5,665327699	0,943710748	2,561		49
	3	6,103388051	5,731251574	1,103828724	2,786		51
	2	6,139122125	5,858509004	1,269307208	3,172		53
	1	6,152330346	5,902103535	2,331791458	4,0162		55

LIITE 10:**Taulukko 18:** Granger-testit suppealle rahalle ja HEX-indeksille.

1990(10) – 1994(12)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DDM1→DDHEX	7	265885.0316	250400.6607	0.318025947	2.278	H	36
	6	283821.2444	270114.3397	0.321383887	2.349	H	38
	5	287206.4687	280194.6577	0.200198271	2.449	H	40
	4	307547.8073	300079.1802	0.261332973	2.594	H	42
	3	336833.8361	330062.0472	0.300911817	2.816	H	44
	2	336839.7878	333036.3063	0.262674287	3.199	H	46
	1	453628.0859	451641.4156	0.211141341	4.043	H	48
DDHEX→DDM1	7	767069981.4	712894404.4	0.390825417	2.278	H	36
	6	768351761.5	713314371.8	0.488662711	2.349	H	38
	5	846806474.5	828297278	0.178768632	2.449	H	40
	4	1053571837	1036847046	0.169369538	2.594	H	42
	3	1114914620	1111107894	0.050248928	2.816	H	44
	2	1128056533	1124728608	0.068053994	3.199	H	46
	1	1431457599	1426444869	0.168678821	4.043	H	48

LIITE 11:**Taulukko 22:** Granger-testit 10 vuoden korolle ja HEX-indeksille.

1993(1) – 1997(12)

Kausaalisuuden suunta	Viiveet	RSSR	RSSUR	F-laskettu	F-taulukko	Toimenp	n-k
DDKOR10→DDHEX	8	678597,7649	649673,9874	0,239297412	2,163	H	43
	7	727236,955	691947,6348	0,327857057	2,221	H	45
	6	756575,8119	720042,1637	0,397449286	2,299	H	47
	5	780098,3894	743896,2804	0,476922223	2,404	H	49
	4	799764,0478	794812,9966	0,079422333	2,553	H	51
	3	882273,1589	872326,4652	0,201443988	2,779	H	53
	2	889537,394	882762,428	0,211055159	3,165	H	55
	1	973392,7146	962971,4761	0,616851702	4,009	H	57

DDHEX→DDKOR10	8	6,88737497	5,832182019	0,972476869	2,163	H	43
	7	6,89217726	6,152012052	0,773438814	2,221	H	45
	6	6,903117782	6,36349758	0,664261259	2,299	H	47
	5	7,086533113	6,521209951	0,849561205	2,404	H	49
	4	7,086672869	6,558709181	1,026350893	2,553	H	51
	3	7,23873613	6,908796428	0,843697566	2,779	H	53
	2	7,702710423	7,499347867	0,745727547	3,165	H	55
	1	8,33175822	8,227061758	0,725374199	4,009	H	57

Taulukko 23: Granger-testit 4-5 vuoden obligaatiokorolle ja HEX-indeksille.

1993(1) – 1997(12)

<i>Kausaalisuuden suunta</i>	<i>Viiveet</i>	<i>RSSR</i>	<i>RSSUR</i>	<i>F-laskettu</i>	<i>F-taulukko</i>	<i>Toimenp</i>	<i>n-k</i>
DDKOR4-5→DDHEX	8	678597,7649	643529,2637	0,292905396	2,163	H	43
	7	727236,955	688543,9053	0,361256605	2,221	H	45
	6	756575,8119	718501,9551	0,41509311	2,299	H	47
	5	780098,3894	736021,5567	0,58687542	2,404	H	49
	4	799764,0478	788992,4927	0,17406671	2,553	H	51
	3	882273,1589	862319,6859	0,408794281	2,779	H	53
	2	889537,394	881543,345	0,249376674	3,165	H	55
	1	973392,7146	961008,962	0,734513335	4,009	H	57
DDHEX→DDKO4-5	8	7,665351631	6,359391525	1,103806165	2,163	H	43
	7	7,72313921	6,64535162	1,042628728	2,221	H	45
	6	7,73734947	6,798976979	1,081130961	2,299	H	47
	5	7,90408634	6,917363336	1,397914924	2,404	H	49
	4	7,904177433	7,165540876	1,314292426	2,553	H	51
	3	7,975644886	7,336768512	1,538390631	2,779	H	53
	2	8,215649632	7,927400091	0,99993217	3,165	H	55
	1	9,246472294	9,116102958	0,815156672	4,009	H	57

LIITE 12:

Inflaatio ja HEX

1) Modelling DLHEX by OLS

The present sample is: 1990 (9) to 1998 (10)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	-0.0028716	0.0088947	-0.323	0.7476	0.0012
DLHEX_1	0.50276	0.10934	4.598	0.0000	0.1920
DLHEX_2	-0.21106	0.11860	-1.780	0.0785	0.0344
DLHEX_3	0.18959	0.11637	1.629	0.1068	0.0290
DLHEX_4	-0.16442	0.11891	-1.383	0.1702	0.0210
DLHEX_5	0.15336	0.12124	1.265	0.2092	0.0177
DLHEX_6	-0.0073867	0.11151	-0.066	0.9473	0.0000
Dinflaat_1	0.048759	0.023048	2.116	0.0372	0.0479
Dinflaat_2	0.0043989	0.023493	0.187	0.8519	0.0004

Rý = 0.225326 F(8, 89) = 3.2359 [0.0028] $\hat{\alpha}$ = 0.0647476 DW = 1.92
RSS = 0.373110182 for 9 variables and 98 observations

Huom! Ry= selitysaste.

