

S&P 500 -INDEKSIN OSINKOPERUSTEINEN ARVONMÄÄRITYS PITKÄLLÄ AIKAVÄLILLÄ

**Jyväskylän yliopisto
Kauppakorkeakoulu**

**Pro gradu -tutkielma
2017**

**Tekijä: Hannu Salminen
Oppiaine: Taloustiede
Ohjaaja: Juha Juntila**



JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTON KAUPPAKORKEAKOULU

Tekijä Hannu Salminen	
Työn nimi S&P 500 indeksin osinkoperusteinen arvonmääritys pitkällä aikavälillä	
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro gradu -työ
Aika Toukokuu 2017	Sivumäärä
<p>Tässä Pro gradu -tutkielmassa selvitettiin, kuinka osinkoperusteinen arvonmääritys toimii S&P 500 indeksiin kuukausittaisella otannalla 1871 - 2016. Tämän lisäksi kartoitettiin, kuinka eri taloudelliset tekijät voivat selittää osaketuottoja. Samalla kartoitettiin miten muuttujien relaatiot ovat muuttuneet pitkällä aikavälillä. Tutkielmassa luotiin eri hintaestimaatteja, joilla pyrittiin arvioimaan tulevaisuuden osakehintaindeksin tasoja ja testattiin, kuinka hyvin estimaatit osuivat.</p> <p>Muuttujien relaatioita tutkittiin yhteisintegraatiotesteillä ja Granger -kausaalisuustesteillä, joiden perusteella voitiin päätellä, miten muuttujat ovat yhteydessä toisiinsa. Tämän lisäksi testattiin, onko pitkällä aikavälillä mahdollisesti useampia regiimejä joilla sekä muuttujien relaatiot, että osaketuottojen ennustekyky vaihtelevat.</p> <p>Osakkeiden hintojen ja osinkojen sekä hintaestimaattien ja hintojen välille voitiin havaita olevan yhteisintegraatiota, mutta yhteisintegraation vahvuus riippui selvästi eri regiimeistä. Gordonin osinkomallin hintaestimaatin ennuste ei parantunut kun osinkojen kasvu mallinnettiin ARMA(1,1) -mallilla. Myöskään sijoittajien tuottovaatimusten huomioiminen eri tavoin ei tuottanut lisäarvoa malliin. Osinkotuotolla huomattiin olevan ennustekykyä osaketuottoihin ennen it-kuplan puhkeamista 2001, mutta tämän jälkeen tutkimuksessa olevilla muuttujilla ei huomattu olevan ennustekykyä osaketuottoihin.</p> <p>Tutkimustulosten perusteella osinkoperusteisen arvonmäärittämisen voidaan päätellä olevan haastavampaa osakemarkkinoiden muututtua 1980 ja 1990 -lukujen jälkeen entistä selvästi volatilimmiksi.</p>	
Asiasanat Osakemarkkina, osaketuotto, osinkotuotto, Gordonin osinkomalli	
Säilytyspaikka Jyväskylän yliopiston kauppa korkeakoulu	

KUVIOT

Kuvio 1 Portfolion valikoituminen Modernin portfolioteorian mukaan	17
Kuvio 2 Kolmifaktorimallin mukaan selitetyt tuotot (Fama ja French , 1993) ...	23
Kuvio 3 Kasvu- ja arvo-osakkeiden tuottoregressiot (Fama ja French, 1993)....	24
Kuvio 4 S&P 500-indeksin hintojen logaritminen differenssi 1871:01-2016:12 ..	39
Kuvio 5 S&P 500-hintaindeksin osinkotuoton logaritminen differenssi 1872:01-2016:12	40
Kuvio 6 S&P 500-hintaindeksin osinkojen logaritminen differenssi 1871:02-2016:12	40
Kuvio 7 Osinkojen kasvuvauhti (G) ja kasvuvauhdin estimaatti (GFORE)	43
Kuvio 8 Gordonin osinkomallin estimaatit estimoidulla osinkojen kasvuvauhdilla (GGM) ja vakioksi asetetulla osinkojen kasvuvauhdilla (GGM1)	44
Kuvio 9 Gordonin osinkomallin estimaatti estimoidulla osinkojen kasvuvauhdilla (GGM) ja historiallinen hintataso (P)	45
Kuvio 10 Gordonin osinkomallin estimaatti estimoidulla osinkojen kasvuvauhdilla (GGM), vakioksi asetetulla osinkojen kasvulla (GGM1) ja historiallinen hintataso (P)	46
Kuvio 11 Hintaestimaatti GGM1 ja hintataso P aikavälillä 1995:03-2016:12.....	46
Kuvio 12 Osinkotuoton (D/P) logaritmi $\ln(D/P)$	47
Kuvio 13 Osinkojen D ja hintojen P välisen regression virhetermit.....	48
Kuvio 14 Osinkojen D ja hinnan P välisen regression virhetermit 1970:01 - 2016:12	48
Kuvio 15 Gordonin hintaestimaatin arvon, joka on laskettu vakioksi asetetulla osinkojen kasvuvauhdilla ja hinnan välisen regression virhetermit	49
Kuvio 16 Andrews-Ploberger ja Andrews-Quandt -testien kuvio regiimivaihdokselle osinkojen ja hinnan välisessä yhteisintegraatiovektorissa	51

TAULUKOT

Taulukko 1 Tutkimuksessa käytettävä aineisto	39
Taulukko 2 Yksikköjuuritestien tulokset	42
Taulukko 3 Gordonin mallin mukaisten regressiomallien selitysasteet	44
Taulukko 4 Suhteelliset keskihajontaluvut koko otokselle	45
Taulukko 5 Yhteisintegraatio osinkojen ja hinnan välille.....	46
Taulukko 6 Yhteisintegraatio hintaestimaatin ja hinnan välille	49
Taulukko 7 Regiimien keskihajonnat	50
Taulukko 8 Eri regiimien suhteelliset keskihajontaluvut	50
Taulukko 9 Yhteisintegraatio hinnan ja estimaatin välille 1871:01 - 1995:03.....	51
Taulukko 10 Yhteisintegraatio hinnan ja estimaatin välille 2001:08 - 2012:10....	52
Taulukko 11 Granger -kausaalisuustestit neljällä muuttujalla, ARMA(1,1) - mallin mukaisen osinkojen kasvun ennuste.....	53
Taulukko 12 Granger -kausaalisuustestit neljällä muuttujalla, vakioinen osinkojen kasvun ennuste	53
Taulukko 13 Granger-kausaalisuustestien tulokset koko otannalle	54
Taulukko 14 Granger-kausaalisuustestien tulokset 1871:01 - 1995:03.....	55
Taulukko 15 Granger-kausaalisuustestien tulokset 1995:03 - 2001:08	55

SISÄLLYS

1	JOHDANTO.....	7
2	OSAKETUOTTOJEN ENNUSTAMINEN.....	8
2.1	Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi.....	8
2.2	Viisas raha ja epärationaaliset sijoittajat.....	10
2.3	Useamman muuttujan ennustemallit.....	12
2.4	Hintojen ja tuottojen ylisuuri volatilitteetti.....	15
3	OSAKKEEN ARVONMÄÄRITYS.....	17
3.1	Moderni portfolio -teoria ja Capital Asset Pricing -malli.....	17
3.2	Fama & French -kolmifaktorimalli.....	21
3.3	Osinkoihin perustuva arvonmäärittäminen.....	29
3.4	Gordonin kasvumalli.....	29
3.5	Osinkojen ennustettavuus Gordonin osinkomallilla.....	32
4	TUTKIMUSMENETELMÄT JA AINEISTO.....	35
4.1	Aikasarjojen stationaarisuus.....	35
4.2	Yhteisintegraatio ja Engle-Granger -malli.....	36
4.3	Vektoriautoregressiivinen aikasarjamalli.....	37
4.4	Havaintoaineisto.....	38
4.5	Yksikköjuuritestien tulokset.....	40
5	TULOKSET.....	43
5.1	Gordonin osinkomallin estimointi.....	43
5.2	Engle-Granger yhteisintegraatiotesti hintojen ja osinkojen välille....	46
5.3	Engle-Granger yhteisintegraatiotesti hintojen ja Gordonin mallin mukaisen hintaestimaatin välille.....	49
5.4	Regiimitestit.....	50
5.4.1	Regiimitestit osinkojen ja hinnan väliselle yhteisintegraatiolle....	51
5.4.2	Regiimitestit hintaestimaatin ja hinnan väliselle yhteisintegraatiolle.....	51
5.5	VAR -malli.....	52
5.6	VAR -malli eri regiimeille.....	54
6	JOHTOPÄÄTÖKSET.....	57
	LÄHTEET.....	60

1 JOHDANTO

Jokaisen sijoitusmarkkinoilla toimijan intressinä tulisi olla tuoton maksimointi annetulla riskitasolla tai riskitason minimointi annetulla tuoton tasolla. Osaketuottojen ennustaminen on ollut kohteena useissa rahoituksen tutkimuksissa, eikä aiheen kiinnostavuus ole osoittanut laantumisen merkkejä. Suuri kysymys kuuluukin: Onko osaketuottoja mahdollista ennustaa ja jos on, niin miten? Ennustemallit ovat parantuneet teknologian kehittyessä ja tutkimustulosten kirjo on hyvin laaja. Vaikka kehittyneet mallit voivat ottaa huomioon valtavan määrän selittäviä tekijöitä, ei yksiselitteistä vastausta ennustettavuuteen ole löydetty.

Tämän työn teoriaosuudessa käydään läpi erilaisia keinoja selittää ja ennustaa osaketuottoja. Kuten monista tutkimuksista huomataan, ennustekyky vaihtelee eri muuttujien, ajankohtien ja markkinoiden välillä. Aikaisempien tutkimusten perusteella pyritään hahmottamaan parhaimmat muuttujat ennustamaan osakkeiden tuottoja. Tutkimusten läpikäynnin lisäksi esitellään erilaisia malleja, joilla osakkeen arvon voi määrittää.

Työn empiirisessä osuudessa tarkastellaan, kuinka eri muuttujat ovat yhteydessä toisiinsa. Yhteisintegraatiotesteissä pyritään löytämään osinkojen tasolle ja hinnalle sekä ennustetulle hintaestimaatille ja toteutuneelle hinnalle tasapainotasot, joille muuttujat pyrkivät pitkällä aikavälillä hakeutumaan. Granger -kausaalisuustesteissä testataan VAR -mallissa olevien muuttujien riippuvuussuhteita. Tarkoituksena on löytää muuttujat, joilla pystytään mahdollisesti ennustamaan osakkeiden tuottoja.

S&P 500 -indeksin ennustettavuutta tulkitaan sekä yhteisintegraatiotestien, että Granger -kausaalisuustestien perusteella. Tämän lisäksi testataan, kuinka muuttujien väliset vaikutussuhteet muuttuvat eri aikaväleillä.

Tavoitteena on vastata seuraaviin tutkimuskysymyksiin:

- 1) Millä eri muuttujilla osakkeiden tuottoja voidaan selittää?
- 2) Miten makrotaloudelliset muuttujat vaikuttavat toisiinsa ja miten niiden ja osaketuottoja selittävien muuttujien yhteisvaikutukset muuttuvat eri ajanjaksoilla?

2 OSAKETUOTTOJEN ENNUSTAMINEN

2.1 Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi

Yksi rahoitusteorian keskeisempiä saavutuksia on Eugene Faman (1970) kehittämä tehokkaiden markkinoiden hypoteesi. Teoria antaa perustan myöskin monelle muulle rahoituksen keskeiselle teorialle. Teorian lähtökohta on, että kaikki uusi informaatio heijastuu markkinoille ja sitä kautta arvopapereiden hintoihin välittömästi. Faman mukaan arvopaperimarkkinat ovat tehokkaat, jos osakkeiden hinnat joka hetki täysin ja välittömästi heijastavat kaikkea saatavilla olevaa informaatiota. Tämä tarkoittaa, että osakkeiden hintoja ei voida ennustaa tarkasteluhetkellä käytettävissä olevalla tiedolla. Toisin sanoen markkina-anomaliat tai arvonmääritysmallit eivät pysty ennustamaan tulevia osaketuottoja tai hintatasoja. Gordonin (1962) osinkomallilla ei myöskään Faman mukaan voi ennustaa osaketuottoja. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaan vain uuden tiedon saapuessa markkinoille osakkeiden hinnat muuttuvat. Hinnat siis seuraavat teorian mukaan täysin satunnaiskulkua (random walk).

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesilla on kolme oletusta. Markkinoilla ei ole transaktiokustannuksia, eikä veroja. Kaikki informaatio on jokaisen markkinoilla toimijan saatavilla ilman kustannuksia. Sijoittajilla on samankaltaiset odotukset markkinoiden tilanteesta. Näistä oletuksista voidaan jo suoraan päätellä, ettei tehokkaiden markkinoiden hypoteesi sovellu aivan suoraan tosielämään. Transaktiokustannuksia ja veroja ei ainakaan jokaisen markkinoilla toimijan ole helppo välttää. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi voidaan jakaa kolmeen eri tasoon tutkittavan informaation laadun perusteella. Nämä ovat:

1. Heikko muoto
2. Keskivahva muoto
3. Vahva muoto

Heikkojen ehtojen mukainen markkinoiden tehokkuus tarkoittaa tilannetta, jossa markkinoilla hintoihin heijastuu kaikki menneen hintakehityksen mukainen informaatio. Heikon muodon mukaan aiemman hintakehityksen perusteella ei voida ennustaa tulevia hintoja. Tämän mukaan hintoihin perustuvilla aikasarjamalleilla tai teknisellä analyysillä ei voida ennustaa tulevia hintoja tai tuottoja. Hintaliikkeiden välisiin korrelaatioihin perustuvaa sijoitusstrategiaa kutsutaan momentum-strategiaksi.

Keskivahvassa muodossa heikon muodon ehtojen lisäksi oletetaan, että arvopapereihin liittyvä relevantti julkinen informaatio heijastuu hintoihin välittömästi ja osakkeiden hinnat muuttuvat heti vastaamaan uutta osakkeen arvostustasoa. Gordonin (1962) mukaan kaikki osakkeiden hintaliikkeet

heijastavat uutta informaatiota koskien osakkeen tulevia osinkoja. Esimerkiksi tilinpäätöstietojen perusteella ei teorian mukaan voida ennustaa osakkeen tulevia tuottoja. Tilinpäätöstietojen perusteella voidaan kuitenkin pyrkiä analysoimaan yrityksen ja markkinoiden tilannetta ja sitä kautta ennustamaan osakkeen tulevaa hintakehitystä. Aikaisempien tutkimusten perusteella voidaan päätellä, että ainakin joissain tilanteissa osakkeiden tunnuslukuihin tai sijoittajien markkinakäyttäytymiseen perustuvat sijoitusstrategiat antavat mahdollisuuden ylituottoihin. Strategiat perustuvat markkina-anomalioiden, joita voidaan käyttää hyväksi tuottojen ennustamisessa. Rahoituksen kirjallisuudessa paljon esillä oleva anomalia on arvoanomalia, joka perustuu matalan P/B -luvun (osakkeen hinnan suhde kirjanpitoarvoon) osakkeiden suurempaan tuottoon (Rosenberg, 1985). Myös markkina-arvoltaan pienempien yritysten osakkeilla on huomattu saatavan suurempia tuottoja, kuin suurempien yhtiöiden osakkeilla (Banz, 1981).

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin vahva muoto olettaa, että edellisten lisäksi myös julkaisematon informaatio heijastuu välittömästi osakkeen hintaan. Tässä tilanteessa myöskään sisäpiiritiedon avulla osakkeen hintakehitystä ei voi ennustaa (Fama, 1970).

Osaketuottojen onnistunut ennustaminen ei kerro informaation jakautumisesta markkinoille tasaisesti. Jos tämän lisäksi tuottoja ennustamalla markkinoilta on saatu riskikorjattuja ylituottoja (verot ja transaktiokustannukset huomioituna) rikkoo ennustekyky tehokkaiden markkinoiden hypoteesia. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi voidaan esittää tasapainomallina osaketuotoille seuraavasti:

$$E_t R_{t+1} \equiv r_t + rp_t, \quad (1)$$

jossa sijoituskohteen odotettu tuotto koostuu riskittömästä korosta r_t ja riskipreemiosta rp_t . Esimerkiksi USA:n osakemarkkinoilla riskittömänä korkona pidetään USA:n valtion liikkeelle laskemaa kolmen kuukauden velkasitoumusta eli treasury billiä (Fama, 1973; Cuthbertson & Nitzsche, 2005). Varhaiset tutkimukset markkinoiden tehokkuudesta olivat riskittömän koron ja riskipreemion pysyvän vakiona yli ajan, jolloin

$$R_{t+1} = k + \gamma' \Omega_t + \varepsilon_{t+1}, \quad (2)$$

jossa Ω_t on markkinoilta saatava informaatio ajan hetkellä t . Testi, jossa testataan onko γ' tilastollisesti merkitsevästi 0, antaa tietoa siitä onko informaatio jakautunut tehokkaasti markkinoilla. Testit vaihtelevat riippuen saatavasta informaatiosta. Informaatio voi koostua seuraavista tekijöistä:

- (i) aiempi tuottohistoria R_{t-j} ($j=0,1,2,\dots,m$)
- (ii) tuottoregressioiden aiemmat virhetermit ε_{t-j} ($j=0,1,2,\dots,m$)
- (iii) taloudelliset muuttujat (D/P, E/P, korkotaso jne.)

Jos (i) ja (ii) kohdat yhdistetään, voidaan käyttää autoregressiivista liukuvan keskiarvon mallia (ARMA - Autoregressive Moving Average). Esimerkiksi ARMA(1,1) mallissa seuraavan periodin tuottoa selitetään edellisen periodin tuotolla ja toteutuneen tuoton ja estimaatin välisellä tuottoerolla.

$$R_{t+1} = k + \gamma_1 R_t + \varepsilon_{t+1} + \gamma_2 \varepsilon_t \quad (3)$$

Testejä voidaan tehdä eri aikajänteillä mitatuille tuotoille. Usein käytetään päivän, viikon, kuukauden tai vuoden aikajänteitä. Voidaan havaita, että tehokkaiden markkinoiden hypoteesin rikkovaa markkinoiden tehottomuutta voidaan löytää joillain aikajänteillä ja markkinoilla. Informaatiolla, joka on havaittavissa hetkellä t , voidaan siis joissain tapauksissa ennustaa osaketuottoja. Kuitenkin strategioiden hyödyntäminen käytännössä on asia erikseen. Jos strategia otetaan käyttöön, on huomioitava useita seikkoja. Regressioista saatavat kertoimet voivat olla tilastollisesti merkitseviä, mutta selityksasteet heikkoja, mikä aiheuttaa vaikeuksia teorian käytäntöön viemisessä. Tämän lisäksi markkinoilla on otettava huomioon transaktiokustannukset ja verot. Näin ollen tehokkaiden markkinoiden hypoteesin testaamisessa on kaksi eri lähestymistapaa: informaation tehokkuuden ja sijoitusstrategialla tehtävien ylituottojen testaaminen. (Cuthbertson & Nitzsche, 2005; Daniel ja Titman, 1999)

2.2 Viisas raha ja epärationaaliset sijoittajat

Noise traderin eli epärationaalisen sijoittajan voidaan ajatella toimivan jokseenkin epärationaalisesti markkinoilla. Kyseisen sijoittajan kysyntä osaketta kohtaan kasvaa, kun osakkeen hinta nousee. Tämä aiheuttaa ylimääräistä volatilitteettia ja tuottojen lyhyen aikavälin positiivista autokorrelaatiota markkinoilla. Pidemmällä aikavälillä tuotot ovat negatiivisesti autokorreloituneita (Cuthbertson & Nitzsche, 2005). Rationaaliset sijoittajat olettavat tuottojen olevan vakioita ja tuottojen tasapainoyhtälön olevan seuraavanlainen:

$$E_t \left[\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} \right] = k^*, \quad (4)$$

jossa P_t on hinta ajanhetkellä t ja D_{t+1} on osinko ajanhetkellä $t+1$. Hinnan liikkeet ovat satunnaisia ja hinnat muuttuvat ainoastaan, kun markkinoille saapuu uutta informaatiota. Aiempien tuottojen perusteella ei voida ennustaa tulevia tuottoja. Kuitenkin uuden positiivisen (negatiivisen) informaation saapuessa markkinoille epärationaaliset sijoittajat ostavat (myyvät) osaketta ja osakkeen hinta nousee (laskee) yli (alle) sen fundamentteihin perustuvan arvon. Tämän huomattessaan rationaaliset sijoittajat myyvät (ostavat) osaketta lyhyeksi jolloin osakkeen hinta tippuu (nousee) fundamentteihin perustuvalla tasolle.

Markkinoiden liike on siis positiivisesti autokorreloitunutta lyhyellä aikavälillä epärationaalisten sijoittajien ylireagoinnin takia ja pidemmällä aikavälillä autokorrelaatio on negatiivinen rationaalisten sijoittajien huomattavassa hinnoitteluvirheen, jolloin hinnat palautuvat takaisin kohti fundamenttiarvoaan. Osakkeiden hinnoissa voidaan havaita ylimääräistä volatilitteettia epärationaalisten sijoittajien toiminnasta johtuen. Lyhyen aikavälin positiivisen autokorrelaation hyödyntämistä sijoitusstrategiassa kutsutaan *momentum*-sijoittamiseksi ja pitkän aikavälin negatiivisen autokorrelaation hyödyntämistä sijoitusstrategiassa arvosijoittamiseksi (Jegadeesh ja Titman 1993).

De Bondt ja Thaler (1985) esittivät, että markkinoilla ylireagoidaan aiempaan tuottokehitykseen ja pitkällä aikavälillä osakkeiden tuotot ovat negatiivisesti autokorreloituneita. Tutkimuksen mukaan sijoitusaikavälillä kolmesta viiteen vuoteen negatiivisia tuottoja tuottaneet osakkeet tuottavat seuraavalla 3 - 5 vuoden periodilla markkinatuottoja ylittäviä tuottoja. Markkinoilla hintaliikkeet johtuvat ylireagoinnista uuteen informaatioon. Ensimmäisen hintaliikkeen jälkeen markkinoilla tapahtuu korjausliike vastakkaiseen suuntaan, joka ilmenee negatiivisena autokorrelaationa.

Fama ja French (1988b) tutkivat tuottojen lyhyen ja pitkän aikavälin autokorrelaatiota kuukausittaisella havaintoaineistolla Yhdysvaltojen markkinalta. Negatiivinen tuottojen autokorrelaatio oli havaittavissa pidemmällä aikavälillä (2-7 vuotta). 10 prosentin negatiivista tuottoa viiden vuoden aikavälillä seuraa keskimäärin viiden prosentin positiivinen tuotto seuraavalla viiden vuoden aikavälillä. Kolmesta viiteen vuoteen aikavälin tuoton regression selitysaste oli 0.35, joten positiivisen autokorrelaation vaihtuminen pidemmällä aikavälillä negatiiviseksi on selvää tutkijoiden aineistossa. Poterba ja Summers (1988) saivat tutkimuksessaan samanlaisia johtopäätöksiä autokorrelaation etumerkin vaihtumisesta. Jorion (2003) tutki kolmenkymmenen markkinoiden indekseillä samaa ilmiötä eikä löytänyt viitteitä aiempien tutkimusten autokorrelaatorakenteen muutoksesta.

Jegadeeshin ja Titmanin (1993) mukaan osakkeiden tuotot ovat positiivisesti autokorreloituneita 3 - 12 kuukauden aikavälillä. Osakkeet, joiden tuotot ovat olleet positiivisia (negatiivisia) edellisten kuukausien ajan, jatkavat hyvää (huonoa) suoriutumistaan markkinoilla myös tulevaisuudessa. Jegadeesh ja Titman (2001) toteavat, että momentum -anomalia on yksi niistä anomaliaista, jotka eivät ole kadonneet anomalian löytämisen jälkeen. Tämän lisäksi strategian noudattaminen on tutkijoiden mukaan ollut tuottoisaa vielä pitkään sen löytämisen jälkeen. Faman ja Frenchin (1996) tutkimuksessa mainitaan, että momentum -ilmiö on ainoa CAP -malliin liittyvä anomalia, jota ei huomioida heidän kehittämässään kolmifaktorimallissa (Fama & French, 1993). Kolmifaktorimallia käydään tarkemmin läpi osiossa 3.3.

