

# OSINKOTUOTON JA MAKROORISKITEKIJÖIDEN KYKY ENNUSTAA OSAKETUOTTOA SUOMESSA

Jyväskylän yliopisto  
Kauppakorkeakoulu

Pro gradu -tutkielma

2016

Tekijä: Johannes Lahtinen  
Oppiaine: Taloustiede  
Ohjaaja: Juha Juntila



JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO



## TIIVISTELMÄ

Tekijä Johannes Lahtinen	
Työn nimi Osinkotuoton ja makroriskitekijöiden kyky ennustaa osaketuottoa Suomessa	
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro gradu -työ
Aika (pvm.) Kesäkuu 2016	Sivumäärä 62
<p>Tässä Pro gradu-tutkielmassa selvitettiin, pystytäänkö osinkotuotolla ja makroriskitekijöillä ennustamaan Helsinki OMX -indeksin osaketuottoa. Samalla kartoitettiin osaketuoton, osinkotuoton ja makroriskitekijöiden vaikutussuhteita Suomessa. Makroriskitekijöinä tutkimuksessa käytettiin inflaation, korkoeron ja teollisuustuotannon muutoksia. Tutkimusaineisto sisältää neljännesvuosittaiset havainnot tarkasteltavista muuttujista aikaväliltä 1992 - 2015. Muuttujien ennustekykyä analysoitiin myös vuosiaineistossa.</p> <p>Osakemarkkinoiden ja makrotalouden yhteyttä tutkittiin Grangerkausaalisuustestillä. Kausaalisuustestin perusteella luotiin viisi erilaista ennustemallia, joiden ennustekykyä arvioitiin otoksen sisäisillä sekä otoksen ulkopuolisilla ennusteilla. Testeissä pyrittiin ottamaan huomioon finanssikriisin vaikutus osaketuoton ennustettavuuteen, tekemällä ennusteita vuodesta 2008 eteenpäin.</p> <p>Osinkotuoton ei havaittu ennustavan tulevia osakehintoja. Sen sijaan Grangerkausaalisuustestin perusteella osinkotuotolla huomattiin olevan yhteys tuleviin osinkoihin. Makroriskitekijöitä sisältävien mallien ennusteet olivat kaikilla tarkastelluilla aikaväleillä parempia, kuin pelkän osinkotuoton tai osaketuoton viiveen sisältävien ennustemallien. Inflaatiolla katsottiin olevan selkein yhteys tulevaan osaketuottoon, etenkin vuositasolla ennustettaessa.</p> <p>Tutkimustulosten perusteella makroriskitekijöiden päätellään sisältävän hyödyllistä informaatiota tulevasta osakehinnoista. Saadut tulokset luovat vahvistusta osakemarkkinoiden ja makrotalouden yhteydelle Suomessa. Myös osakemarkkinoiden havaittiin mahdollisesti vaikuttavan makrotalouden tuleviin muutoksiin.</p>	
Asiasanat Osakemarkkinat, osaketuotto, osinkotuotto, makrotalous	
Säilytyspaikka Jyväskylän yliopiston kirjasto	

## SISÄLLYS

	TIIVISTELMÄ.....	3
1	JOHDANTO.....	5
2	OSINKOTUOTTO JA MAKRORISKITEKIJÄT .....	6
	2.1 Osinkotuotto.....	6
	2.2 Osinkotuotto ja osaketuoton ennustaminen.....	6
	2.3 Makroriskitekijät ja osaketuotto .....	9
3	KIRJALLISUUSKATSAUS.....	11
	3.1 Perusteokset .....	11
	3.1.1 Yhteenvetoa 1980-luvun tutkimuksista .....	11
	3.1.2 1980-luvun tutkimusten ongelmat .....	13
	3.2 Uudemmat tutkimukset.....	14
	3.2.1 Yhteenveto uudemmista tutkimuksista.....	14
	3.2.2 Tutkimukset Yhdysvaltojen ulkopuolelta .....	17
	3.3 Makroriskitekijät ja osaketuoton ennustaminen.....	18
	3.3.1 Inflaatio ja osaketuotto .....	19
	3.3.2 Teollisuustuotanto ja osaketuotto .....	21
	3.3.3 Korkeero ja osaketuotto .....	22
	3.3.4 Makroriskitekijät ja osinkotuotto .....	23
4	MENETELMÄT JA AINEISTO.....	27
	4.1 Yksikköjuuritestit.....	27
	4.2 Vektoriautoregressiivinen malli .....	28
	4.3 Aineisto.....	29
	4.3.1 Osaketuotto, osinkotuotto ja osinkojen kasvuaste .....	29
	4.3.2 Inflaatio, korkeero ja teollisuustuotanto .....	32
	4.3.3 Yksikköjuuritestien tulokset .....	35
5	TULOKSET .....	38
	5.1 Granger-kausalisuustesti.....	38
	5.2 Otoksen sisäinen ennuste.....	42
	5.3 Otoksen ulkopuolinen ennuste.....	49
6	JOHTOPÄÄTÖKSET .....	55
	LÄHTEET .....	57

# 1 JOHDANTO

Tämän tutkimuksen avulla pyritään saamaan selvitystä siihen, ovatko osinkotuotto ja makroriskitekijät hyödyllisiä muuttujia selittämään tulevaa osaketuottoa Suomen osakemarkkinoilla. Osinkotuoton ennustekykyä osaketuoton suhteen on tutkittu laajalti alan kirjallisuudessa, mutta analyysit Suomen osakemarkkinoilta ovat vähissä.

Teoriaosuudessa luodaan kirjallisuuskatsaus osinkotuoton ennustekykyä arvioivista tutkimuksista. Tämän lisäksi käydään läpi inflaation, teollisuustuotannon ja korkoeron vaikutusta osakemarkkinoille sekä keskitytään siihen, tuovatko kyseiset makroriskitekijät merkittävää lisäinformaatiota osakehintojen ennustamiseen tavanomaisiin ennustemalleihin nähden.

Empiriaosuudessa luodaan vektori-autoregressiivinen malli, joka sisältää edellä mainittujen makrotalousriskitekijöiden lisäksi OMX Helsinki-osakemarkkinaindeksin osaketuoton, osinkotuoton sekä osinkojen kasvuasteen. Granger-kausalisuustestillä selvitetään mallin muuttujien välisiä vaikutussuhteita, tarkoituksena löytää niiden joukosta osakehintojen ennustamisen kannalta relevantit yhteydet. Granger-kausalisuustestin pohjalta valikoiduista muuttujista luodaan kolme erilaista makroriskitekijöitä sisältävää ennustemallia, joiden tuloksia verrataan perinteisen osinkotuottomallin ja osaketuoton omien viiveiden ennustekykyyneen.

OMX Helsinki-indeksin osaketuoton ennustettavuutta tutkitaan sekä neljännesvuosi- että vuosiaineistossa, käyttämällä ensimmäisessä yhden vuosineljänneksen ja jälkimmäisessä yhden vuoden ennustehorisonttia. Molemmissa aineistoissa suoritetaan otoksen sisäisten ennusteiden lisäksi rullaavat ennusteet otoksen ulkopuolelle, tarkoituksena samalla selvittää finanssikriisin vaikutusta osaketuoton ennustettavuuteen Suomen osakemarkkinoilla.

Tavoitteena on vastata tutkimuskysymyksiin:

Voidaanko osinkotuottoa ja makroriskitekijöitä hyödyntäen ennustaa tulevia liikkeitä osakehinnoissa?

Minkälaisia vaikutussuhteita makrotalous- ja osakemarkkinamuuttujien väliltä löytyy Suomessa?

## 2 OSINKOTUOTTO JA MAKRO-RISKITEKIJÄT

### 2.1 Osinkotuotto

Osinkotuotto on osakemarkkinoiden suhdeluku, joka kertoo kuinka paljon yritys maksaa osinkoja suhteessa sen osakkeen hintaan. Täsmällisesti ilmaistuna osinkotuotto (dividend yield) on periodin aikana maksettu osinko  $D_t$  jaettuna osakkeen edeltävän periodin lopullisella hinnalla  $P_{t-1}$ . Tämän lisäksi, alan empiirisissä tutkimuksissa osinkotuotosta on tavanomaisesti käytetty laskukaavaa, jossa edeltävän 12 kuukauden aikana kertynyt osinko  $D_t$ , jaetaan osakkeen nykyhinnalla  $P_t$ . Tällöin kyseisestä muuttujasta käytetään nimitystä osinko/hinta-suhde (Goyal & Welch, 2008). Jatkossa kyseisiä suhdelukuja ei eritellä, vaan kirjoitetaan yleisesti osinkotuotosta.

$$\text{Osinkotuotto } DY_t = \frac{D_t}{P_{t-1}} \quad (1)$$

Esitelty suhdeluku kuvaa osakkeen osinkotuottoa. Osakkeen kokonaistuotto voidaan vaihtoehtoisesti laskea summaamalla osakkeen arvonnoususta saatu tuotto ja osinkotuotto yhteen. Osinkotuotto on siis itsessään osakkeen kokonaistuoton komponentti. Luku ilmaisee myös kuinka paljon vuosittaista osinkoa yritys maksaa kokonaisuudessaan suhteutettuna sen omaan markkina-arvoon. Osinkotuotto ilmaistaan yleensä prosenteissa. Osa kirjallisuudesta käsittelee D/P-luvun käänteislukua P/D -suhdetta, mutta näistä saadut tulokset on yksinkertaista yhdistää osinkotuottoa tarkasteleviin tutkimuksiin.

### 2.2 Osinkotuotto ja osaketuoton ennustaminen

Perinteinen menetelmä osaketuoton komponenttien tutkimiseen on Williamsin (1938) ja Gordonin (1962) osinkoperusteinen arvonnäätymismalli. Mikäli markkinat toimivat informatiivisesti tehokkaasti ja sijoittajien riskinkannosta vaatima tuotto oletetaan vakioksi, on osakkeen nykyhinta diskontattu arvo tulevan periodin osingosta ja osakehinnasta. Osakkeen hinnoitteluyhtälö voidaan kirjoittaa varsin yksinkertaisesti:

$$P_t = \frac{E_t(P_{t+1} + D_{t+1})}{1 + R} \quad (2)$$

Jossa  $P_t$  on osakkeen hinta periodin  $t$  lopussa,  
 $E(P_{t+1})$  on odotettu osakkeen hinta periodin  $t+1$  lopussa.  
 $E(D_{t+1})$  on odotettu osinko periodilta  $t+1$ ,  
ja  $R$  on sijoittajien vaatima tuotto,

Kun sijoittajien vaatima tuotto  $R$  ja osinkojen kasvuaste oletetaan vakioiksi, on osakkeen nykyhintaa kaikkien tulevien osinkojen diskontattu nykyarvo.

$$P_t = E_t \left[ \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] \quad (3)$$

Kyseistä yhtälöä nimitetään Gordonin (1962) kasvumalliksi, ja se voidaan yksinkertaistaa muotoon:

$$P_t = \frac{D_t}{(R - g)_t} \quad (4)$$

Jossa  $g$  on osinkojen odotettu kasvunopeus.

Malli siis ilmaisee nykyisen hinnan  $P_t$  vastaavan odotettuja tulevaisuuden osinkoja diskontattuna sijoittajien vaaditulla tuotolla  $R$ . Sijoittajien vaatima tuotto  $R$  ja osinkojen kasvuaste  $g$  oletetaan mallissa vakioiksi, ja diskonttokoron oletetaan olevan odotettua osinkojen kasvuastetta suurempi. Kaava (4) liittyy osinkotuoton ja osaketuoton yhteen, sillä yhtälön mukaan osinkotuotto on diskonttokoron  $R$  ja osinkojen kasvuasteen  $g$  erotus.

$$\frac{D_t}{P_t} = (R - g)_t \quad (5)$$

Perinteisen Gordonin kasvumallin mukaan osinkotuotto on tosin vakio, sillä sijoittajien vaatima tuotto  $R$  ja osinkojen kasvunopeus  $g$  oletetaan mallissa muuttumattomiksi. Osinkotuotossa havaitaan kuitenkin selkeää vaihtelua maailman osakemarkkinoilla, joten on syytä olettaa odotetun osingon ja/tai diskonttokoron vaihtelevan ajassa. Mikäli vain odotetun osinkojen kasvunopeuden sallitaan vaihtelevan ajassa, vastaavat odottamattomat muutokset nykyhinnoissa muutoksia kassavirta-odotuksissa. Jos diskonttokorkokin vaihtelee ajassa, vaikuttavat sekä muuttuvat odotukset osingoista että diskonttokorosta osakkeiden nykyhintoihin. Mikäli osakehintoja voitaisiin ennustaa, ennustavan muuttujan pitäisi pystyä selittämään joko vaihtelevaa diskonttokorkoa tai vaihtelevia odotuksia osingoista.

Campbellin ja Shillerin (1988a) esittämä log-lineaarinen nykyarvon ap-proksimaatio on yleinen tapa liittää osinkotuotto ja osaketuotto yhteen. Tutkijat nimittävät mallia dynaamiseksi Gordonin kasvumalliksi, sillä se toteuttaa yhtä-

lön (5), mutta sallii diskonttokoron ja osinkojen kasvuasteen vaihtelevan ajassa. Kuten Gordonin kasvumallin, yksi Campbellin ja Shillerin nykyarvomallin parhaimmista ominaisuuksista on sen tulkinnan yksinkertaisuus. Muutoksen osinkotuotossa tulisi heijastaa samantapaista muutosta diskonttokorossa (odotetussa tuotossa) ja/tai osinko-odotuksissa (odotetussa kassavirrassa).

Campbell ja Shiller (1988a) lähtevät approksimaatioissaan liikkeelle perinteisestä osaketuottomallista, jonka he kirjoittajat logaritmisessa muodossa:

$$\log(1 + R_t) \equiv \log(P_t + D_t) - \log(P_{t-1}) \quad (6)$$

Tutkijat olettavat osakkeen hinnan suhteen osakkeen hinnan ja osingon summaan olevan suunnilleen kiinteä. Tästä saadaan  $\rho = P/(P+D)$ . Taylorin approksimaation avulla Campbell ja Shiller (1988a) muokkaavat kaavasta log-lineaarisen nykyarvon approksimaation:

$$r_t = \rho p_t + (1 - \rho)d_t - p_{t-1} + k \quad (7)$$

Jossa  $r_t$  on  $\log(1 + R_t)$

$p_t$  on osakkeen logaritminen hinta periodin  $t$  lopussa,

$d_t$  on osinkomaksun logaritmi periodilla  $t$ ,

$\rho$  on noin 0,96 ja

$k$  on vakiotermi.

Tutkijat muokkaavat kaavaa (3) lisäämällä siihen  $D/P$ -luvun logaritmin. Merkataan  $\delta_t = d_t - p_t$ , jolloin saadaan:

$$r_t = k + \delta_{t-1} - \rho\delta_t + \Delta d_t \quad (8)$$

Kaavaa (8) voidaan jatkaa iteroimalla sitä eteenpäin  $\log D/P$ -suhteen termeihin. Kun vakiotermi  $k$  jätetään huomioimatta, saadaan:

$$\delta_t = E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [r_{t+j+1} - \Delta d_{t+j+1}] \right] \quad (9)$$

Yllä olevasta Log  $D/P$ -funktioista (9) näemme vaihtelun osinkotuotossa aiheutuvan diskonttokoron ja/tai osinkojen kasvuasteen muutoksista. Kaava kertoo osinkotuoton logaritmin olevan odotetun diskonttokoron ja osinkojen kasvuopeuden erotus, joten se toteuttaa yhtälön (5).

Koska odotettu osinkojen kasvunopeus ja diskonttokorko eivät ole suoraan havaittavissa, on tyypillinen lähestymistapa niiden tarkasteluun luoda ennusteita esimerkiksi osinkotuoton avulla, laskemalla odotettujen osinkojen ja diskonttokoron osuudet ennustavan muuttujan funktioina. Osinkotuotolla siis ennustetaan tulevia osinkoja ja tulevaa osaketuottoa. Koska tuleva osaketuotto on ollut yhdysvaltalaisessa aineistossa huomattavasti osinkojen muutoksia en-



nustettavampaa, on tämän perusteella tyypillisesti ajateltu muutoksen osakehinnoissa olevan peräisin diskonttokoron liikkeistä. Monet tutkimukset ovat kuitenkin epäilleet tällaista näkemystä, ja esittäneet tuloksen olevan herkkä tutkitulle aikavälille ja käytetyille ennustemuuttujille. Kasvava määrä tutkimuksia onkin yhdistänyt osakehintojen liikkeet muutoksiin kassavirta-odotuksissa. (Chen, Da & Zhao, 2013)

Tutkimustuloksia Yhdysvalloista ei kuitenkaan voida yleistää koko maailman osakemarkkinoita koskeviksi, niiden ollessa jo muutenkin ristiriitaisia. Mikä nykyisiä osakehintoja liikuttaa ja mitä osinkotuotto ennustaa Suomen osakemarkkinoilla saattaa erota suuresti Yhdysvaltojen osakemarkkinoista. Tässä tutkimuksessa tarkastellaan osinkotuoton ennustekykyä Helsingin pörsin osakemarkkinaindeksin hintaliikkeiden ja osinkojen kasvuasteen suhteen.

### 2.3 Makroriskitekijät ja osaketuotto

Kun odotetun osinkojen kasvunopeuden sallitaan vaihtelevan ajassa, pystytään makrotalouden muuttujat ja osaketuotto liittämään toisiinsa esimerkiksi kaavan 4 avulla. Jos nimellisen korkotason ajatellaan vastaavan sijoittajien vaatimaa tuottoa eli diskonttokorkoa, voidaan Gordonin kasvumallin yhtälö osakehinnalle vaihtoehtoisesti kirjoittaa muodossa<sup>1</sup>

$$P_t = \frac{D_t}{(i - g)_t} \quad (10)$$

jossa  $i$  on nimellinen korkotaso,

ja  $g$  on mahdollisesti ajassa vaihteleva (odotettu) osinkojen kasvunopeus.

Kun osinko-odotukset oletetaan mahdollisesti ajassa vaihtelevaksi, niin tämä vaihtelu voi olla seurausta makroriskitekijöistä. Tässä tutkimuksessa makroriskitekijöinä tarkastellaan korkoeron, teollisuustuotannon ja inflaation muutoksia. Mikäli osakkeen nykyhinnat perustuvat edes osittain sijoittajien odotuksiin makrotalouden näkymistä, on rationaalista odottaa näiden kolmen makrotalousmuuttujan vaikuttavan osakehintoihin. Näin ollen, sijoittajien odottamassa osinkojen kasvuvauhdissa tapahtuu muutoksia reaktiona muuttuviin käsityksiin makrotaloudesta. Osinkotuotto voidaan myös esittää tämän lähestymistavan mukaisesti nimellisen koron ja makroriskejä heijastavan osinkojen kasvunopeuden avulla:

---

<sup>1</sup> Ball (2011, 61)

$$\frac{D_t}{P_t} = (i - g)_t \quad (11)$$

Kaavan (11) perusteella makrotalousmuuttujat voivat mahdollisesti vaikuttaa suoraan osinkotuoton muutoksiin, tai toisinpäin.

## 3 KIRJALLISUUSKATSAUS

### 3.1 Perusteokset

#### 3.1.1 Yhteenvetoa 1980-luvun tutkimuksista

Aikaisempien Yhdysvaltojen osakemarkkinoita käsittelevien tutkimusten mukaan osinkotuotolla on kykyä ennustaa osaketuottoa, ainakin pidemmällä ennustehorisontilla. Rozeff (1984) osoitti yhteyden suhdeluvun ja osakemarkkinan riskipreemion välillä. Hänen tulkintansa mukaan osinkotuotto signaloi sijoittajien riskipreemiosta, jonka vuoksi se pystyy ennustamaan tulevaa osaketuottoa. Tutkimuksen estimoinneissa havaitaan kuitenkin suhteellisen isoja keskivirheitä, joten Rozeffin (1984) mukaan osinkotuottoon perustuva ennustemalli ei tarkoita automaattisesti suuria voittoja sijoittajille. Osinkotuoton ja riskittömän koron ennustemalli tuottaa tutkimuksessa huomattavasti muita malleja paremman ennusteen, mutta riskipreemion ennustevirhe on tästä huolimatta varsin suuri. Rozeff (1984) esittääkin suhdeluvun liikkeisiin perustuvan sijoitusstrategian hyödylliseksi lähinnä kaupankäynnin ajoittamiseen osakemarkkinoilla. Saatujen tulosten perusteella osinkotuoton avulla voitaisiin erotella korkean markkinatuoton vuodet matalista. Rozeff (1984) arvioikin suhdeluvun ennustekyvystä olevan hyötyä lähinnä pidemmällä (9-10 vuoden) tuottohorisontilla. Tutkimuksen mukaan sijoittajien odottamassa tuotossa, ts. diskonttokorossa, havaitaan selkeää vaihtelua, eivätkä osakemarkkinat näin ollen käyttäytyisi perinteisen Gordonin kasvumalliteorian mukaisesti.

Seuraavina vuosina ilmestyi teoksia<sup>2</sup>, joissa esitettiin osaketuoton ennustettavan komponentin olevan suurempi pidemmällä ennustehorisontilla. Faman ja Frenchin (1988) sekä Campbellin ja Shillerin (1988a, 1988b) alan perusteokset osinkotuoton ennustekyvystä keskittyivätkin tarkastelemaan, pystyttäisiinkö osinkotuotto-muuttujalla muodostamaan kelvollisia ennustuksia osaketuotosta pidempää ennustehorisonttia käytettäessä.

Tutkimustuloksistaan Fama ja French (1988) päättelevät osinkotuoton signaloivan muutoksia diskonttokorossa eli odotetussa osaketuotossa. Tätä tukee tutkijoiden mukaan lähellä nollaa oleva ristikorrelaatio yhden vuoden osaketuoton ja vuodesta eteenpäin tapahtuvan osinkojen maksun välillä. Fama ja French (1988) vahvistavat analyysillään intuitionsa siitä, että korkea (matala) osinkotuotto vihjaa markkinoiden odottavan korkeampaa (matalampaa) tuottoa osakemarkkinoilta. Osinkotuoton ennustekyvyn havaitaan vahvistuvan pidemmällä ennustehorisontilla, mikä on johdonmukaista Faman ja Frenchin (1987) aikaisemman tutkimuksen kanssa. Osinkotuotto-muuttujan ennustevoinman hyödyllisyys pidemmällä ennustehorisontilla on myös yhteensopivaa Rozeffin (1984) tulosten kanssa. Faman ja Frenchin (1988) tulokset kertovat osinkotuoton vaihtelun selittävän alle 5 prosenttia osaketuoton vaihtelusta lyhyellä

<sup>2</sup> Flood, Hodrick & Kaplan (1986); Fama & French (1987); Poterba & Summers (1988)

ennustehorisontilla, mutta pidemmällä ennustehorisontilla suhdeluvun vaihtelun havaitaan selittävän yli 25 prosenttia tulevan osaketuoton vaihtelusta.

Yksi Faman ja Frenchin (1988) tutkimuksen tärkeimmistä päätelmistä on, että odotettu osaketuotto on voimakkaasti autokorreloitunut, mutta hitaasti tasapainoonsa palautuva prosessi. Autokorrelaation myötä odotetun tuoton varianssi kasvaa horisontilla nopeammin kuin odottamattoman tuoton varianssi, jonka vuoksi odotetun tuoton varianssista tulee suurempi osa osaketuoton varianssia pidemmällä ennustehorisontilla. Tutkimuksen mukaan osinkotuotto signaloi muutoksia sijoittajien odottamassa/vaativassa osaketuotossa, joten sen avulla pystytään selittämään tulevaa osaketuottoa ainakin pidemmällä ennustehorisontilla.