2) Modelling DLHEX by OLS

The present sample is: 1990 (9) to 1998 (10)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	-0.0029827	0.0086867	-0.343	0.7321	0.0013
DLHEX_1	0.50173	0.10762	4.662	0.0000	0.1945
DLHEX_2	-0.20933	0.11504	-1.820	0.0721	0.0355
DLHEX_3	0.18789	0.11286	1.665	0.0994	0.0299
DLHEX_4	-0.16301	0.11633	-1.401	0.1646	0.0214
DLHEX_5	0.15020	0.11087	1.355	0.1789	0.0200
Dinflaat_1	0.048759	0.022920	2.127	0.0361	0.0479
Dinflaat_2	0.0047994	0.022576	0.213	0.8321	0.0005

Rý = 0.225287 F(7, 90) = 3.7389 [0.0013] $\hat{\alpha}$ = 0.0643885 DW = 1.92
RSS = 0.3731285773 for 8 variables and 98 observations

3) Modelling DLHEX by OLS

The present sample is: 1990 (9) to 1998 (10)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	-0.0013120	0.0082465	-0.159	0.8739	0.0003
DLHEX_1	0.47117	0.10644	4.427	0.0000	0.1756
DLHEX_2	-0.17662	0.11381	-1.552	0.1241	0.0255
DLHEX_3	0.12617	0.10354	1.219	0.2261	0.0159
Dinflaat_1	0.047076	0.021872	2.152	0.0340	0.0479
Dinflaat_2	-0.00045882	0.022363	-0.021	0.9837	0.0000

Rý = 0.201524 F(5, 92) = 4.6439 [0.0008] $\hat{\alpha}$ = 0.0646541 DW = 1.90
RSS = 0.3845740387 for 6 variables and 98 observations

4) Modelling DLHEX by OLS

The present sample is: 1990 (9) to 1998 (10)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	-0.00037614	0.0082321	-0.046	0.9637	0.0000
DLHEX_1	0.45409	0.10579	4.293	0.0000	0.1654
DLHEX_2	-0.12582	0.10618	-1.185	0.2391	0.0149
Dinflaat_1	0.046573	0.021925	2.124	0.0363	0.0463
Dinflaat_2	0.0020900	0.022322	0.094	0.9256	0.0001

Rý = 0.188635 F(4, 93) = 5.4054 [0.0006] $\hat{\alpha}$ = 0.0648225 DW = 1.90
RSS = 0.3907817404 for 5 variables and 98 observations

5) Modelling DLHEX by OLS

The present sample is: 1990 (9) to 1998 (10)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	-0.0020183	0.0081320	-0.248	0.8045	0.0007
DLHEX_1	0.40352	0.097001	4.160	0.0001	0.1555
Dinflaat_1	0.043815	0.021848	2.005	0.0478	0.0410
Dinflaat_2	0.0089010	0.021616	0.412	0.6814	0.0018

Rý = 0.176385 F(3, 94) = 6.7103 [0.0004] $\hat{\alpha}$ = 0.0649617 DW = 1.84
 RSS = 0.3966817771 for 4 variables and 98 observations

6) Modelling DLHEX by OLS

The present sample is: 1990 (9) to 1998 (10)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	0.0076917	0.0090621	0.849	0.3982	0.0079
DLHEX_1	0.44561	0.10239	4.352	0.0000	0.1723
DLHEX_2	-0.19680	0.10709	-1.838	0.0694	0.0358
DLHEX_3	0.14659	0.10114	1.449	0.1507	0.0226
Dinflaat_1	0.055931	0.021524	2.599	0.0109	0.0691
Dinflaat_5	-0.049682	0.021459	-2.315	0.0229	0.0556
Dinflaat_6	-0.0093055	0.021434	-0.434	0.6652	0.0021

Rý = 0.250428 F(6, 91) = 5.0671 [0.0002] $\hat{\alpha}$ = 0.0629861 DW = 1.91
 RSS = 0.3610201256 for 7 variables and 98 observations

HEX ja valuuttakurssi:

1) Modelling DLHEX by OLS

The present sample is: 1990 (10) to 1998 (10)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	0.0072430	0.0067666	1.070	0.2875	0.0133
DLHEX_1	0.40041	0.10827	3.698	0.0004	0.1386
DLHEX_2	-0.19070	0.11445	-1.666	0.0994	0.0316
DLHEX_3	0.22394	0.11396	1.965	0.0527	0.0435
DLHEX_4	-0.14494	0.11675	-1.241	0.2178	0.0178
DLHEX_5	-0.0019126	0.11744	-0.016	0.9870	0.0000
DLHEX_6	0.069599	0.12191	0.571	0.5696	0.0038
DLHEX_7	-0.033199	0.11327	-0.293	0.7702	0.0010
Dvkurssi_1	0.087418	0.057563	1.519	0.1326	0.0264
Dvkurssi_2	0.10759	0.063077	1.706	0.0917	0.0331
Dvkurssi_3	-0.089527	0.061780	-1.449	0.1510	0.0241
Dvkurssi_4	-0.0083587	0.056534	-0.148	0.8828	0.0003