2.3 Useamman muuttujan ennustemallit

Osaketuottojen ennustaminen eksogeenisilla muuttujilla on ollut pitkään esillä rahoituksen kirjallisuudessa. Yksi syy tähän on se, että tutkijat ovat saaneet ristiriitaisia tuloksia tuottojen ennustettavuudesta. Tuottoja on yleisesti pyritty ennustamaan erilaisilla muuttujilla, joko osakkeen aiemmilla tuotoilla, osakkeen hinnan suhdeluvuilla tai taloudellisilla muuttujilla ja niiden aiemmilla viivellä. Muuttujina on käytetty myös tilinpäätöksen tunnuslukuja ja korkomuuttujia. Akateemisten tutkijoiden piirissä varsinkin osinkotuoton perusteella tapahtuvalla ennustamisella on pitkä historia.

1980-luvulla tehtiin paljon tutkimuksia, joissa tuottoja pyrittiin ennustamaan osinkotuotolla, voittokertoimella tai sen liukuvalla keskiarvolla. Arvosijoittamiseen uskovat akateemiset tutkijat ja sijoittajat vannovat Grahamin ja Doddin (1934) tutkimuksen nimeen ja pitivät korkeita arvostuslukuja (esim. B/P, E/P) takeina suurille osaketuotoille. Arvosijoittamisen hypoteesi todettiin pitäväksi muun muassa Rozeffin (1984), Faman ja Frenchin (1988b) ja Campbell ja Shillerin (1988a ja b) tutkimuksissa. Näistä tutkimuksista on nostettava esille, että tutkimuksissa mukana olleiden selittävien muuttujien ennustekyky on huomattava varsinkin pidemmällä aikajänteellä.

Summersin (1986) mukaan osakemarkkinoiden hinnanmuodostus ei toimi fundamenttien mukaan. Tutkimuksen mukaan fundamenteista laskettu hintataso on selvästi vähemmän volatiili, kuin historiallinen hintataso. Lyhyen aikavälin tuotot ovat vahvasti autokorrelloituneita, mikä aiheuttaa osakkeiden hintojen siirtymän pois oikealta tasolta. Toisin sanoen lyhyen aikavälin autokorrelaatio aiheuttaa suuren varianssin tuotoissa. Tverskyn ja Kahnemanin (1981) ja Shillerin (1979, 1980, 1981) mukaan markkinoilla ylireagoidaan uuteen informaatioon tekemällä yksinkertaistavia oletuksia tulevaisuudesta, käydään kauppaa näiden oletusten perusteella ja siten osakkeiden ja muiden sijoitusinstrumenttien hintojen ja tuottojen volatilitteetti kasvaa. Markkinat toimivat siis joissain tapauksissa "kuin eläinhenkien riivaamina" (Keynes, 1937). Näin ollen markkinat eivät toimi yhtä tehokkaasti, kuin Faman (1970) tehokkaiden markkinoiden hypoteesi antaa olettaa.

Fama ja French (1988a) tutkivat nimellisten ja reaalisten osaketuottojen ja osinkotuoton relaatiota regressiomallilla:

$$R_{t,t+k} = a + b(D/P)_t + \varepsilon_{t+k} \quad (5)$$

Yhtälön perusteella he tutkivat kuukausittaisia ja kvartaalittaisia tuottoja tuottoperiodilla yhdestä neljään vuoteen. Osinkotuoton kerroin on yleisesti tilastollisesti merkitsevä ja positiivinen mutta regression selitysaste jää maltilliseksi ollen keskimäärin 5%. Pidemmällä tuottoperiodeilla osinkotuoton selitysaste nousee selvästi ja osinkotuoton selitysvoima on merkittävä myöskin otoksen ulkopuolisessa tuottojen ennustamisessa.

1990-luvun jälkeen pyrittiin löytämään uusia muuttujia selittämään osaketuottoja. Näitä olivat korkotasot (Hodrick, 1992), kulutuksen suhde varallisuuteen (Lettau ja Ludvigson, 2001) ja korkeiden ja matalien beta-kertoimien osakkeiden suhteelliset arvostustasot (Polk, Thompson ja Vuolteenaho 2006). Kothari ja Shanken (1997) ennustivat osaketuottoja osinkotuotolla ja taseen loppusumman ja osakkeen markkinahinnan suhdeluvulla (B/P- eli book-to-market-luku). He löysivät vakuuttavia tuloksia lukujen ennustekyvystä seuraavan periodin osaketuottoja koskien.

Toisella puolella tutkimuskenttää olivat tutkijat, jotka eivät uskoneet osaketuottojen ennustettavuuteen ja esittivät että monet tutkimukset saattavat antaa harhaisen kuvan muuttujien todellisesta selitysvuimasta. Nelson ja Kim (1993) ja Stambaugh (1999) selittivät ennustevoiman kumpuavan osittain tutkimusten otosten pienen koon aiheuttamista harhoista. Cavanaghin, Elliotin ja Stockin (1995) mukaan t-testisuureen arvot ennustekyvylle ovat väärin mitoitettuja ja ennustekykyä saattaa löytyä, vaikka todellisuudessa näin ei olisikaan. Nämä kyseiset ongelmat voivat Fersonin, Sarkissianin ja Simin (2003) mukaan vain vahvistua, kun tutkijat pyrkivät löytämään hypoteesejaan tukevaa havaintoaineistoa, käyttävät malleissaan liian monia muuttujia ja julkaisevat ainoastaan omien hypoteesien ja tutkimusasetelmien mukaisia tuloksia.

Lettaun ja Ludvigsonin (2001) tutkimuksessa todetaan, että osaketuottoja on mahdollista ennustaa erilaisilla muuttujilla, kuten esimerkiksi osinkotuotolla, voittokertoimella ja muilla taloudellisilla muuttujilla. Tutkijoiden mukaan kuitenkin vakuuttavimmin taloudellisista muuttujista osaketuottoja ennustaa kulutuksen suhde varallisuuteen. Tutkijat lisäävät tähän, että monet käyttäytymistieteelliset mallit ovat hyviä ennustamaan osakkeiden ylituottoja.

Goyal ja Welch (2003, 2008) kritisoivat selittävien muuttujien otoksen ulkopuolisen ennustekyvyn (out-of-sample) heikkoutta. Tämä ongelma oli havaittavissa varsinkin 1990-luvun lopun nousevan markkinoiden aikana, jolloin matalien arvostuslukujen osakkeet ennustivat erityisen matalia tuottoja, mutta nämä matalat tuotot realisoituivat kuitenkin vasta 2000-luvun alussa (Campbell ja Shiller, 1998). Goyalin ja Welchin (2003) mukaan Cochranen osinkohypoteesi toimii vain yli 5-10 vuoden aikavälillä. Hypoteesin mukaan osinkotuoton pitäisi ennustaa joko osinkojen kasvua tai tuottoja. Jos osinkotuotto ei ennusta kumpaakaan, tällöin osinkotuoton tason pitäisi olla vakio yli ajan. Tutkimuksen mukaan lyhyemmällä aikavälillä osinkotuotto ei ennusta tilastollisesti merkitsevästi osakkeen tuottoa tai osinkojen kasvua vaan ainoastaan itse osinkotuottoa. Goyalin ja Welchin (2003) mukaan ongelma on kuitenkin havaittavissa muillakin vuosikymmenillä. Empiiristen kokeiden perusteella historialliset tuotot ennustavat lähes joka kerta osaketuottoja paremmin kuin muut yleisesti kirjallisuudessa esiintyvät selittävät muuttujat.

Campbell ja Thompson esittävät tutkimuksessaan, että Goyalin ja Welchin (2003) väite, että historialliset ylituottojen keskiarvot ennustavat tulevaisuuden ylituottoja paremmin, kuin selittävät muuttujat ei pidä paikkaansa. Tutkijat kuitenkin myöntävät, että selittävien muuttujien otannan ulkopuolinen ennustekyky on kohtuullisen heikko, mutta tilastollisesti merkitsevää.

Ang ja Bekaert (2007) tutkivat osakeindeksien ennustettavuutta Yhdysvaltojen, Ison Britannian, Saksan ja Ranskan pörsseissä. Selittävinä muuttujina he käyttivät osinkotuottoa, kassavirtaa ja korkomuuttujaa. Angin ja Bekaertin mukaan ennustettavuus ei ole niin selvää, kuin mitä aiemmissa tutkimuksissa on esitetty. Osinkotuotto ei ennustanut osaketuottoja tilastollisesti merkitsevästi pitkällä aikavälillä. Lyhyellä aikavälillä ennustettavuutta löytyi, mutta kuitenkin vain silloin, kun lisämuuttujaksi asetettiin lyhyen aikavälin korko. Syynä heikolle ennustettavuudelle oli tutkijoiden mukaan aiempien tutkimusten Hansen-Hodrick ja Newey-West-keskivirheet, jotka nostivat muuttujien kertoimien t-arvoja korkeammalle, kuin mitä todellisuudessa pitäisi.

Welchin ja Goyalin (2008) artikkelissa tutkittiin kattavasti useita muuttujia, joilla on todettu olevan ennustevoimaa osaketuottoihin. Näihin muuttujiin he lukivat mm. osinkotuoton, osakkeen voittokertoimen, korkomuuttujat, lyhyen koron ja pitkän koron välisen eron, inflaation, osakkeen hinnan suhteessa tasearvoon, volatilitettiin ja monet muut makromuuttujat. Tutkimuksen empiirisessä osiossa he tutkivat perinteisten lineaaristen mallien in-sample- ja out-of-sample -ennustekykyä S&P 500 -indeksin havaintoaineistolla vuosilta 1926-2005. Tutkimuksessaan he totesivat, että näillä muuttujilla ei ole ennustevoimaa pitkän aikavälin osaketuottoihin ja aiemmissa tutkimuksissa ennustekyvyn tilastollinen merkittävyys osittain johtuu 1970-luvun alun öljykriisin aiheuttaman shokin vaikutuksesta. Lisäksi he toteavat, että näitä aiempien ennustekykyä tukevien tutkimusten malleja käyttämällä sijoittajat eivät olisi saaneet lisäinformaatiota sijoituspäätöksiinsä.

Cochrane (2008) käytti tutkimuksessaan Yhdysvaltojen osakemarkkinoiden havaintoainestoa vuodelta 1927 vuoteen 2004. Tutkimuksen lähtökohtana oli osinkohypoteesi, jonka mukaan osinkotuoton pitäisi ennustaa joko osinkojen kasvua tai tuottoja. Jos osinkotuotto ei ennusta kumpaakaan, tällöin osinkotuoton tason pitäisi olla vakio yli ajan. On kuitenkin selvää, että osinkotuotto ei pysy vakiona. Cochranen tutkimuksen tuloksista voidaan päätellä, että osinkotuotto ennustaa osaketuottoja, mutta ei osinkojen kasvua. Yksinkertaisen regression tulokset vahvistetaan vektoriautoregressiivisellä mallilla, johon muuttujiksi otettiin logaritminen osaketuotto, osinkotuotto ja osinkojen kasvu. Näiden mallien lisäksi tutkittiin muuttujien korrelaatioita. Esimerkiksi osaketuottojen kasvaessa osinkojen tuotto laskee, mikä sopii hyvin teoriaan. Ennustettavuutta tutkittiin sekä pitkällä, että lyhyellä aikavälillä. Tutkimuksen mukaan tuottojen ennustettavuus kasvaa, mitä pidempi aikaväli on kyseessä.

Campbell ja Thompson (2008) tutkivat löytyykö perinteisillä selittävillä muuttujilla ennustekykyä osaketuotoille 2000-luvulla. Mielenkiinnon kohteena tutkijoilla oli varsinkin otoksen ulkopuolisten tuottojen ennustaminen (out-of-sample) ja ennustekyvyn parantaminen muuttujille asetetuilla ehdoilla. Selittävät muuttujat tutkimuksessa olivat osinkotuotto, osakekohtaisen tuloksen suhde hintaan, edellisen liukuva keskiarvo ja tasearvon ja hinnan suhde. Tutkimuksessa Gordonin (1962) mallista johdettiin tuoton ennuste neljällä eri tavalla käyttäen hyödyksi selittäviä muuttujia. Tutkimuksessa todetaan, että

näillä muuttujilla voidaan havaita tilastollisesti merkitsevä ennustekyky, jos selittäville muuttujille asetetaan kaksi yksinkertaista ehtoa. Ensimmäiseksi regressiosta saatavan kertoimen pitää olla teoriaan sopiva ja toiseksi osakkeista saatavan tuoton on oltava suurempi, kuin joukkovelkakirjoista saatavan tuoton (equity premium). Nämä ehdot parantavat merkittävästi out-of-sample -ennustamista. Huomioitavaa tutkimuksessa oli, että myös vaikeasti ennustettavalla volatiililla aikakaudella 1980-2005 ennustemallit usein toimivat paremmin, kuin ainoastaan historiallisista tuotoista ja niiden liukuvista keskiarvoista tehdyt ennusteet.

McMillian ja Wohar (2013) tutkivat osaketuottojen ja osinkojen kasvun ennustamista osinkotuotolla kahdeksan maan aineistolla vuosina 1973-2010. Välttämättömänä ehtona tutkimuksen empiriaa varten oli osinkotuottojen stationaarisuus. Osinkotuottojen on oltava stationaarisia, jotta hinnoilla ja osingoilla on mahdollista havaita yhteisintegraatiota. Paneelimetodein suoritettujen tutkimusten tulosten perusteella osingoilla ja osaketuotoilla on positiivinen riippuvuus koko havaintoaineistossa. Teorian mukaan näin pitääkin olla, sillä korkeamman osinkotuoton pitäisi vaikuttaa osakkeen tuottoon nostavasti.

2.4 Hintojen ja tuottojen ylisuuri volatilitteetti

Markkinoiden tehokkuutta rikkovia anomalioita on löytynyt aikaisemmassa kirjallisuudessa ja niiden olemassaolo on todistettu tilastollisesti. Monet anomaliat ovat myös hävinneet sen jälkeen kun ne on löydetty. Kuitenkin esimerkiksi arvo- ja momentum -anomaliat ovat mahdollistaneet suurempia tuottoja jo pidemmän aikaa. Voidaanko tästä päätellä, että markkinat eivät toimi tehokkaasti? Toisaalta jos anomalia on kuihtunut sen löytämisen jälkeen, voidaan sen laskea puoltavan markkinoiden tehokkuutta. Miller (1986) pitääkin anomalioiden satunnaisuutta yhtenä tehokkaita markkinoita puoltavana asiana. Tämän lisäksi anomaliat ovat ennustaneet vain hintojen ja tuottojen heilahduksia lyhyellä aikavälillä, eivätkä pidempikestoisia nousu- tai laskukausia. Nousu- ja laskukausien ennustaminen olisikin hedelmällistä markkinoiden tehokkuuden kyseenalaistamiseksi.

Shiller (1981) koetteli tehokkaiden markkinoiden hypoteesia volatilitteettitesteillä, joissa vertailtiin S&P 500 -osakehintaindeksin historiallisia tasoja osinkojen tasoihin. Teorian mukaan hintaindeksin liikkeet selittyvät tulevaisuuden osinkojen muutoksilla. Toisin sanoen osakkeen hinta muuttuu vain ja ainoastaan jos markkinoille saapuu uutta tietoa tulevista osingoista. Osakkeen hintojen volatilitteetin tulisi selittyä täysin osinkojen volatilitteetilla. Tässä tutkimuksessa käytetään samaa havaintoaineistoa, kuin Shillerin tutkimuksessa kuitenkin sillä erolla, että Shillerin tutkimuksessa havaintoaineisto loppuu vuoteen 1979, kun taas tämän tutkimuksen havaintoaineisto jatkuu vuoden 2016 kesäkuuhun. Shillerin tutkimuksessa

laskettu indeksin rationaalisen arvostustason eli tulevaisuuden osinkojen diskontatun nykyarvon volatilitteetti oli huomattavasti pienempi, kuin historiallisen hintatason. Artikkelissa todettiin, etteivät osakkeiden suuret hinnanmuutokset ole koskaan olleet perusteltuja rationaalisen arvostusmallin perusteella, koska tämä hintasarja ei vaihtelee niin paljon, kuin historiallinen hintasarja. Jos historiallinen hintasarja liikkuisi samankaltaisesti rationaalisen arvostustason sarjan kanssa, tukisi tämä tehokkaiden markkinoiden hypoteesia (Shiller, 1979).

Shillerin (1981) mukaan 1920-luvun nousukausi ja suuren laman aiheuttama laskukausi olivat valtavia ylireagoiteja osakemarkkinoilla. Osinkojen muutokset eivät muuttaneet rationaalista arvostustasoa juuri ollenkaan kumpanakaan kautena. 1920-luvun nousukautena inflaatiokorjatut osingot kasvoivat 106,7% ja S&P 500 osakehintaindeksi 415%. Suuren laman aikana indeksi laski 80,6% ja rationaalinen arvostustaso 3,1%. Näistä tapahtumista jälkikäteen päätellen 1920-luvun osakekupla oli huomattava, eikä tehokkaiden markkinoiden hypoteesi voi perustella historiallisten hintojen suurta heittelyä. Toisaalta voidaan pohtia markkinatoimijoiden ajatelleen, että nousukauden aikana osingot nousevat pitkäksi aikaa eli markkinoilla olisi tapahtunut ns. rakennemuutos.

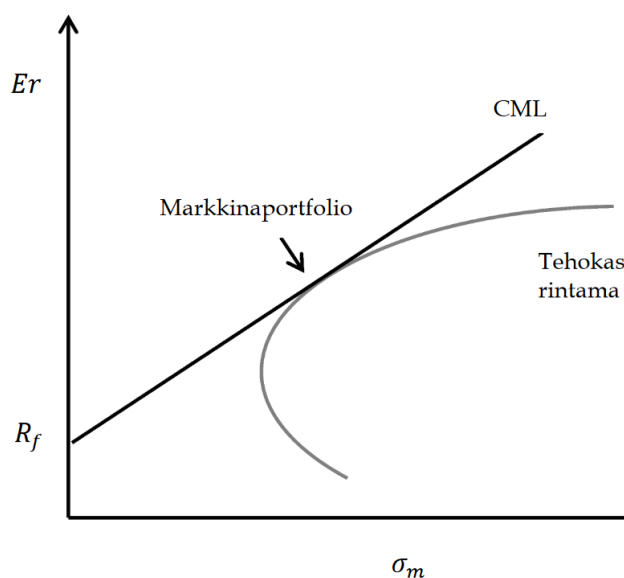
Osakehintojen historialliset vaihtelut johtuvat tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaan siis markkinatoimijoiden oletuksista koskien osinkojen (osinkotuoton) pitkän aikavälin siirtymistä pois vakaalta kasvu-uraltaan. Tämän kaltaisia tapahtumia voi Shillerin (2015, 189) mukaan olla yritysten kansallistaminen, osakemarkkinoiden kaappaminen julkiseen hallintoon tai valtava teknologinen läpimurto, joka mahdollistaa yritysten maksavan suurempia osinkoja. Shillerin mukaan hintojen vaihtelu on koko aikaperiodilla aivan liian suurta selitettäväksi tehokkaiden markkinoiden hypoteesin avulla. Kuitenkaan Marsh ja Merton (1986) eivät puoltaneet Shillerin päätelmää hintojen liiasta volatilitteetista vaan esittivät, että Shillerin varianssitestit ovat harhaisia ja markkinoiden suuri volatilitteetti voidaan selittää tehokkaiden markkinoiden hypoteesin keinoin. Suuri osa hintojen vaihtelusta voidaan kuitenkin perustellusti selittää tulevaisuuden osinkojen ennusteiden perusteella. Shiller ja Campbell (1988) laskivat 27% tuottojen volatilitteetista selittyvän tulevaisuuden osinkojen odotusten muutoksilla S&P 500 indeksin havaintoaineistolla. Campbell ja Ammer (1993) saivat samanlaisella metodilla selitysasteeksi 15 %.

3 OSAKKEEN ARVONMÄÄRITYS

Rahoituksen tutkimuksessa yksi keskeisimpiä teorioita on Harry Markovitzin (1952) esittämä moderni portfolioteoria. Vuosikymmen myöhemmin Sharpe (1964) ja Lintner (1965) kehittivät Capital Asset Pricing -mallin. Molemmat teoriat perustuvat oletukseen, jonka mukaan sijoitusportfolion tuotto ja riskitaso kulkevat käsi kädessä. Sijoittajan vaatiessa korkeampaa tuottoa on hänen hyväksyttävä korkeampi riski. Riskitaso määritetään malleissa portfolion tuoton keskihajonnalla. CAP -mallin mukaan on olemassa kahta erilaista riskiä, systemaattista ja epäsystemaattista. Systemaattinen riski kuvaa yleisesti koko markkinoiden aiheuttamaa riskiä ja epäsystemaattinen riski kuvaa yksittäisen sijoitustuotteen riskiä. Näin ollen epäsystemaattinen riski on mahdollista hajauttaa pois lisäämällä portfolioon sijoitustuotteita, joiden tuotot eivät täysin korreloi suhteessa toisiinsa. Sijoittaja valitsee teorian mukaan portfolioonsa henkilökohtaisen riskitasonsa mukaan osan riskillisiä arvopapereita ja jäljellejääneet rahat lainataan riskittömällä korolla eteenpäin.

3.1 Moderni portfolio -teoria ja Capital Asset Pricing -malli

Capital Asset Pricing -malli on sijoitustuotteiden hinnoittelumalli, jonka mukaan tehokkailla markkinoilla rationaalinen sijoittaja sijoittaa CAP -mallin perusteella osan sijoitussalkun painosta riskillisiin sijoitustuotteisiin ja osan lainaa eteenpäin riskittömällä korolla. Portfolioteoria on mahdollista havainnollistaa helposti seuraavan kuvion avulla. Pystyakselilla on portfolion odotettu tuotto ja vaakakselilla tuoton volatilitteetti eli keskihajonta.



Kuvio 1 Portfolion valikoituminen Modernin portfolioteorian mukaan

Sijoittaja valitsee tehokkaalta rintamalta pisteen, jolla hän maksimoi tuoton annetulla riskitasolla tai minimoi riskitason annetulla tuoton tasolla. Tämä tarkoittaa pisteitä tehokkaan rintaman käyrältä siltä osalta, jolla käyrän kulmakerroin on positiivinen. Capital Market Line (CML) lähtee riskittömän tuoton leikkauspisteestä y-akselilta ja sivuaa tehokasta rintamaa kuvion mukaisesti. Tästä päätellen sijoittajan paras mahdollinen valinta mallin mukaan on valita portfolio, jonka tuotto ja riskitaso sijaitsevat tehokkaan rintaman ja Capital Market Linen leikkauspisteessä. Tällöin riski on minimaalinen suhteessa tuoton määrään. Mallin yhtälöt portfolion odotetulle tuotolle ja varianssille määritellään seuraavasti (Cuthbertson & Nitzhe, 2005):

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n R_i w_i \quad (6)$$

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j = \sum_{i=1}^n w_i w_j \sigma_{ij}, \quad (7)$$

jossa määritetään portfolion odotettu tuotto (R_p) sijoitustuotteen odotetun tuoton R_i ja painon w_i funktiona. σ_p^2 on portfolion varianssi, ρ_{ij} tuottojen korrelaatio ja σ_{ij} kovarianssi.

Capital Asset Pricing -mallin avulla voidaan laskea yksittäisille sijoitustuotteille tuotto-odotus eli diskonttokorko ja verrata sitä markkinaportfolioon ja sen tuotto-odotukseen. Markkinaportfolio koostuu kaikista mahdollisista sijoitustuotteista ja usein tutkimuksissa S&P 500 osakeindeksiä on käytetty tässä tarkoituksessa. Riskittömänä korkotasona (R_f) on käytetty Yhdysvaltojen keskuspankin liikkeellelaskemien kolmen kuukauden velkasitoumusten (T-Billien) korkotasoa. Yksittäisen sijoitustuotteen odotettu tuotto $E(R_i)$ lasketaan Betakertoimen (β_i) avulla:

$$E(R_i) - R_f = \alpha_i + \beta_i (R_m - R_f) - \varepsilon_i \quad (8)$$

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(R_i, R_m)}{\text{Var}(R_m)}, \quad (9)$$

joissa R_f on riskitön korko (tuotto) ja R_m on markkinaportfolion tuotto. Betakerroin on Capital Asset Pricing -mallin riskikerroin. Se kuvaa yksittäisen sijoitustuotteen tuoton vaihtelua suhteessa markkinaportfolion tuoton vaihteluun. Jos osakkeen tuotto vaihtelee keskimäärin enemmän kuin markkinaportfolion tuotto, niin betakerroin on suurempi kuin 1. Vähäisempi vaihtelu suhteessa markkinaportfolion tuoton vaihteluun kertoo betan olevan pienempi kuin 1. Kuten Markowitzin (1952) portfolioteoriassa, sijoittaja vaatii enemmän tuottoa jos sijoitustuotteen riski on suurempi. Mallin perusteella betakerroin siis ennustaa tuottoa.