Campbell ja Shiller (1988a) esittelivät tutkimuksessaan jo aiemmin luvussa 2.2. tarkastellun nykyarvomallin, joka yhdisti osinkotuoton logaritmin tulevan periodin diskonttokorkoon ja osinkojen maksuun. VAR -menetelmää hyödyntämällä, Campbell ja Shiller (1988a) arvioivat osinkotuoton logaritmin vaihtelun aiheutuvan kolmesta komponentista: odotetusta osingosta, odotetusta tulevasta diskonttokorosta ja selittämättömistä osatekijöistä. Log-lineaarisen mallin pohjalta muodostetut tuottoregressiot indikoivat muutoksen osinkotuotossa olevan yhteydessä muutoksiin odotetussa osingon maksussa. Kaikki tutkimuksessa käytetyn mallin eri versiot vahvistavat Granger-kausalisuuden osinkotuoton ja tulevan reaalisien osinkojen kasvuasteen välillä. Tärkeänä havaintona tutkimuksesta saadaan se, etteivät eri mittaukset lyhyen aikavälin diskonttokorosta auta selittämään osakehintojen liikkeitä. Tämän perusteella diskonttokorko ei liikuttaisi nykyhintoja, toisin kuin esimerkiksi Fama ja French (1988) tutkimuksessaan esittävät. Campbellin ja Shillerin (1988a) tutkimustulosten mukaan osinkotuoton logaritmissa havaitaan kuitenkin huomattavaa selittämätöntä vaihtelua, joka ei siis ole seurausta odotetun osinkojen maksun muutoksista.

Campbell ja Shiller (1988b) toteavat tutkimuksessaan osaketuoton ja diskonttokoron liikkeen ennustamisen osinkotuotolla olevan suhteellisen vaikeaa, mutta ennustevoiman (mitattuna selitysaste  $R^2$ :lla) todetaan kasvavan pidemmällä ennustehorisontilla, kuten Fama ja French (1988) esittävät. Myös Campbell ja Shiller (1988b) vahvistavat Faman ja Frenchin (1988) esitystä tuottojen ennustettavuuden vahvistumisesta yli ajan. Campbell ja Shiller (1988b) havaitsivat osinkotuoton logaritmin selitysasteen osaketuotolle olevan 3,9 prosenttia yhden vuoden ennustehorisontilla ja 26,6 prosenttia 10 vuoden ennustehorisontilla. Nämä tulokset ovat siis johdonmukaisia Faman ja Frenchin (1988) tutkimuksen kanssa.

1980-luvun analyysien ongelmista huolimatta, varsin yleiseksi käsitykseksi Yhdysvaltojen osakemarkkinoilla muodostuu se, etteivät osinkotuottoa liikuta odotukset osingon liikkeissä, vaan odotukset osaketuoton liikkeissä. Tavanomaisesti tämän aikakauden tutkimuksissa ajatellaan osinkotuoton selittävän ajassa muuttuvaa osakemarkkinoiden riskipremiota, mikä viittaa ajassa vaihtelemaan diskonttokorkoon.

Fama ja French (1989) pyrkivät selvittämään miksi sijoittajien riskipremio vaihtelisi ajassa. He yhdistävät odotetun tuoton ja riskipremion vaihtelun ta-

louden sykleihin. Osaketuoton ennustaminen on mahdollista pidemmällä horisontilla, mikäli sijoittajien riskipremio muuttuu ajassa (Fama & French, 1988). Esimerkiksi heikossa talouden tilanteessa sijoittajat yleensä välttelevät riskisiä osakkeita. Tämän vuoksi suuren riskin osakkeiden kysyntä alenee, ja niiden hinta laskee. Samalla näiden riskillisten osakkeiden odotettu tuotto nousee diskonttokorko-vaikutuksen myötä. Tapahtuu siis muutos sijoittajien tiettyä riskiä vastaan vaatimassa tuotossa, toisin sanoen riskipremio vaihtelee rationaalisesti ajassa. Näin ollen talouden syklit liikuttavat odotettua tuottoa ja osaketuoton ennustaminen on mahdollista talouden sykleihin perustuen. Osinkotuoton esitetään ennakoivan korkeammasta tulevasta osaketuotosta heikon taloustilanteen aikana, ja matalasta osaketuotosta paremman taloustilanteen aikana. Tämä on johdonmukaista esityksien kanssa, joissa osinkotuoton kyvyn ennustaa osaketuottoa havaittiin nousevan pidemmällä ennustehorisontilla. (Fama & French, 1989)

1990-luvun alun tutkimuksista muun muassa Campbell (1991) ja Cochrane (1992) keskittyivät analyysissään hajottamaan osaketuoton ja osinkotuoton variansseja. Teokset vahvistavat aiempaa oletusta suhdeluvusta diskonttokoron vaihtelun selittäjänä, sekä oletusta osaketuoton ennustevoimakkuuden eduista pidemmällä ennustehorisontilla. Nämä 1990-luvun alkupuolen tutkimukset eivät kuitenkaan sisältäneet juurikaan aikaisempia tutkimuksia uudempaa aineistoa.

### 3.1.2 1980-luvun tutkimusten ongelmat

Fama ja French (1988) esittävät tutkimuksessaan osinkotuoton kyvyn ennustaa osaketuottoa olevan voimakkaampi käytettäessä pidempää ennustehorisonttia. Muun muassa Stambaugh (1986) argumentoi Faman ja Frenchin (1988) tutkimuksessa käytetyn lineaarisen regressiomallin tuottavan harhaisia regressioker-toimia. Tämä saattaa luoda liiankin positiivisen kuvan osinkotuoton ennustekyvystä pidempää ennustehorisonttia käytettäessä. Fama ja French (1988) korostavatkin, että tätä mahdollista ylöspäin harhaisuutta havaitaan vain tilanteissa, joissa osinkotuotto selittää riskipremion muutoksia. Heidän mukaansa mahdollinen harhaisuus ei kuitenkaan luo vääriä johtopäätöksiä osinkotuoton ennustekyvystä.

Nelson ja Kim (1993) sekä Stambaugh (1999) esittävät perinteisen lineaarisen osinkotuottomallin ongelmaksi sen, että vaikka ennusteregression muuttujat ovat ennalta määrättyjä, ne eivät ole aidosti eksogeenisiä. Tällaisessa tapauksessa regressiomallin kertoimet ovat ylöspäin harhaisia, sekä ne omaavat PNS-estimaattorin normaalijakaumaa korkeamman varianssin ja huipukkuuden (Stambaugh 1999). Tämän vuoksi Faman ja Frenchin (1988) tutkimustulokset pidemmän ennustehorisontin voimakkaammista ennusteista eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Nelson ja Kim (1993) sekä Ang ja Bekart (2007) argumentoivat ennustavien muuttujien tilastollisen merkitsevyyden riippuvan kriittisesti keskivirheiden valinnasta. He esittävät muun muassa Hansen-Hodrick (1980) ja PNS-menetelmästä saatujen keskivirheiden tuottavan liioiteltuja tuloksia osin-

kotuoton ennustekyvystä. Kun ongelma korjataan, osinkotuotolla ei enää havaita niin selvää ennustekykyä osaketuoton suhteen (Ang & Bekaert, 2007).

Hodrick (1992) kehittää ratkaisuja aiempien analyysien ennusteregressioiden ekonometrisiin ongelmiin. Teos vahvistaa mahdollisuuden tilastollisen harhan ilmenemiseen pitkän ennustehorisontin testitilastoissa, mutta osoittaa nämä harhat korjattaviksi. Hodrick (1992) esittää artikkelissaan vaihtoehdoisen ja luotettavamman tavan estimoida keskivirheet. Tutkijan estimaatit ja Monte Carlo-simulointitulokset tukevat päätelmää siitä, että muutokset osinkotuotossa signaloivat alituisia muutoksia sijoittajien tuotto-vaatimuksissa.

## 3.2 Uudemmat tutkimukset

### 3.2.1 Yhteenvedo uudemmissä tutkimuksista

2000-luvun tutkimustulokset osinkotuoton ennustekyvystä Yhdysvalloissa ovat suurilta osin ristiriitaisia. Useissa analyyseissa<sup>3</sup> esitetään varhaisempien tutkimusten tulokset harhaisiksi. Kun estimointeihin liittyvät ongelmat huomioidaan ja korjataan, ei osinkotuotto enää yhtä vahvasti ennusta osaketuottoa. Aikaisempien analyysien ennusteiden voimakkuuden on tavallaan väitetty olevan seurausta myös siitä, etteivät niiden aineistot sisällä 1990-luvun erikoista osakekurssien käyttäytymistä (Lettau & Ludvigson, 2001).

Myös Goyal ja Welch (2003) sekä Ang ja Bekaert (2007) argumentoivat tutkimuksissaan ettei osinkotuoton ennustekyky toimi 1990-luvun yhdysvaltalaisessa aineistossa. Angin ja Bekaertin (2007) tulokset osinkotuottomallin ennustekyvystä ovat selkeästi heikompia kuin alan perusteoksissa. Tutkijat esittävätkin osinkotuoton olevan tilastollisesti merkitsevä ennustamaan osaketuottoa aikavälillä 1935 - 2001 ainoastaan yhden vuoden ennustehorisontilla. Kun tutkitaan aikaväliä 1952-2001, osinkotuottomalli ei osoita ennustekykyä millään ennustehorisontilla. Tällä aikavälillä suhdeluvun huomataan olevan tilastollisesti merkitsevä muuttuja ainoastaan samassa ennustemallissa lyhyen koron kanssa, tällöinkin vain vuosineljänneksen mittaisella ennustehorisontilla. Ang ja Bekart (2007) esittävätkin osaketuoton ennustettavuuden olevan lähinnä lyhyen ennustehorisontin ilmiö. Vaikka osinkotuotolla ei osoiteta olevan voimakasta osaketuoton ennustekykyä, ei tutkimuksessa löydetä todistetta suhdeluvun ennustekyvystä osinkojen (kassavirran) suhteenkaan.

Samankaltaiseen tulokseen Angin ja Bekaertin (2007) kanssa pääsevät Campbell ja Yogo (2006). Tutkijat havaitsevat osinkotuoton olevan tilastollisesti merkitsevä muuttuja osaketuoton selittäjänä vain yhden vuoden ennustehorisontilla. Tämän tuloksen he saavat tarkastelemalla Yhdysvaltojen osakemarkkina-aineistoa aikaväliltä 1926 - 2002. Kun aikaväliä lyhennetään, poistamalla siitä vuotta 1952 edeltävä aineisto, tulokset ennustekyvystä heikkenevät. Tämä on myös johdonmukaista Angin ja Bekaertin (2007) analyysin kanssa.

---

<sup>3</sup> Stambaugh (1999); Ang & Bekaert (2007)

Lähes kaikkien analyysien tuloksista voidaan päätellä osinkotuoton ennustekyvyn selkeästi heikentyneen Yhdysvalloissa 1990-luvulla. Keskimääräinen S&P 500-indeksin osinkotuotto on ollut historiallisen alhainen, alle 3 prosenttia 1980-luvun puolivälistä 2000-luvun alkupuolelle. Monissa tutkimuksissa argumentoidaan alhaisen osinkotuoton ennakoivan matalaa tuottoa osakemarkkinoilta. Kuitenkin S&P 500-indeksissä havaittiin poikkeuksellisen korkeaa osaketuottoa vuosien 1985 ja 2002 välillä, vuosittaisen tuoton ollessa keskimäärin noin 15 prosenttia. Onkin rationaalista olettaa, ettei osinkotuotto enää ole niin merkittävä muuttuja selittämään tulevaa osaketuottoa Yhdysvalloissa. (Malkiel, 2003)

1990-luvun erikoisesta osakekurssien käyttäytymisestä huolimatta, Campbell ja Shiller (2001) esittävät osinkotuoton edelleen selittävän muutoksia diskonttokorossa. Heidän mukaansa suhdeluku palaa oletettua hitaammin liukuvan keskiarvoonsa, mean reversion -teorian mukaisesti. Tutkijat päättelevätkin osinkotuoton menettäneen merkittävyyttään ennustemuuttajana. Fama ja French (2001) ehdottavat muutoksia yritysten osingonjakopolitiikassa mahdolliseksi syyksi tähän kadonneeseen ennustekyvyyteen. Campbell ja Yogo (2006) argumentoivat tutkimuksessaan osinkotuoton olevan edelleen kyvykäs ennustamaan osaketuottoa, mutta sen ennustevoima arvioidaan selkeästi ennakoitua heikommaksi ja vaikeammaksi selvittää. Myös Cochranen (2008, 2011) tutkimustulokset puolustavat käsitystä siitä, että kaikki osinkotuotossa havaittava vaihtelu on seurausta diskonttokoron muutoksista. Tutkijan mukaan osoitus siitä, ettei osinkotuotto ennusta osinkojen kasvunopeutta, todistaa yhteyden osinkotuoton ja diskonttokoron välillä. Mikäli osinkotuotto edelleen signaloisi diskonttokoron muutoksista Yhdysvaltojen osakemarkkinoilla, tästä ei kuitenkaan ole ollut suurta hyötyä osaketuottoa ennustettaessa.

Diskonttokorko- uutisten merkitys osakehintojen liikkeisiin voi olla pienempi kuin aiemmin oletettiin<sup>4</sup>. Monissa tutkimuksissa on myös löydetty vahvempi yhteys osinkotuoton ja tulevien osinkojen välille Yhdysvalloissa. Muun muassa Chen (2009) on havainnut osinkotuoton ennustekyvyn olevan herkkä tarkastellulle aikavälille, sekä sille miten valitut muuttujat on muodostettu. Mikäli osakemarkkinaindeksin tuottoa tarkastellaan niin, että periodin aikana maksetut osingot on sijoitettu uudelleen osakemarkkinaindeksiin, vaikuttaa se tuloksiin niitä vääristäen. Tällöin kokonaistuottoindeksi sisältää jo itsessään maksetut osingot, eikä yhteys osinkotuoton ja tulevien osinkojen välillä ole selkeä. Ongelma on mahdollista ratkaista tarkastelemalla osakemarkkinaindeksin hintamuutoksia, ilman osinkojen uudelleen sijoittamista. Chen (2009) myöntää osinkotuoton ennustaneen osakehintoja toisen maailman sodan jälkeisenä aikana, mutta ennen tätä osinkotuotolla havaitaan olleen kykyä ennustaa vain osinkoja. Tarkastelemalla aikaväliä 1926 - 2005, tutkija esittää osinkotuoton liikkeistä jopa 54 prosentin olleen seurausta osinko-odotusten muutoksista ja vain 46 prosentin diskonttokoron muutoksista. Tulos eroaa selkeästi Cochranen (2008, 2011) tutkimuksista, joissa pääteltiin kaiken vaihtelun osinkotuotossa olevan seurausta diskonttokorko-uutisista.

---

<sup>4</sup> Chen, Da & Priestley (2012)

Cochrane (2008) ottaa tutkimuksessaan kantaa pidemmän ennustehorisontin vahvempaa ennustettavuutta arvosteleviin tutkimuksiin. Useissa uudemmissa tutkimuksissa on argumentoitu ettei osaketuotto ole ennustettavampaa pidemmällä ennustehorisontilla, toisin kuin alan perusteoksissa<sup>5</sup> esitettiin. Esimerkiksi Boudoukh, Richardson ja Whitelaw (2006) sekä Ang ja Bekaert (2007) eivät löydä analyyseissään etua pidemmästä ennustehorisontista. Cochrane (2008) vahvistaa Boudoukhin, Richardsonin ja Whitelawin (2006) tulokset siitä, etteivät lineaariset regressiomallit esimerkiksi viiden vuoden ennustehorisontilla tuota juurikaan todistetta vahvemmassa ennustevoimasta yhden vuoden ennustehorisonttiin nähden. Cochrane (2008) esittää kuitenkin todella pitkien ennustehorisonttien, esimerkiksi 20 vuoden ennustehorisontin, tuottavan suuremman selityksasteen.

2000-luvun tutkimukset Yhdysvalloista sisältävät aiempaa enemmän ennustetestejä otoksen ulkopuolelle. Goyal ja Welch (2003) argumentoivat osinkotuoton ennustekyvyn olevan jo heikkoa otoksen sisällä, mutta varsinkin otoksen ulkopuolella. Cochranen (2008) heikot otoksen ulkopuoliset ennustetulokset vahvistavat Goyalin ja Welchin (2003) esityksen, mutta Cochrane (2008) argumentoi hypoteesitestien luovan tärkeämpää informaatiota osinkotuoton ennustekyvystä otoksen ulkopuolisiin ennusteisiin nähden.

Goyal ja Welch (2008) ottavat tutkimuksessaan kantaa tähän otoksen ulkopuolisten ennusteiden arvosteluun ja argumentoivat näiden testien olevan hyödyllisiä, mikäli mallin otoksen sisäiset ennusteet osoittautuvat tilastollisesti merkitseviksi. Tutkimuksen useissa tavanomaisiin ennustemuuttujiin perustuvissa malleissa ei havaita otoksen sisäisissä ennusteissa tilastollista merkitsevyyttä edes 10 prosentin tasolla. Goyal ja Welch (2008) asettavat erilaisten osinkotuottomallien toimivuuden kyseenalaiseksi, sillä heidän analyysinsä perusteella niiden otoksen sisäiset ennusteet eivät olleet tilastollisesti merkitseviä. Tutkijoiden mukaan on tosiaankin syytä epäillä mallien toimivuutta, mikäli muuttujilla ennustaminen ei ole onnistunut viimeisen 30 vuoden aikana edes otoksen sisäisissä ennusteissa. Goyal ja Welch (2008) esittävätkin riskipreemion viiveiden tuottavan osinkotuottomallia parempia ennustuksia tulevasta riskipreemiosta.

Myös Campbell ja Thompson (2008) vahvistavat katsauksessaan tavanomaisten ennustemallien heikon ennustekyvyn lyhyellä ennustehorisontilla, mutta ennustamisen esimerkiksi osinkotuotolla havaitaan edelleen olevan mahdollista pidemmällä ennustehorisontilla. Heidän tutkimuksessaan ennusteregressioille asetetaan rajoitteet markkinapreemion positiivisuudesta ja ennustavan muuttujan kertoimen etumerkistä, jonka tulee olla sama kuin teorian perusteella odotetaan. Nämä rajoitteet parantavat osinkotuoton ennustekykyä. Tutkijat argumentoivat otoksen ulkopuolisten testien suhteellisten heikkojenkin tuloksien olevan osoituksena osinkotuoton ennustekyvystä, sillä heidän mukaansa todella korkeita otoksen ulkopuolisten ennusteiden  $R^2$ -arvoja ei voida pitää realistisina. Pettenuzzo, Timmermann ja Valkanov (2014) käyttävät testeissään samanlaisia rajoitteita kuin Campbell ja Thompson (2008). Myös he

---

<sup>5</sup> Campbell & Shiller (1988b), Fama & French (1988)



toteavat osinkotuotolla olevan ennustekykyä otoksen ulkopuolelle, vaikka osinkotuoton selityksaste jää yhden vuoden ennustehorisontillakin alle viiden prosentin. Kuukauden ennustehorisontilla otoksen ulkopuolisen ennusteen selityksaste on alle yhden prosentin. Tulos vahvistaa näkemyksen osinkotuoton heikosta ennustekyvystä lyhyellä ennustehorisontilla.

### 3.2.2 Tutkimukset Yhdysvaltojen ulkopuolelta

Osinkotuoton ennustekykyä Yhdysvaltojen markkinoiden ulkopuolella ovat tutkineet muun muassa Campbell (2003), Ang ja Bekaert (2007) sekä Cornell (2014). Suosituna käsityksenä Yhdysvaltojen osakemarkkinoiden osalta on säilynyt se, että liikkeet osinkotuotossa ovat seurausta muutoksista diskonttokorko-odotuksissa, eikä osinkotuotolla ja odotetuilla osingoilla nähdä useinkaan merkittävää yhteyttä toisen maailmansodan jälkeisellä aikavälillä. Toisin kuin Yhdysvalloissa, muissa maissa yhteys odotetun diskonttokoron ja osinkotuoton välillä ei ole aivan yhtä selvä. Monissa maissa osinkotuoton liikkeiden huomataankin olevan yhteydessä ennemminkin osinkojen kasvunopeuteen, mikä vihjaisi osinkotuotolla olevan kykyä ennustaa tulevia osinkoja.

Campbell (2003) käyttää analyysissään P/D-luvun logaritmia ja osoittaa sen olevan tilastollisesti merkitsevä ennustemuuttuja ylituotolle Yhdysvaltojen lisäksi Australiassa ja Iso-Britanniassa yhden, kahden sekä neljän vuoden ennustehorisontilla. Logaritmisen mallin selityksaste on jopa 53,5 prosenttia neljän vuoden ennustehorisontilla Australiassa. Tämän lisäksi muuttujalla havaitaan ennustekykyä Ranskassa, Saksassa ja Japanissa neljän vuoden ennustehorisontilla. Tutkimuksessa testattiin myös osinkotuoton ennustekykyä reaaliselle osinkojen kasvulle. Positiivisia ja tilastollisesti merkitseviä kertoimia löytyi Kanadasta, Ranskasta, Saksasta, Italiasta, Japanista, Alankomaista, Ruotsista, Sveitsistä ja Iso-Britanniasta. Tutkimuksessa käytetty aineisto jatkuu vuoteen 1999, mutta aineiston aloitusvuodet eroavat maiden välillä. Campbellin (2003) tuloksista voidaan päätellä osinkotuoton ennustekyvyn vaihtelevan suuresti eri maiden välillä.

Ang ja Bekaert (2007) testaavat osinkotuottomallin ennustekykyä Yhdysvaltojen lisäksi Saksan ja Iso-Britannian neljännesvuosiaineistossa aikavälillä 1953-2001. Osinkotuoton kerroin on tilastollisesti merkitsevä ainoastaan vuoden ennustehorisontilla Iso-Britanniassa. Tämän lisäksi artikkelissa tarkastellaan lyhyempää jaksoa vuosien 1975 ja 2001 väliltä, käyttäen kuukausiaineistoa edellä mainittujen maiden lisäksi myös Ranskasta. Saksan ja Ranskan osalta osinkotuoton kertoimien etumerkit vaihtelevat, eikä tilastollista merkitsevyyttä havaita millään ennustehorisontilla. Iso-Britannian kohdalla osinkotuoton kerroin on positiivinen koko aikavälillä, mutta tilastollisesti merkitsevä vain kaikista lyhyimmällä ennustehorisontilla. Saadut tulokset eroavat siis selvästi Campbellin (2003) vastaavista. Perusteluksi tälle epäjohdonmukaisuudelle asetetaan tulosten riippuvuus valitusta keskivirheestä. Kun Campbellin (2003) tutkimuksessa käytetyt Newey-West 1987 -keskivirheet korvataan Hansen-Hodrick 1992 -keskivirheillä, katoaa havaittu ennustettavuus. Osinkotuoton ja lyhyen koron

mallin huomataan kuitenkin omaavan osaketuoton ennustekykä lyhyellä ennustehorisontilla eri maissa.

Cornell (2014) tutkii osinkotuoton ennustekykä Yhdysvaltojen ulkopuolella vuosien 1951 ja 2012 välillä. Analyysissa esitetään osinkotuoton olevan tilastollisesti merkitsevä osaketuoton selittäjänä yhden vuoden ennustehorisontilla Iso-Britanniassa, Australiassa, Ranskassa ja Japanissa. Saadut tulokset ovat siis johdonmukaisia Campbellin (2003) tutkimuksen kanssa. Myös Cornell (2014) tarkastelee osinkotuoton selityskykyä osinkojen maksulle vuoden ennustehorisontilla ja päätelee osinkotuoton ennustavan tulevia osinkoja varsinkin Saksassa, Italiassa ja Ruotsissa. Myös Australian ja Kanadan kohdalla osinkotuoton kerroin on tilastollisesti merkitsevä, mutta mallin  $R^2$ -arvot jäävät yhteen ja kahteen prosenttiin. Tuloksista voidaan päätellä osinkotuoton kyvyn selittää tulevaa osaketuottoa olevan hyvin maakohtaista, eikä Yhdysvalloista saatuja tuloksia voida yleistää koko maailman markkinoille sopiviksi.

