

<u>1. JOHDANTO</u>	2
<u>1.1. TUTKIMUSONGELMA, TAUSTAT JA OLETUKSET</u>	5
<u>1.2. TUTKIMUSMENETELMÄT JA AINEISTO</u>	7
<u>1.3. TUTKIELMAN RAKENNE</u>	8
<u>1.4. SUOMEN RAHOITUSMARKKINOIDEN KEHITYS</u>	9
<u>2. SIJOITUSTEORIOIDEN KEHITYS</u>	12
<u>2.1 PORTFOLIOTEORIA</u>	12
<u>2.1.1 Riski ja tuotto</u>	13
<u>2.1.2. Riskinhallinta osakesijoituksessa</u>	15
<u>2.1.3. Optimaalinen portfolio</u>	16
<u>2.2. CAPITAL ASSET PRICING MODEL</u>	19
<u>2.2.1 CAP-mallin merkitys osakkeiden hinnoittelussa</u>	22
<u>2.3. ARBITRAGE PRICING THEORY</u>	25
<u>3. AIKAISEMMAT TUTKIMUKSET</u>	29
<u>3.1. TUTKIMUSPERINTEEN ALKU</u>	29
<u>3.2. BALLIN JA BROWNINGIN MERKITYS OSAKKEEN HINNOITTELUN TEORIAN KEHITTÄMISESSÄ</u>	32
<u>3.3. OSAKKEIDEN HINNOITTELUN SELITTÄJÄT</u>	35
<u>3.4. ANALYYTIKKOENNUSTEIDEN RATIONAALISUUS</u>	40
<u>3.5. ENNUSTEVIRHEEN SUURUUS JA VIRHEEN SELITTÄJÄT</u>	42
<u>3.5. ANALYYTIKOIDEN SUOSITUKSET</u>	46
<u>4. TULOSENNUSTEIDEN TARKKUUS HELSINGIN PÖRSSISSÄ VUOSINA 1998 - 1999</u>	51
<u>4.1. MENETELMÄT</u>	51
<u>4.2. AINEISTO</u>	55
<u>4.3. TULOKSET</u>	58
<u>4.3.1. Ennustevirheet analyytikoiden tuloseennusteissa</u>	58
<u>4.3.1.1. Ennustevirheet markkina-arvon mukaan</u>	62
<u>4.3.2. Ajan vaikutus ennustevirheisiin</u>	63
<u>4.3.3. Ennustevirheen selittäjät</u>	65
<u>5. TULOKSET JA YHTEENVETO</u>	70
<u>LÄHTEET</u>	72
<u>LIITTEET</u>	76

1. Johdanto

Niin pitkään kuin suuria yrityksiä on ollut olemassa, ovat ne tarvinneet toimiakseen ulkopuolista rahoitusta. Niin pitkään kuin maailmassa on ollut rahoittajia, on heitä myös kiinnostanut millaista tuottoa he sijoituksilleen saavat. Siitä syystä rahoitusmarkkinoiden tutkimiseen on käytetty voimavaroja säästelemättä jo useiden vuosikymmenten ajan. Keskeisimpänä tutkimuskohteena on ollut sijoitukselle saatavan tuoton sekä siitä koituvan riskin määrittäminen ja ennustaminen.

Viimeisen viiden vuosikymmenen ajan tutkijat ovat keskittyneet riskin ymmärtämiseen. Riskiksi ymmärretään se epävarmuus, joka liittyy sijoituksen (esim. yrityksen) arvoon tulevaisuudessa eli sijoituksen arvon vaihteluun. Arvon vaihtelua on yritetty selittää monin tavoin, esimerkiksi muutoksilla yritysten kassavirrassa, lainarahan hinnalla, osinkojen määrällä, kansantalouden tilalla sekä monilla muilla selittäjillä. Yhteistä näille kaikille on se, että ne näyttävät vaikuttavan sijoituksen arvoon, mutta mikään niistä ei ainakaan yksin kykene riittävään tarkkuuteen muutosten selittäjänä. Vasta 1900-luvun puolivälin jälkeen on tuoton parhaaksi selittäjäksi noussut riski, joka syntyy osakkeiden hinnan lyhytaikaisesta vaihtelusta eli sijoituksen volatiliteetistä. Teoreettisen mallin mukaan sijoituksen volatiliteetti on lineaarisessa riippuvuussuhteessa tuottoon.

Riskin ja tuoton suhteen kehittäjänä pidetään Harry Markowitzia, joka julkaisi kuuluisan artikkelinsa ”Portfolio Selection” vuonna 1952. Myöhemmin Markowitzin teoriaa laajennettiin toimivaksi osakkeiden hinnoittelumalliksi, joka tunnetaan yleisesti nimellä Capital Asset Pricing Model (CAPM). CAP-mallilla oli Markowitzin lisäksi useampia kehittäjiä ja ehkä tästä syystä uusi teoria levisi nopeasti ja sijoittajat ottivat mallin omakseen jo 1960-luvun lopussa. CAP-mallin keskeisiin oletuksiin kuuluu optimaalisen portfolion löytäminen ja rationaalisesti käyttäytyvä sijoittaja. Malli olettaa markkinoilta löytyvän yhden muita paremman portfolion, johon kaikki sijoittajat investoivat. Markowitzin malli olettaa, että

sijoittajan, joka sijoittaa riskillisiin kohteisiin, esimerkiksi osakkeisiin, on saatava korvausta kantamastaan riskistä. Sijoittajan saaman tuoton on oltava suurempi kuin riskittömän sijoituksen, esimerkiksi valtion obligaatioiden, tuotto. Riskillisen ja riskittömän sijoituksen tuoton erotusta kutsutaan riskilisäksi. Kulloisellekin yhtiölle maksettava riskilisa on lineaarisesti riippuvainen yhtiön arvon vaihtelusta eli osakkeen volatilitetista.

Kuten usein huomataan, ei täydellisinkään teoreettinen malli toimi todellisuudessa aukottomasti. Myöskään CAP-malli ei ole täydellinen. Useissa empiirisissä tutkimuksissa on havaittu mallin antavan hieman teoriasta poikkeavia tuloksia. Varsinkin lyhyemmän aikavälin sijoitusten tuoton on nähty riippuvan myös muista tekijöistä kuin osakkeen historiallisesta volatilitetista. Niinpä mallia on historian kuluessa pyritty oikaisemaan mitä moninaisimmin tavoin. Muun muassa yrityksen koon, pääoman ja toimialan on todistettu vaikuttavan ainakin lyhyen aikavälin tuottoihin.¹

CAP-malli kertoo millaisen riskilisan sijoittajan tulee vaatia yhtiön osakkeelta, mutta se ei kerro osakkeen oikeaa kauppahintaa. Yhtiöiden hinta muodostuu markkinoiden tulevaisuuden odotusten mukaan. Mitä paremmaksi kunkin yhtiön tulevaisuus kuvitellaan, sen kalliimmiksi nousevat kyseisen yhtiön osakkeet. Periaatteessa kunkin yhtiön osakkeen hinnoittelu on helppoa. Esimerkiksi jos oletetaan sijoittajan haluavan määrittää yhtiölle A järkevä kauppahinnan, sijoittaja laskee CAP-mallin avulla tarvitsemansa riskilisan yhtiön A osakkeelle saaden tulokseksi 3 %. Mikäli riskitön korko tuottaa 4 prosentin vuotuisen tuoton, tarvitsee sijoittaja sijoitukselleen 7 prosentin koron. Nyt tarvitsee enää diskontata yhtiön A tulevat tuotot nykyhetkeen ja yhtiölle on laskettu hinta. Mikäli yhtiö A tuottaa vuosittain vaikkapa yhden miljoonan euron tuoton saadaan yhtiön arvoksi:

¹ Esimerkiksi R. Brealey & S. Myers, Principles of Corporate Finance, 2000, s. 169.

$$Arvo = \frac{1milj}{0,07} = 14,3milj$$

Nyt tulos voidaan jakaa yhtiön osakkeiden määrällä ja jokaiselle osakkeelle on määritelty absoluuttisesti oikea hinta. Mikäli osakkeen hinta on pörssissä edullisempi kuin laskennallinen tulos osoittaa, on se alihinnoiteltu.

Esimerkki on raaka yksinkertaistus todellisuudesta. Siinä on oletettu a) yhtiön tuottavan ikuisesti saman vuosittaisen tuloksen ja b) riskilisan ja riskittömän koron pysyvän muuttumattomana ajassa.

Käytännössä yritysten tuleviin tuottoihin liittyy aina jonkinlaista epävarmuutta, jonka suuruutta CAP-malli mittaa. Sijoittajalle maksetaan riskilisää juuri tämän epävarmuuden kantamisesta. Sijoittajan on kyettävä ennustamaan yrityksestä tulevat tuotot hyvin tarkoin, jotta hän osaa hinnoitella yhtiön oikein. Tällöin useimmat sijoittajat käyttävät yritysanalyytikoiden laatimia tulosestimoita. Maailmassa toimii useita tuhansia pelkästään yritysten tulevaisuuden ennustamiseen keskittyneitä analyytikkoja. Näiden analyytikoiden antamia estimoita julkaistaan taukoamatta sijoittajien käyttöön. Analyytikot työskentelevät pääasiassa osakevälitystä harjoittavien yritysten palkkaamina, mutta erityisesti Pohjois-Amerikassa ja Englannissa heitä työskentelee myös riippumattomissa tutkimuslaitoksissa. Koska analyytikot ovat ihmisiä, on myös heidän estimoissaan inhimillisiä virheitä. Mikäli tarpeeksi monen analyytikon estimestä lasketaan keskiarvoestimo, pitäisi satunnaisen virheen osuus pienentyä lähes olemattomaksi. Niinpä useimmat sijoittajat perustavatkin tulevat tuottoestimoensa nimenomaan analyytikoiden keskiarvoestimoeseen.

1.1. Tutkimusongelma, taustat ja oletukset

Tämän tutkielman tarkoituksena on selvittää, kuinka tarkkoja analyytikoiden konsensusennusteet todella ovat sekä onko mahdollinen ennustevirhe jakautunut yhtiöittäin tasaisesti vai epätasaisesti (esim. toimialan tai markkina-arvon mukaan). Mikäli ennustevirheet ovat jakautuneet epätasaisesti, pyritään tälle myös löytämään selittäjät.

Kysymyksinä tutkimusongelmat kuuluvat:

- Onko ennustevirhe positiivinen vai negatiivinen ja kuinka suuri se on?
- Onko ennustevirhe jakautunut yhtiöittäin tasaisesti?
- Mitkä selittäjät selittävät ennustevirheen suuruutta?

Empiirisenä aineistona käytetään REUTERS:in julkaisemia konsensusennusteita yritysten osakohtaisesta tuloksesta (EPS) Helsingin Arvopaperipörssin (HEX) päälistalla noteeratuille yhtiöille vuosilta 1998 ja 1999 sekä yhtiöiden toteutuneita vuosittaisia tuloksia samalta ajanjaksolta.

Oletuksena aiheen takana on, että tulosenusteet ovat liian positiivisia, jolloin niiden suora käyttö johtaa liian korkeisiin osakehintoihin. Tämän oletetaan johtuvan ensisijaisesti ihmisen luonteesta ennustaa tulevaisuutta aina keskimäärin nykyistä paremmaksi sekä analyytikoiden erilaisista intresseistä. Empiirisenä aineistona käytetään vain kahden viimeisen vuoden ennusteita, sillä suomalaisista pörssiyrityksistä julkaistujen tulosenusteiden määrä on kasvanut huomattavasti vasta 1990-luvun aikana. Toinen keskeinen syy keskittyä vain kahteen viime vuoteen on tutkijoiden Boot, Brockmann, Kallunki ja Martikainen äskettäin julkaisema aihetta sivuava tutkimus, jossa aineistona käytettiin tulosenusteita vuoteen 1994 asti².

² G. Booth, P. Brockman, J.P. Kallunki, T. Martikainen, *International Journal of Management*, Vol. 17, No. 3, 2000.

Tutkimuksella on tarkoitus hyödyttää myös käytännön sijoitustoimintaa. Tämän saavuttamiseksi ennustevirhe lasketaan yritysten markkina-arvoilla painotettuna sekä markkina-arvoilla, jossa yksittäisen yhtiön paino on enintään kymmenen prosenttia. Tällä menettelyllä pyritään osoittamaan kuinka suuri ennustevirhe on ollut Suomen pörssissä sekä kuinka suuri virhe on ollut hyvin hajautetussa portfolioissa. Markkina-arvoilla painotettua virhettä voisi kutsua HEX-yleisindeksin virheeksi ja painorajoitettua portfolioindeksin virheeksi. Ennustevirheen mittaaminen portfolioindeksille on relevanttia, koska kaikissa Suomessa toimivissa normaaleissa sijoitusrahastoissa yhden yhtiön osuus salkusta on rajoitettu kymmeneen prosenttiin. Tämän takia portfolioindeksiä käytetään usein hajautetun sijoitussalkun menestyksen vertailuindeksinä.

Aiheen valintaan on vaikuttanut ensisijaisesti aiemman tutkimuksen puute. Rahoitusmarkkinoiden tutkimuksessa riskin tutkimiseen on käytetty huomattavasti enemmän resursseja kuin sijoitusten tuoton tutkimiseen ja riskinhallintaan onkin täten kehitetty jo useita eri teorioita. Käytännössä sijoittajat hakevat lisätuottoja ennakoimalla pörssikurssien tulevaa käyttäytymistä. Tätä kutsutaan nimellä stock piking. Tämä tapahtuu pääasiassa etsimällä markkinoilta hinnoitteluvirheitä. Saavuttaakseen edes hiukan arvausta paremman tuloksen, on heidän käytettävä jotain menetelmää kurssien ennustamiseen. Nykyisen tutkimuksen valossa tämä menetelmä on CAP-malli täydennettynä analyytikoiden konsensusennusteilla. Tämän vuoksi olen valinnut tutkittavakseni analyytikoiden tulosennusteet.

Stock piking ei ole ainoa keino lisätä osakemarkkinoilta saatavia tuottoja. Toinen mahdollisuus on sijoituksen ajoitus eli timing. Timing perustuu kansantalouden vaihteluiden seurantaan, sillä usein heikon kansantaloudellisen tilanteen aikana osakkeet ovat edullisia ja hyvänä aikana kalliita. Valitettavan usein varsinkin yksityishenkilöiden sijoittaminen on niin lyhytjänteistä, ettei timing:ia pystytä käyttämään. Myös suurin osa suomalaisista osakkeisiin sijoittavista

sijoitusrahastoistakin käyttää vain stock piking:iä³ eikä timing:ia tai sitten timing ei ole onnistunut⁴. Viime aikoina markkinoille on tullut yhdistelmärahastoja, jotka pyrkivät hyödyntämään myös sijoitusten ajoitusta. Näiden rahastojen menestyksestä on kuitenkin vielä aivan liian aikaista sanoa mitään.

Mikäli yhtiöiden arvostuksen ajatellaan perustuvan analyytikoiden tulosennusteisiin voidaan tämän tutkimuksen tulokset nähdä myös yrityksenä vastata kysymykseen, kuinka paljon analyytikoiden tekemät virheet vääristävät yritysten arvonmäärittystä. Mikäli suomalaisten yhtiöiden ennusteet osoittautuvat aivan liian positiivisiksi tai negatiivisiksi, on tämä virhe mahdollista oikaista. Toisin sanoen mikäli virhe on tilastollisesti merkittävä, on sijoittajan järkevää ottaa se huomioon arvioidessaan esimerkiksi jonkin toimialan menestystä Suomessa. Toivonkin tutkielman valaisevan Suomessa vallitsevaa tilannetta.

1.2. Tutkimusmenetelmät ja aineisto

Luvun 4. alussa, jossa kuvaillaan aineisto ja määritellään ennustevirheen suuruutta ja suuntaa, käytetään ensisijaisesti tilastomatematiikan peruskeinoja. Ennustevirheen selittäjien määrittelemiseen käytetään pienimmän neliösumman menetelmään perustuvaa regressioanalyysiä. Metodien valintaan vaikuttaa merkittävästi vertailukelpoisuus kansainvälisiin tutkimuksiin nähden.

Tutkimusaineisto sisältää osakekohtaisia tulosennusteita sekä yritysten toteutuneita tuloksia tilikausille 1998 ja 1999. Ennusteet ovat usean analyytikon ennusteista laskettuja keskiarvoja eli konsensusennusteita. Varsinaiseen tutkimukseen olen valinnut neljä ennustehetkeä: tilikauden päättymisen, kolme kuukautta ennen tilikauden päättymistä, puolivuotta ennen tilikauden päättymistä sekä vuosi ennen tilikauden tuloksen julkistamista. Osakekohtaisia tuloksia

³ Yksi Suomen menestyneimmistä rahastoista on jo yli kymmenen vuotta toiminut EVLI Select. Selectin salkunhoitajan mukaan heidän strategiansa on perustunut osakkeiden poimintaan, eikä heillä ole tilastoja ajoituksen onnistumisesta. Puhelinkeskustelu: Kaartinen – Koskimies 21.1.2000.

⁴ M. Suni, Sijoitusrahastojen menestyminen Suomessa vuosina 1990-1994, s. 77-80, 1996.

käytetään sen takia, että jostain syystä analyytikoilla on tapana julkaista tulosten juuri osakekohtaisina.

1.3. Tutkielman rakenne

Tutkielma on jaettu viiteen lukuun, joista ensimmäisessä selvitetään tutkimuksen tavoitteet ja taustat. Toisessa luvussa tutustutaan tuottoon ja riskiin sekä niiden tutkimuksen kehittymiseen. Riskin mittaaminen käydään läpi erittäin yksityiskohtaisesti alkaen vuosisadan puolivälissä kehitetyistä teorioista aina nykyiseen moderniin portfolioteoriaan asti. Luvun tarkoituksena on luoda lukijalle ymmärrys niistä perusteista, joilla arvopapereita markkinoilla arvostetaan sekä käsitys arvopaperimarkkinoiden toimintamekanismeista.

Luvussa kolme syvennyttään analyytikoiden ennustetarkkuudesta tehtyihin aiempiin tutkimuksiin. Tarkoituksena on antaa lukijalle ymmärrys aiemman tutkimuksen kehityksestä, nykyisen tutkimuksen tilasta sekä keskeisimmistä tuloksista. Liikkeelle lähdetään 1960-luvun lopulla tehdyistä amerikkalaisista tutkimuksista, jotka aloittivat varsinaisen tutkimuksen tulosten tulosennusteista. Suurin osa alan tutkimuksesta on tehty Yhdysvalloissa, missä rahoitusmarkkinat ovat perinteisesti olleet huomattavasti edistyneemmät kuin Euroopassa – Suomesta puhumattakaan. Luvun lopussa tutustutaan vielä kahteen Euroopan markkinoista tehtyyn tutkimukseen, joista toisen aineistona on käytetty Suomen markkinoita. Molempien tutkimusten aineisto on kuitenkin useamman vuoden vanhaa, joten ne eivät välttämättä kerro koko totuutta tämän päivän tilanteesta.

Neljännessä, empiirisessä luvussa, tutkitaan tilastomatematiikan keinoin suomalaisista pörssiyrityksistä annettuja tulosten tulosennusteita. Liikkeelle lähdetään määrittämällä analyytikoiden ennusteille virhemarginaali (keskihajonta) sekä hajonnan muoto. Tämän jälkeen vastaavat testit tehdään toimialan ja yrityksen koon mukaan jaetulle aineistolle. Kohdassa 4.3. tutkitaan ajan vaikutusta ennustetarkkuuteen. Kohdassa 4.4. selvitetään regressioanalyysin avulla

ennustevirheen selittäjien vaikutus selitettävään sekä selityksasteet. Luvun lopussa tehdään vielä yhteenveto tehdyistä löydöksistä sekä verrataan niitä muihin tutkimuksiin.

Viidennessä ja viimeisessä luvussa esitetään yhteenveto työn tuloksista sekä johtopäätökset.

1.4. Suomen rahoitusmarkkinoiden kehitys

Suomen rahoitusmarkkinat ovat aina 1980-luvulle asti olleet tiukasti pankkien hallinnassa, eikä yrityksillä ole ollut juuri muita kanavia saada rahoitusta. Pankit eivät ole saaneet määrätä anto- ja ottolainauksen hintaa, vaan Suomen Pankki on määrännyt lainojen keskihinnat. Lainakorot ovat kansainvälisesti vertailtuna olleet erittäin korkeita, mutta korkean inflaation ja lainaa suosivan verotuksen ansiosta suomalaisyritykset ovat olleet erittäin velkaantuneita. Jo 1970-luvun puolella yritysten lainat muutettiin jälkimarkkinakelpoisiksi eli yrityksille syntyi teoreettinen mahdollisuus hinnoitella omat lainansa, joilla sijoittajien on mahdollista käydä kauppaa. Käytännössä Suomessa ei ollut kauppapaikkaa, jossa lainoja olisi noteerattu ja lainatasot määräytyivät edelleen Suomen Pankin päätöksellä. Toinen korkopapereiden kauppaa hillitsevä asia oli verotus. Jokaisesta arvopaperikaupasta tuli maksaa varainsiirtovero sekä kertyneestä voitosta tuli suorittaa pääomatuloveroa. Varainsiirtoveroa ei kuitenkaan tarvinnut maksaa valtion obligaatioista, mikäli ne oli ostettu liikkeellelaskun yhteydessä. Pääomatulon veron pystyi välttämään, jos omistaja oli yksityinen Suomen kansalainen ja piti obligaation eräntymispäivään asti. Näillä säädöksillä tilanne oli se, ettei sijoittajien kannattanut sijoittaa joukkovelkakirjalainoihin, vaan suurin osa yritysten liikkeelle laskemista lainoista meni pankille ja valtionobligaatit yksityishenkilöille. Viimein 1980-luvun loppupuolella valtio laski liikkeelle suurehkon erän verollisia lainoja, jotka mahdollistivat lainojen jälkimarkkinoiden syntymisen.⁵

⁵ Suomen Pankki, Suomen rahoitusmarkkinoiden kehitys 1980-luvulla, 1990.