Pääomahyödykkeiden hinnoittelumallissa on huomioitavaa sen vaatimat taustaoletukset. Markkinoiden tehokkuuden, sijoittajien rationaalisuuden sekä tuottojen normaalijakautuneisuuden vallitessa mallin pitäisi toimia. Näiden

lisäksi rahan lainaamisella tai lyhyeksi myymisellä ei ole rajoituksia eli suuretkaan kauppamäärät eivät vaikuta hintoihin. Kaupankäyntikuluja tai veroja ei myöskään oteta mallissa huomioon.

Capital Asset Pricing -mallin toimivuutta tuottojen selittämisessä on tutkittu paljon. Monissa tutkimuksissa hinnoittelumalli ei ole antanut mairittelevia tuloksia (mm. Banz, 1981; Fama & French, 1992; 1996; 2004; Van Dijk, 2011; Lakonishok, Shleifer & Vishny, 1994). Suuri heikkous mallissa on sen vaatimat taustaoletukset, jotka eivät todellisuudessa toimi. Roll (1977) esittää, että betakertoimen tarkka estimointi ei käytännössä ole mahdollista, koska estimointiin tarvittaisiin markkinaportfolion kaikkien sijoitustuotteiden tuottojen tiedot. Kaikkien mahdollisten riskillisten sijoitustuotteiden huomioonottaminen ei todellisuudessa ole mahdollista.

Osaketuottojen selittämistä Capital Asset Pricing -mallin riskimittarilla - betakertoimella on tutkittu valtavasti teorian julkaisun jälkeen. Mallin toimivuutta voidaan testata mm. poikkileikkaus- ja aikasarjaregressioilla. Black, Jensen ja Scholes (1972) tutkivat beta -kertoimen toimivuutta riskin mittarina poikkileikkausmenetelmin periodilta 1926 - 1966. Betakertoimet estimointiin jokaiselle osakkeelle viiden vuoden rullaavalla aikasarjaregressiolla. He jakoivat aineiston kymmeneen portfolioon beta -kertoimen suuruuden mukaan. Jokaiselle kymmenelle portfolioille laskettiin portfolioon beta -kertoimet kuukausituoton ja riskittömän tuoton avulla (ensimmäisen vaiheen regressio):

$$R_{it}^p = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}, \quad (10)$$

jossa R_{it}^p on portfolioon kuukausituotto ja R_{mt} on markkinaportfolion tuotto. Kymmenen portfolioon jokaisen yksittäisen osakkeen ylituottojen avulla lasketaan portfolioon oman beta -kerroin (toisen vaiheen regressio) ja testataan, saako seuraavan yhtälön termi λ_1 positiivisen ja tilastollisesti merkittävän arvon ja eroaako termi λ_0 nolasta:

$$\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \bar{\beta}_i + v_i, \quad (11)$$

jossa \bar{R}_i on otannan keskimääräiset kuukausituotot ja $\bar{\beta}_i$ osakkeen betakerroin. Lähes vastaavalla tavalla Cochrane (2001) tutki beta -kertoimen toimivuutta. Tutkimuksessa nousi esille, että pienen markkina-arvon yritysten tuotot nousivat ylitse muiden. Pienimmän neliösumman regression beta -kertoimen lineaarinen suora (Security Market Line) ei kuvaa riskin ja tuoton relaatiota. Pienimmän desiilin markkina-arvon yritysten tuotot olivat reilusti suoran yläpuolella. Näin ollen tutkimus vahvistaa Banzin (1981) tuloksia pieniyhtiöanomaliasta.

Aikasarjamuodossa olevia CAPM -testejä voidaan tehdä mm. tutkimalla ylituottojen regressioyhtälöä:

$$E(R_i) - R_f = \alpha_i + \beta_i (R_m - R_f) - \varepsilon_i, \quad (12)$$

jossa termiä α_i , jota voidaan kutsua hinnoitteluharhaksi (Jensenin alfa), ei CAP -mallin toimiessa pitäisi tilastollisesti erota nollassa. Yhtälö voidaan estimoida riippuen aineistosta joko suurimman todennäköisyyden - tai pienimmän neliösumman menetelmällä. Testejä termin α_i tilastollisesta merkitsevyydestä on useita. Suurilla havaintoaineistoilla Waldin- ja Likelihood ratio -testit ovat toimivia, mutta pienemmällä aineistolla otannan koko saattaa aiheuttaa harhaa testituloksiin. Jos aineistossa on havaittavissa ehdollista heteroskedastisuutta, GMM -estimointia voidaan käyttää. Pienissä otannoissa voidaan myös luoda havaintojakauma termille α_i käyttämällä Monte Carlo -simulaatiota tai Bootstrap -simulaatiota ja tämän jälkeen testata onko $\alpha_i = 0$. Vanhemmissa 1970 -luvun tutkimuksissa todettiin, että $\alpha_i = 0$ eli CAP -mallin voitiin todeta toimivan instrumenttien hinnottelussa, mutta uusimmissa tutkimuksissa alfa -termi poikkesi nollassa joten malli pysty selittämään tuottojen vaihteluita (Campbell, Lo ja MacKinlay, 1997).

Tuottoja on yritetty ennustaa vaihtoehtoisilla selittävillä muuttujilla, mutta ennustekyky on vaihdellut tutkimusten välillä. Banz (1981) havaitsi, että markkina-arvoltaan pienten yritysten riskikorjatut tuotot ovat suurempia, kuin markkina-arvoltaan suurten yritysten tuotot. Yksi selitys kyseisen pienyhtiöanomalian olemassaoloon on, että jos yrityksen koko on suuri, analyytikot seuraavat osakkeen hinnan kehitystä ja analyyseja tehdään enemmän kuin pienen vaihdon osakkeilla. Hong, Lim ja Stein (2000) toteavat myös, että esimerkiksi momentum -strategian tuottojen relaatio yrityksen koon suhteen on negatiivinen. Näin ollen voidaan ajatella, että mitä suuremmaksi markkinoiden kaupankäyntivolyymi kasvaa, sitä tehokkaampaa on osakkeen hinnanmuodostus. Tämä ilmiö vaikeuttaa julkisen informaation perusteella tehtävää ennustusta osakkeen tulevasta hinnasta.

CAP -mallin teorian mukaan riski hinnoitellaan betakertoimen avulla, eikä yrityksen markkina-arvon tai muiden tekijöiden tulisi vaikuttaa osakkeen hintaan tai tuottoon. CAP -malli ei siis huomioi kaikkia osakkeen tuottoon vaikuttavia tekijöitä. Uudempien tutkimusten mukaan esimerkiksi yritys koon vaikutus tuottoihin on muuttunut yli ajan (Van Dijk, 2011; Dimson & Marsh, 1999, Cochrane, 2009). Selityksenä pienten yritysten osakkeiden suuremmalle tuotolle on esitetty useita syitä. Esimerkiksi suuret institutionaaliset sijoittajat saattavat vältellä pienempiä ja riskisempiä yrityksiä (Arbel & Strebel, 1982). Riskisyys lisääntyy myös pienempien yritysten osakkeiden heikomman likviditeetin myötä (Amihud & Mendelson, 1986). Berk (1995) esittää, että useiden pienempien yritysten markkina-arvossa on jo huomioitu suurempi riski ja siitä johtuen yrityksen arvo on hinnoiteltu matalammaksi. Tämä johtaa siihen että pienempi markkina-arvo toimii myös riskin mittarina ja siten on loogista, että näiden pienempien ja samalla suuremman riskin osakkeiden tuotot ovat korkeampia.

Toinen nykyään laajassa tietoisuudessa oleva anomalia on osakkeen suuren tasearvo/hinta -suhteen anomalia (book-to-market tai P/B) jota kutsutaan arvoanomaliaksi. B/P -anomalian löysivät ensimmäisinä Stattman (1980) ja Rosenberg (1985). Yleisesti arvo-osakkeiden määrittämiseen on käytetty muitakin

tunnuslukuja. Arvo-osakkeella markkinahintaa verrataan johonkin tilinpäätöksestä saatavaan fundamenttiarvoon. Muun muassa P/E - (hinta suhteessa yrityksen tuottoihin), P/D (hinta suhteessa jaettuun osinkoon) ja P/C -luku (hinta suhteessa kassavirtaan) ovat P/B -luvun ohella käytössä olleita arvonmääritysmittareita (Fama & French, 1998; Bodie ym., 2009). Kyseisiä tunnuslukuja voidaan käyttää myös vastalukuina. P/B-luvun ollessa tasan yksi osakkeen hinta arvostetaan tasan yrityksen taseen loppusumman arvoiseksi. Jos luku on suurempi, kuin yksi hintaan sisältyy kasvuodotuksia. Näin ollen sijoittajat ovat halukkaita maksamaan kyseisestä osakkeesta enemmän, kuin mitä yrityksen taseessa on varoja. Arvo-osakkeilla P/B (price-to-book) -luku on pienempi, kuin kasvuosakkeilla.

Fama ja French (2004) osoittavat, että CAP -malli ei ole toiminut empiirisissä testeissä ja yhtenä suurimmista syistä tähän ovat mallin teoreettiset ongelmat ja epärealistiset oletukset. Faman ja Frenchin (2004) mukaan mallilla ei voida estimoimaan pääoman hintaa riittävällä tarkkuudella. Osakkeiden odotettujen tuottojen pitäisi olla lineaarisesti yhteydessä niiden beta -kertoimiin, eikä muilla selittävillä muuttujilla saisi olla selitysvoimaa suhteessa tuottoihin. Riskin ja tuoton suhteen lineaarinen kulmakerroin on liian pieni. Näin ollen suuren beta -kertoimen osakkeet hinnoitellaan mallin mukaan liian korkealle ja matalan beta -kertoimen osakkeet liian matalalle (Friend & Blume, 1970). Tämä johtuu osittain markkinaportfolion määrittämisen mahdottomuudesta. CAP -mallin markkinaportfolioon on tutkimuksissa yleisesti otettu yhdysvaltalaiset pörssiosakkeet, kun esimerkiksi alkuperäisen mallin mukaan markkinaportfolioon olisi otettava sekä kaikki markkinoilla olevat finanssituotteet, että hyödykkeet ja henkinen pääoma. Toisin sanoen kaikki mahdollinen, johon maailmassa voidaan sijoittaa.

Faman ja Frenchin (2004) mukaan CAP -mallin testit perustuvat kolmeen implikaatioon tuoton ja riskin suhteessa. Ensimmäiseksi osakkeiden odotettujen tuottojen pitäisi olla lineaarisesti yhteydessä niiden beta -kertoimiin, eikä muilla selittävillä muuttujilla saisi olla selitysvoimaa suhteessa tuottoihin. Toiseksi beta -kertoimen riskipreemion tulisi olla positiivinen. Osakkeiden, joiden tuotot eivät korreloi positiivisesti markkinaportfolion tuottojen kanssa, odotettujen tuottojen tulisi olla matalampia, kuin markkinaportfolion odotettu tuotto. Kolmanneksi, Sharpe-Lintner -versiossa osakkeiden, joiden tuotot eivät korreloi markkinaportfolion tuottojen kanssa odotettujen tuottojen tulisi olla yhtä suuret riskittömän tuoton kanssa.

3.2 Fama & French -kolmifaktorimalli

Fama ja French (1992) tutkivat CAP -mallin toimivuutta ja myöhemmin kehittivät oman vaihtoehdoisen mallinsa. Tutkimuksessa pyrittiin löytämään parempia selittäviä muuttujia ennustamaan Yhdysvaltojen indeksien osaketuottoja vuosilta 1963-1990. Aiempien tutkimusten perusteella CAP -mallin

betakertoimella ja osaketuotoilla ei näytä olevan vahvaa relaatiota (Breedon, 1979; Reinganum, 1981; Breedon, Gibbons & Litzenberger; 1989). Reinganumin (1981) mukaan suuren betakertoimen osakkeiden tuotot eivät ole suuremmat, kuin pienemmän betakertoimen osakkeiden tuotot. Näin ollen betakerroin ei pysty kuvaamaan osakkeen riskiä kovinkaan hyvin. Tämän lisäksi aiemmissa tutkimuksissa (esim. Banz, 1981; Rosenberg, 1985) on löydetty anomalioita, minkä perusteella voidaan epäillä CAP -mallin toimivuutta tuottojen ja riskien mallintamisessa.

Betakertoimen selitysvoima on siis heikkoa tuottoja selitettäessä sekä käytettäessä sitä yksin että yhdessä muiden selittävien muuttujien kanssa. Faman ja Frenchin (1992) mukaan varsinkin yrityksen markkina-arvo ja P/B suhde ovat erinomaisia faktoreita selittämään osakkeiden suurempia tuottoja ja ne ovat läheisesti yhteydessä taloudellisiin fundamentteihin jotka kuvaavat osakkeen riskiä. Matalan (korkean) P/B -luvun yrityksillä on yleisesti myös heikko (vahva) tuloksentelekyky. Tuloksentelekyky heijastuu P/B -suhteeseen viisi vuotta ennen luvun mittaushetkeä ja viisi vuotta mittaushetken jälkeen. Myös yrityksen markkina-arvo on yhteydessä tuloksentelekykyyn. Tutkijoiden mukaan matalamman markkina-arvon yritysten tuloksentelekyky on heikompaa, kuin korkeamman markkina-arvon yritysten. Tutkijat huomauttavat, että tämä johtuu kuitenkin suureksi osaksi 1980 -luvun lamasta. 1980 -luvun lama aiheutti pienyrityksille suhteessa suurempia vaikeuksia tuloksentelekykyssä, kuin suurille yrityksille ja nämä vaikeudet jatkuivat pidempään pienemmillä yrityksillä. Tämän lisäksi pienemmät yritykset eivät päässeet hyödyntämään 1980 -luvun lopun nousukautta yhtä tehokkaasti. Kyseinen huomio pienemmän markkina-arvon yrityksistä selvästi vihjaa, että sijoittaminen näiden yritysten osakkeisiin on riskisempää, kuin suurempien yritysten osakkeisiin sijoittaminen. Samalla tavalla yritysten tuloksentelekykyyn ja P/B -suhteen positiivinen relaatio voidaan tulkita riskifaktoriksi, joka voisi myös selittää pienemmän P/B -luvun ja tuottojen positiivista relaatiota. (Fama & French, 1992)

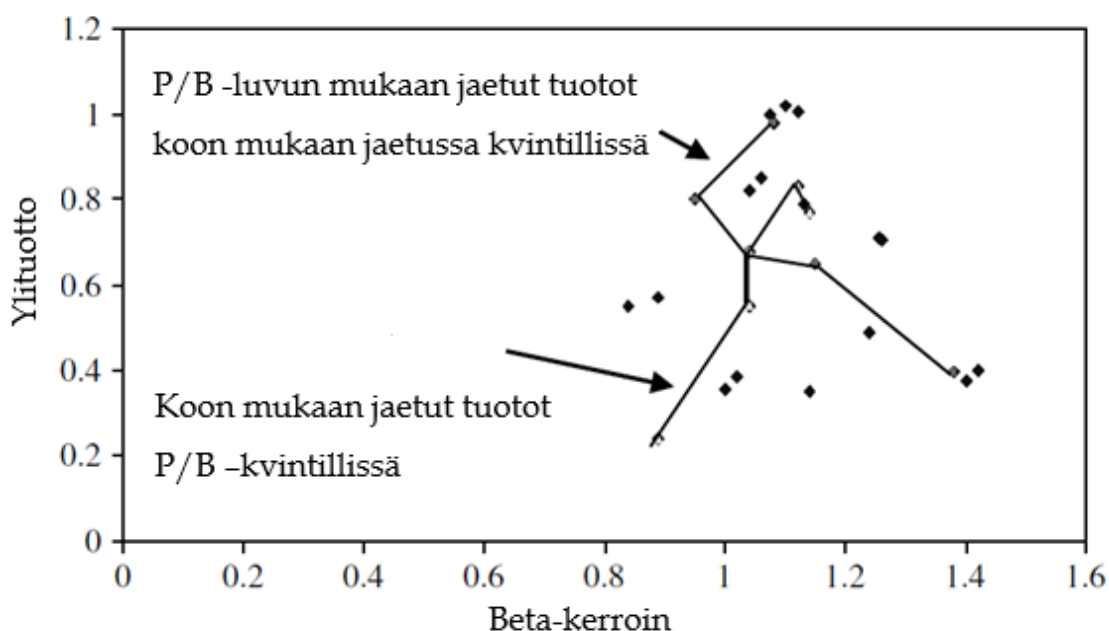
Fama ja French (1993) tutkivat pienyritys- ja arvoanomaliaa ja etsivät parempia selittäviä muuttujia alkuperäisen CAP -mallin betakertoimen sijasta. Erona aiempaan vuonna 1992 tehtyyn tutkimukseen he ottavat aineistoon selitettäviksi muuttujiksi mukaan myös Yhdysvaltojen valtion ja yritysten joukkovelkainojen korot. Osakkeiden ja joukkovelkakirjalainojen tuottoja selitetään myös korkomuuttujalla (lyhen koron ja pitkän koron erolla). Osakeaineistona tutkimuksessa käytetään NYSE-, Amex- ja NASDAQ -pörssien osakkeita vuosilta 1963 - 1991. Tutkimuksen empiirisessä osuudessa tutkijat käyttävät aikasarjaregressiota poikkileikkausregression (1992) sijasta. Tämä mahdollistaa eri mallien selitysasteiden ja regressioiden muuttujien hyvyden tutkimisen koko aikaperiodilta. Tutkijat muodostivat yrityksen markkina-arvon ja P/B -suhteen perusteella 25 eri portfoliota ja tutkivat toteutuneiden tuottojen eroja portfolioiden välillä. Aluksi jokaiselle portfoliolle lasketaan aikasarjaregressiolla kertoimet markkinatuotolle, kokofaktorille ja arvofaktorille yhtälön (18) mukaisesti.

$$R_{it} = \beta_{mi}R_{mt} + \beta_{SMB,i}R_{SMB,t} + \beta_{HML,i}R_{HML,t} \quad (13)$$

Tämän jälkeen saaduilla kertoimilla ja keskiarvotuotoilla lasketaan kertoimet jokaiselle portfoliolle:

$$\bar{R}_{it} = \lambda_m R_{mi} + \lambda_{SMB} \beta_{SMB,i} + \lambda_{HML} \beta_{HML,i} \quad (14)$$

Fama ja French (1993) huomasivat, että yhtälön (18) betakerroin markkinatuotolle β_{mi} vaihtelee arvojen 0.8 ja 1.5 välillä kun 25 portfolion keskituotot vaihtelevat 0.25 - 1 välillä. Jos beta -kerroin toimisi täydellisesti tuottojen ennustamisessa, keskituotot ja betakertoimet korreloisivat toisiinsa nähden ja kaikki pisteet kuviossa (2) sijaitsisivat lineaarisella 45 asteen suoralla. Näin ollen betakertoimen selittävyys ei toimi ainakaan poikkileikkausmenetelmin tutkittaessa (Fama ja French, 1993).



Kuvio 2 Kolmifaktorimallin mukaan selitetyt tuotot (Fama ja French , 1993)

Tutkijat toteavat, että jos tuotot jaetaan yrityksen markkinakoon tai B/P -luvun perusteella, voidaan huomata, että ne eroavat selvästi toisistaan. CAP -mallin perusteella vaikka tuottoja jaettaisiin minkä tahansa kriteerin perusteella lopputuloksena tuottojen pitäisi sijaita lineaarisella beta -kertoimen suoralla.

Malli, jossa osaketuottoja ennustetaan kyseisillä muuttujilla ja osaketuottojen keskihajonnalla onnistuuikin tehtävässään hyvin. Malli esitetään matemaattisesti seuraavasti:

$$E(R_i) - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + \beta_{S_i}SMB + \beta_{v_i}HML + \varepsilon_i, \quad (15)$$

jossa SMB - ja HML -faktoreilla otetaan huomioon koko- ja arvo-anomaliat. SMB (small minus big) kuvaa pienten markkina-arvon omaavien yritysten osakkeiden

tuottoa vähennettynä suurten yritysten osakkeiden tuotolla. HML -faktori kuvaa suuren B/P -luvun osakkeiden tuoton erotusta pieneen B/P -luvun osakkeiden tuottoon. Tutkimuksessa portfolioit muodostetaan vuosittain jakamalla otoksen osakkeet kahteen osaan markkina-arvon perusteella. Tämän jälkeen portfolioit jaetaan kolmeen osaan B/P -suhteen perusteella. Suuremman B/P -suhteen portfolio on arvoportfolio ja pienemmän kasvuportfolio. Tutkimuksessa muodostetaan kuusi markkina-arvopainotteista portfolioita. Näiden avulla luodaan koko- ja arvofaktorit tuottojen ennustamista varten:

Koko-faktori:

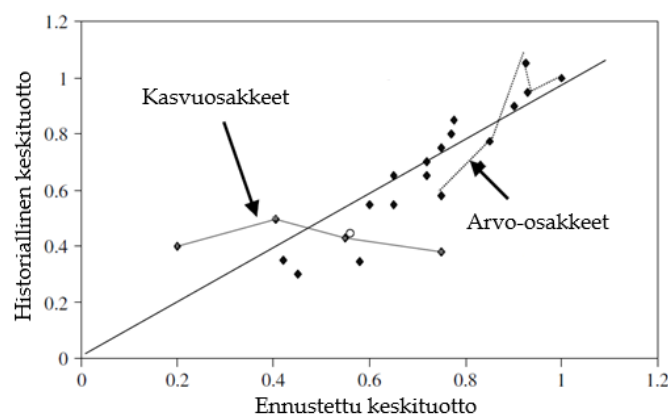
$$SMB = \frac{1}{3}[(Pienet arvoyritykset) + (Pienet neutraalit yritykset) + (Pienet kasvuyritykset)] - \frac{1}{3}[(Suuret arvoyritykset) + (Suuret neutraalit yritykset) + (Suuret kasvuyritykset)]$$

Arvo-faktori:

$$HML = \frac{1}{2}[(Pienet arvoyritykset) + (Suuret arvoyritykset)] - \frac{1}{2}[(Pienet kasvuyritykset) + (Suuret kasvuyritykset)]$$

Koko- ja arvofaktoreiden lisäksi muodostetaan markkinafaktori ($R_m - R_f$), joka kertoo riskittömän tuoton ylittävän osuuden markkinaportfolion tuotosta. R_m kuvaa kuuden koko- ja arvofaktorin portfolioiden tuottoa ja R_f -muuttuja on yhden kuukauden Yhdysvaltojen valtion joukkovelkakirjalainan (T-Billin) lainakorko.

Tutkimustulokset ovat vakuuttavia. Koko- ja arvofaktorit kuvaavat hyvin riskiä ja näin ollen pystyvät ennustamaan markkinoiden ylituottoa. Mallin onnistuminen tuottojen selittämisessä nähdään selvästi seuraavasta kuviosta:



Kuvio 3 Kasvu- ja arvo-osakkeiden tuottoregressiot (Fama ja French, 1993)

Korkeimmat B/P -luvun (arvo-) osakkeet jaoteltuna yrityskoon mukaan nähdään oikealla yläkulmassa ja matalamman B/P -luvun (kasvu-) osakkeet vasemmalla. Kuvion perusteella korkeamman B/P -luvun osakkeet siis tuottavat enemmän, kuin matalamman B/P -luvun osakkeet. Otannan osakkeiden historiallisilla keskituotoilla poislukien pienen B/P -luvun osakkeet on selvä positiivinen relaatio ennustettuihin keskituottoihin. Aikasarjaregression selitysaste oli yli 90%, joten tulokset ovat äärimmäisen vakuuttavia. (Fama ja French, 1993).

