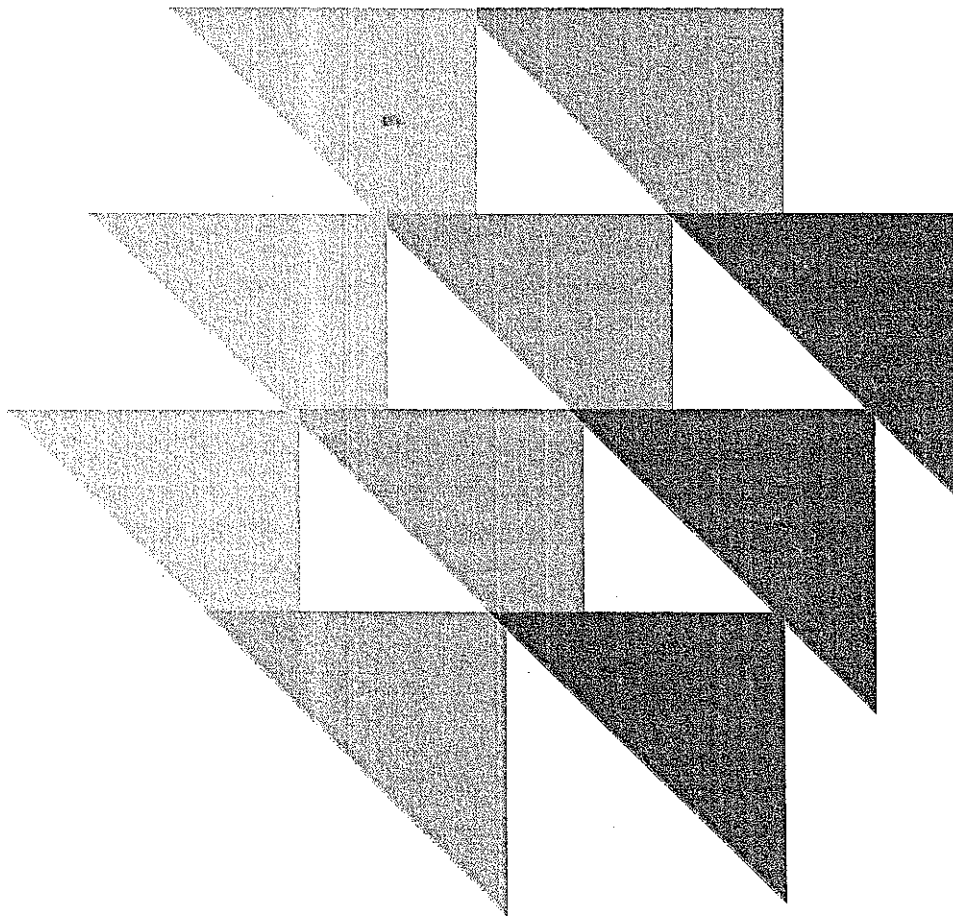


**OSAKEMARKKINAT, PÄÄOMATULOJEN
VEROTUS JA INVESTOINNIT SUOMESSA**

Toimittanut Vesa Kannianen



Paavo Yli-Olli, apulaisprofessori

Ilkka Virtanen, professori

Osakkeiden hinta- ja tuottokehityksen ennustaminen ohuilla osakemarkkinoilla

1. Johdanto

Arvopaperimarkkinoiden tehokkuus on keskeinen käsite tarkasteltaessa osakkeiden hinta- ja tuottokehityksen ennustettavuutta. Tehokkailla markkinoilla arvopaperin hinta on arvopaperin tuottovaatimuksella diskontatun kassavirran nykyarvon hyvä estimaatti. Jokainen oleellinen poikkeama arvopaperin tällä tavalla määritellyn arvon ja markkinahinnan välillä on osoitus markkinoiden tehottomuudesta.

Allokatiivisesti ja informatiivisesti tehokkailla arvopaperimarkkinoilla kaikki relevantti informaatio heijastuu viiveettä ja täydellisenä arvopapereiden hintoihin (ks. tehokkuuskäsitteet esim. Fama 1970: 383; Copeland ja Weston 1983: 285-287 sekä Foster 1986: 312-319). Erityisesti arvopaperimarkkinoiden informatiivista tehokkuutta koskevissa empirisissä tutkimuksissa tehokkuuden käsite on jaettu kolmeen tasoon käyttäen jakokriteerinä tutkittavan informaation laatua. Ns. tehokkuuden heikot ehdot täyttävillä markkinoilla osakkeiden hintoihin sisältyy kaikki menneeseen hintakehitykseen sisältyvä informaatio. Tämä merkitsee sitä, etteivät investoijat kykene osakkeiden aiempaan hintakehitykseen perustuvilla päätössäännöillä ansaitsemaan suurempia tuottoja kuin investoijat keskimäärin. Keski vahvat ehdot täyttävällä tehokkuuden tasolla kaikki julkistettu informaatio heijastuu välittömästi osakkeiden

hintoihin. Lopuksi tehokkuuden vahvalla tasolla osakkeiden hinnat heijastavat viiveettä kaikkea relevanttia sekä julkistettua että julkistamatonta informaatiota.

Osakemarkkinoiden tehokkuutta on tutkittu laajalti käyttäen erilaisia testejä sekä USA:ssa että Euroopan eri maissa (ks. esim. Fama 1970; Granger ja Morgenstern 1970; Jennergren ja Korsvold 1974; Korhonen 1977; Hawawini ja Michel 1984 sekä Wahlroos ja Berglund 1983 ja 1986).

Empiiristen tulosten perusteella mitkään markkinat eivät täytä tehokkuuden vahvoja ehtoja. Tehokkuuden vahvat ehdot täyttävillä markkinoilla ns. sisäpiirin tietojen hyväksikäytöllä ei määritelmän mukaan voisi ansaita suurempia tuottoja kuin sijoittajat keskimäärin. Empiiristen tulosten mukaan tällä hetkellä tehokkaimmilla USA:n osakemarkkinoilla sisäpiirin tietojen hyväksikäyttö on vakava ongelma.

Tämän tutkimuksen kannalta keskeinen mielenkiinto kohdistuu tehokkuuden heikkojen ja keskivahvojen ehtojen toteutumiseen. Mikäli tehokkuuden heikot ehdot ovat voimassa, osakkeiden hintakehitys noudattaa random walk -mallia. Siten osakkeiden hintakehityksen teknisestä analyysistä mukaan lukien aikasarja-analyysi (tässä Box'in ja Jenkins'in v. 1970 esittämä analyysi) ei ole sijoittajalle hyötyä investointipäätöksissä. Tarkkaan ottaen hän ei voi saada näitä menetelmiä apuna käyttäen sijoituksilleen parempaa tuottoa kuin sijoittajat keskimäärin transaktiokustannusten ja edellä mainittujen analysointimenetelmien aiheuttamien kustannusten jälkeen. Vastaavasti keskivahvat tehokkuuden ehdot täyttävillä markkinoilla erilaiset tilinpäätösanalyysin menetelmät tai ekonometriset mallit eivät keskimäärin auta osakesijoittajaa investointipäätöksissä, kun analyysi- ja transaktiokustannukset otetaan huomioon.

USA:n osakemarkkinat täyttävät empiiristen tutkimusten mukaan tehokkuuden keskivahvat ehdot (esim. Hawawini ja Michel 1984: 12-84), vaikka vastakkaisiakin tuloksia on esitetty (ks. Umstead 1977: 427-441). Myöskin tiettyjen eurooppalaisten osakemarkkinoiden on todettu täyttävän tehokkuuden keskivahvat ehdot (ks. Hawawini ja Michel 1984: 46-49). Mikäli markkinat täyttävät tehokkuuden keskivahvat ehdot, täyttävät ne määritelmän mukaan myös tehokkuuden heikot ehdot.