Rangvid, Schmeling ja Schrimpf (2014) esittävät osinkotuoton ennustekyvyn olevan yhteydessä maan kokoon. Heidän mukaansa osinkotuotolla on enemmän kykyä ennustaa tulevia osinkoja keskikokoisten ja pienten maiden osakemarkkinoilla, kun taas isommissa maissa kassavirran eli osinkojen ennustaminen on vaikeampaa. Tutkimus sisältää aineistoa 50 maasta, joissa osinkotuoton ennustekykä tarkastellaan osaketuoton ja osinkojen suhteen. Tutkijoiden mukaan osinkotuotto ennustaa tulevia osinkoja paremmin maissa, joissa tyypilliset yritykset ovat pienempiä ja tuotoissa sekä osingoissa on suurempi volatilitteetti. Tutkimus on siitä erityinen, että siinä tarkastellaan osinkotuoton ennustekykä Suomen osakemarkkinoilla. Suomi on tutkimuksessa luokiteltu keskikokoiseksi maaksi, jonka neljännesvuosiaineisto sisältää havainnot OMX Helsinki-indeksistä aikaväliltä 1988:02 - 2009:01. Otoksen sisäisessä ennusteessa osinkotuoton selityssaste OMX Helsinki-indeksin kokonaistuotolle on negatiivinen, eli osinkotuotolla ei ole tutkimuksessa kykyä selittää kokonaistuoton tulevia liikkeitä. Sen sijaan, osinkotuottomallin otoksen sisäiseen ennusteen selityssaste on jopa 40 prosenttia osinkojen kasvulle. Tämä vihjaa osinkotuotolla olevan ennustekykä vain osinkojen kasvuasteen tuleviin arvoihin Suomen osakemarkkinoilla.

### 3.3 Makroriskitekijät ja osaketuoton ennustaminen

Makrotalousmuuttujien ja osaketuoton yhteys on laajalti tutkittu ja suosioltaan kasvava aihe alan kirjallisuudessa. Mikäli makroriskitekijöillä voidaan ennustaa osaketuottoa, vahvistaa se oletusta siitä, että makrotalouden muutoksilla on vaikutusta osakemarkkinoiden liikkeisiin. Tunnetuimmat teokset keskittyvät jälleen Yhdysvaltojen markkinoille, mutta useita artikkeleita löytyy myös muiden maiden osalta. Yhdysvaltalaisissa tutkimuksissa onkin esitetty makrotalouden ja suhdannevaihteluiden vaikuttavan osakemarkkinoiden riskipreemioon (Fama & French, 1989). Suomalaisessa aineistossa makromuuttujien ennustekykä osaketuoton suhteen ovat tutkineet esimerkiksi Lahti ja Pylkkönen

(1989), Viskari (1992) sekä Järvinen (2001). Suomessa osakemarkkinoilla on myös havaittu olevan ennustekykyä makrotalouden suhteen, mutta finanssi-kriisin vaikeuttaneen ennustamista<sup>6</sup>. Tässä pro gradu-tutkielmassa ollaan kiinnostuneita makroriskitekijöiden, osinkotuoton ja osaketuoton yhteydestä. Tarkoituksena on selvittää, sisältävätkö makroriskitekijät informaatiota tulevista osakehinnoista ja voidaanko niitä hyödyntää selitettäessä OMX Helsinki-indeksin tulevia muutoksia. Aiemmin makrotalousmuuttujia ja osinkotuottoa ovat tutkimuksissaan yhdistelleet muun muassa Maio ja Philip (2015), Serfling ja Miljkovic (2011) sekä Bätje ja Menkhoff (2012).

### 3.3.1 Inflaatio ja osaketuotto

Osaketuoton ja inflaation suhdetta on tutkittu jo 1970-luvun loppupuolelta lähtien, muun muassa Faman ja Schwertin (1977), Modiglianin ja Cohnin (1979) sekä Faman (1981) toimesta. Tulokset osaketuoton ja inflaation suhteesta vaihtelevat, mutta pääosassa tutkimuksissa on havaittu inflaatio ja osaketuotto negatiivisesti korreloituneiksi. Faman (1981) mukaan osaketuoton ja odotetun inflaation korrelaatio on negatiivista, mutta näiden muuttujien välillä ei ole havaittavissa minkäänlaista kausaalisuussuhdetta. Tutkimus esittää osaketuoton ja reaalityalouden aktiivisuuden suhteeltaan positiiviseksi sekä reaalityalouden aktiivisuuden ja inflaation suhteeltaan negatiiviseksi. Mikäli näin on, syntyy negatiivinen korrelaatio inflaation ja osaketuoton välille.

Wahlroos ja Berglund (1986) testasivat löydetäänkö samanlaista yhteyttä suomalaisessa aineistossa. Heidän artikkelinsa mukaan nimellinen osaketuotto ja odotettu inflaatio olivat negatiivisesti korreloituneita. Myös reaalityalouden osaketuotto havaittiin tutkimuksessa negatiivisesti riippuvaiseksi odottamattomasta inflaatiosta. Aspren (1989) vahvistaa negatiivisen ja tilastollisesti merkitsevän yhteyden kahden viiveen inflaation ja osakehintojen välillä suomalaisessa neljännesvuosiaineistossa. Sierimo ja Viren (1995) käyvät tutkimuksessaan läpi osakehintojen ja kuluttajahintaindeksin yhteyttä suomalaisessa kuukausiaineistossa aikavälillä 1920 - 1995. Tulokset erosivat 1980-luvun artikkelien kanssa, sillä tutkijat löysivät positiivisen yhteyden osakehintojen ja viivästettyjen kuluttajahintojen välillä sekä negatiivisen yhteyden osakehintojen ja tulevien kuluttajahintojen välillä. Järvinen (2001) testaa VAR--mallillaan inflaatio-uutisten vaikutusta osaketuottoon suomalaisessa kuukausiaineistossa aikavälillä 1987 - 1999. Tutkimustulosten perusteella inflaation vaikutus osaketuottoon jää lähes olemattomaksi. Järvinen (2001) ei kuitenkaan esitä inflaatiota merkityksellömäksi osaketuoton kannalta, vaan toteaa tulosten mahdollisesti olevan seurausta aineiston riittämättömyydestä.

Ritter ja Warr (2002) vahvistavat varhaisempien tutkimusten tulokset reaalityalouden ja odotetun inflaation negatiivisesta yhteydestä Yhdysvalloissa. Odotetun inflaation havaitaan kykenevän ennustamaan Dow-indeksin reaalityaloutta samassa mallissa yritysten arvon ja hinnan suhdetta kuvaavan muuttujan kanssa. Vuoden ennustehorisontilla ennustemallin selitysaste  $R^2$  on 27 prosenttia,

<sup>6</sup> Kuosmanen & Vataja (2010, 2014)

mutta kumpikaan muuttujista ei ole tilastollisesti merkitsevä yksittäin tarkasteltuna. Rapach, Wohar ja Rangvid (2005) taas havaitsevat inflaatiolla olevan ennustekykyä eri mittaisilla ennustehorisonteilla. Tulos toistuu niin otoksen sisäisissä kuin otoksen ulkopuolisissa ennusteissa. Tutkijat toteavat inflaatiolla olevan ennustekykyä Yhdysvaltojen lisäksi myös Alankomaissa ja Norjassa. Humpe ja Macmillan (2009) vahvistavat tutkimuksessaan inflaation vaikutuksen osakehintoihin olleen negatiivinen Yhdysvalloissa.

Kuten jo Modigliani ja Cohn (1979) aikoinaan esittivät, myös Campbell ja Vuolteenaho (2004) argumentoivat osakemarkkinoiden kärsivän inflaatioilluusiosta. Teorian mukaan sijoittajat odottavat samaa nimellistä tuottoa alhaisen ja korkean inflaation aikana, vaikka heidän tulisi sen sijaan odottaa samaa reaalityttöä inflaatiosta riippumatta. Tämän myötä osakehinnat ovat liian korkeita inflaation ollessa alhainen ja päinvastoin taas liian alhaisia korkean inflaation aikana. Inflaatio-illuusiota tarjotaankin usein selitykseksi tälle negatiiviselle korrelaatiolle osakehintojen ja inflaation välillä.

Acker ja Duck (2014) tutkivat inflaatio-illuusion ja osinkotuoton suhdetta Iso-Britanniassa. Heidän analyysinsä tulokset vihjaavat osinkotuoton ja odotetun inflaation olleen positiivisesti korreloituneita vuosien 1962 ja 1997 välillä. Tämän aikavälin jälkeen havaittu korrelaatio on kadonnut tai muuttunut negatiiviseksi. Hyödyntämällä kappaleessa 2.2 esiteltyä Campbellin ja Shillerin (1988) nykyarvomallia, Acker ja Duck (2014) päättelevät ettei inflaatiolla pitäisi olla vaikutusta osinkotuottoon, ellei se vaikuta diskonttokorkoon tai osinko-odotuksiin. Jos tällaista vaikutusta ei löydetä, odotetun inflaation tulisi nostaa nimellistä diskonttokorkoa ja odotusta osinkojen maksusta saman verran, niin että osinkotuotto pysyy vakiona. Tutkijat päättelevät osinkotuoton ja odotetun inflaation positiivisen korrelaation aikavälillä 1962 - 1997 olevan seurausta inflaatio-illuusiosta ja inflaation vaikutuksesta sijoittajien diskonttokorkoon. Analyysin perusteella inflaation nousu lisää sijoittajien epävarmuutta inflaatio-illuusion ollessa voimassa. Tämän myötä sijoittajien vaatima tuotto eli diskonttokorko kasvaa, mikä puolestaan pienentää nykyisiä osakehintoja. Yhdeksi perusteluksi vuoden 1997 jälkeisen jakson negatiiviselle ja osittain kadonneelle korrelaatiolle tutkijat esittävät käytettyjen inflaatiomittareiden toimimattomuuden. He myös päättelevät muutosten osinkotuotossa vuodesta 1997 eteenpäin mahdollisesti olevan seurausta muista tekijöistä kuin inflaatiosta.

Vahvistusta osinkotuoton ja odotetun inflaation positiiviselle yhteydelle ovat tutkimuksissaan löytäneet muun muassa Campbell ja Vuolteenaho (2004) sekä Bekaert ja Engstrom (2010). Myös Serfling ja Miljkovic (2011) vahvistavat positiivisen vaikutuksen S&P 500 -indeksin osinkotuoton ja Yhdysvaltojen kuluttajahintaindeksin välillä. Brown, Huang ja Wang (2016) perustelevat tämän positiivisen yhteyden olevan seurausta sijoittajien irrationaalisesta käyttäytymisestä. Tutkimuksen mukaan inflaation noustessa irrationaaliset sijoittajat nostavat nimellistä diskonttokorkoaan, mutta eivät nosta odotuksiaan nimellisestä osinkojen maksusta. Näin osakehinnat jäävät todellista tasoaan alemmaksi ja seurauksena syntyy positiivinen suhde osinkotuoton ja inflaation välille.

Vaikka osaketuoton ja inflaation välillä on osoitettu yhteys monissa tutkimuksissa, löytyy kuitenkin useita artikkeleita joissa tämä näkemys haastetaan. Etenkin inflaation kyky ennustaa tulevaa osaketuottoa tulee kyseenalaistetuksi useissa analyyseissa. Esimerkiksi Goyal ja Welch (2008) eivät havaitse tutkimuksessaan inflaation selittävän osaketuoton tulevia muutoksia. Myös Pesaran ja Timmermann (1995) argumentoivat inflaation hyödyllisyyden ennustavana muuttujana olevan riippuvainen siitä, minkälaisia kriteerejä muuttujien valinnassa käytetään. Heidän mukaansa inflaatio ei tule valituksi ennustemalliin useimmilla kriteereillä. Rapach, Wohar ja Rangvid (2005) havaitsevat inflaation selittävän tulevia osaketuoton muutoksia muutamissa tutkimuksessa läpikäydystä teollisuusmaissa, mutta ennustekykyä ei havaita suurimmassa osassa tarkastelluista teollisuusmaista. Myös Järvisen (2001) tulokset Suomen osakemarkkinoilta vihjaavat inflaation heikosta ennustekyvystä osaketuoton suhteen.

### 3.3.2 Teollisuustuotanto ja osaketuotto

Teollisuustuotantoa käytetään usein reaalityöelämän aktiviteetin mittarina. Mikäli odotukset talouden kehityksestä vaikuttavat osakehintoihin, esimerkiksi kaavan (10) osoittamalla tavalla, on perusteltavaa tutkia teollisuustuotannon ja osakehintojen yhteyttä. Fama (1981) esitti teollisuustuotannon olevan positiivisesti yhteydessä osakemarkkinoiden keskimääräiseen tuottoon yhdysvaltalaisessa aineistossa. Chen, Roll ja Ross (1986) vahvistivat tätä näkemystä ja nostivat teollisuustuotannon yhdeksi tärkeimmistä osaketuoton riskipreemion selittäjistä. Suomen osalta ensimmäisen kerran teollisuustuotannon ja osaketuoton yhteyttä tutkivat Wahlroos ja Berglund (1986). Myös heidän tuloksensa näyttivät teollisuustuotannon kasvuasteen kykenevän ennustamaan osaketuottoa. Myöhemmin muun muassa Aspren (1989) ja Viskari (1992) eivät havainneet teollisuustuotannon selittävän osaketuottoa Suomessa. Sen sijaan Järvinen (2001) havaitsee useita makromuuttujia sisältävässä mallissaan teollisuustuotannon kyvykkääksi selittämään Helsingin pörssin osaketuottoa vuosien 1987 - 1996 välillä, varsinkin metsäteollisuus- ja monialainen teollisuus-sektoreiden osalta. Vuosien 1992-1996 välisellä otoksella ennustekyky kuitenkin katoaa. Tulokset Suomen osalta ovat siis hieman ristiriitaisia ja riippuvaisia aineiston pituudesta.

Teollisuustuotannon ja osaketuoton yhteyttä on tutkittu suhteellisen paljon Yhdysvalloissa. Pesaran ja Timmermann (1995) esittivät teollisuustuotannon kasvuasteen (kahden kuukauden viiveellä) kyvykkääksi ennustamaan S&P 500-indeksin osaketuottoa 1960-luvun puolivälistä eteenpäin. Muuttujan valinta ennustemalliin on kuitenkin hyvin riippuvainen käytetyistä kriteereistä ja otoksen pituudesta. Esimerkiksi Schwarz-kriteereillä muuttuja valitaan vain 8,8 prosentille eri periodeista, kun taas R<sup>2</sup>-kriteereillä teollisuustuotannon muutos valitaan mukaan jopa 87,9 prosentille eri periodeista. Humpe ja Macmillan (2009) vahvistavat tutkimuksessaan 1980-luvun analyyysien näkemyksen osakehintojen ja teollisuustuotannon positiivisesta yhteydestä. Tulokset osaketuoton ja teollisuustuotannon positiivisesta yhteydestä toistuvat myös Japanin aineistossa. Myös Serfling ja Miljkovic (2011) havaitsevat reaalityöelöntein ja teollisuustuotantoon yhdistyvän makromuuttujan sisältävän informaatiota osaketuotosta ja pa-

rantavan pelkän osinkotuoton ennustevoimaa Yhdysvalloissa. Tämän tuloksen vahvistavat Bätje ja Menkhoff (2012), jotka huomasivat tutkimuksessaan teollisuustuotantoon linkittyvän makromuuttujan olevan kyvykäs ennustamaan osaketuottoa varsinkin vuoden ennustehorisontilla.

### 3.3.3 Korkoero ja osaketuotto

Monissa tavanomaisissa ennustemalleissa käytetään usein jotain korkomuuttujaa, esimerkiksi valtion kolmen kuukauden velkakirjan korkoa tai lyhyen ja pitkän maturiteetin korkojen eroa. Gordonin kasvumallin (kaava 10) mukaan osakehinnat ovat riippuvaisia nimellisestä korkotasosta, joten korkomuuttujan sisällyttäminen ennustemalliin on varsin perusteltua. Korkoero lasketaan tavallisesti valtion kymmenen vuoden velkakirjan koron ja kolmen kuukauden rahamarkkinakoron erotuksena. Pelkällä lyhyellä korolla on havaittu olevan ennustevoimaa osaketuoton suhteen (Ang & Bekaert 2007), samoin kuin pitkällä korolla (Humpe & Macmillan, 2009). Suomessa korkojen ennustevoimaa on tutkinut Kuosmanen (2005), joka tarkasteli korkojen vaikutusta Helsingin pörssin eri toimialojen tuottojen suhteen. Kuosmanen (2005) tuloksista huomataan, että korkoero toimii lyhyttä ja pitkää korkoa paremmin ennustekäytössä. Korkoerolla onnistuttiin tutkimuksessa ennustamaan kymmentä eri toimialaa, vain kolmen toimialan jäädessä korkoeron vaikutuksen ulkopuolelle. Kuosmanen ja Vataja (2010, 2014) esittävät korkeron omaavan ennustevoimaa myös talouskasvun suhteen.

Goyal ja Welch (2008) sisällyttivät korkoeron tavanomaisia rahoitusmuuttujia käsittelevään tutkimukseensa. Aineisto sisältää tiedot korkoerosta vuosilta 1920-2005 ja ennustuksia tutkitaan S&P 500-indeksin suhteen. Vuoden ennustehorisonttia käytettäessä pelkän korkoeron sisältävällä mallilla ei havaita olevan juurikaan selitysvoimaa. Kun ennustehorisontti kasvatetaan viiteen vuoteen aikavälillä 1927-2005, on mallin otoksen sisäinen ennuste tilastollisesti merkitsevä ja selitysasteeltaan korkea (12,47 prosenttia). Kun otoksen ulkopuoliset ennusteet aloitetaan vuodesta 1965, on korkoero-mallin ennuste ainoa tilastollisesti merkitsevä tutkimuksessa tarkastelluista yhden muuttujan malleista. Tällöin  $R^2$ -arvo on suhteellisen korkea, 10,46 prosenttia.

Myös Campbell ja Thompson (2008) ovat tutkineet korkoeron ennustevoimaa S&P 500 -indeksin osaketuoton suhteen. Tutkimus sisältää vastaavan aineiston korkoerosta kuin Goyalin ja Welchin (2008) analyysi, mutta regressioille asetetaan rajoitteet markkinapremion positiivisuudesta ja ennustavan muuttujan kertoimen etumerkistä, jonka tulee olla sama kuin teorian perusteella odotetaan. Rajoitteilla ei kuitenkaan havaita merkittävää vaikutusta korkoeron ennustetuloksiin. Otoksen ulkopuolisessa testissä ennusteet tehdään vuodesta 1940 eteenpäin. Kuukauden ennustehorisontilla korkoero-mallin otoksen sisäinen ennuste on tilastollisesti merkitsevä, mutta otoksen ulkopuolisen ennusteen selitysaste jää alle 0,05 prosentin. Kun osaketuottoa ennustetaan vuositasolla, on korkoero-mallin otoksen sisäinen ennuste edelleen tilastollisesti merkitsevä ja otoksen ulkopuolisen ennusteen selitysaste nousee kaikilla rajoitteilla yli 4,7 prosentin. Korkoero tuottaa siis vahvempia ennustetuloksia mo-

neen muuhun tutkimuksen muuttujaan verrattuna, mikä on johdonmukaista Goyalin ja Welchin (2008) tulosten kanssa. Havaittu selitysvoima on jälleen riippuvainen ennustehorisontin pituudesta sekä tutkitusta aikavälistä.

Pettenuzzo, Timmermann ja Valkanov (2014) tarkastelevat myös tavanomaisten ennustemuuttujien suoriutumista ylituoton ennustamisessa. He eivät löydä korkoeron yksinään selittävän tulevaa osaketuottoa, ennen kuin ennusteregressiolle asetetaan samantapaisia rajoitteita kuin Campbellin ja Thompsonin (2008) tutkimuksessa. Tämän myötä korkoero-mallin ennustevoima kasvaa ja ennusteista tulee tilastollisesti merkitseviä. Korkoeron selitysasteen havaitaan olevan rajoitteista riippuen noin kahden prosentin luokkaa ennustettaessa vuositaittaista osaketuottoa.

### 3.3.4 Makroriskitekijät ja osinkotuotto

Maion ja Philipin (2015) tarkoituksena on selvittää, tuovatko makrotalouden aikasarjat käytännöllistä lisäinformaatiota osaketuoton ennustamiseen Yhdysvalloissa, vai sisältävätkö tavanomaiset rahoitusmuuttujat, kuten osinkotuotto jo tämän informaation. Tutkimus sisältää informaatiota alunperin Stock & Watson (2002) käyttämästä ja myöhemmin laajennetusta 124 makrotalousmuuttujan paneeliaineistosta vuosilta 1964 - 2010. Informaation voi jakaa karkeasti eri kategorioihin: tuotanto ja tulot, työllisyys ja työvoima, asuminen, teollisuus, inventaariot ja myynti, raha ja luotto, korkotasot ja velkakirjatuotot, ulkomaan vaihdanta sekä hintaindeksit. Tutkijat estimoivat faktorianalyysillaan makromuuttuja-aineistosta kuusi faktoria, jotka kumulatiivisesti selittävät noin 44 prosenttia kaikesta makrotalousmuuttujien vaihtelusta. Ensimmäinen faktori, joka kuvaa reaali talouden aktiviteettia sisältäen tuotanto- ja työmarkkinainformaatiota, selittää yksin jo 17 prosenttia kaikesta makromuuttujajoukon vaihtelusta. Karkeasti voidaan ilmaista toisen faktorin sisältävän informaatiota velkakirjatuotoista, kolmannen faktorin hintaindekseistä, neljännen faktorin korkotasosta, viidennen faktori korkoeroista sekä inventaarioista ja viimeinen faktorin asumisesta sekä tuotannosta.

Tutkimuksessa luodaan ensimmäisen asteen VAR-malli, joka sisältää state muuttujien eli osaketuoton, osinkojen kasvun ja osinkotuoton lisäksi nämä kuusi makrofaktoria. Tarkoituksena on analysoida makrofaktoreiden yhteyttä osaketuoton kahteen komponenttiin eli diskonttokorko- ja kassavirtautuksiin. Tutkimuksessa luodaan myös vertailuksi toinen VAR-malli, joka ei sisällä makrofaktoreita. Lisäksi tutkitaan myös makrofaktoreiden vaikutusta ylituoton komponentteihin, eli VAR-malliin lisätään osinkotuoton ja osinkojen kasvun rinnalle markkinoiden keskimääräinen riskipreemio ja lyhyt korko.

Tuloksistaan Maio ja Philip (2015) päättelivät, ettei makrotalouden aikasarjojen lisääminen paranna merkittävästi tuloksia osaketuoton komponenttien estimoinnissa, mikäli malli sisältää ennestään jo osinkotuoton. Kuudesta makrofaktorista vain velkakirjatuotto-faktori ja korkotaso-faktori ovat tilastollisesti merkitseviä osaketuoton ennustajia ehdollisena muille state muuttujille. Yhden kuukauden ennustehorisontilla selitysaste  $R^2$  ilman makromuuttujia on noin yksi prosenttiyksikkö, mutta makromuuttujien mukana ollessa selitysaste

nousee neljään prosenttiin. Makromuuttujien läsnäolo kuitenkin siis parantaa mallin ennustevoimaa kuukauden ennustehorisontilla. Makrofaktoreiden ja osinkojen kasvuasteen yhteys on hieman yllättävä, sillä jopa neljä faktoria ennustaa osinkojen kasvua. Tuloksista kuitenkin huomataan, että viivästetty osinkojen kasvuaste sisältää jo lähes kaiken makrofaktoreiden informaation tulevasta osinkojen kasvusta. Näin ollen, makrofaktoreiden vaikutus osinkojen ennustamiseen on varsin marginaalinen. Ylituoton VAR-malli vahvistaa samat tulokset, jotka jo osaketuoton VAR-mallista saatiin. Jälleen kuukauden ennustehorisontilla selitysaste  $R^2$  nousee yhdestä prosentista neljään prosenttiin, kun makromuuttujat otetaan malliin mukaan. Tälläkin kertaa velkakirjatuottofaktori ja korkotasofaktori ovat tilastollisesti merkitseviä. Osinkotuoton logaritmin kerroin on enää tilastollisesti merkitsevä 10 prosentin tasolla, joten osinkotuoton voidaan päätellä ennustavan paremmin osaketuottoa kuin markkinapreemiota.

Tutkijat tekevät myös varianssihajotelman osaketuotolle ja ylituotolle, tarkoituksenaan selvittää eroavatko tulokset makromuuttujien lisäämisen myötä. Tärkein muutos havaitaan tulosten tarkkuudessa, sillä makrofaktorit nostavat estimaattien T-arvoja. Tulokset varianssihajotelmissa eivät kuitenkaan muutu merkittävästi makrofaktoreiden lisäämisen myötä. Tutkijoiden mukaan voidaan siis olettaa osinkotuoton (ja lyhyen koron) sisältävän jo valmiiksi suuren osan relevantista informaatiosta osaketuoton (ja markkinapreemion) komponenteista.