Osakemarkkinoiden historia yltää jvk-markkinoita kauemmaksi. Osakemarkkinoiden toimivuus ei silti ole ollut kovin hyvä. Tämä on johtunut pitkälti yllä mainituista veroista sekä ulkomaalaisomistuksen rajoittamisesta. Näiden syiden takia suomalaisosakkeita alettiin vaihtaa yhä enenevässä määrin maan rajojen ulkopuolella. Kauppaa tehtiin usein miten maissa jossa pääomatuloja ei verotettu lainkaan tai vero oli huomattavasti lievempi kuin Suomessa.⁶

1980-luvun loppupuolella Suomessa aloitettiin välttämätön rahamarkkinoiden uudistus, joka huipentui ulkomaalaisomistuksen täydelliseen sallimiseen 1990-luvun alussa. Nyt suomalaisilla yrityksillä oli mahdollisuus ottaa edullista lainaa ulkomailta ja ulkomaisilla sijoittajilla oli mahdollisuus sijoittaa Suomen vapautuville markkinoille. Samaan aikaan Suomen pörssi vaihtoi vanhan noteerausjärjestelmänsä uuteen elektroniseen ja reaaliaikaiseen HETI -järjestelmään. Lain voiman sai myös yritysten tiedotusvelvollisuutta koskeva lainsäädäntö.⁷

Suomen rahoitusmarkkinoiden äärimmäisen lyhyen historian takia niiden tutkimus on päässyt käynnistymään vasta viime vuosina. Tämän vuoksi monia perustavanlaatuisia Suomen markkinoita koskevia tutkimuksia on vielä tekemättä. Erityisesti kaikki pidempään historialliseen dataan perustuvat tutkimukset ovat datan puuttuessa tekemättä. Suomen Pankki on tehnyt omaa tutkimustaan jo vuosikymmenten ajan, mutta sen tutkimus on keskittynyt lähinnä kansantalouden tilan tutkimiseen.

Suomen rahoitusmarkkinoiden kehitys ei suinkaan ole pysähtynyt lainsäädännön muuttumisen jälkeen vaan jatkanut kehitystään. Kotitaloudet ovat oivaltaneet pääomamarkkinoiden tuottomahdollisuudet, minkä takia erilaisten varainhoito - palveluiden kysyntä on ollut huimassa kasvussa koko 1990-luvun ja 2000-luvun alun. Onkin oletettavaa, että ainakin varakkaimmista kotitalouksista tulee varsin

⁶ H. Jokinen, Pääomaliikkeiden kustannuksiin vaikuttavat säädökset, 1988.

⁷ Suomen Pankki, Suomen rahoitusmarkkinat, 1996.

merkittäviä vaikuttajia Suomen markkinoille. Tämä taas synnyttää lisää tarvetta tutkia Suomen markkinoita.

Riskin ennustamista on tutkittu jo 1900-luvun alusta lähtien, mutta tuoton ennustaminen on jäänyt huomattavasti vähemmälle huomiolle. Voisinkin väittää, että riskiin kohdistuva tutkimus ei enää kehity niin nopeasti kuin on totuttu. Sen sijaan tuoton tutkimisessa saattaa piillä suurempi potentiaali kuin yleisesti uskotaan.

2. Sijoitusteorioiden kehitys

Luvussa esitellään riski ja tuotto niin kuin ne nykyisen portfolioteorian valossa ymmärretään. Luvun lopussa käydään läpi Capital Asset Pricing (CAP) -malli, jonka oletuksiin jäljempänä oleva empiirinen osuus perustuu sekä Arbitrage Pricing Theory, joka on myöhemmin syntynyt CAP-mallin kanssa kilpaileva teoria.

2.1 Portfolioteoria

Ensimmäinen todellinen läpimurto sijoitusteoriassa tapahtui vuonna 1952 Harry Markowitzin julkaistessa artikkelinsa ”Portfolio Selection”⁸. Artikkelissaan hän luo perustan vielä nykyaikanakin voimassa olevalle käsitykselle riskistä, tuotosta sekä niiden välisistä suhteista. Keskeisimpänä ajatuksena Markowitzin artikkelissa on investoinnin tuotto-odotus sekä riski, joka kuvaa toteutuneen tuoton ja tuotto-odotuksen mahdollista poikkeamaa. Myöhemmissä empiirisissä testeissä on huomattu tämän oletuksen pitävän varsin hyvin paikkansa.

Artikkelissaan Markowitz tekee useita voimakkaita oletuksia. Yksi keskeisimmistä oletuksista koskee sijoittajan rationaalista käyttäytymistä. Sijoittajan oletetaan maksimoivan sijoituksestaan saamansa hyöty joko maksimoimalla tuotto tietyllä riskitasolla tai minimoimalla riski tietyllä tuottotasolla. Siksi jokaisen rationaalisen sijoittajan tulee päätyä samaan portfolioon, määrättyllä riskitasolla ja täysin vapailla markkinoilla. Edelleen Markowitzin teorian mukaan on myös olemassa portfolio, jossa riski/tuotto - suhde on absoluuttisesti parempi kuin missään muussa portfolioissa. Tällaista portfolioa kutsutaan tehokkaaksi portfolioksi. Tehokkaan portfolioon teoria vaatii tuekseen lisää voimakkaita oletuksia. Sijoittajilla tulee olla tieto jokaisen sijoituskohteen tuotto-odotuksesta, riskistä sekä tuoton korrelaatiosta jokaisen

⁸ H. M. Markowitz, Journal of Finance, March 1952, s. 77-91.

muun vaihtoehdoisen sijoituskohteen kanssa. Näiden oletusten toteutuminen vaatii informaation vapaata saatavuutta, sekä transaktiokustannusten ja verojen täydellistä puuttumista.

2.1.1 Riski ja tuotto

Mikäli sijoituksen tuotto-odotus yksinkertaistetaan ja oletetaan, että se saadaan historiallisen tuoton kautta, tulee riskin käsite helpoimmin määriteltyä. Tuotto-odotus voidaan laskea ottamalla painotettu keskiarvo sijoituksen aikaisemmista tulemistä. Esimerkiksi sijoitettaessa osakkeeseen A, tuottona käytetään osakkeen A historiasta laskettua keskimääräistä tuottoa. Kuitenkin useimmissa tapauksissa investointiin liittyy epävarmuutta ja voimme olla melko varmoja siitä, ettei näin laskettu tuotto-odotus vastaa lopullista tulemaa. Tätä epävarmuutta kuvataan keskihajonnan kaavalla:⁹

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} \quad (1.)$$

Jossa:

σ = Keskihajonta

σ^2 = Varianssi

Keskihajonta paljastaa investoinnista tulevan tuoton mahdollisen vaihteluvälin eli sen alueen, jonne tuotto todennäköisesti asettuu. Keskihajontaa voidaan siten käyttää yhdenlaisena riskimittarina arvioitaessa investoinnin epävarmuutta. Keskihajonnan käyttäminen riskin mittarina perustuu oletukseen, että investoinnin kohde (esim. yksi yhtiö) käyttäytyy kuten aina ennenkin, jolloin keskihajonta pysyy vakiona.

Laskettaessa tuotto-odotusta ja riskiä kokonaiselle portfoliolle tulee tiedossa olla jokaisen sijoituskohteen historiallinen tuotto. Portfolion tuotto-odotus saadaan yksinkertaisesti laskemalla yhteen jokaisen sijoituskohteen tuotto-odotus. Sen

⁹ R. Brealey & S. Myers, Principles of Corporate Finance, 2000.

sijaan riskin laskemiseksi tarvitaan kovarianssi, jolla mitataan osakkeiden tuottojen välistä korrelaatiota. Kovarianssi saadaan kaavasta:

$$COV(A, B) = \rho_{AB} \sigma_A \sigma_B \quad (2.)$$

Jossa:

$$\rho = \text{Korrelaatiokerroin}$$

Kaavassa on laskettuna hajauttamisella saavutettava etu kahden osakkeen (A ja B) sijoitukselle. Positiivinen kovarianssi kuvaa osakkeiden taipumusta liikkua samaan ja negatiivinen eri suuntaan. Vain siinä tapauksessa, että osakkeiden korrelaatiokerroin on yksi, on riski sama kuin molempien osakkeiden yhteenlaskettu keskihajonta. Useimmiten osakkeiden välinen korrelaatio on jotain muuta kuin yksi ja hajauttamisen avulla saadaan pienennettyä sijoituksen kokonaisriskiä alhaisemmaksi kuin ilman hajautusta. Kaavassa 2. oletetaan sijoituksen jakaantuvan puoliksi kahden osakkeen kesken. Riskin ja tuoton laskeminen ei ole juurikaan vaikeampi tehtävä, vaikka sijoitus sisältää useamman instrumentin. Kaavaan tulee vain lisätä osakkeiden (A ja B) suhteelliset painoarvot sekä laskea saatu tulos yhteen osakkeiden varianssin kanssa.

$$Portfolion_Riski(A, B) = \sqrt{A^2 \sigma^2 + B^2 \sigma^2 + 2(AB\rho\sigma_A\sigma_B)} \quad (3.)$$

Portfolion riski voidaan laskea rajoittamattomalle määrälle eri osakkeita, mutta se vaatii jokaisen osakkeen välisen korrelaation laskemista, mikä tekee sen työlääksi. Nykyisillä tietokoneilla se on kuitenkin toteutettavissa jopa yksityisten sijoittajien, kuten kotitalouksien, resursseilla. Laskennasta päästään hieman helpommalla mikäli yksittäisten osakkeiden korrelaatiot lasketaan vertaamalla muutoksia kokonasiin markkinoihin ja niistä julkaistuihin indekseihin.¹⁰

Tässä luvussa tuotto-odotus on oletettu saatavan investoinnin historiallisen tuoton keskiarvona ja riski on laskettu investoinnin historiallisen tuoton vaihtelusta.

¹⁰ R. Brealey & S. Myers, Principles of Corporate Finance, 2000, s. 179.

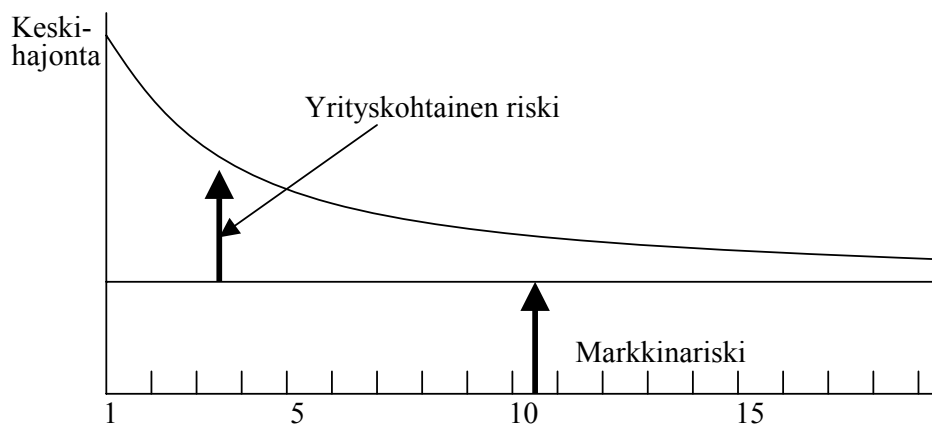
Tuotto-odotus voi kuitenkin perustua myös tulevaisuuden odotuksiin, kuten analyytikoiden ennusteisiin, vaikka riski lasketaankin investoinnin historiallisesta tuotosta.

2.1.2. Riskinhallinta osakesijoituksessa

Edellisessä luvussa porfoliolle laskettiin riski osakkeiden hinnan vaihtelun kautta. Tällä tavoin laskemalla on mahdollista päätyä portfolioon, joka näyttäisi olevan riskitön, mutta tuottavan selkeästi yli riskittömien sijoitusvaihtoehtojen (portfolioissa on tällöin oltava negatiivisesti korreloivia osakkeita).

Riski voidaan jakaa kahteen osaan: markkinariskiin ja yrityskohtaiseen riskiin¹¹. Edellä keskityimme vain yrityskohtaiseen riskiin, joka on mahdollista poistaa hajauttamalla investointi useisiin eri yrityksiin joiden keskinäinen korrelaatio on joko negatiivinen tai mahdollisimman vähäinen. Tilannetta voidaan kuvata hyvin oheisella kuvalla.

KUVIO 1. HAJAUTUKSEN HYÖDYT¹²



¹¹ W. Sharpe, Journal of Finance, September 1964, s. 425-442.

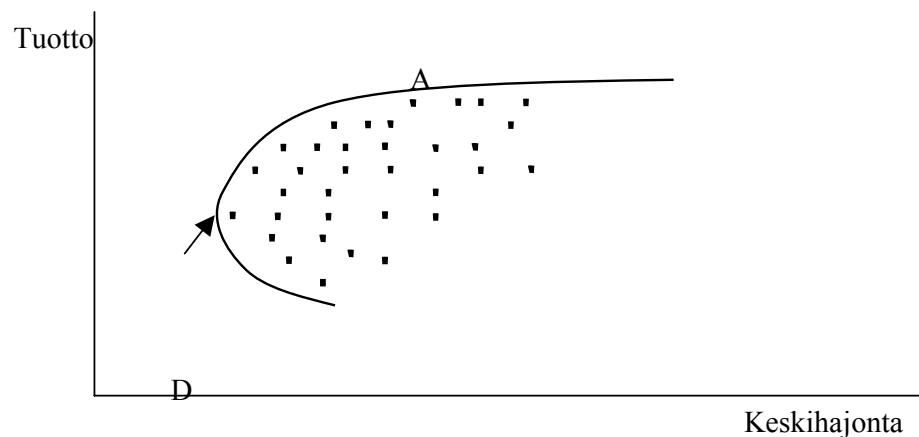
¹² R. Brealey & S. Myers, Principles of Corporate Finance, 2000, s. 169.

Kuviosta 1 näemme, että sijoituksen hajauttaminen jo kymmenen kohteen kesken pienentää huomattavasti yrityskohtaista riskiä¹³. Brealeyn ja Myersin mukaan riittävä hajautus saadaan aikaan vasta yli 20 osakkeen portfolioilla.¹⁴ Yrityskohtainen riski syntyy muuttujista, kuten valuuttakursseista ja öljyn tai sähkön hinnasta, jotka vaikuttavat vain osaan yrityksistä. Markkinariski puolestaan muodostuu muuttujista, jotka ovat yhteisiä kaikille sijoituksille. Markkinariskistä ei ole mahdollista päästä eroon hajauttamalla.

2.1.3. Optimaalinen portfolio

Optimaalisen portfolion malli perustuu jo aiemminkin esiin tulleisiin oletuksiin sijoittajien rationaalisesta käyttäytymisestä sekä informaation vapaasta saatavuudesta. Oletusten mukaan sijoittaja joko maksimoi tuoton tai minimoi riskin tietyllä tuottotasolla. Kaikille sijoituskohteille on myös vapaasti saatavilla tuotto-odotus sekä riski. Tämän jälkeen jokainen sijoituskohte voidaan sijoittaa investointi-avaruuteen, jossa X-akseli kuvaa riskiä ja Y-tuottoa.¹⁵

KUVIO 2. SIJOITUSMAHDOLLISUUKSIEN VERKKO¹⁶



¹³ E. Fama, *Foundation of Finance*, 1976.

¹⁴ R. Brealey & S. Myers, *Principles of Corporate Finance*, 2000, s. 169.

¹⁵ R. Brealey & S. Myers, *Principles of Corporate Finance*, 2000, s. 192.

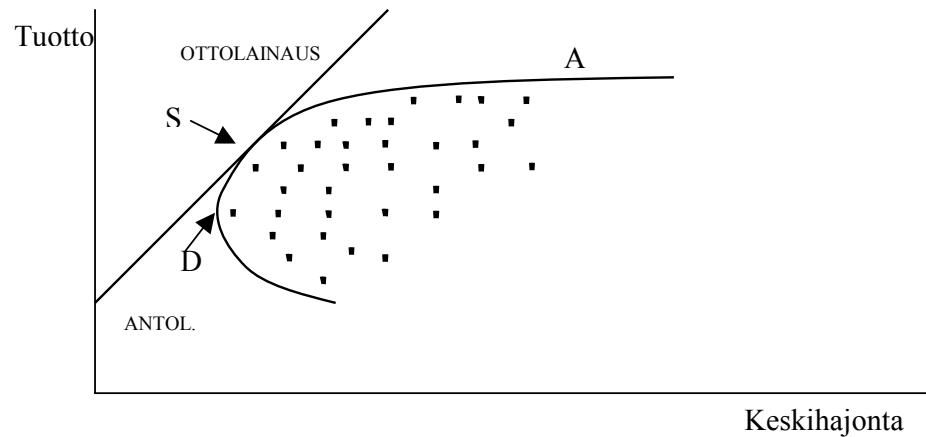
¹⁶ R. Brealey & S. Myers, *Principles of Corporate Finance*, 2000, s. 192.

Kuvaajaa kutsutaan sijoitusmahdollisuuksien verkoksi, jonka jokaiseen pisteeseen sijoittajan on mahdollista investoida. Kuvion ulkokehä kuvaa tehokkainta riski-tuotto suhdetta, johon investoijan on mahdollista sijoittaa. Kuvion oikealla laidalla sijaitsevat portfoliot ovat huomattavasti riskipitoisempia kuin kuvion vasemmalla laidalla olevat. Jokainen portfolio joka on kuvion ulkokehällä, pisteestä A pisteeseen D, on tehokkain mahdollinen investointikohde. Pisteessä D olevassa portfolioissa riski on kaikkein pienin suhteessa muihin mahdollisuuksiin, eikä tätä alemmalle tuottotasolle ole järkevää mennä, sillä samalla riski alkaa kasvaa. Myös kaikki pisteet käyrän sisäpuolella ovat epäedullisia rationaaliselle sijoittajalle, sillä ne tarjoavat vain pienemmän tuoton samalla riskillä tai suuremman riskin samalla tuotolla.¹⁷ Vastaus siihen, miksi jotkut portfoliot tuottavat samalla riskitasolla huonommin kuin toiset löytyy korrelaatiosta. Korkeatuottoisten (ja niin ollen myös korkeariskisten) yritysten osakkeet korreloivat negatiivisesti tai hyvin vähän jonkin muun investointikohteen kanssa (esim. öljy).

Yllä oleva esimerkki ei vielä ratkaise koko ongelmaa, sillä nyt tehokkaita portfolioita on useita, vaikka teoria oletti kaikkien rationaalisten sijoittajien päätyvän samaan portfolioon. Ongelman ratkaisu löytyy lainan ottamisesta ja antamisesta. Mikäli sijoittajille sallitaan rahan lainaaminen ja sijoittaminen täsmälleen samalla korolla, on mahdollista poistua optimaalisen portfolion käyrältä vielä optimaalisempaan tilanteeseen. Kuvio 3. havainnollistaa asiaa.¹⁸

¹⁷ Ibid.

¹⁸ R. Brealey & S. Myers, Principles of Corporate Finance, 2000, s. 193.

KUVIO 3. OPTIMAALINEN PORTFOLIO¹⁹

Käyrältä on löydettävissä piste S, jossa riski/tuotto -suhde on kaikkein optimaalisin. Jokainen sijoittaja valitsee tämän portfolion riskinottohalukkuudesta riippumatta. Rahan lainaamisen ja sijoittamisen avulla on mahdollista liikkua pistettä S sivuavaa tangenttia pitkin kohti riskittömämpää tai riskillisempää portfoliota. Sijoittaja jakaa varansa portfolion S sekä lainan antamisen kesken tai sijoittaa kaikki omat sekä lainatut varat samaiseen portfolioon. Näin syntyneet portfoliot ovat tehokkaampia kuin käyrällä sijaitsevat portfoliot.²⁰

Todellisuudessa sijoittajalla on hyvin harvoin tilaisuus sekä lainata että antaa lainaksi samalla korolla. Tämän muutoksen takia optimaalinen portfolio S ei ole ainoastaan piste, vaan lyhyt pätkä sijoitusmahdollisuuksien käyrästä. Pätjän pituus riippuu anto- ja ottolainauksen korkoerosta. Mitä pienempi ero sitä pienempi alue ja päinvastoin.

¹⁹ Ibid.

²⁰ Ibid.

2.2. Capital Asset Pricing Model

Edellä esitetty malli pohjautuu Markowitzin jo vuonna 1952 laatimaan teoriaan.²¹ Teoriaa edelleen kehittivät Sharpe²² ja Lintner²³, jotka pyrkivät laatimaan mallin, jolla hinnoitellaan riskillisiä sijoituskohteita. Teoria tunnetaan parhaiten nimellä Capital Asset Pricing Model. Mallin tarkoituksena on kyetä laskennallisesti vastaamaan kysymykseen, kuinka suuri riskilistä riskinottamisesta tulee maksaa yli riskittömän koron.

Malli tekee useita vahvoja oletuksia.²⁴

- Investoijat pitävät suuresta tuotosta ja pienestä riskistä eli toimivat rationaalisesti.
- Investoijat voivat ottaa ja antaa lainaa samalla riskittömällä korolla.
- Täydellinen informaatio: Investoijilla on samat tiedot, jolloin kaikki myös aina sijoittavat tehokkaaseen portfolioon.