Useimpia Euroopan maita koskevissa tutkimuksissa on todettu markkinoiden täyttävän tehokkuuden heikot ehdot (ks. esim. Jennergren ja Korsvold 1974; Wahlroos ja Berglund 1983 ja 1986 sekä Hawawini ja Michel 1984). Silti on löydettävissä empiirisiä tuloksia Saksasta ja tietyistä Skandinavian maista, jotka osoittavat osaketuotoissa tilastollista riippuvuutta ajan suhteen, ns. tammikuu efektiä sekä vastaavia säännönmukaisuuksia, jotka eivät ole sopusoinnussa edes tehokkuuden heikkojen ehtojen toteutumisen kanssa (ks. Hawawini ja Michel 1984: 8-25 ja Berglund 1986). Nämä havaitut säännönmukaisuudet osakkeiden tuotossa antavat aiheen osakkeiden hinta- ja tuottokehityksen ennustettavuuden testaamiselle. Ennustettavuushan edellyttää ennustemallityypistä riippuen poikkeamista joko heikoista tai keskivahvoista tehokkuuden ehdoista. Tämän tutkimuksen tuloksia lukiessa on syytä muistaa, että tämä on primäärisesti ennustetutkimus. Varsinaiset tehokkuustutkimukset - etenkin heikkojen ehtojen osalta - on parasta suorittaa päivittäisistä havainnoista käyttäen yksittäisten yritysten osakkeiden hinta- ja tuottotietoja.

Osakkeiden hinta- ja tuottokehitystä koskevissa tutkimuksissa voidaan ennustaa hintatasoa (esim. Hansmann ja Zetsche 1985), hintatason muutosta (esim. Granger ja Morgenstern 1970: 58-59) tai osakkeiden tuottokehitystä (esim. Umstead 1977).

Osakkeiden kokonaistuottoja laskettaessa teoreettisesti paras indeksi on osinkokomponentin sisältävä indeksi. Suomessa on julkisessa käytössä SYP:n julkaisema Unitas-hintaindeksi ja KOP:n julkaisema hintaindeksi. Kyseiset indeksit ovat osinkotasoitettuja, mutta niihin ei kumulatiivisesti sisälly osinkotuotto. Yritysten jakamat osingot ovat Suomessa olleet tutkittavalla ajanjaksolla äärimmäisen tasaiset. Siten osakkeiden kokonaistuottojen vaihtelut ovat johtuneet miltei kokonaan hintatason vaihteluista. Näin etenkin silloin, kun on kyse markkinoiden kokonaistuotoista kuukausitasolla.

Tässä tutkimuksessa tarkasteltava ajanjakso ajoittuu tammikuusta 1975 maaliskuuhun 1986. Unitas- ja KOP-indeksien lisäksi on tarkasteltavan ajanjakson kattaen olemassa myös kokonaistuottoindeksi (ks. Berglund, Wahlroos ja Grandell 1983), joka sisältää hintamuutoksen lisäksi osinkokomponentin. Tämä indeksi ei ole kuitenkaan ollut julkisessa käytössä. Tästä syystä hintaindeksinä käytetään Unitas-indeksiä ja osakemarkkinoiden keskimääräistuotto lasketaan sen perusteella.

Tämän tutkimuksen tavoitteena on:

1. analysoida, onko osakkeiden hinta- ja tuottokehitys ennustettavissa suomalaisilla ohuilla osakemarkkinoilla,
2. verrata aikasarjamallien ja ekonometristen ennustemallien antamia tuloksia toisiinsa,
3. yhdistää aikasarjamalli ja ekonometrinen ennustemalli toisiinsa sekä verrata näin saadun yhteismallin antamia ennustetuloksia aikasarjamallin ja ekonometrisen mallin antamiin tuloksiin.

2. Ennustemallit

Helsingin arvopaperipörssin yleistä hintakehitystä kuvaava muuttuja (Unitas-indeksi; varsinaiset pörssiyritykset) esitetään logaritmuodossa. Vastaavasti markkinoiden yleistä tuottokehitystä kuvaava muuttuja on laskettu Unitas-indeksin logaritmisina erotuksina. Logaritmista transformaatiota puoltavat lähinnä seuraavat kolme syytä. Ensimmäinen on se empiirinen havainto, että osakeindeksin vaihtelu ajan suhteen on erittäin voimakas, mikä ei tue olettamusta vakiosuhteesta muuttujien absoluuttisten arvojen välillä. Toiseksi logaritmuunnoksella estimaattien tehokkuus kasvaa, kun heteroskedastisuus regressioanalyysissä vähenee (ks. esim. Driehuis 1972: 11-12). Vastaavasti näin saavutetaan aikasarja-analyysissä varianssin stationaarisuus (ks. Makridakis, Wheelwright ja McGee 1983: 439). Kolmanneksi logaritmuunnos on perusteltua sikäli, että logaritmien erotus aproksimoi muuttujien prosenttimuutoksia tarkasteltavalla ajanjaksolla.

Mallit estimoidaan käyttäen kuukausihavaintoja. Kuten aiemmin todettiin, tarkasteltava ajanjakso ajoittuu tammikuusta 1975 maaliskuuhun 1986. Havaintoja tammikuusta 1975 joulukuuhun 1984 käytetään mallien parametrien estimoimiseen. Loppuosa havainnosta käytetään mallien ennustekyvyn arvostelemiseen. Unitas-indeksin logaritmiset sarjat esitetään sekä taso- että differenssimuodossa liitteessä.

2.1. Aikasarjamallit

ARIMA-aikasarjamallien käyttö alkoi yleistyä Boxin ja Jenkinsin teoksen ilmestymisen jälkeen (Box ja Jenkins 1970). Tätä metodologiaa on viime aikoina

sovellettu varsin laajasti myös laskentatoimen alalla tapahtuvassa tutkimuksessa. Tyypillisen esimerkin muodostavat osakkeiden hinta- tai tuottokehitykseen liittyvät mallit.

Yhden muuttujan ARIMA-mallin perusideana on esittää tutkittavan aikasarjamuuttujan yksittäinen arvo (y_t) muuttujan aikaisempien arvojen (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) ja virhe- eli häiriötermin sekä ko. ajankohtaan liittyvän arvon (e_t) että aikaisempien arvojen (e_{t-1}, e_{t-2}, \dots) funktiona:

$$(1) \quad \phi^P(B)(1-B)^d y_t = \theta^Q(B)e_t .$$

Mallissa (1) B on ns. viiveoperaattori, ts.

$$(2) \quad B^k y_t = y_{t-k} , \quad k = 1, 2, \dots,$$

$(1-B)^d$ on operaattori kertalukua d olevan differenssin laskemiseksi, $\phi^P(B)$ on kertalukua p oleva autoregressiivinen B:n polynomi ja $\theta^Q(B)$ on kertalukua q oleva tasoitus- (moving average) polynomi. Virhetermin e_t jakauman oletetaan olevan ajan suhteen riippumattoman, normaalisen ja muuttumattoman. Mallia (1) kutsutaan tavallisesti ARIMA(p,d,q) malliksi.

Malli (1) ei ota huomioon sarjassa mahdollisesti esiintyvää kausivaihtelua. Mikäli sarjassa kuitenkin on selvä kausivaihtelu, on vastaava komponentti liitettävä malliin. Olettaen kausivaihtelun jaksossa olevan S havaintoa päädytään ARIMA (p,d,q)(P,D,Q)^S-malliin, jonka polynomi-
muotoinen esitys on

$$(3) \quad \phi^P(B)\phi^P(B^S)(1-B)^d(1-B^S)^D y_t = \theta^Q(B)\theta^Q(B^S)e_t .$$

Mallissa (3) sekä kausivaihtelukomponentin autoregressiivinen ja tasointuspolynomi (Φ^P ja Θ^Q) että differenssioperaattori $(1-B^S)^D$ on nyt kaikki esitetty vuoden pituisen viiveen synnyttävän viiveoperaattorin B^S potenssien avulla.