Tilastollinen merkitsevyys voidaan havaita myös regressioissa, joihin on lisätty muita muuttujia. Lisäksi kolmen faktorin mallin regression suoran leikkauspiste on hyvin lähellä nollaa. Näin ollen voidaan päätellä mallin selittävän hyvin osaketuottoja poikkileikkausulottuvuudessa. Fama ja French (1996) jatkoivat aiempaa (FF 1993) analyysiaan tuottojen selittämisessä. HML- ja SMB -faktorit pystyivät selittämään poikkileikkaussuunnassa tuottojen eroja portfolioiden välillä. Näiden portfolioiden keskituottoja CAP -mallin beta -kerroin ei kuitenkaan pystynyt selittämään. Tämän lisäksi tutkijat testasivat, kuinka kolmifaktorimalli pystyy selittämään keskituottoja, kun osakkeet jaetaan portfolioihin niiden aiemman tuottohistorian perusteella. Tutkijat jakoivat osakkeet edellisen vuoden tuottohistorian perusteella kymmeneen portfolioon. Strategiassa viimeisen vuoden suurimpia tuottoja saaneet osakkeet ostettiin salkkuun ja huonoimmat osakkeet myytiin lyhyeksi. Strategiaa toistettiin joka kuukausi ja positioita pidettiin portfolioissa tasan vuosi. Tutkijoiden aineistolla vuosituotto oli keskimäärin 15,6% periodilla heinäkuu 1963 – joulukuu 1993.

Carhart (1995, 1997) tutki rahastojen tuottoja luomallaan kolmifaktorimallin kehityksellään. Koko- ja arvo -muuttujien lisäksi Carhart lisäsi malliin momentum -faktorin.

$$(R_{it} - r_t) = \alpha_i + \beta_{1i}(R_{mt} - r_t) + \beta_{2i}SMB_t + \beta_{3i}HML_t + \beta_{4i}PR1YR_t + \varepsilon_{it}, \quad (16)$$

jossa $PR1YR_t$ kuvaa edellisen vuoden momentum -efektiä. $PR1YR_t$ kuvaa edellisen vuoden parhaiten tuottavien osakkeiden kvintiilin eroa huonoiten tuottavien osakkeiden kvintiiliin. Faktori on sama, kuin alkuperäisessä Jegadeeshin ja Titmanin (1993) artikkelissa, jossa ensimmäisen kerran tuotiin esille momentum -anomalia tuottojen selittämisessä. Momentum -strategiassa Jegadeeshin ja Titmanin (1993) mukaan ostetaan viimeisen vuoden parhaiten tuottavia osakkeita ja myydään lyhyeksi huonoiten menestyviä osakkeita. Carhart selitti rahastojen tuottoja yhtälön (n) kaavalla ja pyrki löytämään rahastoja, jotka pystyivät tekemään ylituottoja markkinoilta. Tilastollisesti merkitsevät ylituotot (alituotot) voidaan huomata Carhartin Alpha -vakion (α_i) ominaisuuksia tarkastelemalla. Estimoidut Alpha -kertoimet olivat kaikilla rahastoilla tilastollisesti merkitsevästi negatiiviset ja tästä Carhart johtaa päätelmän, että salkunhoitajat eivät ole tehneet vakuuttavia tuloksia riskinhallinnassa eivätkä arvopaperinvalinnassa portfolioon. Tulosten perusteella salkunhoitajat ovat enemmänkin alisuoriutuneet, kuin ylisuoriutuneet tehtävissään.

Daniel ja Titman (1999) jatkoivat Faman ja Frenchin (1993) tutkimusta yhdistämällä kolmifaktorimallin momentum -ilmiön. Empiirisessä osiossa he käyttivät havaintoaineistonaan Yhdysvaltojen osakemarkkinaa aikaväliltä heinäkuu 1963 - joulukuu 1997. Aikavälin osakkeet jaetaan viiteen osaan yrityksen markkinakoon, B/P -luvun ja edellisen vuoden tuottojen eli momentum -kertoimen perusteella. Näin ollen tutkijat saavat 125 portfolioita. Tutkijoiden strategiassa, jota kutsutaan "HH-LL -strategiaksi", korkean B/P -luvun ja momentumin osakkeita ostetaan ja matalien lukujen osakkeita myydään lyhyeksi. Portfoliot ovat markkina-arvopainotteisia ja ne tasapainotetaan joka vuoden lopussa. 34 vuoden periodista 31:llä strategia tuotti selvästi tilastollisesti merkitseviä ($t = 5.66$) markkinatuottoja korkeampia tuottoja, keskimäärin 12.64% p.a. Kun kuukausituottoja selitettiin CAP -mallilla, betakertoimeksi saatiin -0.258 ja Jensenin alfaksi 1.17 ($t = 6.6$). Näin ollen strategian tuotot korreloivat negatiivisesti suhteessa markkinatuottoihin eli strategia suojaa markkinariskiltä. Korkea ja positiivinen Jensenin alfa -kerroin kertoo selvistä markkinatuottojen yläpuolella olevista tuotoista. Tutkijat lisäävät, että strategian ottaminen esimerkiksi rahaston portfolioon osaksi voi nostaa tuoton ja riskin tunnusta - Sharpen lukua huomattavasti.

Jegadeesh ja Titman (2001) testasivat samankaltaista strategiaa NYSE/ AMEX- ja NASDAQ -pörssien osakkeilla. Jokaisen kuun jälkeen osakkeet jaetaan desiileihin viimeisen puolen vuoden tuottohistorian perusteella ja sijoitetaan ne markkina-arvopainotettuihin portfolioihin, joita päivitetään joka kuun jälkeen. Parhaimman tuottohistorian omaavan desiilin portfolion (P1) osakkeita ostetaan ja huonoimman tuottohistorian desiilin portfolion (P10) osakkeita myydään lyhyeksi. Jokaista portfolioita pidetään puoli vuotta. Aiempien suurien tuottojen portfolio tuotti kuukausittain keskimäärin 1.67%, kun pienten tuottojen portfolio tuotti ainoastaan 0.58%. Kuukausittainen tuottoero oli siis 1.09%. Jotta strategian tuottoja voidaan verrata osakkeiden odotettuihin tuottoihin, jokaisen portfolion tuotot regressoidaan markkinatuoton R_m tai Faman ja Frenchin kolmen faktorin R_m , R_{SMB} ja R_{HML} avulla. Regressioista saatavat vakiot eli Jensenin alfat poikkeavat selvästi nolasta. Markkinatuottojen P1 -portfolion regression kuukausituottojen vakio oli 0.54% ja P10 -portfolion vakio oli -0.57. Kolmifaktorimallin kertoimilla vakioiden ero oli vielä suurempi. Molempien vakioiden erot olivat tilastollisesti merkitsevät. Näin ollen Jegadeeshin ja Titmanin tutkimus tukee Faman ja Frenchin (1996) toteamusta momentum -strategian olemassaolosta. Lyhen aikavälin tuottojen positiivisen autokorrelaation lisäksi Jegadeesh ja Titman (2001) tutkivat momentum -ilmiön tuottoja pidemmällä aikavälillä. Ensimmäisen vuoden jälkeen P1 -portfolion tuotot olivat reilusti positiiviset (12% vuodessa), mutta tämän jälkeen tuottojen taso putoaa negatiiviseksi. Tuotot ovat siis pitkällä aikavälillä negatiivisesti autokorreloituneita.

Fama ja French (2006) esittävät parannuksia luomalleen kolmifaktorimallille. Arvonmääritysteorian mukaan osakkeen odotetut tuotot riippuvat kolmesta tekijästä: osakkeen P/B -luvusta, odotetusta kannattavuudesta sekä odotetusta investointiasteesta. Perinteisessä Gordonin

luomassa osinkoperusteisessa arvonmääritysmallissa (1962) osakkeen arvo vastaa odotettuja tulevaisuuden osinkojen nykyarvoa.

$$M_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{E_t(D_{t+\tau})}{(1+r)^\tau} \quad (17)$$

Yksinkertaistettuna kirjanpidossa oman pääoman arvo vastaa jakamattomia voittoja ja osingon taso voidaan laskea oman pääoman tuoton ja tasearvon osakekohtaisten lukujen yhtälönä. Näiden seikkojen johdattalemana osakkeen arvo voidaan määrittää seuraavanlaisesti:

$$M_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{E_t[Y_{t+\tau} - dB_{t+\tau}]}{(1+r)^\tau} \quad (18)$$

Yrityksen tasearvo otettuna huomioon, yhtälö voidaan kirjoittaa

$$\frac{M_t}{B_t} = \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{E_t[Y_{t+\tau} - dB_{t+\tau}]/(1+r)^\tau}{B_t}, \quad (19)$$

jossa Y_t on yrityksen voitto ajanhetkellä t , $dB_t \equiv B_t - B_{t-1}$ on oman pääarvon muutos ja r on odotettujen osinkojen tuottovaatimus. Muuttujan M_t arvot voidaan tulkita samaan tapaan, kuin alkuperäisessä osingonmääritysmallissa. Korkeammalle arvioidun osakkeen odotettu tuotto on pienempi ja samanaikaisesti yrityksen matalammat odotetut voitot ennustavat matalampia tuottoja. Näin ollen taloudellisesti kannattavien yritysten osakkeilla pitäisi mallin mukaan olla suuremmat tuotot. Tutkimuksen mukaan aiempien periodien kannattavuus, pääoman kasvu ja tilinpidon kertyneet kirjaukset ovat vahvasti yhteydessä keskimääräisiin tuottoihin. Myös B/P -luvun tuottojen selitysvoima vahvistetaan tutkimuksessa.

Toisessa tutkimuksessaan vuodelta 2006 (b) Fama ja French toteavat, että kuukausittaisessa havaintoaineistossa 1926 - 1963 periodilla arvo-osakkeiden (suuri B/P -arvo) korkeammat tuotot eivät eroa pienillä ja suurilla yrityksillä. Myöhemmällä periodilla 1963-2004 arvo-osakkeiden (suuri E/P -arvo) korkeammat tuotot eivät myöskään eroa millään koon perusteella luodulla kvintiilillä. CAPM selitysvoima arvo-osakkeiden suurempiin tuottoihin on vahvaa 1926 - 1963, mutta heikkoa 1963 - 2004. Myöhemmällä periodilla kasvuyritysten osakkeilla on suuremmat beta -kertoimet, kuin arvo -osakkeilla, mutta pienemmät tuotot. Juuri toisinpäin kuin aiemmalla periodilla. Tämän lisäksi CAP -malli hinnoittelee väärin koko-, B/P -luvun sekä beta -kertoimen perusteella luodut portfoliot koko aikaperiodilla 1926 - 2004. Huomioitavaa tuloksessa on, että hinnoitteluharha ilmentyy suuren markkina-arvon yritysten osakkeissa, joista valtaosa osakemarkkinoiden arvosta sijaitsee. Fama ja French (2015) esittävät viiden faktorin mallinsa, johon kolmifaktorimallin muuttujien lisäksi asetetaan yrityksen tuottavuutta ja investointien aggressiivisuutta kuvaavat muuttujat. Mallin muuttujat on lisätty selittämään yritysten tuottoja, jotka investoivat paljon, vaikka yrityksen tuottavuus on heikko. Viiden faktorin mallin selitysaste on 69% - 93%, joten se selittää tuottoja erinomaisesti.

Novy-Marx (2013) ja Titman, Wei ja Xie (2004) esittävät, että mallin kolme faktoria eivät pysty selittämään riittävän suurta osaa tuottojen vaihtelusta. Tutkijoiden mukaan mallista puuttuvat kannattavuuteen ja momentum -ilmiöön liittyvät muuttujat. Myös Fama ja French (1996) toteavat, että momentum -ilmiön huomioiminen parantaisi tuottojen selitettävyyttä. Tutkimuksen mukaan monien selitettävien muuttujien (esim. Lakonishok, Shleifer & Vishny, 1994) ennustekyky tuottoihin katoaa ajan kuluessa, mutta lyhyen aikavälin tuottojen selitysvoima (autokorrelaatio) toimii selittävänä muuttujana kolmifaktorimallin faktoreiden kanssa, eikä katoa ajan myötä. Jegadeesh ja Titman (1993) toivat ilmiön yleisön tietoisuuteen tutkimuksessaan, jossa todettiin lyhyen aikavälisen tuottojen positiivisen autokorrelaation olevan huomattava CRSP:n päivittäisessä havaintoaineistossa periodilta 1965 - 1989. Sijoittajalle tuottavin positiiviseen autokorrelaatioon pohjautuva strategia oli ostaa osaketta, jonka tuotto oli suuri viimeiseltä kahdeltatoista kuukaudelta ja pitää sitä salkussaan kolme kuukautta.

Novy-Marx (2013) esittää, että kannattavuusfaktorilla (yrityksen kokonaisvoiton suhde varallisuuteen) on suunnilleen yhtä suuri selitysvoima tuottoja ennustettaessa, kuin P/B -luvulla. Kannattavuusfaktori pitää sisällään tärkeää tietoa tuottojen ja hinnan ennustamista varten, varsinkin kun kyseessä on suurten yritysten likvidit osakkeet. Ilmiö on helposti perusteltavissa. Taloudellisesti kannattavien yritysten osakkeiden tuottojen pitäisi olla suuremmat, kuin heikosti kannattavien yritysten tuotot. Erona perinteiseen arvosijoittamiseen, jossa myydään ylihintaisia osakkeita ja ostetaan alihintaisia osakkeita, "kannattavuussijoittamisessa" ostetaan hyvin tuottoa tekevien yritysten osakkeita ja myydään heikosti tuottoa tekevien yritysten osakkeita. Kuitenkin nämä molemmat sijoitusstrategiat ovat hyvin lähellä toisiaan. Novy-Marxin mukaan näitä ilmiötä on vaikea selittää perinteisillä arvopreemioon liittyvillä syillä. Hyvin tuottavilla yrityksillä on vähemmän vaikeuksia liiketoiminnassa, kassavirran kehitys on vakaata ja liiketoiminnan velkaisuus on matalaa.

3.3 Osinkoihin perustuva arvonmäärittäminen

Osinkotuotto (dividend yield) ilmaisee yrityksen maksamien osinkojen määrän suhteessa osakkeen hintaan. Kaavamuodossa yhtälö kirjoitetaan seuraavasti:

$$\text{Osinkotuotto} = \frac{D_{t-1}}{P_t}, \quad (20)$$

jossa D_t kuvaa osingon määrää ajanhetkellä t ja P_{t-1} osakkeen hintaa ajanhetkellä $t-1$. Osinkotuotto on osakkeen kokonaistuoton komponentti. Toinen komponentti on osakkeen arvonnoususta saatu tuotto. Näiden yhteissumma on osakkeen kokonaistuotto.

Odotettujen osaketuottojen ja nykyarvon määrittämisessä käytettävän diskonttokoron ollessa vakio, pitäisi osakkeen hinnan vastata tulevaisuuden osinkojen diskontattua nykyarvoa. Toisin sanoen osakkeen fundamenteihin perustuva arvo P_t vastaa tulevaisuuden osinkojen diskontattua nykyarvoa, jolloin:

$$P_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \delta^i D_{t+i}. \quad (21)$$

Yhtälössä δ^i on tulevaisuuden osinkojen diskonttokorko eli sijoittajan tuottovaatimus. Jos yhtälön osoittama osakkeen arvo P_t on sama, kuin osakkeen senhetkinen hinta, ei markkinoilla ole mahdollista tehdä tuottoa ostamalla tai myymällä osaketta. Osakkeen arvon ja hinnan ollessa ristiriidassa keskenään rationaaliset toimijat hyödyntävät arbitraasimahdollisuuden ja näin ollen hinnan tulisi muuttua välittömästi vastaamaan osakkeen arvoa. Mitä tehokkaammin markkinat toimivat, sitä vähemmän tämänkaltaisia arbitraasimahdollisuuksia tulisi ilmetä. On kuitenkin selvää, että yhtälön mukainen arvonmäärittäminen on erittäin hankalaa, koska tulevaisuuden osinkojen ja diskonttokorkojen ennustaminen tarkasti on käytännössä mahdotonta.

3.4 Gordonin kasvumalli

Perinteinen ja yleisesti käytetty yksinkertainen malli osaketta arvotettaessa on, että osakkeen markkinahinnan pitäisi vastata sen tulevaisuuden reaalista rationaalisesti ennustettua osinkojen summaa diskontattuna diskonttokorolla. Tästä mallista on useita erilaisia variaatioita, joissa diskonttokorko voidaan valita tapauksesta riippuen ja osinkojen kasvu mallintaa käyttäen erilaisia aikasarjamalleja. Kuitenkin tärkeintä malleille on löytää mahdollisimman tarkka arvon estimaatti perustuen osakkeen fundamenteihin. Arvostusmallin perusteella ekonomistit ja analyytikot voivat perustella, miksi markkinahintaindeksi liikkuu ajan kuluessa. Hintojen liikehdintä johtuu mallin

mukaan markkinoille saapuvasta uudesta informaatiosta liittyen tuleviin osinkoihin. (Shiller, 1980)

Voidaan osoittaa, että odotettujen osaketuottojen ja diskonttokoron ollessa vakioita ja tehokkaiden markkinoiden hypoteesin toimiessa, osakkeiden hinnat vastaavat tulevien osinkojen diskontattua nykyarvoa. (Cuthbertson & Nitzsche, 2005)

$$P_t = E_t \left[\frac{D_{t+1}}{1+R_1} + \frac{D_{t+2}}{(1+R_2)(1+R_2)} + \dots \right], \quad (22)$$

jossa R_i on periodin tuotto ajanhetken $t+i-1$ ja $t+i$ välillä. Yhtälöstä voidaan muutamana yksinkertaistavan oletuksen avulla muokata Gordonin arvonmäärittäysmalli:

$$P_t = \frac{D_t}{(R-g)_t}, \quad (23)$$

jossa g on vakioinen osinkojen kasvuvauhti ja R on vakioinen diskonttokorko. Tämän yhtälön avulla voidaan laskea osakkeen fundamentteihin perustuva arvo ja verrata tätä sen markkinahintaan. (Cuthbertson & Nitzsche, 2005; Gordon, 1956; 1959). Yhtälöstä (n) voidaan johtaa osinkotuoton yhtälö:

$$\frac{D_t}{P_t} = (R - g)_t, \quad (24)$$

josta voimme päätellä, että alkuperäisen Gordonin arvonmäärittäysmallin perusteella osinkotuoton tason pitäisi olla vakio, koska tässä alkuperäisessä mallissa sekä osinkojen kasvuvauhti g ja diskonttokorko R ovat muuttumattomia. Todellisuudessa voidaan kuitenkin huomata osinkotuoton tason muuttuvan ajassa, joten myös osinkojen kasvuvauhdin ja/tai diskonttokoron on vaihdeltava ajan mukana. Tästä päätellen osaketuottoja ennustettaessa ennustavan muuttujan olisi ennustettava joko diskonttokoron muutosta tai osinkojen kasvuvauhdin muutosta.

Kuten aiemmin huomasimme, rationaalisesta arvostusyhtälöstä voidaan johtaa Gordonin kasvumalli. Kyseisessä erikoistapauksessa osinkojen kasvuvauhti ja diskonttokorko ovat vakioita. Jotta voimme tutkia Gordonin osinkomallin ennustekykä ja samanaikaisesti sallimme diskonttokoron ja osinkojen kasvuasteen muuttuvan ajassa, joudumme muokkaamaan yhtälöä (n). Campbell ja Shiller (1988a) loivat yhtälön pohjalta dynaamisen Gordonin osinkomallin, joka sallii muuttujien vaihtelevan ajassa. Osakkeen tuotto kirjoitetaan Campbellin ja Shillerin mukaan logaritmisessa muodossa seuraavasti:

$$\log(1 + R_t) \equiv \log(P_t + D_t) - \log(P_{t-1}), \quad (25)$$

jonka perusteella yhden periodin tuotto riippuu siis positiivisesti osakkeen arvonnoususta ja osinkotuotosta. Yhtälö voidaan linearisoida seuraavaan muotoon:

$$r_t \approx \rho p_t - p_t + (1 - \rho)d_t + k, \quad (26)$$

jossa p_t ja d_t ovat osakkeen arvonnousun suhdeluku ja osinkotuoton suhdeluku. Linearisaatioparametrin $\rho = \bar{P}/(\bar{P} + \bar{D})$ on empiirisesti todettu olevan pitkällä aikavälillä vuosittaisessa havaintoaineistossa 0,94. Linearisaatiiovakion k voi jättää tässä tutkimuksessa huomioimatta. Osinkotuoton logaritmi voidaan laskea seuraavasti:

$$\delta_t = d_t - p_t \quad (27)$$

Näistä yhtälöistä voidaan johtaa seuraava lineaarinen arvostusyhtälö:

$$h_{t+1} = \delta_t - \rho\delta_{t+1} + \Delta d_{t+1} + k \quad (28)$$

Yhtälöstä voidaan päätellä, että yhden periodin tuottojen ennustamiseen tarvitaan ennuste seuraavan periodin osinkotuotosta δ_{t+1} ja osinkojen kasvusta Δd_{t+1} . Taloustieteellisesti mielenkiintoinen jatkumo yhtälöille on ottaa mukaan tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaiset tulevaisuudenodotukset. Nämä huomioon ottaen edellisestä yhtälöstä voidaan johtaa osinkotuoton kaava:

$$\delta_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (h^e_{t+j+1} - \Delta d^e_{t+j+1}) - k/(1 - \rho), \quad (29)$$

jossa h^e_{t+j} voidaan tulkita sijoittajan yhden periodin tuottovaatimukseksi. Edellinen yhtälö on dynaaminen Gordonin arvostusmalli, jossa tuottovaatimus ja osinkojen kasvu ovat ajasta riippuvaiset. Yhtälön avulla voidaan luoda ennusteita osinkotuoton suhdeluvulle δ' . Osinkotuoton ennustetta ja historiallista osinkotuottoa voidaan näin verrata ja tehdä tulkintoja ennustettavuudesta ja volatiliteetista. Yhtälön avulla voidaan myös ennustaa ja vertailla ennustettuja ja historiallisia hintatasoja. Yhtälön 35 (Gordonin osinkomalli) perusteella voidaan laskea teoreettinen hintataso osingon ja osinkotuoton ennusteen avulla.

$$p'_t = d_t - \delta'_t \quad (30)$$

Gordonin kasvumallin avulla, jossa osingot kasvavat vauhdilla g_t voidaan estimoida osakkeen hinta. Osinkojen kasvuvauhdin estimaatti voidaan luoda yksinkertaisen ARMA -mallin avulla. Seuraavan periodin osinkojen voidaan ajatella noudattavan seuraavaa yhtälöä. Malli johdetaan seuraavasti (Cuthbertson ja Nitzsche, 2005; Junntila & Korhonen, 2011):

$$D_{t+1} = (1 + g_t)D_t + w_{t+1}, \quad (31)$$

jossa w_{t+1} on valkoisen kohinan prosessi. Edellinen yhtälö johdetaan seuraavaan muotoon:

$$(E_t D_{t+1} - D_t) / D_t = g_t \quad (32)$$

Näin ollen osinkojen kasvunopeus on g_t , jolle voidaan luoda ennuste hyödyntämällä esim. ARMA(1,1) prosessia. Edellisestä yhtälöstä voidaan johtaa tulevaisuuden osinkojen ennuste:

$$E_t D_{t+j} = (1 + g_t)^j D_t \quad (33)$$

Nämä yhtälöt yhdistämällä saadaan Gordonin kasvumalli:

$$P_t = D_t \frac{(1+g_t)}{(R_t - g_t)}, \quad (34)$$

jossa $(R_t - g_t) > 0$. Mallia tarkasteltaessa on erittäin tärkeä huomioida hintaestimaatin herkkyys parametrien vaihtelulle. Osinkojen, niiden kasvuvauhdin ja diskonttokoron muutokset vaikuttavat radikaalisti mallista saatavaan hinnan estimaattiin.