Myös Bätje ja Menkhoff (2012) tutkivat makromuuttujien ennustekykä Yhdysvaltojen osakemarkkinoiden riskipreemion suhteen. Vaikka tarkoituksena on tarkastella makromuuttujien ennustekykä, sisällytetään tutkimukseen myös tavanomaisia rahoitusmuuttujia, kuten osinkotuotto. Kuukausiaineisto sisältää tietoja 102:sta eri makro- ja rahoitustalouden aikasarjasta vuosilta 1960-2009. Faktorianalyysin perusteella valitaan tästä joukosta yhdeksän faktoria ennustamaan markkinapreemiota. Nämä valitut faktorit selittävät 57 prosenttia koko muuttujajoukon vaihtelusta. Tutkijat testaavat markkinapreemion ennustamista erikseen makrofaktoreilla ja osinkotuotolla, sekä näiden yhdistelmillä.

Kuukauden ennustehorisontilla otoksen sisäisen ennusteen selitysaste osinkotuottomallilla on vain 0,4 prosenttia, eikä osinkotuoton kerroin ole tilastollisesti merkitsevä. BIC-kriteereillä valitaan korkoeroihin (faktori 2) ja inflaatioon (faktori 4) liittyvät makrofaktorit, jotka yhdessä selittävät 3,5 prosenttia markkinapreemiosta. BIC-kriteereillä valittu rajoittamaton yhdistelmä osinkotuotosta ja näistä kahdesta makrofaktorista nostaa selitysasteen 4,7 prosenttiin, kaikkien muuttujien ollessa mallissa tilastollisesti merkitseviä yhden prosentin tasolla. Näin ollen makromuuttujien lisääminen ennustemalliin tuottaa selvästi voimakkaamman selitysasteen kuin tavallisella osinkotuottomallilla saatiin. Tulokset yhden kuukauden ennustehorisontilta ovat selitysvoimaltaan suhteellisen heikkoja ja johdonmukaisia Maion ja Philipin (2015) tutkimuksen kanssa. Sen sijaan selitysasteen havaitaan olevan huomattavasti suurempi vuoden ennustehorisontilla. Tällöin pelkän osinkotuottomallin  $R^2$  selitysaste on 5,2 prosenttia, muuttujan ollessa mallissa tilastollisesti merkitsevä 10 prosentin tasolla. Osinkotuoton ja neljän makrofaktorin yhdistelmämallin ennusteen selitysaste



markkinapreemiosta on jopa 17,9 prosenttia vuoden ennustehorisontilla. Tällöin merkittävimpinä ennustemuuttujina osinkotuoton rinnalla ovat reaalityö ja teollisuustuotantoa kuvaava faktori 1, korkoero-faktori 2 sekä tuotantoon, asumiseen, velkakirjatuottoihin ja korkotasoihin liittyvä faktori 5. Osinkotuoton ja makrofaktoreiden yhdistelmä on jälleen ennustekyvyltään pelkkää osinkotuottoa parempi.

Bätje ja Menkhoff (2012) tekevät myös ennusteita otoksen ulkopuolelle. Kuukauden ennustehorisontilla ennustettavuus näyttää olevan melkein mitätöntä. Kuten otoksen sisäisissä ennusteissa, myös otoksen ulkopuolisissa ennusteissa selitysaste on selkeästi korkeampi vuoden ennustehorisontilla. Tällöin BIC-kriteereillä valittujen muuttujien selitysaste on 4 prosenttia, kun taas pelkän osinkotuoton selitysaste on 2,4 prosenttia. Tutkijat huomauttavat vuoden 2008 finanssikriisin vaikuttavan ennustetuloksiin negatiivisesti ja selitysvoiman olevan korkeampi, mikäli finanssikriisivuodet jätettäisiin pois. Tutkimuksen perusteella makrofaktoreista saadaan selvää hyötyä ennustekäytössä ja havaittu ennustevoima on selkeästi voimakkaampaa vuoden ennustehorisontilla.

Serfling ja Miljkovic (2011) selvittävät vektorivirheenkorjausmallin (VECM) avulla makroriskitekijöiden, riskittömän koron, osinkotuoton ja S&P 500-osaketuoton suhteita toisiinsa. Monet ovat analysoineet makrotalousmuuttujien ja osinkotuoton vaikutusta osaketuottoon, mutta Serfling ja Miljkovic (2011) pyrkivät selvittämään, minkälaista simultaanisuutta ja vaikutussuhteita osaketuoton, osinkotuoton ja makromuuttujien väliltä löytyy. Yhdysvaltojen osakemarkkinoita tarkastelevan tutkimuksen makrotalousmuuttujina ovat teollisuustuotantoindeksi, kuluttajahintaindeksi ja rahan tarjontaa kuvaava muuttuja. Riskittömänä korkona käytetään valtion kymmenen vuoden velkakirjatuottoa. Kuukausiaineisto sisältää tiedot muuttujista vuosien 1959 ja 2009 väliltä.

Granger-kausalisuustestien tuloksista tutkijat päättävät kaikkien tarkasteltavien muuttujien olevan jossain määrin endogeenisiä. Jokainen muuttuja Granger-kausalisoi jonkin toisen muuttujan nykyarvoja, ja näin ollen jokaisen muuttujan nykyarvon ennustamiseen on mahdollisesti hyötyä jonkin muun muuttujan viiveistä. Tutkijat kohtelevat kaikki muuttujia endogeenisinä VECM-mallissaan, jonka perusteella saadaan tuloksia muuttujien viivästettyjen arvojen selitysvoimasta. Malli sisältää kaikista muuttujista kahden edellisen kuukauden arvot.

Tarkastelemalla VECM-mallin estimaatteja, on yllättävän monen muuttujan kerroin tilastollisesti merkitsevä osaketuotto-yhtälössä. Regression sopeutettu  $R^2$ -selitysaste on noin 11,1 prosenttia. Edeltävän kuukauden muutokset 10 vuoden velkakirjatuotossa, rahan tarjonnassa ja kuluttajahintaindeksissä ovat negatiivisesti yhteydessä S&P 500-indeksin osaketuottoon. Tutkimuksessa löydetään positiivinen yhteys S&P 500-indeksin ja edeltävän kuukauden S&P 500-indeksin sekä teollisuustuotannon väliltä. Monista Yhdysvaltojen osakemarkkinoita käsittelevien tutkimusten tuloksista poiketen, osinkotuotto on mallissa ainoa muuttuja, jolla ei havaita yhteyttä S&P 500-indeksin osaketuottoon. Epätavanomaiset tulokset esitetäänkin herkiksi sille, mitä ennustehorisonttia käytetään. Tutkimus onkin varsin suppea, tarkastellen muutoksia vain yhden ja kah-

den kuukauden viiveillä. Myös varsinaiset ennusteet jätetään tekemättä. Kuitenkin, tutkimus antaa perustetta sille, että makromuuttujilla saattaisi olla parempaa ennustekykä osakehintojen suhteen kuin osinkotuotolla. Mielenkiintoisena tuloksena voidaan pitää sitä, että pitkän maturiteetin velkakirjatuotto, rahan tarjonta ja inflaatio näyttävät mahdollisesti olevan yhteydessä osakehintojen ja osinkotuoton tuleviin arvoihin lyhyellä ennustehorisontilla. Tämä tukee Gordonin kasvumallin versiota (kaavat 10 ja 11), jossa makroriskitekijät yhdistettiin osakehintoihin ja osinkotuottoon.

## 4 MENETELMÄT JA AINEISTO

### 4.1 Yksikköjuuritestit

Jotta vektoriautoregressiivista mallia voidaan hyödyntää, tulee mallissa tarkasteltavien muuttujien aikasarjojen olla stationaarisia. Heikosti stationarisella prosessilla on oltava aikasarjan jokaiselle viiveelle ajassa muuttumaton keskiarvo, varianssi sekä autokovarianssi. Mikäli aikasarjassa havaitaan trendejä ja/tai jaksollisuutta, se ei ole stationaarinen. Epästationaarisen aikasarjan käyttö voi tuottaa tuloksiltaan harhaisia regressioita, jotka usein liioittelevat vaikutussuhteiden voimakkuutta. (Brooks, 2008, 318-319)

Muuttujien stationarisuutta voidaan tarkastellaan tekemällä yksikköjuuritestejä. Mikäli muuttujalla havaitaan olevan yksikköjuuri, on se epästationaarinen. Tunnetuimpia yksikköjuuritestejä ovat teoksissaan kehittäneet muun muassa Dickey ja Fuller (1979, 1981) sekä Phillips ja Perron (1988).

Brooksin (2008, 327-329) mukaan yleisenä lähtökohtana testeissä on tarkastella nollahypoteesia  $\phi = 1$  regressiossa

$$y_t = \phi y_{t-1} + u_t \quad (12)$$

Vastahypoteesin ollessa  $\phi < 1$ . Eli nollahypoteesin ollessa voimassa aikasarjalla on yksikköjuuri, ja nollahypoteesin kumoutuessa on aikasarja stationaarinen. Tulkitsemisen helpottamiseksi, tavanomaisessa Dickey-Fuller -testissä regressio kirjoitetaan muodossa

$$\Delta y_t = \psi_{t-1} + u_t \quad (13)$$

testi  $\phi = 1$  vastaa nyt testiä  $\psi = 0$ , sillä  $\phi - 1 = \psi$ . Dickey-Fuller testisuure  $DF$  saadaan kaavasta

$$DF = \frac{\hat{\psi}}{SE\hat{\psi}} \quad (14)$$

Laajennetussa Dickey-Fuller -testissä on tarkoituksena päästä eroon virhetermien autokorrelaatiosta, jolla voi olla vaikutusta yksikköjuuritestin tuloksiin. Virhetermien autokorrelaatio häivytetään lisäämällä regressioon  $p$  määrää viiveitä selitettävästä muuttujasta. Brooksin (2008, 329) mukaan regressio voidaan tällöin regressio esittää muodossa

$$\Delta y_t = \psi_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (15)$$

Sopiva määrä viiveitä on mahdollista valita informaatiokriteerien avulla tai aineiston frekvenssin perusteella. Phillips-Perron yksikköjuuritestistä on hyvin samantapainen kuin laajennettu Dickey-Fuller -testi. Suurimpana erona näiden välillä on se, ettei Phillips-Perron -testissä virhetermien autokorrelaatiota häivytetä lisäämällä viiveitä, vaan autokorrelaation vaikutus otetaan huomioon korjaamalla mallin testisuureta.

## 4.2 Vektoriautoregressiivinen malli

Vektoriautoregressiivisen mallin ekonometrian yhteyteen toi tutkimuksessaan Sims (1981). VAR-malli eroaa yhden muuttujan mallista erityisesti siten, että siinä on enemmän kuin yksi selitettävä muuttuja. Tämän vuoksi, muuttujan arvo voi riippua sen omien viiveiden ja virhetermien yhdistelmien lisäksi myös muiden muuttujien viiveistä ja virhetermeistä. Vektoriautoregressiivinen malli onkin tavallaan yhden muuttujan mallin ja simultaaniyhtälömallin yhdistelmä. VAR-mallin etuna moniin teorianalysisiin voidaan nähdä se, ettei muuttujien eksogeenisuudesta ja endogeenisuudesta tarvitse tehdä päätöksiä, vaan malli käsittelee kaikkia muuttujia lähtökohdiltaan endogeenisina. (Brooks, 2008, 290-291)

Yksinkertaisimmassa VAR-mallin muodossa on vain kaksi muuttujaa  $y_{1t}$  ja  $y_{2t}$ , joiden arvot riippuvat molempien muuttujien edellisten periodien  $k$  arvoista ja virhetermeistä  $u_{1t}$  ja  $u_{2t}$ .

$$y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \dots + \beta_{1k}y_{1t-k} + \alpha_{11}y_{2t-1} + \dots + \alpha_{1k}y_{2t-k} + u_{1t} \quad (16)$$

$$y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}y_{2t-1} + \dots + \beta_{2k}y_{2t-k} + \alpha_{21}y_{1t-1} + \dots + \alpha_{2k}y_{1t-k} + u_{2t} \quad (17)$$

jossa  $u_{it}$  on valkoisen kohinan prosessi,  $E(u_{it}) = 0$ , ( $i = 1,2$ ),  $E(u_{1t}u_{2t}) = 0$ .

Yksinkertaista kahden muuttujan esitystä voidaan laajentaa VAR( $g$ ) - malliksi, jossa on mukana  $g$  muuttujaa ja  $g$  yhtälöä. Kun malli on luotu, tulee seuraavaksi päättää sille sopiva viive. Optimaalinen viiverakenne on mahdollista valita esimerkiksi informaatiokriteereiden avulla. Kahden muuttujan VAR-malli, viiveellä  $k=1$ , voidaan kirjoitetaan muodossa:

$$y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \alpha_{11}y_{2t-1} + u_{1t} \quad (18)$$

$$y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}y_{2t-1} + \alpha_{21}y_{1t-1} + u_{2t} \quad (19)$$

tai vaihtoehtoisesti tiiviimmin:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + u_t \quad (20)$$

Näin laajennettu VAR-malli, viivemäärällä  $k$ , voidaan Brooks (2008, 290-291) mukaan ilmaista tiiviisti muodossa

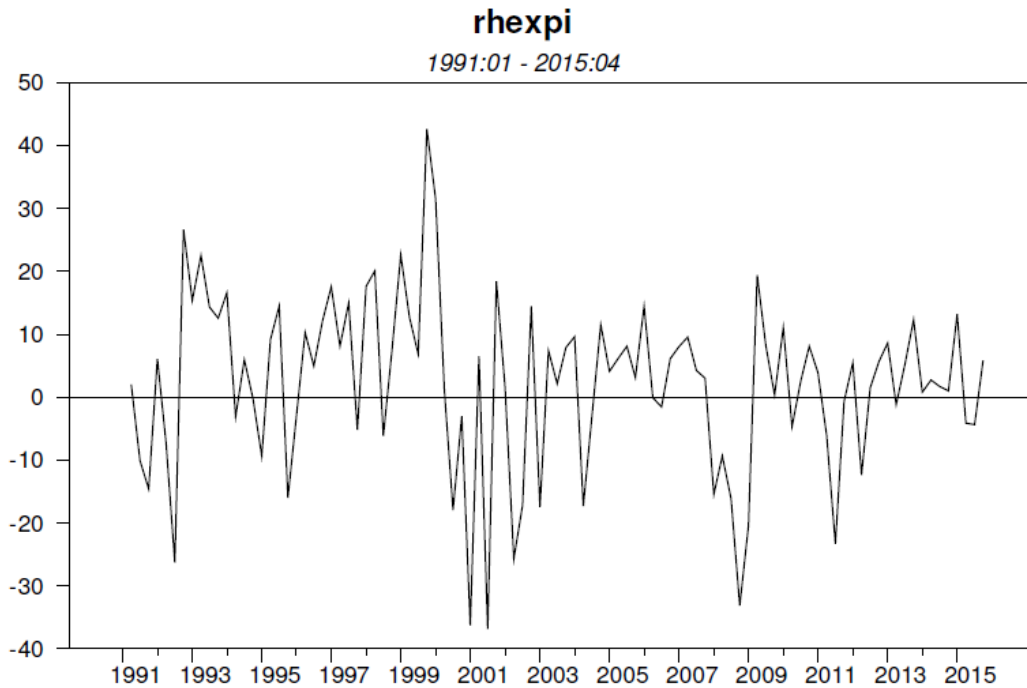
$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t \quad (21)$$

VAR-mallien pohjalta tehdyt ennustukset ovat usein tavanomaisia teoriapohjaisiin malleihin perustuvia ennustuksia parempia. Toisaalta VAR-mallien huonona puolena voidaan nähdä niiden tulosten hankalampi tulkinta teoreettisiin malleihin verrattuna. Tämän lisäksi estimoitavien parametrien määrä voi isommissa malleissa kasvaa todella suureksi. Optimaalisen viiverakenteen määrittäminen ja tulosten siitä riippuminen rajoittavat myös mallia. (Brooks, 2008, 292)

## 4.3 Aineisto

### 4.3.1 Osaketuotto, osinkotuotto ja osinkojen kasvuaste

Osaketuotto on esitetty Helsingin pörssin OMX Helsinki-hintaindeksin muodossa neljännesvuosittaisina sekä vuosittaisina havaintoina, jotka ovat saatavilla Datastreamista. Neljännesvuosi- ja vuosiaineisto on luotu kuukausiaineistosta keskiarvoja käyttämällä. Neljännesvuosiaineisto kattaa tiedot OMX Helsinki-hintaindeksistä aikaväliltä 1991:01 - 2015:04. Stationaarisuuden saavuttamiseksi, osaketuottoa tarkastellaan sen logaritmin differenssinä (RHEXPI). Muuttujan vaihtelua on havainnollistettu kuviossa 1, josta voi päätellä IT-kuplan puhkeamisen ja finanssikriisin vaikutuksen Helsingin pörssin osakemarkkinatuottoon olleen huomattava. Aikasarjan tunnuslukuja esitetään taulukossa 1.

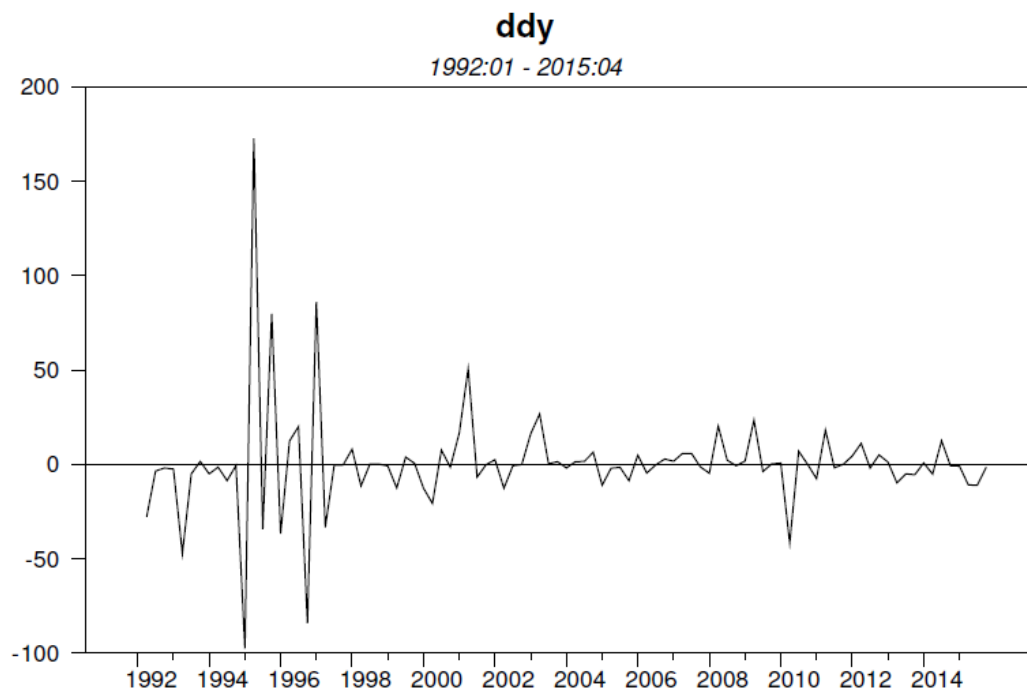


Kuvio 1. OMX Helsinki-hintaindeksin logaritmin differenssi (RHEXPI) 1991:02 - 2015:04.

Osinkotuoton aikasarjaa ei ole Suomen osakemarkkinoilta saatavissa, joten osinkotuotto täytyy laskea Helsinki OMX- kokonaistuottoindeksin (HEXTR) ja hintaindeksin (HEXPI) avulla. Kokonaistuottoindeksissä periodin aikana maksetut osingot sijoitetaan uudelleen indeksiin. Osinkotuoton laskemiseen kvartaalitasolla on käytetty Nybergin & Vaihekosken (2014) tutkimuksen mukaista approksimaatiota:

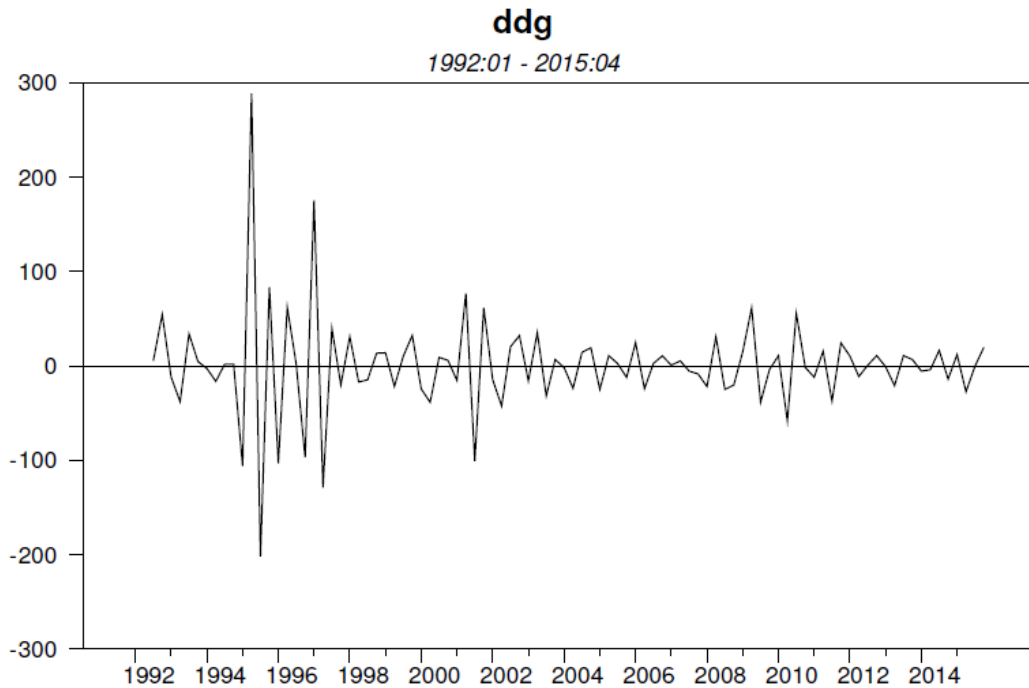
$$DY_t = \frac{\frac{HEXTR_t}{HEXTR_{t-4}}}{\frac{HEXPI_t}{HEXPI_{t-4}}} \quad (22)$$

Kaavan avulla saadaan tarkasteluperiodia edeltävän vuoden ajalta rullaavasti laskettu osinkotuotto. Koska osinkotuoton laskemiseen tarvitaan neljä kvartaalia aineistoa kokonaistuotto- ja hintaindeksistä, on osinkotuotto saatavilla vuotta myöhemmin, eli aikavälillä 1992:01 - 2015:04. Vuosiaineiston osinkotuoton laskukaavassa (t-4) merkataan (t-1), eli yksi vuosi. Myös osinkotuottoa tarkastellaan sen logaritmin differenssinä (DDY). Kuvioista 2 nähdään DDY-muuttujan vaihtelun olevan todella voimakasta aikavälillä 1995-1996, mikä vaikuttaa suuresti aikasarjan tunnuslukuihin (taulukko 1).



Kuvio 2. Osinkotuoton logaritmin differenssi (DDY) 1992:02 - 2015:04.

Periodin  $t$  aikana maksettu osinkojen määrä  $D_t$  saadaan selville osinkotuoton kautta, kertomalla osinkotuotto  $DY_t$  periodin loppuhinnalla  $P_t$ . Näin myös maksetut osingot on laskettu edellisen vuoden ajalta rullaavasti. Koska maksetut osingot ja siten myös osinkojen kasvuaste lasketaan osinkotuoton avulla, ovat tiedot osinkojen kasvuasteesta saatavilla aikavälillä 1992:02 - 2015:04. Myös osinkojen kasvuastetta tarkastellaan sen logaritmin differenssinä (DDG). Kuten DDY:n tapauksessa, erittäin voimakas vaihtelu havaitaan aikavälillä 1995-1996 kuviossa 3. Tämäkin vaikuttaa suuresti aikasarjan tunnuslukuihin (taulukko 1).