Seuraavassa muodostetaan aikasarjamallit sekä Helsingin arvopaperipörs-sin yleiselle hintakehitykselle että markkinoiden yleiselle tuottokehitykselle. Empiirisinä muuttujina käytetään aiemmin esitetyllä tavalla Unitas-yleisindeksin logaritmuunnosta (hintakehitys) ja tämä ensimmäisiä differenssejä (tuottokehitys). Malliteknisesti tarkasteltuna muuttujat eroavat siten toisistaan tarkalleen yhden differoinnin verran. Seurauksena ARIMA-mallintamiseen on, että osakkeiden hintatason ja keskimääräisen tuoton mallit muodostuvat keskenään identtisiksi lukuunottamatta parametria d , joka keskimääräisen tuoton mallissa on yhtä alempi kuin vastaavassa hintatason mallissa. Tästä samanlaisuudesta johtuen molempiin muuttujiin liittyviä malleja tarkastellaan jatkossa yhdessä.

Unitas-indeksin logaritmuunnokselle esitettiin edellä useitakin eri perusteita. Yksi niistä oli aikasarjatekninen: varianssin vakioiminen ajan suhteen. Liitteen kuva 2 osoittaa, että logaritmuunnoksella on saavutettu varianssin stationaarisuus ainakin likimain. Unitas-indeksin logaritmin differenssisarja sisältää sen sijaan vielä selvän nousevan trendin, sarja ei ole stationaarinen keskiarvon suhteen. Tämä nähdään jo liitteen kuvasta 2, mutta voidaan yksityiskohtaisesti päätellä sarjan autokorrelaatio- ja osittaisautokorrelaatiofunktioiden perusteella (autokorrelaatiofunktion hidas vaimeneminen, ensimmäisen osittaisautokorrelaation dominointi). Kun alkuperäisestä logaritmisarjasta otetaan vielä toiset differenssit, saadaan sarja, joka on stationaarinen sekä keskiarvon että varianssin suhteen.

Muunnosten jälkeisellä sarjalla on nyt tyypilliset MA(1)-prosessin tunnusmerkit: vain ensimmäinen autokorrelaatio on tilastollisesti merkitsevästi nolasta poikkeava, osittaisautokorrelaatioista vain muutama ensimmäinen poikkeaa nolasta ja nekin vaimenevat eksponentiaalisesti väheten. Koeteltava malli on näin tyyppiä ARIMA (0,d,1) eli

$$(4) \quad (1-B)^d y_t = (1-\theta B) e_t ,$$

missä $d = 2$ (hintatason malli) tai $d = 1$ (tuottomalli).

Sarjassa voidaan lisäksi havaita suhteellisen selkeä, vaikkakaan ei kovin voimakas, kausivaihtelukomponentti. Unitas-indeksin muutos on tyypillisesti suurimmillaan vuoden alussa (ns. tammikuu-efekti) ja alhaisimmillaan varhain kesällä ja loppuvuodesta. Kausivaihtelun olemassaolo saa tukea myös autokorrelaatiofunktioista.

Kausivaihtelun mallintamiseksi otetaan aluksi 12 kuukauden pituiset differenssit kahteen kertaan jo differoidusta sarjasta. Tuloksena olevan sarjan autokorrelaatioista ja osittaisautokorrelaatioista voidaan päätellä, että sarjan tuottaneessa prosessissa on sekä tavallinen MA(1)-komponentti että 12 kuukauden jaksoinen MA(1)-tyyppinen komponentti. Vaihtoehtoiseksi malliksi saadaan näin ARIMA (0,d,1)(0,1,1)¹² eli

$$(5) \quad (1-B)^d (1-B^{12}) y_t = (1-\theta B)(1-\theta B^{12}) e_t ,$$

missä $d = 1$ tai 2 kuten (4):ssä.

Mallien (4) ja (5) parametrien estimointi suoritettiin epälineaarilla Gauss-Marquardt -algoritmilla nk. backcasting-menetelmää käyttäen (Box ja Jenkins 1970; Dixon 1983). Estimoinnin tulokset on koottu taulukkoon 1.

Taulukko 1. Yhteenveto ARIMA-mallien estimointi- ja testaustuloksista.

Malli	(0,d,1)	(0,d,1)(0,1,1) ¹²	
Parametri	θ	θ	θ
Estimaatti	0.759	0.753	0.840
Keskihajonta	0.0614	0.0627	0.0359
Luottamus- väli (95 %)	{ 0.637 0.881	{ 0.629 0.877	{ 0.769 0.911
t-arvo	12.4	12.0	23.4
Vapausasteet	117	104	104

Tuloksista nähdään, että estimaatit ovat stabiileja ja eri malleissa yhdenmukaisia. Parametrien todelliset arvot lankeavat myös välille (0,1), kuten ARIMA-malleissa edellytetään.

Mallien ja empiirisen datan yhteensopivuuden arviointi ja testaus perustuu pääosin kahteen menettelyyn (vrt. Makridakis, Wheelwright ja McGee 1983: 446):

1. Jäännöstermin analysointi - tarkoituksena tutkia, onko jäännöstermissä vielä jäljellä systemaattisia, mallinnettavia aineksia ja
2. Testisuureiden tarkastelu - tarkoituksena selvittää, olisiko malli kenties yksinkertaistettavissa.

Kummankin mallin (4) ja (5) jäännöstermin autokorrelaatiokertoimia tutkittiin useilla eri viiveillä. Analyysi osoitti, että mikään kertoimista ei ollut tilastollisesti merkitsevä (5 %:n merkitsevyystasolla). Myöskin Ljung-Box -testisuure (ks. Dixon 1983: 690) tuki päätelmää jäännöstermin satunnaisuudesta. Kummankin mallin voidaan näin katsoa pystyvän erottamaan aikasarjareaalisaatioon sisältyvä systemaattinen osa puhtaasta satunnaisvaihtelusta.

Taulukkoon 1 on laskettu myös parametreihin liittyvät t-testisuureen arvot. Kaikki t-arvot ovat tilastollisesti erittäin merkitseviä, joten ko. parametrien mukanaolo on perusteltua. Tulokset merkitsevät, että suomalaisten osakemarkkinoiden yleinen hinta- ja tuottokehitys on mallinnettävissä aikasarjamallilla, josta kausivaihtelukomponentti joko puuttuu (malli (4)) tai jossa se on mukana (malli (5)). Kumpikin malli poikkeaa ns. random walk -mallista, joka tavallisesti esitetään heikot ehdot täyttävien osakemarkkinoiden perushypoteesina. Kummassakin mallissa on vähintään yksi MA-komponentti (differenssin lisäksi) lisättyinä random walk -malliin, jonka perusmuoto on (ks. esim. Walls ja Leftwich 1977: 258)

$$(6) \quad y_t = y_{t-1} + e_t + \delta$$

hintatasolle tai

$$(7) \quad \Delta y_t = e_t + \delta$$

tuottokehitykselle (δ :lla on merkitty sarjassa mahdollisesti esiintyvää trendiä).

Mallin ja havaintoaineiston yhteensopivuuden astetta voidaan kuvata erilaisilla jäännöstermiin liittyvillä mittareilla. Taulukkoon 2 on laskettu (kummankin mallin osalta) seuraavien mittareiden arvot: jäännöstermin neliösumma (RSS, residual sum of squares), jäännöstermin keskineliö (RMS, residual mean square) ja edellisen neliöjuuri (RRMS).