3.5 Osinkojen ennustettavuus Gordonin osinkomallilla

Campbell ja Shiller (1988a) tutkivat S&P 500-indeksin osaketuottojen ennustettavuutta Gordonin osinkomallilla. Tutkimuksessa käytettiin vuosittaista havaintoaineistoa vuodelta 1871 vuoteen 1986. Tutkimuksen osinkomallissa käytetään neljää eri tuottovaatimusta, mutta tulokset ennustettavuudesta pysyivät kohtalaisen muuttumattomina riippumatta tuottovaatimuksesta. Diskonttokorkoina tutkimuksessa käytettiin vakiota, USA:n valtion liikkeelle laskemaa kolmen kuukauden velkasitoumusta eli treasury billiä, kulutuksen kasvua ja osakehintojen volatilitteettia. Campbell ja Shiller esittävät osinkotuoton δ_t ennustavan osaketuottoja:

$$h_t = \begin{matrix} 0.141\delta_t - 0.012\Delta d_t \\ (0.057) \quad (0.12) \end{matrix}, \quad (35)$$

jossa edellisen periodin osinkotason muutos Δd_t ei tilastollisesti merkitsevästi selitä osakkeen vuosittaisia tuottoja h_t , regression selitysasteeksi jää maltillinen 5,3%. Keskiarvot ovat suluissa kertoimien alla. Yhden viiveen vektoriautoregressiivisessä VAR(1) -mallissa osinkotuottomuuttuja δ_t käyttäytyy autoregressiivisesti ja sitä ennustaa muuttujan edellinen arvo δ_{t-1} . Muuttujilla h_t ja Δd_t ei ole tilastollisesti merkitsevää selitysvoimaa osinkotuottoon. Seuraavan periodin osinkojen muutosta Δd_{t+1} ennustaa suurimmaksi osaksi edellisen

periodin osinkojen muutos Δd_t . Myös edellisen periodin osinkotuotto δ_t ennustaa osinkojen muutosta. Osinkojen muutosta ennustettaessa osinkotuoton muutoksella on myös tilastollisesti merkitsevä ja teoriaan sopiva negatiivinen kerroin. Tutkimuksessa laskettiin vektoriautoregressiivistä mallia käyttämällä osinkotuoton tasolle ennuste ja verrattiin sitä oikeaan historialliseen osinkotuottotasoon. Malli oli muotoa:

$$\delta'_t = \begin{pmatrix} 0.636\delta_t - 0.097\Delta d_t \\ (0.123) \quad (0.109) \end{pmatrix}, \quad (36)$$

jossa teoreettiseen osinkotuoton tason estimaattiin δ'_t vaikuttaa reaalin osinkotuotto kertoimella 0.636. Estimaatti ei ennusta toteutunutta osinkotuottoa täydellisesti, sillä osinkotuoton parametriestimaatin ei pitäisi tilastollisesti merkitsevästi erota yhdestä (1) ja osinkojen muutoksen nolasta (0). $\delta' \neq \delta$, joten seuraavan periodin tuotot ovat ennustettavissa ja tukevat VAR -mallin tuloksia. Seuraavaksi tutkijat tarkastelevat historiallisen ja estimoidun osinkotuoton tason volatilitteettia seuraavalla yhtälöllä:

$$SDR = \frac{\sigma(\delta'_t)}{\sigma(\delta_t)} = 0.637, \quad (37)$$

jossa SDR kuvaa teoreettisen ja reaalin osinkotuoton keskihajontojen tasojen välistä tunnuslukua. Teoreettinen osinkotuoton keskihajonta $\sigma(\delta'_t)$ on selvästi pienempi, kuin reaalin osinkotuoton tason keskihajonta $\sigma(\delta_t)$. Tasojen korrelaatiot olivat kuitenkin hyvin lähellä yhtä eli aikasarjat liikkuiivat ajan edetessä samaan suuntaan. Yllättävin havainto oli, että tutkimuksessa käytettävät diskonttokorot eivät auttaneet selittämään osakekurssien liikkeitä.

Campbellin ja Shillerin toisessa vuonna 1988 (b) tekemässä tutkimuksessa käytettiin samaa havaintoaineistoa vuosilta 1871 - 1987. Tässä tutkimuksessa he lisäsivät selittäväksi muuttujaksi E/P-luvun ja sen kymmenen vuoden liukuvan keskiarvon. Tutkijoiden mukaan tilinpäätöksen tunnusluvut ovat hyviä selittämään osakkeen tuottoja. E/P-luku esitetään tutkimuksessa erinomaisena tuoton selittäjänä ja toimii paremmin kuin aiemman tutkimuksen (1988a) osinkotuotto. Kuten aiemmassa tutkimuksessa teoreettinen ja todellinen hintataso korreloivat positiivisesti keskenään. Tulosten valossa on kuitenkin huomioitava, että varsinkin 1950 -luvun jälkeen todelliset osakkeiden hintatasot ja tuotot ovat paljon volatiilimpia, kuin mallien antamat hintatasojen ja tuottojen estimaatit. Näin ollen teoreettinen hintataso p'_t ja toteutunut hintataso eroavat usein selvästi toisistaan vaikka yhden periodin teoreettiset tuotot h'_t ja toteutuneet tuotot ovat vahvasti korreloituneet. Teoreettisen hintatason voi laskea seuraavalla Gordonin osinkomallista johdetulla dynaamisella yhtälöllä:

$$p'_t = 0.256p_t + 0.776e_t + 0.046d_t - 0.078d_{t-1}, \quad (38)$$

jossa pidemmän aikavälin hintatason muutoksiin p'_t vaikuttaa suuremmalla kertoimella E/P -luvun liukuva keskiarvo e_t kuin tämän hetkinen hinta p_t .

Kuten aiemmassa tutkimuksessa tulokset ovat riippumattomia VAR -mallin viiverakenteesta, estimointiperioideista ja malleissa käytetyistä tuottovaatimuksista.

Cuthbertson, Hayes ja Nitzsche (1997) saivat tutkimuksessaan samanlaisia tuloksia vakioisen diskonttokoron mallille kuin Campbellin ja Shillerin (1988a ja b) tutkimuksissa. He kuitenkin lisäsivät selitysyhtälöön CAP -mallin teoriaan kuuluvan volatilitteettitermin selittämään markkinatuottoja ylittäviä tuottoja.

$$E_t h_{t+1} - r_t = \gamma E_t V_{t+1}, \quad (39)$$

jossa V_{t+1} kuvaa CAP -mallin volatilitteettitermiä, joka selittää mallin perusteella ylituottoja. V_t myös Granger -kausalisoi osinkojen muutosta Δd_{t+j} , joten termin pitäisi vaikuttaa myös teoreettiseen osinkotuottotasoon δ'_t . Näin ollen volatilitteettitermin lisääminen vakioisen diskonttokoron malliin pitäisi parantaa osinkotuottotason estimaattia ja keskihajontatunnusluvun *SDR*:n pitäisi olla lähellä yhtä (1). Volatilitteettitermin lisääminen malliin parantaa teoreettisen osinkotuottotason estimaattia selvästi ja estimaatti on paljon volatiilimpi, kuin mitä malleissa jossa volatilitteettitermiä ei oteta huomioon. Volatilitteettitermi parantaa osinkotuottotermien liikkeen ennustetta.

4 TUTKIMUSMENETELMÄT JA AINEISTO

Tässä luvussa tutustutaan tutkielman empiirisessä osassa hyödynnettäviin menetelmiin ja tutkimuksen aineistoon. Tutkimuksessa hyödynnetään yleisesti käytössä olevia ekonometrisia menetelmiä. Keskeisimmät menetelmät ovat regressiomallit, yhteisintegraatioanalyysi, siihen liittyvät virheenkorjausmallit ja vektoriautoregressiivinen aikasarjamalli. Näiden mallien perusteella tutkimuksessa tarkastellaan osaketuottojen ennustettavuutta ja osakeindeksien arvostustasojen muutoksia ja poikkeamia niiden fundamenttiarvoista.

4.1 Aikasarjojen stationaarisuus

Aikasarja-analyysiä suoritettaessa on oleellista tarkastella muuttujien stationaarisuutta. Muuttujan Y_t voidaan katsoa olevan heikosti stationaarinen, jos muuttujan odotusarvo ja varianssi ovat vakioita ajan suhteen (yhtälöt 40 ja 41). Yhtälön 42 mukaan aikasarjalla on tarkasteluperiodista riippumaton autokovarianssirakenne.

$$E(Y_t) = \mu, \quad (40)$$

$$Var(Y_t) = \sigma < \infty, \quad (41)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-h}) = \gamma_h, \quad h = 1, 2, 3, \dots \quad (42)$$

Aikasarjan tulkitaan olevan stationaarinen jos nämä ehdot täyttyvät. Tällöin aikasarjan havainnot generoivaa prosessia kuvaavan yhtälön karakteristiset juuret ovat yksikköympyrän sisäpuolella. Stationaarisen aikasarjan tapauksessa shokin tullessa systeemiin sen vaikutus vähenee ajan myötä ja systeemi hakeutuu kohti pitkän aikavälin tasapainopistettä. (Enders 2008, Lütkepohl & Krätzig 2004)

Aikasarjan ollessa epästationaarinen pienimmän neliösumman menetelmä eli OLS-estimointi ei toimi, koska tämä menetelmä olettaa muuttujien olevan stationaarisia ja estimointi tuottaa tällöin harhaisia estimaatteja. Aikasarjaestimoinnissa näennäinen regressio (spurious regression) voidaan välttää stationaarisia sarjoja käyttämällä. (Brooks, 2008)

Tässä tutkimuksessa aikasarjojen stationaarisuutta tutkitaan seuraavien testien avulla: Täydennetty Dickey-Fuller-testi, Phillips-Perron-testi ja Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin-testi. Näitä kaikkia kolmea testiä käyttämällä päästään lähemmäksi varmuutta aikasarjojen stationaarisuudesta. ADF-testissä ja PP-testissä nollahypoteesina on aikasarjan epästationaarisuus eli yksikköjuuren olemassaolo. KPSS-testissä nollahypoteesina on stationaarisuus.

4.2 Yhteisintegraatio ja Engle-Granger -malli

Kuten aiemmin todettiin, pienimmän neliösumman estimointimenetelmä (OLS) saattaa johtaa harhaisiin tuloksiin epästationaaristen muuttujien tapauksessa. Kuitenkin on olemassa poikkeus, jossa pienimmän neliösumman menetelmä toimii epästationaarisilla muuttujilla. Tässä erikoistapauksessa epästationaariset muuttujat ovat yhteisintegroituineita. Usein kahden epästationaarisen muuttujan välinen lineaarinen kombinaatio tuottaa epästationaarisesti käyttäytyvän virhetermin, mutta jos yhtälön virhetermi on stationaarinen, voidaan sanoa muuttujien olevan yhteisintegroituineita. Käytännössä tämä tarkoittaa sitä, että nämä sarjat liikkuvat samansuuntaisesti pitkällä aikavälillä eli niiden välillä on riippuvuussuhde. Toisin sanoen sarjojen välillä on pitkän aikavälin tasapainorelaatio, johon ne pyrkivät palaamaan. (Brooks, 2008). Grangerin (1987) mukaan pitkällä aikavälillä taloudellisten muuttujien muodostamien yhteisintegroituineiden pariin ei pitäisi erkaantua toisistaan. Lyhyellä aikavälillä aikasarjat voivat liikkua poispäin toisistaan, mutta ajan kuluessa talouden mekanismit liikuttavat aikasarjojen havaintoja jälleen kohti toisiaan.

Kahden muuttujan yhteisintegraatiota voidaan tutkia Englen ja Grangerin (1987) kehittämän menetelmän avulla. Ensimmäisessä vaiheessa tutkitaan huomion kohteena olevien muuttujien integraatioaste yksikköjuuritestillä. Yhteisintegraation olemassaolo edellyttää, että muuttujien integroituineisuuden asteen pitää olla sama. Tämän vaatimuksen täytyessä voidaan siirtyä seuraavaan vaiheeseen. Toisessa vaiheessa estimoidaan kahden epästationaarisen muuttujan välinen pitkän aikavälin tasapainorelaatio. Regressiosta saadut residuaalit kuvaavat poikkeamia niiden pitkän aikavälin tasapainorelaatiosta. Residuaaliaikasarjan on oltava stationaarinen, jotta voidaan todeta sarjojen olevan yhteisintegroituineita. Stationaarisuus testataan laajennetulla Dickey-Fuller-testillä ja testistä saatuja arvoja verrataan Englen ja Grangerin (1987) laskemiin kriittisiin arvoihin. Jos nollahypoteesi eli yksikköjuuren olemassaolo voidaan hylätä, niin muuttujat Y_t ja Z_t ovat yhteisintegroituineita. (Enders, 2008)

Kolmannessa vaiheessa, kun yhteisintegraatio on havaittu ja pitkän aikavälin tasapainomalli on muodostettu, luodaan virheenkorjausmalli, jonka perusteella voidaan tulkita, kuinka nopeasti muuttujat pyrkivät palaamaan pitkän aikavälin tasapainoon.

Luvussa 3 esitetyn rationaalisen arvostusteorian mukaan osakkeiden hinnat määräytyvät tulevaisuuden osinkojen nykyarvon ja diskonttokorkojen perusteella. Näin ollen, osinkotuoton tulisi ennustaa joko tulevaisuuden osinkoja tai hintoja tai molempia. Jos odotetut tuotot eivät ole vakioita, voidaan teoreettisesti ajatella, että osinkotuotto ennustaa tulevaisuuden tuottoja. Teoreettisesti voidaan ajatella, että pitkän aikavälin tasapainossa osinkotuotto on vakio. Osinkotuoton poikkeama vakioiselta uraltaan aiheuttaa myös hintojen vaihtelua. Näin ollen voidaan ajatella, että hintojen vaihtelun nopeus ja suunta

riippuu osinkotuoton siirtymästä pois vakioiselta uraltaan. Osakkeen logaritminen hinta on $p = \ln P$ ja logaritminen osinko on $d = \ln D$. Jos pitkän aikavälin logaritminen osinkotuotto $z = (p - d)$ ajatellaan olevan vakio, virheenkorjausmalli voidaan kirjoittaa seuraavanlaisesti:

$$\Delta p_t = \beta_1(L)\Delta d_{t-1} + \beta_2(L)\Delta p_{t-1} - \alpha(z - k)_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (43)$$

jossa $\beta_i(L)$ on kyseisten muuttujien viivearvot ja k on pitkän aikavälin osinkotuoton tasapainoarvo. Hintojen ollessa vakioista osinkotuoton tasoa korkeammalla:

$$(p - d) > k. \quad (44)$$

Tällöin hintojen pitäisi laskea eli Δp_t -termin pitäisi olla negatiivinen. Jos hintojen p ja osinkojen d todetaan olevan epästationaarisia, mutta yhteisintegroituneita, tällöin $(p - d)_{t-1}$ tulisi Granger -kausalisoida joko hintojen muutosta Δp_t tai osinkojen muutosta Δd_t . Jos hinnat ja osingot eivät ole yhteisintegroituneita voidaan ajatella, että rationaalinen arvostusyhtälö ei diskonttokoron ollessa vakio anna oikeaa estimaattia hinnasta osinkojen funktiona. (Cuthbertson & Nitzsche, 2005)

4.3 Vektoriautoregressiivinen aikasarjamalli

Vektoriautoregressiivinen aikasarjamalli on yleisin useamman kuin yhden muuttujan aikasarjamalli. Nimensä mukaisesti mallissa aikasarjamuodossa olevat muuttujat asetetaan vektorimuotoon. Yleisesti k :n muuttujan VAR-malli sisältää k määrän yhtälöitä, yksi yhtälö jokaista selitettävää muuttujaa kohti. Näissä yhtälöissä selittävät muuttujat ovat selitettävien muuttujien viiveitä. Näin ollen VAR -esitys voidaan kirjoittaa muotoon VAR(p), jossa p on viiveiden määrä. VAR -mallin yhtälöiden kertoimet voidaan estimoida pienimmän neliösumman menetelmällä, eli OLS:lla. Esimerkiksi kahden muuttujan VAR -malli voidaan esittää seuraavasti:

$$Y_t = \beta_{10} + \beta_{11}Y_{t-1} + \dots + \beta_{1p}Y_{t-p} + \gamma_{11}X_{t-1} + \dots + \gamma_{1p}X_{t-p} + u_{1t} \quad (45)$$

$$X_t = \beta_{20} + \beta_{21}Y_{t-1} + \dots + \beta_{2p}Y_{t-p} + \gamma_{21}X_{t-1} + \dots + \gamma_{2p}X_{t-p} + u_{2t}. \quad (46)$$

VAR-mallin oletuksien ollessa voimassa OLS estimaatit ovat konsistentteja ja suurissa otoksissa ne käyttäytyvät normaalijakauman mukaisesti, toisin sanoen tilastollinen merkitsevyys voidaan laskea hyödyntämällä normaalijakaumaa. Näin ollen esimerkiksi 95% luottamusväli kertoimelle β_{1p} voidaan laskea kaavalla $\beta_{1p} \pm 1,96 * \text{keskivirhe}$.

VAR-mallin estimoinnin ongelmaksi saattaa muodostua vapausasteiden riittämättömyys estimoitavien parametrien suuren määrän vuoksi. Mitä enemmän malliin otetaan muuttujia ja tästä johtuen estimoitavia parametreja, sitä suurempi riski estimoitavirheelle koituu. Parametrien määrään vaikuttaa myös malliin otettavien viiveiden määrä. Tässä tutkimuksessa optimaalinen viiverakenne määritetään Bayesilaisen informaatiokriteerin (BIC) ja Akaiken informaatiokriteerin (AIC) avulla. Esimerkiksi jos mallissa on 5 muuttujaa ja jokaiselle muuttujalle otetaan 5 viivettä, estimoitavia parametreja yhdessä yhtälössä on 26 ($5 \cdot 5 + \text{vakio}$). Näin ollen koko malliin tulee estimoitavaksi 130 parametria. Koska tutkimuksen havaintoaineisto on kuukausittaista ja aikajänne on rajallinen, malleihin valitaan mahdollisimman lyhyt viiverakenne.

VAR-mallilla yhden periodin ennusteita voidaan tehdä iteroimalla, jolloin tehdään ennuste seuraavan periodin arvosta ja sen jälkeen toistetaan prosessi ottaen mukaan edellisen periodin ennuste. Ennuste tehdään siis samoin keinoin, kuin yhden muuttujan tapauksessa. Suurimpana erona yhden muuttujan tapaukseen on muuttujien vaikutus seuraavan periodin ennusteeseen. Esimerkiksi kahden muuttujan VAR -mallissa ennustettaessa kaksi periodia ($T+2$) eteenpäin, ennusteeseen vaikuttaa molempien muuttujien yhden periodin ($T+1$) ennusteen arvo. Tutkimuksen kohteena olevat osinkotuoton ennuste ja osingon muutoksen ennuste lasketaan VAR -mallilla. Matemaattinen esitys kahden periodin ennusteesta on seuraavanlainen:

$$\hat{Y}_{T+2|T} = \hat{\beta}_{10} + \hat{\beta}_{11}\hat{Y}_{T+1|T} + \hat{\beta}_{12}Y_T + \hat{\beta}_{13}Y_{T-1} + \dots + \hat{\beta}_{1p}Y_{T-p+2} + \hat{\gamma}_{11}X_{T+1|T} + \hat{\gamma}_{12}X_T + \hat{\gamma}_{13}X_{T-1} + \dots + \hat{\gamma}_{1p}X_{T-p+2} \quad (47)$$

Tästä yhtälöstä jatkamalla voidaan tuottaa ennusteita pidemmälle tulevaisuuteen. (Watson & Stock, 2011)

4.4 Havaintoaineisto

Aineistona tutkimuksessa käytetään USA:n markkinoiden Standard & Poors 500 osakehintaindeksiä, johon kuuluu 500 markkina-arvoltaan suurimman yrityksen osaketta, jotka on listattu joko New Yorkin pörssiin (NYSE) tai yleisamerikkalaiseen NASDAQ-pörssiin. Lisäkriteerinä indeksiin valitsemiselle on osakkeiden vaihto ja vaihdon suhde markkina-arvoon. NYSE ja NASDAQ ovat markkina-arvoltaan maailman suurimmat indeksit.

Kaikkien muuttujien kuukausittaiset aikasarjat ovat Robert Shillerin tietokannasta aikaväliltä 1871:1 - 2016:6. Havaintoaineisto yritysten osingoista ja voitoista ennen vuotta 1926 tulee Cowlesilta ja on interpoloitu kuukausittaiseksi vuosittaisista havainnoista. Kuluttajahintaindeksin havainnot on saatu USA:n työmarkkinavirastolta (<http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>). Aikasarjojen mahdollisimman suuri pituus ja havaintojen suuri määrä

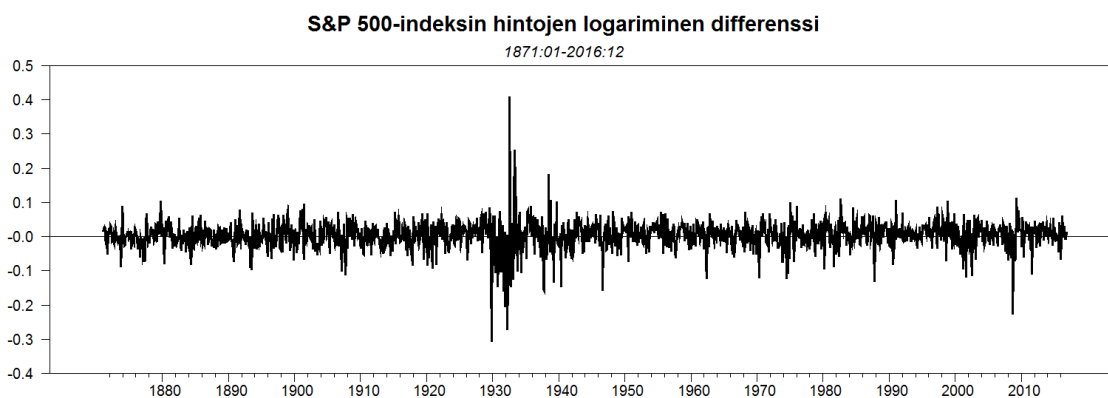
mahdollistaa tilastollisten tulosten luotettavamman tarkastelun ja aikasarjamallien käytön. Pitkä aikaväli myös tuo lisänä mahdollisuuden tutkia regimivaihteluita aikasarjassa. Lähes 150 vuoden aikavälille mahtuu tasaisen kasvun aikaa, 1930-luvun lama, 1970-luvun öljykriisi, IT-kupla ja kansainvälinen finanssikriisi.

Taulukko 1 Tutkimuksessa käytettävä aineisto

Aikasarja	Havainnot	Keskiarvo	Keskihajonta	Minimi	Maksimi
P	1752	237.75	468.36	2.73	2191.95
D	1749	5.21	8.7	0.18	45.03
D/P	1749	-3.22	0.43	-4.5	-1.94
dP	1751	0.0035	0.04	-0.31	0.41
dD	1748	0.003	0.01	-0.09	0.06
dDY	1738	0.00002	0.01	-0.12	0.21
CAPE	1632	16.72	6.63	4.78	44.2
dCAPE	1631	0.00023	0.04	-0.31	0.41
IR	1752	0.0459	0.0229	0.015	0.1532
CPI	1752	56.01	68.78	6.28	241.95
INFL	1751	0.001	0.01	-0.07	0.07
GGM	1744	338.9	660.61	-947.17	6166.69
GGM1	1744	237.5	397.2	8.2	2054.5

P=osakkeen hinta, D=osinko, D/P=osinkotuotto, dP=osakkeen hinnan logaritminen differenssi, dD=osinkojen muutoksen logaritminen differenssi eli G, dDY=osinkotuoton logaritminen differenssi, GGM=Gordonin osinkomalli, GGM1=Gordonin osinkomalli vakioisella osinkojen kasvulla, CAPE=E/P -luvun kymmenen vuoden liukuva keskiarvo, IR=3 kuukauden USA:n valtion joukkovelkakirjalainan korko, CPI=kuluttajahintaindeksi, INFL=kuluttajahintaindeksin muutos

Osaketuotto on esitetty S&P 500-hintaindeksiin perustuen kuukausittaisina havaintoina. Osaketuottoa tutkitaan sen hintaindeksin logaritmin differenssinä ja sen vaihtelua havainnollistetaan kuvioissa 4.