Sekä:²⁵

- Sijoittamiseen liittyviä veroja ja muita kuluja ei ole olemassa.
- Investoijien riski/tuotto-odotukset ovat yhtenevät.
- Kaikki sijoittavat vain yhdelle, samanpituiselle ajanjaksolle.
- Sijoituksen voi jakaa kuinka pieniin eriin tahansa, kuten osakkeen osiin.

²¹ H. M. Markowitz, *Journal of Finance*, March 1952, s. 77-91.

²² W. Sharpe, *Journal of Finance*, September 1964, s. 425-442.

²³ J. Lintner, *Review of Economics and Statistics*, February 1965, s. 13-37.

²⁴ W. Sharpe, *Portfolio Theory & Capital Markets*, 2000, s. 77-78.

²⁵ W. Sharpe & G. Alexander & J. Bailey, *Investments*, 1999, s. 228.

CAP-malli pohjautuu Markowitzin työhön, mutta siinä tehdään muutamia käytännön lähestymistä helpottavia muutoksia. Riskin laskemiseksi Markowitz tarvitsee kaikkien portfoliossa olevien osakkeiden korrelaation jokaiseen muuhun portfoliossa olevaan osakkeeseen. CAP-mallissa korrelaatio lasketaan jokaisen portfoliossa olevan osakkeen ja markkinaportfolion välillä. Markkinaportfolio sisältää kaikki osakkeet, joihin on mahdollista sijoittaa ja niitä kuvataan osakkeista lasketuilla indekseillä (esim. laajat indeksit kuten S&P 500 tai STOXX 600). Toinen muutos CAP-mallissa on se, että sijoitukset sallitaan täysin riskittömiin instrumentteihin. Riskittömällä instrumentilla on kiinteä vuotuinen tuotto, kuten useimpien valtioiden velkakirjoilla. Sijoittajan on mahdollista siirtyä kokonaan riskittömien instrumenttien omistajaksi.

Mallissa riskiä kuvataan yksittäisen instrumentin ja markkinaportfolion välisellä kovarianssilla, jota kutsutaan Betaksi. Toisin sanoen Beta on kerroin, joka kertoo suunnan ja määrän mihin yksittäinen osake liikkuu suhteessa markkinaportfolion muutoksiin. Markkinaportfolion Beta saa arvon yksi ja riskitön investointi arvon nolla, koska riskitön investointi ei ole millään tavalla sidoksissa markkinaportfolion muutoksiin, vaan sen tuotto on ennalta määrätty. Investointikohteen Beta on keskimäärin yksi, sillä markkinaportfolio kuvaa juuri osakkeiden keskimääräistä riskiä suhteessa toisiinsa. Jos yksittäisen osakkeen Beta on esimerkiksi 2,5, sen arvo liikkuu 2,5-kertaisesti markkinoiden verran. Osakkeet voivat saada myös alle yhden olevia arvoja tai jopa negatiivisia arvoja. Osakkeelle maksettava riskilisa saadaan kaavasta:²⁶

$$r = \beta(r_m - r_f) \quad (4.)$$

Jossa:

r = Osakkeelle maksettava riskilisa

β = Osakkeen Beta

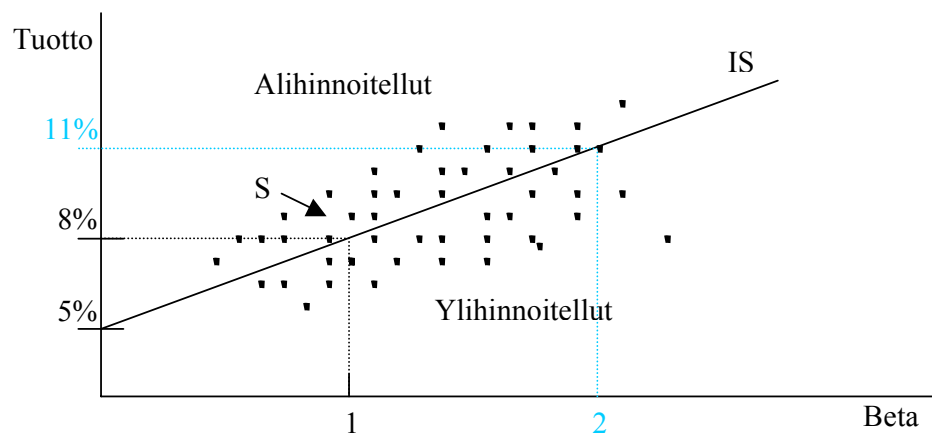
r_m = Markkinaportfolion tuotto

²⁶ R. Brealey & S. Myers, Principles of Corporate Finance, 2000, s. 195.

$$r_f = \text{Riskitön tuotto}$$

Kaavalla havainnollistetaan yksittäisen osakkeen hinnan muutoksen herkkyyttä suhteessa markkinaportfolioon. Tätä suhdetta kuvaava Beta on myös riskilisää kuvaava kerroin. Toisin sanoen mikäli osakkeen Beta on kaksi, on myös osakkeen riskilisan oltava kaksinkertainen. Tätä suhdetta havainnollistetaan seuraavalla kuviolla.

KUVIO 4. INVESTOINTIMAHDOLLISUUKSIEN SUORA²⁷



Kuviossa riskittömäksi tuotoksi on oletettu 5% sekä markkinaportfolioille (S) maksettavaksi riskilisäksi 3%. Kuvion keskellä kulkee investointimahdollisuuksien (IS) suora, jonne sijoittajan on mahdollista asettua. Suoran yläpuolella olevat osakkeet tuottavat samalla riskillä enemmän kuin markkinaportfolio eli ne ovat alihinnoiteltuja. Suoran alapuolisten osakkeiden tilanne on päinvastainen. Kuvio kuvaa samalla tuoton ja riskin lineaarista riippuvuutta sekä markkinoiden epätäydellisyyttä. CAP-malli olettaa kaikkien sijoittajien omistavan markkinaportfolioa ja säätelevän riski/tuotto-suhdetta ottotai antolainauksen avulla. Siksi myös kaikkien osakkeiden pitäisi asettua investointimahdollisuuksien suoralle, jolloin kaikki yhtäläisen riskin omaavat yritykset tuottaisivat täsmälleen yhtä paljon. Todellisuudessa näin ei kuitenkaan ole, vaan sijoittajien tuotto-odotukset vaihtelevat sen mukaan millaista

²⁷ R. Brealey & S. Myers, Principles of Corporate Finance, 2000, s. 196.

informaatiota odotuksen taakse kätkeytyy. Teoriassa kaikilla sijoittajilla on käytössään sama informaatio osakkeiden hintojen arviointiin. Käytännössä kuitenkin samasta informaatiosta voi tehdä lukuisia eri tulkintoja. Tästä johtuu osakkeiden yli- ja aliarvostus.

2.2.1 CAP-mallin merkitys osakkeiden hinnoittelussa

Vaikka Capital Asset Pricing teoria on lähtöisin 1960-luvulta, on se silti yleisimmin käytössä oleva riskillisten osakkeiden hinnoittelumalli. CAP-malli tekee muutamia vahvoja oletuksia, jotka ovat ristiriidassa todellisuuden kanssa. Seuraavaksi käydään läpi joitain mallin puutteita sekä esitellään kilpaileva teoria.

Ensimmäinen ristiriita löytyy veroista ja maksuista. Mallissa oletettiin verojen ja maksujen täydellistä puuttumista, mikä ei luonnollisesti pidä paikkaansa. Virhe ei ole niin suuri kun otetaan huomioon verojen ja maksujen koskevan suhteellisen tasapuolisesti kaikkia sijoittajia. Verot ja maksut ovat usein suhteellisia, jolloin jokainen kärsii yhtä ison tuoton menetyksen. Tuoton menetys ei kuitenkaan ole syy olla investoimatta optimaaliseen portfolioon. Toinen virheellinen oletus on mahdollisuus otto- ja antolainaukseen samalla riskittömällä korolla. Tämäkään ei vielä romuta teoriaa, vaan laajentaa optimaalisen portfolion koostumusta. Nyt on mahdollista löytää useita toisiaan lähellä olevia optimaalisia portfolioita.

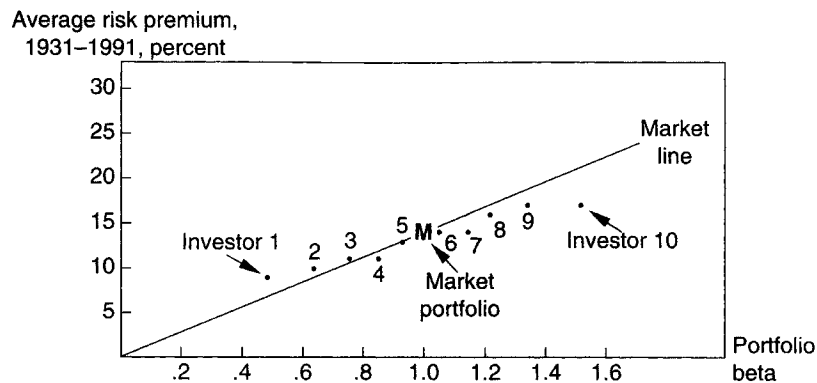
Kolmas poikkeus teoriasta on ilmaisen informaation oletus. Toisin kuin CAP-malli olettaa, todellisessa maailmassa informaatio ei ole kaikkien saatavilla. Se on usein uutistoimistojen kuluista johtuen kallista tai sitä voi olla lähes mahdoton saada, ellei kuulu yrityksen lähipiiriin jossa niin sanottu sisäpiiritieto liikkuu. Tämän lisäksi informaation antama tietämys on subjektiivista. Jokainen informaation saaja tulkitsee informaatiota omien kokemusten ja näkemystensä kautta, jolloin lopputulos voi näyttää hyvinkin erilaiselta. Tämä selittää sen, miksi kaikki osakkeet eivät sijoitu sijoitusmahdollisuuksien suoralle, vaan ne näyttävät olevan yli- tai alihinnoiteltuja (kuvio 4). Erot hinnoittelussa syntyvät näkemyseroista eri investointikohteiden tulevasta tuotosta. CAP-malli olettaa

riskin olevan saatavissa historiasta, joten ainoaksi selittäjäksi jää erot tuotto-odotuksessa. Se, kuinka paljon tämä poikkeama todellisuudesta vaikuttaa CAP-mallin käytettävyyteen, selviää vain empiirisin testein.

Brealey & Myers testasivat CAP-mallin toimivuutta New Yorkin pörssissä kuudenkymmenen vuoden (1931 – 1991) aineistolla. Testi suoritettiin jakamalla osakkeet niiden riskipitoisuuden mukaan kymmeneen eri osaan siten, että ensimmäinen kori sisälsi 10 % kaikkein riskittömämpiä osakkeita ja viimeinen 10 % New Yorkin pörssin riskillisimpiä osakkeita. Osakkeiden riskit mitattiin uudestaan jokaisen vuoden lopussa ja salkkujen koostumusta vaihdettiin uutta tilannetta vastaavaksi. Riskin mittarina käytettiin Beta –kerrointa, joka oli laskettu osakkeiden tuottojen vaihtelusta viimeisen viiden vuoden aikana.²⁸

Teorian mukaan kaikkien kymmeneen eri portfolion tulisi asettua investointimahdollisuuksien suoralle. Alla oleva kuva paljastaa kuinka portfoliot todella pärjäivät.

KUVIO 5. CAP TESTI 1931-1991²⁹



Kuviosta käy ilmi, etteivät varsinkaan portfoliot 1 ja 10 sijoitu investointimahdollisuuksien suoralle. Muiden portfolioiden poikkeamat ovat

²⁸ R. Brealey & S. Myers, Principles of Corporate Finance, 2000, s. 199-203.

²⁹ R. Brealey & S. Myers, Principles of Corporate Finance, 2000, s. 200.

selkeästi pienempiä. Riskittömimmän portfolion (1) tuotto oli 9 % p.a. yli riskittömän koron ja Beta 0.49. Sen sijaan riskillisimmän portfolion (10), vuotuinen tuotto kohosi jopa 17 prosenttiin yli riskittömän koron, Betan ollessa 1.52. Markkinaportfolion tuotto ylsi 14 prosenttiin, riskin ollessa 1. Teorian valossa tuoton tulisi nousta lineaarisessa suhteessa riskiin eli Beta-kertoimeen. Kun markkinaportfolio sai tuotoksi 14 %, olisi se riskin puolittamisella ollut oikeutettu myös puolikkaaseen tuottoon eli 7 prosenttiin. Riskittömimmän portfolion tuotto kohosi kuitenkin jopa 9 prosenttiin, Betan ollessa 0.49 eli hyvin lähellä puolikasta. Samalla logiikalla puolitoistakertaista riskiä tulisi kompensoida puolitoistakertaisella tuotolla eli riskillisimmän portfolion tuoton olisi tullut ylittää aina 21 prosenttiin asti. Näyttäisi siltä, ettei riskin ja tuoton suhde ole niin lineaarinen kuin malli olettaa.

Braeley ja Myers jakoivat aineistonsa vielä kahteen osaan, vuosiin 1931 – 1965 sekä 1966 – 1991. Molemmilla ajanjaksoilla tehdyt testit osoittavat selvästi, kuinka riskittömin portfolio tuottaa enemmän kuin CAP-malli olettaa ja riskillisin vähemmän. Jälkimmäisellä jaksolla syntyi jopa tilanne, jossa riskillisin ja riskittömin portfolio tuottivat täsmälleen yhtä paljon ja olivat huonoimmin tuottavat portfoliot koko vertailussa.

Tuloksista voi kuitenkin päätellä Betalla mitatun riskin ja tuoton olevan yhteydessä toisiinsa. Sen sijaan Betan ja tuoton suhde ei toiminut niin lineaarisesti kuin teoria olettaa. Betan noustessa tuotot eivät nousseet samaa vauhtia, vaan jäivät systemaattisesti alhaisemmalle tasolle kuin teoria olettaa. Näyttäisi siltä, että investointimahdollisuuksien suoran tulisi olla huomattavasti loivempi kuin se on. Ilmeisesti osakkeisiin kohdistuvaa riskiä kompensoidaan hieman enemmän jo alhaisilla riskitasoilla kuin on oletettu. Kritiikkiä on kohdistettu paljon myös itse Betaan. Esimerkiksi on kritisoitu sitä, mittaako Beta todella koko riskiä vai onko olemassa vielä joitain komponentteja, jotka Beta jättää pois laskuista (esim. yrityksen koko tai tasearvo suhteessa markkina-arvoon).³⁰

³⁰ R. Braeley & S. Myers, Principles of Corporate Finance, 2000, s. 200-201.

2.3. Arbitrage Pricing Theory

Steven Rossin vuonna 1976 kehittämä Arbitrage Pricing Theory³¹ eli APT lähestyy riskiä ja tuottoa eri suunnasta kuin huomattavasti aikaisemmin julkaistu CAP-malli. APT lähtee liikkeelle yksittäisestä osakkeesta, eikä pyri löytämään tehokkainta mahdollista portfoliota. Perusoletuksena on, että täysin hajautettu portfolio ei altistu lainkaan yrityskohtaiselle riskille, vaan kaikki muutokset tuotossa ovat lähtöisin kansantalouden vaihtelusta sekä kohinasta. Tämän vuoksi sijoittajalle ei ole tärkeää minkä yhtiön osakkeita hän myy tai ostaa, vaan se mille kansantalouden muuttujille hän sijoituksensa altistaa. Teorian mukaan jokaiselle osakkeelle määritellään kaikki kansantaloudelliset muuttujat, jotka voivat vaikuttaa tulevaan tuottoon. Osakkeen tuotto-odotus lasketaan kaavasta: (5.)

$$\text{Osakkeen X tuotto} = r_f + \beta_1(r_{\text{muuttuja1}}) + \beta_2(r_{\text{muuttuja2}}) + \dots + \beta_n(r_{\text{muuttujan}}) + \text{kohina}$$

Jossa: r_f = Riskitön korko

β_1 = Osakkeen X herkkyys muuttujalle 1

r_1 = Muuttujasta 1 maksettava riskilisiä

Mikäli osake X on herkkä öljynhinnan vaihtelulle, öljynhinnasta tulee yksi muuttujista. Jos edelleen oletetaan, että puolet osakkeen riskistä syntyy öljystä saa muuttuja ”öljy” Betaksi 0.5. Tämä kerrotaan öljy-riskistä maksettavalla riskilisällä (esim. 2%), jolloin saadaan öljy-riskin kantamisesta saatava riskilisiä yksi prosentti. Näin menetellään jokaisen muuttujan kohdalla, jolle osake on altistunut. Lopullinen tuotto-odotus saadaan lisäämällä yhteenlaskettuihin riskilisiin riskitön korko sekä kohinan osuus. Kohina on osakkeen hinnan lyhytaikaista satunnaisvaihtelua (random walk tai noise), joka saattaa vaikuttaa tuottoon joko positiivisesti tai negatiivisesti. Kohinan katsotaan olevan

³¹ S. Ross, Journal of Economic Theory, December 1976, s. 341-362.

yrittäjäkohtaista osakkeen hinnan vaihtelua,³² minkä takia sen vaikutus hajautetussa portfoliossa supistuu lähes olemattomaksi.

Teoria ei valitettavasti kerro mitkä muuttujat laskelmissa tulisi ottaa huomioon. Tämä vaikeuttaa merkittävästi APT:n käyttöä reaali maailman sovellutuksissa. Selvää on, että muuttujat kuten öljyn hinta, kuluttajien luottamus, inflaatio, bruttokansantuote sekä muutokset valuuttakursseissa, ovat relevantteja muuttujia, mutta huomattavasti vaikeampaa on määrittellä niitä muuttujia, jotka tulisi jättää laskelmien ulkopuolelle.

Toisaalta monet APT:n tekemät oletukset tukevat CAP-mallia paremmin reaali maailman olosuhteita. APT pyrkii mittaamaan riskiä niistä muuttujista, jotka sen todella aiheuttavat. CAP-malli tyytyy mittaamaan osakkeiden historiallista hinnan vaihtelua selittämättä mistä riski johtuu. APT-mallin avulla on teoriassa mahdollista ennakoita osakkeeseen tulevaisuudessa kohdistuvaa riskiä, kun CAP-malli laskee riskin aina historiasta.

Se, miksi CAP-mallia käytetään käytännön elämässä APT:tä enemmän, on osittain epäselvää.³³ Keskeisimmät syyt löytyvät yhtiöiden tavasta toimia samalla riskitasolla vuodesta toiseen, jolloin riskin laskeminen historiasta on järkevää sekä relevanttien muuttujien että niiden todellisten vaikutusten ennustamisen vaikeudesta.

Osakemarkkinoiden tehokkuudesta on puhuttu paljon. Markkinoiden tehokkuus jaetaan kolmeen osaan: heikosti tehokkaiisiin, osittain tehokkaiisiin ja vahvasti tehokkaiisiin markkinoihin. Vahvasti tehokkaat markkinat heijastavat välittömästi

³² R. Brealey & S. Myers, Principles of Corporate Finance, 2000, s. 205.

³³ Tosin monet Suomessakin toimivista sijoitusrahastoista (esim. Handelsbanken Eurooppa Aggressiivinen) ilmoittavat keskeiseksi sijoitusstrategiakseen toimialastrategian. Toimialastrategiassa osakkeet lajitellaan koreihin sen mukaan mistä riskistä ne ovat riippuvaisia (esim. öljy). Allokaatiota muutetaan mikäli kansantaloudessa tapahtuu riskiin (öljyyn) vaikuttavia muutoksia. Strategia on hyvin lähellä APT:tä, ero syntyy yleistyksistä jossa paljon samaa riskiä (korkea Beta) sisältävät osakkeet niputetaan koriksi johon vain tämä riski vaikuttaa. APT:ssä jokaiselle osakkeelle pyritään määrittämään useita riskin lähteitä.

kaiken markkinoilta saatavissa olevan tiedon, eikä historialla ole vaikutusta tuleviin hintoihin.

CAP-malli perustuu historiasta laskettavaan korrelaatioon osakkeen ja markkinaportfolion kesken. Sen sijaan APT:ssä on ainakin teoreettinen mahdollisuus olla käyttämättä historiallista dataa arvioidessa niitä muuttujia ja muuttujien voimakkuuksia (Beta), jotka kunkin osakkeen arvoon vaikuttavat. Jos oletus vahvasti tehokkaista markkinoista pitäisi paikkaansa, CAP-mallin toimivuus tulisi olla huomattavasti heikompi kuin se on. Sillä vahvasti tehokkailla markkinoilla ei yrityksen osakkeen hinnan vaihtelusta lasketulla riskillä pitäisi pystyä ennustamaan tulevaa osakkeen hinnan vaihtelua eli tuoton epävarmuutta.

Myös APT:n perusoletukset voidaan kyseenalaistaa. APT olettaa kansantalouden muutosten selittävän täysin yksittäisen osakkeen tuoton ja siinä tapahtuvat vaihtelut. Ainakaan Suomessa tilanne ei näyttäisi olevan tämä. Vuonna 2000 julkaisemassaan tutkimuksessa Jari Järvinen laski kansantaloudellisten uutisten (economic news) vaikutusta Suomen pörssin tuottoihin. Tutkimuksessa käytettiin HEX-indeksin kuukausittaisia tuottoja vuodesta 1987 vuoteen 1995.³⁴

Tutkimuksesta saatujen tulosten mukaan kansantaloudelliset muuttujat selittivät noin kahdeksan prosenttia Helsingin pörssin kehitystä kuvaavan HEX-indeksin tuotosta. Selitysaste vaihteli eri toimialojen kesken nolhasta kuuteentoista prosenttiin ollen voimakkain teollisuudessa. Tutkimuksen muuttujina käytettiin teollisuuden tuotantoa, rahan tarjontaa (M1), kolmen kuukauden helibor-korkoa, kuluttajan hinta-indeksiä (inflaatio) sekä valuuttakurssia. Tutkimuksen ensimmäisessä osassa, josta tulokset on poimittu, ei ole otettu huomioon suhdannevaihtelua.