Kausivaihtelukomponentin sisältävä malli (5) näyttää tuottavan yksinkertaisista mallia (4) hieman paremman yhteensopivuuden havaintoaineiston kanssa.

Taulukko 2. ARIMA-mallien jäännöstermin tunnuslukuja.

Malli	RSS	Vap.asteet	RMS	RRMS
(0,d,1)	0.0942	117	0.000805	0.0284
(0,d,1)(0,1,1) ¹²	0.0761	104	0.000732	0.0271

2.2. Ekonometriset mallit

2.2.1. Selittävien muuttujien valinta

Aikasarjamallien tulokset osoittivat, ettei osakkeiden keskimääräinen hinta- ja tuottokehitys seurannut yleistä random walk -mallia. Sellaisenaan tulos ei anna tukea hypoteesille, jonka mukaan tehokkuuden heikot ehdot olisivat olleet voimassa tarkasteluajanjaksolla. On kuitenkin syytä huomata, että tarkasteltu aikasarja oli aggregoitu sekä ajan suhteen että yli yritysten. Heikkojen ehtojen voimassaolon testaus on parasta suorittaa päivittäisistä havainnoista käyttäen yksittäisten yritysten osakkeiden hinta- ja tuottotietoja. Sopivia tilastollisia menetelmiä ovat esim. sarjakorrelaatiotestit, run-testit ja filter-testit (ks. esim. Fama ja Blume 1966 sekä Jennergren 1975).

Seuraavassa kehitetään osakkeiden hinta- ja tuottokehitykselle ekonometrinen ennustemalli. Ekonometrinen ennustemalli sisältää teoreettisesti kuusi selittävää muuttujaa, joiden voidaan olettaa vaikuttavan osakkeiden hinta- ja tuottokehitykseen.

Ensimmäinen selittävä muuttuja on aikasarjamallin tuloksiin perustuen mallin endogeeninen muuttuja viivästettynä yhdellä periodilla (regressiokerroin a priori positiivinen). On mahdollista, että useammankin

periodin viiveillä on vaikutusta selitettävään muuttujaan. Tässä vaiheessa muita viiverakenteita ei kokeilla, koska pidempien viiveiden vaikutus selitettävään muuttujaan tulee huomioon otetuksi yhdistetyssä aikasarja- ja ekonometrisessä mallissa.

Toinen teoreettinen selittävä muuttuja on hintatasomallissa yritysten tulevat kassavirrat ja tuottomallissa muutos tulevissa kassavirroissa. Tässä tutkimuksessa yritysten tulevan kassavirran kehitystä aggregaattitasolla approksimoidaan Teollisuuden Keskusliiton suorittaman suhdannebarometritiedustelun antamilla tuloksilla (approksimaatio on luonnollisesti varsin karkea). Selittävä muuttuja muodostetaan barometrin kysymyksestä "minkä tilauskannan odotetaan olevan kolmen kuukauden kulluttua nykyisestä". Suhdannebarometrin tähän kysymykseen oli kolme vastausehtoa: "suurempi", "yhtä suuri" tai "pienempi". Parhaaksi selittäväksi muuttujaksi osoittautui vaihtoehto "pienempi" tasomallissa ja tuottomallissa vastaavasti tämän muuttujan muutos (regressiokerroin a priori negatiivinen; barometrikyselyn yksityiskohdista ks. Teräsvirta 1984: 3-4 ja 21). Tulos viittaa selvään epäsymmetriaan tuotto-odotusten luonteen vaikutuksessa indeksikehitykseen: pessimistisiä odotuksia seuraa indeksin lasku, vastaavaa yhteyttä optimististen odotusten ja indeksin nousun välillä sen sijaan ei voitu havaita. Tehokkailla osakemarkkinoilla vain ennalta arvaamattomat muutokset tulevissa kassavirroissa vaikuttavat oleellisesti osakkeiden hintoihin tai tuottoihin.

Kolmantena selittävänä muuttujana käytettiin korkotasoa tai korkotason muutosta. Tämän muuttujan empiirisenä vastineena käytettiin sekä pankkitalletusten keskimääräistä korkoa että valtion obligaatioista saatavaa keskimääräistä korkoa. Tässä tutkimuksessa esitetyn hypoteesin mukaan korkotason noustessa ceteris paribus, osakkeiden hinnat laskevat viiveellä (viive edellyttää tehottomuutta markkinoilla).

Sprinkel'in esittämän hypoteesin mukaan muutokset rahan määrässä ja muutos osakemarkkinaindeksissä ovat talouselämän yleistä kehitystä ennakoivia indikaattoreita. Rahan tarjonnan ennakointikyky on pidempi kuin osakkeiden hintojen (ks. Bicksler 1972: 229-230). Siten rahan tarjonnan kulloisenkin määrän voidaan olettaa ennakoivan osakkeiden hintatasoa ja tarjonnan muutosten vastaavasti keskimääräistä osakkeiden tuottokehitystä. Regressiokerroin on, a priori, positiivinen.

Viidentenä selittävänä muuttujana on inflaatio. Klassisen fisheriläisen hypoteesin mukaan velattoman yrityksen osakkeet tarjoavat tehokkaan inflaatio suojan tilanteessa, jossa inflaatio on ennustettavissa (ks. Lintner 1975: 270). Kuitenkin myöhemmät tutkimukset osoittavat, että inflaation vaikutus yrityksen kannattavuuskehitykseen ja sitä kautta osakkeiden hintoihin riippuu hyvin monista tekijöistä. Analyysissä on otettava huomioon, onko kyseessä ennakoitu vai ennalta odottamaton inflaatio, mikä on yrityksen rahoituksellinen asema, mikä on vallitseva verotusjärjestelmä jne. (ks. esim. Lintner 1975; Fama ja Schwert 1977; Modigliani ja Cohn 1979; Feldstein 1980; Kanninen ja Kurikka 1984; Pearce ja Roley 1985 sekä Sharpe 1985: 251-252). Useimmat viimeaikaiset empiiriset tulokset osoittavat inflaation vaikuttavan osakkeiden hintoihin negatiivisesti, joskin löytyy myös päinvastaisiakin tuloksia (esim. Kanninen ja Kurikka 1984).

Kuudentena selittävänä muuttujana on osakkeiden hinta- ja tuottokehitys Ruotsissa. Tämän muuttujan mukaanotto perustuu havaintoon, jonka mukaan osakkeiden hinta- ja tuottokehitys on useimmiten samansuuntaisia eri maissa. Näin myös Ruotsissa ja Suomessa, joskin hintakehitys Suomessa näyttää seuraavan Ruotsia pienellä viiveellä. Mikäli hypoteesille saadaan tukea, se voidaan osittain selittää psykologisista tekijöistä joh-

tuvaksi. Toisaalta on mahdollista, että kansainväliset suhdannevaihtelut saavuttavat Ruotsin hieman aikaisemmin, jolloin ilmiölle olisi reaalityaloudellinen selitys.

2.2.2. Empiiriset tulokset

Ekonometrisen mallin tulokset esitetään taulukossa 3. Tulokset osoittavat regressiokertoimien etumerkkien olevan sekä hintataso- että tuottomallissa - inflaatiomuuttujaa lukuunottamatta - hypoteesin mukaisia. Inflaatiomuuttujan etumerkistä ei tehty a priori hypoteesia, koska aiemmat sekä teoreettiset että empiiriset tutkimukset ovat antaneet etumerkistä ristiriitaisia tuloksia. Oleelliseksi eroksi hintataso- ja tuottomallin välille muodostuu se, että tuottomallissa korkotaso (pankkitalletusten keskimääräinen korko) korvautuu antolainauksen kokonaismäärällä (sen muutoksella). Lisäksi mallien selittävien muuttujien viivarakenteissa on eroja.