Rý = 0.297016 F(11, 85) = 3.2648 [0.0009] $\hat{\alpha}$ = 0.061915 DW = 2.01
 RSS = 0.3258452093 for 12 variables and 97 observations

2) Modelling DLHEX by OLS

The present sample is: 1990 (10) to 1998 (10)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	0.0069870	0.0066743	1.047	0.2981	0.0126
DLHEX_1	0.39742	0.10722	3.707	0.0004	0.1378
DLHEX_2	-0.19387	0.11333	-1.711	0.0908	0.0329
DLHEX_3	0.22908	0.11201	2.045	0.0439	0.0464
DLHEX_4	-0.14909	0.11527	-1.293	0.1993	0.0191
DLHEX_5	0.0021760	0.11599	0.019	0.9851	0.0000
DLHEX_6	0.056221	0.11244	0.500	0.6183	0.0029
Dvkurssi_1	0.089859	0.056654	1.586	0.1164	0.0284
Dvkurssi_2	0.11294	0.060054	1.881	0.0634	0.0395
Dvkurssi_3	-0.091390	0.061124	-1.495	0.1385	0.0253
Dvkurssi_4	-0.0086927	0.056221	-0.155	0.8775	0.0003

Rý = 0.296306 F(10, 86) = 3.6212 [0.0005] $\hat{\alpha}$ = 0.0615851 DW = 2.02
 RSS = 0.3261745234 for 11 variables and 97 observations

3) Modelling DLHEX by OLS

The present sample is: 1990 (10) to 1998 (10)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	0.0074427	0.0065832	1.131	0.2613	0.0145
DLHEX_1	0.40296	0.10618	3.795	0.0003	0.1420
DLHEX_2	-0.20114	0.11191	-1.797	0.0757	0.0358
DLHEX_3	0.23740	0.11029	2.153	0.0341	0.0506
DLHEX_4	-0.15702	0.11368	-1.381	0.1708	0.0215
DLHEX_5	0.028111	0.10330	0.272	0.7862	0.0009
Dvkurssi_1	0.079124	0.052201	1.516	0.1332	0.0257
Dvkurssi_2	0.11658	0.059356	1.964	0.0527	0.0425
Dvkurssi_3	-0.089430	0.060735	-1.472	0.1445	0.0243
Dvkurssi_4	-0.012304	0.055514	-0.222	0.8251	0.0006

Rý = 0.29426 F(9, 87) = 4.0305 [0.0002] $\hat{\alpha}$ = 0.0613191 DW = 2.02
 RSS = 0.3271227284 for 10 variables and 97 observations

4) Modelling DLHEX by OLS

The present sample is: 1990 (10) to 1998 (10)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	0.0076773	0.0064920	1.183	0.2402	0.0156
DLHEX_1	0.39930	0.10477	3.811	0.0003	0.1417
DLHEX_2	-0.19616	0.10982	-1.786	0.0775	0.0350
DLHEX_3	0.23264	0.10831	2.148	0.0345	0.0498
DLHEX_4	-0.14393	0.10246	-1.405	0.1636	0.0219
Dvkurssi_1	0.078007	0.051765	1.507	0.1354	0.0252
Dvkurssi_2	0.11912	0.058304	2.043	0.0440	0.0453
Dvkurssi_3	-0.091832	0.059773	-1.536	0.1280	0.0261
Dvkurssi_4	-0.011904	0.055202	-0.216	0.8298	0.0005

Rý = 0.293659 F(8, 88) = 4.5732 [0.0001] $\hat{\alpha}$ = 0.0609956 DW = 2.01
 RSS = 0.3274011903 for 9 variables and 97 observations

5) Modelling DLHEX by OLS

The present sample is: 1990 (10) to 1998 (10)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	0.0066758	0.0064879	1.029	0.3063	0.0118
DLHEX_1	0.37573	0.10398	3.613	0.0005	0.1279
DLHEX_2	-0.17223	0.10908	-1.579	0.1179	0.0272
DLHEX_3	0.17547	0.10093	1.739	0.0856	0.0328
Dvkurssi_1	0.069630	0.051701	1.347	0.1815	0.0200
Dvkurssi_2	0.13186	0.057908	2.277	0.0252	0.0551
Dvkurssi_3	-0.090763	0.060094	-1.510	0.1345	0.0250
Dvkurssi_4	-0.022723	0.054960	-0.413	0.6803	0.0019

Rý = 0.277821 F(7, 89) = 4.8912 [0.0001] $\hat{\alpha}$ = 0.0613282 DW = 1.96
 RSS = 0.3347424809 for 8 variables and 97 observations

