

TAMMIKUUILMIÖ JA VOLATIILISUUS YHDYSVALTOJEN OSAKEMARKKINOILLA

Jyväskylän yliopisto
Kauppakorkeakoulu

Pro gradu -tutkielma

2019

Tekijä: Laura Pehkonen
Oppiaine: Taloustiede
Ohjaaja: Juhani Raatikainen



JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

TIIVISTELMÄ

Tekijä Laura Pehkonen	
Työn nimi Tammikuuilmiö ja volatiilisuus Yhdysvaltojen osakemarkkinoilla	
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro gradu -tutkielma
Aika (pvm.) 4.5.2019	Sivumäärä 55 + 4
Tiivistelmä – Abstract	
<p>Rahoitusmarkkinoilla on havaittu esiintyvän useita säännönmukaisia kausittaisuuksia, joita kutsutaan anomaliaiksi. Tässä tutkimuksessa keskitytään anomaliaista tunnetuimpaan eli tammikuuilmiöön. Ilmiö on todiste tehokkaiden markkinoiden hypoteesia vastaan. Ilmiötä on tutkittu paljon erilaisin menetelmin ja tulokset ovat olleet ristiriitaisia. Useimmissa tutkimuksissa ilmiön on kuitenkin havaittu esiintyvän erityisesti markkina-arvoltaan pienten yhtiöiden osakkeissa. Ilmiön selittäjiksi on esitelty useita syitä, joista tunnetuimmat ovat verohypoteesi, informaatio-hypoteesi ja portfolion uudelleenmuodostamis -hypoteesi. Osassa tutkimuksista ilmiön on havaittu heikenneen tai jopa kadonneen markkinoilta.</p> <p>Tutkielmassa esitellään laaja historiallinen kirjallisuuskatsaus, jonka avulla pyritään luomaan kokonaiskäsitys ilmiöstä, sen syistä ja sen ajallisesta kehitymisestä. Kirjallisuuskatsauksen viimeisessä luvussa esitellään uudempia tutkimuksia, joissa ilmiön yhteyttä markkinoiden volatilitettiin on tutkittu epälineaaristen mallien avulla. Kyseiset tutkimukset toimivat perustana tämän työn empiiriselle tarkastelulle</p> <p>Empiirisessä osiossa tutkitaan vuosien 1926-2018 aineistolla ilmiön ehdollisuutta volatiilisuuden vaihtelulle Yhdysvaltojen osakemarkkinoilla. Tarkastelu suoritetaan hyödyntämällä lineaarista regressiomallinnusta sekä epälineaarista tasaisen rakennemuutoksen mallia. Tasaisen rakennemuutoksen mallissa volatiilisuutta mittaavien muuttujien vaikutus saadaan mallinnettua eksplisiittisesti. Lisäksi testataan ilmiön ajallista kehittymistä sekä yrityskoon yhteyttä ilmiöön.</p> <p>Tulokset osoittavat että tuotot vaihtelevat ajassa ja täten ilmiön havaitaan olevan regimiriippuvainen. Realisoituneen volatilitietin voidaan havaita olevan ainakin yksi tekijöistä jolla on vaikutusta regimiin. Tulos eroaa eri yrityskoiden välillä. Tammikuuilmiötä havaitaan kummankin mallin perusteella esiintyvän markkina-arvoltaan pienten yhtiöiden osakkeiden lisäksi myös suurten yhtiöiden osakkeissa. Lisäksi tulokset osoittavat, että myös Fama ja French -faktorimuuttujien vaikutus on regimiriippuvaista.</p>	
Asiasanat Anomaliat, tammikuuilmiö, yrityskoko, osaketuotot, realisoitunut volatilitieetti	
Säilytyspaikka	Jyväskylän yliopiston kirjasto

SISÄLLYS

1	JOHDANTO.....	5
2	TAMMIKUUILMIÖ	7
	2.1 Verohypoteesi.....	7
	2.2 Informaatiohypoteesi	8
	2.3 Portfolion uudelleenmuodostamis- hypoteesi	9
3	KATSAUS AIKAISEMPAAN KIRJALLISUUTEEN	10
	3.1 Tammikuuilmiön esiintyminen.....	10
	3.2 Tutkimuksia verohypoteesista.....	18
	3.3 Epälineaariset mallit tutkimusmenetelminä ja tammikuuilmiön ehdollisuus markkinatilanteelle	21
4	EMPIIRINEN TESTAUS YHDYSVALTALAISILLA PÖRSSIAINEISTOLLA	29
	4.1 Aineisto	29
	4.2 Menetelmät	31
	4.2.1 Regiimisiirtymämallit.....	31
	4.2.2 Autoregressiiviset kynnysmallit (TAR- ja SETAR-mallit).....	31
	4.2.3 Tasaisen rakennemuutoksen malli (STAR- ja STR-malli)	32
	4.2.4 Epälineaarisuuden testaus	33
	4.3 Tutkimuksen tulokset	34
5	JOHTOPÄÄTÖKSET JA ARVIOINTI.....	49
	LÄHTEET.....	53
	LIITE	56

1 JOHDANTO

Tammikuuilmiöllä tarkoitetaan säännönmukaista rahoitusmarkkinoilla tammi-kuussa tapahtuvaa tuottojen kohoamista tavallista korkeammalle tasolle. Ilmiö havaittiin markkinoilla ensimmäisen kerran jo ennen tehokkaiden markkinoiden käsitteen syntymistä ja ensimmäinen merkittävä tutkimus julkaistiin 1970-luvulla. Tammikuuilmiötä on pääosin tutkittu osakkeita koskevana ilmiönä, mutta tutkimusta on myöhemmin laajennettu esimerkiksi joukkovelkakirja- ja valuutamarkkinoille. Tammikuuilmiö on ollut rahoituksen teoriassa kiistelty aihe ja sitä on havaittu esiintyvän lähes kaikkialla maailmassa. Lukuisista tutkimuksista huolimatta tulokset ovat olleet ristiriitaisia. Tutkijat eivät ole päässeet yhteisymmärrykseen siitä onko ilmiö edelleen ajankohtainen ja mikä sen todellisuudessa aiheuttaa. Lisäksi osassa tutkimuksista ilmiön on todettu koskevan nimenomaan pienen markkina-arvon yhtiöitä, kun taas toisissa negatiivista korrelaatiota tammikuun tuottojen ja yrityskoon väillä ei ole havaittu. Ilmiötä selittämään on esitetty lukuisia syitä, joista verohypoteesi on laajimmin tutkittu ja eniten tukea saanut selittäjä.

Anomaliat eli rahoitusmarkkinoiden säännönmukaisuudet ovat todiste markkinoiden tehokkuutta vastaan ja niiden esiintyminen markkinoilla haastaa erityisesti tehokkaiden markkinoiden hypoteesin heikkoja ehtoja. Tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaan kaiken saatavilla olevan informaation tulisi heijastua täydellisesti ja välittömästi arvopapereiden hintoihin. Tehokkailla markkinoilla sijoittajilla ei tulisi saatavilla olevan informaation perusteella olla mahdollisuutta ennustaa tulevia tuottoja ja tätä kautta ansaita ylisuuria tuottoja. (Fama, 1970.) Tehokkaiden markkinoiden hypoteesi on yksi tutkituimmista rahoituksen teorioista ja se vaikuttaa lähes kaikkien keskeisimpien rahoituksen teorioiden taustalla. Tehokkaiden ja täydellisten markkinoiden käsitteet luovat teoriapohjan anomalioiden käsittelylle ja monet anomaliaita koskevat tutkimukset perustuvatkin markkinoiden tehokkuuden testaamiseen.

Tässä tutkielmassa käsitellään anomaliaista tammikuuilmiötä ja sen taustalla vaikuttavia tekijöitä. Tammikuuilmiö on tutkimuskohteena mielenkiintoinen, sillä markkinoiden tehostumisesta huolimatta, sitä on edelleen havaittu esiintyvän rahoitusmarkkinoilla. Erityisesti viimeisen 20 vuoden aikana tehostuminen on ollut voimakasta kaupankäyntijärjestelmien kehittymisen,

informaatiokustannusten alentumisen sekä verotusta koskevien lakien löyhentymisen myötä. (El Khoury & Nahas, 2018.) Ilmiö on sijoittajien kannalta erittäin merkittävä, sillä mikäli ilmiötä todella esiintyy, siihen perustuvan sijoitusstrategian avulla voi olla mahdollista ansaita ylisuuria tuottoja suhteessa sijoitusten riskiin.

Tammikuuilmiötä on tutkittu monin erilaisin menetelmin, joista tunnetuin ja eniten käytetty on dummy-muuttujien regressiomalli. Laajasta suosiostaan huolimatta malli on saanut osakseen kritiikkiä. Mallia on muun muassa arvoستeltu siitä, ettei se ota huomioon eri markkinatilanteita kuten kriisejä, noususuhdanteita ja markkinoiden epävarmuutta sekä niiden vaikutusta ilmiön esiintymiseen. (Floros & Salvador, 2014.) Viime vuosina ilmiön tutkimisessa on alettu hyödyntämään myös epälineaarisia aikasarjamalleja, joista esimerkkinä Markovin regiimisiirtymämalli (Markov regime switching model). Tämä lähestymistapa tuo uuden ulottuvuuden ilmiön tutkimiseen, sillä sen avulla voidaan testata onko tammikuuilmiö ehdollinen yleisimmille taloudellisille olosuhteille. Esimerkiksi Agnani ja Aray (2011) yhdistivät tammikuuilmiön voimakkuuden vaihtelun volatiilisuusregiimeihin.

Tämän pro gradu -tutkimuksen empiirinen tarkastelu perustuu Agnanin ja Arayn (2011) työhön, jossa tammikuuilmiön esiintymistä Yhdysvalloissa testattiin Markovin regiimisiirtymämallin avulla. Agani ja Aray havaitsivat ilmiön voimakkuuden olevan regiimiriippuvaista. He päättelivät regiimien liittyvän markkinatuottojen volatiilisuuteen, mutta he eivät kuitenkaan mallintaneet volatiilisuutta eksplisiittisesti. Tässä työssä testataan tasaisen rakennemuutoksen (smooth transition) mallilla vuodenvaiheilmiön ehdollisuutta markkinoiden volatiilisuuden vaihtelulle. Toisin kuin Markovin regiimisiirtymämallissa tasaisen rakennemuutoksen mallissa volatiilisuutta mittaavien muuttujien vaikutus saadaan mallinnettua eksplisiittisesti. Lisäksi testataan ilmiön ajallista muutosta sekä yrityskoon yhteyttä ilmiöön.

Tutkimuksen rakenne on seuraava: luvussa kaksi tarkastellaan tammikuuilmiötä ja esitellään kirjallisuudessa esitetyt tunnetuimmat syyt ilmiön taustalla. Luvussa kolme esitellään aikaisempaa kirjallisuutta. Kirjallisuuskatsauksen tarkoituksena on esitellä tunnetuimmat tutkimukset ja merkittävimmät havainnot tammikuuilmiöön liittyen. Tutkimustuloksia vertailemalla pyritään luomaan kokonaiskäsitys ilmiön luonteesta. Tutkimukset on koottu luvun lopussa taulukoihin helpottamaan tulosten vertailua. Luvussa neljä esitellään tämän pro gradu -tutkielman empiirisessä osiossa käytetty aineisto sekä menetelmät ja käydään läpi tutkimuksen tuloksia. Luvussa viisi tulokset kootaan yhteen ja esitellään mahdollisia jatkotutkimuskysymyksiä.

2 TAMMIKUUILMIÖ

Tammikuuilmiö on yksi tunnetuimmista rahoitusmarkkinoiden anomaliaista. Se on anomaliaista tutkituin, mutta siitä huolimatta tutkimustulokset ovat olleet risiriitaisia. Ilmiö kuuluu kuunvaihteilmiön sekä viikonpäiväilmiön kanssa kausivaihteluiden ryhmään. Sen mukaan arvopapereiden tuotot kohoavat tammikuussa merkitsevästi muiden kuukausien tuottoja korkeammiksi. Eniten tammikuuilmiötä on tutkittu osakemarkkinoilla, mutta tutkimusta on laajennettu myös muille markkinoille. Monissa tutkimuksissa ilmiön on todettu rajoittuvan pääasiassa pienten yhtiöiden osakkeisiin. Ilmiötä on havaittu esiintyvän käytännössä kaikkialla maailmassa. Tässä luvussa käydään lyhyesti läpi yleisimpinä pidetyt syyt tammikuuilmiön taustalla. Tammikuuilmiölle on vuosien aikana esitetty useita mahdollisia aiheuttajia, joista tunnetuimmat ovat:

- verohypoteesi
- informaatiohypoteesi
- portfolion uudelleenmuodostamis- hypoteesi.