Kuvio 3. Osinkojen kasvuasteen logaritmin differenssi (DDG) 1992:03 - 2015:04.

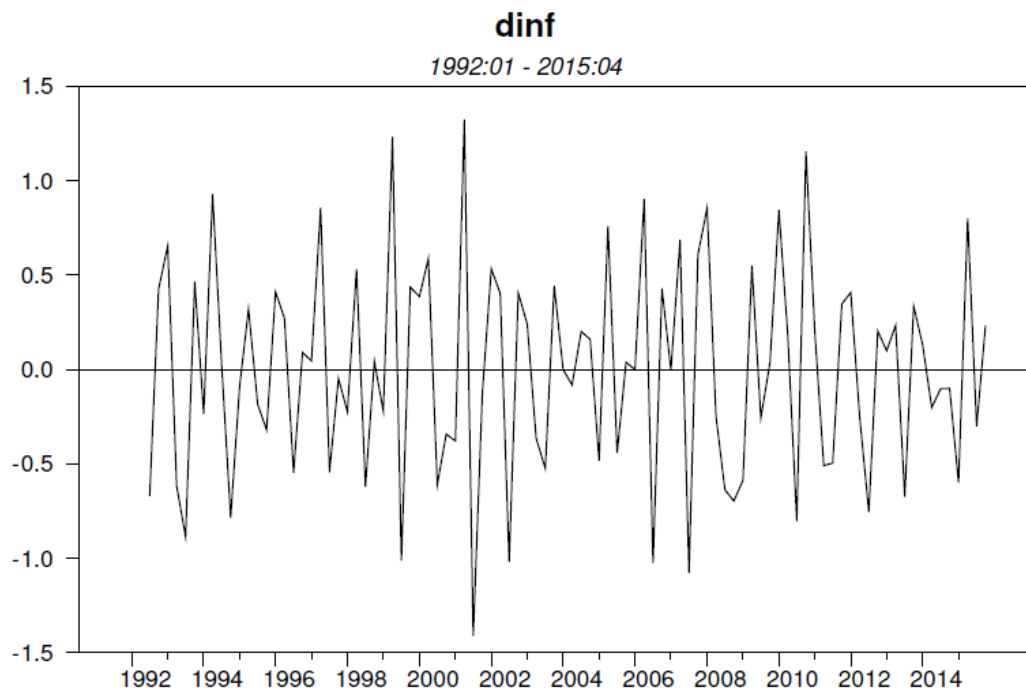
Taulukko 1. Tunnusluvut muuttujista RHEXPI, DDY ja DDG.

Muuttuja	RHEXPI	DDY	DDG
Havaintojen määrä	99	95	94
Keskiarvo	2.144697	0.414953	0.421611
Maksimiarvo	42.594274822	172.67146094	288.65049238
Minimiarvo	-36.847353311	-97.47713582	-201.66642518
Keskivirhe	13.860019	28.582561	54.522237

#### 4.3.2 Inflaatio, korkoero ja teollisuustuotanto

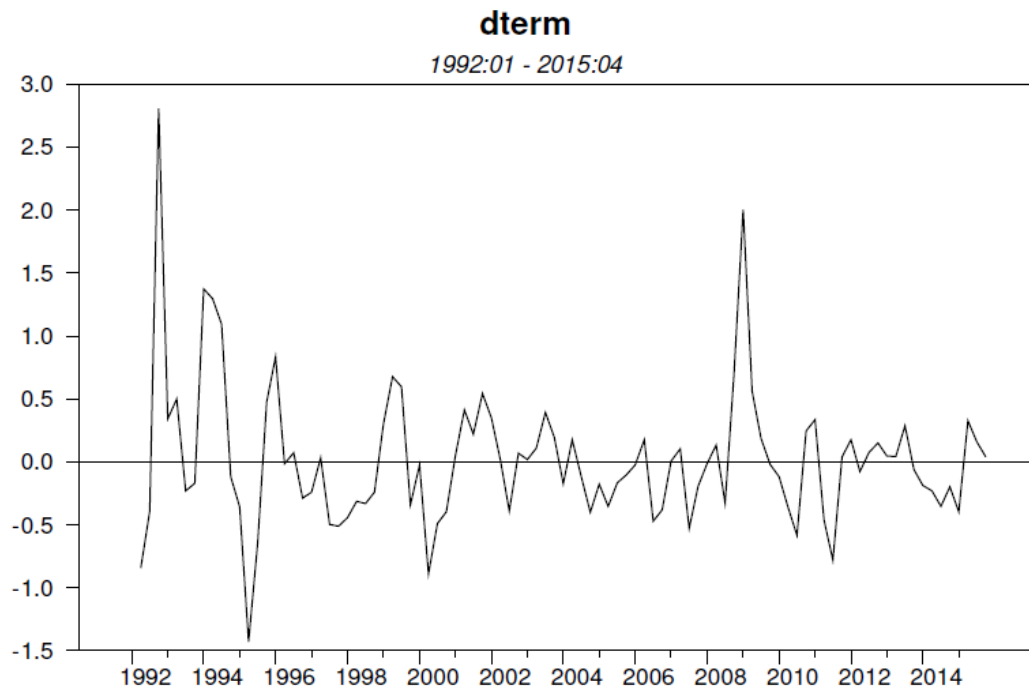
Kuukausittainen inflaatio on laskettu Suomen kuluttajahintaindeksin (saatavilla Datastreamista) avulla, ottamalla aikasarjasta sen logaritmin differenssi. Kuten muistakin aikasarjoista, myös kuukausittaisesta inflaatiosta on muokattu neljännesvuosi- ja vuosiaineisto. Neljännesvuosiaineisto sisältää tiedot aikaväliltä 1992:02 - 2015:04. Inflaatiota käytetään tutkimuksessa sen ensimmäisenä differenssinä (DINF), jonka vaihtelua havainnollistetaan kuviossa 4. DINF-muuttujan aikasarjan tunnusluvut on esitetty taulukossa 2.





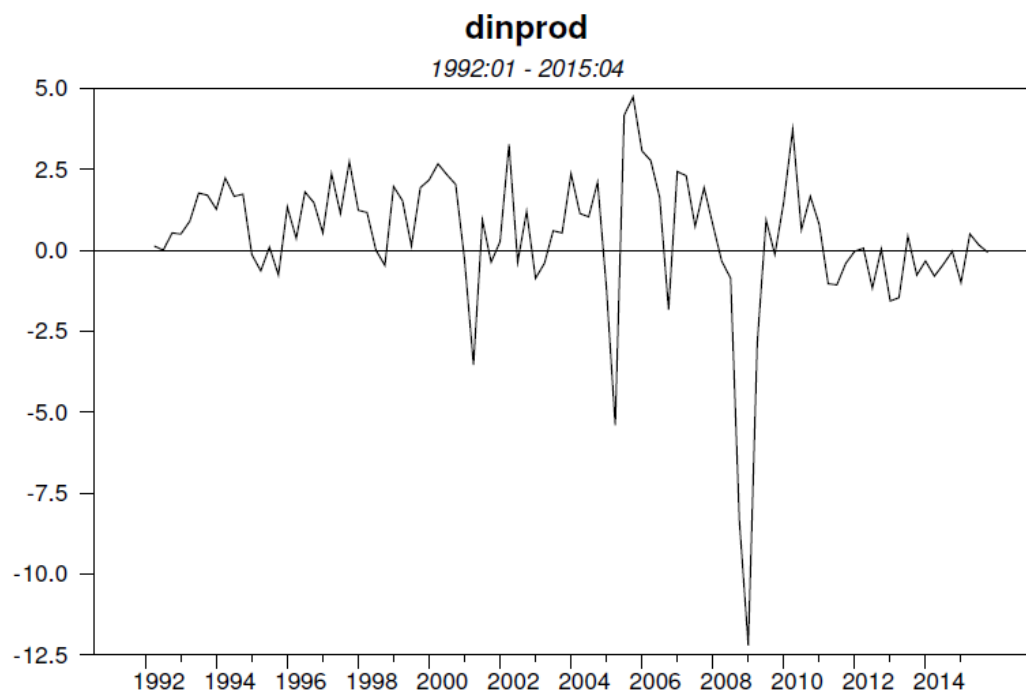
Kuvio 4. Inflaation differenssi (DINF) 1992:03 - 2015:04.

Korkoero on laskettu Suomen valtion 10-vuoden velkakirjan kuukausittaisen tuoton ja kolmen kuukauden Helibor/Euribor-koron erotuksena, jotka molemmat ovat peräisin Datastreamista. Kuukausittaisista havainnosta on muodostettu neljännesvuosi- sekä vuosiaineisto, jotka sisältävät tiedot korkoerosta aikavälillä 1992:01 - 2015:04. Kolmen kuukauden koron aikasarja on yhdistelmä Helibor- ja Euribor-koroista, Heliborin osuuden päättyessä vuoden 1998 lopussa. Myös korkoerosta käytetään tutkimuksessa sen ensimmäistä differenssiä (DTERM). Kuviossa 5 havainnollistetaan DTERM-muuttujan vaihtelua. Vuoden 2008 lopulla havaitaan poikkeuksellisen nopeaa kasvua korkoerossa. Muuttujan tunnusluvut on esitetty taulukossa 2.



Kuvio 5. Korkeeron differenssi (DTERM) 1992:02 - 2015:04.

Teollisuustuotannon neljännesvuosi- ja vuosiaineisto on valmistettu keskiarvoja käyttäen Suomen teollisuustuotantoindeksin kuukausittaisista havainnoista. Aikasarja-aineisto on saatavilla Datastreamista. Myös teollisuustuotantoindeksistä löytyvät tiedot aikavälillä 1992:01 - 2015:04. Teollisuustuotantoindeksistä käytetään tutkimuksessa sen ensimmäistä differenssiä (DINPROD). Vuoden 2008 finanssikriisistä lähtenyt vaikutus Suomen teollisuustuotantoon on suhteellisen merkittävä, kuten kuviosta 6 nähdään. DINPROD-muuttujan tunnusluvut on esitetty taulukossa 2.



Kuvio 6. Teollisuustuotantoindeksin differenssi (DINPROD) 1992:02 - 2015:04.

Taulukko 2. Tunnusluvut muuttujista DINF, DTERM ja DINPROD.

Muuttuja	DINF	DTERM	DINPROD
Havaintojen määrä	94	95	95
Keskiarvo	-0.006368	0.020561	0.407368
Maksimiarvo	1.3247922084	2.8066666667	4.7333333333
Minimiarvo	-1.4097096004	-1.4266666667	-12.2000000000
Keskivirhe	0.568821	0.565545	2.237464

### 4.3.3 Yksikköjuuritestien tulokset

Yksikköjuuritestit on tehty varmuuden vuoksi erikseen sekä neljännesvuosi-että vuosiaineistolle. Menetelmänä on käytetty Phillips-Perron ja Dickey-Fuller yksikköjuuritestejä, ja stationaarisuutta tutkitaan kummassakin aineistoissa kolmella viiveellä. Molemmat testit sisältävät nollahypoteesin siitä, että aikasarjassa on yksikköjuuri.

Suurin osa talouden aikasarjoista sisältää yhden yksikköjuuren tavallisessa muodossaan (Brooks, 2008, 326). Lähes kaikissa tämän tutkimuksen aikasarjoissa havaittiinkin yksikköjuuri, jonka vuoksi tutkimuksessa käytetyt aikasarjat ovat differenssejä tai logaritmin differenssejä. Tulokset neljännesvuosiaineistos-

sa (taulukko 3) osoittavat tällöin kaikkien muokattujen aikasarjojen olevan stationaarisia, eli ne eivät sisällä yksikköjuurta. Osinkotuoton epästationaarisuus on kirjallisuudessa useasti havaittu ongelma<sup>7</sup>, joten se ei sinänsä yllätä suomalaisessa aineistossa. Tämän vuoksi, myös osinkotuotosta käytetään sen logaritmin differenssiä, DDY-muuttujaa. Näin nollahypoteesi yksikköjuuresta tulee hylätyksi molemmissa testeistä yhden prosentin merkitsevyystasolla.

Taulukko 3. Yksikköjuuritestit neljännesvuosiaineistossa.

Muuttuja	Viive (k)	Phillips-Perron	Dickey-Fuller
RHEXPI	1	-8.08073***	-5.66792***
	2	-8.10472***	-4.40466***
	3	-8.16862***	-3.85204***
DDG	1	-27.0850***	-13.9283***
	2	-32.9523***	-9.98300***
	3	-36.6849***	-9.31752***
DDY	1	-17.1897***	-8.01712***
	2	-17.0061***	-5.71130***
	3	-17.0421***	-5.72304***
DINF	1	-14.3106***	-11.1449***
	2	-15.8678***	-10.7572***
	3	-17.6675***	-5.59748***
DTERM	1	-6.97146***	-6.55730***
	2	-6.97925***	-6.69758***
	3	-6.90196***	-5.32197***
DINPROD	1	-5.80679***	-5.53031***
	2	-5.71033***	-4.36572***
	3	-5.73835***	-5.08908***

Viive k = vuosineljännes. Tilastollinen merkitsevyys ilmoitettu \*\*\* 1%, \*\* 5% ja \* 10% tasolla.

Vuosiaineiston yksikköjuuritestien tulokset on esitetty taulukossa 4. Kuten neljännesvuosiaineistossakin, yksikköjuuri hylätään yhden prosentin merkitsevyystasolla kaikissa aikasarjoissa Phillips-Perron testissä, mutta Dickey-Fuller testituloksissa on hieman vaihtelua. Nollahypoteesi yksikköjuuresta jää hylkäämättä RHEXPI- sekä DINPROD-muuttujissa viiveillä 2 ja 3. Myös DDG-muuttujan aikasarjassa jää hypoteesi yksikköjuuresta hylkäämättä viiveellä 3. Tulee ottaa huomioon, että vuosiaineiston havaintojen lukumäärä on varsin pieni, 22-23 havaintoa aikasarjasta riippuen. Tällä voi olla vaikutusta yksikköjuuritestien tuloksiin. Kuitenkin, yksikköjuuri hylätään tilastollisesti merkitse-

<sup>7</sup> esimerkiksi Jiang & Lee (2007); Junntila & Korhonen (2011)

västi muuttujien aikasarjoista yhden vuoden viiveellä, joten kaikki muuttujat kelpuutetaan yhden viiveen VAR-malliin.

Taulukko 4. Yksikköjuuritestit vuosiaineistossa.

Muuttuja	Viive (v)	Phillips-Perron	Dickey-Fuller
RHEXPI	1	-3.82611***	-3.41824**
	2	-3.79127***	-2.43543
	3	-3.77152***	-2.45883
DDG	1	-8.54193***	-4.39712***
	2	-8.81102***	-4.01100***
	3	-9.13745***	-2.40376
DDY	1	-5.88741**	-4.99319**
	2	-6.06988**	-4.10510**
	3	-6.56335**	-3.61453*
DINF	1	-5.40264**	-4.42284**
	2	-5.62357**	-3.19819*
	3	-5.88198**	-3.30385*
DTERM	1	-4.83123**	-5.12593**
	2	-4.94196**	-3.07363*
	3	-5.04591**	-4.03780**
DINPROD	1	-4.38919**	-3.02569*
	2	-4.38637**	-2.46121
	3	-4.38071**	-1.33913

Viive v = vuosi. Tilastollinen merkitsevyys ilmoitettu \*\*\* 1%, \*\* 5% ja \* 10% tasoilla.

## 5 TULOKSET

### 5.1 Granger-kausaisuustesti

Tutkimuksessa luodaan vektoriautoregressiivinen malli, joka sisältää kappaleessa 4 esiteltyjen muuttujien aikasarjat. VAR-malli (kaava 22) luodaan erikseen neljännesvuosi- ja vuosiaineistolla, käyttäen viiveinä ensimmäisessä mallissa yhtä vuosineljänneistä ja toisessa mallissa yhtä vuotta. Virhetermi  $u_t$  on yhtälökohtainen. Mallit ovat molemmissa aineistoissa muotoa:

$$\begin{aligned}
 RHEXPI_t &= \beta_1 RHEXPI_{t-1} + \beta_2 DINF_{t-1} + \beta_3 DDY_{t-1} + \beta_4 DTERM_{t-1} \\
 &\quad + \beta_5 DINPROD_{t-1} + u_t \\
 DINF_t &= \beta_1 RHEXPI_{t-1} + \beta_2 DINF_{t-1} + \beta_3 DDY_{t-1} + \beta_4 DTERM_{t-1} \\
 &\quad + \beta_5 DINPROD_{t-1} + u_t \\
 DDY_t &= \beta_1 RHEXPI_{t-1} + \beta_2 DINF_{t-1} + \beta_3 DDY_{t-1} + \beta_4 DTERM_{t-1} \\
 &\quad + \beta_5 DINPROD_{t-1} + u_t \tag{22} \\
 DTERM_t &= \beta_1 RHEXPI_{t-1} + \beta_2 DINF_{t-1} + \beta_3 DDY_{t-1} + \beta_4 DTERM_{t-1} \\
 &\quad + \beta_5 DINPROD_{t-1} + u_t \\
 DINPROD_t &= \beta_1 RHEXPI_{t-1} + \beta_2 DINF_{t-1} + \beta_3 DDY_{t-1} + \beta_4 DTERM_{t-1} \\
 &\quad + \beta_5 DINPROD_{t-1} + u_t
 \end{aligned}$$

Tarkoituksena on selvittää minkälaisia vaikutussuhteita muuttujien väliltä löytyy, ja tukevatko nämä mahdolliset vaikutussuhteet kappaleessa 2 esiteltyjä teorioita. Tätä voidaan tutkia Granger-kausaisuustestillä. Brooks (2008, 298) mukaan Granger-kausaisuustestin ideana on tarkastella, löytyykö muiden muuttujien viiveiden ja tietyn muuttujan nykyarvon väliltä korrelaatiota. Mikäli muuttujan  $X$  viiveet ovat tilastollisesti merkitseviä selittämään muuttujan  $Y$  tulevia arvoja, muuttuja  $X$  Granger-kausaisoi muuttujaa  $Y$ . Mikäli muuttuja  $X$  Granger-kausaisoi muuttujaa  $Y$ , voidaan tästä muuttujasta  $X$  olettaa olevan hyötyä ennustettaessa muuttujan  $Y$  tulevia arvoja. VAR-mallin parametreista luodun Granger-kausaisuustestin tulokset neljännesvuosiaineistossa on esitetty taulukossa 5.

Taulukko 5. Granger-kausalisuustesti neljännesvuosiaineistossa 1993:01 - 2015:04.

		Selitettävä muuttuja				
	RHEXPI	DINF	DDY	DTERM	DINPROD	DDG
RHEXPI	0.27313 (2.260)**	0.00663 (1.391)	-0.34610 (-1.583)	0.00036 (0.096)	0.04599 (2.726)***	-1.07297 (-4.1792)***
DINF	-6.14075 (-2.366)**	-0.42426 (-4.149)***	5.36169 (1.142)	-0.05555 (-0.682)	0.42820 (1.182)	-0.77906 (-0.1413)
DDY	-0.05108 (-0.529)	-0.00269 (-0.707)	-0.68779 (-3.941)***	0.00814 (2.690)***	-0.00344 (-0.255)	-1.73887 (-8.4854)***
DTERM	3.79056 (1.447)	0.13509 (1.309)	-9.03454 (-1.907)*	0.38069 (4.634)***	0.04601 (0.126)	-5.24398 (-0.9427)
DINP- ROD	0.34134 (0.503)	0.01213 (0.453)	-2.35303 (-1.916)*	-0.03710 (-1.742)*	0.42453 (4.480)***	-2.01170 (-1.3951)
DDG	0.02690 (0.515)	0.00267 (1.296)	0.07038 (0.744)	-0.00339 (-2.067)**	0.00744 (1.020)	0.09729 (0.8760)

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

Granger-kausalisuustulokset osoittavat kaikkien muuttujien viiveiden olevan tilastollisesti merkitseviä selitettäessä niiden omia tulevia arvojaan. Tulos ei ole yllättävä vuosineljänneksen mittaisella, suhteellisen lyhyellä horisontilla.

Osinkotuoton DDY havaitaan Granger-kausalisoivan osinkojen kasvuasteetta DDG, etumerkin ollessa negatiivinen. Tulokset eivät osoita osinkotuoton Granger-kausalisoivan osaketuoton muutoksia eli RHEXPI-muuttujaa. Tämä on johdonmukaista kappaleessa 2.2 esitellyn Campbellin ja Shillerin (1988a) nykyarvomallin kanssa, joka yhdisti osinkotuoton vaihtelun joko diskonttokorkoon ja/tai osinkojen kasvuasteeseen. Granger-kausalisuustesti vihjaa osinkotuoton mahdollisesti ennustavan osinkoja osakehintojen sijaan OMX Helsinki-indeksissä vuosineljänneksen ennustehorisontilla. Tulos on siis johdonmukainen Rangvidin, Schmelingin ja Schrimpfen (2014) tutkimuksen kanssa. Osinkotuoton viiveen havaitaan kausalisoivan myös korkoeroa.

Ainoastaan osaketuoton ja inflaation muutokset Granger-kausalisoivat osaketuottoa, RHEXPI-muuttujan viiveen kertoimen ollessa positiivinen ja DINF-muuttujan negatiivinen. Saadusta tuloksesta voidaan päätellä, että näillä muuttujilla voisi olla mahdollisuuksia ennustaa tulevia osakehintoja vuosineljänneksen ennustehorisontilla. Granger-kausaalisuustestin tulos inflaation negatiivisesta yhteydestä osaketuottoon luo vahvistusta Wahlroosin ja Berglundin (1986) sekä Aspremin (1989) tutkimuksille Suomen osakemarkkinoista.

Osaketuoton havaitaan Granger-kausalisoivan osaketuoton, teollisuustuotantoindeksin ja osinkojen kasvuasteen muutoksia. Kaavan (2) mukaan osakehinta on diskontattu arvo tulevasta osingosta ja osakehinnasta, joten tulos on odotettu osakehintojen ja osinkojen kasvuasteen osalta. Osakehintojen yhteys tuleviin teollisuustuotannon muutoksiin on positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Kuosmanen ja Vataja (2010, 2014) havaitsevat osaketuoton yhdessä korkoeron kanssa olevan hyödyllinen selittämään tulevaa BKT:n kasvua, varsinkin finanssikriisin jälkeisenä epävakaana aikana. Koska teollisuustuotannon ja bruttokansantuotteen muutokset edustavat molemmat reaalitalouden aktiviteettia, vahvistavat nämä Granger-kausaalisuustestin tulokset osaketuoton mahdollisesti ennustavan reaalitaloutta.

Tulokset ovat mielenkiintoisia osinkotuoton ollessa selitettävä muuttuja. Osinkotuoton itsensä lisäksi myös korkoeron ja teollisuustuotannon viiveet ovat kertoimiltaan tilastollisesti merkitseviä ja negatiivisia. Gordonin kasvumallista johdettu kaava (11) esitti osinkotuoton olevan mahdollisesti yhteydessä makroriskitekijöihin. Nämä Granger-kausaalisuustulokset tukevat tätä näkemystä.

Yllättävää on myös se, että jopa neljä muuttujaa (osinkotuotto, korkoero, teollisuustuotanto ja osinkojen kasvuaste) Granger-kausalisoivat korkoeroa. Osinkotuoton ja korkoeron viiveiden kertoimet ovat positiivisia, teollisuustuotannon ja osinkojen kasvuasteen kertoimien ollessa negatiivisia. Saatua tulosta antaa vahvistusta makrotalouden ja osakemarkkinoiden yhteydelle.



Taulukko 6. Granger-kausalisuustesti vuosiaineistossa 1995-2015.