6) Modelling DLHEX by OLS

The present sample is: 1990 (10) to 1998 (10)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	0.0083780	0.0064853	1.292	0.1997	0.0182
DLHEX_1	0.35985	0.10474	3.436	0.0009	0.1160
DLHEX_2	-0.12069	0.10615	-1.137	0.2586	0.0142
Dvkurssi_1	0.057761	0.051821	1.115	0.2680	0.0136
Dvkurssi_2	0.13686	0.058483	2.340	0.0215	0.0574
Dvkurssi_3	-0.086223	0.060708	-1.420	0.1590	0.0219
Dvkurssi_4	-0.0075802	0.054872	-0.138	0.8904	0.0002

Rý = 0.253292 F(6, 90) = 5.0882 [0.0002] $\hat{\alpha}$ = 0.0620136 DW = 1.98
 RSS = 0.3461119891 for 7 variables and 97 observations

HEX ja suppea raha:

1) Modelling DDHEX by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	-0.031938	12.530	-0.003	0.9980	0.0000
DDHEX_1	-0.36000	0.14406	-2.499	0.0160	0.1173
DDHEX_2	-0.46928	0.15254	-3.076	0.0035	0.1676
DDHEX_3	-0.12258	0.17029	-0.720	0.4752	0.0109
DDHEX_4	-0.50403	0.16325	-3.087	0.0034	0.1686
DDHEX_5	-0.37539	0.17213	-2.181	0.0342	0.0919
DDHEX_6	-0.22563	0.17553	-1.285	0.2049	0.0340
DDHEX_7	-0.32834	0.15325	-2.143	0.0374	0.0890
DDHEX_8	-0.043562	0.15431	-0.282	0.7790	0.0017
DDM1_2	0.011912	0.0043464	2.741	0.0086	0.1378
DDM1_3	0.0029016	0.0040534	0.716	0.4776	0.0108
DDM1_7	0.010466	0.0041627	2.514	0.0154	0.1186
DDM1_8	-0.0080611	0.0048388	-1.666	0.1024	0.0558

R² = 0.653222 F(12, 47) = 7.3778 [0.0000] $\hat{\alpha}$ = 95.8571 DW = 1.96
RSS = 431863.8504 for 13 variables and 60 observations

2) Modelling DDHEX by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	-0.21009	12.394	-0.017	0.9865	0.0000
DDHEX_1	-0.34740	0.13565	-2.561	0.0136	0.1202
DDHEX_2	-0.46197	0.14888	-3.103	0.0032	0.1671
DDHEX_3	-0.10465	0.15648	-0.669	0.5068	0.0092
DDHEX_4	-0.48572	0.14837	-3.274	0.0020	0.1825
DDHEX_5	-0.36121	0.16306	-2.215	0.0315	0.0928
DDHEX_6	-0.20234	0.15343	-1.319	0.1935	0.0350
DDHEX_7	-0.30777	0.13353	-2.305	0.0255	0.0996
DDM1_2	0.012201	0.0041827	2.917	0.0054	0.1506
DDM1_3	0.0027869	0.0039942	0.698	0.4887	0.0100
DDM1_7	0.010614	0.0040900	2.595	0.0125	0.1230
DDM1_8	-0.0081916	0.0047703	-1.717	0.0924	0.0579

R² = 0.652634 F(11, 48) = 8.1984 [0.0000] $\hat{\alpha}$ = 94.9338 DW = 1.99
RSS = 432596.1239 for 12 variables and 60 observations

3) Modelling DDHEX by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	-2.7524	12.876	-0.214	0.8316	0.0009
DDHEX_1	-0.30209	0.14001	-2.158	0.0359	0.0868
DDHEX_2	-0.36812	0.14937	-2.464	0.0173	0.1103
DDHEX_3	0.038547	0.14980	0.257	0.7980	0.0013
DDHEX_4	-0.38739	0.14823	-2.613	0.0119	0.1223
DDHEX_5	-0.20752	0.15521	-1.337	0.1874	0.0352
DDHEX_6	-0.034892	0.14096	-0.248	0.8055	0.0012
DDM1_2	0.011347	0.0043457	2.611	0.0119	0.1221
DDM1_3	0.0033284	0.0041590	0.800	0.4274	0.0129
DDM1_7	0.0099583	0.0042559	2.340	0.0234	0.1005
DDM1_8	-0.0090185	0.0049617	-1.818	0.0752	0.0632

R² = 0.614188 F(10, 49) = 7.8005 [0.0000] $\hat{\alpha}$ = 99.0233 DW = 1.99
RSS = 480475.1157 for 11 variables and 60 observations

4) Modelling DDHEX by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR \hat{y}
Constant	-2.9700	12.725	-0.233	0.8164	0.0011
DDHEX_1	-0.29236	0.13310	-2.196	0.0327	0.0880
DDHEX_2	-0.35407	0.13686	-2.587	0.0126	0.1181
DDHEX_3	0.050471	0.14051	0.359	0.7210	0.0026
DDHEX_4	-0.37385	0.13646	-2.740	0.0085	0.1305
DDHEX_5	-0.18790	0.13220	-1.421	0.1614	0.0388
DDM1_2	0.011620	0.0041635	2.791	0.0074	0.1348
DDM1_3	0.0034335	0.0040983	0.838	0.4061	0.0138
DDM1_7	0.0098105	0.0041740	2.350	0.0227	0.0995
DDM1_8	-0.0093693	0.0047102	-1.989	0.0522	0.0733