2.1 Verohypoteesi

Eniten tutkittu ja laajimmin hyväksyntää saanut selitys tammikuuilmiölle on verohypoteesi (tax-loss selling hypothesis). Verohypoteesin mukaan sijoittajilla on taipumus myydä verovuoden lopussa tappioita tehneitä osakkeitaan minimoidakseen verotuksensa pääomatappioiden vähennyskelpoisuuden avulla. Toisin sanoen sijoittajat haluavat realisoida vuoden lopussa tappiot, jotka voidaan vähentää muista mahdollisista tuloista, jolloin sijoittajille syntyy verosäästöjä. Tämä aiheuttaa vuoden lopussa painetta osakemarkkinoille. Verovuoden päättyessä myyntipaine poistuu ja hinnat palautuvat tammikuussa tasapainotasolle. Palautuminen aiheuttaa tuottojen kohoamisen tavallista tasoa korkeammalle tasolle. (Jones, Pearce & Wilson, 1987.) Erityisesti pienten yhtiöiden osakkeet voivat olla tappiollisia, jonka vuoksi ne ovat myynnin kohteena verovuoden

lopussa. Hypoteesi tukee näkemystä siitä, että tammikuuilmiö liittyy erityisesti pienten yhtiöiden osakkeisiin. (Agnani & Aray, 2011.)

Useissa maissa verovuosi on kalenterivuoden mukainen eli se alkaa tammikuussa ja päättyy joulukuussa, mutta on myös maita, joissa verovuosi ei ole kalenterivuoden mukainen. Esimerkiksi Australiassa verovuosi päättyy kesäkuussa. Verohypoteesia on tutkittu laajasti ja se on saanut kannatusta sekä puolesta että vastaan. Osassa tutkimuksista on muun muassa huomattu, että valtioissa, joissa verovuosi ei ole kalenterivuoden mukainen, esiintyy siitä huolimatta tammikuussa korkeampia tuottoja kuin muina kuukausina. Tällaiset tulokset tukevat näkemystä siitä, että verohypoteesia ei voida pitää ainakaan ainoana tammikuuilmiötä selittävänä tekijänä. (Jones ym., 1987.)

Tammikuuilmiöstä on lisäksi julkaistu tutkimuksia, joissa on tutkittu sekä ajanjaksoja, jolloin verot olivat jo astuneet voimaan että ajanjaksoja ennen verojen asettamista. Muun muassa Jonesin, Pearcen ja Wilsonin (1987) tekemässä tutkimuksessa huomattiin, että tammikuuilmiötä on esiintynyt jo ennen verojen voimaan astumista. Myöskään tällaiset tulokset eivät anna tukea verohypoteesille ainoana ilmiötä selittävänä tekijänä. Verohypoteesiin liittyviä tutkimuksia käsitellään tarkemmin kirjallisuuskatsauksen yhteydessä.

2.2 Informaatiohypoteesi

Toinen tunnettu tukea saanut selitys tammikuuilmiölle on informaatiohypoteesi. Useilla yrityksillä tilivuosi on kalenterivuoden mukainen, eli tilivuosi päättyy joulukuussa. Markkinoilla on epävarmuutta ennen kirjanpitoinformaation julkaisua, mikä aiheuttaa painetta osakkeiden hintoihin. Kun informaatio tammikuussa julkaistaan, epävarmuus markkinoilla pienenee ja osakkeiden hinnat palautuvat tasapainotasolleen. Informaatiohypoteesin mukaan tilinpäätösvuoden päättymiskuukauden (tammikuuilmiössä joulukuu) tuottojen tulisi olla alhaisemmat kuin sitä seuraavan kuukauden tuottojen. Jotta informaatiohypoteesia voitaisiin pitää relevanttina selittäjänä tammikuuilmiölle, täytyisi yrityksillä, joilla on kalenterivuoden mukainen tilivuosi, olla tammikuussa joulukuuta korkeammat tuotot. Mikäli joulukuu ei ole tilivuoden päätöskuukausi, tammikuun tuottojen ei tulisi erota merkittävästi joulukuun tuotoista. (Kim, 2006.)

Kim (2006) tutki informaatiohypoteesia ilmiön mahdollisena selittäjänä. Aineisto koostui yrityksistä, jotka oli listattu NYSE¹-indeksiin tai AMEX²:iin ajanjaksolla 1972–2003. Kim jakoi yritykset 12 erilaiseen ryhmään tilinpäätösvuoden päättymisen mukaan. Tutkimustulosten mukaan vain neljässä tutkimuksen 12:sta tapauksesta oli tilivuoden päätöskuukautena matalammat tuotot kuin sitä seuraavana kuukautena, riippumatta yrityksen koosta. Tutkimuksessa todettiin, että riippumatta yritysten tilivuoden päättymisen ajankohdasta, yritysten tuotot olivat tammikuussa muita kalenterikuukausia korkeammat. Tutkimuksen tulokset olivat epäjohdonmukaiset suhteessa informaatiohypoteesiin, eivätkä tällaiset

¹ The New York Stock Exchange

² American Stock Exchange

tulokset anna tukea informaatiohypoteesille ainoana ilmiötä selittävänä tekijänä. (Kim, 2006.)

2.3 Portfolion uudelleenmuodostamis- hypoteesi

Portfolion uudelleenmuodostamis- hypoteesin mukaan institutionaalisilla sijoittajilla on tapana muuttaa osakesalkkujensa sisältöä vuodenvaihteen ympärillä. Haugen ja Lakonishok (1988) jakoivat tutkimuksessaan teorian kahteen osaan, niin sanottuun window dressing -hypoteesiin ja performance hedging -hypoteesiin. (Lee, Porter & Weaver, 1998.)

Window dressing -hypoteesin mukaan sijoittajat myyvät loppuvuonna salkuistaan osakkeita, joihin he arvioivat vuodenvaihteessa liittyvän enemmän riskiä. Vuodenvaihteen jälkeen sijoittajat mahdollisesti ostavat takaisin myymiään riskisiä, lähinnä pienten yritysten osakkeita, mikä aiheuttaa tammikuussa tuottojen kohoamista normaalia korkeammalle tasolle. (Malkamäki & Martikainen 1990, s. 119-121.)

Performance hedging -hypoteesin mukaan sijoittajat myyvät salkuistaan sellaisia osakkeita, joiden arvon he eivät usko tulevaisuudessa nousevan. Tätä kautta he lukitsevat koko vuoden tuoton sille tasolle, jolla se kyseisellä hetkellä loppuvuodesta on. Vuodenvaihteen jälkeen sijoittajat tekevät uusia osakekauppoja, joka aiheuttaa osakkeiden hintojen nousua. Performance hedging on siis eräänlaista tuottojen suojaamista, minkä taustalla vaikuttaa sijoittajien halu maksimoida tuottojaan. (Lee ym., 1998.)

Haugenin ja Lakonishokin (1988) tutkimuksen mukaan salkunhoitajien käytös vuodenvaihteen ympärillä saattoi olla ensisijainen syy pienen markkina-arvon yhtiöiden osakkeisiin liittyvälle tammikuuilmiölle. Heidän mukaan salkunhoitajien käytös voitiin siis jakaa window dressing -hypoteesin ja performance hedging -hypoteesin mukaiseen käyttäytymiseen. (Haugen & Lakonishok, 1988.)

Noin kymmenen vuotta Haugenin ja Lakonishokin tutkimuksen jälkeen Lee, Porter ja Weaver (1998) julkaisivat tutkimuksen, jossa he tutkivat tarkemmin salkunhoitajien käytöstä Haugenin ja Lakonishokin tutkimuksen pohjalta. Heidän tavoitteena oli selvittää, kummalla käyttäytymismalleista on enemmän vaikutusta ilmiön esiintymiseen. Tutkimuksen aineistona käytettiin osakkeisiin sijoittavia rahastoja vuosilta 1976–1993. Tutkimustulokset vahvistivat näkemyksen siitä, että salkunhoitajien käytös vuodenvaihteen ympärillä tosiaan selitti tammikuussa pienten yritysten osakkeiden tuottojen kohoamista. Lisäksi tulokset osoittivat, että ilmiö johtui enemmän performance hedging -hypoteesiin liittyvästä käyttäytymisestä kuin window dressingistä. (Lee ym., 1998.)

3 KATSAUS AIKAISEMPAAN KIRJALLISUUTEEN

Ensimmäisenä tieteellisessä kirjallisuudessa kausittaisuuksista kirjoittivat Owens ja Hardy. He tutkivat markkinoiden kausittaisia säännönmukaisuuksia 1920-luvun alkupuolella vuoteen 1925 saakka. Heidän tavoitteena oli löytää rahoitusmarkkinoilta säännönmukaisesti esiintyvää kausittaisuutta. Tutkimukset eivät tuottaneet tulosta. Owens ja Hardy päätyivät toteamaan, että kausittaisten säännönmukaisuuksien esiintyminen arvopapereiden hinnoissa olisi mahdotonta, sillä säännönmukaisuuksien hyödyntäminen johtaisi niiden katoamiseen markkinoilta. Owensin ja Hardyn tutkimuksen jälkeen ilmiön tutkiminen unohdettiin useiden vuosien ajaksi. Noin neljäntoista vuoden päästä Owensin ja Hardyn tutkimuksesta Fenner ja Beane niminen investointitalo havaitsi markkinoilla säännönmukaisuuksia arvopapereiden hinnoissa. Tämän julkistuksen jälkeen anomaliaista tuli suosittu tutkimuskohde tutkijoiden keskuudessa. (Wachtel, 1942.)

Tässä luvussa tarkastellaan empiirisiä tutkimuksia tammikuuilmiöstä ja perehdytään ilmiötä aiheuttaviin syihin. Luvun tärkein tavoite on tarkastella tammikuuilmiöön liittyviä tunnetuimpia tutkimuksia ja merkittävimpiä löydöksiä sekä vertailla erilaisia tutkimustuloksia. Tässä luvussa esitellyt tutkimukset on luvun lopuksi koottu taulukoihin 1, 2 ja 3 helpottamaan tulosten vertailua. Tutkimukset on jäsennelty taulukoihin aikajärjestykseen.

3.1 Tammikuuilmiön esiintyminen

Ensimmäiset löydökset rahoitusmarkkinoiden anomaliaista sekä tammikuuilmiöstä havaittiin jo ennen tehokkaiden markkinoiden hypoteesia, kun Wachtel (1942) huomasi säännönmukaisuuksia osakkeiden tuotoissa. Hän havaitsi osakkeiden tuottojen kohoavan tammikuussa muiden kuukausien tuottoja korkeammalle. Wachtel käytti tutkimuksessaan aineistona DJIA³-indeksiä. Tutkimus

³ Dow Jones Industrial Average -indeksi

kattoi vuodet 1927–1942. Tutkimuksessa havaittiin, että 15:stä vuodesta 11:ssä indeksi nousi 5-10 % tammikuun aikana. Nousu oli merkittävää. Wachtelin esittämiä syitä tammikuuilmiölle olivat verohypoteesi, ennen joulua tapahtuva epätavallinen käteisen kysyntä, osakkeiden hintojen nousu päivää ennen joulua sekä optimistiset näkemykset ”paremmasta uudesta vuodesta”. Mainitsemistaan syistä hän syventyi tutkimaan eniten verohypoteesia. (Wachtel, 1942.) Suurinta osaa Wachtelin esittämistä syistä ei enää tänä päivänä voida pitää relevantteina, sillä sijoittajat ovat tulleet tietoisemmiksi anomaliaista.

Wachtelin (1942) jälkeen ensimmäisenä tammikuuilmiön havaitsivat Rozeff ja Kinney (1976). Rozeffin ja Kinneyn tutkimusta pidetään ensimmäisenä merkittävänä tutkimuksena tammikuuilmiöstä ja sitä on käytetty perustana useissa uudemmissakin julkaisuissa. Rozeff ja Kinney tutkivat kausittaisuuksien esiintymistä tasapainotetussa NYSE-indeksissä ajanjaksolla 1904–1974. Tutkimusjakso jaettiin neljään osaperiodiin: vuosiin 1904–1928, 1929–1940 ja 1941–1974 sekä jaksoon joka sisälsi vuodet 1904–1928 ja 1941–1974. Tutkijat eivät saaneet esille kausittaisuutta tutkiessaan aineistoa autokorrelaation avulla. He totesivat menetelmän puutteelliseksi. Autokorrelaation lisäksi he tutkivat aineiston tuottojakauksien kuukausia erikseen sekä parametrin että ei-parametrin menetelmin. Tämän menetelmän avulla havaittiin kausittaisuutta. (Rozeff & Kinney, 1976.)

Rozeff ja Kinney (1976) havaitsivat kuukausituotoissa tilastollisesti merkitseviä eroja kaikilla periodeilla lukuun ottamatta periodia 1929–1940. Havaittu kausittaisuus johtui pääasiassa tammikuussa esiintyvistä keskiarvoa korkeammista tuotoista. Tulos viittasi tammikuuilmiön olemassaoloon. Keskimääräistä korkeampia tuottoja havaittiin myös heinä-, marras- ja joulukuussa. Helmi- ja kesäkuussa puolestaan huomattiin olevan keskimääräistä matalammat tuottotasot. Lisäksi tutkijat totesivat, että tammikuussa esiintyi korkeampia riskipremioita kuin muina kuukausina. Tasapainotetun indeksin käyttö saattoi vaikuttaa saattuihin tuloksiin, sillä se antoi kaikille yhtiöille saman painoarvon. Rozeff ja Kinney uskoivat, että ilmiötä aiheuttavista syistä verohypoteesi, kirjanpitoinformaatio -hypoteesi ja stokastisen rahan kysyntä -hypoteesi ansaitsisivat lisätutkimusta. (Rozeff & Kinney, 1976.)