Durbin-Watson -testi osoittaa, ettei autokorreloituneisuus muodosta ongelmaa estimoiduissa malleissa. Durbin-Watson -testi antaa harhaisia tuloksia, mikäli endogeeninen muuttuja esiintyy viiveellisenä selittämissä muuttujissa. Harhaisuus pienenee eksogeenisten selittäjien lukumäärän kasvaessa (ks. Malinvaud 1966: 460-465). Autokorrelaatiotestin tulos verifioitiin vielä Durbinin esittämällä menetelmällä, joka sallii viivästetyn endogeenisen muuttujan mukanaolon selittävänä muuttujana (ks. Durbin 1970: 410-421).

Verrattaessa hintataso- ja tuottomallin tuloksia toisiinsa havaitaan, että molemmassa malleissa ennustettava muuttuja esiintyy selittävänä

Taulukko 3. Yhteenveto ekonometristen mallien estimointituloksista.

Hintatasomallit	Parametrien estimaatit ja t-erivot (suluisissa)										100R ²	D-W	RMS	
	Vakio	y_{t-1}	$x_{1,t-1}$	$x_{2,t-1}$	$x_{3,t-1}$	$x_{4,t-1}$	$x_{5,t-4}$	$x_{4,t-1}$	$x_{3,t-1}$	$x_{2,t-1}$				$x_{1,t-1}$
Ekonometrinen malli 1	-0.2371 (-2.37)	0.8425 (37.74)	0.1001 (4.93)	-0.0012 (-3.11)	0.0605 (2.74)	-0.0102 (-2.24)	-	-	-	-	-	99.70	1.83	0.000555
Ekonometrinen malli 2	-0.3348 (-4.02)	0.8672 (42.16)	0.0798 (4.79)	-0.0011 (-2.51)	0.0839 (4.16)	-	-0.0128 (-2.17)	-	-	-	-	99.70	1.81	0.000556
Tuottomalli	Vakio	Δy_{t-1}	$\Delta x_{1,t-4}$	$\Delta x_{2,t-3}$	$\Delta x_{3,t-1}$	$\Delta x_{6,t-3}$						100R ²	D-W	RMS
Ekonometrinen malli 3	0.00578 (0.82)	0.261 (3.15)	0.122 (2.42)	-0.00327 (-2.96)	-1.935 (-3.83)	1.201 (2.38)						34.2	2.21	0.000666

y_t : Unitas-yleisindeksin logaritmi

$x_{1,t}$: Veckans Affärin yleisindeksin (Tukholman arvopaperipörssi) logaritmi

$x_{2,t}$: Odotettu tilauskanta suhteessa nykyiseen (TKL:n suhdannebarometri, negatiivisten vastausten osuus)

$x_{3,t}$: Tukkuhintaindeksin logaritmi

$x_{4,t}$: Pankkitalletusten keskiporko

$x_{5,t}$: Obligaatioiden keskiporko

$x_{6,t}$: Antolainauksen kokonaismäärän logaritmi

100R² : Selitysaste (prosentteina)

D-W : Durbin - Watson testisuure

RMS : Jäännöstermin keskineliö

muuttujana yhden periodin viiveellä. Hintatasomallissa ennustettavan muuttujan oma historia on täysin dominoiva muihin selittäviin muuttujiin verrattuna (y_{t-1} :n kerroin 0.8425, kertoimen t-arvo 37.74). Toisaalta kuitenkin nähdään, että kerroin jää alle ykkösen (t-arvo 7.06), joten selitettävän muuttujan viivästetty arvo jää aidosti tasomuodossa selittäjäksi. Tuottomallissa selitettävän muuttujan oma historia on samalla tasolla kuin muidenkin selittävien muuttujien.

Tukholman arvopaperipörssin hinta- ja tuottokehitys näyttää sekä hinta- että tuottomallin perusteella ennakoivan Helsingin arvopaperipörssin hinta- ja tuottokehitystä. Hintatasomallissa Helsinki seurasi Tukholmaa yhden periodin viiveellä, kun vastaava viive tuottomallissa oli neljä periodia. Tukholman kurssi- ja tuottokehitykselle vaihtoehtona kokeiltiin vastaavia USA:n kurssikehitystä kuvaavia Dow-Jones ja Standard & Poor -indekseistä laskettujen selittäviä muuttujia. Näillä ei ollut tilastollisesti merkitsevää riippuvuutta Helsingin kurssikehitykseen.

Yrityksen tulevaa kassavirtaa kuvastavasta suhdannebarometrikyselystä johdettu sijaismuuttuja ennakoi Helsingin arvopaperipörssin hinta- ja tuottokehitystä. Hintatasomallissa viive on yhden periodin ja tuottomallissa kolme periodia.

Inflaatiomuuttujan tulkinta näyttää ongelmalliselta. Selittäviä muuttujia valittaessa regressiokertoimen etumerkistä ei tehty etukäteishypoteesia. Tämä johtui siitä, että etukäteishypoteesille saadaan teoreettisessa analyysissä vaihtoehtoisia ratkaisuja lähtökohtaoletuksista riippuen. Myös empiiriset tulokset ovat olleet ristiriitaisia. Tässä tutkimuksessa hintatasomallin tulokset tukevat fisheriläistä hypotee-

sia. Hintatason noustessa osakkeiden hinnat näyttävät pitkällä tähtäyksellä (viive 13 kk) nousevan. Tuottomallin perusteella on pääteltävissä, että lyhyellä tähtäyksellä (viive 1 kk) inflaation kohoamisella on puolestaan negatiivinen efekti osakkeiden tuottoihin. Tämä tulos on sopusoinnussa useimpien kansainvälisten tulosten kanssa. Hintataso- ja tuottomallin tuloksia verrattaessa on syytä ottaa huomioon taloustieteellisten selitysten ohella puhtaasti teknisiä asioita. On huomattava, että korrelaatorakenteet muuttuvat mallityypistä toiseen siirryttäessä paitsi selitettävän ja selittävien muuttujien välillä myös selittävien muuttujien sisällä. Vaikka multikollineaarisuus ei enempää taso- kuin tuottomallissa ollut tilastollisessa mielessä oleellinen ongelma, saattaa korrelaatorakenteiden muutos sinällään aiheuttaa lieviä muutoksia tulosten välillä.

Korkotasoa- ja antolainauksen kokonaismäärämuuttujan käyttäytyminen aiheutti inflaatiomuuttujan ohella suurimman eron hintatasoa ja osakkeiden tuottokehitystä ennustavien ekonometristen mallien tuloksissa. Hintatasoa ennustavissa malleissa pankkitalletusten keskimääräinen korko ja valtion obligaatioiden tuotto saivat hypoteesin mukaisesti negatiiviset kertoimet. Osakkeiden kurssikehityksen muutos seurasi kolmentoista kuukauden viiveellä korkotasoa, mikä viittaisi vuoden määräaikaistalletusten olevan oleellinen vaihtoehto osakesijoittamiselle. Obligatioiden korkotason viive oli neljä kuukautta. Osakkeiden tuottokehitystä kuvaavassa mallissa muutokset rahan määrässä näyttävät korvaavan rahan hinnan. Osakkeiden tuottokehitys seuraa kolmen kuukauden viiveellä rahan määrän muutoksia. Rahan määrä näytti tosin mahdolliselta selittäväältä muuttujalta jo hintatasomallissa. Tällöin se oli pikemminkin vaihtoehto inflaatiomuuttujalle kuin korkotasolle. Inflaatiomuuttujan sisältävä malli oli kuitenkin tilastollisilta ominaisuuksiltaan selvästi parempi, joten se valittiin lopulliseksi hintatasomalliksi.

Yhteenvedona voidaan ekonometrisen mallin tuloksista todeta, että sekä hintataso- että tuottomallin tulokset tukivat tietyistä eroista huolimatta toisiaan ja sekä hinta että tuottokehityksen ennustamiseen voidaan Helsingin arvopaperipörssissä perustellusti käyttää ekonometrista ennustemallia.