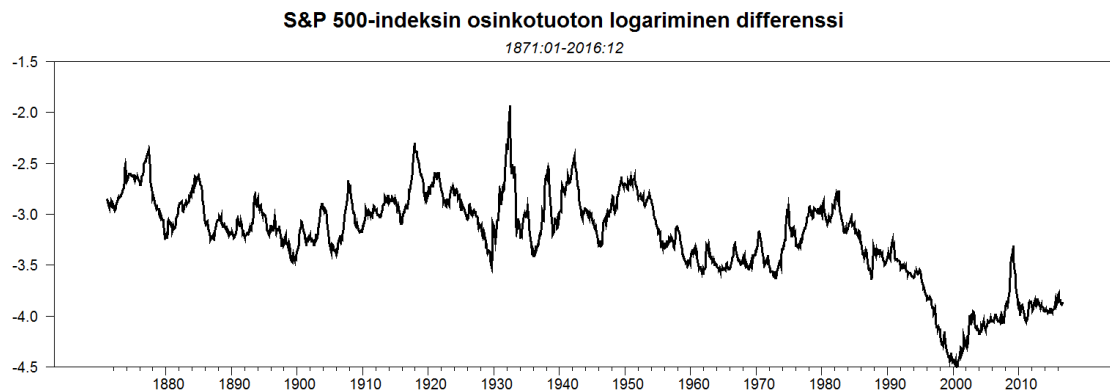


Kuvio 4 S&P 500-indeksin hintojen logaritminen differenssi 1871:01-2016:12

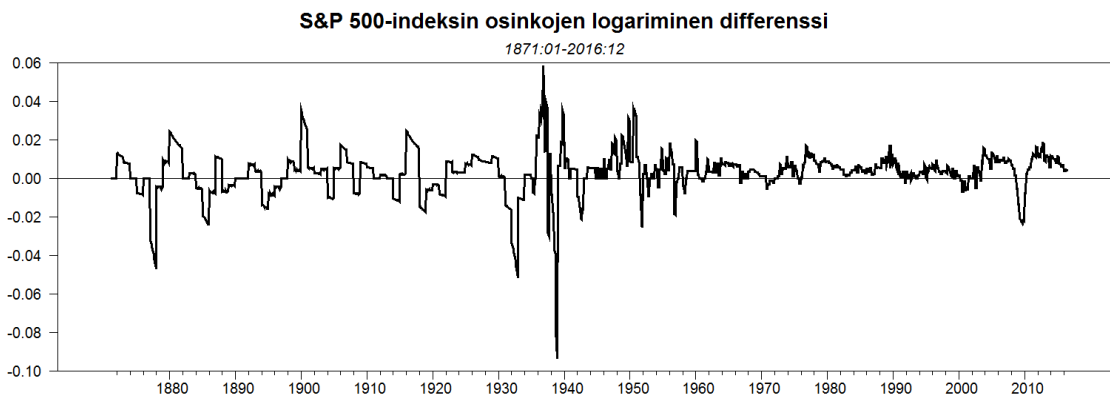
Periodin t aikana maksettujen osinkojen määrän avulla voidaan laskea osinkotuoton suhdeluku. Osinkotuoton aikasarja lasketaan kaavalla:

$$\text{Osinkotuotto} = \frac{D_{t-1}}{P_t} \quad (48)$$

Osinkotuoton logaritmisin differenssin aikasarja esitetään kuviossa 5 ja osinkojen logaritmisin differenssin aikasarja kuviossa 6.



Kuvio 5 S&P 500-hintaindeksin osinkotuoton logaritminen differenssi 1872:01-2016:12



Kuvio 6 S&P 500-hintaindeksin osinkojen logaritminen differenssi 1871:02-2016:12

4.5 Yksikköjuuritestien tulokset

Yksikköjuuritestit on tehty kuukausiaineistolle Phillips-Perron- ja Dickey-Fuller-menetelmillä. Stationaarisuutta testataan testikohtaisesti eri viiverakenteilla. Phillips-Perron- ja Dickey-Fuller -testit sisältävät nollahypoteesin aikasarjan yksikköjuuresta. Havaintoaineistossa ainakin osakkeiden hinnoilla, osingoilla ja Gordoniin osinkomallin mukaisella estimaatilla hintatasosta voidaan ajatella

olevan yksikköjuuri. Näissä sarjoissa tutkimuksessa havaittiinkin yksikköjuuri. Tämän takia käytetyt aikasarjat ovat differoituja eli muutossarjoja. Taulukossa (2) esitetään muokattujen aikasarjojen yksikköjuuritestien tulokset. Näiden perusteella tutkimuksessa käytettyjen muokattujen aikasarjojen voidaan sanoa olevan stationaarisia. Osinkotuoton aikasarja DY oli epästationaarinen mutta osinkotuoton logaritminen differenssi DDY on stationaarinen. Osinkotuoton epästationaarisuus on intuitiivisesti erikoinen tapaus, sillä pitkällä aikavälillä osinkojen ja hintojen välillä tulisi pysyä kohtuullisen vakio suhde. Tähän palataan yhteisintegraatiotesteissä.

Taulukko 2 Yksikköjuuritestien tulokset

Muuttuja	Viive (k)	Phillips-Perron	Dickey-Fuller	ADF	Viive
dP	Viive 1	-31.3451***	-27.1446***		AIC 20
	Viive 2	-31.1751***	-23.2366***	-27.1446***	BIC 1
	Viive 3	-30.9714***	-19.3885***		
dD	Viive 1	-10.2272***	-10.1784***		AIC 17
	Viive 2	-10.3861***	-10.3808***	-8.1095***	BIC 3
	Viive 3	-10.015***	-8.1095***		
D/P	Viive 1	-2.15643	-2.6673*		AIC 20
	Viive 2	-2.28476	-2.4986	-2.6673*	BIC 1
	Viive 3	-2.34508	-2.4837		
GGM	Viive 1	-5.1727***	-4.60392***		AIC 18
	Viive 2	-4.4277***	-3.13735**	-0.9044	BIC 8
	Viive 3	-4.1358***	-2.797*		
dGGM	Viive 1	-48.2222***	-44.2936***		AIC 18
	Viive 2	-49.6703***	-27.7444***	-20.3263***	BIC 8
	Viive 3	-50.0845***	-25.9940***		
GGM1	Viive 1	20.8696	2.86748		AIC 16
	Viive 2	17.1267	2.81782	4.136	BIC 16
	Viive 3	14.8981	2.82559		
dGGM1	Viive 1	-10.2272***	-10.1784***		AIC 17
	Viive 2	-10.3861***	-10.3808***	-8.1095***	BIC 3
	Viive 3	-10.0150***	-8.10949***		
CAPE	Viive 1	-2.108	-2.48622		AIC 17
	Viive 2	-2.1999	-2.34415	-2.4862	BIC 8
	Viive 3	-2.2284	-2.27066		
dCAPE	Viive 1	-30.5921***	-25.91***		AIC 20
	Viive 2	-30.4697***	-22.27***	-30.5005***	BIC 0
	Viive 3	-30.2997***	-18.27***		
G	Viive 1	-10.2272***	-10.1784***		AIC 17
	Viive 2	-10.3861***	-10.3808***	-8.1095***	BIC 3
	Viive 3	-10.015***	-8.10949***		
IR	Viive 1	-1.76509	-2.17582		AIC 20
	Viive 2	-1.79557	-1.70654	-1.7691	BIC 6
	Viive 3	-1.80055	-1.88087		
CPI	Viive 1	13.4491	8.52425		AIC 20
	Viive 2	12.2942	9.46953	4.5987	BIC 6
	Viive 3	11.7856	9.47055		
INFL	Viive 1	-31.2105***	-22.4087***		AIC 20
	Viive 2	-31.4419***	-18.6193***	-22.4087***	BIC 6
	Viive 3	-31.7020***	-16.2543***		

Viive k = kuukausi. Tilastollinen merkitsevyys ilmoitetaan *** 1%, **5% ja * 10% riskitasoilla, AIC = Akaiken informaatiokriteeri, BIC = Bayesilainen informaatiokriteeri

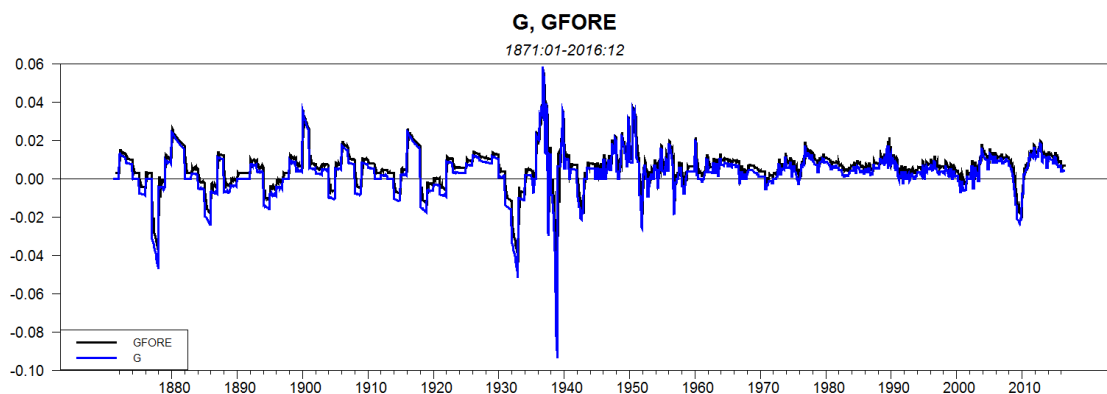
5 TULOKSET

5.1 Gordonin osinkomallin estimointi

Osinkomallin mukaan osakkeen hinta ja sen tuotto riippuvat kuluvan periodin osinkojen tasosta, diskonttorokosta sekä osinkojen kasvuvauhdista.

$$P_t = D_t \frac{(1+g_t)}{(R_t-g_t)} \quad (49)$$

Ensimmäisessä mallissa hinnan estimaatti on luotu käyttämällä osinkojen kasvuvauhdin arviona havaintoaineiston aritmeettista vuotuista keskiarvoa, joka on koko aineistossa 0.301 %. Tämän jälkeen luodaan toinen malli, jossa osinkojen kasvuvauhdille rakennetaan optimaalinen ARMA(p,q) -malli. Optimaaliset ARMA -mallien rakenteet saadaan Akaiken informaatiokriteerin ja Schwarzin Bayesilaisen informaatiokriteerin avulla. Molempien informaatiokriteerien perusteella tulisi valita AR(4) -malli, jossa osinkojen tulevaisuuden arvoja ennustetaan aikasarjan neljän aiemman viiveen perusteella. Mallin viiverakenteen valinnan jälkeen AR(4) malli estimoidaan Box-Jenkins -menetelmää käyttäen. Tämän jälkeen voidaan päätellä, tuoko osinkojen kasvuvauhdin mallintaminen lisätarkkuutta Gordonin osinkomallin mukaiseen estimaattiin.



Kuvio 7 Osinkojen kasvuvauhti (G) ja kasvuvauhdin estimaatti (GFORE)

AR(4) -viiverakenteella muodostettu osinkojen kasvun sisäinen ennuste esitetään kuvioissa 7. Ljung-Boxin Q statistiikan perusteella osinkojen kasvun residuaalisarjassa ei ole havaittavissa autokorrelaatiota, mikä aiheuttaisi harhaa estimaattiin. Silmämääräisesti tarkasteltuna osinkojen kasvuvauhdin AR(4) -prosessilla mallinnettu estimaatti pystyy ennustamaan hyvin osinkojen kasvua. Kuitenkin numeerisesti tarkasteltuna yksinkertaista regressiota käyttäen huomataan (Taulukko 3), että vakioisen osinkojen kasvuvauhdin osinkomalli antaa tarkempia arvioita indeksin tasosta, kuin AR(4) -prosessilla mallinnettu

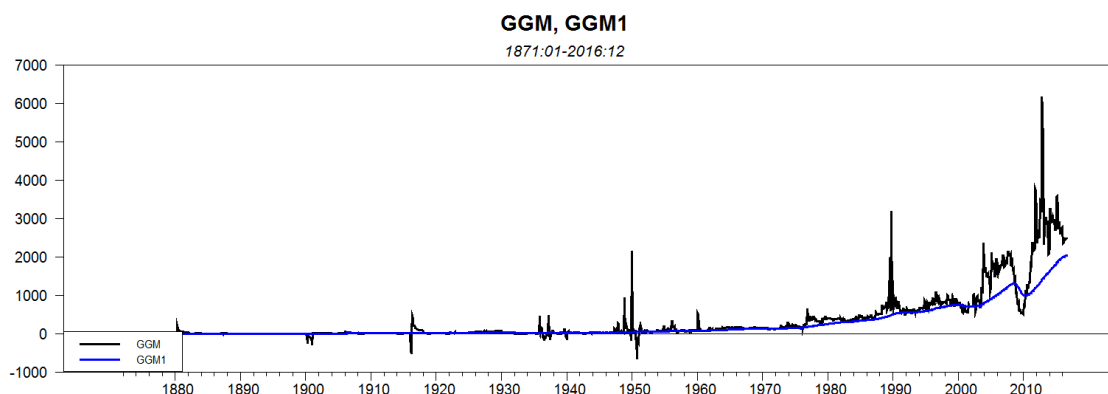
osinkomallin hintaestimaatti. Sijoittajan vuotuinen tuottovaatimus on vakio 2.5% molemmissa malleissa. Aikavälille 1871 – 2016 markkinakriisejä on sattunut useita, jolloin sijoittajan tuottovaatimus on kriisien aikana loogisesti paljon suurempi, kuin mitä normaalissa markkinatilanteessa. Tutkimuksessa käytetyn tuottovaatimuksen taso on verrannollinen aiempiin tutkimuksiin (esim. Mehra ja Prescott, 1985).

Taulukko 3 Gordonin mallin mukaisten regressiomallien selitysasteet

Malli	Selitysaste	Kerroin
GGM	0.779	0.6344
GGM1	0.932	1.0886

GGM = Gordonin malli osinkojen estimoidulla kasvuvauhdilla ja GGM1 = Gordonin malli osinkojen vakioisella kasvuvauhdilla (0,301%)

Campbell ja Shiller (1988a ja 1988b) testasivat erilaisia sijoittajan tuottovaatimuksia malleissaan ja päätyivät vakioiseen tuottovaatimukseen, koska erilaiset tuottovaatimukset eivät tuoneet lisäarvoa osakkeiden tuottojen selittämisessä. Tässä tutkimuksessa tutkitaan myös lisääkö sijoittajan tuottovaatimuksena käytettävä korkotaso tuottojen ennustekykyä. Tuottovaatimuksena käytetty kymmenen vuoden USA:n valtion joukkovelkakirjalainan korko ei parantanut mallien ennustekykyä. Korkotaso asetettiin sekä GGM, että GGM1 -malleihin tuottovaatimukseksi ja tämän jälkeen ennustuskky heikkeni molemmissa malleissa huomattavasti. Suuri ongelma mallien rakentamisessa on jo aiemmin mainittu herkkyys parametriestimaattien vaihtelulle. Malli antaa erittäin helposti negatiivisia tai äärimmäisen suuria arvoja tuottovaatimuksen tai osinkojen kasvuvauhdin vaihdellessa. Kuviossa 8 selvästi volatiilimpi aikasarja (GGM) on mallinnettu estimoidulla osinkojen kasvuvauhdilla ja tasaisempi aikasarja (GGM1) on mallinnettu vakioisella osinkojen kasvuvauhdilla. Näissä malleissa tuottovaatimuksena on vakio 2.5 %.



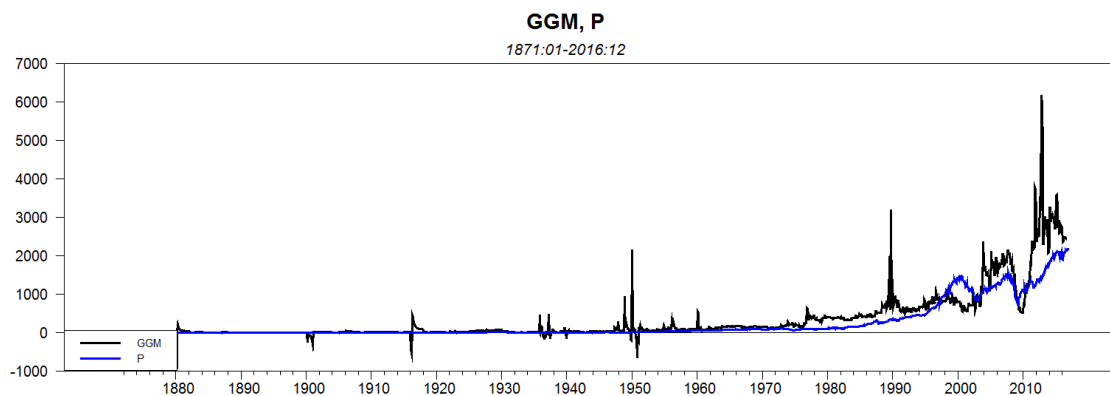
Kuvio 8 Gordonin osinkomallin estimaatit estimoidulla osinkojen kasvuvauhdilla (GGM) ja vakioksi asetetulla osinkojen kasvuvauhdilla (GGM1)

Kuviosta 9 voidaan huomata, että volatiilimpi sarja (GGM) joka on Gordonin osinkomallin ennuste hintatasosta estimoidulla osinkojen kasvulla, liikkuu selvästi samansuuntaisesti historiallisen hintatason kanssa. Taulukossa 4 on esitetty aikasarjojen GGM ja GGM1 keskihajonnat suhteessa hinnan keskihajontaan.

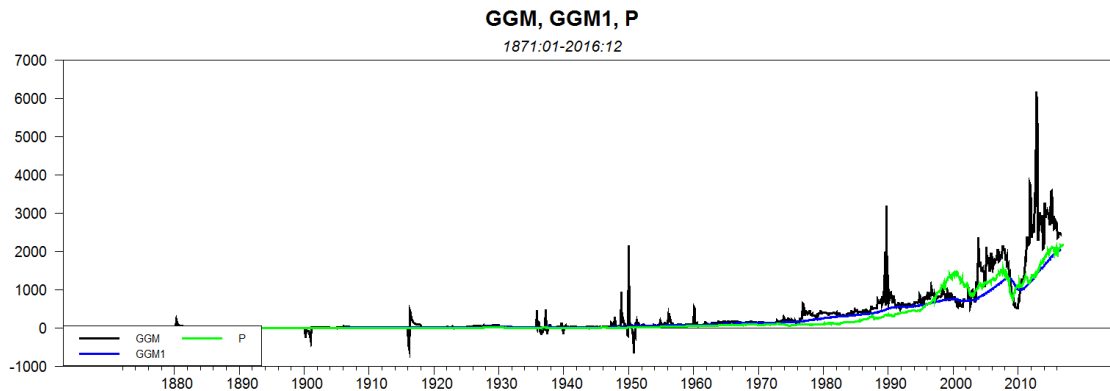
Taulukko 4 Suhteelliset keskihajontaluvut koko otokselle

Koko otos	Keskihajontaluku SDR
GGM/P	1.410
GGM1/P	0.848

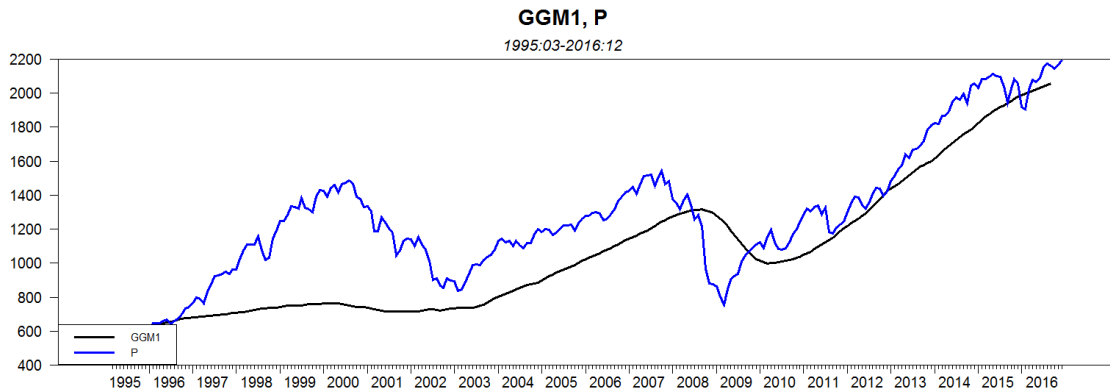
Kuten Campbellin ja Shillerin (1988a) tutkimuksessa huomattiin, vakioisella osinkojen kasvuvauhdilla lasketun hintaestimaatin GGM1 keskihajonta on pienempi, kuin mitä historiallinen hintataso. Campbell ja Shiller laskivat keskihajontaluvut osinkotuoton estimaatista ja toteutuneesta osinkotuotosta, tässä taulukossa esitetään hintatason estimaattien sekä toteutuneen hinnan keskihajontojen suhde. ARMA(1,1) mallilla estimoidun osinkojen kasvun hintaestimaatti on suhteessa volatiilimpi, kun historiallinen hintataso. Keskihajontojen eroja voidaan tarkastella myös graafisesti kuvioista 9, 10 ja 11. Kuvioista 11 voidaan selvästi huomata viime vuosikymmeninä tapahtuneita hintakuplia. It -kuplan aikaan hintataso nousi reilusti yli fundamenttien perusteella lasketun tason. Kuitenkin viime vuosina tapahtuneet kurssinousut voidaan selittää osinkoperusteisesti, joten ainakaan kuvion 11 perusteella huomattavaa hintakuplaa ei ole kirjoitushetkellä havaittavissa S&P 500 -indeksissä.



Kuvio 9 Gordonin osinkomallin estimaatti estimoidulla osinkojen kasvuvauhdilla (GGM) ja historiallinen hintataso (P)



Kuvio 10 Gordonin osinkomallin estimaatti estimoidulla osinkojen kasvuvauhdilla (GGM), vakioksi asetetulla osinkojen kasvulla (GGM1) ja historiallinen hintataso (P)



Kuvio 11 Hintaestimaatti GGM1 ja hintataso P aikavälillä 1995:03-2016:12

5.2 Engle-Granger yhteisintegraatiotesti hintojen ja osinkojen välille

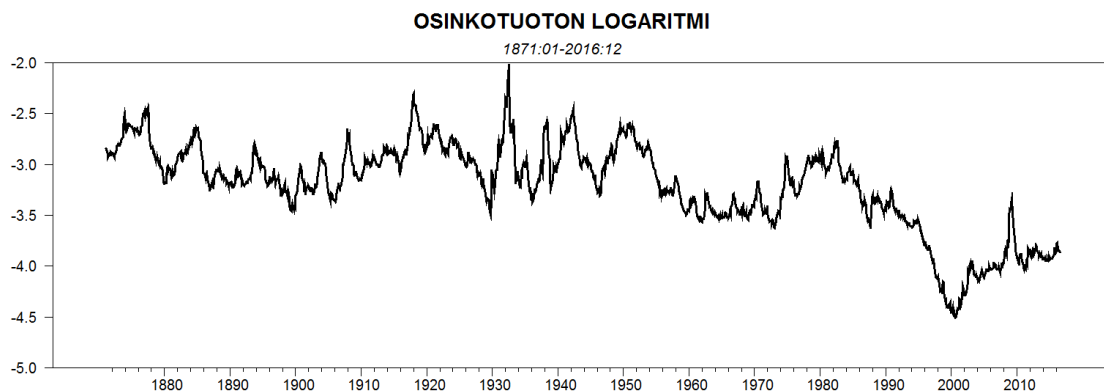
Engle-Granger -testi antaa viitteitä yhteisintegraatiosta hintojen ja osinkojen välille. Kuten aiemmin todettiin, molemmat aikasarjat ovat epästationaarisia. Testin perusteella yhteisintegraatio on havaittavissa 10 % riskitasolla koko aikavälille 1871:01 - 2016:12.