Melko pian tammikuuilmiön havaitsemisen jälkeen tehtiin ensimmäiset löydökset yrityskoon ja tammikuuilmiön välisestä yhteydestä. Keim (1983) oli yksi ensimmäisistä tutkijoista, joka havaitsi, että tammikuun korkeammat tuotot aiheutuivat pääasiassa pienten yhtiöiden osakkeiden tuotoista. Myös Keim tutki ilmiötä Yhdysvaltalaisella aineistolla. Aineisto koostui NYSE- ja AMEX-indeksin osakkeista aikavälillä 1963–1979. Helpottaakseen yhteyden tutkimista, Keim jakoi yritykset tasan kymmeneen portfolioon⁴ niiden markkina-arvojen perusteella. (Keim, 1983.) Tulemme myöhemmin huomaamaan, että samankaltaista aineiston jaottelua on käytetty muissakin tutkimuksissa, joissa yrityskoon ja ilmiön välistä yhteyttä ollaan pyrittävä selvittämään.

Tarkastelussa havaittiin, että suhde tavallista korkeampien tuottojen ja yrityskoon välillä oli aina negatiivinen. Lisäksi tammikuussa suhde osoittautui muuta kuukausia jyrkemmäksi. Tulos piti paikkaansa myös vuosina, jolloin suuremmat yhtiöt ansaisivat keskimäärin korkeampia riskikorjattuja tuottoja kun

⁴ Portfolioista ensimmäinen sisälsi pienimmät yritykset ja viimeinen suurimmat yritykset.

pienet yhtiöt. Tulos implikoi, että tammikuuilmiö liittyi erityisesti pienen markkina-arvon yhtiöiden osakkeisiin. (Keim, 1983.)

Keimin (1983) tulosten mukaan yli 50 % pienten yhtiöiden korkeammista tuotoista keskittyi tammikuulle. Lisäksi hän havaitsi että noin 26 % yrityskokoilmiön ylisuurista tuotoista keskittyi vuoden viidelle ensimmäiselle kaupankäyntipäivälle ja jopa 11 % vuoden ensimmäiselle kaupankäyntipäivälle. Lisäksi Keim huomasi, että 50 % tammikuun korkeammista tuotoista ajoittui vuoden ensimmäiselle kaupankäyntiviikolle. Tammikuun lisäksi säännönmukaisesti korkeampia tuottoja ei havaittu minkään muun kuukauden aikana. Tämä tulos poikkesi esimerkiksi Rozeffin ja Kinneyn (1976) tekemistä havainnoista. Keim piti verohypoteesia ja informaatiohypoteesia merkittävimpinä syinä tammikuuilmiölle. (Keim, 1983.)

Keimin (1983) jälkeen myös muut tutkijat havaitsivat negatiivisen yhteyden tammikuuilmiön ja yrityksen markkina-arvon välillä. Noin 20 vuotta ilmiön löytymisen jälkeen Haugen ja Jorion (1996) testasivat ilmiön olemassaoloa sekä sen yhteyttä yrityskokoon. Tutkimusaineistona käytettiin NYSE-indeksin osakkeiden kuukausittaisia tuottoja ajanjaksolla 1926-1993. Jokaisen vuoden alussa osakkeet järjesteltiin uudelleen niiden pörssi-arvon mukaiseen järjestykseen, jonka jälkeen niistä muodostettiin painorajoitettuja desiilejä. Kullekin desiilille laskettiin aikasarja -regressiot koko tutkimusajanjaksolta. Tulokset osoittivat, että suurimpia desiilejä lukuun ottamatta kaikille desiileille tammikuun tuotot olivat merkittävästi suurempia kuin vuoden muiden kuukausien tuotot. Ero laski monotonisesti pienimmän desiilin 12,4 %:sta suurimman desiilin 0,5 %:iin. Vaikka merkkejä tammikuupreemion pienentymisestä havaittiin, tulokset eivät olleet tilastollisesti merkitseviä. Lisäksi tutkijat vahvistivat, että ilmiö liittyi nimenomaan pienen markkina-arvon yhtiöiden osakkeisiin. (Haugen & Jorion, 1996.)

Tutkijoiden mukaan ilmiön olemassaololle oli kaksi mahdollista selitystä. Joko markkinat olivat suhteellisen tehottomat ja tammikuuilmiön kaltaisten tehottomuuksien uloshinnoittelu oli hitaampaa kuin teorian mukaan oletettiin, tai ehkä syy oli se, että arbitraasi toteutui vain suhteellisen riskittömien kohteiden ollessa kyseessä. (Haugen & Jorion, 1996.) Haugenin ja Jorionin käyttämä dummy-muuttujien regressiomalli on ollut suosittu menetelmä tammikuuilmiötä käsittelevissä tutkimuksissa ja sitä on erilaisin sovelluksin hyödynnetty myös muissa aiheita käsittelevissä tutkimuksissa.

Keimin (1983) sekä Haugenin ja Jorionin (1996) kanssa samoihin tuloksiin päätyivät myös Haug ja Hirchey vuonna 2006 julkaistussa tutkimuksessaan. Tutkimuksen tavoitteena oli ajankohtaisempaa ja laajempaa aineistoa hyödyntäen selvittää oliko ilmiö edelleen olemassa ja oliko yrityskoolla vaikutusta sen esiintymiseen. Tutkijat havaitsivat sekä markkina-arvo- että tasapainotettuja tuottoja eri aineistojen avulla. Markkina-arvopainotettujen tuottojen analysointiin käytettiin Schwertin (1990) tutkimuksessaan hyödyntämää aineistoa DJIA-indeksistä vuosilta 1802-1926, sekä CRSP⁵:stä kerättyjen markkina-arvopainotettujen portfolioiden tuottoja vuosilta 1927-2004. Myös tasapainotettuja tuottoja tutkittiin CRSP:stä kerätyn aineiston avulla. Kyseinen aineisto sisälsi tasapainotettujen portfolioiden tuottoja vuosilta 1927-2004. Tasapainotettuja tuottoja

⁵ The Center for Research in Security Prices

tarkastelemalla päädyttiin tulokseen, että tammikuuilmiötä esiintyi nimenomaan pienten yhtiöiden osakkeissa. (Haug & Hirschey, 2006.)

Tulokset vahvistettiin tutkimalla Fama ja French faktoreiden suhdetta tammikuuilmiöön ajanjaksolla 1927–2004. Tutkijat havaitsivat, että sekä kokofaktori⁶ että P/B -faktori⁷ olivat positiivisesti korreloituneita tammikuun tuottojen kanssa. Tulos vahvisti, että ilmiö oli edelleen olemassa ja että se liittyi erityisesti pienten yhtiöiden osakkeisiin. Lisäksi todettiin, että Yhdysvaltojen verouudistus vuonna 1986 ei ollut aiheuttanut muutosta ilmiöön. Tulos sai tutkijat kyseenalaiseen verohypoteesia ilmiön selittäjänä ja käyttäytymisperusteiset syyt alkoivat vaikuttaa realistisemmilta. (Haug & Hirschey, 2006.)

Vaikka lukuisissa tutkimuksissa tammikuuilmiön on havaittu aiheutuvan suurelta osin pienten yhtiöiden osakkeiden tuotoista, on tutkimuksissa saatu näyttöä myös siitä, ettei kyseessä ole ainoastaan pienten yhtiöiden osakkeisiin rajoittunut ilmiö. Muun muassa Kohers ja Kohli (1991) havaitsivat, että tammikuuilmiötä esiintyi myös suurten yhtiöiden osakkeissa. He tutkivat ilmiötä S&P 500 Composite-indeksissä sekä neljässä toimialakohtaisessa S&P-indeksissä. Kaikki tarkastelun indekseistä sisälsivät vain suurten yhtiöiden osakkeita. Composite-indeksiä tarkasteltiin aikavälillä 1930-1988 ja toimialakohtaisia indeksejä aikavälillä 1970-1988. Muutamia poikkeuksia lukuun ottamatta tammikuun keskimääräiset tuotot olivat muiden kuukausien tuottoja suurempia ja tuottojen variaatiokerroin oli muita kuukausia pienempi. Lisäksi tutkijat havaitsivat että ilmiö oli säännönmukainen eikä sen todettu rajoittuvan mihinkään tutkituista toimialoista. (Kohers & Kohli, 1991.)

Suuri osa varsinkin varhaisessa vaiheessa tehdyistä tutkimuksista keskittyivät analysoimaan tammikuuilmiötä Yhdysvaltojen osakemarkkinoilla. Gultekin ja Gultekin (1983) olivat ensimmäisiä, jotka todistivat, ettei ilmiö rajoittunut ainoastaan Yhdysvaltojen osakemarkkinoille. He tutkivat osakemarkkinoiden kausivaihtelua maailman 17:ssä⁸ merkittävimmässä teollisuusmaassa. Aineistona käytettiin markkina-arvopainotettuja indeksejä ja tutkimusajanjaksona olivat vuodet 1959–1979. Tutkimuksessa hyödynnettiin sekä parametrisia että ei-parametrisia menetelmiä. Menetelmät tuottivat yhtenevät tulokset. Ei-parametrisena menetelmänä käytettiin Kruskal-Wallis-testiä. (Gultekin & Gultekin, 1983.)

Tulokset osoittivat, että kausittaisuutta esiintyi 10 %:n merkitsevyystasolla tutkimuksen 17:sta valtiosta 13:ssa. Yllättävää tuloksissa oli se, että tutkimuksessa havaittiin, että useiden maiden kohdalla ilmiö vaikutti olevan jopa voimakkaampaa kuin mitä se Yhdysvaltojen osakemarkkinoilla oli. Tutkimuksessa käytettyjen markkina-arvopainotettujen indeksien vuoksi pienet yritykset saivat tutkimuksessa pienemmän painoarvon. Mikäli aikaisemmat tutkimustulokset yrittyskoon ja tammikuuilmiön välisestä suhteesta pitivät paikkaansa, tällaisten indeksien käyttö saattoi heikentää tulosten merkitsevyyttä, sillä se antoi pienille yhtiöille pienemmän painoarvon. Toisaalta koska merkitsevää kausittaisuutta

⁶ Pienten yritysten osakkeiden tuotot vähennettyä suurten yritysten osakkeiden tuotoilla

⁷ Price-to-book

⁸ Alankomaat, Australia, Belgia, Englanti, Espanja, Italia, Itävalta, Japani, Kanada, Norja, Ranska, Ruotsi, Saksa, Singapore, Sveitsi, Tanska ja Yhdysvallat.

tästä huolimatta havaittiin, tulos implikoi, ettei ilmiö välttämättä rajoittunutkaan vain pienten yhtiöiden osakkeisiin. Tämä tulos oli yhtenäinen Kohersin ja Kohlin (1991) tutkimustuloksen kanssa. Myös Gultekin ja Gultekin tukivat verohypoteesia ilmiön selittäjänä. (Gultekin & Gultekin, 1983.)

Gultekinin ja Gultekinin (1983) jälkeen globaali tutkimus tammikuuilmiöstä yleistyi. Vaikka tammikuuilmiötä on kansainvälisillä markkinoilla tutkittu suhteellisen paljon, ovat tulokset usein olleet ristiriitaisia. Hiljattain julkaistussa laajassa kansainvälisessä tutkimuksessa esimerkiksi Darrat, Li, Liu ja Su (2011) tutkivat kuukausittaisten kausittaisuuksien esiintymistä 34 eri maassa ajanjaksoilla 1988-2010. Aineistona käytettiin MSCI Country -indeksejä sekä MSCI World -indeksiä. Otoksen maiden joukossa oli sekä kehittyneitä että kehittyviä markkinoita. Tutkimuksen maat jaettiin neljään kategoriaan⁹niiden ominaisuuksien mukaan. Darrat ym. perustelivat laajaa tutkimusaineistoaan sillä, että se mahdollisti erilaisten rahoituksellisten ja taloudellisten rakenteiden vaikutuksen tarkastelun kausittaisuuksia aiheuttavana tekijänä. Tutkimusmenetelmänä sovellettiin aikaisemmistakin tutkimuksista tuttua dummy-muuttujien regressiomallia. (Darrat, Li, Liu & Su, 2011.)