R \hat{y} = 0.613706 F(9, 50) = 8.8261 [0.0000] \hat{a} = 98.0893 DW = 1.99
 RSS = 481075.9417 for 10 variables and 60 observations

5) Modelling DDHEX by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR \hat{y}
Constant	-3.9471	12.833	-0.308	0.7597	0.0019
DDHEX_1	-0.23307	0.12766	-1.826	0.0737	0.0614
DDHEX_2	-0.32111	0.13622	-2.357	0.0223	0.0983
DDHEX_3	0.11702	0.13380	0.875	0.3859	0.0148
DDHEX_4	-0.29783	0.12679	-2.349	0.0227	0.0976
DDM1_2	0.011938	0.0041988	2.843	0.0064	0.1368
DDM1_3	0.0034307	0.0041391	0.829	0.4110	0.0133
DDM1_7	0.0086264	0.0041307	2.088	0.0418	0.0788
DDM1_8	-0.010650	0.0046693	-2.281	0.0268	0.0926

R \hat{y} = 0.598098 F(8, 51) = 9.4871 [0.0000] \hat{a} = 99.0656 DW = 2.08
 RSS = 500513.4747 for 9 variables and 60 observations

6) Modelling DDHEX by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR \hat{y}
Constant	-5.5041	13.361	-0.412	0.6821	0.0033
DDHEX_1	-0.26872	0.13214	-2.034	0.0471	0.0737
DDHEX_2	-0.22931	0.13604	-1.686	0.0979	0.0518
DDHEX_3	0.24582	0.12724	1.932	0.0588	0.0670
DDM1_2	0.013856	0.0042939	3.227	0.0022	0.1668
DDM1_3	0.0058002	0.0041850	1.386	0.1717	0.0356
DDM1_7	0.010006	0.0042627	2.347	0.0228	0.0958
DDM1_8	-0.0088331	0.0048007	-1.840	0.0715	0.0611

R \hat{y} = 0.554614 F(7, 52) = 9.2504 [0.0000] \hat{a} = 103.28 DW = 1.90
 RSS = 554666.5294 for 8 variables and 60 observations

7) Modelling DDHEX by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR \hat{y}
Constant	-5.7287	13.700	-0.418	0.6775	0.0033
DDHEX_1	-0.35568	0.12740	-2.792	0.0073	0.1282
DDHEX_2	-0.34681	0.12479	-2.779	0.0075	0.1272
DDM1_2	0.012432	0.0043379	2.866	0.0060	0.1342
DDM1_3	0.0055253	0.0042891	1.288	0.2033	0.0304
DDM1_7	0.010183	0.0043702	2.330	0.0236	0.0929
DDM1_8	-0.0074064	0.0048643	-1.523	0.1338	0.0419

R \hat{y} = 0.522643 F(6, 53) = 9.6714 [0.0000] \hat{a} = 105.909 DW = 1.86
 RSS = 594481.3156 for 7 variables and 60 observations

HEX ja lavea raha:

1) Modelling DDHEX by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	-1.1858	15.220	-0.078	0.9382	0.0001
DDM2_3	-0.0068850	0.0035531	-1.938	0.0583	0.0698
DDM2_5	0.0035612	0.0037189	0.958	0.3429	0.0180
DDM2_7	0.0073056	0.0043453	1.681	0.0990	0.0535
DDM2_8	-0.0097810	0.0045423	-2.153	0.0361	0.0849
DDHEX_2	-0.26339	0.15154	-1.738	0.0883	0.0570
DDHEX_3	0.0023655	0.16472	0.014	0.9886	0.0000
DDHEX_4	-0.47253	0.14934	-3.164	0.0026	0.1668
DDHEX_6	-0.037967	0.15190	-0.250	0.8037	0.0012
DDHEX_7	-0.12769	0.15266	-0.836	0.4069	0.0138

R² = 0.445902 F(9, 50) = 4.4708 [0.0002] $\hat{\alpha}$ = 117.478 DW = 2.57
RSS = 690051.6812 for 10 variables and 60 observations

2) Modelling DDHEX by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	-3.8241	16.485	-0.232	0.8175	0.0011
DDM2_3	-0.0043463	0.0037547	-1.158	0.2524	0.0256
DDM2_5	0.0025389	0.0040188	0.632	0.5304	0.0078
DDM2_7	0.0094665	0.0046550	2.034	0.0472	0.0750
DDM2_8	-0.0081167	0.0048941	-1.658	0.1034	0.0512
DDHEX_2	-0.088145	0.15301	-0.576	0.5671	0.0065
DDHEX_3	0.24230	0.15862	1.528	0.1328	0.0438
DDHEX_6	0.023693	0.16341	0.145	0.8853	0.0004
DDHEX_7	-0.059013	0.16391	-0.360	0.7203	0.0025

R² = 0.334961 F(8, 51) = 3.2109 [0.0050] $\hat{\alpha}$ = 127.434 DW = 2.39
RSS = 828214.1771 for 9 variables and 60 observations