Taulukko 5 Yhteisintegraatio osinkojen ja hinnan välille

1871:01 - 2016:12	Kerroin	Keskivirhe	P-arvo	Selitysaste
Pitkän aikavälin kerroin	51.32	0.3218	0	0.93571
Lyhyen aikavälin kerroin	-0.00001478	0.000008	0.0753	0.00191

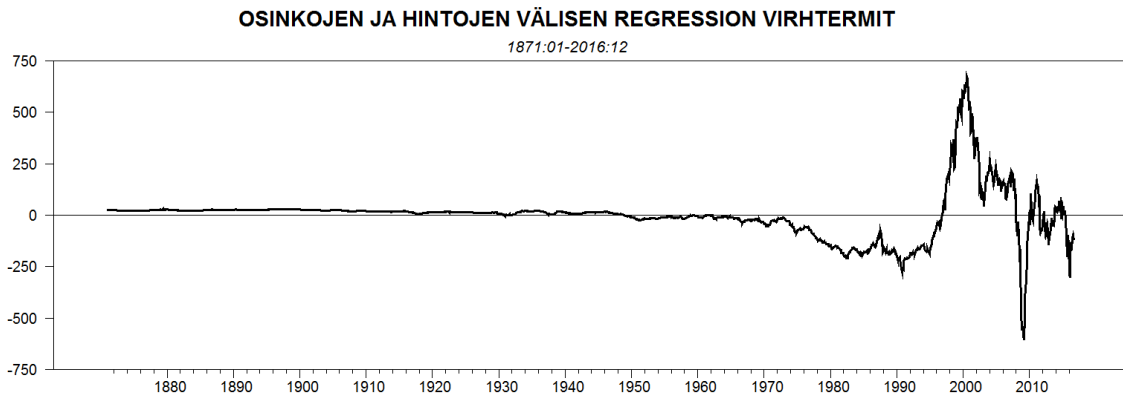
Pitkän aikavälin kertoimeksi osinkojen ja hinnan välille saadaan 51.32. Yhteisintegraation tapauksessa luodaan virheenkorjausmalli yhtälön 43 mukaisesti, jotta voidaan tutkia lyhyen aikavälin relaatiota muuttujien välillä.

Pitkän aikavälin regression osinkomuuttujan kertoimeksi saadaan 51.32 ja keskivirheeksi 0.32, jolloin pitkällä aikavälillä osinkotuoton voidaan laskea olevan mallin perusteella 1.95 %. Regressioyhtälön selitysaste oli 0.93, joten regressio kuvaa erittäin hyvin osinkojen ja hinnan suhdetta. Yhteisintegraatioyhtälön virheenkorjaustermien alpha-kertoimeksi saadaan teoriaa tukevasti -0.00001478 ja kertoimen p-arvoksi 0.075. Näin ollen osinkojen muutoksen heilahdellessa osingot pyrkivät palaamaan pitkän aikavälin tasapainoon kyseisellä kertoimella yhden periodin aikana.



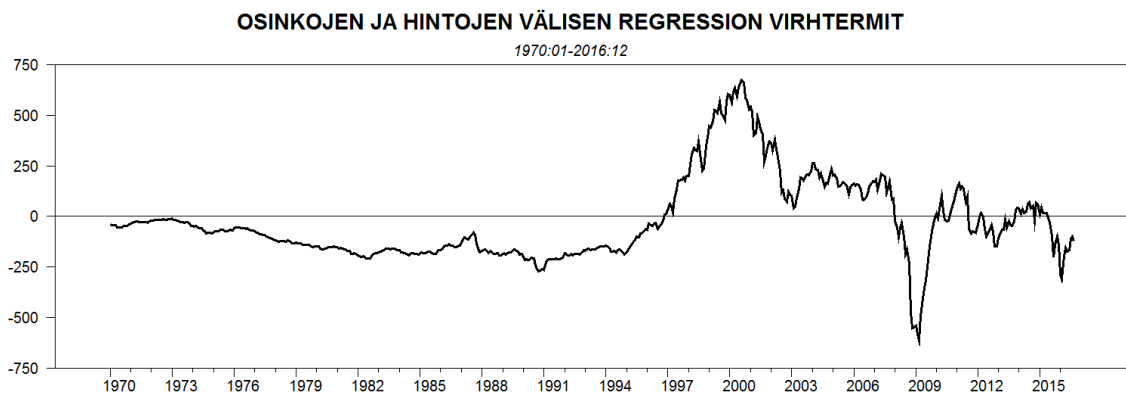
Kuvio 12 Osinkotuoton (D/P) logaritmi $\ln(D/P)$

Silmämääräisesti tarkasteltuna osinkotuoton logaritmi näyttää laskevan pidemmällä aikavälillä 1980 -luvulta alkaen. Tämä tarkoittaa, että osinkoja jaetaan suhteessa osakkeen hintaan vähemmän, kuin aiemmin. Kuvioista 12 ja 13 voidaan päätellä, että aikavälillä voi olla useampi eri regiimi, joilla yhteisintegraation vahvuus voi vaihdella. IT-kuplan aikoihin hintojen ja osinkojen relaatio muuttui selvästi 2000 -luvulle mentäessä ja kuplan puhkeamisen jälkeen tämä relaatio oli palautumassa takaisin pitkän aikavälin tasapainoon. 2008 finanssikriisin jälkeen osinkotuotto palautui kohtuullisen nopeasti samalle tasolle, minkä näkee selvästi kuviosta 12. Huomioitavaa on myös, että viimeisimpinä vuosikymmeninä relaatio on heilahdellut reilusti nousukausien ja laskukausien johdattamana. Vuoden 1929 Wall Streetin romahdus ei näy juuri ollenkaan osinkojen ja hintojen välisen suhteen muuttumisena. Myöskään vajaa kymmenen vuotta myöhemmin alkaneen laman tai toisen maailmansodan vaikutukset osinkojen ja hintojen suhteeseen eivät näy kuviossa 13.



Kuvio 13 Osinkojen D ja hintojen P välisen regression virhetermit

Kuviossa 14 nähdään selvästi 1970 -luvun jälkeisen osakemarkkinoiden heilunta ja osinkojen ja hintojen relaation muuttuminen ajan myötä. Kun virhetermikuvaaja on keskiviivan yläpuolella, osakkeen hinta on korkeammalla kuin mitä osakkeiden ja hintojen välisen regression regressioviiva ja toisinpäin. 13.10.1987 musta maanantai näkyy selvästi markkinoiden romahduksena. Varsin suuria markkinoiden mullistuksia ovat IT -kuplan paisuminen 1990 -luvun lopulla ja lopulta sen puhkeaminen 2000 -luvun alussa. Näiden tapahtumien jälkeen osakemarkkinat pysyivät kohtuullisen vakaina, kuitenkin volatilititeetin ollessa huomattavasti suurempi, kuin ennen 1970 -lukua. Vuonna 2007 ylikuumenneen USA:n asuntokuplan puhkeamisen voidaan laskea olevan suurin negatiivinen shokki koko S&P 500 -indeksin historiassa. Osittain tästä johtuneen finanssikriisin vaikutukset laimenivat kohtuullisen nopeasti USA:n markkinoilla jos tarkastellaan osinkojen ja hintojen suhdetta.



Kuvio 14 Osinkojen D ja hinnan P välisen regression virhetermit 1970:01 - 2016:12

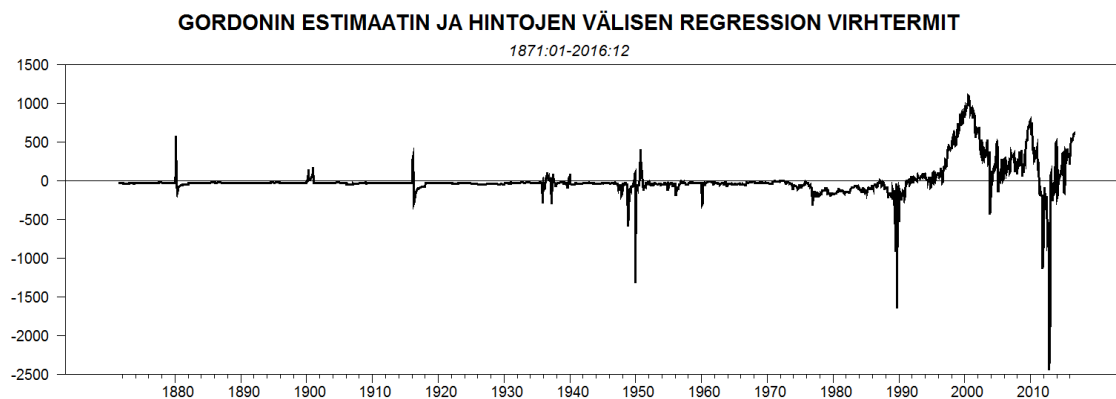
5.3 Engle-Granger yhteisintegraatiotesti hintojen ja Gordonin mallin mukaisen hintaestimaatin välille

Teoreettisesti, jos hintaestimaatti pystyy ennustamaan osakkeiden tuottoa, pitäisi testeissä huomata vahva yhteisintegraatio. Engle-Granger -testin perusteella vahva yhteisintegraatio voidaan huomata muuttujien välillä (alle 1 % riskitasolla).

Taulukko 6 Yhteisintegraatio hintaestimaatin ja hinnan välille

1871:01 – 2016:12	Kerroin	Keskivirhe	P-arvo	Selitysaste
Pitkän aikavälin kerroin	0.6191	0.00783	0	0.7817
Lyhyen aikavälin kerroin	-0.000005	0.0000046	0.2751	0.00079

Pitkän aikavälin kerroin estimaatin ja hinnan välille on 0.6191. Mallin selitysaste on hyvä ja GGM -estimaatti on tilastollisesti merkitsevä 1 % riskitasolla. Lyhyen aikavälin kertoimeksi saadaan -0.000005, joten tässäkin mallissa estimaatti ja toteutunut hintataso pyrkivät palautumaan tasapainoon. Kerroin on erittäin pieni ja sen p-arvo on 0.27, joten lisäarvoa sijoittajalle malli ei pysty tuottamaan.



Kuvio 15 Gordonin hintaestimaatin arvon, joka on laskettu vakioksi asetetulla osinkojen kasvuvauhdilla ja hinnan välisen regression virhetermit

Kuvion 15 perusteella kuten osinkojen ja hinnan välillä, yhteisintegraatio on vahvaa 1900-luvun loppuun mennessä, mutta sen jälkeen yhteisintegraation taso muuttuu selvästi, eivätkä Gordonin hintaestimaatti ja historiallinen hintataso pysy vakailta kasvu-urillaan.

5.4 Regiimitestit

Kuvioiden 13, 14 ja 15 perusteella osingon ja hinnan sekä hintaestimaatin ja hinnan välillä voidaan huomata regiimivaihteluita. Andrews-Ploberger (1994) ja Andrews-Quandt (Hansen, 1997) testeillä voidaan tarkastella regiimivaihteluita aineistossa. Testeillä voidaan tutkia, onko aikasarjojen välillä rakenteellista muutosta. Yksi tutkimuksen mielenkiinnon kohteista on eri regiimien aikasarjojen muutokset toisiinsa nähden. Kuten taulukoista 7 ja 8 voidaan selvästi huomata joillain aikaväleillä osakkeiden hinnat ja hintaestimaatit ovat selvästi volatiilimpia, kuin joillain toisilla regiimeillä. Täysin loogisesti pienemmän volatilitteen aikakaudella 1871:01 - 1995:03 hintasarjan keskihajonta on kolme kertaa pienempi, kun it-kuplan aikakaudella 1995:03 - 2001:08. Osinkojen volatilitetti on kuitenkin kolme kertaa pienempi, kuin mitä aikakaudella 1871:01 - 1995:03. Osakkeiden hintojen vaihtelua ei voida ainakaan perustella osinkoperusteisesti. Huomiota herättävää myös on, että tutkimuksen viimeisellä regiimillä 2012:10 - 2016:12 keskihajonta on vielä suurempi, kuin it-kuplan aikakaudella. Myöskään osinkojen keskihajonta ei ole suurempi tuolla aikakaudella, kuin muilla vaan jopa selvästi pienempi. Tuloksesta voidaan esittää erilaisia pohdintoja. Voisi olettaa, että hintojen suuremman volatilitteen aikakaudella myös Gordonin osinkomalli antaisi volatiilimpia arvioita osakkeiden hinnoista ja samalla myös osinkojen keskihajonta tulisi olla suurempi, kuin muilla aikakausilla.

Taulukko 7 Regiimien keskihajonnat

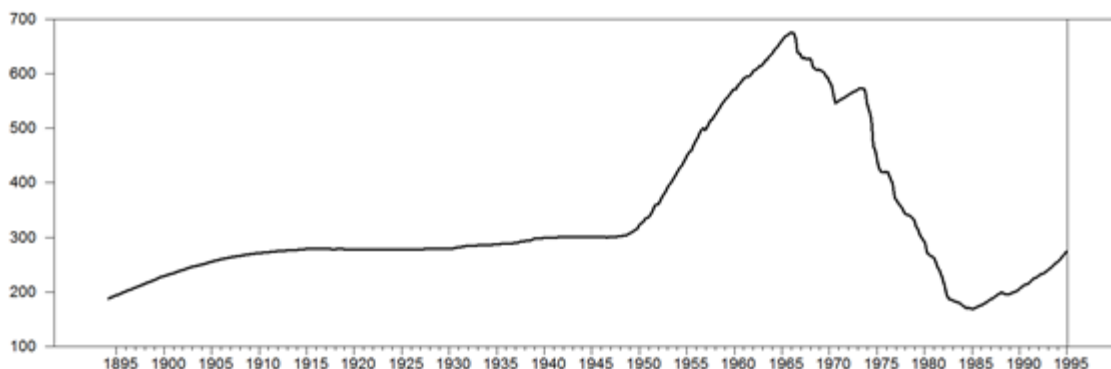
Aikaväli	GGM	GGM1	P	D
1871:01-1995:03	218.73	138.78	95.76	3.04
1995:03-2001:08	117.37	47.59	309.19	1.04
2001:08-2012:10	701.57	200.02	180.77	4.38
2012:10-2016:12	948.19	392.98	379.24	8.61

Taulukko 8 Eri regiimien suhteelliset keskihajontaluvut

Aikaväli	GGM/P	GGM1/P
1871:01-1995:03	2.28	1.45
1995:03-2001:08	0.38	0.15
2001:08-2012:10	3.88	1.11
2012:10-2016:12	2.50	1.04

5.4.1 Regiimitestit osinkojen ja hinnan väliselle yhteisintegraatiolle

Andrews-Ploberger ja Andrews-Quandt testien perusteella ensimmäinen regiimi sijoittuu aikavälille 1871:01 – 1995:02 ja toinen regiimi sijoittuu välille 1995:02 – 2016:12. Kuitenkaan kummallakaan regiimillä ei Engle-Granger -testillä voida luotettavasti havaita yhteisintegraatiota.



Kuvio 16 Andrews-Ploberger ja Andrews-Quandt -testien kuvio regiimivaihdokselle osinkojen ja hinnan välisessä yhteisintegraatiovektorissa

5.4.2 Regiimitestit hintaestimaatin ja hinnan väliselle yhteisintegraatiolle

Andrews-Ploberger ja Andrews-Quandt testien perusteella ensimmäinen regiimi muuttujien välille sijoittuu aikavälille 1871:01 – 1995:03. Regiimillä voidaan havaita äärimmäisen vahva yhteisintegraatio muuttujien välillä.

Taulukko 9 Yhteisintegraatio hinnan ja estimaatin välille 1871:01 - 1995:03

1871:01 – 1995:03	Kerroin	Keskivirhe	P-arvo	Selitysaste
Pitkän aikavälin kerroin	0.3507	0.0068	0	0.6395
Lyhyen aikavälin kerroin	0.000012	0.000019	0.52	0.0031

GGM -muuttujan kertoimeksi tällöin tulee 0.35 (p-arvo <0,01) ja selitysasteeksi 0,63. Kuitenkin lyhyen aikavälin kertoimeksi tulee positiivinen arvo ja sen p-arvoksi 0.52, joka ei sovi teoriaan. Toinen regiimi testin mukaan on välillä 1995:03 – 2001:08, tälle regiimille Engle-Granger -testin mukaan ei kuitenkaan ole havaittavissa yhteisintegraatiota. Kolmas regiimi havaitaan aikavälille 2001:08 – 2012:10 ja tälle aikavälille Engle-Granger -testin perusteella voidaan tulkita olevan yhteisintegraatio 10% riskitasolla. Neljäs ja viimeinen regiimi on aikavälillä 2012:10 – 2016:12, mutta tällä aikavälillä ei voida tilastollisesti merkitsevästi havaita yhteisintegraatiota.

Taulukko 10 Yhteisintegraatio hinnan ja estimaatin välille 2001:08 - 2012:10

2001:08 - 2012:10	Kerroin	Keskivirhe	P-arvo	Selitysaste
Pitkän aikavälin kerroin	0.1747	0.0164	0	0.4595
Lyhyen aikavälin kerroin	-0.000057	0.000028	0.0429	0.0309

Tulokset eri regiimien välillä ovat mielenkiintoisia. Koko otoksen aikavälillä yhteisintegraatio on tilastollisesti merkitsevää ja virheenkorjaustermin α -kerroin on negatiivinen, joten muuttujien välillä on pitkän aikavälin tasapainorelaatio, johon ne pyrkivät palaamaan. Pitkän aikavälin kerroin koko otannassa neljä kertaa suurempi ja lyhyen aikavälin kerroin kymmenen kertaa pienempi, kuin aikavälillä 2001:08 - 2012:10. Engle-Granger testin tulos antaa vihjeitä, että yhteisintegraatio on vahvinta regiimillä 2001:08 - 2012:10. Myös tilastollinen merkitsevyys on vahvempi lyhyen aikavälin kertoimelle aikavälillä 2001:08 - 2012:10.

5.5 VAR -malli

Vektoriautoregressiivisessä mallissa tutkitaan aiemmin esitettyjen muuttujien relaatioita. Mallissa käytetään viiveenä yhtä kuukautta. Eri muuttujien vaikutussuhteita tutkitaan Granger-kausalisuustesteillä. Jos muuttujan X viiveet selittävät tilastollisesti merkitsevästi muuttujan Y arvoja, voidaan muuttujan X sanoa Granger-kausalisoivan muuttujaa Y . Tällöin muuttujalla X voi olla ennustekykyä muuttujan Y tuleviin arvoihin (Brooks, 2008). Muuttujien välisten Granger-kausalisuustestien tulokset esitetään taulukoissa 11 - 14. Ensimmäisenä esitetään Granger-kausalisuustestit koko otannalle osaketuotolle, osinkotuotolle, Gordonin osinkomallin tuottoestimaatille (vakioisella osinkojen kasvulla) ja osakekohtaisen tuloksen muutoksen kymmenen vuoden liukuvalla keskiarvolle.

Taulukko 11 Granger -kausaalisuustestit neljällä muuttujalla, ARMA(1,1) -mallin mukaisen osinkojen kasvun ennuste

		Selittävä muuttuja			
Aikaväli		dP	D/P	dGGM	dCAPE
1871:01 2016:12	dP	0.149	-0.001	0.109	0.130
		(1.48)	(-2.38)**	(1.18)	(1.31)
1871:01 1995:03	dP	0.147	-0.001	0.117	0.138
		(1.42)	(-1.90)*	(1.20)	(1.35)
1995:03 2001:08	dP	0.025	-0.001	2.192	0.095
		(-0.01)	(-0.51)	(2.26)**	(0.06)
2001:08 2012:10	dP	0.549	0.000	-0.319	-0.283
		(0.68)	(-0.25)	(-0.65)	(-0.35)
2012:10 2016:12	dP	0.928	-0.002	-0.211	-0.936
		(0.89)	(-0.64)	(-0.19)	(-0.88)

Viive = 1 kuukausi T-testisuureen arvot suluisia. Tilastollinen merkitsevyys ilmoitettu *** 1%, ** 5% ja * 10% tasoilla.

Taulukko 12 Granger -kausaalisuustestit neljällä muuttujalla, vakioinen osinkojen kasvun ennuste

		Selittävä muuttuja			
Aikaväli		dP	D/P	dGGM1	dCAPE
1871:01 2016:12	dP	0.155327	-0.0009077	0.0020675	0.1250785
		(1.55695)	(-2.82587)**	(0.58821)	(1.27091)
1871:01 1995:03	dP	0.152292	-0.0008472	0.0015782	0.1345253
		(1.4758)	(-2.30302)**	(0.43264)	(1.3257)
1995:03 2001:08	dP	-0.1545804	-0.0026055	0.0428777	0.3507778
		(-0.0993)	(-1.02658)	(0.99237)	(0.22516)
2001:08 2012:10	dP	0.2249015	-0.0002199	0.008887	0.046606
		(0.35664)	(-0.19367)	(0.42236)	(0.07352)
2012:10 2016:12	dP	0.8902223	-0.0011648	0.0044201	-0.8901278
		(0.91975)	(-0.8218)	(0.20755)	(-0.89921)

Viive = 1 kuukausi T-testisuureen arvot suluisia. Tilastollinen merkitsevyys ilmoitettu *** 1%, ** 5% ja * 10% tasoilla.

Taulukko 13 Granger-kausalisuustestien tulokset koko otannalle

		Selittävä muuttuja						
		dP	D/P	dGGM	dCAPE	INFL	IR	G
dP		0.1384	0.002	0.0017	0.1421	0.0086	0.0001	0.0964
		-1.36881	-0.82858	-0.48371	-1.42383	-1.09243	-0.35108	-0.97233
D/P		-0.9682	0.9988	0.0003	-0.0291	-0.0037	0	0.8604
		(-74.62)***	(3260.11)***	-0.74487	(-2.26956)**	(-3.69031)***	(-0.09104)	-67.65452
dGGM		-1.8873	-0.0105	-0.138	1.7289	-0.0243	-0.0024	4.7817
		(-2.77)***	(-0.65063)	(-5.76546)***	(2.57374)**	(-0.46076)	(-0.84953)	-7.16804
dCAPE		-0.198	0.0031	0.0031	0.4641	0.0113	0	-0.0216
		(-1.932)*	-1.29589	-0.85618	(4.58687)***	-1.41883	(-0.07643)	(-0.2153)
INFL		-0.6587	-0.0011	-0.0014	0.6727	0.9974	0.0002	0.113
		(-27.411)***	(-1.98)**	(-1.64236)	(28.36011)***	(534.87097)***	(1.81157)***	(4.7976)*
IR		1.1974	0.0087	0.0003	-0.8999	0.0355	0.997	0.3521
		(2.5253)**	-0.77695	-0.02008	(-1.92261)*	-0.96414	(504.90817)***	-0.75761
G		0.0318	-0.0012	0.0003	-0.0291	-0.0037	0	0.8604
		(2.45287)**	(-4.07)***	-0.74487	(-2.26956)**	(-3.69031)***	(-0.09104)	(67.65452)***

Viive = 1 kuukausi T-testisuuren arvot suluissa. Tilastollinen merkitsevyys ilmoitettu *** 1%, ** 5% ja * 10% tasoilla.

Taloudellisessa mielessä malli antaa loogisia tuloksia. Muuttujien omat viiveet ennustavat yleisesti tulevia arvoja kaikilla aikaperiodeilla. Campbellin ja Shillerin (1988a, 1988b) tutkimuksen havaintona oli, että osinkotuotto ei ennustanut osakkeen tuottoa vaan osinkojen kasvua. Sama huomataan tämän tutkimuksen havaintoaineistossa koko otoksen malleissa, sekä eri regiimien erillisissä malleissa.

5.6 VAR -malli eri regiimeille

Kuten yhteisintegraation tapauksessa, Andrews-Ploberger ja Andrews-Quandt testien perusteella voitiin päätellä, että otoksessa voidaan löytää useampi eri regiimi. Näille jokaiselle neljälle eri regiimille luotiin omat VAR -mallit ja mallien tulokset esitetään taulukoissa 14 ja 15. Huomion kohteena Granger-kausalisuustesteissä ovat varsinkin tekijät, jotka selittävät osakkeiden tuottoja *dP*. Aikaperiodilla 1871:01 - 1995:03 osinkotuotto ja inflaatio selittävät osakkeiden tuottoja. Varsinkin tämä ensimmäinen periodi on suurimmalta osin tasainen osinkojen ja hintojen näkökulmasta.