Darrat ym. mukaan kansainväliset rahoitusmarkkinat olivat vuosien saatossa kokeneet dramaattisia muutoksia, joiden yhdessä kehittyneen viestintäteknologian kanssa olisi pitänyt parantaa informaation kulkua siinä määrin, ettei anomalioita enää esiintyisi. Tulosten perusteella ilmiö vaikutti heikentyneen ja lähes kadonneen markkinoilta, sillä merkitsevästi korkeampia tammikuuntuottoja havaittiin mahdollisesti vain kolmen maan osakemarkkinoilla. Epäilystä markkinoiden tehostumisesta ei kuitenkaan voitu vahvistaa, sillä suurelle osalle otoksen maista merkitsevästi korkeampia tuottoja havaittiin huhti- ja joulukuussa. Toisaalta negatiivista anomaliaa näytti esiintyvän kesä-, elo- ja syyskuussa lähes kaikissa otoksen maissa. Tuloksiin perustuvan sijoitusstrategian mukaan osakkeita tulisi ostaa syyskuussa ja myydä joului- ja huhtikuussa. (Darrat, Li, Liu & Su, 2011.) Joulukuun korkeampien tuottojen selitykseksi on uudemmassa kirjallisuudessa tarjottu ”joulupukkiralli-ilmiötä”, jonka mukaan sijoittajien ennakointi olisi johtanut ilmiön aikaistumiseen tammikuusta joulukuulle.

Vaikka useat tutkimukset edelleen puhuvat tammikuuilmiön esiintymisen puolesta, on useissa muissakin tutkimuksissa alettu kyseenalaistamaan tammikuuilmiön olemassaoloa. Varsinkin uudemmissa tutkimuksissa on havaittu merkkejä ilmiön heikentymisestä tai jopa katoamisesta. Kuten Owens ja Hardy jo 1920-luvulla totesivat, pitäisi säännönmukaisuuksien esiintymisen arvopapereiden hinnoissa olla käytännössä mahdotonta. Anomalioiden tullessa sijoittajien julkiseen tietoisuuteen, niiden hyödyntämisen tulisi johtaa kausittaisuuksien katoamiseen markkinoilta. Tietoisuuden lisääntymisen ohella, esimerkiksi tekniikan kehittyminen sekä transaktiokustannusten pieneminen ovat tekijöitä, jotka voivat tehostaa markkinoita ja vaimentaa anomalioita (Riepe, 1998).

⁹ G7-maat =Kanada, Ranska, Saksa, Italia, Japani, Iso-Britannia ja Yhdysvallat, A4-maat = Hongkong, Korea, Singapore ja Taiwan, ODE14 -maat=Australia, Itävalta, Belgia, Tanska, Suomi, Kreikka, Irlanti, Alankomaat. Uusi-Seelanti, Norja, Portugali, Espanja ja Sveitsi sekä EDE9 -maat= Argentiina, Chile, Indonesia, Jordania, Malesia, Meksiko, Filippiinit, Thaimaa ja Turkki

Jo ennen 2000-luvun vaihdetta, Riepe (1998) päätyi tulokseen ilmiön heikentymisestä. Riepen tutkimus perustui aikaisemmin esiteltyyn Hagenin ja Jorionin (1996) tutkimukseen muutamia muutoksia lukuun ottamatta. Ensinnäkin Riepe käytti tutkimuksessaan tasapainotettujen desiilien sijasta markkina-arvopainotettuja desiilejä, sillä hän uskoi tasapainotettujen desiilien käytön johtavan ilmiön paisumiseen. Toiseksi Riepe pidensi tutkimusajanjaksoa neljällä vuodella kattamaan myös vuodet 1993-1997, sillä kyseisten vuosien aikana oltiin kehitelty ilmiötä hyödyntäviä rahoitusinstrumentteja, mikä olisi voinut vauhdittaa ilmiön katoamista. Kolmanneksi Riepe jakoi aineiston vuodet neljään osaperiodiin saadakseen paremman käsityksen ilmiön heikentymisestä (1926-1976, 1977-1997, 1984-1997 ja 1993-1997). Tutkimusmenetelmänä käytettiin Haugenin ja Jorionin tutkimuksesta tuttua regressiomallia, jossa kyseisen desiilin tuottoa selitettiin kuukausikohtaisen dummy-muuttujan avulla. (Riepe, 1998.)

Kuten aikaisemmin todettiin, Haugenin ja Jorionin (1996) tutkimuksessa tammikuupreemion pienentymisen ei havaittu olevan tilastollisesti merkitsevää. Riepe puolestaan havaitsi ilmiön heikentyneen merkitsevästi kaikenkokoisten yhtiöiden kohdalla lukuun ottamatta kaikkein suurimpia yhtiöitä. Suurimmassa osassa desiilejä ilmiötä ei havaittu tutkimusajanjakson neljänä viimeisenä vuonna lähes ollenkaan ja desiilien 5-8 kohdalla ilmiötä ei havaittu lainkaan. Ilmiö näytti olevan edelleen voimassa kaikkein pienimpien yhtiöiden osakkeissa, vaikkakin myös niiden kohdalla ilmiön havaittiin heikentyneen. Desiilille kymmenen, beetakertoimet olivat laskusta huolimatta tilastollisesti merkitseviä. Riepen mukaan pienten yhtiöiden osakkeiden kohdalla ilmiön hyödyntäminen oli haastavaa esimerkiksi suurten transaktiokustannusten vuoksi. Lisäksi pienimpien yhtiöiden osakkeiden kohdalla ilmiötä hyödyntäviä johdannaisia ei juurikaan ollut. (Riepe, 1998.)

Muutamia vuosia Riepen (1998) tutkimuksen jälkeen, myös Gu (2003) päätyi tulokseen ilmiön heikentymisestä tutkiessaan tammikuuilmiötä viidessä tunnetussa yhdysvaltalaisessa indeksissä (DJIA-, S&P 500-, Russell 1000-, Russell 2000- ja Russell 3000-indeksit) ajanjaksolla 1929-2000. Tutkittavat indeksit olivat markkina-arvopainotettuja lukuun ottamatta DJIA-indeksiä. Gun mukaan aikaisemmassa kirjallisuudessa käytetty keskiarvomenetelmä sekä dummy-muuttujen regressiokerroinmenetelmä eivät paljastaneet ilmiön kehityssuuntaa. Gun mukaan oli oleellista laskea jokaisen vuoden tammikuun tuotot, ja verrata niitä vuoden muiden kuukausien tuottoihin. Gu hyödynsi tutkimuksessaan niin sanottua voimakerroin (power-ratio) menetelmää, jonka avulla laskettiin tammikuun tuoton osuus koko vuoden tuotoista. Voimakertoimen ollessa suurempi kuin yksi tammikuun tuotot olivat korkeampia kuin muiden kuukausien tuotot ja päinvastoin. Tulokset vahvistivat tammikuuilmiön olemassaolon, sillä jokaiselle otoksen indeksille, ja yli puolelle aineiston vuosista kerroin oli suurempi kuin yksi. Lisäksi ilmiötä havaittiin esiintyvän selvemmin suurien yritysten osakkeissa. Tulos oli ristiriidassa useiden aikaisempien tutkimusten kanssa. Aikavälillä 1988-2000 havaittiin kuitenkin laskeva kehityssuunta kaikkien indeksien osakkeiden tuotoissa, mikä merkitsi ilmiön hiipumista sekä pienten että suurten yritysten osakkeiden tuotoissa. (Gu, 2003.)

Gun (2003) tutkimuksen toisessa osiossa selvitettiin tammikuun korkeampiin tuottoihin vaikuttavia tekijöitä regressioanalyysin avulla. Selittäviksi

muuttujiksi valittiin BKT:n kasvu, inflaatio, vuosittainen tuotto sekä keskihajonta ja tuottojen varianssi. Keskihajonnan ja tuottojen varianssin avulla pyrittiin selvittämään markkinoiden volatiliteetin ja tammikuuilmiön välistä yhteyttä. Tarkastelu osoitti, että BKT:n kasvun ollessa heikompaa, tammikuuilmiön esiintymien oli todennäköisempää. Vuosina, kun inflaatio oli voimakkaampaa, tammikuuilmiötä esiintyi vähemmän kuin vuosina, jolloin se oli matala. Lisäksi markkinavuoden luonteella huomattiin olevan yhteys tammikuun tuottoihin. Ilmiötä havaittiin esiintyvän useammin huonoina kuin hyvinä markkinavuosina. Kahden viimeisen muuttujan avulla havaittiin, että korkeammat tammikuun tuotot olivat positiivisessa suhteessa markkinoiden volatiliteettiin. Havaittu suhde ei kuitenkaan välttämättä ollut lineaarinen ja syy-seuraus suhde jäi epäselväksi. Gu epäili tammikuuilmiön laskevan kehityssuunnan olevan seurausta tehokkaammista markkinoista. Hän uskoi markkinoiden tehostuneen sijoittajien lisääntyneen kokemuksen ja informaatioteknologian kehittymisen myötä. (Gu, 2003.) Eri markkinatilanteiden ja volatiliteetin suhdetta tammikuuilmiöön on tutkittu myös muutamissa uudemmissä tutkimuksissa. Markkinatilanteen huomioonottavia tutkimuksia esitellään tarkemmin alaluvussa 3.3.

Joissakin tutkimuksissa on jopa esitetty väitteitä ilmiön katoamisesta. Vuonna 2006 julkaistussa tutkimuksessa Marquering, Nisser ja Valla pyrkivät dynaamista lähestymistapaa hyödyntäen selvittämään miten tunnetuimpien anomalioiden luonne oli muuttunut niiden havaitsemisen jälkeen. Tutkimusaineisto kerättiin CRSP:stä ja tutkimus perustui vuosiin 1960–2003. Tutkimusmenetelmänä käytettiin yksinkertaista tapaustudkimustyylistä menetelmää, jossa ”tapauksena” käsiteltiin vuotta, jolloin kyseinen ilmiö oli tullut sijoittajien tietoisuuteen. Tulosten mukaan koko otoksen keskimääräiset tammikuun tuotot olivat 0,03 %. Tammikuun tuottoja ei voitu pitää merkitsevästi korkeampana kuin koko markkinoiden keskimääräistä tuottoa. Vuosina 1960–1976 tuottoprosentiksi saatiin 0,14 %, joka oli merkittävästi korkeampi kuin vuoden muina kuukausina. Ajanjaksolla 1976–2003 tammikuun tuotot vastasivat muiden kuukausien tuottoja. Tulosten mukaan ilmiö ei ollut tilastollisesti merkitsevä yhtenäkkään vuonna vuoden 1985 jälkeen. Tulos antoi viitteitä ilmiön katoamisesta. (Marquering ym., 2006.)

Aikaisemmissa tutkimuksissa ilmiön epäiltiin kadonneen Yhdysvaltojen markkinoilta jo vuoden 1987 markkinaromahduksen jälkeen, mutta Marquering ym. väittivät ilmiön kadonneen Yhdysvaltojen osakemarkkinoilta jopa sitäkin aikaisemmin. Yhdysvaltojen rahoitusmarkkinoiden tehostumisen uskottiin olevan syynä ilmiön katoamiseen. Gun (2003) esittämien syiden lisäksi tutkijat epäilivät markkinoiden tehostuneen kaupankäyntikustannusten pienenemisen seurauksena. Marquering ym. tutkimus sisälsi muutamia puutteellisuuksia, minkä vuoksi tulosten perusteella ei kannata tehdä liian pitkälle vietyjä johtopäätöksiä ilmiön heikentymisestä. Tutkimuksessa esimerkiksi käytettiin tasapainotettujen indeksien sijaan markkina-arvopainotettuja indeksejä, jossa pienet yhtiöt saivat vain pienen painoarvon. Mikäli ilmiö aikaisempien tutkimusten mukaan rajoitui lähinnä pienten yhtiöiden osakkeisiin, tällaisen indeksin käyttö saattoi heikentää tulosten merkitsevyyttä. (Marquering ym., 2006.)

Tammikuuilmiön heikkenemisen lisäksi on tehty havaintoja ilmiön keston lyhenemisestä. Esimerkiksi Moller ja Zilca (2008) eivät pystyneet vahvistamaan

aikaisempia tuloksia ilmiön heikentymisestä, mutta he havaitsivat, että sijoittajien tietoisuuden lisääntymisen seurauksena ilmiön kesto oli merkittävästi lyhentynyt. Tutkimuksessa käytettiin kuukausikohtaisten tuottojen lisäksi myös päiväkohtaisia havaintoja, sillä tutkijat uskoivat, että kuukausikohtainen tarkastelu heikensi tulosten luotettavuutta. Lisäksi he uskoivat tällä lähestymistavalla saavansa tarkempaa informaatiota ilmiön kehittymisestä. Tutkimuksessa tarkasteltiin NYSE:n, AMEX:n ja NASDAQ¹⁰:n osakkeita eri ajanjaksoilla. Haugenin ja Jorionin (1996) tapaan osakkeet jaettiin kymmeneen desiiliin niiden markkina-arvon mukaan. (Moller & Zilca, 2008.)

Kuukausikohtaisten tuottojen tarkastelu suoritettiin aikavälillä 1927-2004. Tulosten mukaan ilmiö ei ollut heikentynyt kyseisellä aikavälillä. Tuotot olivat muita kuukausia korkeampia kaikilla desiileillä lukuun ottamatta kaikista suurimman markkina-arvon osakkeiden desiiliä. Saatu tulos oli ristiriidassa aikaisemman kirjallisuuden kanssa. Toisaalta tarkastelu vahvisti näkemystä yrityskoon ja tammikuuilmiön välisestä suhteesta, joka vastasi aikaisemmin tehtyjä havaintoja. (Moller & Zilca, 2008.)