2.3. Yhdistelmämallit

Empiirisissä tutkimuksissa on havaittu, että kahden erillisen ennustemallin lineaarikombinaatio usein antaa paremman ennusteen kuin alkupe-
räiset mallit erillisinä (ks. esim. Granger ja Ramanathan 1984 tai tilinpäätösanalyysisovellutuksesta Guerard ja Beidleman 1986). Tässä luvussa konstruoidaan aikasarjamallista ja ekonometrisesta mallista yhdistelmämalli ennustamaan Helsingin arvopaperipörssin yleistä hinta- ja tuottokehitystä. Yhdistelmämalliin saadaan oletettavasti ekonometrista mallia tarkemmin mukaan hinta- ja tuottokehityksen oma historia. Vaihtoehtoisena ratkaisumetodinä yhdistelmämallille olisi ollut ottaa aikasarjamalleissa ekonometrisen mallin eksogeeniset muuttujat mukaan siirtofunktio-operaatiolla tai käyttää ekonometrisessä mallissa selit-
tävänä muuttujana ennustettavan muuttujan monimutkaisempia viiveraken-
teita.

Seuraavassa tarkastellaan tapausta, jossa meillä on hintatasolle y_t (logaritmuodossa; tai tuotolle, jolloin kyseessä on y_t :n ensimmäi-
nen differenssi) harhattomat yhden askeleen ennusteet f_t^{BJ} (ARIMA-
malli) ja f_t^E (ekonometrisen malli). Yhdistelmämalli on muotoa
(lineaarisenä):

$$(8) \quad y_t = a + b^{BJ} f_t^{BJ} + b^E f_t^E + e_t ,$$

missä a on vakio, b^{BJ} ja b^E ovat aikasarjaennusteen ja ekonometrisen ennusteen painokertoimia ja e_t on yhdistelmämallin virhetermi. Mallin estimointi on perusteltua seuraavilla tavoilla: a) pakottamalla malli kulkemaan origon kautta ja rajoittamalla painokerrointen summa ykköseksi, b) pakottamalla malli kulkemaan origon kautta ja antamalla painokerrointen määräytyä vapaasti tai c) antamalla vakion ja painokerrointen määräytyä vapaasti (ks. Granger ja Ramanathan 1984: 199-201).

Tässä tutkimuksessa malli estimoitiin aluksi metodilla c) käyttäen estimointiperiodina vuosia 1975-84. Koska kaikissa malleissa vakio oli hyvin lähellä nollaa eikä tilastollisesti merkitsevä, lopullinen estimointi suoritettiin käyttäen metodia b). Yhdistelmämallien estimointitulokset esitetään keskimääräiselle hintatasolle taulukossa 4 ja keskimääräisille tuotoille taulukossa 5.

Tuloksista havaitaan, että sekä hintataso- että tuottomalleissa yhdistelmämalli tuottaa pienemmän residuaalin kuin aikasarjamalli tai ekonometrinen malli yksinään. Lisäksi havaitaan residuaalin olevan pienimmillään niissä yhdistelmämaleissa, joissa kausivaihtelukomponentin sisältävä aikasarjamalli on yhdistetty ekonometrisiin malleihin. Hintatasoa koskevissa ennustemalleissa painokertoimien summa on melko tarkkaan yksi. Tuottomalleissa tämä on hiivenen suurempi.

3. Ennustetulokset

Tässä luvussa lasketaan edellä esitettyjä ennustemalleja hyväksi käyttäen ennusteet Helsingin arvopaperipörssin yleiselle hinta- ja tuotto-

Taulukko 4. Hintatason yhdistelmämallien estimointitulokset.

Malli	Komponenttien painokertoimet ja t-arvot				RMS
	ARIMA (0,2,1)	ARIMA (0,2,1)(0,1,1) ¹²	Ekonometrinen malli 1	Ekonometrinen malli 2	
Komponenttimallit					
ARIMA (0,2,1)	1.000	-	-	-	0.000805
ARIMA (0,2,1)(0,1,1) ¹²	-	1.000	-	-	0.000732
Ekon. malli 1	-	-	1.000	-	0.000555
Ekon. malli 2	-	-	-	1.000	0.000556
Yhdistelmämallit					
Malli I	0.107 (0.878)	-	0.893 (7.340)	-	0.000520
Malli II	0.124 (1.042)	-	-	0.876 (7.344)	0.000520
Malli III	-	0.270 (2.509)	0.729 (6.744)	-	0.000496
Malli IV	-	0.283 (2.679)	-	0.716 (6.763)	0.000495

Taulukko 5. Tuottokehityksen yhdistelmämallien estimointitulokset.

Malli	Komponenttien painokertoimet ja t-arvot			RMS
	ARIMA (0,1,1)	ARIMA (0,1,1)(0,1,1) ¹²	Ekonometrinen malli 3	
Komponenttimallit				
ARIMA (0,1,1)	1.000	-	-	0.000805
ARIMA (0,1,1)(0,1,1) ¹²	-	1.000	-	0.000732
Ekon. malli 3	-	-	1.000	0.000666
Yhdistelmämallit				
Malli V	0.266 (1.85)	-	0.835 (5.64)	0.000624
Malli VI	-	0.427 (3.34)	0.600 (3.70)	0.000603

kehitykselle tammikuusta 1985 maaliskuuhun 1986 sekä verrataan eri ennustemallien antamia tuloksia toisiinsa.

Unitas-indeksin kehitys oli varsin mielenkiintoinen ennusteajanjaksoilla. Osakkeiden hinnoissa vuoden 1984 keskivaiheilta alkanut lasku jatkui kesään 1985. Tämän jälkeen hintataso alkoi nousta. Osakkeiden tuotkehitys oli tästä syystä ennustejakson alkupuolella pääasiassa negatiivinen ja vastaavasti periodin loppupuolella positiivinen (liite, kuvat 1 ja 2).

Arvioitaessa mallien ennustekykä käytetään useampia yleisimmin käytössä olevia ennusteen tarkkuusmittoja, koska valitut mitat antavat painoa hieman eri tekijöille. Tähän tutkimukseen on valittu seuraavat tarkkuusmitat (ks. määrittelyistä esim. Makridakis, Wheelwright ja McGee 1983: 43-54 ja Flores 1986): keskivirhe (ME), itseisarvoinen keskivirhe (MAE), keskineliövirhe (MSE) ja keskineliövirheen neliönjuuri (RMSE). Tasomalleissa käytetään lisäksi suhteellisina tarkkuusmittoina prosenttista keskivirhettä (MPE) sekä prosenttista itseisarvoista keskivirhettä (MAPE). Suhteelliset tarkkuusmitat eivät ole tuottomallien ennusteitten tarkastelussa relevantteja, koska ennustettava muuttuja on keskimäärin lähellä nolaa.

Sekä hintataso- että tuottoennusteet on laskettu kuukausi kerrallaan. Hintatasoennusteet esitetään taulukossa 6 ja tuottoennusteet taulukossa 7. Estimointivaiheen yhdistelmämallia I ja II (taulukossa 4) ei ole käytetty ennustamaan hintatasoa (taulukko 6), koska näissä malleissa ei ARIMA-komponentti estimointivaiheessa eronnut tilastollisesti merkittävästi nolasta.

Taulukko 6. Yhteenvedo hintatasomallien tarkkuusmitoista.