3) Modelling DDHEX by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	-5.8681	14.182	-0.414	0.6808	0.0033
DDM2_2	0.012976	0.0042441	3.058	0.0035	0.1549
DDM2_3	0.0065667	0.0041695	1.575	0.1215	0.0464
DDM2_5	0.0012985	0.0033181	0.391	0.6972	0.0030
DDM2_7	0.0054991	0.0040926	1.344	0.1850	0.0342
DDM2_8	-0.0076998	0.0043649	-1.764	0.0837	0.0575
DDHEX_1	-0.36165	0.13283	-2.723	0.0088	0.1269
DDHEX_2	-0.21189	0.14598	-1.451	0.1528	0.0397
DDHEX_3	0.27525	0.14413	1.910	0.0618	0.0667

R² = 0.507662 F(8, 51) = 6.5734 [0.0000] $\hat{\alpha}$ = 109.646 DW = 1.90
RSS = 613138.3622 for 9 variables and 60 observations

4) Modelling DDHEX by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	-4.0917	13.545	-0.302	0.7638	0.0018
DDM2_2	0.010921	0.0041328	2.642	0.0110	0.1225
DDM2_3	0.0033670	0.0041833	0.805	0.4247	0.0128
DDM2_5	0.0021516	0.0031835	0.676	0.5022	0.0091
DDM2_7	0.0044771	0.0039252	1.141	0.2595	0.0254
DDM2_8	-0.0089819	0.0041953	-2.141	0.0372	0.0840
DDHEX_1	-0.32109	0.12775	-2.513	0.0152	0.1122
DDHEX_2	-0.31280	0.14513	-2.155	0.0360	0.0850
DDHEX_3	0.11158	0.15267	0.731	0.4683	0.0106
DDHEX_4	-0.33298	0.13517	-2.463	0.0172	0.1082

Rý = 0.560948 F(9, 50) = 7.098 [0.0000] $\hat{\alpha}$ = 104.573 DW = 2.10
RSS = 546778.4644 for 10 variables and 60 observations

Teollisuustuotanto ja HEX:

1) Modelling DDTuotant by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	0.24488	1.0491	0.233	0.8164	0.0011
DDtuotant_1	-1.2298	0.11116	-11.063	0.0000	0.7100
DDtuotant_2	-1.3518	0.16194	-8.348	0.0000	0.5822
DDtuotant_3	-1.2842	0.16393	-7.834	0.0000	0.5511
DDtuotant_4	-1.3843	0.16175	-8.558	0.0000	0.5943
DDtuotant_5	-0.85030	0.15679	-5.423	0.0000	0.3704
DDtuotant_6	-0.56491	0.10228	-5.523	0.0000	0.3789
DDHEX_1	0.0071039	0.0076807	0.925	0.3595	0.0168
DDHEX_6	-0.026010	0.010659	-2.440	0.0183	0.1064
DDHEX_7	0.0077848	0.011405	0.683	0.4980	0.0092

Rý = 0.844392 F(9, 50) = 30.147 [0.0000] $\hat{\alpha}$ = 8.10298 DW = 2.11
RSS = 3282.917009 for 10 variables and 60 observations

2) Modelling DDTuotant by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartRý
Constant	0.22778	1.3181	0.173	0.8635	0.0006
DDtuotant_1	-1.0896	0.13598	-8.013	0.0000	0.5573
DDtuotant_2	-0.85094	0.16857	-5.048	0.0000	0.3332
DDtuotant_3	-0.76613	0.16891	-4.536	0.0000	0.2874
DDtuotant_4	-0.82632	0.15872	-5.206	0.0000	0.3470
DDtuotant_5	-0.19975	0.13003	-1.536	0.1307	0.0442
DDHEX_1	0.0098007	0.0096307	1.018	0.3136	0.0199
DDHEX_6	-0.041395	0.012927	-3.202	0.0024	0.1674
DDHEX_7	0.00089049	0.014243	0.063	0.9504	0.0001

Rý = 0.749445 F(8, 51) = 19.068 [0.0000] $\hat{\alpha}$ = 10.1808 DW = 2.20
RSS = 5286.036664 for 9 variables and 60 observations

3) Modelling DDTuotan by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR \hat{y}
Constant	0.18734	1.3349	0.140	0.8889	0.0004
DDtuotan_1	-0.95181	0.10352	-9.195	0.0000	0.6192
DDtuotan_2	-0.70019	0.13884	-5.043	0.0000	0.3284
DDtuotan_3	-0.60775	0.13554	-4.484	0.0000	0.2788
DDtuotan_4	-0.64111	0.10456	-6.131	0.0000	0.4196
DDHEX_1	0.010579	0.0097423	1.086	0.2826	0.0222
DDHEX_6	-0.041977	0.013090	-3.207	0.0023	0.1651
DDHEX_7	0.0089678	0.013409	0.669	0.5066	0.0085

R \hat{y} = 0.737852 F(7, 52) = 20.909 [0.0000] \hat{a} = 10.313 DW = 2.23
 RSS = 5530.621266 for 8 variables and 60 observations