Tutkimus on hyvin kattava ja sen perusteella on mahdollista sanoa APT:n toimivan huonosti ainakin Suomen olosuhteissa. Tai ainakin sen perusteella voidaan todeta lyhyen aikavälin (kuten kuukausi) tuottojen riippuvan enemmän

³⁴ J. Järvinen, *Liiketaloudellinen Aikakauskirja*, 2 / 2000, s. 209-232.

muista tekijöistä, esimerkiksi kohinasta, kuin kansantalouden muuttujista. Yksi APT:n aukoista on juuri siinä, kuinka isoon osaan tuottoa kohinan voidaan ajatella vaikuttavan.

3. Aikaisemmat tutkimukset

Osa rahoitusalan tutkimuksista ei välttämättä koskaan tule julkaistuksi yleisölle, vaan ne jäävät tutkimuksen teittäjän yksityiseen käyttöön. Tästä syystä on vaikeaa määrittää, milloin analyytikoiden tulosten validisuutta alettiin ensi kerran tutkia. Tutkimuksen voitaneen katsoa alkaneen vuonna 1964, kun Yhdysvaltojen arvopaperikauppaa valvova viranomaisen (SEC) määräsi osavuositarkastukset pakollisiksi kaikissa suurissa pörssiyrityksissä. Tämän jälkeen useiden yhtiöiden laskentaosastot joutuivat tehostamaan merkittävästi tiedontuotantonsa nopeutta sekä tarkkuutta ja sijoittajien vaatimustaso alkoi nousta.

3.1. Tutkimusperinteen alku

Yhtiöiden aloittaessa osavuositarkastusten julkistamisen akateeminen maailma keskittyi kiistelemään tuovatko osavuositarkastukset jotain uutta, relevanttia informaatiota ja voiko niitä käyttää yrityksen tuloksen ennustamiseen. Ensimmäisinä aiheeseen tarttuivat Green ja Segal vuonna 1967. Heidän käyttämänsä empiirinen aineisto oli erittäin suppea sisältäen ainoastaan 41:n amerikkalaisen yhtiön osavuositarkastukset vuosilta 1956 - 1964. Aineiston suppeutta tutkijat perustelivat useiden yhtiöiden tavalla julkaista vain puolivuositarkastuksia sekä historiallisten lukujen puutteilla. Tutkimuksen tuloksena tutkijat raportoivat: ”Ensimmäiseen vuosineljänneksen perustuvat tulosten ennusteet eivät ole sen tarkempia kuin edellisen vuoden tuloksiinkaan perustuvat”. Tätä sinänsä yllättävää tulosta tutkijat kuitenkin kommentoivat lähinnä sekavaksi ja olivat sitä mieltä että osavuositarkastukset vaikuttavat markkinoiden toimivuuteen vain positiivisesti.³⁵

³⁵ D. Green & J. Segal, *Journal of Business*, January 1967, s. 44-45

Greenin ja Seagalin tutkimus toteutettiin ennustamalla jokaisen yhtiön seuraavan vuoden tulosta edellisen vuoden tuloksen ja ensimmäisen neljänneksen osavuositarkastuksen tuloksen perusteella. Tämän jälkeen saatuja ennustevirheitä verrattiin toisiinsa. Tulosten varmistamiseksi tilikauden tulosta ennustettiin kolmella vaihtoehtoisella tavalla:

A1 Edellisen vuoden tulos on sama kuin ennustevuoden tulos. Q1 Ensimmäisen vuosineljänneksen osavuositarkastus on neljännes ennustevuoden tuloksesta.

A2 Ennustevuotta edeltäneen kahden vuoden tuloksen muutoksen suuruus on saman suuruinen kuin edellisen vuoden tuloksen muutos on ennustevuoteen. Q2 Ennustevuoden tulos eroaa yhtä paljon edellisestä vuodesta kuin edellisvuoden ensimmäinen osavuositarkastus eroaa suhteellisesti sitä edellisen vuoden osavuositarkastuksesta.

A3 On sama kuin A2, mutta muutos lasketaan suhteellisena. Q3 Tuloksen muutos edellisen vuoden tuloksesta on suhteessa samansuuruinen kuin ensimmäisen osavuositarkastuksen muutos on ollut viiden viimeisen vuoden aikana.

Q3 ylsi kaikkein tarkimpaan ennusteeseen, mutta Q2:n ennuste oli A2:ta heikompi, kun taas A1 ja Q1 saivat suunnilleen samat arvot. Tulokset eivät kuitenkaan puoltaneet osavuositarkastusten tarpeellisuutta.³⁶

Tutkimus herätti suurta huomiota ja sai nopeasti useita vastineita. Pian julkaistiin tutkimus, joka asettaa Greenin ja Segalin tulokset kyseenalaiseen valoon. Brown ja Niederhoffer (1968) pyrkivät tekemään vastaavanlaisen tutkimuksen, jotta tulokset olisivat vertailukelpoisia. Tällä kertaa tutkijoiden aineistoon kuului yli viisisataa osavuositarkastusta säännöllisesti julkaisseita yritystä vuosilta 1947 – 1965. Tutkijat testasivat samoja hypoteeseja kuin Green ja Segal (A1&Q1-

³⁶ Ibid

A3&Q3) sekä muutamia omia. Alla olevassa taulukossa 1. on kuvattu A1:n ja Q1:n saamia arvoja molemmissa tutkimuksissa.³⁷

TAULUKKO 1. ENNUSTEVIRHEET TUTKIMUKSISSA

	G & S	B & N	ERO %-YKSIKKÖÄ
A1	18,2 %	23,9 %	+5,7 %
Q1	24,4 %	20,3 %	-4,1 %
ERO	-6,2 %	+3,6 %	

A1 = Ennusteessa käytetty edellisen vuoden tulosta

Q1 = Ennusteessa käytetty ensimmäisen vuosineljänneksen tulosta.

Taulukosta käy ilmi tutkimusten erilaiset tulokset. Vaikka molemmat tutkimukset on tehty lähes samalta ajanjaksolta sekä samoilta markkinoilta (NYSE), aineiston koolla on selvästi ollut vaikutusta tuloksiin. Vertailtaessa osavuosituloksen vaikutusta ennusteeseen ero on merkittävä, sillä tutkimustulokset näyttävät olevan kuin eri aineistosta. Jälkimmäinen tutkimus on päätynyt siihen tulokseen, että osavuositulokset sisältävät paljon hyödyllistä informaatiota ennustettaessa koko vuoden tulosta.

Braunin ja Niederhofferin tutkimuksesta oli poistettu kauppahuoneet sekä yritykset, jotka toimivat elintarvikesektorilla, sillä niiden tilikausi päättyi vasta tammikuun lopussa. Tutkimuksessa parhaimpaan ennustetarkkuuteen ylsi malli, jossa ensimmäisen vuosineljänneksen tuoton muutosta verrataan edellisen vuoden vastaavaan ja erotus kerrotaan neljällä sekä lisätään edellisen vuoden toteutuneeseen tuottoon.

Nämä kaksi tutkimusta ovat hyvä esimerkki siitä ongelmasta, joka vielä kolmekymmentä vuotta sitten vaivasi amerikkalaista tutkimusta ja joka vieläkin hankaloittaa kotimaista työtä. Suurin ongelma löytyy aineistosta ja sen luotettavuudesta. Yllä olevista tutkimuksista saa kuitenkin hyvän kuvan

³⁷ P. Brown & V. Niederhoffer, *Journal of Business*, Vol 41, 1968, s. 488-497

tilanteesta, jossa tulosestimoiksi kohdistunut tutkimus alkoi. Tutkijat keskittyivät pitkään kehittämään erilaisia ennustemalleja, jotka pohjautuivat historialliseen dataan ja joiden ennustetarkkuus riippui pitkälti siitä, millaisella aineistolla tutkimus toteutettiin. Vakaille markkinoille on helppo räätälöidä malli, joka kykenee hyvinkin tarkkoihin ennusteisiin, mutta epävarmuuden vallitessa, toisin sanoen silloin, kun ennusteita todella tarvittaisiin ne eivät ole kovin käyttökelpoisia.

3.2. Ballin ja Brownin merkitys osakkeen hinnoittelun teorian kehittämisessä

Vuonna 1968, vain hieman sen jälkeen, kuin Brown ja Niederhoffer julkaisivat vastatutkimuksen Greenin ja Segalin tutkimukselle, teoreetikkojen huomio kiinnittyi Brownin ja Ballin kirjoittamaan artikkeliin informaation vaikutuksesta osakkeiden hintoihin. He perustivat tutkimuksensa tehokkaiden markkinoiden oletukseen, jossa rahoitusmarkkinat reagoivat välittömästi kaikkeen uuteen informaatioon.³⁸

Ball ja Brown kritisoivat artikkelissaan taloushallinnon teoreetikkoja talouden ja yritysten prosessien liian yksinkertaisesta mallintamisesta. Teoreetikot pyrkivät lähinnä todistamaan, kuinka heidän oman tutkimuksensa tulos korvaa jonkin aiemmin käytössä olleen mallin tai käytännön elämässä tehtävän toiminnon. Malleista jätetään kuitenkin pois lähes poikkeuksetta suuri osa reaali maailman vaikuttimista, kuten verot ja maksut. Tämän myönnetään toki vääristävän tuloksia, mutta itse tutkimustulosten analysoinnissa tutkijat harvoin ottavat sitä huomioon. Tutkimus ei myöskään voi itse arvioida tutkimustulosten käytännön merkitystä.³⁹

³⁸ R. Ball, P. Brown, *Journal of Accounting Research*, Autumn 1968. s. 159-177.

³⁹ *Ibid.* s. 160.

Aiemmat tutkimukset ovat jakaneet tulon epävarmuuden kahteen osaan, yrityskohtaiseen ja markkinakohtaiseen vaihteluun. Oletus perustuu aiempien tutkimusten havaintoon tuottojen voimakkaasta korrelaatiosta eri yritysten kesken. Markkinakohtainen vaihtelu syntyy mm. kansantalouden tilan vaihteluista. Ball ja Brown havaitsivat kansantalouden vaikutuksen olevan noin 35 – 40 % yrityksen tuloksen kokonaisuutuksesta.⁴⁰ Loput muutoksesta syntyy yrityksen itsensä tekemien päätösten kautta mm. tuote- ja rahoitusvalinnoista. Tämän osan arvostus saadaan selville yrityksen itsensä markkinoille laskemasta informaatiosta, kuten osavuositarkastuksista.

Ball ja Brown lähtivät liikkeelle näistä oletuksista. Lisäksi he oletivat, että markkinat ovat äärimmäisen tehokkaat, jolloin yhtiöiden julkaisema uusi informaatio vaikuttaa välittömästi osakkeiden hintoihin, ja yhtiön osakurssi heijastelee sen tuloksenteon mahdollisuuksia. Tähän oletukseen perustuen Ball ja Brown rakensivat empiirisen mallin, jolla erotetaan toisistaan markkinalähtöisen ja yhtiökohtaisen informaation vaikutus. Malli perustuu oletukseen, että mikäli yhtiön tuloskehitys jää keskimääräisiä markkinoita heikommaksi, tulee myös osakekurssin kehittyä markkinoita heikommin. Toisin sanoen yhtiö aiheuttaa osakekurssin poikkeaman markkinoista omalla toiminnallaan. Poikkeaman voisi olettaa syntyvän juuri tuloksen julkaisuhetkellä.

Ball ja Brown myös testasivat teoriansa toimivuuden empiirisesti vuosien 1957 – 1964 aineiston avulla. Aineisto sisältää kaikki yritykset New Yorkin pörssistä, joille on löydettävissä täydellinen hinta- ja tuottohistoria sekä tulos ja sen julkaisupäivä.

Tutkijat ennustivat yhtiön tulevaa tulosta regressiomallin sekä naivi-mallin avulla. Osakkeen tuottoennuste saatiin lisäämällä tulosenusteet CAP-malliin. CAP-mallin ennustevirhe määriteltiin kuukausittain 12 kuukautta ennen tuloksen julkistamista sekä 6 kuukautta sen jälkeen. Ennustevirhe kuvaa yrityksen kuukausittaista kurssikehitystä, josta on poistettu kansantalouden aiheuttama

⁴⁰ R. Ball, P. Brown, *Journal of Accounting Research*, Vol. 5, 1967. s. 55-77.

vaikutus. Toisin sanoen mittari mittaa yritysten päätösten vaikutusta tuottoon. Mittari on nimetty API_M :ksi (Abnormal Performance Index at month M). API:a sekä regressiomallia ja naivi-mallin ennustevirhettä verrattiin toisiinsa korrelaation selvittämiseksi.

Tuloksia Ball & Brown luonnehtivat seuraavasti ”...information contained in the annual income number is useful in that if actual income differs from expected income...” sekä ”There is no relationship between the sign of the income forecast error and the sign of the rate of residual in most of the months up to that of the annual report announcement. However, most of the information contained in reported income is anticipated by the market before the annual report is released. In fact, anticipation is so accurate that the actual income number does not appear to cause any unusual jumps in the Abnormal Performance Index in the announcement month.”⁴¹

Tutkijat jatkoivat tuloksen analysointia ja päättelivät, että yrityksen julkaistessa vuotuisen tuloksensa, on siinä olevasta informaatiosta 85 – 90 % jo hinnoiteltu osakekurssiin. Suurin osa informaatiosta on siten ollut markkinoiden käytettävissä jo ennen lopullisen tuloksen julkistamista. Tutkijat arvelivat osavuositarkastusten olevan keskeisimpiä tiedon lähteitä. Tutkimuksen yhtenä osatuloksena tutkijat ilmoittivat havainnon, että yksittäisen yhtiön tuotosta vain noin kymmenen prosenttia on lähtöisin toimialan vaihtelusta. He pitivät toimialaa siten merkityksettömänä verrattuna kansantalouden muutoksiin ja yhtiön itsensä tekemiin valintoihin.

Ballin ja Brownin tutkimus on varsin merkittävä virstanpylväs. He loivat menetelmän, jonka perusteella voidaan arvioida onko julkaistulla informaatiolla merkitystä osakkeen hinnoittelussa. He todistivat myös lähes aukottomasti osavuositarkastusten tarpeellisuuden markkinoiden toimivuuden takaajana. Mikäli osavuositarkastukset yhdessä muun markkinainformaation kanssa todella sisältävät jopa 90 % kaikesta yrityskohtaisesta informaatiosta, voidaan markkinoita

⁴¹ R. Ball, P. Brown, Journal of Accounting Research, Autumn 1968. s. 169-170.

luonnehtia vähintään osittain tehokkaiksi markkinoiksi. Tämä paljastaa sen, että jo 1960-luvulla investoijien laatimat tulosenusteet olivat tarkkoja, eikä suuria yllätyksiä päässyt tapahtumaan.

3.3. Osakkeiden hinnoittelun selittäjät (analyytikoiden paremmuus)

Edellisissä luvuissa käsitellyt artikkelit laadittiin 1960-luvulla, jolloin yrityksistä ei vielä julkaistu säännöllisiä tulosenusteita tai tulosenusteet olivat yritysjohdon antamia. Seuraavat tutkimukset tehtiin 1990-luvun loppupuoliskolla ja 2000-luvun alussa, jolloin markkinaolosuhteet muuttuivat ratkaisevasti. Lähes kaikista noteeratuista yrityksistä on saatavilla usean, yhtiön ulkopuolisen analyytikon laatimat tulosenusteet sekä neljännesvuosittaiset osavuosikatsaukset. Listattujen yritysten tulee myös viipymättä julkistaa kaikki markkina-arvoon mahdollisesti vaikuttavat uutiset. Tutkimuksen painopiste ei enää ole vain uuden informaation ja osakekurssin suhteen tutkimisessa, vaan se kohdistuvat myös analyytikoiden tulosenusteiden ja niiden muutosten arviointiin. Yhdeksi keskeiseksi tutkimuskohteeksi on noussut kysymys siitä, mikä tekijä aiheuttaa tulosenusteen muuttumisen⁴².

Miksi analyytikoiden tulosenusteet ovat niin tärkeitä, että niitä kannattaa tutkia? Eikö paremminkin kannattaisi keskittyä yrityksen itsensä julkaisemaan informaatioon ja arvostaa yritys sen mukaan? Useiden tutkimusten mukaan analyytikoiden määrän kasvu ja ennusteiden parantuminen ovat luoneet tilanteen, jossa analyytikoiden ennusteista koottu konsensusennuste on tarkempi kuin muut tunnetut tavat ennustaa tuleva tulos.⁴³ Kuitenkin myös vastakkaisia tutkimustuloksia on saatu paljon. Jokaisen sijoittajan on mahdollista ostaa tarvitsemansa ennusteet lähes jokaiselle maailman listatulle yritykselle esimerkiksi Lontoolaisen IBES:in kautta, joka on suurin konsensusennusteita

⁴² S. Tse & R. Yaansah, Contemporary Accounting Research, Vol. 16, No. 2, 1999, s. 347-380.

⁴³ Ibid.

kokoava yritys. Tämän vuoksi useimmat nykyiset tutkimukset keskittyvät laatimaan tulosenustemalleja listaamattomille yrityksille tai pyrkivät selittämään analyttikoiden käytöstä. Molempien tutkimusmallien tulokset toisivat luonnollisesti huomattavan edun päätyessään yhdelle sijoittajalle.

Yksi merkittävimmistä aikasarjaan perustuvista tutkimuksista on Ohlsonin vuonna 1995 kirjoittama artikkeli osakkeiden hinnoittelusta. Hinnoittelumalli yhdistää perinteisen tasearvoon perustuvan hinnoittelun sekä tulevaisuuden odotukset.⁴⁴

$$P_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t[X_{t+\tau} - rbv_{t+\tau-1}]}{(1+r)^\tau} \quad (6.)$$

Jossa:

- P_t = Osakkeen hinta periodin t lopussa
- bv_t = Osakekohtainen oma pääoma periodin t lopussa
- r = Diskonttokorko
- E_t = Odotusarvo periodin t lopussa
- $X_{t+\tau}$ = Osakekohtainen tulos periodin t + τ lopussa

Malli erottaa toisistaan yrityksen epänormaalin tulon (abnormal earning) ja normaalin tulon sekä laskee koron epänormaaleille erille. Epänormaali erät saadaan kaavan yläosan mukaan vähentämällä tuloksesta normaali tulos. Normaali tulos saadaan kertomalla oma pääoma diskonttokorolla.

Ohlsonin osakkeen hinnoittelumalli on sinänsä hyvä mittari, muttei kovinkaan käyttökelpoinen osakkeen hinnoittelussa. Sitä voidaan käyttää arvioitaessa odotusarvon osuutta yhtiön hinnasta. Osakkeen hinnoitteluun malli on kuitenkin sopimaton, sillä se ei kerro mitä erää epänormaali erät ovat tai kuinka ne pitäisi arvostaa. Malli kertoo arvostuksen vasta sitten, kun se jo on osakkeen hinnassa.

⁴⁴ J. Ohlson, Contemporary Accounting Research, Vol. 11, No. 2, 1995, s. 661-687.

Vuonna 1999 julkaistussa tutkimuksessa Senyo Tse ja Robert Yaansah veivät Ohlsonin mallin hieman pidemmälle yhdistämällä analyytikoiden ennusteet ja perinteiset tilinpäätökseen pohjautuvat ennustemallit yhdeksi malliksi. Tutkijat mittasivat kolmen muuttujan selityskykyä osakkeen hinnan muodostuksessa. Muuttujia olivat historiallinen tuotto, analyytikoiden ennusteet ja tulevaisuuden tuotot. Historiallisen tuoton selityskykyä tutkitaan olettaen, että varakkaiden yhtiöiden osalta historiallisella tuotolla voi olla voimakkaampi selitysaste kuin analyytikoiden ennusteilla. Historiallinen tuotto saattaa myös lisätä sellaista informaatiota, joka puuttuu analyytikoiden ennusteista. Sen sijaan tulevaisuudessa toteutuvien tuottojen selityskyvyn mittaaminen ei välttämättä ole yhtä helppoa. Oletuksena on, että mikäli toteutuvien tuottojen selityskyky on korkeampi kuin analyytikoiden ennusteiden, täytyy investoijien tulevaisuudenodotusten poiketa analyytikoiden odotuksista sekä ohjata kurssia voimakkaasti. Eli mikäli suuri osa sijoittajista olettaa osakkeen kurssin tuottavan seuraavalla ajanjaksolla tietyn tuotoksen, on varsin todennäköistä että osake myös tuottaa oletuksen verran.⁴⁵

Tsen ja Yaansahin aineisto oli erittäin kattava. Vuosilta 1985 – 1990 tutkijoilla oli käytettävissä 2700 amerikkalaisen yrityksen historia tulosten ennusteineen. Todistaakseen otoksen validiteetin tutkijat poimivat vielä toisen aineiston, joka sisälsi keskimäärin 1270 yrityksen tiedot vuosilta 1979 – 1990. Ennusteperiodiksi on valittu loka - joulukuu, joten analyytikoiden vuotuiset ennusteet on poimittu lokakuussa. Vuotuisena tuottona käytetään vuoden viimeisen päivän kurssista laskettua tuottoa.