Tarkkuus- mitta	M a l l i					
	ARIMA (0,2,1)	ARIMA (0,2,1)(0,1,1) ¹²	Ekonometrinen malli 1	Ekonometrinen malli 2	Yhdistelmä- malli III	Yhdistelmä- malli IV
ME	0.01152	0.00840	0.00655	-0.00795	0.00885	-0.00151
MAE	0.02366	0.02576	0.02996	0.02808	0.02674	0.02461
MSE	0.00120	0.00157	0.00141	0.00126	0.00132	0.00112
RMSE	0.03462	0.03964	0.03760	0.03547	0.03629	0.03352
MPE (%)	0.211	0.155	0.113	-0.151	0.157	-0.031
MAPE (%)	0.434	0.472	0.548	0.516	0.489	0.451

Taulukko 7. Yhteenvedo tuottomallien tarkkuusmitoista.

Tarkkuus- mitta	M a l l i					
	ARIMA (0,1,1)	ARIMA (0,1,1)(0,1,1) ¹²	Ekonometrinen malli 3	Yhdistelmä- malli V	Yhdistelmä- malli VI	Yhdistelmä- malli VI
ME	0.01152	0.00840	-0.00352	-0.00104	0.00176	0.00176
MAE	0.02366	0.02576	0.02127	0.02060	0.02138	0.02138
MSE	0.00120	0.00157	0.00096	0.00094	0.00110	0.00110
RMSE	0.03462	0.03964	0.03093	0.03076	0.03312	0.03312

Tarkasteltaessa ennustetuloksia havaitaan mallien toimivan hyvin. Sekä hintataso- että tuottomallit antavat harhattomia ennusteita. Mikään keskivirhemitoista ei ole tilastollisesti merkitsevä 5 %:n riskitasolla. Virhemitat eivät ole kasvaneet estimointijaksosta ennustejaksolle oleellisesti. Ennustevirheen varianssin kasvu verrattuna siihen, mikä oli virhetermin varianssi estimointiajanjaksolla, ei ole tilastollisesti merkitsevä 5 %:n riskitasolla. Kaikki mallit ovat siten tilastollisessa mielessä hyväksyttäviä.

Tarkasteltaessa tarkkuusmittojen numeerisia arvoja (taulukot 6 ja 7) havaitaan sekä ekonometristen että yhdistelmämallien antavan kauttaaltaan parempia ennusteita kuin aikasarjamallien.

Hintatasoa ennustettaessa parhaan ennusteen käytetyistä kombinaatioista antoi yhdistelmämalli, jossa oli mukana kausivaihtelukomponentin sisältävä ARIMA (0,2,1(0,1,1))¹² sekä ekonometrinen malli 2 (rahan hintaa kuvasi tässä obligaatioiden tuotto). Pelkkiä aikasarjamalleja vertailtaessa havaittiin, että kausivaihtelukomponentin sisältämä ARIMA-malli antoi estimointijaksolla paremman tuloksen kuin ei kausivaihtelukomponenttia sisältävä ARIMA-malli (tuotti pienemmän virhemitan). Ennustejaksolla tulos muuttui päinvastaiseksi. Tulos viittaa siihen, että ennustettavan sarjan kausivaihtelun luonne on selvästi muuttunut estimointijaksosta ennustejaksolle.

Taulukossa 7 esitetyt tuottomallin ennustetulokset vahvistavat kausivaihteluheilahtelun muuttumisen. Kausivaihtelukomponentin lisääminen ARIMA-malliin parantaa estimointitulosta, mutta heikentää ennustetta. Tuottomalleissa parhaan ennustetuloksen tuottaa yhdistelmämalli, joka sisältää ARIMA (0,1,1) -mallin (ei kausivaihtelukomponenttia) ja ekono-

metrisen mallin. Ekonometrinen malli yksinäänkin - muihin malleihin verrattuna - antaa varsin hyvän ennustetuloksen.

Yhteenvedona estimointituloksista voidaan todeta, että sekä hinta-taso että tuottomalleissa parhaan ennustetuloksen antoi yhdistelmämalli. Tätä seurasivat ekonometrinen ja aikasarjamalli. Aikasarjamallien estimointi- ja ennustetulosten vertailu osoitti, että kausivaihteluheilahdus on muuttunut estimointijaksosta ennustejaksolle.

4. Yhteenvedo

Tämän tutkimuksen tarkoituksena oli analysoida, onko osakkeiden yleinen hinta- ja tuottokehitys ennustettavissa suomalaisilla ohuilla osakemarkkinoilla.

Teoreettisen viitekehyksen tutkimukselle muodosti markkinatehokkuuden käsite arvopaperimarkkinoilla. Mikäli markkinat täyttävät tehokkuuden heikot ehdot, osakkeiden hintakehitys noudattaa random walk -mallia. Siten osakkeiden menneestä hinta- tai tuottokehityksestä ei voida ennustaa tulevaa hinta- ja tuottokehitystä. Tehokkuuden heikot ehdot ovat siten ristiriidassa aikasarja-analyysin peruseriaatteiden kanssa osakkeiden hinta- tai tuottokehityksen ennustemenetelmänä. Tehokkuuden keskivahvat ehdot täyttävillä markkinoilla kaikki relevantti julkistettu informaatio siirtyy viiveettä osakkeiden hintoihin. Siten keskivahvat ehdot ovat puolestaan ristiriidassa ekonometrinen mallien käytön kanssa osakkeiden hinta- ja tuottokehityksen ennustemenetelmänä. Suomalaisissa empiirisissä tutkimuksissa on havaittu monia poikkeamia markkinatehokkuudesta jopa heikkojen ehtojen osalta. Nämä havaitut poikke-

mat markkinatehokkuudesta antoivat aiheen testata tässä tutkimuksessa yleistä osakkeiden hinta- ja tuottokehityksen ennustettavuutta.

Empiiriset tulokset osoittivat, ettei osakkeiden yleinen hinta- ja tuottokehitys Suomessa seurannut tarkasteluajanjaksolla yleistä random walk -mallia. ARIMA-malleihin täytyi sisällyttää vähintään yksi MA-tyyppinen komponentti. Lisäksi voitiin esittää sekä teoreettisesti että empiirisesti perustellut ekonometriset mallit ennustamaan osakkeiden hinta- ja tuottokehitystä. Tämän jälkeen rakennettiin aikasarjamalliin ja ekonometrisen mallin lineaarikombinaatio ennustamaan hinta- ja tuottokehitystä. Ekonometrinen malli antoi keskimäärin hieman parempia ennustetuloksia kuin aikasarjamalli. Parhaat ennusteet saatiin yhdistelmämallilla.

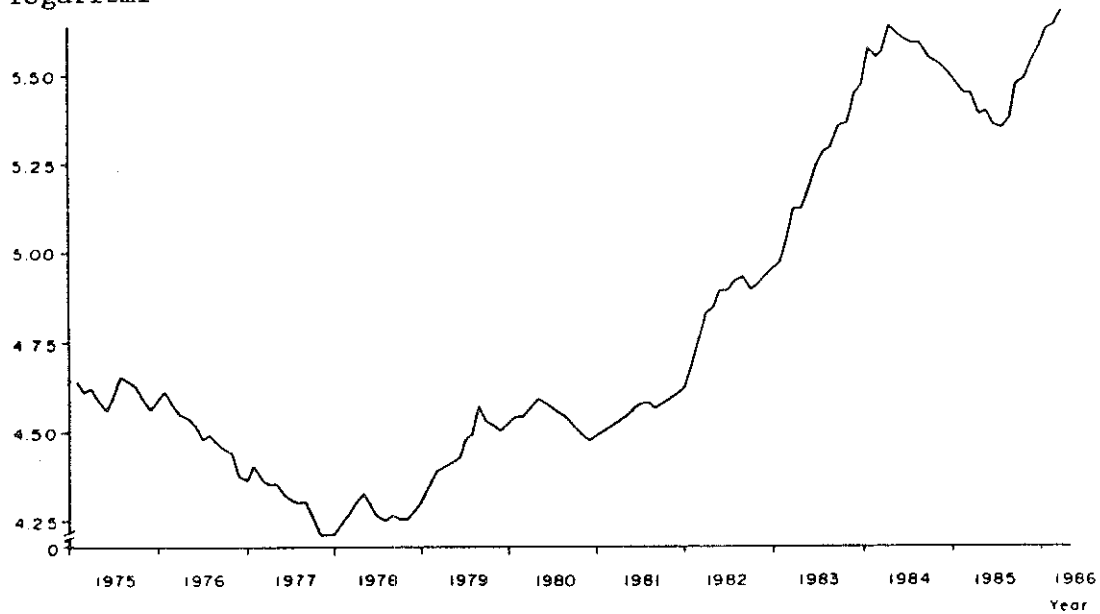
Lähteet:

- BERGLUND, T. (1986). Anomalies in stock returns on a thin security market. Publications of the Swedish School of Economics and Business Administration No. 37.
- BERGLUND, T., WAHLROOS, B. ja GRANDELL, L. (1983). The KOP and the UNITAS indexes for the Helsinki Stock Exchange in the light of a new value weighted index. Finnish Journal of Business Economics 32:1, 30-41 (ruotsiksi).
- BICKSLER, J.L. (1972). A cross-spectral analysis of the lead-lag structure of money supply-stock prices. Teoksessa Bicksler, J.L. (toim.): Studies in Business, Technology, and Economics. Lexington: Heath Lexington Books.
- BOX, G.E.P. ja JENKINS, G.M. (1970). Time-Series Analysis, Forecasting and Control. San Francisco: Holden-Day.
- COPELAND, T.E. ja WESTON, J.F. (1983). Financial Theory and Corporate Policy. Addison-Wesley Publishing Company.
- DIXON, W.J., toim. (1983). BMDP Statistical Software, 1983 Printing with Additions. Berkeley: University of California Press.
- DRIEHUIS, W. (1972). Fluctuations and Growth in a Near Full Employment Economy. Rotterdam: Rotterdam University Press.
- DURBIN, J. (1970). Testing for serial correlation in least-squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables. Econometrica 38, 410-421.
- FAMA, E.F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. The Journal of Finance 25: May, 383-417.
- FAMA, E.F. ja BLUME, M. (1966). Filter rules and stock market trading profits. The Journal of Finance, May, 383-417.
- FAMA, E.F. ja SCHWERT, G.W. (1977). Asset returns and inflation. Journal of Financial Economics 5:2, 115-146.
- FELDSTEIN, M. (1980). Inflation, tax rules and the stock market. Journal of Monetary Economics 6, 309-331.
- FLORES, B.E. (1986). A pragmatic view of accuracy measurement in forecasting. Omega 14:2, 93-98.
- FOSTER, G. (1986). Financial Statement Analysis. Prentice-Hall International Editions.
- GRANGER, C.W.J. ja MORGENSTERN, O. (1970). Predictability of Stock Market Prices, Lexington: Heath Lexington Books.
- GRANGER, C.W.J. ja RAMANATHAN, R. (1984). Improved methods of combining forecasts. Journal of Forecasting 3, 197-204.
- GUERARD, J.B. Jr. ja BEIDLEMAN, C.R. (1986). A new look at forecasting annual corporate earnings in the U.S.A. European Journal of Operational Research 23, 288-293.

- HANSMANN, K.-W. ja ZETSCHKE, W. (1985). Forecasting for portfolio selection with a microcomputer. The Institute of Industrial Research of the University of Armed Forces Hamburg, Discussion Papers No. 7.
- HAWAWANI, G.A. ja MICHEL, P.A., toim. (1984). European Equity Markets; Risk, Return and Efficiency, New York: Garland Publishing, Inc.
- JENNERGREN, L.P. (1975). Filter tests of Swedish share prices. Teoksessa Elton, E. ja M. Gruber (toim.), International Capital Markets. North-Holland Publishing Company.
- JENNERGREN, L.P. ja Korsvold, P.E. (1974). Price formation in the Norwegian and Swedish stock markets. Some random walk tests. Swedish Journal of Economics 2, 171-185.
- KANNIAINEN, V. ja KURIKKA, V. (1984). On the effects of inflation in the stock market: empirical evidence with Finnish data 1968-1981. Journal of Business Finance & Accounting 11:2, 139-150.
- KORHONEN, A. (1977). Stock prices, information and the efficiency of the Finnish stock market: empirical tests. Acta Academiae Oeconomicae Helsingiensis, Series A: 23.
- LINTNER, J. (1975). Inflation and security returns. The Journal of Finance 30:2, 259-280.
- MAKRIDAKIS, S., WHEELWRIGHT, S.C. ja MCGEE, V. (1983). Forecasting: Methods and Applications, Second Edition. New York: John Wiley & Sons.
- MALINVAUD, E. (1966). Statistical Methods in Econometrics. Amsterdam: North Holland.
- MODIGLIANI, F. ja COHN, R.A. (1979). Inflation, rational valuation and the market. Financial Analysts Journal 1979:2.
- PEARCE, D.K. ja ROLEY, V.V. (1985). Stock prices and economic news. The Journal of Business 58:1, 49-67.
- SHARPE, W.F. (1985). Investments, Third Edition. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, Inc.
- TERÄSVIRTA, T. (1984). Forecasting the output of the Finnish metal industry using business survey data. The Research Institute of the Finnish Economy. Discussion Papers No. 157.
- UMSTEAD, D.A. (1977). Forecasting stock market prices. The Journal of Finance 32:2, 427-441.
- WAHLROOS, B. ja BERGLUND, T. (1983). The January effect on a small stock market: lumpy information and tax-loss selling. CMSEMS. Discussion Papers No 579. Northwestern University.
- " - (1986). Anomalies and equilibrium returns in a small stock market. Journal of Business Research 14, 423-440.
- WATTS, R.L. ja LEFTWICH, R.W. (1977). The time series of annual accounting earnings. Journal of Accounting Research 15:3, 253-271.

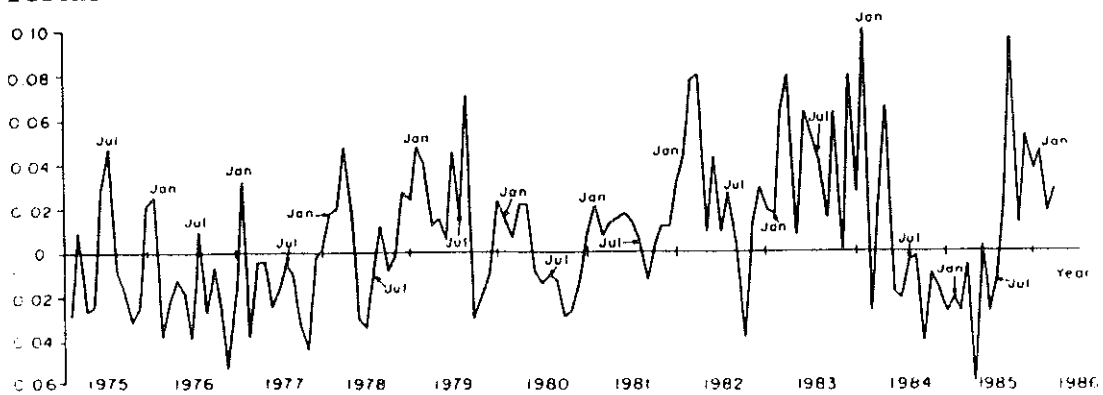
Liite.

Unitas-yleisindeksin
logaritmi



Kuva 1. Unitas-yleisindeksin kehitys (logaritmisena) v. 1975-86.

Unitas-indeksin
logaritmin 1. dif-
ferenssi



Kuva 2. Unitas-yleisindeksin logaritmiset differenssit v. 1975-86.