Päivittäisten tuottojen analyysissä aineisto jaettiin kahteen ajanjaksoon (1965-1994 ja 1995-2004). Kummallekin periodeille laskettiin poikkeavat kumulatiiviset tammikuun tuotot, joita vertailtiin keskenään. Tutkijat havaitsivat, että jälkimmäisellä periodilla tammikuuilmiön huipentuminen tapahtui jo 16:ntenä päivänä, kun taas aikaisemmalla periodilla vasta 74:ntenä päivänä. Tutkijoiden mukaan saatu tulos viittasi ilmiön keston lyhentymiseen. Tuottojen tarkastelun lisäksi Moller ja Zilca tutkivat kaupankäyntivolyymien muutoksia kyseisillä periodeilla. Analyysissä tammikuu jaettiin kahteen 10 päivän periodiin. Tarkastelu osoitti, että viimeisten 10 vuoden aikana kaupankäyntivolyymi oli laskenut jälkimmäisellä 10 päivän periodilla. Tutkijat epäilivät syyksi kysynnän laskua, joka johtui sijoittajien lisääntyneestä tietoisuudesta. (Moller & Zilca, 2008.)

Vaikka tammikuuilmiöön liittyvät tutkimukset ovat keskittyneet pääosin osakemarkkinoille on sitä tutkittu myös esimerkiksi joukkovelkakirja-, johdannais- sekä valuuttamarkkinoilla. (Agnani & Array, 2011). Esimerkiksi Kumar ja Pathak (2016) tutkivat tammikuuilmiön sekä viikonpäiväilmiön esiintymistä Intian valuuttamarkkinoilla aikavälillä 1999-2014. Tutkimuksessa tarkasteltiin neljää eri valuuttaparia USD-INR¹¹, EUR-INR, GBP-INR ja JPY-INR. Tutkimusperiodi jaettiin finanssikriisin perusteella kahteen osaperiodiin (1999-2007 ja 2008-2014). Jaon avulla pyrittiin selvittämään oliko Intian keskuspankin finanssikriisin jälkeisillä tehostamistoimilla ollut vaikutusta rahoitusmarkkinoiden kausittaisuuksiin. Tutkimusmenetelmänä hyödynnettiin aikaisemmistakin tutkimuksista tuttua pienimmän neliösumman menetelmää. Lisäksi Kruskal-wallisin testiä sovellettiin tulosten robustisuuden varmistamisessa. Koko 16:sta vuoden ajanjaksoa tutkittaessa tammikuun tuotot olivat muiden kuukausien tuottoja korkeammat. Kuitenkin vain ensimmäistä aikaperiodia estimoitaessa (1999-2007) havaittiin tilastollisesti merkitsevä tammikuuilmiö, joka oli vahvempi kuin koko otosta tarkasteltaessa havaittu ilmiö. Kyseisellä periodilla tuotot kaikille valuutoille olivat merkitseviä vähintään 5 % merkitsevyystasolla. Vastaavasti toista periodia

¹⁰ NASDAQ Stock Market Exchange

¹¹ Intian rupia (Indian rupee)

tarkasteltaessa (2008-2004), ilmiö oli lähes täysin kadonnut kaikkien valuuttojen osalta. Kumarin ja Pathakin mukaan saadut tulokset implikoivat markkinoiden tehostumista sekä vahvistivat näkemystä siitä, että Intian keskuspankin tehostamistoimet olivat olleet menestyksekkäitä. (Kumar & Pathak, 2016.)

Seuraavassa alaluvussa käydään läpi muutamia tutkimuksia verohypoteesista. Verohypoteesia käsittelevät tutkimukset on eritelty omaksi alaluvukseen, sillä verohypoteesi on tammikuuilmiölle esitetystä syistä tunnetuin ja eniten tutkimuksissa tukea saanut selitys.

3.2 Tutkimuksia verohypoteesista

Givoly ja Ovadia (1983) tutkivat tammikuun tavallista korkeampia tuottoja sekä verolähtöistä osakkeiden myyntiä ilmiön aiheuttajana. Lisäksi he testasivat, oliko tammikuuilmiö ainoastaan pienten yhtiöiden osakkeisiin liittyvä ilmiö, kuten monissa tutkimuksissa väitettiin. Aineisto koostui NYSE-indeksistä muodostetuista portfolioista, joita tutkittiin aikavälillä 1945–1979. Jokaiselle kuukaudelle muodostettiin neljä erilaista portfolioa, jotka rakennettiin seuraavasti:

- Portfolio yksi koostui kaikista NYSE:n osakkeista.
- Portfolio kaksi koostui osakkeista, jotka saivat 12:sta kuukaudesta, joulukuussa alhaisimman arvonsa.
- Portfolio kolme koostui kaikista osakkeista, jotka saivat 24:stä kuukaudesta alhaisimman arvonsa joulukuussa.
- Portfolio neljä oli portfolion kaksi vastakohta ja se koostui osakkeista, jotka eivät saaneet pienintä arvoaan 12:sta kuukaudesta joulukuussa.

Aineistosta saatiin 35 vuoden ajalta muodostettua 420 portfolioa, jotka analysointivaiheessa koottiin viiden vuoden periodeihin. Jokaiselle tutkituista portfolioista laskettiin tuotot portfolion muodostamiskuukaudelta sekä seuraavalta kuukaudelta. Aritmeettinen osaketuottojen kesiarvo 35 vuoden periodilla oli kaikille osakkeille 1,17 % ja keskimääräinen tammikuun osaketuotto oli 4,36 %. Toinen portfolio sai tammikuun keskituotoksi 7,01 %, joka oli 2,65 % enemmän kuin ensimmäisen portfolion tuotto. Neljäs portfolio sai keskituotokseen 3,63 %, joka erosi ensimmäisestä portfolioista -0,73 %. Kolmannen portfolion tuotto oli tammikuussa 9,14 %. Havainnot viittasivat siihen, että verolähtöistä osakkeiden myyntiä ei voitu pitää ainoana selittäjänä tammikuun korkeammille tuotoille. Siitä huolimatta verohypoteesi vaikutti olevan aiheuttajista merkittävin. Lisäksi tutkijat huomasivat, että verovaikutus koski suurinta osaa yrityksistä, mutta vaikutus oli erityisen korostunut pienten yritysten osakkeiden kohdalla. Tulos tuki näkemystä siitä, että ilmiö liittyi erityisesti markkina-arvoltaan pienten yhtiöiden osakkeisiin. Givoly ja Ovadia arvioivat, että paremmat jatkotutkimukset tukisivat saatuja tuloksia. (Givoly & Ovadia, 1983.)

Gultekin ja Gultekin (1983) päätyivät samaan tulokseen kuin Givoly ja Ovadia (1983) tutkiessaan verohypoteesia tammikuuilmiötä selittävänä tekijänä. Tutkimuksen kohteena olleista 17:sta valtiosta 11:ssä verovuosi oli kalenterivuoden

mukainen, mutta esimerkiksi Isossa-Britanniassa verovuosi päättyi huhtikuussa ja Australiassa kesäkuun lopussa. Verovuoden ajoittumisesta huolimatta Isossa-Britanniassa havaittiin merkittävän korkeita osaketuottoja sekä tammi- että huhtikuussa. Lisäksi Australian kohdalla ei heinäkuussa havaittu merkittävän suuria poikkeamia osaketuotoissa. Tutkimuksessa todettiin, että tavallista korkeampien tuottojen ja verovuoden vaihtumisen välillä oli yhteys. Tutkimuksessa verohypoteesia ei kuitenkaan voitu pitää yksiselitteisenä aiheuttajana tammikuuilmiölle. (Gultekin & Gultekin 1983.)

Jones, Pearce ja Wilson (1987) lähestyivät verohypoteesia tarkastelemalla ajanjaksoa ennen tuloverojen asettamista ja verojen asettamisen jälkeen. Toisin kuin useimmissa edeltävissä tutkimuksissa, menetelmänä käytettiin parametrista lähestymistapaa, joka minimoi aikaisemmissa tutkimuksissa esiintyneet mahdolliset tilastolliset mittausongelmat. Tarkastelun kohteena oli DJIA-indeksi ajanjaksoilla 1871–1938 ja 1900–1929. Tulosten mukaan tammikuuilmiötä havaittiin esiintyneen jo kauan ennen pääomaverojen voimaantuloa, eikä ilmiössä ollut tapahtunut merkittäviä muutoksia verojen voimaantumisen jälkeen. Tämän lisäksi tulokset vahvistivat näkemystä siitä, että tammikuuilmiö oli pienten yhtiöiden osakkeisiin liittyvä ilmiö. (Jones, Pearce & Wilson, 1987.)

Lähes samoihin aikoihin Jonesin ym. (1987) kanssa Ritter (1988), tutki ensimmäisessä vuodenvaihteilmiöön liittyvässä tutkimuksessaan piensijoittajien osto- ja myyntikäyttäytymistä vuodenvaihteen aikana. Tutkimuksessa käytettiin Merrill Lynchistä (nykyinen Bank of America) kerättyä aineistoa ajanjaksolta 1971–1985. Merrill Lynchistä saatujen myynti-osto-suhteiden ja t-testin perusteella tutkijat havaitsivat, että joulukuun nettomyynti vaihtui vuodenvaihteessa odottamattomasti netto-ostamiseksi. Tätä Ritterin ”parkkihypoteesia” (parking-the-proceeds-hypothesis) pidetään yleistyksenä verohypoteesille. Verosyistä sijoittajat myivät joulukuussa sellaiset osakkeensa, joiden arvo oli viimeisen vuoden aikana heikentynyt. Lisäksi tutkimuksessa havaittiin, että sijoittajat eivät välittömästi sijoittaneet myynneistä saatuja varojaan uudestaan osakkeisiin, vaan viivyttivät ostoa tammikuun puolelle. Tammikuussa sijoittajat sijoittivat tavallisin pieniin osakkeisiin. (Ritter, 1988.)

Muissa verohypoteesiin liittyvissä tutkimuksissa, kuten Givolyn ja Ovadian (1983) tutkimuksessa keskityttiin myyntipaineeseen ja sen vapautumiseen. Ritter (1988) puolestaan keskittyi tutkimaan nettomyynnin vaihtumista netto-ostamiseksi. Ritterin tutkimus selitti osan pienten osakkeiden tuoton hetkellisestä variaatiosta, mutta se ei pystynyt selittämään miksi osakkeiden tammikuun tuoton muutokset olivat suurempia pienten yhtiöiden osakkeissa kuin suurten. Ritterin saama tulos oli täysin vastakkainen tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kanssa. Ritter uskoi institutionaalisten syiden olevan tammikuuilmiön taustalla. (Ritter, 1988.)

Suomen osakemarkkinoilla verohypoteesia ovat tutkineet Grinblatt ja Kehoharju (2004). Laajassa tutkimuksessaan he tutkivat sijoittajien käyttäytymistä ja verotuksen optimoimiseksi tehdyn edestakaisen osakekaupan¹² (engl. Wash sales) esiintymistä vuodenvaihteen ympärillä. Tutkimuksessa testattiin tilastollisin

¹² Edestakaisella osakekaupalla tarkoitetaan tilannetta, jossa samaa osaketta myydään ja otetaan lyhyellä aikavälillä. Toisin sanoen, sijoittajat myyvät tappiolla olevia sijoituskohteita pois, jolloin tappioita voidaan vähentää luovutusvoitoista.

menetelmin Suomen arvopaperikeskuksen (nykyinen Euroclear) aineistolla viittä vuodenvaihdetta vuosien 1996–2000 välillä. He pitivät Suomen osakemarkkinoita optimaalisena tutkimuskohteena, sillä Suomessa ei ollut näennäismyynnin rajoituksia ja kotimaisista sijoittajista löytyi merkittävä tietokanta. Vuosina 1994–1995 pääomaveroprosentti oli Suomessa 25 %. Vuoden 1996 alussa se nousi 28 %:iin ja vuoden 1996 alussa ja 29 %:iin. Tutkimuksessa havaittiin, että sijoittajat käyttäytyivät verohypoteesiin viittaavalla tavalla. Vaikka sijoittajat tavallisemmin realisoivat enemmän voittoja kuin tappioita, niin vuoden kahdeksan viimeisen kaupankäyntipäivän aikana sijoittajat realisoivat tappioita poikkeuksellisen paljon verrattuna voittoihin. Lisäksi havaittiin, että viimeisen kaupankäyntipäivän aikana sijoittajat realisoivat tappioita lähes yhtä paljon kuin tuottoja. Odottamattomasti vuodenvaihteen jälkeen, sijoittajat alkoivat myydä voittajaosakkeita noin kolminkertaisesti enemmän kuin häviäjäosakkeita. (Grinblatt & Keloharju, 2004.)