Tutkijat laskivat Ohlsonin kaavalla yritysten epänormaalin tulon ja mittasivat korrelaation epänormaalin tulon ja oman pääoman kesken. Tulokset olivat oletusten mukaisia eli muuttujien väliltä löytyi negatiivinen korrelaatio. Pääomavaltaisilla yrityksillä on vähemmän epänormaalia tuloa kuin vähän pääomaa sitovilla. Toisin sanoen yrityksillä, joilla on paljon omaisuutta suhteessa markkina-arvoon on ennustettavampi tulo kuin päinvastaisessa tilanteessa. Sen

⁴⁵ S. Tse & R. Yaansah, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 16, No. 2, 1999, s. 347-380.

sijaan epänormaalin tulon sekä analyytikoiden ennusteen tarkkuuden välinen korrelaatio on voimakkaasti positiivinen. Analyytikoiden ennusteet ja epänormaali tulo liikkuvat samansuuntaisesti. Ohlsonin mallin toimivuus todistettiin täten myös empiirisesti.

Epänormaalin tulon selittäjien selitysaste koko aineistolle oli: historiallinen tuotto 48 %, toteutunut tuotto 59 % sekä analyytikoiden ennusteet 71 %. Kaikkien kolmen selittäjän malli ylsi 73% selitysasteeseen.

Koko aineistolle kolmen selittäjän mallilla saadut tulokset ovat hyvin linjassa sen oletuksen kanssa, että analyytikoiden ennusteilla on vahvin selityskyky, eikä sitä voida merkittävästi korottaa lisäämällä muita muuttujia (historiallista ja toteutunutta tulosta). Eri ennusteperiodille tehdyissä testeissä kolmannen vuoden analyytikkoennusteet osoittautuivat kaikkein tarkimmiksi suhteessa muihin muuttujiin. Syiksi tutkijat arvelevat analyytikoiden tarvetta tukea kulloistakin kurssia sekä tulokseen vaikuttavien kirjanpidollisten ratkaisujen supistumista pois kolmen vuoden periodilla.

Tse ja Yaansah jatkoivat tutkimustaan laskemalla selitysasteet yrityksen P/E luvun mukaan jaetulle aineistolle. Matalan P/E luvun omaavilla yrityksillä historiallisen tuoton osuus selitysasteesta oli huomattavasti suurempi kuin korkean P/E:n yrityksillä. Korkean P/E:n yrityksillä analyytikoiden ennusteet selittivät epänormaalia tuottoa huomattavasti paremmin kuin muut selittäjät. Kaikkein parhaaseen selitysasteeseen eli yli 90 prosenttiin, ylsi kaikkein halvimmiksi hinnoitellut osakkeet, joiden selittäjänä toimi pääasiassa historiallinen tuotto.

Tse ja Yaansah toteavat tulosten tukevan Ohlsonin mallia sekä markkinoiden tehokkuuden oletusta. Tutkimuksen keskeisin löytö on analyytikoiden kyky ennustaa yrityksen osakkeen tulevaa hintaa paremmin kuin historiallisiin tai tuleviin tuottoihin perustuvat selittäjät. Myös analyytikkoennusteiden korkea selitysaste korkean epänormaalin tulon omaaville yhtiöille sekä vähäinen

selityksasteen lisäys verrattuna kahden selittäjän malliin halvimpien yritysten kohdalla ovat tärkeitä löytöjä. Tästä johtuen tutkijat kehottavatkin analyytikoita suuntaamaan panostuksensa korkean P/E luvun omaaviin yrityksiin, jolloin heidän tuottaman informaation lisäarvo on kaikkein suurin.

Suomalaisella vuosien 1993 – 1994 aineistolla tehdyssä tutkimuksessa verrataan yksinkertaista ennustetta ja analyytikoiden laatimia ennusteita toisiinsa. Yksinkertaisessa ennusteessa yrityksen tuloksen on oletettu säilyvän muuttumattomana edellisestä vuodesta. Tutkimuksessa testataan hypoteeseja: ”Analyytikkoennusteet ovat yhtä tarkkoja tai vähemmän tarkkoja kuin yksinkertainen ennuste” ja ”Analyytikkoennusteet ovat tarkempia kuin yksinkertainen ennuste”. Analyytikkoennusteet on poimittu hieman ensimmäisen ennusteen laatimisen jälkeen eli viimeisimmän tilinpäätöksen jälkeen. Tutkimuksessa kumpikaan hypoteesi ei saavuta tilastollista tarkkuutta eli analyytikkoennusteet eivät poikkea niin paljoa yksinkertaisista ennusteista että niiden voitaisiin sanoa olevan tarkempia tai vähemmän tarkempia kuin yksinkertainen malli.⁴⁶

Tulosennusteiden virheellisyys on määritelty suhteessa yrityksen ennustevuoden ja edellisen vuoden tuloksen muutokseen. Analyytikoiden virhettä verrataan siis yksinkertaiseen ennusteeseen, jossa yrityksen tuloksen odotetaan pysyvän samana vuodesta toiseen.

Kohdassa 3.3. tarkasteltiin Ohlsonin mallin avulla sekä tulevaisuuden odotusten että analyytikkoennusteiden vaikutusta osakkeiden hintoihin. Vaikka monet tutkimustulokset ovat keskenään ristiriitaisia, on rationaalista olettaa sijoittajien perustavan tulevaisuuden odotukset pitkälti analyytikkoennusteiden varaan. Ainakin pienten, korkeariskisten sekä historialtaan lyhyiden tai epätäydellisten yritysten tulevaisuuden arvioinnissa analyytikot näyttäisivät olevan korvaamattomia.

⁴⁶ F. Donner, Pro Gradu tutkielma, kevät 1996.

3.4. Analytikkoennusteiden rationaalisuus

Kuten edellisessä luvussa todettiin, yritysten arvottamisessa analyttikoiden analyysit ovat ainakin joissain olosuhteissa huomattavasti muita tapoja tarkempia. Tästä ei kuitenkaan voi vetää johtopäätöstä, että analyttikkoennusteet olisivat tehokkaita ja rationaalisia. Analyttikkoennusteet saattavat olla vääristyneitä muun muassa jonkin inhimillisen syyn takia. Useat tutkimukset olettavat analyttikoiden antavan liian positiivisia tulosennusteita. Seuraavat artikkelit keskittyvät tutkimaan ennustevirheen jakautumista.

Easterwood ja Nutt tutkivat analyttikoiden virheiden jakautumista sekä analyttikoiden reaktioita yritysten tulostietoihin. Tutkimusaineistona käytettiin IBES:in konsensusennusteita vuosille 1982 – 1995. Aineisto sisälsi yli 10 000 yritystä, joita analysoi vähintään neljä analyttikkoa ja jotka julkaisivat tulosennusteen vähintään kahdeksan kuukautta ennen tuloksen julkistamista. Analyttikoiden optimistisuutta testatakseen tutkijat määrittivät jokaiselle osakkeelle osakkeen sen hintaan suhteutetun ennustevirheen.⁴⁷ Joka vuosi analyttikkoennusteiden keskiarvo oli negatiivinen eli ennusteet olivat positiivisia. Positiivisuus vaihteli 0,5 prosentista 4,5 prosenttiin. Keskiarvotestin mukaan jokaisen vuoden poikkeama oli tilastollisesti merkittävä 5 %:n riskitasolla. Tutkimus osoittaa amerikkalaisten tulosennusteiden olevan systemaattisesti liian positiivisia.⁴⁸

Easterwood ja Nutt havaitsivat analyttikoiden reagoivan liian positiivisesti edellisen vuoden positiiviseen tulosyllätykseen sekä alentavan tulosennusteitaan liian vähän negatiivisen yllätyksen sattuessa. Analyttikoiden liian positiivisiin ennusteisiin tutkijat tarjoavat melko arkista selitystä. Pankkiiriliikkeissä töissä

⁴⁷ Ennustevirhe on laskettu kaavalla: $FE_t = \frac{E_t - F_t^{t-1}}{P}$, jossa FE_t = Ennustevirhe, E_t =

Toteutunut tulos,

F_t^{t-1} = Analyttikkoennuste kahdeksan kuukautta ennen tilikauden päättymistä, P = Osakkeen hinta ennustehetkellä.

⁴⁸ J. Easterwood, S. Nutt, *The Journal of Finance*, Vol. 5, 1999.

olevien analyytikoiden tehtävänä on kasvattaa osakkeiden vaihtoa ja se onnistuu paremmin, jos ennusteet ovat positiivisia. Toinen syy saattaa tutkijoiden mukaan olla analyytikoiden läheinen suhde analysoitavien yritysten johtoon.

Analyytikoiden ennusteiden rationaalisuuteen ovat kiinnittäneet huomiota myös Ali, Klein ja Rosenfelt. Heidän empirinen aineistonsa koostui yli viidestä tuhannesta vuosina 1987 – 1989 Yhdysvalloissa listatusta yrityksestä. Jokaisen yrityksen osalta tutkimuksessa oli käytettävissä vähintään kolme tulosennustetta kahdeksan kuukautta ennen tilikauden päättymistä. Myös tässä tutkimuksessa aineisto kerättiin IBES:in tietokannasta ja ennustevirhe suhteutettiin osakkeen hintaan. Analyytikoiden ennusteet olivat keskimäärin liian positiivisia jokaisena tutkimusvuotena. Suhteellinen positiivisuus vaihteli 0,25 prosentista 3 prosenttiin. Tulos oli tilastollisesti merkitsevä 1 %:n riskitasolla. Tutkimustuloksissa todetaan amerikkalaisille yhtiöille annettujen tulosennusteiden olevan liian positiivisia.⁴⁹

Myös vuosien 1974 – 1990 aineistolla tehdyn tutkimuksen mukaan analyytikoiden ennusteet ovat systemaattisesti positiivisia 1 %:n riskitasolla. Tutkimuksessa on käytetty yli 66 000 konsensusennustetta, jotka on poimittu kaksi viikkoa ennen tilikauden tuloksen tai osavuositarkastuksen julkaisemista. Ennusteet ovat olleet keskimäärin 0,25 % liian positiivisia. Mielenkiintoista on että positiivisuus on suurentunut 1980-luvun puolivälin jälkeen ollen 0,4 % vuonna 1990. Yli 55 % ennusteista sisälsi yli 10 prosentin ennustevirheen. Ennustevirheen jakauma oli myös erittäin terävähuippuinen sekä paksuhäntäinen verrattaessa normaalijakaumaan.⁵⁰

Myös suomalaisille yhtiöille annettavien tulosennusteiden positiivisuutta on tutkittu empirisesti. Aineisto on vuosilta 1992 – 1993 ja se sisältää noin 1600 ennustetta suomalaisille pörssiyrityksille. Tutkimuksessa ennustevirheet on määritetty yhtiön markkina-arvoilla painotettuina sekä ilman painotusta. Sekä painotetut että painonottomattomat ennusteet ovat keskiarvoltaan positiivisia.

⁴⁹ A. Ali, A. Klein, J. Rosenfeld, *The Accounting Review*, Vol. 67, 1992, s. 183-198.

⁵⁰ D. Dreman, M. Berry, *Financial Analysts Journal*, May-June 1995, s. 30-41.

Painottamattomien ennusteiden positiivisuus ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkittävällä tasolla. Painotettu aineisto on systemaattisesti positiivinen 5 %:n riskitasolla.⁵¹

Tulokset ovat hyvin linjassa kansainvälisten tutkimusten kanssa. Positiivisuus on kuitenkin painotetulla aineistolla noin kymmenen prosenttia, mikä on selvästi suurempi kuin amerikkalaisissa tutkimuksissa. Tutkija arvelee makrotaloudellisten muutosten voivan vaikuttaa yritysten tuloksiin laskevasti kautta linjan. On kuitenkin muistettava, että suomalaiset yritykset ovat perinteisesti reagoineet makrotalouden muutoksiin varsin pitkällä viiveellä, jolloin analyytikoiden tulisi ehtiä korjaamaan ylioptimistisia ennusteitaan.

Luvussa 3.4. esiteltyjen tutkimusten valossa voidaan olettaa, että analyytikoiden tulosennusteet ovat keskimäärin liian positiivisia.

3.5. Ennustevirheen suuruus ja virheen selittäjät

Tutkimuksia ennustevirheen suuruudesta eri pörssien tai erilaisten yhtiöiden suhteen ei juurikaan ole olemassa. Ennustevirheen suuruuden mittaaminen on melko yksinkertaista, ja koska yksittäiset tutkimustulokset eivät ole kovin kiistanalaisia, ei kiinnostusta ennustevirheen tutkimiseen ei ole ilmennyt.

Yksi kattavimmista tutkimuksista on Allen, Chon ja Jungin laatima artikkeli eri maiden pörssien välisistä ennustevirheistä. Tarkasteluun on otettu muutamia tutkimuksia, joissa ennustevirheen suuruus on määritelty ja virheelle on pyritty löytämään selittäjiä. Ennustevirhe on määritelty absoluuttisesta aineistosta viidelletoista eri maalle vuosina 1988 – 1990. Alla olevasta taulukosta nähdään eri maiden ennustevirheiden keskiarvot.⁵²

⁵¹ F. Donner, Pro Gradu tutkielma, kevät 1996.

⁵² A. Allen, J. CHO, K. Jung, The Mid-Atlantic Journal of Business, Vol. 35, 1999, s. 126-127.

TAULUKKO 2. ENNUSTEVIIRHEET ERI MAIDEN PÖRSSEISSÄ

Maa	N	t = 0	t = 1	t = 2
Australia	318	26 %	30 %	36 %
Canada	761	38 %	42 %	47 %
France	464	19 %	22 %	26 %
Germany	381	23 %	24 %	29 %
Hong Kong	286	20 %	22 %	27 %
Italy	159	30 %	34 %	34 %
Japan	1985	16 %	20 %	23 %
Korea	24	34 %	37 %	31 %
Malaysia	221	25 %	30 %	36 %
Netherlands	289	18 %	20 %	23 %
Spain	196	35 %	37 %	39 %
Taiwan	11	24 %	25 %	29 %
Thailand	79	18 %	20 %	25 %
United Kingdom	1588	16 %	20 %	24 %
United States	5775	22 %	27 %	31 %

Donnerin suomalaisella aineistolla tekemän tutkimuksen mukaan Suomessa vuonna 1992 – 1993 ennustevirheen keskiarvo oli hetkenä t=0 (tilikauden vaihde) 41 % , t=1 (kolme kuukautta ennen tilivuoden päättymistä) 43 % ja t=2 (kuusi kuukautta ennen tilivuoden päättymistä) 59 %. Suomalaisen tutkimuksen aineisto on ollut huomattavasti suppeampi kuin useimpien edellä mainitussa tutkimuksessa olevien maiden aineistot.⁵³

Allen, Chon ja Jungin tutkimus etsi myös regressioanalyysin avulla selittäjiä analyytikoiden ennustevirheille. Ennustevirheen voimakkaimmaksi selittäjäksi nousi yrityksen markkina-arvo joka korreloi negatiivisesti. Vahva positiivinen korrelaatio on löydettävissä analyytikkoennusteiden keskihajonnan ja ennustevirheen välillä. Tutkimuksessa yritykset oli jaettu kymmeneen toimialaan, joista rahoituksen, vähittäistuotteiden, energian sekä kuljetuksen toimialalla

Ennustevirhe on laskettu kaavalla: $FE_t = \left| \frac{A_t - F_t}{A_t} \right|$, Jossa FE = Ennustevirhe, A =

Toteutunut tulos,

F = Analyytikkoennuste hetkenä t.

⁵³ F. Donner, Pro Gradu tutkielma, kevät 1996.

vallitsi voimakas positiivinen korrelaatio. Kaikki selittäjät olivat tilastollisesti merkittäviä 1 %:n riskitasolla.⁵⁴

Donnerin tutkimus toteutettiin vertaamalla analyttikkoennusteita ja yksinkertaista ennustetta toisiinsa. Yllättävää kyllä suomalaisella aineistolla tehdyn tutkimuksen mukaan yrityksen markkina-arvo tai pörssivaihto eivät vaikuttaneet ennusteen tarkkuuteen. Merkitseviksi selittäjiksi nousivat metsäteollisuuden, monialateollisuuden ja metalliteollisuuden toimialat. Myös viive tuloksen julkistamisessa nousi merkitseväksi selittäjäksi.

Toisessa yhdysvaltalaisella vuosilta 1987 – 1989 tehdyssä tutkimuksessa yritettiin löytää myös jokin yhteinen tekijä niille yrityksille, joiden tuloksia ennustettiin kaikkein positiivisimmiksi. Tutkijat oletivat yrityksen edellisen tilinpäätöksen satunnaisten tuottojen ja kulujen vaikuttavan tuloseennusteisiin. Hieman yllättäen vähän satunnaiseriä kirjaavien yhtiöiden tuloksia ennustettiin positiivisemmiksi kuin suuria satunnaiseriä sisältävien yhtiöiden. Havainto ei kuitenkaan ollut tilastollisesti merkittävä, joten analyttikoiden voidaan todeta erottavan yrityksen kertaluontoiset erät jatkuvista, eivätkä he näin ollen tee niistä johtuvia systemaattisia virheitä. Sen sijaan suurimmat positiiviset ennustevirheet kohdistuivat yrityksiin, joiden edellisen vuoden tulos oli ollut negatiivinen. Tulosten perusteella tutkijat päätyivät johtopäätöksen, ettei ennustevirheen positiivisuus ole jakautunut tasaisesti kaikkien yritysten kesken, vaan on löydettävissä joukko yrityksiä joissa ennusteet ovat jatkuvasti liian positiivisia.⁵⁵

Hieman vanhemmassa, vuosilta 1977 – 1982 kerätyllä aineistolla tehdyssä tutkimuksessa, tarkasteltiin yksinkertaisen ennustemallin ja analyttikkoennusteen tarkkuutta. Tutkimuksen ensisijaisena tarkoituksena oli löytää selittäjät analyttikoiden ennusteiden paremmuudelle. Selittäjinä käytettiin analyttikkoennusteiden keskihajontaa, yrityksen markkina-arvoa sekä yrityksen toimialaa. Markkina-arvoltaan suurille ja ennusteiden suhteen keskihajonnaltaan pienille yrityksille analyttikot laativat huomattavasti yksinkertaista ennustetta

⁵⁴ A. Allen, J. CHO, K. Jung, *The Mid-Atlantic Journal of Business*, Vol. 35, 1999, s. 128-129.

⁵⁵ A. Ali, A. Klein, J. Rosenfeld, *The Accounting Review*, Vol. 67, 1992, s. 183-198.

tarkempia ennusteita. Toimialan suhteen samanlaista riippuvuutta ei esiintynyt. Tutkimus tehtiin IBES:in ennusteista.⁵⁶

Tutkijoiden Booth, Brockman, Kallunki ja Martikainen laatima tutkimus on ensimmäisiä suomalaisella aineistolla tehtyjä tutkimuksia tulosenusteiden virheellisyydestä. Tutkimuksen ensisijainen tarkoitus oli selittää, mikä vaikutus tilikausien tuloksen tasaamisella on analyytikoiden ennustevirheisiin. Tutkijat olettivat ennustevirheiden olevan pienempiä niillä yrityksillä, jotka pyrkivät tasaamaan kausittaista tulosvaihtelua kirjanpidollisin keinoin.⁵⁷

Aiemmat tutkimukset ovat löytäneet useita syitä tuloksen tasaamiseen. Yksi syy on johdon palkkauksen sitominen vuotuisen tulokseen, jolloin tasainen tulos oikeuttaa suurempaan palkkaan kuin vaihteleva tulos. Mitä tasaisempaa tulosta yritys näyttää, sitä riskittömämmältä se vaikuttaa ja tällä on CAP-mallilla hinnoiteltaessa suora vaikutus rahoittajien vaatimiin riskilisiin ja sitä kautta osakkeen hintaan.

Aineistona Booth, Brockman, Kallunki ja Martikainen käyttävät IBES:in EPS ennusteita sekä toteutunutta yrityskohtaista EPS lukua. EPS luku laskettiin eläkevastuiden muutosten osalta oikaistuista tuloksista. Tutkimusta varten tutkijat jakoivat yritykset kahteen osaan, tuloksen tasaajiin ja niihin, jotka eivät tasaa. Jako toteutettiin määrittämällä yrityksen vuosituloksen ja vuosimyynnin varianssi. Mikäli myynnin varianssi ylitti tuloksen varianssin yritys luokiteltiin tulosta tasoittelevien yritysten ryhmään.

Aineisto sisältää analyytikoiden tulosenusteet sekä yhtiöiden toteutuneet tulokset viiden vuoden ajalta vuosilta 1990 – 1994, jolloin Suomen pörssissä listattuja yrityksiä oli 58 – 77 kappaletta, joista tulosenusteita julkaistiin 46 – 54 yhtiölle. Suomessa perinteisesti kaikki analyytikot ovat toimineet

⁵⁶ L. Brown, G. Richardson, S. Schwager, *Journal of Accounting Research*, Vol 25, Spring 1987, s.49-67

⁵⁷ G. Booth, P. Brockman, JP. Kallunki, T. Martikainen, *International Journal of Management*, Vol. 17, No. 3, 2000, s. 311-322.

pankkiiriliikkeiden palveluksessa. Kyseisinä vuosina analyytikoita oli Suomessa 19 – 22. Julkaistujen vuotuisten tulosestimojen määrä vaihteli 567 – 1199 välillä ollen pienin periodin alussa ja suurin lopussa. Jotta yhtiöt voitiin jakaa kirjanpitoikäntöön mukaan tuloksen tasaajiin ja niihin, jotka eivät tasaa tulosta, täytyi yritykseltä löytyä kahdentoista vuoden tuloshistoria. Tämä ehto leikkasi pois karkeasti ottaen puolet kaikista estimuksista.