4) Modelling DDTuotan by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR \hat{y}
Constant	0.32901	1.7354	0.190	0.8504	0.0007
DDtuotan_1	-0.90274	0.13418	-6.728	0.0000	0.4606
DDtuotan_2	-0.42820	0.17106	-2.503	0.0154	0.1057
DDtuotan_3	-0.066075	0.13364	-0.494	0.6231	0.0046
DDHEX_1	0.023662	0.012359	1.915	0.0610	0.0647
DDHEX_6	-0.036044	0.016972	-2.124	0.0384	0.0784
DDHEX_7	-0.0077811	0.017068	-0.456	0.6503	0.0039

R \hat{y} = 0.548337 F(6, 53) = 10.724 [0.0000] \hat{a} = 13.4086 DW = 2.03
 RSS = 9528.873024 for 7 variables and 60 observations

5) Modelling DDTuotan by OLS

The present sample is: 1993 (1) to 1997 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR \hat{y}
Constant	0.32340	1.7231	0.188	0.8518	0.0007
DDtuotan_1	-0.87848	0.12401	-7.084	0.0000	0.4817
DDtuotan_2	-0.37112	0.12535	-2.961	0.0046	0.1397
DDHEX_1	0.023493	0.012268	1.915	0.0608	0.0636
DDHEX_6	-0.037950	0.016413	-2.312	0.0246	0.0901
DDHEX_7	-0.0074629	0.016937	-0.441	0.6612	0.0036

R \hat{y} = 0.546253 F(5, 54) = 13.002 [0.0000] \hat{a} = 13.3144 DW = 1.99
 RSS = 9572.823156 for 6 variables and 60 observations

LIITE 13:

Normaalisuustestit regressioiden jäännöksille. Normaalisuus-testitulokset ovat tutkimuksessa esitettyjen regressioiden järjestyksessä.

1) Inflaatio ja HEX:

1) 1990 (9) to 1998 (10)

Sample Size	98
Mean	0.000000
Std.Devn.	0.061703
Skewness	-0.090984
Excess Kurtosis	-0.317997
Minimum	-0.143526
Maximum	0.141643
Normality Chi(2)=	0.23399 [0.8896]

2) 1990 (9) to 1998 (10)

Sample Size	98
Mean	-0.000000
Std.Devn.	0.061704
Skewness	-0.091281
Excess Kurtosis	-0.320640
Minimum	-0.143230
Maximum	0.141415
Normality Chi(2)=	0.23918 [0.8873]

3) 1990 (9) to 1998 (10)

Sample Size	98
Mean	0.000000
Std.Devn.	0.062644
Skewness	0.041905
Excess Kurtosis	-0.340743
Minimum	-0.147901
Maximum	0.144350
Normality Chi(2)=	0.12525 [0.9393]

4) 1990 (9) to 1998 (10)

Sample Size	98
Mean	0.000000
Std.Devn.	0.063147
Skewness	0.044202
Excess Kurtosis	-0.408124
Minimum	-0.146735
Maximum	0.153354
Normality Chi(2)=	0.27248 [0.8726]

5) 1990 (9) to 1998 (10)

Sample Size	98
Mean	0.000000
Std.Devn.	0.063622
Skewness	0.102399
Excess Kurtosis	-0.418616
Minimum	-0.137233
Maximum	0.152806
Normality Chi(2)=	0.5163 [0.7725]

6) 1990 (9) to 1998 (10)
Sample Size 98
Mean 0.000000
Std.Devn. 0.060695
Skewness 0.122953
Excess Kurtosis -0.186692
Minimum -0.131376
Maximum 0.155708
Normality Chi(2)= 0.27876 [0.8699]

2) HEX ja FIM/USD -kurssi

1) 1990 (10) to 1998 (10)
Sample Size 97
Mean -0.000000
Std.Devn. 0.057959
Skewness -0.172456
Excess Kurtosis -0.170383
Minimum -0.156020
Maximum 0.108550
Normality Chi(2)= 0.54098 [0.7630]

2) 1990 (10) to 1998 (10)
Sample Size 97
Mean -0.000000
Std.Devn. 0.057988
Skewness -0.159025
Excess Kurtosis -0.202731
Minimum -0.156012
Maximum 0.110640
Normality Chi(2)= 0.46725 [0.7917]

3) 1990 (10) to 1998 (10)
Sample Size 97
Mean -0.000000
Std.Devn. 0.058072
Skewness -0.132433
Excess Kurtosis -0.202799
Minimum -0.152628
Maximum 0.115437
Normality Chi(2)= 0.32154 [0.8515]

4) 1990 (10) to 1998 (10)
Sample Size 97
Mean -0.000000
Std.Devn. 0.058097
Skewness -0.105482
Excess Kurtosis -0.217071
Minimum -0.151122
Maximum 0.116156
Normality Chi(2)= 0.2049 [0.9026]

5) 1990 (10) to 1998 (10)
Sample Size 97
Mean 0.000000
Std.Devn. 0.058745
Skewness -0.060712
Excess Kurtosis -0.241710
Minimum -0.160124
Maximum 0.121269
Normality Chi(2)= 0.070617 [0.9653]