Grinblattin ja Keloharjun (2004) mukaan verolähtöinen kaupankäynti oli ihmisen selittäjänä, sillä suurin osa institutionaalisista sijoittajista osti tammikuussa takaisin joulukuussa myymiänsä osakkeita. Tutkijat huomasivat, että myös yksityissijoittajat harjoittivat edestakaista osakekauppaa. Havaittiin, että kahdeksan päivää ennen vuodenvaihdetta myydyistä osakkeista keskimäärin 8,6 % ostettiin takaisin seuraavan 25 päivän aikana. Lisäksi jopa kolmasosa takaisinostoista suoritettiin myynnin kanssa samana päivänä. Tulosta tuki havainto siitä, että vain 6,1 % vuodenvaihteen jälkeen tehdyistä kaupoista johti 25 seuraavan päivän aikana uudelleenostoon ja vain yksi sadasta osakkeesta ostettiin takaisin myyntipäivänä. Ero 8,1 %:n ja 6,1 %:n välillä oli tilastollisesti merkitsevä. Ostopaine oli negatiivinen ennen vuodenvaihdetta ja positiivinen sen jälkeen. Tulosten mukaan sijoittajat takaisinostivat 17,2 % sellaisista osakkeista, joiden pääomatappio ylitti 30 %, ja jotka oli myyty vuoden 8 viimeisen kaupankäyntipäivän aikana. Osakkeita, joiden pääomatappio oli alle 30%, ostettiin takaisin vain 11,7 %. Lisäksi arvonnousua kohdanneita osakkeita ostettiin takaisin ainoastaan 9,9 %. Kun prosentteja tarkasteltiin vuoden vaihteen jälkeen, yli 30 % pääomatappion kohdanneet sijoittajat ostivat takaisin enää 8,9 % osakkeista. Näin ollen edestakaisen osakekaupan havaittiin olevan vahvasti riippuvainen pääomatappioiden suuruudesta. Lisäksi edestakaisen osakekaupan havaittiin kasvavan pienten yritysten osakkeiden kohdalla huomattavasti enemmän kuin suurten yritysten. Ostopaineen ja osakkeiden tuottojen välillä havaittiin merkittävä suhde. (Grinblatt & Keloharju, 2004.)

Starks, Yong ja Zheng (2006) tutkivat verohypoteesia tammikuuliön selittäjänä sellaisten rahastojen avulla, jotka sijoittavat kuntien liikkeelle laskemiin joukkovelkakirjalainoihin. Tutkimuksessa käytettiin kyseisiä rahastoja, koska tutkijat olettivat, että veroherkät henkilöt sijoittivat yleensä tämän tyyppisiin rahastoihin. Tutkimuksen pääasiallinen aineisto kerättiin CRSP:stä ja otos sisälsi yhteensä 168 kuntien liikkeelle laskemiin joukkovelkakirjalainoihin sijoittavaa rahastoa ajalta 1990–2000. Tutkimusmenetelmänä käytettiin muun muassa yksinkertaista regressioanalyysiä. Tavallinen tammikuun tuotto näillä periodeilla oli 2,21 %, mikä erosi merkittävästi muiden 11:n kuukauden keskimääräisistä tuotosta, joka oli -0,19 %. Tutkimuksessa löydettiin todisteita siitä, että vuoden lopun sijoittajien verolähtöiseen myyntiin liittyvä käyttäytyminen kuvasi laajasti

tammikuuilmiötä tämän tyyppisille arvopapereille. Tulokset osoittivat, että rahastojen epätavallisen korkeat tuotot tammikuussa korreloivat positiivisesti vuoden lopun myyntivolyymin kanssa. Lisäksi vuoden lopun myyntivolyymit olivat negatiivisessa suhteessa nykyisiin ja aikaisempiin saman vuoden tuottoihin. Tutkimuksessa saadut tulokset tukivat verohypoteesia. Lisäksi tutkimuksessa havaittiin, että sijoitusrahastoilla, jotka liittyivät meklariliikkeisiin, oli huomattavasti enemmän verolähtöiseen myyntiin viittaavaa käyttäytymistä kuin sellaisilla, jotka eivät liittyneet. (Starks, Yong & Zheng, 2006.)

Seuraavassa alaluvussa esitellään muutama uudempi tutkimus, joissa on hyödynnetty epälineaarisia aikasarjamalleja ilmiön tutkimisessa. Epälineaariset mallit tutkimusmenetelminä tuovat uuden ulottuvuuden ilmiön analysoimiseen, sillä niiden avulla on mahdollista testata tammikuuilmiön ehdollisuutta erilaisille taloudellisille olosuhteille. Luvun 3.3 tutkimukset käsitellään omassa luvussaan, sillä kyseiset tutkimukset toimivat perustana tämän pro gradu -tutkielman empiiriselle tarkastelulle.

3.3 Epälineaariset mallit tutkimusmenetelminä ja tammikuuilmiön ehdollisuus markkinatilanteelle

Suurin osa tammikuuilmiön empiirisistä tutkimuksista perustuu yksinkertaiseen lineaariseen dummy-muuttujien regressioanalyysiin, jossa mallin parametrit on estimoitu pienimmän neliösumman menetelmällä. Vaikka mallit ovat olleet tutkijoiden suosiossa, ne ovat viime vuosina saaneet osakseen suhteellisen paljon kritiikkiä. Tutkijoiden mukaan lineaaristen mallien yksi suurimmista heikkouksista on, että ne usein täysin sivuuttavat eri markkinatilanteiden sekä epälineaaristen suhteiden vaikutuksen ilmiöön. Näin ollen, esimerkiksi nousu- ja laskusuhdanteet sekä markkinoilla vallitseva epävarmuus jäävät kokonaan tarkastelun ulkopuolelle. Käymme tässä alaluvussa läpi tutkimuksia, joissa ilmiötä on tutkittu epälineaaristen aikasarjamallien avulla. Tutkimusten tarkoituksena on ollut testata erilaisten taloudellisten olosuhteiden vaikutusta tammikuuilmiöön.

Aikaisemmin esitellyistä tutkimuksista esimerkiksi Keim (1983) ja Jones ym. (1983) sovelsivat testauksessaan lineaarista dummy-muuttujien regressioanalyysiä. Kaksi eniten käytettyä muotoa kyseisestä menetelmästä ovat:

Regressioanalyysi, jossa on dummy-muuttuja jokaiselle kuukaudelle:

$$(1) R_t = \alpha_1 D_{1t} + \dots + \alpha_{12} D_{12t} + \varepsilon_t$$

Regressioanalyysi, jossa on dummy-muuttuja vain tammikuulle:

$$(2) R_t = \alpha_1 D_{1t} + \varepsilon_t$$

Heteroskedastisuuteen ja virhetermien autokorrelaatioon liittyvistä ongelmista huolimatta menetelmää ei juurikaan tuohon aikaan kritisoitu. (Chia-Shang ym. 2004.)

Vuonna 2004 julkaistussa artikkelissa Chia-Shang ym. (2004) nostivat esille useita näkökulmia, joiden avulla he perustelivat lineaaristen mallien epäso-
vuuutta tammikuuilmiön testaamisessa. Tutkijoiden mukaan kumpaankin edellä
esitetyistä lähestymistavoista liittyy ongelmia, minkä vuoksi niitä ei voida pitää
parhaina menetelminä ilmiön testaamisessa. Tutkijat argumentoivat, että usean
dummy-muuttujan malli toimii optimaalisesti vain tilanteissa, joissa kausittai-
suuden luonne pysyy vakiona yli ajan. Mikäli volatilitteetti on tammikuussa mui-
den kuukausien volatilitteettia korkeampi, voi menetelmä johtaa nollahypoteesin
perusteettomaan hylkäämiseen. Lisäksi menetelmää on kritisoitu siitä, että se eli-
minoi liiallisesti aikasarjan vaihtelua, mikä saattaa tuloksissa ilmetä ilmiön pai-
sumisena. (Chia-Shang ym., 2004.)

Yhden dummy-muuttujan mallia pidetään epäso-
pivana tutkimusmenetel-
mänä, sillä se huomioi kaikista kuukausista vain tammikuun. Tutkijoiden mu-
kaan yhden dummy-muuttujan malli on todellisuudessa ennemminkin niin sa-
nottu kahden regiimin malli kuin kausittaisuuksien estimointiin soveltuva me-
netelmä. Chia-Shangin ym. mukaan dummy-muuttujamalleja voidaan ajatella
eräänlaisina rajoitettuna regimisiirtymämalleina, joissa regimin muutos perus-
tuu päivän vaihtumiseen. (Chia-Shang ym. 2004.)

Chia-Shang ym. (2004) testasivat tammikuuilmiötä Markovin regimisiirty-
mämallin (Markov regime Switching model) avulla, joka mahdollistaa ilmiön
muuttumisen ajassa. Menetelmän avulla he pyrkivät estimoimaan regimien
muutoksia. Lisäksi he vertasivat tammikuun tuottoja muiden kuukausien tuot-
toihin tutkimalla tammikuun frekvenssijakaumaa korkeiden tuottojen regimissä.
Markovin regimisiirtymämallin perusajatus on, että regimien lukumäärä mää-
räytyy aineiston perusteella eikä sitä oteta annettuna, kuten dummy-muuttuja
malleissa. Regimien määrittelyn jälkeen menetelmä estimoii regimisiirtymien
todennäköisyydet, jotka määräytyvät satunnaisen Markovin prosessin mukaan.
(Chia-Shang ym, 2004.)

Chia-Shangin ym. (2004) tutkimuksen aineisto koostui NYSE-indeksin
markkina-arvopainotetuista kuukausituotoista aikavälillä 1926-1992. Tutkijat ha-
vaitsivat viisi regimiä:

1. poikkeuksellisen suurten positiivisten tuottojen regimi
2. regimi, jossa esiintyy tavallista korkeampia tuottoja
3. normaalien tuottojen regimi
4. regimi, jossa esiintyy tavallista matalampia tuottoja
5. poikkeuksellisen suurten negatiivisten tuottojen regimi.

Chia-Shang ym. (2004) eivät havainneet tammikuuilmiötä tarkastellessaan ai-
neistoa koko indeksin tasolla. Tutkiessaan koko indeksin sijaan kymmentä yri-
tyskoon mukaan järjestettyä portfoliota, havaittiin ilmiö markkina-arvoltaan
pienten yhtiöiden osakkeissa. Tulos oli yhtenevä aikaisemman kirjallisuuden
kanssa. Lisäksi tutkiessaan regimien siirtymätodennäköisyyksiä tutkijat havait-
sivat osakemarkkinoiden olevan suhteellisen vakaat normaalien tuottojen regii-
missä. Toisin sanoen normaalien tuottojen regimiä seurasi 99 % todennäköisyy-
dellä normaalien tuottojen regimi. Myöskin negatiivisia tuottoja seurasi usein

negatiiviset tuotot, mutta positiivisia tuottoja seurasi todennäköisimmin negatiiviset tuotot. (Chia-Shang ym. 2004.)

Chia-Shangin ym. (2004) tutkimuksen jälkeen vain muutamissa tutkimuksissa on testattu eri markkinatilanteiden ja volatiliteetin vaikutusta tammikuuilmiöön. Vuonna 2011 julkaistussa tutkimuksessa Agnani ja Aray hyödynsivät testauksessaan Chia-Shang ym. tutkimuksesta tuttua Markovin regiimisiirtymämallia. Menetelmän avulla he pyrkivät erottelemaan korkean ja matalan volatiliteetin tilat toisistaan. Myös heidän tutkimuksensa keskittyi Yhdysvaltojen osake-markkinoihin ja aineisto koostui kuukausituotoista aikavälillä 1940-2006. Tutkijat jakoivat aineiston yrityskoon mukaan viiteen portfolioon, mikä mahdollisti yrityskoon ja ilmiön välisen yhteyden tarkastelun. (Agnani & Aray, 2011.)

Agnani ja Aray kritisoivat Chia-Shangin ym. (2004) tutkimusmenetelmää puutteelliseksi, sillä he eivät hyödyntäneet kirjallisuudesta tuttua tammikuumdummy-muuttujaa. Agnanin ja Arayn tutkimuksen mallissa tuottoja selitettiin sekä tammikuumdummyn että Faman ja Frenchin kolmen riskifaktorin avulla. Tutkijoiden mukaan riskifaktoreiden avulla ilmiöstä voitiin eliminoida osuus, joka oli seurausta yleisestä rahoitusmarkkinoiden riskistä ja jolla täten oli vaikutusta yhteisesti kaikkiin portfolioihin. Jo vuonna 1993 Fama ja French havaitsivat suuren osan tammikuumilmiöstä johtuvan kausittaisuudesta kyseisissä riskifaktoreissa. (Agnani & Aray, 2011.)

Agnani ja Aray (2011) havaitsivat ajassa muuttuvan tammikuumilmiön, joka ei tutkitulla ajanjaksolla pysynyt vakiona, kuten dummy-muuttujamalleissa oletetaan. Ilmiön havaittiin olevan positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä sekä korkean että matalan volatiliteetin tilassa. Vaikka tilastollisesti merkitsevien kertoimien lukumäärä oli matalan volatiliteetin tilassa suurempi, havaittiin ilmiön kuitenkin olevan suhteellisesti merkittävämpi korkean volatiliteetin tilassa. Tulos oli linjassa alaluvussa 3.1 esitellyn Gun (2003) tutkimuksen kanssa, jonka mukaan korkeammat tammikuumilmiön tuotot olivat positiivisessa suhteessa markkinoiden volatiliteettiin. (Agnani & Aray, 2011.)