Tulosten mukaan 44 % otoksen yrityksistä tasaa tulostaan. Analyytikot kuitenkin julkaisevat 57 % estimuksistaan juuri tulostaan tasaaville yrityksille. Ero ei ole tilastollisesti merkitsevä, mutta mielestäni tämä viittaa analyttikoiden mieltymiseen tulostaan tasaaviin yrityksiin, koska niiden tuloksen varianssi on pienempi ja niin ollen estimutettavuus suurempi.

Tutkimustulosten mukaan tulosta tasaavien yhtiöiden tulosestimutettavuus paranee merkittävästi vuoden loppua kohden. Tulostaan tasaamattomien yritysten estimutettavuudessa ei näyttäisi olevan muutoksia ajan kuluessa. Yhteenvetona tutkijat esittävät johtopäätöksen, että tulosestimutet tulostaan tasaaville yrityksille ovat huomattavasti tarkempia kuin tulostaan tasaamattomille. Tämän vuoksi yritysten kannattaisi tasaattaa kausivaihteluista johtuvia tulosestimutuksia. Tarkemmat tulosestimutet pienentävät yritystä kohtaan tunnettavaa riskiä ja nostavat näin yrityksen arvoa.

3.5. Analyttikoiden suositukses

Arvioitaessa analyttikoiden tarkkuutta on tässä työssä lähdetty siitä oletuksesta, että analyttikot pyrkivät estimutamaan yrityksen tulosestimutuksen pitkälle tulevaisuuteen. Yleisemmin analyttikot kuitenkin tunnetaan eri yhtiöiden osto- ja myyntisuositusten antajina. Se, kuinka paljon sijoittajat luottavat kyseisiin estimuteisiin on arvoitus, mutta ainakin suosituksilla on selvä vaikutus markkinoiden käyttäytymiseen. Yleinen käsitys on, että analyttikoiden estimuteiden tarkkuus on varsin huono, koska useimmiten analyttikot kehottavat

vain ostamaan eivätkä myymään. Analyytikoiden osto- ja myyntisuositusten tarkkuuttakin on tutkittu paljon, mutta lähinnä Yhdysvaltojen markkinoilla.

Aiheesta löytyy useita mielenkiintoisia tutkimuksia, kuten otsikolla ”Do All-Stars Shine? Evaluation of Analyst Recommendations” julkaistu tutkimus parhaimmin menestyvistä analyytikoista. Tutkimuksessa pyritään selvittämään, mistä johtuu joidenkin analyytikoiden huomattavasti parempi menestys arvioitaessa amerikkalaisten yritysten kurssikehitystä.⁵⁸

Vuonna 1993 Wall Street Journal alkoi julkaista vuosittaista All-Star Analyst listaa, jonne valittiin kuluneen vuoden kolme parasta analyytikkoa jokaiselta liiketoimintasektorilta. Vertailuun mukaan valitut analyytikot olivat toimineet analyytikkoina jo useampia vuosia ja heidän oli täytynyt antaa suosituksia myös sektorin suurimmille yhtiöille. Wall Street Journalin julkaistessa tulokset nämä parhaimmin menestyneet analyytikot saivat antaa suosituksia tulevalle vuodelle. Huomattavaa on, että yksikään analyytikoiden suosituksista ei ole ollut myyntisuositus. On kuitenkin mahdollista, että Wall Street Journal on pyytänyt ainoastaan ostosuosituksia tai että analyytikot ovat halunnet maksimoida suositustensa avulla saatavan tuoton.

Desai, Liang ja Singh valitsivat Wall Street Journalin (WSJ) aineiston tutkimukseensa sen kattavuuden sekä luotettavuuden takia. Sillä parhaimpien analyytikoiden löytämiseksi WSJ on käynyt vuosittain läpi noin 1500 vanhemman analyytikon suositukset. Lopulliseen tutkimusaineistoon kuului vuosina 1993 - 1996 keskimäärin 39 liiketoimintasektoria 113 All-Star analyytikkoa, 311 yritystä sekä tulosenustetta.⁵⁹

Aiemmat tutkimukset ovat tulleet siihen tulokseen, että analyytikot pärjäävät markkinoita paremmin vain pienten ja riskillisten yhtiöiden osakekurssin

⁵⁸ H. Desai, B. Liang, A. Singh, Financial Analyst Journal, May/June 2000, s. 20-29.

⁵⁹ Ibid

ennustajina.⁶⁰ WSJ:n aineistoon päästäkseen analyytikoiden tulee myös antaa suosituksia sektorin isoimmille yrityksille. Alla olevassa taulukossa on kuvattu keskeisimmillä tunnusluvuilla ostosuosituksia saaneet 1242 yritystä:

TAULUKKO 3. OSTOSUOSITUKSIA SAANEET YRITYKSET

Beta	1,17
P/E	25
Koko desiili 1-10	10
P/BV	3,71

Mielenkiintoinen havainto on yritysten keskimääräistä suurempi koko. Analyytikot ovat neuvoneet ostamaan yrityksiä, jotka mahtuvat keskimäärin suurimpaan kymmeneen prosenttiin. Beta kertoo yritysten olevan riskillisempiä kuin markkinoilla keskimäärin. Korkeahko P/E sekä P/BV (Price/Bookvalue) kertovat yritysten olevan kasvuyhtiöitä. Analyytikot näyttäisivät suosivan voimakasta kasvustrategiaa. Tämä päätelmä on ristiriidassa aiempien tutkimusten kanssa, jotka ovat lähes poikkeuksetta päätyneet pieniin kasvuyhtiöihin. On kuitenkin muistettava, että päästäkseen aineistoon analyytikon on annettava suosituksia myös isoille yhtiöille. Tämä perustuu oletukseen, että tunteakseen toimialan analyytikon on myös tunnettava toimialansa suurimmat yhtiöt.

Määrittääkseen analyytikoiden onnistumisen tutkijoiden tulee saada selville, kuinka analyytikon suosituksen saanut yritys on menestynyt suhteessa muihin yrityksiin. Tämän selvittämiseksi tutkijat valitsivat jokaiselle yhtiölle vertailuyhtiön, joka toimi samalla liiketoimintasektorilla ja jonka markkina-arvo oli lähellä vertailtavan yhtiön arvoa. Alla olevasta taulukosta nähdään vertailun tulokset.

⁶⁰ Esim. B. Barber, R. Lehavy, M. McNichols, B. Trueman, Journal of Financial Economics, Vol. 43, No. 3, 1997, s. 341-372.

TAULUKKO 4. OSTOSUOSITUKSIA SAANEIDEN YHTIÖIDEN MENESTYS

Päivä	Yhtiöiden lukumäärä	Yhtiön tuotto	Vertailuyhtiön tuotto	Erotus	t –arvo
-250 to -1	1 158	34,66 %	32,74 %	1,92 %	0,61
-125 to -1	1 158	13,68 %	18,00 %	-4,33 %	-1,34
-30 to -21	1 157	2,96 %	3,08 %	-0,12 %	-0,37
-20 to -11	1 157	1,75 %	1,80 %	-0,05 %	-0,14
-10 to -1	1 157	-1,18 %	-0,74 %	-0,44 %	-1,40
0	1 157	0,51 %	0,08 %	0,42 %	3,25 (0,01)
1 to 10	1 157	1,31 %	0,94 %	0,37 %	1,07
1 to 125	1 157	7,90 %	6,14 %	1,77 %	1,43
1 to 250	1 157	22,79 %	18,77 %	4,02 %	1,96 (0,05)
1 to 500	1 157	46,13 %	40,09 %	6,04 %	2,03 (0,05)

Vertailussa on käytetty niin sanottua ”osta ja pidä” -sijoitusstrategiaa, jossa ostosuosituksen saaneen yhtiön osakkeita ostetaan hetkellä nolla ja pidetään hallussa seuraavat 500 kaupankäyntipäivää. Päivä nolla on se päivä, jolloin WSJ julkaisee All-Star Analyst- suositukset. Vertailun vuoksi tutkimukseen on otettu myös takautuvat arvot 250 päivää ennen suositusten julkaisemista. Taulukosta voi havaita suosituksen saaneiden yhtiöiden tuoton olleen vertailuyhtiöitä heikompi ennen suosituksen julkaisua. Suosituksen julkaisun jälkeen tilanne on kääntynyt päinvastaiseksi. Erityisen merkille pantavaa on suositusten julkaisun vaikutus suositeltavien yritysten osakekurssiin. Julkaisupäivänä aineiston yritysten osakekurssit nousivat keskimäärin 0,51 %, kun vertailuyhtiöt nousivat vain 0,08 %. Tämä on selvä osoitus analyytikoiden suositusten vaikutuksesta osakekursseihin (tilastollisesti merkittävä 1 % riskitasolla). Myös ensimmäisen ja toisen vuoden tuotot ovat niin paljon yli vertailuyhtiöiden tuottojen, että poikkeama on tilastollisesti merkittävä 5 % riskitasolla. Sen sijaan kahden viikon ja puolen vuoden pitoajalla ei tuloksista tule merkittäviä.

Tutkijoiden mukaan periodi -10:stä -1:een sisältää äärimmäisen mielenkiintoisen seikan. Näiden kahden viikon aikana vertailuyritykset ovat pärjänneet huomattavasti paremmin kuin näyteyritykset. Tutkijat eivät osaa selittää ilmiötä, sillä yleisesti parhaiden asiakkaiden on oletettu saavan

suositukset ennen kuin ne julkaistaan suuren yleisön käyttöön. Havainto kyseenalaistaa vahvasti tällaisen oletuksen, vaikkei tulos olekaan tilastollisesti pätevä. Sen sijaan tutkijat katsovat tutkimuksellaan todistaneensa All-Star analyytikoiden tuntevan hyvin analysoimansa liiketoimintasektorit sekä omaavansa muita markkinoita paremman osakkeiden poimintakyvyn.

Taulukosta 4. käy ilmi analyytikoiden suosituksen saaneiden yhtiöiden osakkeiden yltäneen keskimäärin neljä prosenttia vuodessa ja kuusi prosenttia kahdessa vuodessa korkeampaan tuottoon kuin vertailuyhtiöt. Tutkimusta varten jokaiselta liiketoimintasektorilta poimittiin kolme parasta analyytikkoo jokaisena vuotena. Tutkijat jakoivat analyytikot kolmeen osaan WSJ:n luokituksen mukaan. Parhaimpien analyytikoiden tulos kahden vuoden pitoajalla ylitti vertailuyhtiöt 4,89 prosentilla, toiseksi parhaat 3,30 prosentilla ja kolmanneksi parhaat 9,76 prosentilla. Toisin sanoen kolmannen sijan saaneet analyytikot pääsivät huomattavasti parempaan tulokseen kuin ensimmäiselle sijoitetut. Tulokset eivät kuitenkaan ole tilastollisesti merkittäviä.

Tutkimuksessa ei havaittu yrityksen markkina-arvon vaikuttavan analyytikoiden tarkkuuteen ennustaa tulevia kurssuja. Huomattava kuitenkin on, että aineiston pienten yritysten määrä (234 kpl) on huomattavasti pienempi kuin suurten (923 kpl). Kahden vuoden pitoajalla suuret yritykset ylsivät 5,58 % ja pienet 7,86 % parempaan tuottoon kuin vertailuyritykset. Ero ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkittävä, minkä takia tutkijat yleistävät tulokset koskemaan sekä suuria että pieniä yhtiöitä. Kolmasosa erosta syntyy jo heti suositusten julkaisupäivän aikana, mikä saattaa vaikuttaa aiempien tutkimusten tuloksiin.

4. Tulosennusteiden tarkkuus Helsingin pörssissä vuosina 1998 - 1999

Empiirisen tutkimuksen tarkoituksena on selvittää yritysanalyttikoiden julkaisemien tulosennusteiden tarkkuus Suomen pörssissä listatuille osakkeille. Ennustevirheiden herkkyyttä eri selittäjille pyritään myös mittaamaan, jotta tutkimusta voitaisiin verrata ulkomaisella aineistolla tehtyihin vastaaviin tutkimuksiin. Käytännön kannalta tutkimuksen ensisijaisena tarkoituksena on antaa kuva siitä, voidaanko suomalaisen pörssiyhtiöiden hinnoittelu perustaa analyttikoiden antamiin tulosennusteisiin sekä kuinka suuri virhe tästä lyhyellä tähtämellä syntyy.

Tutkimuksen empiirinen osuus on jaettu kolmeen osaan. Kohdassa 4.1. esitellään käytettävät menetelmät. Tutkimusaineisto kuvaillaan kohdassa 4.2. Tulokset raportoidaan kohdassa 4.3. Loppuun on sijoitettu yhteenveto tuloksista.

4.1. Menetelmät

Tutkimuksen yhtenä tavoitteena on selvittää, kuinka tarkkoja tulosennusteita analyttikot antavat suomalaisille pörssiyrityksille. Tämän selvittämiseksi ennustevirheet määritellään ja niistä lasketaan tarvittavat tunnusluvut toimialoittain. Oletusta ennustevirheen pienentymisestä ajan kuluessa tutkitaan määrittämällä ennustevirheet kaikille neljälle ennusteperiodille. Lopuksi selvitetään regressioanalyysin avulla muutaman yleisimmän ennustevirheen selittäjän selityssasteet Suomen markkinoilla.

Osakekohtainen ennustevirhe on laskettu kaavalla:

$$\text{Ennustevirhe} = (EPS_j - EPSF_j) / EPS_j \quad (7.)$$

Jossa: $EPS_j =$ Yhtiön j toteutunut osakekohtainen tulos

$EPSF_j =$ Yhtiölle j annettu osakekohtainen tulosenuste

Ennustevirheet on laskettu myös yhtiön markkina-arvolla painotettuna. Painottaminen on toteutettu laskemalla keskiarvo yritysten markkina-arvoista sekä suhteuttamalla jokaisen yrityksen markkina-arvo keskiarvoon. Lasketulla suhdeluvulla painotetaan ennustevirhettä. Esimerkiksi jos osakkeen A markkina-arvo on 70 miljoonaa keskiarvon ollessa 100 miljoonaa yrityksen A ennustevirhe kerrotaan 0,7:llä. Ennustevirheiden markkina-arvoilla painottaminen on järkevää, sillä sijoittajat sijoittavat keskimäärin isomman osan omaisuudestaan suuriin yhtiöihin kuin pieniin yhtiöihin. Ennustevirheitä on myös painotettu markkina-arvoilla jossa yhden yhtiön osuus ei voi olla yli kymmentä prosenttia kaikkien yhtiöiden yhteenlasketuista markkina-arvoista. Ilman painorajoitusta painotettuja virheitä kutsutaan HEX-indeksin virheeksi ja painorajoitettuja portfolioindeksin virheeksi. Nimitys johtuu vastaavista Helsingin pörssin julkaisemista indekseistä.

Aineistosta on poistettu havainnot joiden ennustevirheet ylittävät 300 %:n rajan. Havaintojen poiston takana on oletus, että tätä suuremmat virheet johtuvat jostain muusta syystä kuin analyytikoiden virhearvioinneista.

Useat amerikkalaiset tutkimukset ovat rajoittaneet ennustevirheen johonkin maksimiarvoon, esimerkiksi sataan prosenttiin.⁶¹ Tällöin yli sadan prosentin menevät virheet otetaan mukaan aineistoon, mutta niiden vaikutus jää sataan prosenttiin. Samanlainen menettely ei sovellu tässä tutkimuksessa käytettävään aineistoon, sillä yksi keskeinen virhelähde löytyy ennusteiden huonosta tilastoinnista. Muutamassa tapauksessa ennuste poikkeaa toteutuneesta niin paljon, ettei se mitenkään voi olla todellista (poikkeamat 800 ja 900 prosenttia).

Toinen suuri virheiden aiheuttaja on analyytikoiden tapa antaa likimääräinen ennuste mikäli ennustettavan yrityksen tulos on hyvin lähellä nollaa. Mikäli

⁶¹ Esim. A. Allen, J. Cho, K. Jung, The Mid-Atlantic Journal of Business, September 1999, s. 119 – 133.

analyttikko ennustaa yrityksen osakekohtaisen tuloksen jäävän niukasti plussalle, hän saattaa antaa ennusteen 0,1 ja jos todellinen tulos onkin 0,002 saadaan kaavalla 8. suhteelliseksi virheeksi 4900 %, vaikka yrityksen absoluuttinen tulos voi olla hyvin lähellä analyttikon ennustetta. Tästä johtuen aineistosta poistettiin yritykset, joiden osakohtainen tulos oli alle 0,1 markkaa.

Aineistosta poistettiin yhteensä seitsemän yritystä, joista neljä vuodelta 1998 ja kolme vuodelta 1999. Kolmen yrityksen kohdalla tulos oli alle 10 penniä osakkeelta ja neljän kohdalla ennustevirhe oli tuntemattomasta syystä äärimmäisen suuri (600 % – 900 %).

Analyttikoiden ennustevirheiden selittäjien selitysaste määritellään regressioanalyysillä hyväksi käyttämällä. Regressioanalyysillä määritellään jokaisen selittäjän vaikutus selitettävään muuttuun sekä kaikkien selittäjien yhteisvaikutus. Monen selittäjän malli on kuvattu kaavassa 9.

Ennustevirheen selittäjät on valittu tutkijoiden Albrecht, Johnson, Lookabill, Watson⁶² teoreettisen tutkimuksen sekä tutkijoiden Allen, Cho, Jung⁶³ empiirisen tutkimuksen perusteella. Luonnollisesti kaikkia selittäjiä ei tutkimusaineistosta löydy, mutta samojen selittäjien käyttäminen mahdollistaa tulosten vertailun kansainvälisiin tutkimuksiin. Ennustevirheiden selittäjinä on käytetty:

- Yrityksen markkina-arvoa
- Yrityksen toimialaa
- Yritystä analysoivien analyttikoiden määrää
- Yritykselle annettavien tulosten keskihajontaa
- Viivettä tilikauden päättymisestä tuloksen julkistamiseen

Selittäjä ”Viive tilikauden päättymisestä tuloksen julkistamiseen” on muuttuja, joka ei esiinny kummassakaan yllä mainitussa tutkimuksessa.

⁶² W. Albrecht, O. Johnson, L. Lookabill, D. Watson, *The Accounting Review*, July 1977, s. 736-740.

⁶³ A. Allen, J. Cho, K. Jung, *The Mid-Atlantic Journal of Business*, Vol. 35, 1999, s. 128-129.

$$FERR_{jt} = \alpha + \beta_1 TALA_{jt} + \beta_2 ANA_{jt} + \beta_3 HAJO_{jt} + \beta_4 VIIVE_{jt} + \beta_5 CAP_{jt} + \beta_6 VUOSI_j + \varepsilon_{jt}$$

(8.)

Jossa: $FERR_{jt}$	= Ennustevirhe yritykselle j hetkenä t
t	= Ajanmääre t. Ennusteet poimittu tilikauden päättymisen kohdalta (t=0).
$TALA_{jt}$	= Toimiala muuttujat ”Pankki ja vakuutus”, ”Teollisuus”, ”Palvelut” sekä ”Tietoliikenne” ja ”elektroniikka” ovat dummy muuttujia saaden arvoiksi 1 tai 0.
ANA_{jt}	= Analyytikoiden määrä/yritys.
$HAJO_{jt}$	= Analyytikoiden ennusteiden keskihajonta.
$VIIVE_{jt}$	= Tilikauden päättymisen ja tuloksen julkistamisen välinen viive.
CAP_{jt}	= Yrityksen markkina-arvo.
$VUOSI_j$	= Havaintovuosi määriteltynä dummy muuttujina (vuosi 1998 = 0 vuosi 1999 = 1)
ε_{jt}	= Jäännöstermi

Huomattava on, että toimiala selittäjistä ”teollisuus” sekä vuosi selittäjistä ”vuosi 1998” kuuluvat vakioon.

Regressioanalyysi tehdään myös painottamalla ennustevirheitä yritysten markkina-arvoilla sekä markkina-arvoilla, joissa yhden yhtiön osuus on rajattu kymmeneen prosenttiin. Tämä kuvaa paremmin ennustevirheiden sijoittajalle aiheuttamaa epävarmuutta.

Selittäjät on valittu aiempien tutkimusten, saatavuuden sekä ennakko-oletusten perusteella. Toimialan odotetaan vaikuttavan selvästi tulosenusteiden

virheellisyyteen, niin virheen määrään kuin jakaumaankin. Yrityksen markkina-arvon kasvaessa oletetaan ennustevirheen pienenevän merkittävästi. Analyytikoiden määrän noustessa oletetaan ennustevirheen pienenevän. Analyytikoiden määrä korreloi todennäköisesti voimakkaasti markkina-arvon kanssa. Analyytikoiden ennusteiden keskihajonnalla oletetaan olevan positiivinen korrelaatio ennustevirheen kanssa. Tilikauden päättymisen ja tuloksen julkistamisen välisen viiveen oletetaan hankaloittavan tarkkojen ennusteiden tekemistä, jonka takia myös viiveen ajatellaan korreloivan positiivisesti virheen kanssa.