6) 1990 (10) to 1998 (10)
 Sample Size 97
 Mean -0.000000
 Std.Devn. 0.059734
 Skewness -0.047496
 Excess Kurtosis -0.418142
 Minimum -0.150125
 Maximum 0.133334
 Normality Chi(2)= 0.29997 [0.8607]

3) HEX ja suppea raha

1) 1993 (1) to 1997 (12)
 Sample Size 60
 Mean 0.000000
 Std.Devn. 84.839442
 Skewness -0.395200
 Excess Kurtosis 0.241093
 Minimum -245.708798
 Maximum 166.491366
 Normality Chi(2)= 2.0266 [0.3630]

2) 1993 (1) to 1997 (12)
 Sample Size 60
 Mean 0.000000
 Std.Devn. 84.911338
 Skewness -0.372313
 Excess Kurtosis 0.138198
 Minimum -241.814804
 Maximum 162.427455
 Normality Chi(2)= 1.7271 [0.4217]

3) 1993 (1) to 1997 (12)
 Sample Size 60
 Mean 0.000000
 Std.Devn. 89.486974
 Skewness -0.402995
 Excess Kurtosis -0.320179
 Minimum -228.708291
 Maximum 173.351164
 Normality Chi(2)= 2.4182 [0.2985]

4) 1993 (1) to 1997 (12)
 Sample Size 60
 Mean -0.000000
 Std.Devn. 89.542908
 Skewness -0.441189
 Excess Kurtosis -0.248968
 Minimum -234.228841
 Maximum 169.731341
 Normality Chi(2)= 2.743 [0.2537]

5) 1993 (1) to 1997 (12)
 Sample Size 60
 Mean 0.000000
 Std.Devn. 91.333955
 Skewness -0.474912
 Excess Kurtosis -0.273665
 Minimum -248.595790
 Maximum 173.187556
 Normality Chi(2)= 3.4172 [0.1811]

6) 1993 (1) to 1997 (12)
Sample Size 60
Mean -0.000000
Std.Devn. 96.148022
Skewness -0.170727
Excess Kurtosis -0.248181
Minimum -233.070156
Maximum 211.793848
Normality Chi(2)= 0.35078 [0.8391]

7) 1993 (1) to 1997 (12)
Sample Size 60
Mean 0.000000
Std.Devn. 99.539047
Skewness -0.170964
Excess Kurtosis 0.281017
Minimum -289.837756
Maximum 231.683996
Normality Chi(2)= 1.5513 [0.4604]

4) HEX ja lavea raha

1) 1993 (1) to 1997 (12)
Sample Size 60
Mean 0.000000
Std.Devn. 107.242069
Skewness -0.308109
Excess Kurtosis 0.174618
Minimum -294.415131
Maximum 231.568426
Normality Chi(2)= 1.4935 [0.4739]

2) 1993 (1) to 1997 (12)
Sample Size 60
Mean -0.000000
Std.Devn. 117.488594
Skewness -0.075894
Excess Kurtosis 0.073389
Minimum -309.184567
Maximum 246.868661
Normality Chi(2)= 0.72221 [0.6969]

3) 1993 (1) to 1997 (12)
Sample Size 60
Mean 0.000000
Std.Devn. 101.088935
Skewness -0.169823
Excess Kurtosis -0.221492
Minimum -249.226326
Maximum 223.475580
Normality Chi(2)= 0.35619 [0.8369]

4) 1993 (1) to 1997 (12)
Sample Size 60
Mean -0.000000
Std.Devn. 95.461900
Skewness -0.442838
Excess Kurtosis -0.014949
Minimum -263.758682
Maximum 186.750608
Normality Chi(2)= 2.265 [0.3222]

5) Teollisuustuotanto ja HEX

1) 1993 (1) to 1997 (12)

Sample Size	60
Mean	-0.000000
Std.Devn.	7.396978
Skewness	-0.176865
Excess Kurtosis	-0.566515
Minimum	-15.231426
Maximum	17.100910
Normality Chi(2)=	0.86884 [0.6476]

2) 1993 (1) to 1997 (12)

Sample Size	60
Mean	0.000000
Std.Devn.	9.386193
Skewness	0.140185
Excess Kurtosis	-0.066655
Minimum	-20.530003
Maximum	26.373233
Normality Chi(2)=	0.45754 [0.7955]

3) 1993 (1) to 1997 (12)

Sample Size	60
Mean	-0.000000
Std.Devn.	9.600886
Skewness	0.316626
Excess Kurtosis	0.047991
Minimum	-19.928724
Maximum	27.548889
Normality Chi(2)=	1.2901 [0.5246]

4) 1993 (1) to 1997 (12)

Sample Size	60
Mean	-0.000000
Std.Devn.	12.602165
Skewness	0.045478
Excess Kurtosis	-0.448060
Minimum	-27.147423
Maximum	32.678250
Normality Chi (2)=	0.10003 [0.9512]

5) 1993 (1) to 1997 (12)

Sample Size	60
Mean	-0.000000
Std.Devn.	12.631194
Skewness	0.108975
Excess Kurtosis	-0.501306
Minimum	-26.150666
Maximum	33.428812
Normality Chi(2)=	0.34319 [0.8423]