Analyysissä, jossa ”regiimimuuttujaa” ei otettu huomioon, löydettiin negatiivinen korrelaatio tammikuumilmiön ja yrityskoon välillä. Tulos oli yhtenevä aikaisemman kirjallisuuden kanssa. Toisaalta, kun eri volatiliteetin tilat otettiin huomioon, havaittiin, että ilmiötä esiintyi kaikenkokoisten yhtiöiden osakkeissa. Tämä tulos puolestaan oli ristiriidassa aikaisempien havaintojen kanssa. Lisäksi ilmiön havaittiin heikentyneen lähes kaikkien portfolioiden keskuudessa lukuun ottamatta pienimpien yhtiöiden portfolioita, jossa ilmiö osoittautui jopa vahvistuneen. Tulos viittasi markkinoiden tehostumiseen. Kaiken kaikkiaan ilmiön heikentymistä ei voitu tulosten nojalla pitää yhtä merkittävänä kuin aikaisempi kirjallisuus oli antanut olettaa. (Agnani & Aray, 2011.)

Myös Floros ja Salvador (2014) argumentoivat, että lineaarinen mallinnus eliminoi eri markkinatilanteiden sekä muiden epälineaaristen suhteiden vaikutuksen ilmiöön. He testasivat päivä- ja kuukausi-ilmiötä Markovin regiimisiirtymämallin avulla. Aineisto koostui kolmen maan¹³ neljän osakeindeksin spot- ja futuurimarkkinoiden tuottojen päiväkohtaisista havainnoista. Tutkimus kattoi vuodet 2004-2011. Tarkastelu oli ensimmäinen, jossa huomioitiin aika ennen ja

¹³ Yhdysvallat (S&P 500 ja Nasdaq100), Kreikka (FTSE/ASE-20) ja Iso-Britannia (FTSE100)

jälkeen vuoden 2008 finanssikriisiä. Lisäksi futuurien tarkastelu toi uuden näkökulman kalenterianomalioiden tarkasteluun, sillä ennen Florosin ja Salvadorin tutkimusta, ei kausittaisuuksia futuurimarkkinoilla oltu juurikaan tutkittu. (Floros & Salvador, 2014.)

Myöskin Floros ja Salvador päätyivät toteamaan, että tutkitut anomaliat olivat mahdollisia markkinatilanteelle. Erona Agnanin ja Arayn (2011) saamiin tuloksiin, Floros ja Salvador havaitsivat, että kalenterianomaliat olivat positiivisia periodeilla, jolloin markkinat olivat matalan volatiliteetin tilassa ja kääntyivät negatiivisiksi siirryttäessä korkean volatiliteetin periodille. Lisäksi kausittaisuuksien luonteen todettiin eroavan spot- ja futuurimarkkinoiden välillä. Syyksi epäiltiin basis - riskiä¹⁴. (Floros & Salvador, 2014.)

Luvun 3 kaikki tutkimukset on koottu taulukoihin 1-3 helpottamaan tulosten vertailua. Alalukujen 3.1 ja 3.3 tutkimukset esitellään historiallisessa järjestyksellä. Verohypoteesiin liittyvät tutkimukset käsitellään omassa taulukossaan 2.

¹⁴ Basis-riski on riski, joka johtuu epätäydellisestä suojaamisesta

TAULUKKO 1 Tutkimuksia tammikuuilmistä

Tutkimus, julkaisu vuosi & tutkimuskysymys	Aineisto & menetelmät	Päätulokset
Wachtel (1942) Esiintyykö rahoitusmarkkinoilla kausittaisuuksia?	-DJIA-indeksin tutkiminen (1927-1942).	Tammikuun tuottojen havaittiin ko- hoavan tammikuussa muiden kuukausien tuottoja korkeammalle.
Rozeff & Kinney (1976) Esiintyykö tammikuuilmistä rahoitusmarkkinoilla?	-tasapainotettu NYSE-indeksi (1904-1974) -aineiston tutkiminen autokorrelaation avulla -aineiston tuottojakauksen kuukausien tutkiminen parametrisin ja ei-parametrisin menetelmin.	Tammikuun korkeammat tuotot aiheuttivat kuukausituotoissa tilastollisesti merkitseviä eroja lähes kaikilla periodeilla. Tammikuussa havaittiin olevan korkeammat riskipreemiot kuin muina kuukausina.
Gultekin & Gultekin (1983) Onko tammikuuilmio globaali ilmiö?	-markkina-arvopainotetut indeksit (1959-1979) -tutkimuksen kohteena oli 17 teollisuusmaata -parametriset ja ei-parametriset menetelmät (Kruskal-Wallis-testi).	Tammikuuilmioita havaittiin pääomamarkkinoilla ympäri maailman.
Keim (1983) Voidaanko tammikuuilmion ja yrityskoon välillä havaita yhteys?	- NYSE- ja AMEX-indeksit (1963-1979) -10 yritysten markkina-arvojen mukaan järjestetyn portfolion tarkastelu.	Yhteys tavallista korkeampien tuottojen ja yrityskoon välillä oli aina negatiivinen. Tammikuuilmion pääteltiin liittyvän erityisesti pienen markkina-arvon yhtiöiden osakkeisiin.
Kohers & Kohli (1991) Esiintyykö ilmiötä suurten yhtiöiden osakkeissa?	-S&P 500 Composite -indeksin tarkastelu (1930-1988) ja toimialakohtaisten S&P -indeksien tarkastelu (1970-1988) - tutkimuksessa tarkasteltiin vain suurten yhtiöiden osakkeita.	Säännönmukaista tammikuuilmioita havaittiin myös suurten yhtiöiden osakkeissa. Ilmiön ei havaittu olevan riippuvainen toimialasta.
Haugen & Jorion (1996) Onko tammikuuilmio ajan-kohtainen ja onko ilmiö riippuvainen yrityskoosta?	-NYSE-indeksin kuukausikoh- taiset tuotot (1926-1993) -desiilien tarkastelu aikasarja- regression avulla.	Ilmiötä havaittiin esiintyvän markkinoilla. Merkkejä tammikuupreemion pienenemisestä havaittiin, mutta tulokset eivät olleet tilastollisesti merkitseviä. Tammikuuilmion havaittiin olevan pienten yhtiöiden osakkeisiin liittyvä ilmiö.
Riepe (1998) Onko ilmiö katoamassa/kadonnut markkinoilta?	- NYSE-indeksi (1926-1997) - dummy-muuttujien regressio-analyysi.	Ilmiön havaittiin heikentyneen kaikilla desiileillä lukuun ottamatta kaikista suurimpia yhtiöitä. Ilmiö oli voimassa kaikista pienempien yhtiöiden osakkeissa.

<p>Gu (2003)</p> <p>Onko ilmiö edelleen havaittavissa Yhdysvaltojen osakemarkkinoilla?</p>	<p>-viisi suurta yhdysvaltalaisista indekseistä (DJIA-, S&P 500-, Russell 1000-, Russell 2000- ja Russell 3000- indekseistä) aikavälillä 1929–2000</p> <p>-voimakerroinmenetelmä (Power-ratio) sekä regressiomallinnus.</p>	<p>Ilmiön havaittiin hiipuneen tutkimusperiodin aikana. Tammikuuilmiötä havaittiin esiintyvän selkeämmin suurten yhtiöiden osakkeissa. BKT:lla, inflaatiolla ja markkinavuodella havaittiin olevan vaikutusta tammikuun tuottoihin.</p>
<p>Marquering, Nisser & Valla (2006)</p> <p>Miten tunnetuimmat anomaliat ovat kehittyneet niiden havaitsemisen jälkeen?</p>	<p>-CRSP:stä kerätty aineisto (1960–2003)</p> <p>-yksinkertainen tapaustutkimustyylinen menetelmä.</p>	<p>Ilmiön havaittiin heikentyneen/kadonneen markkinoilta.</p>
<p>Haug & Hirschey (2006)</p> <p>Esiintyykö tammikuuilmiötä kaikenkokoisten osakkeiden tuotoissa? Oliko Yhdysvaltojen veromuutoksella vaikutusta ilmiöön?</p>	<p>- markkina-arvopainotettujen (1802–1926 ja 1927–2004) ja tasapainotettujen tuottojen (1927–2004) tarkastelu</p> <p>- tulosten vahvistaminen Fama ja French -faktorimallin avulla (koko- ja B/P-faktorien suhteuttaminen tammikuun tuottoihin).</p>	<p>Tutkimus vahvisti, että ilmiö oli edelleen olemassa, ja että se liittyi erityisesti pienten yhtiöiden osakkeisiin. Yhdysvaltojen verouudistuksella ei havaittu olleen vaikutusta ilmiöön.</p>
<p>Moller & Zilca (2008)</p> <p>Miten tammikuuilmiö on kehittynyt sen havaitsemisen jälkeen?</p>	<p>-NYSE-, AMEX- ja NASDAQ-indeksit (1965–2004)</p> <p>-osakkeiden jako 10 desiiliin niiden markkina-arvon mukaan</p> <p>-päiväkohtaisten ja kuukausikohtaisten tuottojen analyysi</p>	<p>Merkkejä ilmiön heikentymisestä ei havaittu, mutta ilmiön keston todettiin lyhentyneen. Tutkijoiden mukaan kaupankäyntivolyyymi oli heikentynyt tammikuun 11–20:n päivän aikana.</p>
<p>Darrat, Li, Liu ja Su (2011)</p> <p>Onko tammikuuilmiö kansainvälinen anomalia?</p>	<p>-MSCI Country -indeksit sekä MSCI World- indeksi (1988–2010)</p> <p>-tarkastelun kohteena 34 maata</p> <p>-dummy-muuttujien regressiomallinnus.</p>	<p>Ilmiön havaittiin heikentyneen, sillä sitä havaittiin tutkituista maista vain kolmessa. Kausittaisuuksia esiintyi muina kuukausina.</p>
<p>Kumar ja Pathak (2015)</p> <p>Esiintyykö tammikuuilmiötä Intian valuuttamarkkinoilla? Oliko Intian keskuspankin finanssikriisin jälkeisillä tehostamistoimilla vaikutusta rahoitusmarkkinoiden kausittaisuuksiin?</p>	<p>-Neljän valuuttaparin tarkastelu (USD-INR, EUR-INR, GBP-INR ja JPY-INR) aikavälillä 1999–2014</p> <p>-pienimmän neliösumman menetelmä ja Kruskal Wallisin testi.</p>	<p>Tammikuun tuottojen havaittiin olevan muiden kuukausien tuottoja korkeampia koko tutkitulla periodilla. Ilmiön havaittiin heikentyneen.</p>

TAULUKKO 2 Tutkimuksia verohypoteesista

Tutkimus, julkaisuvuosi & tutkimuskysymys	Aineisto & menetelmät	Päätulokset
<p>Givoly & Ovadia (1983)</p> <p>Voidaanko verolähtöisellä osakkeiden myynnillä selittää tammikuun korkeampia tuottoja ja rajoittuuko ilmiö pienten yhtiöiden osakkeisiin?</p>	<p>- NYSE-indeksi (1945–1979) -osakkeista muodostettiin neljä erilaista portfoliota, joille laskettiin tuotot muodostamiskaudelle ja seuraavalle kuukaudelle.</p>	<p>Verohypoteesia pidettiin pääaiheuttajana, mutta ei ainoana aiheuttajana tammikuuilmiölle. Ilmiön havaittiin liittyvän erityisesti pienen markkina-arvon yhtiöiden osakkeisiin.</p>
<p>Gultekin & Gultekin (1983)</p> <p>Voidaanko verohypoteesilla selittää tammikuuilmiötä?</p>	<p>-markkina-arvopainotetut indeksit (17 valtiota) aikavälillä 1959–1979 -parametriset ja ei-parametriset menetelmät.</p>	<p>Tavallista korkeampien tuottojen ja verovuoden välillä havaittiin olevan yhteys. Verohypoteesia ei pidetty yksiselitteisenä aiheuttajana.</p>
<p>Jones, Pearce & Wilson (1987)</p> <p>Voidaanko verohypoteesilla selittää tammikuuilmiötä?</p>	<p>-DJIA-indeksi (871–1983 & 1900–1929) -parametriset menetelmät.</p>	<p>Tammikuuilmiön havaittiin esiintyneen jo kauan ennen pääomaverojen voimaantumista ja siten sitä ei voitu pitää ilmiön ainoana selittäjänä. Ilmiön havaittiin koskevan erityisesti pienten yritysten osakkeita.</p>
<p>Ritter (1988)</p> <p>Millainen on yksityissijoittajien osto- ja myyntikäyttäytyminen vuodenvaihteen ympärillä?</p>	<p>-Merrill Lynch -1971–1985 -osto- / myyntisuhteiden analysointi t-testin avulla.</p>	<p>Joulukuun nettomyynti vaihtui vuoden vaihteessa netto-ostamiseksi. Sijoittajat myivät osakkeita joulukuussa verotussyistä ja odottivat tammikuuhun tehdäkseen uusia ostoja.</p>
<p>Grinblatt & Keloharju (2004)</p> <p>Miten sijoittajien käyttäytyminen ja edestakainen osakekauppa vuodenvaihteessa vaikutti osakkeiden tuottoihin?</p>	<p>-Suomen Arvopaperikeskus -1996–2000 -tilastolliset menetelmät.</p>	<p>Edestakaisen osakekauppa oli vahvasti riippuvainen pääomatappioiden suuruudesta. Edestakainen osakekauppa lisääntyi vuoden lopussa pienten yritysten kohdalla. Veromyynnistä aiheutuva ostopaine oli merkittävässä suhteessa osakkeiden tuottoihin.</p>
<p>Starks, Yong & Zheng (2006)</p> <p>Voiko verohypoteesi selittää tammikuuilmiötä kuntien liikkeelle laskemien joukko-velkakirjojen tapauksessa?</p>	<p>- 168 rahastoa (CRSP) -1990–2000 -tilastolliset menetelmät.</p>	<p>Vuoden lopun verolähtöinen myyntikäyttäytyminen kuvasi laajasti tammikuuilmiötä tämän tyylisille arvopapereille. Rahastojen epätavalliset tuotot tammikuussa korreloivat positiivisesti vuoden lopun myyntivolyymin kanssa.</p>