	Selitettävä muuttuja					
	RHEXPI	DINF	DDY	DTERM	DINPROD	DDG
RHEXPI	0.67214 (2.236)**	0.013728 (0.864)	-0.16838 (-0.635)	-0.01430 (-1.593)	0.08800 (1.380)	-0.49624 (-1.895)*
DINF	-19.47390 (-2.376)**	-0.310476 (-0.717)	13.58101 (1.879)*	0.26478 (1.082)	-2.53345 (-1.458)	-5.89289 (-0.826)
DDY	0.20149 (0.599)	-0.012773 (-0.718)	0.18263 (0.615)	0.00685 (0.682)	0.01595 (0.223)	-0.61588 (-2.101)*
DTERM	-10.92835 (-1.294)	0.047427 (0.106)	19.11915 (2.566)**	-0.08743 (-0.347)	-0.50248 (-0.281)	8.19079 (1.113)
DINP- ROD	0.04913 (0.034)	0.009526 (0.123)	2.58664 (2.008)*	-0.02424 (-0.556)	0.26143 (0.844)	2.63577 (2.072)*
DDG	-0.09073 (-0.370)	0.016876 (1.303)	-0.10402 (-0.481)	-0.00906 (-1.238)	0.06185 (1.190)	-0.19475 (-0.913)

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

Granger-kausalisuustestin tulokset vuosiaineistossa on esitetty taulukossa 6. Toisin kuin neljännesvuosiaineistossa, nyt muuttujista ainoastaan osake-tuotto kausalisoi muuttujan omia liikkeitä vuoden viiveellä. Viivästetyn osake-tuoton kerroin on tällöin osaketuottoyhtälössä positiivinen. Myös inflaation havaitaan jälleen Granger-kausalisoiavan osakehintojen muutoksia, kertoimen pysyessä negatiivisena. Testitulokset eivät vuosiaineistossa osoita yhteyttä muiden muuttujien viiveiden ja nykyisten osakehintojen välille. Molempien aineistojen Granger-kausalisuustulosten perusteella on syytä tutkia osake-tuoton ja inflaation yhdistelmämallia ennustekäytössä.

Myös osinkotuoton neljännesvuosiaineiston tulokset toistuvat osittain vuosiaineistossa, muuttujan ollessa jälleen kertoimeltaan negatiivinen ja tilastol-lisesti merkitsevä osinkojen kasvuasteen selitysyhtälössä. Osinkotuoton ei kui-tenkaan havaita Granger-kausalisoiavan korkoeroa vuositasolla.

Osinkotuoton ja osaketuoton lisäksi myös teollisuustuotanto Granger-kausalisoi osinkojen kasvuastetta, kertoimen ollessa positiivinen. Testi ei osoita yhteyttä osaketuoton ja teollisuustuotannon välillä vuosiaineistossa, toisin kuin neljännesvuosiaineistossa havaittiin.

Korkeeron ja teollisuustuotannon lisäksi nyt myös inflaatio Granger-kausalisoi osinkotuottoa. Vastoin kvartaaliaineiston tuloksia, nyt kaikkien kertoimet ovat etumerkiltään positiivisia. Tulokset luovat vahvistusta Gordonin kasvumallista johdetulle osinkotuotto-kaavan toimivuudelle (11) Suomen osakemarkkinoilla.

## 5.2 Otoksen sisäinen ennuste

Otoksen sisäisessä ennustetestissä luodaan viisi erilaista ennustemallia osaketuotolle. Otoksen sisäiset ennusteet suoritetaan kahdelle eri periodille; finanssikriisiä edeltävälle aikavälille 1993:01 - 2007:04, sekä aikavälille 2008:01 - 2015:04. Tarkoituksena on selvittää, millainen on finanssikriisin vaikutus tarkasteltujen muuttujien ennustekykyyneen. Ennustehorisonttina käytetään yhtä vuosineljänestä. Ennusteet tehdään seuraavilla malleilla:

*Malli (1):*

$$RHEXPI_t = \alpha + \beta_1 RHEXPI_{t-1} + \beta_2 DINF_{t-1} + \beta_3 DDY_{t-1} + \beta_4 DTERM_{t-1} + \beta_5 DINPROD_{t-1} + u_t$$

*Malli (2):*

$$RHEXPI_t = \alpha + \beta_1 RHEXPI_{t-1} + \beta_2 DINF_{t-1} + u_t$$

*Malli (3):*

$$RHEXPI_t = \alpha + \beta_1 RHEXPI_{t-1} + \beta_2 DINF_{t-1} + \beta_3 DTERM_{t-1} + \beta_4 DINPROD_{t-1} + u_t$$

*Malli (4):*

$$RHEXPI_t = \alpha + \beta_1 DDY_{t-1} + u_t$$

*Malli (5):*

$$RHEXPI_t = \alpha + \beta_1 RHEXPI_{t-1} + u_t$$

Malli (1) sisältää selittävinä muuttujina kaikkien tarkasteltavien muuttujien viiveet. Toinen malli (2) sisältää selittävinä muuttujina osaketuoton ja inflaation viiveet, joiden molempien havaittiin Granger-kausalisoiavan osaketuottoa. Kolmas malli (3) sisältää selittävinä muuttujina kaikkien muiden tutkimuksen muuttujien viiveet, paitsi osinkotuoton. Neljäs malli (4) eli osinkotuottomalli, sisältää osinkotuoton viiveen ainoana selittäjänä muuttujana. Viides malli (5), jota voidaan käsitellä ns. benchmark-mallina, sisältää ainoastaan osaketuoton viiveen selittäjänä muuttujana. Tarkoituksena on testata, tuovatko makroriski-

tekijät hyödyllistä lisäinformaatiota ennusteisiin osakemarkkinahinnoista, vai tuottaako pelkkä viivästetty osinkotuotto tai osaketuotto voimakkaampia ennustetuloksia. Kaikki mallit sisältävät vakiotermin  $\alpha$ .

Taulukossa 7 on esitetty mallien parametrien arvot koko otoksella 1993:01 - 2015:04, mallien selitysasteet sekä otoksen sisäiset ennustetulokset kahdella viimeisellä rivillä. Mittarina ennustevoimakkuudelle käytetään sopeutettua  $R^2$ -selitysastetta.

Taulukko 7. Otoksen sisäiset ennustetulokset neljännesvuosiaineistossa.

Selittävä muuttuja	Ennustemallit				
	Malli (1)	Malli (2)	Malli (3)	Malli (4)	Malli (5)
vakio	1.58593	1.74722	1.55891	2.58325*	1.94957
RHEXPI	0.28273**	0.28906***	0.28145**		0.21998**
DINF	-6.01717**	-5.47970**	-6.05126**		
DDY	-0.01256			-0.02571	
DTERM	3.51007		3.63713		
DINPROD	0.16108		0.20009		
Mallin $R^2$	0.06782**	0.07749**	0.07784**	-0.00810	0.03946**
Ennuste $R^2$ 1993:01 - 2007:04	0.07592***	0.07253***	0.07603***	-0.00105**	0.00615**
Ennuste $R^2$ 2008:01 - 2015:04	0.11045*	0.04425	0.10720*	-0.00313	0.03627

Ennustehorisontti = 1 neljännesvuosi. Tilastollinen merkitsevyys ilmoitettu \*\*\* 1%, \*\* 5% ja \* 10% tasoilla.

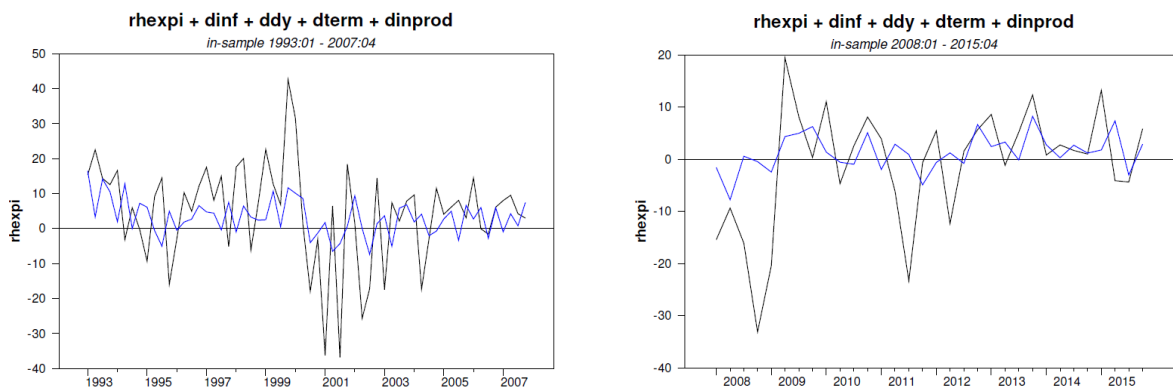
Taulukosta 7 nähdään, että ennustemallien sisältämistä muuttujista vain inflaation ja osaketuoton kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä eri malleissa. Osinkotuottomalli (4) osoittautuu kelvottomaksi selittämään osakehintojen muutoksia. Taulukon 7 viidennestä sarakkeesta nähdään, että osinkotuottomallin sopeutettu selitysaste on negatiivinen, kuten on myös mallin ennusteiden selitysastekin.

Kolmen ensimmäisen mallin selitysasteet ovat lähellä toisiaan, mutta eroavat aikavälin 2008:01 - 2015:04 ennusteiden suhteen. Inflaation ja osaketuoton malli (2) tuottaa suhteellisen hyvän otoksen sisäisen ennusteen jaksolle 1993:01 - 2007:04, selitysasteen ollessa 7,25 prosenttia. Aikavälin 2008:01 - 2015:04 ennuste ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä. Makromuuttujia

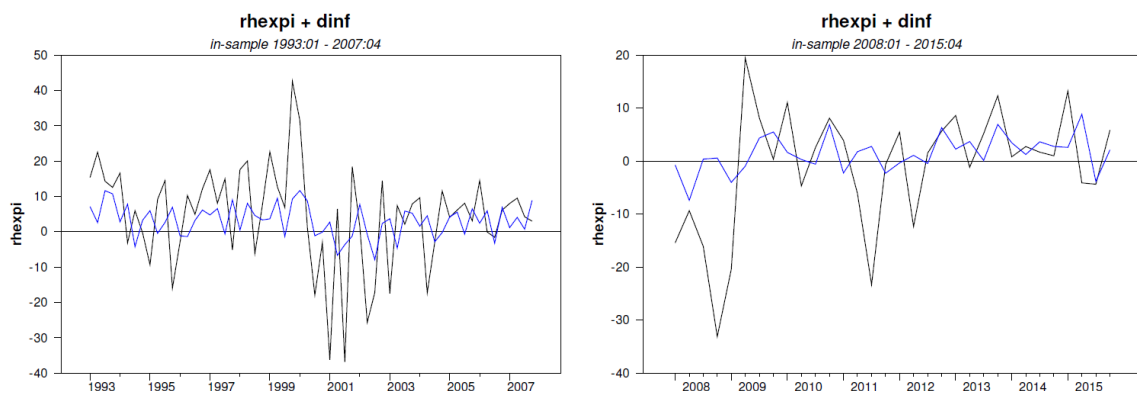
sisältävät mallit (1,2,3) tuottavat  $R^2$ -arvoltaan parempia tuloksia, kuin pelkän osinkotuoton tai osaketuoton sisältävät mallit (4) ja (5).

Mallien (1) ja (3) ennusteet ovat tilastollisesti merkitseviä ja suhteellisen voimakkaita molemmilla aikaväleillä. Finanssikriisiä edeltävällä aikavälillä 1993:01 - 2007:04, on mallin (1) selitysaste 7,59 prosenttia ja mallin (3) selitysaste 7,60 prosenttia. Molempien mallien ennusteiden selitysasteet nousevat selkeästi aikavälillä 2008:01 - 2015:04, mallin (1) ennusteen selitysasteen ollessa 11 prosenttia ja mallin (3) selitysasteen ollessa 10,7 prosenttia.

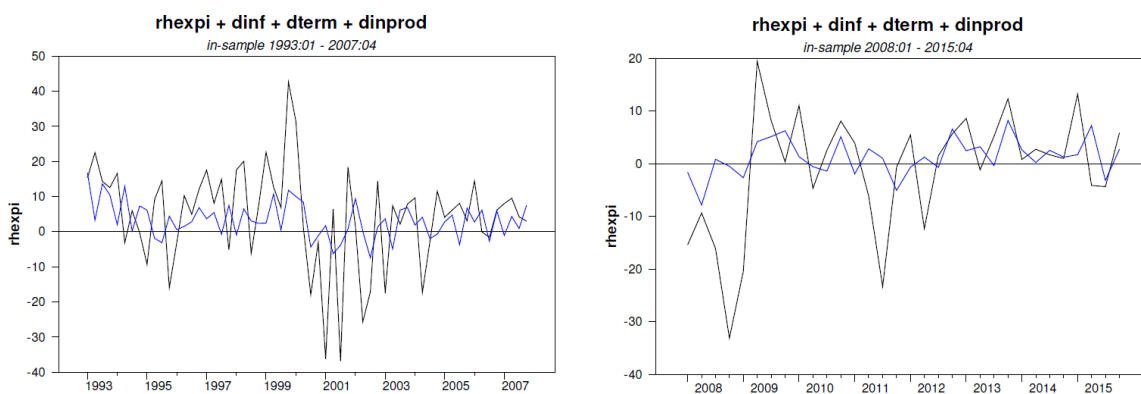
Tulos vihjaa makroriskitekijöiden mahdollisesti omaavan hieman selitysvaimaa tulevasta osaketuotosta yhden neljännesvuoden ennustehorisontilla. Tarkasteltavien makroriskitekijöiden ennustekyvyn havaitaan olevan voimakkaampaa finanssikriisin jälkeisellä epävakaaalla jaksolla. Toisaalta pidempi aikaväli sisältää IT-kuplan puhkeamisesta seuranneen kurssivaihtelun, joka saattaa vaikuttaa ennustetuloksiin negatiivisesti. Kaikkien ennustemallien otoksen sisäiset ennusteet neljännesvuosiaineistossa on esitetty kuvioissa 7-11.



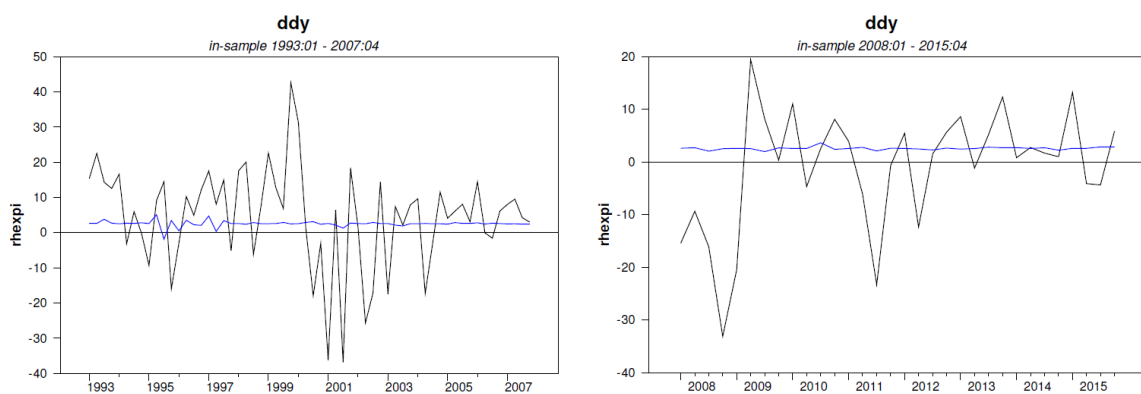
Kuvio 7. Mallin (1) otoksen sisäinen ennuste neljännesvuosiaineistossa 1993:01 - 2007:04 sekä 2008:01 - 2015:04.



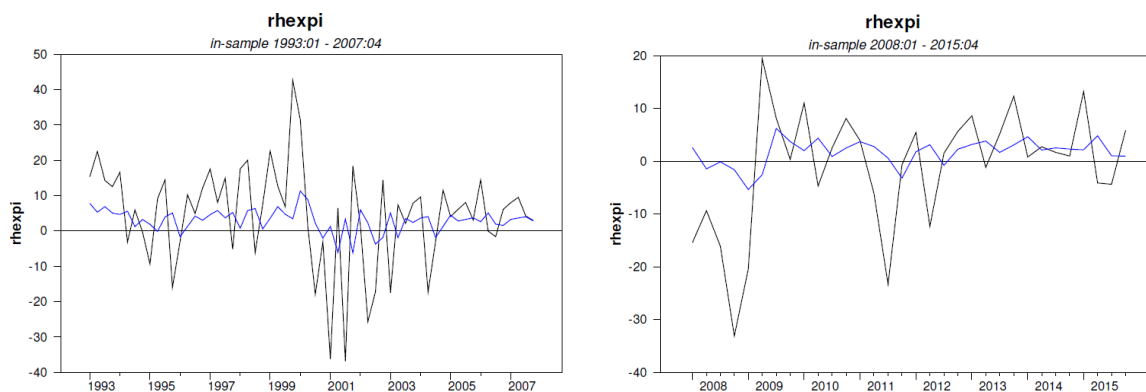
Kuvio 8. Mallin (2) otoksen sisäinen ennuste neljännesvuosiaineistossa 1993:01 - 2007:04 sekä 2008:01 - 2015:04.



Kuvio 9. Mallin (3) otoksen sisäinen ennuste neljännesvuosiaineistossa 1993:01 - 2007:04 sekä 2008:01 - 2015:04.



Kuvio 10. Mallin (4) otoksen sisäinen ennuste neljännesvuosiaineistossa 1993:01 - 2007:04 sekä 2008:01 - 2015:04.



Kuvio 11. Mallin (5) otoksen sisäinen ennuste neljännesvuosiaineistossa 1993:01 - 2007:04 sekä 2008:01 - 2015:04.

Vuosiaineiston otoksen sisäisissä ennusteissa käytetään samoja malleja kuin neljännesvuosiaineistossa. Ennusteet suoritetaan jälleen kahdelle eri periodille, finanssikriisiä edeltäneelle aikavälille 1995 - 2007 sekä aikavälille 2008 - 2015. Ennustehorisontti on yksi vuosi. Taulukossa 8 on esitetty mallien parametrien arvot koko otoksella 1995 - 2015, mallien selitysasteet, sekä otoksen sisäiset ennustetulokset kahdella viimeisellä rivillä. Mittarina ennustevoimakkuudelle käytetään sopeutettua  $R^2$ -selitystasetta.

Taulukko 8. Otoksen sisäiset ennustetulokset vuosiaineistossa

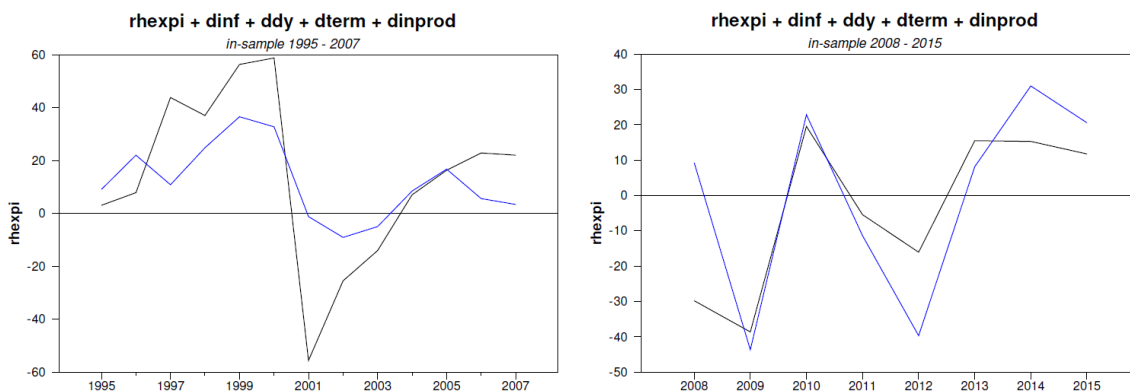
Selittävät muuttujat	Ennustemallit				
	Malli (1)	Malli (2)	Malli (3)	Malli (4)	Malli (5)
vakio	-0.04980	2.12710	1.20798	6.93787	4.76203
RHEXPI	0.61352**	0.52897**	0.54476**		0.29457
DINF	-19.70704**	-12.87067***	-21.35258***		
DDY	0.13151			0.05773	
DTERM	-11.00321		-12.95014*		
DINPROD	0.23252		0.23573		
Mallin $R^2$	0.32414**	0.31138**	0.35881**	-0.04943	0.04321
Ennuste $R^2$ 1995 - 2007	0.58678***	0.30690**	0.58841***	-0.01069	0.09578*
Ennuste $R^2$ 2008 - 2015	0.54402**	0.55908**	0.55973**	-0.01016	-0.01121

Ennustehorisontti = 1 vuosi. Tilastollinen merkitsevyys ilmoitettu \*\*\* 1%, \*\* 5% ja \* 10% tasoilla.

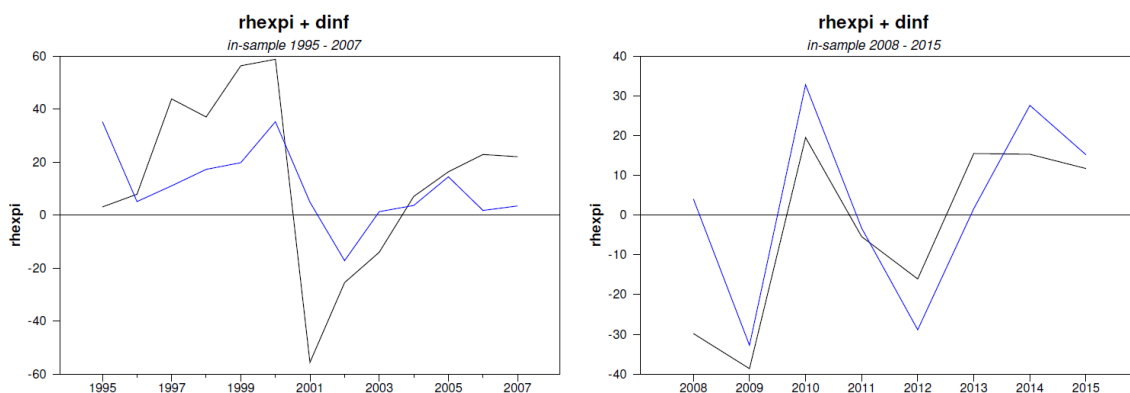
Myös vuosiaineistossa osaketuoton ja inflaation parametrit ovat tilastollisesti merkitseviä kolmessa ensimmäisessä mallissa. Toisin kuin neljännesvuosiaineistossa, osaketuoton kerroin ei ole tilastollisesti merkitsevä mallissa (5). Neljännesvuosiaineistosta poiketen, korkoero- eli DTERM-muuttujan kerroin on nyt tilastollisesti merkitsevä mallissa (3). Mallin (3) selitysaste onkin korkein, noin 36 prosenttia. Osinkotuottomallin (4) selitysaste on jälleen negatiivinen, kuten on myös mallin otoksen sisäisten ennusteidenkin selitysasteet. Molempien aineistojen otoksen sisäiset ennustetulokset osoittavat, ettei osinkotuotolla havaita kykyä ennustaa osakehintojen muutoksia. Tämä yhdessä Granger-kausalisuustulosten kanssa viittaa osinkotuoton mahdollisesti omaavan ennustekykyä osinkojen kasvustasteille.

Mallien 1,2,3 ja 5 otoksen sisäiset ennusteet ovat tilastollisesti merkitseviä aikavälillä 1995 - 2007. Kaikki tarkasteltavat muuttujat sisältävän mallin (1) sekä osinkotuoton pois jättävän mallin (3) ennusteiden selitysasteet ovat noin 59 prosenttia tällä aikavälillä. Osinkotuoton mukana ololla ei siis ole juuri vaikutusta tuloksiin. Inflaation ja osaketuoton mallin (2) selitysaste on myös yli 30 prosenttia, mikä on huomattavasti enemmän kuin nk. benchmark-mallin (5) 9,6 prosenttia.