4.2. Aineisto

Aineistona käytetään Suomen arvopaperipörssin päälistalla noteeratuille yrityksille vuosille 1998 ja 1999 laadittuja tulosennusteita. Tulosennusteet ovat usean analyytikon ennusteista laskettuja keskiarvoja eli konsensusennusteita. Aineisto on poimittu manuaalisesti uutistoimisto REUTERS:in tietokannasta. Yhdelle tilivuodelle on poimittu neljä, eri ajankohtana laadittua ennustetta. Ajankohdat ovat:

- 0 Tilikauden vaihde
- 1 Kolme kuukautta ennen tilivuoden päättymistä
- 2 Kuusi kuukautta ennen tilivuoden päättymistä
- 3 Kaksitoista kuukautta ennen tilikauden tuloksen julkistamista

Mikäli tulosennusteen poiminta on sattunut päivälle, jolloin ennustetta ei ole päivitetty, on aineistoon valittu viimeisin ennuste. Ennusteita päivitetään kerran viikossa, joten ennusteet ovat korkeintaan viisi arkipäivää vanhoja. REUTERS:in aineistossa ei ole saatavilla analytikkokohtaista informaatiota eli analyytikoiden todellinen määrä jää arvoitukseksi. Selvytyden vuoksi oletetaan, että ennusteiden ja analyytikoiden määrä on yhtä suuri. Ennen tilikauden vaihdetta poimituissa ennusteissa analyytikoiden yhtiökohtainen määrä vaihteli 1–23:n välillä.

Aineiston 117:stä yrityksestä 19:ssä tulosta ennusti vain yksi analyytikko. Nokialla analyytikoita oli eniten (23 kpl) ja UPM:llä ja Rautaruukilla toiseksi eniten (13 kpl). Ennusteita vuodelle 1998 on 212 kpl ja vuodelle 1999 301 kpl.

Helsingin pörssin päälistalla vuoden 1999 lopussa noteeratuista 98 yrityksestä tulosennusteita julkaistiin enemmän tai vähemmän säännöllisesti kahdeksallekymmenelle. REUTERS:in tietokannasta ennustehistoria on saatavilla 69 yritykselle vuodelta 1999 ja 55:lle vuodelta 1998. Ilmeisesti joidenkin yritysten seuranta on niin satunnaista, että niistä ei ennustehistoriaa ole tai ainakaan analyytikot eivät kuulu REUTERS:in seuraamiin analyytikoihin.

Aineistosta on jouduttu poistamaan muutamia havaintoja selvästi virheellisen ennusteen takia. Havaintojen poistamisen kriteerit on selitetty kohdassa 4.1. Lopullinen aineisto sisältää 66 yritystä vuodelta 1999 ja 51 yritystä vuodelta 1998. Vuoden 1999 aineistosta on jouduttu poistamaan kolme havaintoa ja vuoden 1998 aineistosta neljä havaintoa. Kolme poistettua havaintoa koskivat molempina vuosina samoja yhtiöitä.

Alla olevassa taulukossa 5. on esitetty aineiston yritysten jakautuminen toimialoittain. Toimialaluokittelu on tehty REUTERS:in kolmen toimialan perusteella, josta on kuitenkin HEX:in jakoa noudattaen poimittu tietoliikenne ja elektroniikka omaksi toimialakseen.

TAULUKKO 5. YRITYSTEN JAKAUTUMINEN TOIMIALOITTAIN

Toimiala	Frekvenssi 99	Suht. 99	Frekvenssi 98	Suht. 98
Teollisuus	38	57,6 %	31	60,8 %
Pankki ja vakuutus	8	12,1 %	10	19,6 %
Tietoliikenne ja elekt.	14	21,2 %	6	11,8 %
Palvelut	6	9,1 %	4	7,8 %
YHT	66	100 %	51	100 %

Taulukossa 6. on kuvattu ennustevirheen selittäjiä keskeisimmillä tunnusluvulla ennustehetkellä 0 (myöhemmin t=0).

TAULUKKO 6. SELITTÄJIEN YHTIÖKOHTAISIA TUNNUSLUKUJA

Keskiarvo hetkellä t = 0	Pank	Teol	Palv	Tietol	μ	Med.	n
Analyytikoita keskimäärin 99	2,75	4,92	3,83	4,92	4,56	3	66
Analyytikoita keskimäärin 98	2,6	2	3	4	4,16	3	51
Ennusteiden keskihajonta 99	0,08	0,29	0,44	0,10	0,245	0,095	59
Ennusteiden keskihajonta 98	0,21	0,21	0,14	0,09	0,194	0,097	38
Tulos. julk. viive (päivää) 99	49	47	59	48	49	47	63
Tulos. julk. viive (päivää) 98	50	46	46	46	47	46	50
Markkina-arvo milj. USD -99	761	722	793	15798	3 931	350	66
Markkina-arvo milj. USD -98	480	560	650	8700	1 500	240	51

Selittäjät on jaoteltu toimialan sekä havaintovuoden perusteella. Tiedot ovat tilivuoden päättymisen aikaisia tietoja eli useimmissa tapauksissa analyytikoilla on käytettävissä kolmen edellisen vuosineljänneksen osavuosikatsaukset, mutta varsinaiseen tuloksen julkistamiseen on vielä jonkin aikaa.

Taulukosta 6. näkyy selvästi Suomen rahoitusmarkkinoiden elävän voimakkaan kasvun aikaa. Vuoden 1998 lopusta vuoden 1999 loppuun mennessä on analyttikoiden keskimääräinen määrä yhtiötä kohden lisääntynyt 0,4 henkilöllä sekä myös analysoitavien yhtiöiden määrä ja markkina-arvo on kasvanut. Sen sijaan viive tulosten julkistamisessa ei ole ainakaan lyhentynyt edellisvuodesta. Vuonna 1999 yritysten markkina-arvot vaihtelivat 13 miljoonasta dollarista aina 202 miljardiin dollariin. Keskiarvo oli 3,9 miljardia ja mediaani 350 miljoonaa dollaria. Yritysten markkina-arvojen hajonta kuvaa hyvin Helsingin pörssin heterogeenisyyttä. Suurin osa yrityksistä on pieniä kansallisia yhtiöitä, vaikka joukossa onkin muutama suuri ja kansainvälinen yhtiö.

4.3. Tulokset

Luku 4.3. on jaettu osioihin sen mukaan, mitä tutkimuksella on haluttu selvittää. Ensimmäisessä osassa, kohdassa 4.3.1. lasketaan ennustevirhe suomalaisille pörssiyrityksille. Kohdassa 4.3.2. tutkitaan ajan vaikutusta ennustevirheeseen ja kohdassa 4.3.3. estimoidaan ennustevirhettä selittävien muuttujien selityskyky.

4.3.1. Ennustevirheet analyttikoiden tulosennusteissa

Taulukoissa 7. ja 8. on molempien tutkimusvuosien tulosennusteiden virheitä kuvaavia tunnuslukuja kaikilta ennusteperiodeilta. Molempien vuosien ennustevirheiden keskiarvot ovat niukasti negatiivisia tilikauden päättyessä (ennustus on ollut korkeampi kuin toteutunut tulos) sekä reilummin negatiivisia muiden ennusteperiodien osalta. Jakauman vinoutta kuvaava ”Skewness” -arvo on molempina vuosina negatiivinen, mikä tarkoittaa että jakauma on vino negatiiviseen suuntaan. Toisin sanoen näytteessä on enemmän suuria negatiivisia havaintoja kuin suuria positiivisia havaintoja. ”Kurtosis” puolestaan kuvaa jakauman huipukkuutta verrattuna normaalisti jakautuneeseen näytteeseen. Molemmat näytteet ovat selkeästi enemmän keskittyneet keskiarvon ympärille kuin normaalisti jakautunut aineisto olisi. Huipukkuudesta ja vinoudesta huolimatta molemmat näytteet ovat Kolmogorov-Smirnov testin mukaan normaalisti jakautuneita 5 % riskitasolla.

TAULUKKO 7. ENNUSTEVIKHEIDEN JAKAUMA 1998

		<i>Virhe t=0</i>	<i>Virhe t=1</i>	<i>Virhe t=2</i>	<i>Virhe t=3</i>
	N	51	49	37	36
	Minimum	-257,143	-271,429	-271,429	-414,286
	Maximum	93,75	154,211	175,965	265,789
	Mean	-1,749	-14,299	-20,151	-23,291
	Std. Deviation	57,894	68,073	81,592	118,296
	Skewness	-2,524	-2,315	-1,587	-1,482
	Kurtosis	10,083	7,924	3,83	4,879
Normaalijakauma					
	Kolmogorov-Smirnov Z	1,725	1,81	1,584	1,473
	Asymp. Sig. (2-tailed)	0,005	0,003	0,013	0,026
Keskiarvotesti T (tv=0)					
	Df	50	48	36	35
	Sig. (2-tailed)	0,83	0,148	0,142	0,245
	Mean Difference	-1,749	-21,649	-28,644	-23,291
95% Confidence Interval of the Difference	Lower	-18,032	-45,831	-60,201	-63,317
	Upper	14,534	2,533	2,914	16,735

TAULUKKO 8. ENNUSTEVIKHEIDEN JAKAUMA 1999

		<i>Virhe t=0</i>	<i>Virhe t=1</i>	<i>Virhe t=2</i>	<i>Virhe t=3</i>
	N	66	61	51	45
	Minimum	-293,939	-242,857	-244,444	-266,667
	Maximum	190,909	227,273	67,692	73,214
	Mean	-2,353	-4,839	-7,623	-4,314
	Std. Deviation	67,79	72,082	61,405	59,357
	Skewness	-1,736	-1,188	-2,18	-2,385
	Kurtosis	7,466	5,002	5,771	8,196
Normaalijakauma					
	Kolmogorov-Smirnov Z	1,983	1,849	1,698	1,413
	Asymp. Sig. (2-tailed)	0,001	0,002	0,006	0,037
Keskiarvotesti T (tv=0)					
	Df	65	60	50	44
	Sig. (2-tailed)	0,779	0,602	0,38	0,628
	Mean Difference	-2,353	-4,839	-7,623	-4,314
95% Confidence Interval of the Difference	Lower	-19,018	-23,3	-24,893	-22,147
	Upper	14,311	13,622	9,648	13,519

T-testin mukaan tulosten nusteiden keskiarvojen negatiivisuus ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkittävällä tasolla. Myös muiden havaintojankohtien kohdalla tilanne on sama. Tulos on ristiriidassa analyttikoiden systemaattisen positiivisuuden oletuksen sekä useiden amerikkalaisten tutkimusten, kuten Ali et al. (1992), Easterwood et al. (1998) sekä Dreman et al. (1995), kanssa. Myös

Donnerin (1996) suomalaisella aineistolla tehty tutkimus löytää viitteitä optimismista. Donnerin tulokset eivät kuitenkaan yllä tilastolliseen tarkkuuteen. Taulukossa 9. on ennustevirhettä on painotettu yrityksen markkina-arvolla sekä jaettu toimialoittain.

TAULUKKO 9. ENNUSTEVIKHEIDEN JAKAUTUMINEN TOIMIALOITTAIN

HEX 1998	Pankki	Teollisuus	Palvelut	Tiet.	Kaikki yht.
Mean	-0,297	3,100	4,498	164,220	21,499
Std. Deviation	20,410	36,423	7,455	400,875	140,416
N	10	31	4	6	51
t-arvo	-0,046	0,474	1,207	1,003	1,093
HEX 1999					
Mean	6,459	7,054	1,403	28,869	11,096
Std. Deviation	11,885	16,657	1,496	90,260	43,493
N	8	38	6	14	66
t-arvo	1,537	2,610**	2,296*	1,197	2,072**
Portfolio 1998					
Mean	-0,865	-0,536	13,082	27,051	3,713
Std. Deviation	59,366	66,186	21,685	63,311	61,478
N	10	31	4	6	51
t-arvo	-0,046	-0,045	1,207	1,047	0,431
Portfolio 1999					
Mean	30,170	30,635	6,551	21,438	26,438
Std. Deviation	55,514	70,825	6,989	26,318	58,167
N	8	38	6	14	66
t-arvo	1,537	2,666**	2,296*	3,047**	3,692**

Taulukossa 9. on kuvattu yritysten markkina-arvolla painotettujen ennustevirheiden jakaumaa toimialoittain tilinpäätöshetkellä $t=0$. Jokaisen toimialan ennustevirheen keskiarvo on raportoitu ylimmällä rivillä. Keskiarvon poikkeamaa nolasta on mitattu t-testillä, jonka arvo on raportoitu sarakkeen alimmalla rivillä. Tarkemmat taulukot eri vuosien ja toimialojen virheistä löytyvät tutkimuksen liitteestä. T-testin merkityvyyttä on merkitty tähdellä (** = merkitsevä 5 % riskitasolla ja * = merkitsevä 10 % riskitasolla).

Painottomien ennusteiden toimialakohtaisia virheet on raportoitu liitteessä, sillä mikään toimialoista ei noussut tilastollisesti merkitseväksi. Portfolioindeksissä

yhden yrityksen painoarvo on rajattu kymmeneen prosenttiin. HEX-indeksissä painoa ei ole rajoitettu. Painoarvojen jakaumat eri toimialoille ovat seuraavat:

TALUKKO 10. TOIMIALOJEN PAINOT INDEKSEISSÄ

	HEX -98	Portfolio -98	HEX -99	Portfolio -99
Pankki ja vakuutus	6,21 %	18,09 %	2,35 %	11,62 %
Teollisuus	22,72 %	51,44 %	10,58 %	47,51 %
Palvelut	3,41 %	9,94 %	1,83 %	9,08 %
Tietoliikenne ja el.	67,66 %	20,53 %	85,24 %	31,79 %

Taulukon 9. sarakkeesta ”Kaikki yht.” on kuvattu koko aineiston ennustevirhettä. Hieman yllättäen vuoden 1999 portfolioindeksille laskettu ennustevirhe on suurempi kuin HEX-indeksille laskettu. Tämä selittyy Nokian suurella osuudella HEX-indeksistä sekä Nokian tarkalla konsensusennusteella.

Mielenkiintoisinta taulukossa 9. on portfolio- ja HEX-indeksin ennustevirheiden keskiarvojen positiivisuus (analyytikkoennusteet ovat olleet pessimistisiä), vaikka vuosien 1998 sekä 1999 painottamattomien ennustevirheiden keskiarvot olivat negatiivisia. Myös yksittäisten toimialojen ennusteet näyttäisivät olevan liian pessimistisiä. Vuonna 1999 ”teollisuus” -toimialan osalta ennustevirheen poikkeama HEX- ja portfolioindeksissä on niin suuri että t-testillä ylletään tilastolliseen merkittävyyteen 5 %:n riskitasolla. Myös ”palvelut” toimialan ennustevirhe on tilastollisesti merkittävä 10 %: riskitasolla. Kuitenkaan vuoden 1998 aineistosta ei mikään toimiala saavuta tilastollista merkitsevyyttä, vaikka ennustevirheen keskiarvo on ”pankki ja vakuutus” -toimialaa lukuun ottamatta positiivinen.

Tulosten perusteella analyytikoiden voidaan sanoa antaneen vuoden 1999 tilikauden päättyessä liian negatiivisia ennusteita teollisuusyritysten vuoden 1999 tuloksesta. On huomattava, että havainto on saatu painottamalla ennustevirhettä yrityksen markkina-arvolla. Kuitenkin näin saatu ennustevirhe kuvaa todennäköisesti paremmin sijoittajan kokemaa haittaa kuin ilman yhtiökoon ottamista huomioon.

4.3.1.1. Ennustevirheet markkina-arvon mukaan

Ennustevirheiden oletetaan jakautuvan epätasaisesti niin toimialojen kuin yhtiöidenkin markkina-arvojen mukaan. Luokiteltaessa ennustevirheitä markkina-arvon mukaan on oltava hyvin varovainen tulkinnoissa, sillä yhtiöiden jakaminen pieniin ja suuriin on aina riippuvainen markkinoiden koosta sekä tutkijan näkemyksestä mikä on suuri tai pieni yritys. Toinen ongelma on analyytikoiden taipumus keskittyä analysoimaan enemmän suuria kuin pieniä yhtiöitä. Tämä aiheuttaa tilanteen, jossa suurien yhtiöiden tuloksen konsensusennuste on muodostettu useiden analyytikoiden ennusteista, kun taas pienillä yhtiöillä voi olla vain yksi aktiivinen analyytikko. Tästä johtuen suurien yhtiöiden ennusteiden oletetaan olevan systemaattisesti tarkempia.

TAULUKKO 11. ENNUSTEVIKHEET YHTIÖKOON MUKAAN

	Pienet yhtiöt		Suuret yhtiöt	
	1998	1999	1998	1999
N	35	43	16	23
Mean	3,639	-17,195	-13,534	25,393
Std. Deviation	55,930	73,696	62,179	44,427
t-arvo	0,385	-1,530	-0,871	2,741*

Taulukko 11. on laadittu vuoden 1999 ennusteperiodilta $t=0$ niin, että pieniksi yhtiöiksi on luokiteltu yhtiöt, joiden markkina-arvo on alle 500 miljoonaa Yhdysvaltain dollaria. Isojen yhtiöiden markkina-arvo on luonnollisesti suurempi. Taulukosta käy ilmi vuoden 1999 pienien yhtiöiden ennustevirheen keskiarvon olevan negatiivinen ja suurten positiivinen. Toisin sanoen analyytikot ovat ennustaneet pienien yhtiöiden tuloksia liian positiivisiksi ja suurien liian negatiivisiksi. Vuoden 1998 aineistossa tilanne on täysin päinvastainen. Kuitenkin vuoden 1998 ennustevirheiden erot pienien ja suurten yhtiöiden välillä ovat huomattavasti pienempiä kuin vuonna 1999. T-testin mukaan vuoden 1999 yhtiökoon mukaan jaotellut ennustevirheet eroavat 5 %:n riskitasolla toisistaan (t-arvo 2,531). Sen sijaan vuoden 1998 ennustevirheet eivät tilastollisessa

mielessä eroa toisistaan. Mann-Whitneyn keskiarvotestin tulokset ovat yhteneviä t-testin kanssa.

Laskettaessa ennustevirheen poikkeamaa nolasta vain vuoden 1999 suurille yhtiöille annetut ennusteet saavuttavat tilastollisen merkitsevyyden 1 %:n riskitasolla. Toisin sanoen suuren markkina-arvon omaavien yhtiöiden tuloksia ennustetaan alakanttiin huomattavasti useammin kuin pienten yhtiöiden. Kuitenkaan pienten yhtiöiden ei voida sanoa saavan tilastollisesti liian positiivisia ennusteita.

4.3.2. Ajan vaikutus ennustevirheisiin

Taulukossa 12. kuvataan ajan vaikutusta ennustevirheisiin. Useiden tutkimusten mukaan tulosennusteet tarkentuvat merkittävästi ajan kuluessa. Paremman tarkkuuden saavuttamiseksi ennustevirheet on esitetty itseisarvoina.

TAULUKKO 12. AJAN VAIKUTUS ENNUSTEVIIRHEESEEN

1998	Virhe t=0	Virhe t=1	Virhe t=2	Virhe t=3
Valid	51	49	38	34
Missing	0	2	13	17
Mean	32,036	40,772	57,053	46,704
Median	16,427	22,060	21,559	25,812
Std. Deviation	48,042	56,086	81,961	65,811
1999				
Valid	66	61	51	45
Missing	0	5	15	21
Mean	37,013	41,316	36,769	36,524
Median	15,296	20,370	18,354	22,785
Std. Deviation	56,658	59,027	49,506	46,669

Itseisarvoiksi muutettuja ennustevirheitä tarkasteltaessa vain ennusteperiodit t=0 ja t=1 käyttäytyvät odotusten mukaan. Ennusteperiodeilla t=2 ja t=3 ennustetarkkuus ei heikkene odotetusti. Ennustevirheen mediaania tarkasteltaessa virhe pienenee ajan kuluessa kolmen ennusteperiodin osalta, mutta ei periodin t=2 kohdalla. Tämä odottamaton havainto voi johtua suurten, yli 300 %:n,

ennustevirheiden poistosta sekä ennustehistorian puutteesta vaihtelevatuottoisten yhtiöiden kohdalla. Myös havaintojen alhainen määrä saattaa vaikuttaa tuloksiin. Aineiston pienuuden ja ennustevirheiden poiston vaikutuksen eliminoimiseksi ennustevirhe on laskettu myös vaihtoehtoisella tavalla. Alla olevassa taulukossa 13. ennustevirheet on raportoitu vuosien 1998 ja 1999 yhdistetylle aineistolle, jossa yli 300 %:n ennustevirheet on rajattu 300 prosenttiin.

TAULUKKO 13. AJAN VAIKUTUS ENNUSTEVIKHEESEEN

1998 - 1999	Virhe t=0	Virhe t=1	Virhe t=2	Virhe t=3
Valid	117	112	92	84
Missing	0	5	25	33
Mean	34,843	46,428	53,731	58,251
Median	15,484	21,993	21,026	25,237
Std. Deviation	52,913	69,746	79,014	88,505

Ennustevirheen rajaaminen nostaa hieman virheen keskihajontaa, mutta ei vaikuta merkittävästi virheen mediaaniin. Taulukossa 13. on nähtävissä ennustevirheiden pienentyminen ja ennusteiden tarkentuminen ajan kuluessa.

Donnerin (1996) tekemän tutkimuksen mukaan mediaanivirhe Suomen pörssin tulosennusteille vuoden 1992 – 1993 aineistolla oli tilinkauden päättymishetkellä t=0 41%, t=1 43% ja t=2 59%. Tämän tutkimuksen perusteella ennustevirheet ovat pienentyneet Suomessa huomattavasti 1990-luvun aikana. Tämän tutkimuksen mukaan vastaavat luvut vuonna 1998 – 1999 ovat t=0 15%, t=1 22% sekä t=2 21%. On huomioitava, että ennustehetkeltä t=2 puuttuvat havainnot 26 yrityksen osalta. Todennäköisesti tämä pienentää ajankohdan t=2 ennustevirhettä.