Taulukko 14 Granger-kausalisuustestien tulokset 1871:01 - 1995:03

		Selittävä muuttuja						
		dP	D/P	dGGM	dCAPE	INFL	IR	G
dP		0.1211 (1.15767)	0.0076 (1.77793)*	0.0014 (0.37351)	0.1659 (1.61248)	0.0244 (1.89406)*	0.0003 (0.70873)	0.1319 (1.23975)
D/P		-0.9654 (-68.57817)***	0.9967 (1738.79541)***	0.0003 (0.54858)	-0.0328 (-2.36592)**	-0.0097 (-5.57437)***	0.0000 (-0.74801)	0.8437 (58.9281)***
dGGM		-1.7550 (-2.37534)**	-0.0453 (-1.50529)	-0.1447 (-5.55269)***	1.5393 (2.11709)**	-0.1214 (-1.3318)	-0.0041 (-1.28244)	4.6658 (6.20891)***
dCAPE		-0.2060 (-1.9377)*	0.0087 (2.00119)**	0.0027 (0.72795)	0.4796 (4.58523)***	0.0268 (2.04644)**	0.0002 (0.32753)	0.0201 (80.18599)
INFL		-0.6679 (-25.15777)***	-0.0010 (-0.90578)	-0.0014 (-1.45178)	0.6810 (26.06537)***	0.9979 (304.77382)***	0.0002 (1.52992)	0.1064 (3.94178)***
IR		0.9564 (2.0555)**	-0.0346 (-1.82504)*	-0.0055 (-0.33748)	-0.8301 (-1.81287)*	-0.0915 (-1.595)	0.9965 (496.0092)***	0.3216 (0.67963)
G		0.0346 (2.46028)**	-0.0033 (-5.75346)***	0.0003 (0.54858)	-0.0328 (-2.36592)**	-0.0097 (-5.57437)***	0.0000 (-0.74801)	0.8437 (58.9281)***

Viive = 1 kuukausi T-testisuureen arvot suluissa. Tilastollinen merkitsevyys ilmoitettu *** 1%, ** 5% ja * 10% tasoilla.

Mielenkiintoista periodilla 1995:03 - 2001:08 on, että ainoastaan osinkotuotto selittää osakkeiden tuottoja. Tällä aggressiivisen nousun kaudella osinkotuotto selittää sekä osakkeiden tuottoja (10 % riskitasolla) ja osinkojen kasvua (5 % riskitasolla). Gordonin osinkomallin antama tuottoestimaatti ei onnistu ennustamaan mitään VAR -mallissa olevista muuttujista.

Taulukko 15 Granger-kausalisuustestien tulokset 1995:03 - 2001:08

		Selittävä muuttuja						
		dP	D/P	dGGM	dCAPE	INFL	IR	G
dP		-0.9586 (-0.55377)	0.0349 (1.70086)*	0.0217 (0.47794)	1.0341 (0.59836)	0.1711 (1.5026)	-0.0020 (-0.25354)	0.5138 (0.38089)
D/P		-1.2943 (-13.315)***	1.0029 (871.050)***	0.0036 (1.42251)	0.2971 (3.0611)***	0.0123 (1.92998)*	0.0004 (0.8471)	0.6564 (8.6658)***
dGGM		-7.7430 (-1.58899)	-0.0301 (-0.52123)	-0.0445 (-0.348)	7.4256 (1.52639)	-0.1558 (-0.48599)	0.0118 (0.53731)	6.5379 (1.72165)*
dCAPE		-1.3359 (-0.77306)	0.0363 (1.77217)*	0.0215 (0.47399)	1.4184 (0.82216)	0.1811 (1.5926)	-0.0033 (-0.42739)	0.4938 (0.36669)
INFL		-0.6142 (-5.42)***	-0.0011 (-0.81701)	0.0005 (0.17397)	0.6060 (5.36)***	0.9930 (133.32)***	0.0011 (2.07797)**	0.0089 (0.10118)
IR		11.6463 (1.01264)	-0.0571 (-0.41907)	-0.3123 (-1.03428)	-10.5937 (-0.92265)	0.3041 (0.40192)	0.8862 (17.14816)***	11.0366 (1.23139)
G		-0.2943 (-3.02801)***	0.0029 (2.51649)**	0.0036 (1.42251)	0.2971 (3.0611)***	0.0123 (1.92998)*	0.0004 (0.8471)	0.6564 (8.6658)***

Viive = 1 kuukausi T-testisuureen arvot suluissa. Tilastollinen merkitsevyys ilmoitettu *** 1%, ** 5% ja * 10% tasoilla.

Periodille 2001:08 – 2012:10 sattuu kaikkien aikojen kovin pörssiromahdus. Osittain varmasti tämän takia mikään selittävä muuttuja ei pysty tilastollisesti merkitsevästi selittämään osakkeiden tuottoja. Osinkotuottoa selittää 1 % riskitasolla sekä muuttujan oma viive, että osaketuotto. 1 % riskitasolla myös inflaatio, korkotasoa ja osinkojen kasvuvauhti selittävät osinkotuottoa.

Aikaperiodilla 2012:10 – 2016:12 osakkeiden tuottoja ei pysty ennustamaan mikään muuttuja. Osinkotuotto ennustaa osinkojen kasvua ja muuttujan omia arvoja. Mielenkiintoista mallien tuloksissa on, että osaketuottoa ei mikään muuttuja pysty ennustamaan yli 5 % riskitasolla millään aikaperiodilla. Tämän lisäksi kaikilla aikaperiodeilla osinkotuotto ennustaa osinkojen kasvua.

6 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tässä tutkimuksessa on tarkasteltu, miten osakkeiden hinnat, osingot sekä muut tutkimuksessa käytetyt muuttujat ovat yhteisvaikutuksessa toistensa kanssa. Mielenkiinnon kohteena oli erityisesti osaketuottojen selittäminen Gordonin osinkomallin hintaestimaatilla. Osakkeiden hinnat heijastelevat makrotalouden suuntia ja yritysten osinkojen ja voittojen kulkua. Kokonaisuus on laaja ja on tärkeää huomata, miten moni tekijä vaikuttaa osakkeiden hintoihin. Osakemarkkinat ovat äärimmäisen alttiita hintakuplille ja näiden havaitseminen olikin yksi tutkimuksen tavoitteista. Samoin makrotaloudellisten kriisien vaikutus osakemarkkinoihin on valtava. Tämän voimme huomata USA:n asuntomarkkinoiden kriisin vaikutuksista osakemarkkinoihin ja finanssijärjestelmiin ympäri maailman. Psykologiset tekijät vaikuttavat osakkeiden hintoihin valtavasti ja huuma voi aiheuttaa markkinoihin nousupainetta, kuten 1990 -luvun lopun it -kuplassa (Shiller, 2015, 5). Talouden rakenteelliset ongelmat vaikuttavat markkinoiden toimintaan ja osakkeiden tuottoihin, kun taas matalat korot ja positiiviset uutiset taloudessa vaikuttavat suotuisasti osakkeiden hintakehitykseen. Osakemarkkinoiden ja makrotalouden vaikutussuhteet ovat muuttuneet huomattavasti ajan saatossa. Pelkästään S&P 500 -indeksin kuvaajasta voidaan päätellä, viime vuosikymmeninä volatilitteetti on kasvanut ja ennustemallien toimivuus on vaihdellut reilusti, kuten aiemmista taulukoista ja Granger-kausalisuustesteistä voi huomata.

Tämä tutkielma on toteutettu tarkastelemalla USA:n suurimman osakehintaindeksin tuottoja ja niihin vaikuttavia tekijöitä kuukausittaisilla havainnoilla aikavälillä 1871:01 - 2016:12. Tutkimuksen tarkastelu painottui erityisesti hintakuplien löytämiseen ja osakkeiden tuottojen selittämiseen. Osakkeiden hintoja pyrittiin ennustamaan aiemmissä tutkimuksissa esillä olleiden muuttujien avulla. Makromuuttujista tutkimuksessa oli mukana inflaatio sekä korkotaso. Osakemuuttujista keskityttiin perinteisiin osinkomuuttujiin (osinkojen kasvu, osinkotuotto ja näiden perusteella luodut hintaestimaatit) ja E/P -luvun kymmenen vuoden liukuvaan keskiarvoon.

Tutkimuksen analyysissä todettiin Gordonin hintaestimaatin ja osinkojen hintojen olevan yhteisintegroituneita, eli ne liikkuvat samansuuntaisesti xy -koordinaatistossa. Gordonin hintaestimaatti luotiin käyttämällä osinkojen kasvun ennustetta, mutta tämä hintaestimaatti ei ollut yhtä tarkka, kuin estimaatti jossa käytettiin osinkojen kasvuvauhdille aritmeettista keskiarvoa. Regiimitesteissä huomattiin, että aikajaksolla 1871:01 - 2016:12 löytyy useita eri ajanjaksoja, joilla yhteisintegraation tasot vaihtelevat. Yhteisintegraation taso oli suurin matalan volatilitteetin kaudella 1871:01 - 1995:03, jolloin muuttujat pyrkivät selvästi hakeutumaan takaisin tasapainopisteeseen.

Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi toimii tutkimuksessa saatujen tulosten valossa. Gordonin osinkomalli ei pysty ennustamaan osakkeiden tulevia hintoja tutkimuksessa käytetyssä aineistossa. Varsinkaan Gordonin osinkomallin hintaestimaatti, jossa osinkojen kasvua ennustettiin ARMA(1,1) -mallilla ei

tuottanut hyviä ennusteita osakkeiden tuotoille. Näin laskettu hinnan estimaatti on aivan liian herkkä parametrien vaihtelulle. VAR -mallissa pyrittiin selvittämään, millaisia relaatioita makromuuttujilla, osinkomuuttujilla ja osakkeiden hinnoilla on. Granger-kausalisuustestien perusteella sekä inflaatiolla ja osinkotuotolla on ollut ennustevoimaa osaketuottoihin periodilla 1871:01 - 1995:03. Osinkotuotto on ennustanut osaketuottoja tämän lisäksi myös periodilla 1995:03 - 2001:08. Molemmilla periodeilla ennustekyky on ollut tilastollisesti merkitsevää ainoastaan 10 % riskitasolla. Tämän jälkeen osakkeiden tuottoja ei ole pystynyt ennustamaan mikään malleissa esiintynyt muuttuja. Tämä voisi vihjata osaketuottojen ennustamisen ja osinkoperusteisen arvonmäärityksen hankaloituneen it -kuplan jälkimainingeissa. Granger-kausalisuustestien perusteella osakemarkkinoilla ja makrotalouden muuttujilla on kaksisuuntainen relaatio. Koko otannan Granger-kausalisuustesteissä inflaatioon vaikuttaa yhden prosentin riskitasolla sekä osaketuotto, E/P -luvun kymmenen vuoden liukuva keskiarvo, inflaatio että korkotaso. Gordonin (1962) mukaan kaikki osakkeiden hintaliikkeet heijastelevat uutta informaatiota koskien osakkeen tulevia osinkoja. Osinkotuotto ennustaa sekä koko periodilla, että eri regiimeillä osinkojen kasvua, eikä osakkeiden tuottoa. Sama huomattiin Goyalin ja Welchin tutkimuksessa (2003). Tämän lisäksi osinkojen kasvuasteisiin Granger-kausalisuustestien perusteella vaikuttaa 1 % riskitasolla negatiivisesti osinkotuotto, inflaatio sekä positiivisesti osinkojen kasvun aiemmat viiveet. Tuloksen perusteella näiden muuttujien pitäisi vaikuttaa myös osakkeiden tuottoihin.

Epärationalisten sijoittajien toiminta markkinoilla aiheuttaa ylimääräistä volatiliiteettia ja hintakuplia. Kuten regiimitesteissä huomattiin, on koko otannan aikaperiodilla useampia regiimejä, joissa hintojen keskihajonnat eroavat selvästi. It -kuplan periodilla hinnat ja osinkojen tasot karkasivat selvästi toisistaan. Pidemmällä tähtäimellä hinnat palautuivat kuplan puhkeamisen jälkeen takaisin fundamenttitasolle. Näin ollen tuotot ovat autokorreloituneita. Tulos täsmää De Bondtin ja Thalerin (1985) sekä Faman ja Frenchin (1988b) tutkimuksen kanssa. Myös Tversky ja Kahneman (1981) totesivat, että markkinoilla ylireagoidaan uuteen informaatioon ja hinnat liikkuvat pois fundamenttitasoilta.

Kuten Campbell ja Shiller (1988a) tutkimuksessaan totesivat, eri tuottovaatimukset Gordonin osinkomallissa eivät parantaneet ennustemallien tarkkuutta tuottojen ennustamisessa. Tutkimuksessa huomattiin, että osinkotuotot ennustavat ensimmäisellä periodilla osaketuottoja tilastollisesti merkitsevästi, mutta osinkojen kasvulla ei osakkeiden tuottoja voida ennustaa. Osinkotuotto ennustaa myös heidän tutkimuksessaan osinkojen muutosta. Tämän lisäksi heilläkin historiallinen hintataso on selvästi volatiilimpi kuin hintatason estimaatti. Toisessa tutkimuksessa Campbell ja Shiller (1988b) ottivat selittäväksi muuttujaksi E/P -luvun kymmenen vuoden liukuvan keskiarvon. Heidän tutkimuksessaan muuttujalla oli selvää ennustekykyä osaketuottoihin mutta tässä tutkimuksessa relaatiota ei löytynyt.

Pro Gradu -tutkielman perusteella voidaan sanoa, että osinkoperusteinen indeksien arvonmääritys ei toimi volatiililla aikakaudella. Kuitenkin hyvin

pitkän aikavälin tarkastelussa huomattiin, että Gordonin osinkomalli selvästi pystyy antamaan viitteitä osakehintaindeksin tasosta, mutta tarkkaa hinnan estimaattia malli ei pysty tuottamaan. Tutkimuksen muuttujilla ei voida sanoa luotettavasti olevan ennustekykyä osaketuottoihin, mutta muuttujat olivat ilmiselvästi relaatioissa toisiinsa nähden.

LÄHTEET

Amihud, Yakov, and Haim Mendelson. "Liquidity and stock returns." *Financial Analysts Journal* 42.3 (1986): 43-48.

Andrews, Donald WK, and Werner Ploberger. "Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative." *Econometrica: Journal of the Econometric Society* (1994): 1383-1414.

Ang, Andrew, and Geert Bekaert. "Stock return predictability: Is it there?" *Review of Financial studies* 20.3 (2007): 651-707.

Arbel, Avner, and Paul Strebel. "The neglected and small firm effects." *Financial Review* 17.4 (1982): 201-218.

Banz, Rolf W. "The relationship between return and market value of common stocks." *Journal of financial economics* 9.1 (1981): 3-18.

Berk, Jonathan B. "A critique of size-related anomalies." *Review of Financial Studies* 8.2 (1995): 275-286.

Black, Fischer, and Myron Scholes. "The effects of dividend yield and dividend policy on common stock prices and returns." *Journal of financial economics* 1.1 (1974): 1-22.

Bodie, Zvi. *Investments*. Tata McGraw-Hill Education, 2009.

Breeden, Douglas T. "An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities." *Journal of financial Economics* 7.3 (1979): 265-296.

Breeden, Douglas T., Michael R. Gibbons, and Robert H. Litzenberger. "Empirical tests of the consumption-oriented CAPM." *The Journal of Finance* 44.2 (1989): 231-262.

Brooks, Chris. *Introductory econometrics for finance*. Cambridge university press, 2008.

Campbell, John Y., and John Ammer. "What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns." *The Journal of Finance* 48.1 (1993): 3-37.

Campbell, John Y., and Robert J. Shiller. "Stock prices, earnings, and expected dividends." *The Journal of Finance* 43.3 (1988a): 661-676.

Campbell, John Y., and Robert J. Shiller. "The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors." *Review of financial studies* 1.3 (1988b): 195-228.

Campbell, John Y., and Robert J. Shiller. "Valuation ratios and the long-run stock market outlook." *The Journal of Portfolio Management* 24.2 (1998): 11-26.

Campbell, John Y., and Samuel B. Thompson. "Predicting excess stock returns out of sample: Can anything beat the historical average?." *Review of Financial Studies* 21.4 (2008): 1509-1531.

Campbell, John Y., Andrew Wen-Chuan Lo, and Archie Craig MacKinlay. *The econometrics of financial markets*. Princeton University press, 1997.

Carhart, Mark M. "On persistence in mutual fund performance." *The Journal of finance* 52.1 (1997): 57-82.

Carhart, Mark M. "Survivor bias and persistence in mutual fund performance." Diss. University of Chicago Graduate School of Business, 1995.

Cavanagh, Christopher L., Graham Elliott, and James H. Stock. "Inference in models with nearly integrated regressors." *Econometric theory* 11.05 (1995): 1131-1147.

Cochrane, John H. *A rehabilitation of stochastic discount factor methodology*. No. w8533. National Bureau of Economic Research, 2001.

Cochrane, John H. "The dog that did not bark: A defense of return predictability." *Review of Financial Studies* 21.4 (2008): 1533-1575.

Cochrane, John H. *Asset Pricing: (Revised Edition)*. Princeton university press, 2009.

Cuthbertson, Keith, and Dirk Nitzsche. *Quantitative financial economics: stocks, bonds and foreign exchange*. John Wiley & Sons, 2005.

Daniel, Kent, and Sheridan Titman. "Market efficiency in an irrational world." *Financial Analysts Journal* 55.6 (1999): 28-40.

Dimson, Elroy, and Paul Marsh. "Murphy's law and market anomalies." *The Journal of Portfolio Management* 25.2 (1999): 53-69.

Enders, Walter. *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, 2008.

Engle and Granger, 1987, *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, *Econometrica*. 55 251-276

Fama, Eugene F. "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work*." *The journal of Finance* 25.2 (1970): 383-417.

Fama, Eugene F., and James D. MacBeth. "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests." *The Journal of Political Economy* (1973): 607-636.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "Dividend yields and expected stock returns." *Journal of financial economics* 22.1 (1988a): 3-25.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "Permanent and temporary components of stock prices." *The Journal of Political Economy* (1988b): 246-273.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "The cross-section of expected stock returns." *the Journal of Finance* 47.2 (1992): 427-465.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "Common risk factors in the returns on stocks and bonds." *Journal of financial economics* 33.1 (1993): 3-56.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "Multifactor explanations of asset pricing anomalies." *The journal of finance* 51.1 (1996): 55-84.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "Value versus growth: The international evidence." *The journal of finance* 53.6 (1998): 1975-1999.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "The capital asset pricing model: theory and evidence." *Journal of Economic Perspectives* (2004): 25-46.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "The value premium and the CAPM." *The Journal of Finance* 61.5 (2006): 2163-2185.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "A five-factor asset pricing model" *Journal of Financial Economics* (2015): 1-22.

Ferson, Wayne E., Sergei Sarkissian, and Timothy T. Simin. "Spurious regressions in financial economics?." *The Journal of Finance* 58.4 (2003): 1393-1413.

Fortune, Peter. "Stock market efficiency: an autopsy?." *New England Economic Review* Mar (1991): 17-40.

Friend, Irwin, and Marshall Blume. "Measurement of portfolio performance under uncertainty." *The American Economic Review* 60.4 (1970): 561-575.

Gordon, Myron J. "Dividends, earnings, and stock prices." *The Review of Economics and Statistics* (1959): 99-105.

Gordon, Myron J. "The savings investment and valuation of a corporation." *The Review of Economics and Statistics* (1962): 37-51.

- Gordon, Myron J., and Eli Shapiro. "Capital equipment analysis: the required rate of profit." *Management science* 3.1 (1956): 102-110.
- Goyal, Amit, and Ivo Welch. "Predicting the equity premium with dividend ratios." *Management Science* 49.5 (2003): 639-654.
- Graham, Benjamin, David Le Fevre Dodd, and Sidney Cottle. *Security analysis*. New York: McGraw-Hill, 1934.
- Hansen, Bruce E. "Approximate asymptotic p values for structural-change tests." *Journal of Business & Economic Statistics* 15.1 (1997): 60-67.
- Hodrick, Robert J. "Dividend yields and expected stock returns: Alternative procedures for inference and measurement." *Review of Financial studies* 5.3 (1992): 357-386.
- Jegadeesh, Narasimhan, and Sheridan Titman. "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency." *The Journal of finance* 48.1 (1993): 65-91.
- Jegadeesh, Narasimhan, and Sheridan Titman. "Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations." *The Journal of Finance* 56.2 (2001): 699-720.
- Jensen, Michael C., Fischer Black, and Myron S. Scholes. "The capital asset pricing model: Some empirical tests." (1972).
- Junttila, Juha, and Marko Korhonen. "Utilizing financial market information in forecasting real growth, inflation and real exchange rate." *International Review of Economics & Finance* 20.2 (2011): 281-301.
- Keynes, John Maynard. "The general theory of employment." *The quarterly journal of economics* (1937): 209-223.
- Kothari, Smitu P., and Jay Shanken. "Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis." *Journal of Financial Economics* 44.2 (1997): 169-203.
- Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny. "Contrarian investment, extrapolation, and risk." *The journal of finance* 49.5 (1994): 1541-1578.
- Lettau, Martin, and Sydney Ludvigson. "Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns." *the Journal of Finance* 56.3 (2001): 815-849.
- Lütkepohl, Helmut, and Markus Krätzig. *Applied time series econometrics*. Cambridge university press, 2004.

Markowitz, Harry. "Portfolio selection*." *The journal of finance* 7.1 (1952): 77-91.

Marsh, Terry A., and Robert C. Merton. "Dividend variability and variance bounds tests for the rationality of stock market prices." *The American Economic Review* 76.3 (1986): 483-498.

McMillan, David G., and Mark E. Wohar. "A panel analysis of the stock return-dividend yield relation: Predicting returns and dividend growth." *The Manchester School* 81.3 (2013): 386-400.

Mehra, Rajnish, and Edward C. Prescott. "The equity premium: A puzzle." *Journal of monetary Economics* 15.2 (1985): 145-161.

Miller, Merton H. "Behavioral rationality in finance: The case of dividends." *Journal of Business* (1986): 451-5468.

Nelson, Charles R., and Myung J. Kim. "Predictable stock returns: The role of small sample bias." *The Journal of Finance* 48.2 (1993): 641-661.

Novy-Marx, Robert. "The other side of value: The gross profitability premium." *Journal of Financial Economics* 108.1 (2013): 1-28.

Polk, Christopher, Samuel Thompson, and Tuomo Vuolteenaho. "Cross-sectional forecasts of the equity premium." *Journal of Financial Economics* 81.1 (2006): 101-141.

Poterba, James M., and Lawrence H. Summers. "Mean reversion in stock prices: Evidence and implications." *Journal of financial economics* 22.1 (1988): 27-59.

Reinganum, Marc R. "A new empirical perspective on the CAPM." *Journal of financial and quantitative analysis* 16.04 (1981): 439-462.

Rosenberg, Barr, Kenneth Reid, and Ronald Lanstein. "Persuasive evidence of market inefficiency." *The Journal of Portfolio Management* 11.3 (1985): 9-16.

Rozeff, Michael S. "Dividend yields are equity risk premiums." *Journal of Portfolio management* (1984): 68-75.

Sharpe, William F. "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk*." *The journal of finance* 19.3 (1964): 425-442.

Shiller, Robert J. "The volatility of long-term interest rates and expectations models of the term structure." *The Journal of Political Economy* (1979): 1190-1219.

Shiller, Robert J. "Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?." (1980).

Shiller, Robert J. "The use of volatility measures in assessing market efficiency." *The Journal of Finance* 36.2 (1981): 291-304.

Shiller, Robert J. *Irrational exuberance*. Princeton university press, 2015.

Stambaugh, Robert F. "Predictive regressions." *Journal of Financial Economics* 54.3 (1999): 375-421.

Stattman, Dennis. "Book values and stock returns." *The Chicago MBA: A journal of selected papers* 4.1 (1980): 25-45.

Summers, Lawrence H. "Does the stock market rationally reflect fundamental values?." *The Journal of Finance* 41.3 (1986): 591-601.

Tversky, Amos, and Daniel Kahneman. "The framing of decisions and the psychology of choice." *Science* 211.4481 (1981): 453-458.

Van Dijk, Mathijs A. "Is size dead? A review of the size effect in equity returns." *Journal of Banking & Finance* 35.12 (2011): 3263-3274.

Watson, M. W., and J. H. Stock. "Introduction to Econometrics." (2011).

Welch, Ivo, and Amit Goyal. "A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction." *Review of Financial Studies* 21.4 (2008): 1455-1508.