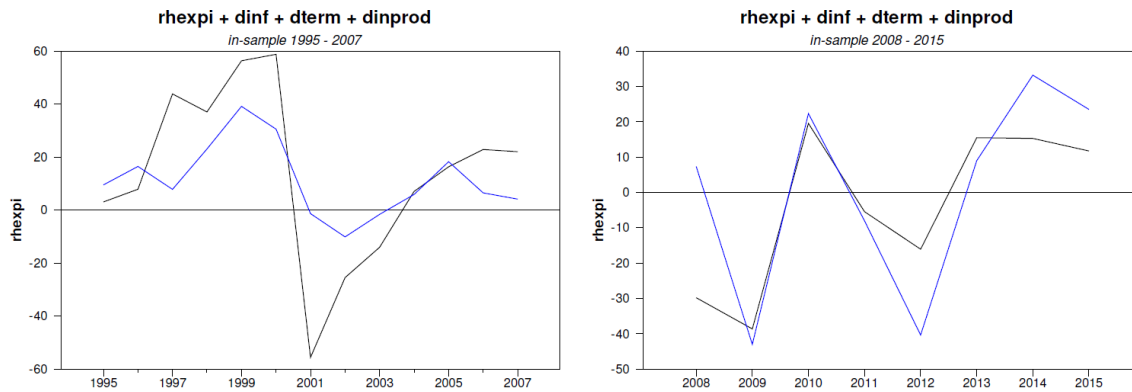
Kolmen makroriskitekijöitä sisältävän ennustemallin vahvat ennustetulokset toistuvat aikavälillä 2008 - 2015, kaikkien näiden mallin (1-3) ennusteiden selitysasteiden ollessa 54 - 56 prosentin välillä. Huomattavaa on mallin (2) selitysasteen kasvaminen 55,9 prosenttiin aikaisemman aikavälin 30,7 prosentista. Näin ollen inflaation ja osaketuoton yhteismallin (2) ennustekyky näyttää parantuvan finanssikriisin myötä. Merkille pantavaa on, että pelkän osaketuoton viiveen sisältävän mallin ennustekykyä ei havaita aikavälillä 2008-2015. Tulos vihjaa inflaation mahdollisesti vastaavan mallin (2) voimakkaasta ennustekyvystä finanssikriisin aikana. Kaikkien ennustemallien otoksen sisäiset ennusteet vuosiaineistossa on esitetty kuvioissa 12-16.



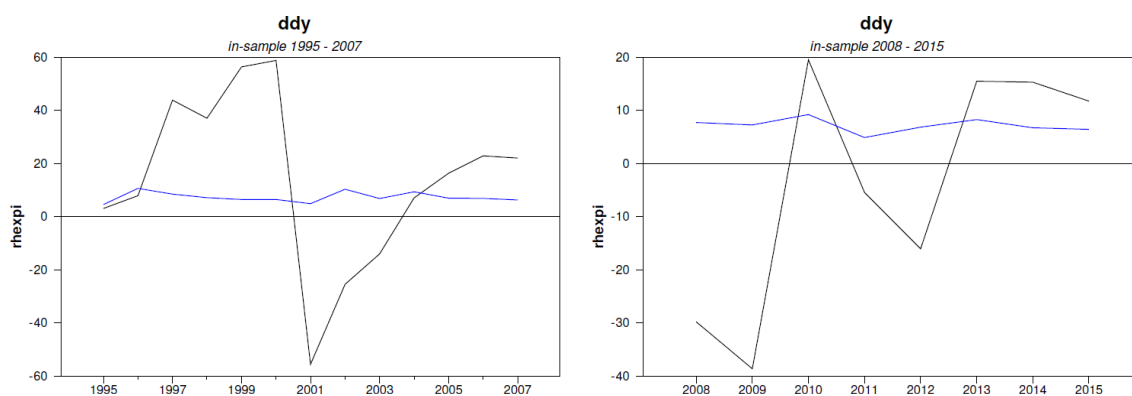
Kuvio 12. Mallin (1) otoksen sisäinen ennuste vuosiaineistossa 1995 - 2007 sekä 2008 - 2015.



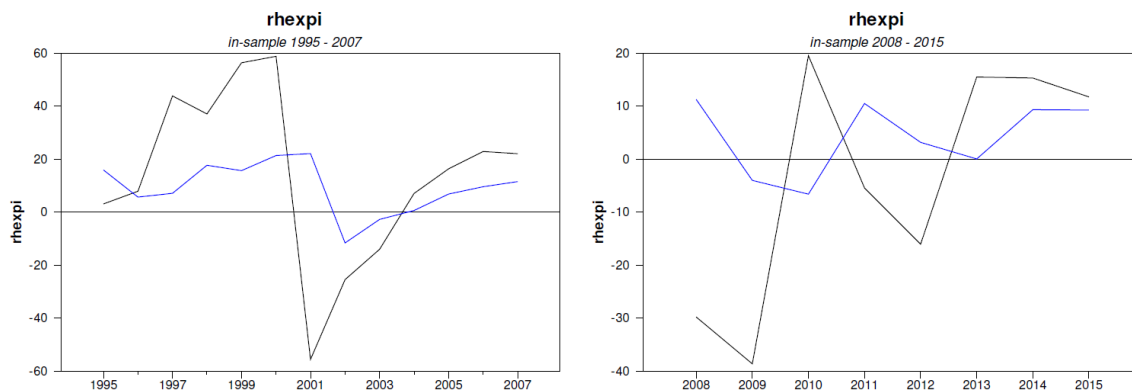
Kuvio 13. Mallin (2) otoksen sisäinen ennuste vuosiaineistossa 1995 - 2007 sekä 2008 - 2015.



Kuvio 14. Mallin (3) otoksen sisäinen ennuste vuosiaineistossa 1995 - 2007 sekä 2008 - 2015.



Kuvio 15. Mallin (4) otoksen sisäinen ennuste vuosiaineistossa 1995 - 2007 sekä 2008 - 2015.



Kuvio 16. Mallin (5) otoksen sisäinen ennuste vuosiaineistossa 1995 - 2007 sekä 2008 - 2015.

Otoksen sisäiset ennustetulokset vuosiaineistossa indikoivat makroriskitekijöillä olevan kykyä selittää osakehintojen muutoksia. Varsinkin inflaation sisältävät mallit tuottavat hyviä ennustetuloksia. Tulosten mukaan myös korkoero osoittaa selvää ennustekykyyä vuoden ennustehorisontilla vuosiaineistossa, mutta teollisuustuotannon muutoksilla ei voida päätellä olevan suurta merkitystä ennustemallien selityksasteiden suuruuteen. Kuitenkin, makromuuttujat tuovat otoksen sisäisissä ennusteissa selkeästi tarvittavaa lisäinformaatiota pel-



kän osaketuoton viiveiden ja osinkotuoton viiveiden rinnalle. Tulokset vahvistavat edellisten testien perusteella tehdyt päätelmät siitä, että osinkotuoton ennustekyky osakehintojen suhteen on varsin olematonta.

### 5.3 Otoksen ulkopuolinen ennuste

Otoksen ulkopuolisissa ennusteissa käytetään samoja ennustemalleja kuin otoksen sisäisissä ennusteissa. Eli otoksen ulkopuolista ennustettavuutta tutkitaan seuraavilla malleilla:

*Malli (1):*

$$RHEXPI_t = \alpha + \beta_1 RHEXPI_{t-1} + \beta_2 DINF_{t-1} + \beta_3 DDY_{t-1} + \beta_4 DTERM_{t-1} + \beta_5 DINPROD_{t-1} + u_t$$

*Malli (2):*

$$RHEXPI_t = \alpha + \beta_1 RHEXPI_{t-1} + \beta_2 DINF_{t-1} + u_t$$

*Malli (3):*

$$RHEXPI_t = \alpha + \beta_1 RHEXPI_{t-1} + \beta_2 DINF_{t-1} + \beta_3 DTERM_{t-1} + \beta_4 DINPROD_{t-1} + u_t$$

*Malli (4):*

$$RHEXPI_t = \alpha + \beta_1 DDY_{t-1} + u_t$$

*Malli (5):*

$$RHEXPI_t = \alpha + \beta_1 RHEXPI_{t-1} + u_t$$

Otoksen ulkopuoliset ennusteet suoritetaan ensin neljännesvuosiaineistossa, käyttäen 4 vuoden eli 16 havainnon otoksella etenevää estimointi-ikkunaa. Ennustehorisonttina on yksi vuosineljännes. Keskivirhemenetelmänä testeissä käytetään Eicker-White keskivirheitä. Tässä tutkimuksessa otoksen ulkopuoliset ennusteet suoritetaan aikaväleille 2002:01 - 2015:04 ja 2008:01 - 2015:04. Kuten Kuosmasen ja Vatajan (2014) tutkimuksessa, finanssikriisin vaikutus ennustettavuuteen pyritään ottamaan huomioon tekemällä otoksen ulkopuolinen ennuste erikseen vuodesta 2008 eteenpäin.

Kun ennustetaan otoksen ulkopuolelle 2002:01 - 2015:04, neljän vuoden ikkunalla siirtyvän ennusteen estimointiperiodi on 1998:01 - 2001:04, josta ikkuna lähtee rullaavasti etenemään. Luotaessa ennusteita otoksen ulkopuolelle 2008:01 - 2015:04, neljän vuoden ikkunalla etenevän ennusteen estimointiperiodi on 2004:01 - 2007:04. Neljännesvuosiaineiston tulokset rullaavasta otoksen ulkopuolisesta ennusteesta esitetään taulukossa 9.

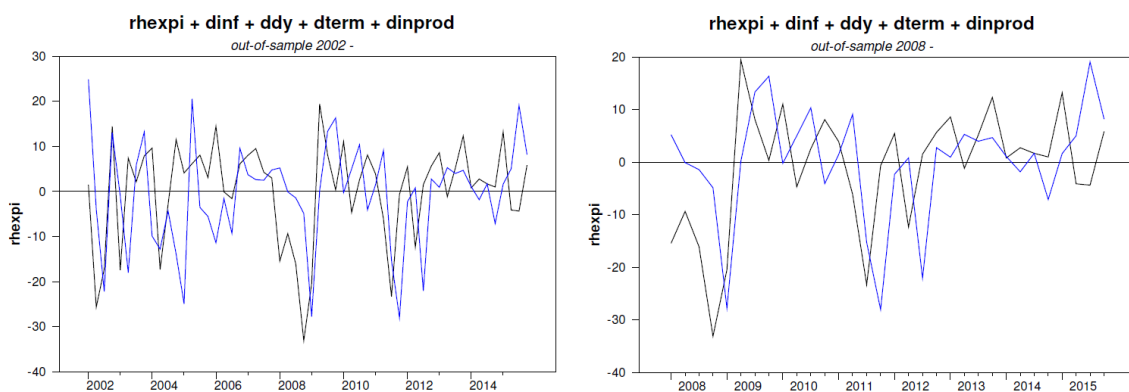
Taulukko 9. Otoksen ulkopuoliset ennustetulokset neljännesvuosiaineistossa.

	Ennustemallit				
	Malli (1)	Malli (2)	Malli (3)	Malli (4)	Malli (5)
2002:01 - 2015:04 sopeutettu R <sup>2</sup>	0.06014*	0.06182*	0.04646	0.04283	0.01631
2008:01 - 2015:04 sopeutettu R <sup>2</sup>	0.07111	0.03715	0.06542	0.03823	0.05230

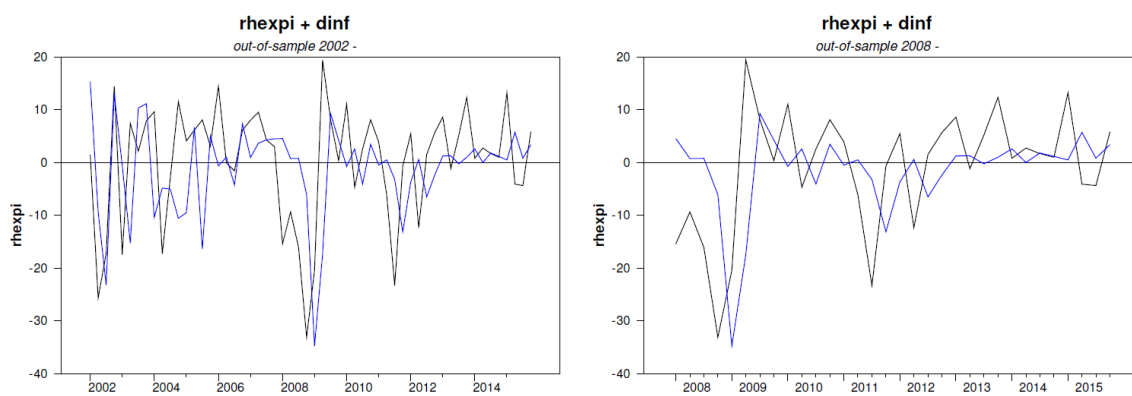
Ennustehorisontti = 1 neljännesvuosi. Tilastollinen merkitsevyys ilmoitettu \*\*\* 1%, \*\* 5% ja \* 10% tasoilla.

Ainoastaan mallien (1) ja (2) otoksen ulkopuoliset ennusteet ovat tilastollisesti merkitseviä. Ennustekyky havaitaan pidemmällä aikavälillä 2002:01 - 2015:04. Tällöin mallin (1) sopeutettu R<sup>2</sup>-selitysaste on 6,01 prosenttia, mallin (2) selitysasteen ollessa 6,18 prosenttia. Esimerkiksi benchmark-mallin (5) selitysaste on vain 1,6 prosenttia tällä aikavälillä. Osinkotuottomallin (4) otoksen ulkopuoliset ennusteet ovat yllättävänkin hyviä, selitysasteen ollessa molemmilla aikaväleillä 3-4 prosentin luokkaa. Näiden mallien 4 ja 5 ennusteet eivät kuitenkaan ole tilastollisesti merkitseviä. Yhdenkään mallin ennuste ei ole tilastollisesti merkitsevä lyhyemmän aikavälin 2008:01 - 2015:04 osalta, mikä voi olla osoituksena finanssikriisin heikentävästä vaikutuksesta osaketuoton ennustettavuuteen.

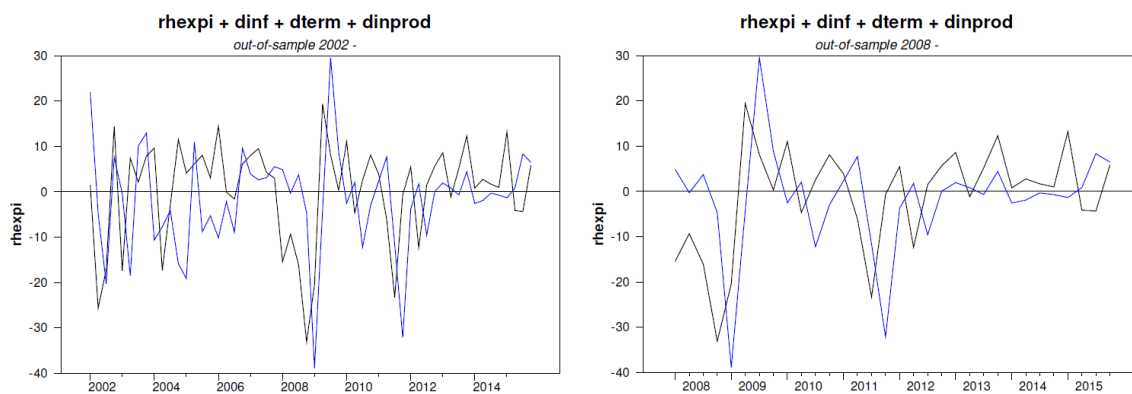
Kuitenkin, kuviot 17 ja 18 osoittavat mallien (1) ja (2) ennusteiden vastaavan osakehintojen liikkeitä suhteellisen hyvin myös aikavälillä 2008:01 - 2015:04. Koska osaketuoton ja inflaation ennustemallin (2) selitysaste oli jopa hieman kaikkien muuttujien mallin (1) selitysastetta suurempi pidemmällä aikavälillä, voidaan argumentoida inflaation omaavan makroriskitekijöistä eniten ennustekykyä otoksen ulkopuolella. Ennusteiden selitysasteet ovat kuitenkin varsin pieniä vuosineljänneksen mittaisella ennustehorisontilla. Kaikkien ennustemallien otoksen ulkopuoliset ennusteet neljännesvuosiaineistossa on esitetty kuvioissa 17-21.



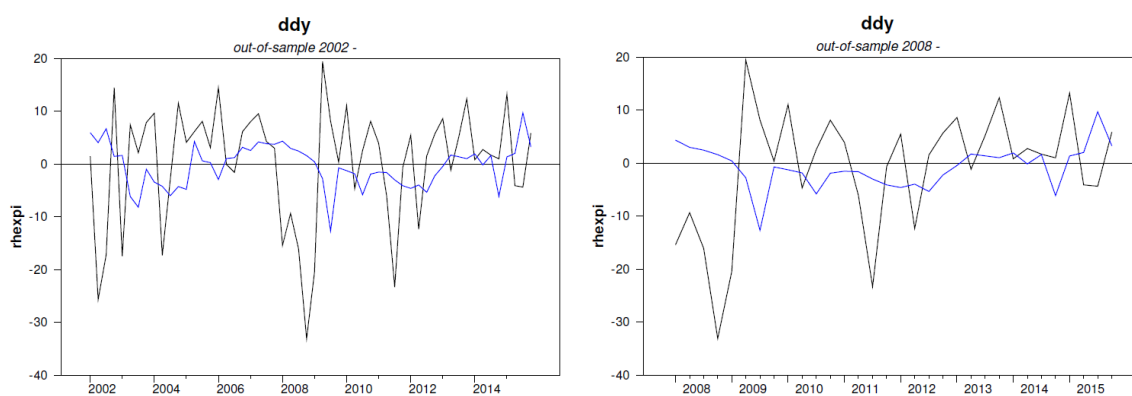
Kuvio 17. Mallin (1) otoksen ulkopuolinen ennuste neljännesvuosiaineistossa 2002:01 - 2015:04 sekä 2008:01 - 2015:04



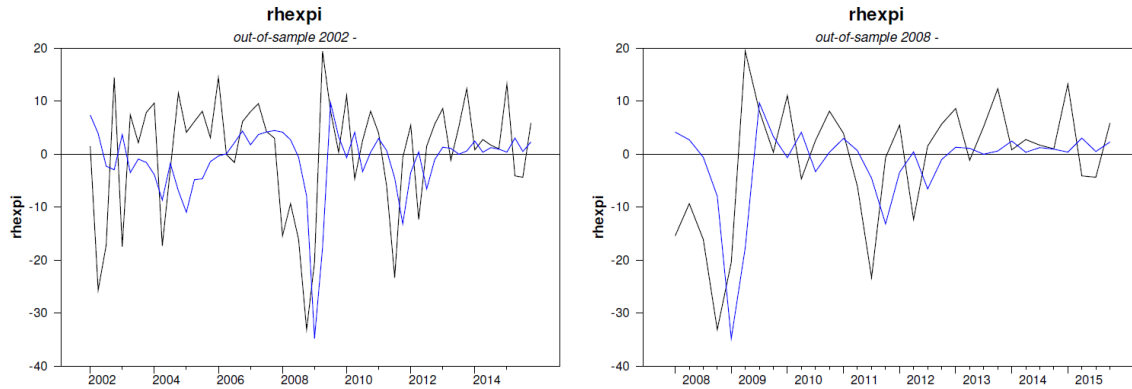
Kuvio 18. Mallin (2) otoksen ulkopuolinen ennuste neljännesvuosiaineistossa 2002:01 - 2015:04 sekä 2008:01 - 2015:04.



Kuvio 19. Mallin (3) otoksen ulkopuolinen ennuste neljännesvuosiaineistossa 2002:01 - 2015:04 sekä 2008:01 - 2015:04.



Kuvio 20. Mallin (4) otoksen ulkopuolinen ennuste neljännesvuosiaineistossa 2002:01 - 2015:04 sekä 2008:01 - 2015:04.



Kuvio 21. Mallin (5) otoksen ulkopuolinen ennuste neljännesvuosiaineistossa 2002:01 - 2015:04 sekä 2008:01 - 2015:04.

Vuosiaineistossa käytetään 7 vuoden eli 7 havainnon otoksella etenevää estimointi-ikkunaa. Ennustehorisontti on tällöin yksi vuosi. Myös vuosittaiset ennusteet tehdään finanssikriisin perusteella kahdelle eli periodille; aikavälille 2002 - 2015 sekä aikavälille 2008 - 2015. Otoksen ulkopuolisen ennustettavan aikavälin 2002 - 2015 estimointiperiodi on 1995 - 2001, josta estimointi-ikkuna lähtee rullaavasti etenemään. Ennustettavan aikavälin 2008 - 2015 estimointiperiodina on 2001 - 2007. Vuosiaineiston tulokset rullaavasta otoksen ulkopuolisesta ennusteesta esitetään taulukossa 10.

Taulukko 10 Otoksen ulkopuoliset ennustetulokset vuosiaineistossa.

	Ennustemallit				
	Malli (1)	Malli (2)	Malli (3)	Malli (4)	Malli (5)
2002 - 2015 sopeutettu R <sup>2</sup>	0.05177	0.04821	0.00496	0.12258	0.06552
2008 - 2015 sopeutettu R <sup>2</sup>	0.05361	0.67611***	-0.02319	0.25827	-0.01113

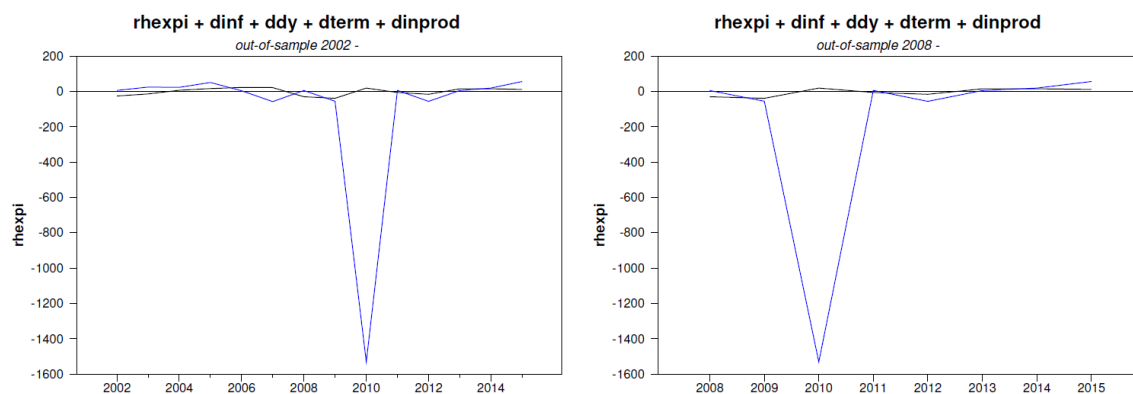
Ennustehorisontti = 1 vuosi. Tilastollinen merkitsevyys ilmoitettu \*\*\* 1%, \*\* 5% ja \* 10% tasoilla.

Ainoastaan mallilla (2) havaitaan ennustekykyä otoksen ulkopuolelle vuosittaisessa aineistossa. Mallin (2) otoksen ulkopuolinen ennuste on tilastollisesti merkitsevä aikavälillä 2008 - 2015. Tällöin ennusteen sopeutettu R<sup>2</sup>-arvo on jopa 67,6 prosenttia, joka kertoo mallin (2) ennustekyvyn otoksen ulkopuolelle olevan todella vahvaa tällä aikavälillä. Kuvio 23 vahvistaa saadun tuloksen graafisesti. Korkeasta selitysasteesta ja kuviosta 23 päätellen, osaketuoton ja inflaation yhdistelmämalli (2) onnistuu ennustamaan finanssikriisivuosien käännekohtat OMX-Helsinki indeksissä. Saatu tulos luo

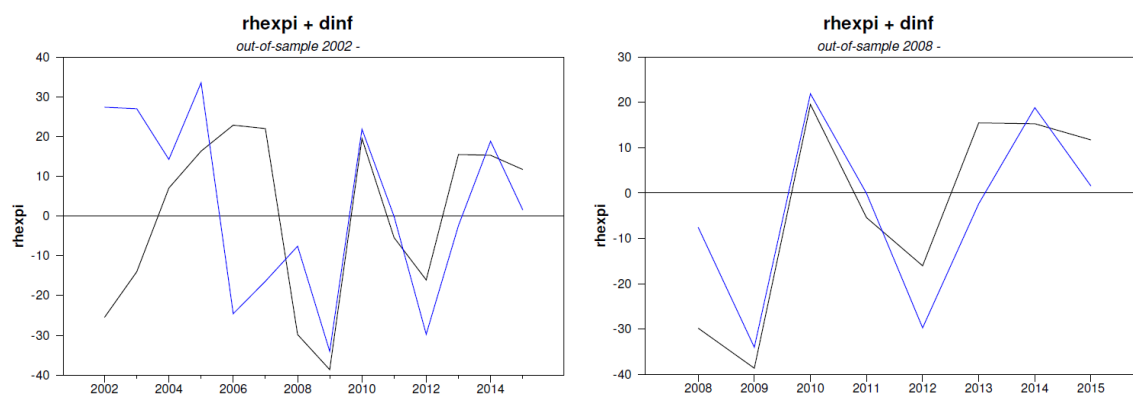
vahvistusta siitä, että inflaation viiveillä on kykyä selittää osakehintojen tulevia muutoksia.