Aiemmin kohdassa 3. käsitellyssä tutkimuksessa Allen, Cho ja Jung määrittivät ennustevirheet 15:sta eri maan pörssistä vuosina 1988 – 1990. Olen valinnut vertailtavaksi muutamien maiden pörssien ennustevirheiden mediaaneja alla olevaan taulukkoon.

TAULUKKO 14. ENNUSTEVIIRHEITÄ ULKOMAISISSA PÖRSSEISSÄ⁶⁴

	N	t = 0	t = 1	t = 2
United States	5775	7 %	10 %	14 %
Canada	761	17 %	24 %	31 %
Italy	159	16 %	20 %	21 %
Spain	196	18 %	20 %	23 %
UK	1588	6 %	8 %	12 %

Taulukosta 14. käy hyvin ilmi rahoitusmarkkinoiden tehokkuuden vaikutus ennustetarkkuuteen. Isoissa pörseissä, kuten Englannissa ja Pohjois-Amerikassa, on listattuna huomattava määrä yrityksiä ja yritysten tulosten analysoinnilla on pitkät perinteet. Tämä näyttäisi pienentävän huomattavasti analyytikoiden ennustevirhettä. Suomen ennustevirhe näyttäisi olevan hyvin linjassa Italian ja Espanjan kanssa. Täytyy kuitenkin muistaa, että Suomen aineisto on kymmenen vuotta uudempaa kuin vertailumaiden aineistot. Verrattaessa muita maita Donnerin (1996) vanhempaan tutkimukseen näyttäisi Suomen pörssin analysointi hyvin heikolta. Tästä voi päätellä Suomen pörssin tehokkuuden kehittyneen paljon 1990-luvulla.

4.3.3. Ennustevirheen selittäjät

Ennustevirheen selittäjien määrittelemisessä on tarkoitus mitata eri muuttujien vaikutusta ennustevirheen suuruuteen. Mittaus suoritetaan regressioanalyysin avulla määrittelemällä aluksi jokaisen selittäjän sekä ennustevirheen välinen Beta -kerroin ja tilastollinen merkitsevyys. Myös koko mallin selityssaste raportoidaan. Selityssasteet lasketaan myös HEX-indeksille sekä portfolioindeksille. Tällöin selittäjiä on vain neljä, sillä ennustevirhettä painotetaan yrityksen markkina-arvolla.

Taulukossa 15. on kuvattu molempien havaintovuosien yhdistetyllä aineistolla selittäjien Beta -kertoimet sekä niiden merkitsevyydet hetkenä t=0. Regressioanalyysi on tehty tilikauden päättymisajankohdan (t=0)

⁶⁴ A. Allen, J. Cho, K. Jung, The Mid-Atlantic Journal of Business, September 1999, s. 119 – 133.

ennustevirheiden itseisarvoista. Itseisarvoja on käytetty, koska selittäjillä selitetään ennustevirheen suuruutta eikä virheen positiivisuutta tai negatiivisuutta.

TAULUKKO 15. ENNUSTEVIKHEIDEN SELITTÄJÄT 1998 - 1999

Coefficients		Unstandardized Coefficients		Standardized	t	Sig.
Model	Dependent Variable: Virhe t=0	B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	18,140	23,089		0,786	0,434
	TALA (Pankki)	17,635	14,207	0,117	1,241	0,218
	TALA (Palvelu)	-15,992	15,735	-0,094	-1,016	0,312
	TALA (Tietoliik.)	4,086	12,905	0,031	0,317	0,752
	ANA	-1,295	1,529	-0,098	-0,847	0,399
	VIIVE	0,063	0,403	0,015	0,155	0,877
	CAP	0,000	0,000	0,024	0,208	0,836
	HAJO	63,720	11,352	0,509	5,613	0,000
	VUOSI (1999)	3,603	9,453	0,034	0,381	0,704

ANOVA		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	Regression	71340,539	8	8917,567	4,373	0,000
1	Residual	187617,597	92	2039,322		
	Total	258958,136	100			

Model Summary	R	R Square
Model	0,525	0,275

Kuten taulukosta käy ilmi, selittäjistä vain ”analyttikkoennusteiden keskihajonta” ylittää tilastolliseen merkitsevyyteen (t-arvo 5,612). Selittäjät ”viive tuloksen julkaisussa”, ”markkina-arvo” sekä ”havaintovuosi” ovat mallin mukaan kykenemättömiä selittämään ennustevirhettä. Myös analyttikoiden määrän selitysaste jää yllättävän heikoksi. Sen sijaan ”toimiala” -selittäjän selitysaste on hieman voimakkaampi yltämättä kuitenkaan tilastolliseen tarkkuuteen. Keskihajonta käyttäytyy odotusten mukaan eli keskihajonnan pienentyessä myös ennustevirheet pienenevät. Yllättävää on, ettei analyttikoiden määrällä ja ennustevirheillä näytä olevan mitään yhteyttä toisiinsa. Selittäjien yhteinen selitysaste jää kuitenkin alhaiselle 27,5 %:n tasolle, joten mallin perusteella ei voida vetää kovin vahvoja johtopäätöksiä.

Selityksasteen voimakkuuden laskeminen yritysten markkina-arvoilla painotetuilla ennustevirheillä vastaa paremmin Helsingin pörssiin sijoittavan sijoittajan tilannetta. Portfolioindeksissä yhden yhtiön paino on rajattu kymmeneen prosenttiin. HEX –indeksissä painoa ei ole rajoitettu. Taulukossa 16. on kuvattu ennustevirheen selittäjiä HEX -indeksille ja taulukossa 17. portfolioindeksille.

TAULUKKO 16. SELITYSKYKY PAINOTETULLE AINEISTOLLE (HEX-INDEKSI)

Coefficients		Unstandardized Coefficients		Standardized	t	Sig.
Model	Dependent Variable: HEX t=0	B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-44,358	41,816		-1,061	0,292
	TALA (Pankki)	32,043	25,951	0,103	1,235	0,220
	TALA (Palvelu)	11,131	28,864	0,032	0,386	0,701
	TALA (Tietoliik.)	68,260	22,724	0,251	3,004	0,003
	ANA	15,499	2,276	0,570	6,810	0,000
	VIIVE	-0,291	0,741	-0,033	-0,393	0,695
	HAJO	12,976	20,870	0,051	0,622	0,536
	VUOSI (1999)	-23,941	17,302	-0,112	-1,384	0,170

ANOVA		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	Regression	448338,241	7	64048,320	9,279	0,000
1	Residual	641906,288	93	6902,218		
	Total	1090244,529	100			

Model Summary		R	R Square
Model		0,641	0,411

TAULUKKO 17. SELITYSKYKY PAINORAJOITETULLE AINEISTOLLE (PORTFOLIOINDEKSI)

Coefficients		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
Dependent Variable: PORTFOLIO t=0						
Model	B	Std. Error	Beta			
1	(Constant)	-55,227	24,095		-2,292	0,024
	TALA (Pankki)	23,013	14,954	0,130	1,539	0,127
	TALA (Palvelu)	-27,059	16,632	-0,136	-1,627	0,107
	TALA (Tietoliik.)	3,598	13,094	0,023	0,275	
	ANA	6,328	1,311	0,407	4,826	0,000
	VIIVE	0,971	0,427	0,192	2,274	0,025
	HAJO	70,852	12,026	0,482	5,892	0,000
	VUOSI (1999)	-12,618	9,970	-0,103	-1,266	0,209
ANOVA						
Model	Regression	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Residual	143493,256	7	20499,037	8,945	0,000
	Total	213128,076	93	2291,700		
		356621,332	100			
Model Summary						
Model	R	R Square				
Model	0,634	0,402				

Taulukoista 16. ja 17. käy ilmi, että molemmille indekseille lasketut selittäjien selityssasteet ovat koko mallin osalta selvästi korkeampia kuin painottomalle aineistolle lasketut (selityssaste HEX 41 % ja portfolio 40 %). Molempien indeksien kohdalla toimiala selittää hieman ennustevirheen suuruutta. Toimialaselittäjien Betat ovat positiivisia, mikä on odotettua, sillä tarkkoja ennusteita saanut toimiala ”teollisuus” kuuluu vakioon. Riippuvuus ei kuitenkaan ole niin yksiselitteinen, että jonkin toimialan voisi katsoa yksinään vaikuttavan ennustevirheen suuruuteen. Selittäjä ”viive tilinpäätöksen julkistamisessa” ei ole tilastollisesti merkitsevä HEX-indeksissä, vaikka portfolioindeksin selittäjänä onkin voimakas. Mikäli ”viive” on ainoana selittäjänä HEX-indeksissä, se saa t-arvoksi -1,937, joka ei aivan yllä tilastolliseen tarkkuuteen 5 % riskitasolla. Portfolioindeksissä viive saa t-arvoksi 0,649, joka on kaukana merkitsevyydestä. Riippuvuudet ovat eri vuosina eri suuntaisia, jonka perusteella oletus viiveen ja ennustevirheen positiivisesta riippuvuudesta on hylättävä.

Sen sijaan ”analyttikoiden määrän” ja ”ennustevirheen” välillä vallitsee selvä yhteys. Riippuvuus on molempina vuosina tilastollisesti merkitsevä 1 %:n riskitasolla. Mitä suurempi määrä analyttikkoja ennustaa yhtiön tulosta sitä tarkempi se on. Analyttikkoennusteiden hajonnan osalta tulokset eivät ole yhtä yksiselitteisiä. Portfolioindeksissä ”hajonta” on tilastollisesti merkitsevä selittäjä, mutta ei HEX-indeksissä. Molemmissa indekseissä hajonnan riippuvuus on kuitenkin positiivinen eli analyttikoiden ollessa hyvin erimielisiä yrityksen tuloksesta on myös todennäköinen ennustevirhe suuri. Tällä perusteella oletus ennusteiden hajonnan vaikutuksesta ennustevirheisiin voidaan hyväksyä. Muuttuja ”vuosi” on otettu mukaan lähinnä regressiomallin toimimisen takia, eikä sen voimakkuudesta voida päätellä muuta kuin, että vuonna 1999 ennustevirheet ovat olleet pienempiä kuin vuonna 1998.

Allen et al. (1999) tutkimuksen mukaan yrityksen markkina-arvo, analyttikoiden ennusteiden keskihajonta sekä yrityksen toimiala ovat tilastollisesti erittäin merkitseviä ennustevirheen selittäjiä. On toki muistettava, että heidän tutkimuksen aineisto koostui yli kahdestatoistatuhannesta yhtiöstä, jotka ovat noteerattuina viidessätoista eri pörssissä. Tutkijat käyttivät myös ennustevirheistä ja yhtiöiden markkina-arvoista luonnollisia logaritmeja, joka voi muuttaa hieman tulosten merkitsevyyttä. Tulosten on todettava olevan hyvin eri suuntaisia, sillä ainoastaan keskihajonta näyttäisi selittävän edes hieman Suomen ennustevirheitä.

Vertailtaessa portfoliolle ja koko pörssille laskettujen selittäjien merkitsevyyksiä on mielenkiintoista huomata ”toimiala” -selittäjän heikkous verrattuna muihin tutkimuksiin. Suuri osa ulkomaisista tutkimuksista on löytänyt toimialasta yhden keskeisen syyn selitettäessä ennustevirhettä. Tulos poikkeaa merkittävästi muun muassa Allen et al. (1999) tutkimuksesta sekä Donnerin (1996) tutkimuksesta. Molemmissa tutkimuksissa havaitaan toimialalla olevan huomattava vaikutus ennustetarkkuuteen. Kuitenkaan Brown et al. (1987) eivät löytäneet yhteyttä toimialan ja ennustevirheen välillä, vaikka tutkimus tehtiin IBES:in aineistolla. Toki tutkimus on myös tehty aiemmin kuin Allen et al. (1999) tutkimus.

5. Tulokset ja yhteenveto

Saadut tutkimustulokset poikkeavat melko paljon ennakko-odotuksista sekä useista muista tutkimuksista. Kysymykseen ennustevirheen positiivisuudesta tai negatiivisuudesta ei löytynyt yksiselitteistä vastausta. Painotonta aineistoa tarkasteltaessa analyytikot olivat antaneet liian positiivisia ennusteita jokaiselle ennusteperiodille. Positiivisuus ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä. Sen sijaan yrityksen markkina-arvoilla painotetun aineiston ennusteet olivat systemaattisesti liian pessimistisiä, mutta vain vuoden 1999 osalta. Vuoden 1998 aineiston ennusteet olivat myös pessimistisiä saavuttamatta kuitenkaan tilastollista merkitsevyyttä. Toimialoittain tarkasteltaessa vuonna 1999 ”teollisuus” sekä ”palvelut” -toimialoille annettiin kaikkein pessimistisimmät ennusteet. Kuitenkaan vuoden 1998 aineisto ei tue havaintoa. Vastaavat tulokset toistuvat myös yhtiökoon mukaan jaetun aineiston kohdalla. Vuonna 1999 analyytikot ovat ennustaneet isojen yhtiöiden tuloksia liian pessimistisesti ja pienien liian positiivisesti. Kuitenkaan vuoden 1998 aineisto ei tue tätä havaintoa.

Ennustevirheen suuruuden sekä ajan vaikutuksen tutkimisen tarkoituksena oli asemoida tutkimusta muihin tutkimuksiin nähden. Ajan kulumisen pienensi selvästi tulosennusteiden virheellisyyttä molempina vuosina. Vuosina 1998 – 1999 ennustevirhe suomalaisille pörssiyrityksille oli selvästi pienempi kuin aiemmassa, vuosien 1991 – 1992 aineistosta tehdyssä tutkimuksessa. Ulkomaisiin tutkimuksiin verrattaessa ennustevirhe Suomen pörssissä oli suurempi kuin rahamarkkinoiltaan kehittyneiden maiden pörsseissä, kuten Englanti ja Yhdysvallat, mutta pienempi kuin kehittyvien maiden pörsseissä, kuten Korea ja Malesia. Ennustevirhe oli hyvin lähellä Euroopan maiden keskimääräistä ennustevirhettä. On kuitenkin huomattava, että vertaillussa tutkimuksessa on käytetty kymmenen vuotta vanhempaa aineistoa.

Ennustevirheen selittäjien selitysasteen mittaamisessa oli kaksi keskeistä tavoitetta. Tarkoitus oli selvittää, kuinka suuri osa ennustevirheistä selittäjillä pystytään selittämään sekä millä selittäjillä on voimaa selittää Suomen markkinoita. Koko mallin selitysasteet jäivät vaatimattomalle 40 %:n tasolle. Tilastollisesti merkitseviksi selittäjiksi nousivat odotetusti analyytikoiden määrä sekä analyytikkoennusteiden keskihajonta. Molemmat selittäjät ovat olleet keskeisinä selittäjinä useissa ulkomaisissa tutkimuksissa. Ennako-oletuksen vastaisesti yrityksen toimiala ei kyennyt selittämään ennustevirhettä. Ulkomaisissa tutkimuksissa toimialan selityskyvystä on saatu ristiriitaisia tuloksia. Tämä voi johtua erilaisesta toimialajaosta.

Monissa kohdissa on havaittavissa selkeät erot vuosien 1998 ja 1999 tutkimustuloksissa. Mikäli tarkasteluun otettaisiin vain vuosi 1999, toimiala nousisi ennustevirheen keskeiseksi selittäjäksi ja analyytikoiden voitaisiin sanoa antavan liian alhaisia tulosennusteita teollisuudelle sekä suurille yrityksille. Tarkasteltaessa vain vuotta 1998 olisi todettava, että ennustevirheet ovat jakautuneet melko tasaisesti toimialoista ja yhtiön markkina-arvoista riippumatta. Tutkimustulokset voidaan tulkita joko niin, että analyytikot toimivat tehokkaasti ja ennustevirheet vaihtelevat satunnaisesti vuodesta toiseen tai niin, että suomalaisen aineiston tulisi olla huomattavasti tarkempaa ja historian ulottua pidemmälle, jotta tarkat tutkimustulokset olisivat mahdollisia. Tämä tutkimus on toteutettu REUTERS:in tilastoilla, ehkäpä IBES:in luvuilla päädyttäisiin toisenlaiseen lopputulokseen.

Lähteet

Albrecht W., Johnson O., Lookabill L., Watson D., A Comparison of the Accuracy of Corporate and Security Analysts' Forecasts of Earnings: A Comment, THE ACCOUNTING REVIEW, July 1977.

Alhonsuo S., Söderlund K. P., Tarkka J., Joukkovelkakirjojen tuotto Suomessa 1948-1986, Suomen pankin keskustelualoitteita, Suomen pankin tutkimusosasto 14.2.1989.

Ali A., Klein A., Rosenfeld J., Analysts' Use of Information about Permanent and Transitory Earnings Components in Forecasting EPS, THE ACCOUNTING REVIEW, Vol 67, January 1992.

Allen A., Cho J., Jung K., Cross Country Examination Of Characteristics and Determinants of Analysts' Forecast Errors, THE MID-ATLANTIC JOURNAL OF BUSINESS, June & September 1999.

Ball R., Brown P., An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers, JOURNAL OF ACCOUNTING RESEARCH, Autumn 1968.

Boot G., Brockman P., Kallunki JP., Martikainen T., Accounting Income Smoothing and Reductions in Analysts' Earnings Forecast Errors over the Fiscal Year: Finnish Evidence, INTERNATIONAL JOURNAL OF MANAGEMENT, September 2000.

Brealey A., Myers S., Principles of Corporate Finance, McGraw-Hill, 2000.

Brown L., Richardson G., Schwager J., An Information Interpretation of Financial Analyst Superiority in Forecasting Earnings, JOURNAL OF ACCOUNTING RESEARCH, Vol. 25, Spring 1987.

Brown P., Niederhoffer V., The Predictive Content of Quarterly Earnings, THE JOURNAL OF BUSINESS, Vol. 41, 1968.

Desai H., Liang B., Singh A., Do All-Stars Shine? Evaluation of Analyst Recommendations, FINANCIAL ANALYST JOURNAL, May / June 2000.

Donner F., Sijoitusanalyttikkojen Informaatioetu ja Tulosenusteiden Tarkkuus, pro gradu tutkielma, Helsingin kauppakorkeakoulu, kevät 1996.

Dreman D., Berry M., Analyst Forecasting Errors and Their Implications for Security Analysis, FINANCIAL ANALYSTS JOURNAL, May-June 1995.

Easterwood J., Nutt S., Inefficiency in Analysts' Earnings Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism?, THE JOURNAL OF FINANCE, Vol 52, October 1999.

Fama E., Portfolio Decisions and Securities Prices, FOUNDATION OF FINANCE, 1976.

Green D., Segal J., The Predictive Power of First-Quarter Earnings Reports, JOURNAL OF BUSINESS, January 1967.

Handelsbanken, Handelsbanken Rahastoesite, 2000.

Jokinen H., Pääomaliikkeiden kustannuksiin vaikuttavat säädökset, SUOMEN PANKIN KESKUSTELUALOITTEITA, 7/1988.

Järvinen J., Industry Portfolios, Economic News and Business Conditions: Evidence from the Finnish Stock Market, LIIKETALOUDELLINEN AIKAKAUSKIRJA, 2000, Vol 2.

Kent D., Hirshleifer D., Subrahmanyam A., Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions, JOURNAL OF FINANCE, No. 6, December 1998.

Lintner J., The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budget, REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS, February 1965.

Markowitz H., Portfolio Selection, JOURNAL OF FINANCE, March 1952.

Ohlson J., Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation, CONTEMPORARY ACCOUNTING RESEARCH, Vol. 11 No. 2, 1995.

Ohlson J., Discussion of "An Analysis of Historical and Future-Oriented Information in Accounting-Based Security Valuation Models", CONTEMPORARY ACCOUNTING RESEARCH, Vol. 16 No. 2, 1999.

Ohlson J., Zhang X., On the Theory of Forecast Horizon in Equity Valuation, JOURNAL OF ACCOUNTING RESEARCH, Autumn 1999.

Rudnitsky H., Analyst All-Stars, ELECTRONIC BUSINESS, October 1999.

Sharpe W., Alexander G., Bailey J., Investments, Brentice-Hall international, 1999, UK.

Sharpe W., Portfolio Theory and Capital Markets, Mc Graw-Hill, 2000.

Sharpe W., Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium, JOURNAL OF FINANCE, September 1964.

Ross S., The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, JOURNAL ON ECONOMIC THEORY, December 1976.

Suni M., Sijoitusrahastojen menestyminen Suomessa vuosina 1990-1994, pro gradu tutkielma, Helsingin kauppakorkeakoulu, 1996.

Suomen rahoitusmarkkinat, Suomen Pankki, 1996.

Suomen rahoitusmarkkinoiden kehitys 1980-luvulla, Suomen Pankki, 1990.

Tse S., Yaansah R., An Analysis of Historical and Future-Oriented Information in Accounting-Based Security Valuation Models, CONTEMPORARY ACCOUNTING RESEARCH, Vol. 16 No. 2, 1999.

Liitteet

LIITE 1 ENNUSTE VIRHEET TOIMIALAN MUKAAN (PAINOTTAMATON AINEISTO)

1998	Pankki ja vak.	Teollisuus	Palvelut	Tiet. ja elekt.	Kaikki yht.
Mean	-8,987	-2,6662249	3,197	11,7582334	-1,7487931
Std. Deviation	96,875	50,8888011	22,036	21,1456416	57,8944261
N	10,000	31	4,000	6	51,000
t-arvo	-0,293	-0,292	0,29	1,362	-0,216
1999					
Mean	-24,48987147	-1,01691581	26,80575848	-5,82829883	-2,35338493
Std. Deviation	91,96992348	69,14590453	47,0140301	57,03151728	67,78994829
N	8	38	6	14	66
t-arvo	-0,753	-0,091	1,397	-0,382	-0,282