Osinkotuottomallin (4) ennusteet otoksen ulkopuolelle ovat jälleen yllättävän voimakkaita, selitysasteen ollessa aikavälillä 2008 - 2015 jopa 25,8 prosenttia. Tulokset eivät kuitenkaan ole tilastollisesti merkitseviä, eikä kuviossa 25 havaita ennusteen ja todellisen aikasarjan välillä selkeää yhteyttä.

Havaintojen vähäinen lukumäärä vuosiaineistossa saattaa mahdollisesti vaikuttaa otoksen ulkopuolisiin ennustetuloksiin. Mallin (2) ennuste myöhemmälle aikavälille on selitysasteeltaan poikkeuksellisen suuri, kun verrataan tyyppillisiin tutkimustuloksiin otoksen ulkopuolisista ennusteista Yhdysvalloissa<sup>8</sup>. Ennuste on kuitenkin tilastollisesti merkitsevää yhden prosentin tasolla, mikä antaa vahvistusta inflaation ja osaketuoton yhdistelmämallin (2) kyvyille ennustaa osaketuottoa vuodesta 2008 eteenpäin. Kaikkien ennustemallien otoksen ulkopuoliset ennusteet vuosiaineistossa on esitetty kuvioissa 22-26.

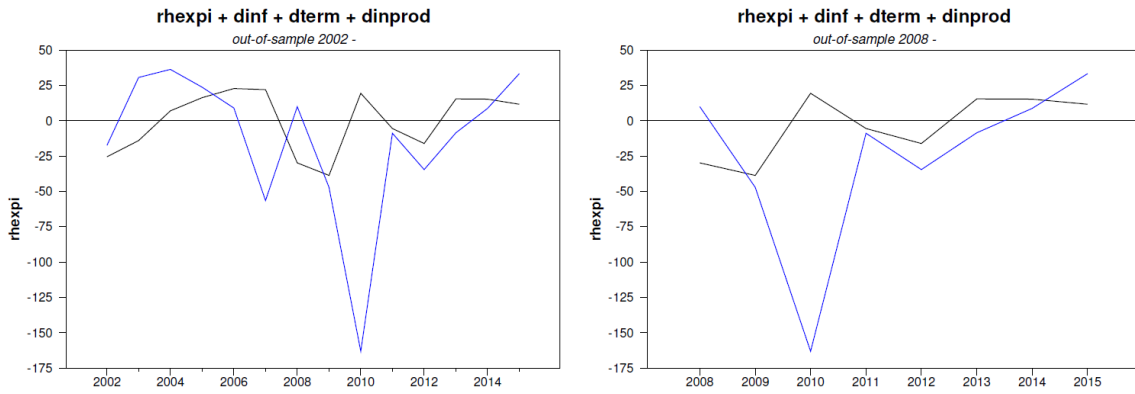


Kuvio 22. Mallin (1) otoksen ulkopuolinen ennuste vuosiaineistossa 2002 - 2015 sekä 2008 - 2015.

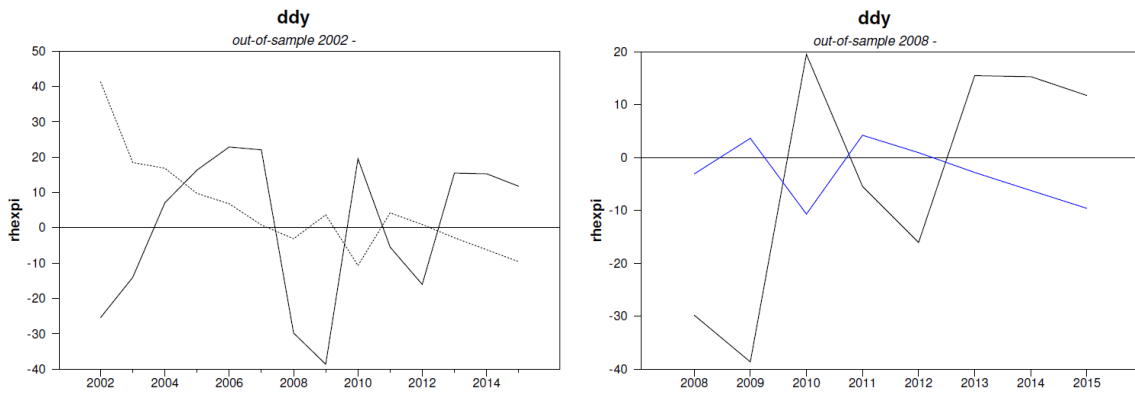


Kuvio 23. Mallin (2) otoksen ulkopuolinen ennuste vuosiaineistossa 2002 - 2015 sekä 2008 - 2015.

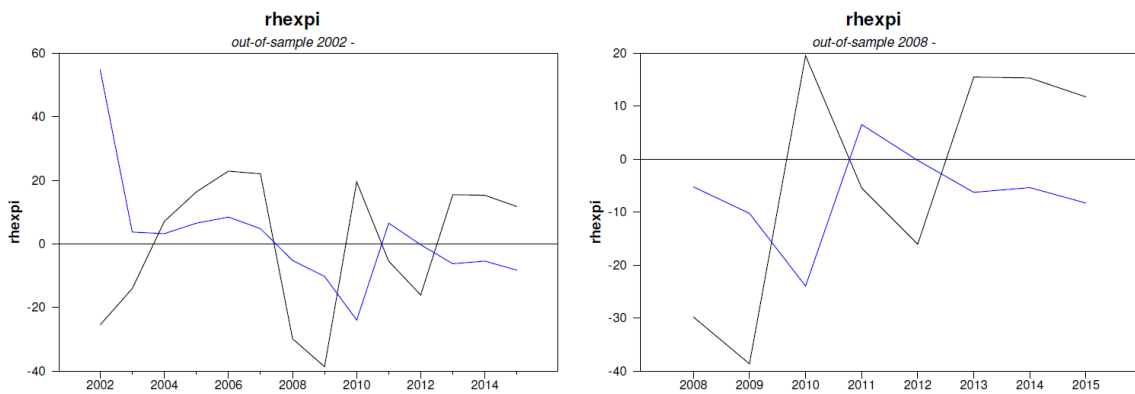
<sup>8</sup> esimerkiksi Campbell & Thompson (2008); Goyal & Welch (2008)



Kuvio 24. Mallin (3) otoksen ulkopuolinen ennuste vuosiaineistossa 2002 - 2015 sekä 2008 - 2015.



Kuvio 25. Mallin (4) otoksen ulkopuolinen ennuste vuosiaineistossa 2002 - 2015 ja 2008 - 2015.



Kuvio 26. Mallin (5) otoksen ulkopuolinen ennuste vuosiaineistossa 2002 - 2015 sekä 2008 - 2015.

## 6 JOHTOPÄÄTÖKSET

Osakemarkkinoiden ja makrotalouden vaikutussuhteiden analysointi on 2000-luvulla kasvattanut suosiotaan Suomessa ja muualla maailmassa. Tämän tutkimuksen Granger-kausaalisuustesteistä sekä osaketuoton ennusteista voidaan päätellä makrotalouden aikasarjojen ja osakemarkkinamuuttujien väliltä löytyvän suhteellisen selkeitä yhteyksiä suomalaisessa aineistossa.

Toisin kuin monessa Yhdysvaltojen osakemarkkinoita tarkastelevassa analyysissä, tässä tutkimuksessa ei havaita osinkotuoton olevan yhteydessä tuleviin osakehintoihin. Yhteyttä ei löydetä otoksen sisäisistä tai ulkopuolisista ennusteista kummassakaan aineistossa. Sen sijaan Granger-kausaalisuustestin tulokset vihjaavat osinkotuotolla olevan ennustekykyä mahdollisesti tulevien osinkojen suhteen. Saatu tulos toistuu sekä neljännesvuosi- että vuosiaineistossa. Nämä tulokset osinkotuoton ennustekyvystä ovat johdonmukaisia Rangvidin, Schmelingin ja Schrimpfen (2014) tutkimuksen kanssa, jossa havaitaan osinkotuoton ennustavan vain tulevia osinkoja Suomen osakemarkkinoilla. Tulokset tukevat myös Gordonin kasvumallin dynaamista versiota, jossa osinkotuoton liikkeet yhdistetään odotuksiin tulevista osingoista ja/tai diskonttokoron muutoksiin. Tulosten perusteella muutokset osinko-odotuksissa liikkuvat osinkotuottoa Suomen osakemarkkinoilla. Tämä vahvistaa Campbellin (2003) ja Cornellin (2014) tuloksia siitä, että osinkotuoton ennustekyky osinkojen ja osaketuoton suhteen vaihtelee maiden välillä.

Kuten Bätjen ja Menkhoffin (2012) Yhdysvaltojen osakemarkkinatutkimuksessa, myös tässä tarkastelussa havaitaan makroriskitekijöitä sisältävien ennustemallien (1-3) olevan ennustekyvyltään selkeästi parempia kuin pelkän osinkotuoton tai osaketuoton viiveen sisältävät mallit (4 ja 5). Vastoin Maion ja Philipin (2012) päätelmiä, makroriskitekijöiden voidaan siis väittää sisältävän sellaista informaatiota tulevasta osaketuotosta, jonka perinteiset rahoitusmuuttujat sisältävät mallit jättävät huomioimatta. Tämä vahvistaa oletusta siitä, että makrotalouden muutoksilla on vaikutusta osakemarkkinoiden liikkeisiin.

Toisin kuin Järvisen (2001) analyysissä, makroriskitekijöistä etenkin inflaatiolla näyttää olevan selvää ennustekykyä tulevien osakehintojen suhteen, varsinkin yhden vuoden ennustehorisontilla. Myös neljännesvuosiaineistosta saadut tulokset vahvistavat inflaation ja tulevan osaketuoton yhteyden. Inflaation ja osaketuoton viiveet sisältävä ennustemalli (2) tuottaa selitysasteeltaan poikkeuksellisen korkean otoksen ulkopuolisen ennusteen aikavälillä 2008 - 2015, varsinkin kun verrataan aikavälin 2002 - 2015 ennusteeseen. Tämä voi vihjata inflaation omaavan poikkeuksellisen hyvää ennustekykyä epävakaina aikoina. Todettakoon, että vuosiaineistossa vähäisellä havaintojen määrällä voi olla vaikutusta ennusteiden poikkeukselliseen selitysvoimaan. Kuitenkin, saadut tulokset vahvistavat 1980-luvun tutkimusten<sup>9</sup> esityksen inflaation ja osaketuoton negatiivisesta yhteydestä Suomen osakemarkkinoilla.

---

<sup>9</sup> Wahlroos & Berglund (1986); Asprem (1989)

Myös korkoerolla havaitaan mahdollinen yhteys tuleviin osakehintoihin, ainakin samassa ennustemallissa muiden makroriskitekijöiden ja osaketuoton viiveiden kanssa. Tulos korkoeron mahdollisesta ennustevoimasta on johdonmukainen Kuosmanen (2005) tutkimuksen kanssa. Tosin korkoeron sisältävien mallien ennusteet otoksen ulkopuolelle eivät ole tilastollisesti merkitseviä, yhtä poikkeusta lukuunottamatta<sup>10</sup>. Granger-kausalisuustestin perusteella teollisuustuotanto voi olla kyvykäs selittämään tulevia osinkoja, aivan kuten osinkotuottokin. Tämä tutkimus tukee Aspremin (1989) ja Viskarin (1992) tuloksia siitä, ettei teollisuustuotannolla havaita ennustekykä osaketuoton suhteen. Teollisuustuotantoindeksin muutoksilla näyttää olevan varsin olematon vaikutus osaketuoton ennustemallien selityksasteisiin. Kuitenkin, teollisuustuotantoindeksin ja tulevien osinkojen korrelaatio toimii osoituksena makrotalouden ja osakemarkkinoiden yhteydestä.

Granger-kausalisuustestin perusteella voidaan esittää osakemarkkinoiden vaikuttavan myös makrotalouden tuleviin muutoksiin. Esimerkiksi osaketuoton havaitaan Granger-kausaloivan teollisuustuotantoa vuosineljänneksen viiveellä. Kuosmanen ja Vataja (2010, 2014) havaitsevat osaketuoton yhdessä korkoeron kanssa olevan hyödyllinen selittämään tulevaa BKT:n kasvua. Koska teollisuustuotannon ja bruttokansantuotteen muutokset edustavat molemmat reaalityalouden aktiviteettia, vahvistavat nämä Granger-kausalisuustestin tulokset osaketuoton mahdollisesti ennustavan reaalityalouden muutoksia. Vuosineljännesaineiston Granger-kausalisuustestit vihjaavat osinkotuoton ja osinkojen kasvuasteen olevan yhteydessä korkoeron tuleviin muutoksiin. Tätä vaikutussuhdetta ei kuitenkaan havaita vuosiaineistossa.

Mielenkiintoisena tutkimustuloksena voidaan pitää sitä, että Granger-kausalisuustesti esittää kaikkien makromuuttujien olevan yhteydessä osinkotuoton tuleviin muutoksiin, ainakin vuosittaisessa tarkastelussa. Tämä tukee Gordonin kasvumallin versiota (kaava 11), jossa osinkotuotto kuvataan riippuvaiseksi nimellisestä korosta ja makroriskitekijöiden liikuttamasta odotetusta osinkojen kasvuasteesta. Saatu tulos toimii vahvistuksena makrotalouden ja osakemarkkinoiden yhteydelle Suomessa.

Tutkimuksessa pyrittiin ottamaan huomioon finanssikriisin vaikutus osaketuoton ennustettavuuteen tekemällä otoksen sisäisiä ja ulkopuolisia ennusteita vuodesta 2008 eteenpäin. Finanssikriisin vaikutuksesta ennustettavuuteen ei voida tutkimuksen perusteella vetää pitäviä johtopäätöksiä. Vuosiaineiston perusteella voidaan esittää inflaatiolla olevan mahdollisesti kykyä ennustaa osaketuottoa paremmin epävakaina aikoina, ainakin samassa mallissa osaketuoton kanssa vuodesta 2008 eteenpäin. Tuloksiin vaikuttaa mahdollisesti havaintojen pieni määrä sekä tarkasteltavien aikavälien pituudet.

Tämän tutkimuksen perusteella ei siis osata varmuudella arvioida finanssikriisin vaikutusta osaketuoton ennustekykyyne. Myös tässä Pro gradu-työssä havaittu inflaation poikkeuksellisen tärkeä roolia osaketuoton ennustamisessa kaipaa jatkotutkimuksia.

---

<sup>10</sup> Mallin (1) otoksen ulkopuolinen ennuste 2002:01 - 2015:04 neljännesvuosiaineistossa



## LÄHTEET

- Acker, D. & Duck, N. 2014. Inflation illusion and the dividend yield: evidence from the UK. *The European Journal of Finance* 20 (12), 1230-1245.
- Ang, A. & Bekaert, G. 2007. Stock return predictability: Is it there? *Review of Financial Studies* 20 (3), 651-707.
- Asprem, M. 1989. Stock prices, asset portfolios and macroeconomic variables in ten European countries. *Journal of Banking & Finance* 13 (4-5), 589-612.
- Ball, L. 2011. *Money, banking and financial markets*. 2. painos, New York, Worth Publishers.
- Boudoukh, J., Richardson, M. & Whitelaw, R. F. 2006. The Myth of Long-Horizon Predictability. *Review of Financial Studies* .
- Bekaert, G. & Engstrom, E. 2010. Inflation and the stock market: understanding the "Fed Model". *Journal of Monetary Economics* 57 (3), 278-294.
- Brooks, C. 2008. *Introductory Econometrics for Finance*. 2. painos. New York, Cambridge University Press.
- Brown, W. O., Huang, D. & Wang, F. 2016. Inflation illusion and stock returns. *Journal of Empirical Finance* 35, 14-24.
- Bätje, F. & Menkhoff, L. 2012. Macro determinants of US stock market risk premia: A factor analysis approach. University of Hannover, Department of Economics, Working Paper.
- Campbell, J. Y. 1991. A Variance Decomposition for Stock Returns. *The Economic Journal* , 157-179.
- Campbell, J. Y. 2003. Consumption-based asset pricing. *Handbook of the Economics of Finance* 1, 803-887.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. 1988a. The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. *The Review of Financial Studies* (1986-1998) 1 (3), 195.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. 1988b. Stock prices, earnings, and expected dividends. *The Journal of Finance* 43 (3), 661-676.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. 2001. Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook: An Update. National Bureau of economic research.

- Campbell, J. Y. & Thompson, S. B. 2008. Predicting excess stock returns out of sample: Can anything beat the historical average? *Review of Financial Studies* 21 (4), 1509-1531.
- Campbell, J. Y. & Vuolteenaho, T. 2004. Inflation Illusion and Stock Prices. *NBER Working Paper Series* , 10263.
- Campbell, J. Y. & Yogo, M. 2006. Efficient tests of stock return predictability\*. *Journal of Financial Economics* 81 (1), 27.
- Chen, L. 2009. On the reversal of return and dividend growth predictability: A tale of two periods. *Journal of Financial Economics* 92 (1), 128-151.
- Chen, L., Da, Z. & Priestley, R. 2012. Dividend smoothing and predictability. *Management Science* 58 (10), 1834-1853.
- Chen, L., Da, Z. & Zhao, X. 2013. What drives stock price movements? *Review of Financial Studies* 26 (4), 841-876.
- Chen, N., Roll, R. & Ross, S. A. 1986. Economic forces and the stock market. *Journal of business* , 383-403.
- Cochrane, J. H. 1992. Explaining the variance of price-dividend ratios. *Review of Financial Studies* 5 (2), 243-280.
- Cochrane, J. H. 2008. The dog that did not bark: A defense of return predictability. *Review of Financial Studies* 21 (4), 1533-1575.
- Cochrane, J. H. 2011. Presidential address: Discount rates. *The Journal of Finance* 66 (4), 1047-1108.
- Cornell, B. 2014. Dividend-Price Ratios and Stock Returns: International Evidence. *Journal of Portfolio Management* 40 (2), 122.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association* 74 (366a), 427-431.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* , 1057-1072.
- Fama, E. F. 1981. Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American Economic Review* 71 (4), 545-565.

- Fama, E. F. & French, K. R. 1987. Permanent and temporary components of stock prices. *The Journal of Political Economy* , 246-273.
- Fama, E. F. & French, K. R. 1988. Dividend Yields and Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics* 22 (1), 3.
- Fama, E. F. & French, K. R. 1989. Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 25 (1), 23-49.
- Fama, E. F. & French, K. R. 2001. Disappearing dividends: changing firm characteristics or lower propensity to pay? *Journal of Financial Economics* 60 (1), 3-43.
- Fama, E. F. & Schwert, G. W. 1977. Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics* 5 (2), 115-146.
- Flood, R. P., Hodrick, R. J. & Kaplan, P. D. 1986. An Evaluation of Recent Evidence on Stock Market Bubbles. NBER Working Paper (w1971).
- Gordon, M. J. 1962. *The investment, financing, and valuation of the corporation*. Illinois, Irwin Homewood.
- Goyal, A. & Welch, I. 2003. Predicting the equity premium with dividend ratios. *Management Science* 49 (5), 639-654.
- Goyal, A. & Welch, I. 2008. A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction. *Review of Financial Studies* 21 (4), 1455-1508.
- Hodrick, R. J. 1992. Dividend yields and expected stock returns: Alternative procedures for inference and measurement. *Review of Financial Studies* 5 (3), 357-386.
- Humpe, A. & Macmillan, P. 2009. Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan. *Applied Financial Economics* 19 (2), 111-119.
- Jarvinen, J. 2001. *Industry Portfolios and Macroeconomic News. A Traditional Approach*. *Liiketaloudellinen aikakauskirja* , 13-34.
- Jiang, X. & Lee, B. 2007. Stock returns, dividend yield, and book-to-market ratio. *Journal of Banking & Finance* 31 (2), 455-475.

- Junttila, J. & Korhonen, M. 2011. Utilizing financial market information in forecasting real growth, inflation and real exchange rate. *International Review of Economics & Finance* 20 (2), 281-301.
- Kuosmanen, P. 2005. Osakemarkkinoiden korkoherkkyys Suomessa. University of Vaasa, Department of Economics, Working Papers 4.
- Kuosmanen, P. & Vataja, J. 2010. The Role of the Financial Market Variables in Forecasting Macrovariables in Finland: Does the Financial Crisis Make a Difference? University of Vaasa, Department of Economics, Working Paper 16.
- Kuosmanen, P. & Vataja, J. 2014. Forecasting GDP growth with financial market data in Finland: Revisiting stylized facts in a small open economy during the financial crisis. *Review of Financial Economics* 23 (2), 90-97.
- Lahti, A. & Pylkkönen, P. 1989. News and stock prices. *Finnish Journal of Business and Economics* 3, 184-193.
- Lettau, M. & Ludvigson, S. 2001. Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns. *the Journal of Finance* 56 (3), 815-849.
- Maio, P. & Philip, D. 2015. Macro variables and the components of stock returns. *Journal of Empirical Finance* 33, 287-308.
- Malkiel, B. G. 2003. The efficient market hypothesis and its critics. *The Journal of Economic Perspectives* 17 (1), 59-82.
- Modigliani, F. & Cohn, R. A. 1979. Inflation, rational valuation and the market. *Financial Analysts Journal* 35 (2), 24-44.
- Nelson, C. R. & Kim, M. J. 1993. Predictable stock returns: The role of small sample bias. *The Journal of Finance* 48 (2), 641-661.
- Nyberg, P. M. & Vaihekoski, M. 2014. Descriptive analysis of the Finnish stock market: Part II. Bank of Finland Research Discussion Paper (10).
- Pesaran, M. H. & Timmermann, A. 1995. Predictability of stock returns: Robustness and economic significance. *The Journal of Finance* 50 (4), 1201-1228.
- Pettenuzzo, D., Timmermann, A. & Valkanov, R. 2014. Forecasting stock returns under economic constraints. *Journal of Financial Economics* 114 (3), 517-553.

- Phillips, P. C. & Perron, P. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75 (2), 335-346.
- Poterba, J. M. & Summers, L. H. 1988. Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of Financial Economics* 22 (1), 27-59.
- Rangvid, J., Schmeling, M., & Schrimpf, A. 2014. Dividend predictability around the world. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49 (5-6), 1255-1277.
- Rapach, D. E., Wohar, M. E. & Rangvid, J. 2005. Macro variables and international stock return predictability. *International Journal of Forecasting* 21 (1), 137-166.
- Ritter, J. R. & Warr, R. S. 2002. The decline of inflation and the bull market of 1982-1999. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37 (01), 29-61.
- Rozeff, M. 1984. Dividend yields are equity risk premiums. *Journal of Portfolio management* , 68-75.
- Serfling, M. A. & Miljkovic, D. 2011. Time series analysis of the relationships among (macro) economic variables, the dividend yield and the price level of the S&P 500 Index. *Applied Financial Economics* 21 (15), 1117-1134.
- Sierimo, C. & Virén, M. 1995. Financial factors and the macroeconomy. Bank of Finland, Discussion Papers 34/95.
- Sims, C. A. 1981. An autoregressive index model for the US 1948-1975. *Large-Scale Macro-Econometric Models*, Amsterdam: North-Holland , 283-327.
- Stambaugh, R. F. 1986. Bias in Regressions with Lagged Stochastic Regressors. CRSP Working Paper 156, University of Chicago.
- Stambaugh, R. F. 1999. Predictive regressions. *Journal of Financial Economics* 54 (3), 375-421.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. 2002. Forecasting using principal components from a large number of predictors. *Journal of the American statistical association* 97 (460), 1167-1179.
- Viskari, J. 1992. News and stock prices: Some further results. *Finnish Journal of Business and Economics* 3, 371-376.
- Wahlroos, B. & Berglund, T. 1986. Stock returns, inflationary expectations and real activity: New evidence. *Journal of Banking & Finance* 10 (3), 377-389.

Williams, J. B. 1938. Evaluation by the rule of present worth. The theory of investment value , 55-75.