TAULUKKO 3 Tutkimuksia tammikuuilmiön ehdollisuudesta markkinatilanteelle

Tutkimus, julkaisu vuosi & tutkimuskysymys	Aineisto & menetelmät	Päätulokset
<p>Chia-Shang ym. (2004)</p> <p>Voidaanko tammikuuilmiötä havaita epälineaarisen aikasarjamallinnuksen avulla?</p>	<p>-NYSE-indeksin tasa-arvopainotetut osaketuotot (1926-1992)</p> <p>-Aineisto jaettiin 10 portfolioon yrityskoon mukaan</p> <p>-Markovin regimisiirtymämalli</p>	<p>Havaittiin viisi regimiä aikaisemmin havaitun kahden regimin sijaan. Tammikuuilmiötä havaittiin pienen markkina-arvon yhtiöiden osakkeissa.</p>
<p>Agnani & Aray (2011)</p> <p>Onko tammikuuilmiö ehdollinen markkinatilanteelle?</p>	<p>-Yhdysvaltalaiset kuukausittaiset osaketuotot (1940-2006)</p> <p>-osakkeiden markkina-arvon mukaan viiteen osaan jaettujen portfolioiden tarkastelu</p> <p>-Markovin regimisiirtymämalli.</p>	<p>Tutkijat havaitsivat ajassa muuttuvan tammikuuilmiön kummassakin volatiliteetin tilassa. Ilmiö oli voimakkaampi korkeamman volatiliteetin tilassa. Ilmiön havaittiin esiintyvän kaikenkokoisten yritysten osakkeissa.</p>
<p>Floros ja Salvador (2014)</p> <p>Esiintyykö kalenterianomalia oita spot- ja futuurimarkkinoilla?</p>	<p>-FTSE100)-, FTSE/ASE-20-, Nasdaq100- ja S&P500 -indeksien päiväkohtaiset havainnot (2004-2011)</p> <p>-Markovin regimisiirtymämalli.</p>	<p>Kausittaisuudet spot-markkinoilla erosivat futuurimarkkinoiden kausittaisuuksista. Tammikuuilmiö oli positiivinen matalan volatiliteetin tilassa ja kääntyi laskuun volatiliteetin kasvaessa.</p>

4 EMPIIRINEN TESTAUS YHDYSVALTALAISELLA PÖRSSIAINEISTOLLA

Markkinoiden epävarmuus vaikuttaa kiistatta merkittävästi sijoittajien käyttäytymiseen. Kriisien on havaittu vaikuttavan sijoittajien riskinottohalukkuuteen ja sitä kautta kaupankäyntivolyymiin. (Hoffmann, Post & Pennings, 2012.) Tästä huolimatta tammikuuilmiön ja markkinoiden volatiliteetin välistä yhteyttä on alettu tutkimaan vasta viime vuosien aikana ja tutkimusten määrä on jäänyt vähäiseksi.

Tässä luvussa esitellään tämän pro gradu -tutkielman empiirisen tarkastelun aineisto, tutkimusmenetelmät sekä tulokset. Tarkastelu perustuu pitkälti edellä esiteltyyn Agnanin ja Arayn (2011) työhön, jossa tammikuuilmiön esiintymistä Yhdysvalloissa testattiin Markovin regiimisiirtymämallin avulla. Tutkimuksessaan Agnani ja Aray havaitsivat ilmiön voimakkuuden olevan regiimiriippuvaista. He päättelivät regiimien liittyvän markkinatuottojen volatiilisuu-teen, mutta he eivät kuitenkaan mallintaneet volatiilisuu-utta eksplisiittisesti.

Tässä työssä testataan vuodevaiheilmion ehdollisuutta markkinoiden volatiilisuu-uden vaihtelulle tasaisen rakennemuutoksen (smooth transition) mallin avulla. Lisäksi portfoliojaon avulla testataan yrityskoon ja ilmiön välistä yhteyttä. Tasaisen rakennemuutoksen mallin etuna on, että mallissa volatiilisuu-utta mittaa-vien muuttujien vaikutus voidaan mallintaa eksplisiittisesti. Epälineaarisen mal- linnuksen avulla pyritään tutkimaan, voiko ilmiön ajallinen vaihtelu olla seu- rausta realisoituneen volatiliteetin vaihtelusta.

4.1 Aineisto

Tutkimuksen aineisto mukaillee pitkälti Agnanin ja Arayn (2011) tutkimuksen ai- neistoa, muutamia eroavaisuuksia lukuun ottamatta. Aineisto on hankittu Ken- neth R. Frenchin sivulta, johon havainnot on kerätty CRSP -tietokannasta. Ai- neisto koostuu Yhdysvaltojen merkittävimpiin pörssiin (NYSE, AMEX & NASDAQ) listatuista markkina-arvopainotetuista osaketuotoista, joille oli saata- villa kuukausihavaintoja tutkitulla aikavälillä.

Agnani ja Arayn (2011) tutkivat viiteen kvintiliin jaettuja osakesalkkuja. Tässä tutkimuksessa aineisto jaettiin kymmeneen desiiliin yrityskoon mukaan siten, että pienin desiili sisälsi markkina-arvoltaan pienimpien yhtiöiden osakkeita ja suurin desiili puolestaan markkina-arvoltaan suurimpien yhtiöiden osakkeita. Aineistojon avulla pyrittiin tutkimaan onko ilmiö riippuvainen yrityskoosta. Portfoliot järjesteltiin uudelleen jokaisen vuoden kesäkuun lopussa kesäkuun markkina-arvojen mukaan.

Agnanin ja Arayn (2011) tutkimuksen aineisto sisälsi havaintoja 67:ltä vuodelta kattaen aikavälin tammikuusta 1940 joulukuuhun 2006. Tämän tutkimuksen aineisto sisältää havaintoja 92:lta vuodelta yltäen heinäkuusta 1926 elokuuhun 2018. Käytettävien havaintojen kokonaislukumäärä on täten 1106. Pidemmän tarkasteluajanjakson avulla aineistoon saatiin sisällytettyä esimerkiksi vuosien 2008-2009 maailmanlaajuinen finanssikriisi, jolloin volatilitietin voidaan olettaa olleen poikkeuksellisen korkealla tasolla. Linearisessa tarkastelussa tutkimuksen kokonaisaikaväli jaettiin lisäksi neljään lyhyempään tarkasteluajanjaksoon helpottamaan vuodenvaihdeilmiön ajallisen kehittymisen tutkimista:

- heinäkuu 1926-kesäkuu 1959
- heinäkuu 1959- kesäkuu 1979
- heinäkuu 1979-kesäkuu 1999
- heinäkuu 1999-elokuu 2018

Aineiston jakaminen lyhyempiin tarkasteluajanjaksoihin on ollut tavanomainen menettelytapa aikaisemmissakin tutkimuksissa, joissa on pyritty tutkimaan ilmiön sekä yrityskoon välistä yhteyttä.

Kymmenen osakeportfolion tuottojen lisäksi aineisto sisältää havaintoja Faman ja Frenchin kolmesta riskifaktorista. Fama ja French -faktorien käyttö kontrollimuuttujina mahdollistaa sellaisten tuottojen osuuden eliminoimisen, joka on seurausta rahoitusmarkkinoiden yleisestä riskistä ja jolla täten on vaikutusta kaikkiin portfolioihin samanaikaisesti. (Agnani & Aray, 2011.) Faman ja Frenchin esittämät kolme arvopapereiden tuottoihin vaikuttavaa riskifaktoria ovat:

- 1) Koko markkinaa kuvaava faktori, eli markkinafaktori (MKT_RF)
- 2) Yrityskokoon liittyvä faktori, eli kokofaktori (SMB)
- 3) Yrityksen Book-to-market arvoon liittyvä faktori, eli arvofaktori (HML)

Ensimmäinen edellä esitetyistä faktoreista on tuttu CAP-mallista ja se määritellään yleisen markkinaportfolion lisätuottoina. Toisen faktorin avulla pyritään ottamaan huomioon yrityskoon vaikutus tuottojen vaihteluun. Tämä yrityskokoon liittyvä faktori määritetään vähentämällä pienen markkina-arvon yhtiöiden osakkeista muodostettujen portfolioiden tuotoista suuren markkina-arvon yhtiöiden portfolioiden tuotot. Tästä faktorista käytetään usein lyhennettä SMB (small minus big). Kolmannen faktorin tarkoituksena on ottaa odotettujen tuottojen määrittelyssä huomioon yritysten book-to-market arvo. Kyseinen faktori kuvaa suuren book-to-market yhtiöiden osakkeista muodostettujen portfolioiden ja pienen book-to-market yhtiöiden osakkeista muodostettujen portfolioiden

tuottojen välistä erotusta. Tästä faktorista käytetään lyhennettä HML (high minus low). (Fama & French, 1993 & 1996.)

Lisäksi aineistoon muodostettiin dummy muuttujat joului- ja tammikuulle. Myöhemmässä vaiheessa aineistoon sisällytettiin myös realisoituneen volatiliiteetin (engl. realized volatility) muuttuja, jonka arvot laskettiin Kenneth R. Frenchin sivuilta hankitusta tuottojen päiväaineistosta.

4.2 Menetelmät

4.2.1 Regiimisiirtymämallit

Tutkimusmenetelmänä käytettiin epälineaarista tasaisen rakennemuutoksen mallia (Smooth Transition Regression model, STR). Mallin avulla voidaan mallintaa prosessin siirtymistä regiimistä toiseen. Regiimisiirtymämallien avulla pyritään selittämään aikasarja-aineistossa esiintyviä rakenteellisia muutoksia. Ennen STR-mallin esittelyä, perehdymme niin sanottuun autoregressiiviseen kynnyksmalliin (Threshold Autoregressive model, TAR), joka luo perustan STR-mallin teorialle. TAR- ja S(A)TR-mallien etuna on, että malleissa vallitseva "regiimi" voidaan määrittellä mitattavissa olevan muuttujan perusteella.

4.2.2 Autoregressiiviset kynnyksmallit (TAR- ja SETAR-mallit)

TAR-malli on tavallisten autoregressiivisten mallien laajennus. TAR-mallissa valinta kahden regiimin välillä voi määräytyä joko ulkoisen (eksogeenisen) tekijän tai selitettävän muuttujan aikaisempien arvojen mukaisesti. Malli sallii parametrien muuttuvan niin sanotun kynnyksmuuttujan (Threshold variable, s_t) perusteella (Franses & Dijk 2000, s.69-71.):

$$(3) y_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{1,1}y_{t-1} + u_{1t}, & \text{jos } s_{t-d} \leq c \\ \phi_{0,2} + \phi_{1,2}y_{t-1} + u_{2t}, & \text{jos } s_{t-d} > c \end{cases}$$

Yhtälön parametri c kuvaa kynnyksarvoa, jonka ympärillä niin sanottu regiimivaihdos tapahtuu. Edeltävästä kaavasta nähdään, että yksinkertaisessa kahden regiimin mallissa kun $s_{t-d} \leq c$ ollaan regiimissä yksi ja kun $s_{t-d} > c$ ollaan regiimissä kaksi. TAR-mallia, jossa kynnyksmuuttujan arvo määräytyy selitettävän muuttujan menneiden arvojen mukaan kutsutaan SETAR-malliksi (Self Exciting threshold autoregressive model). SETAR-mallissa regiimi määräytyy täten aikasarjan havaintojenperusteella (ts. $s_{t-d} = y_{t-d}$) (Franses & Dijk 2000, s. 69-71.):

$$(4) y_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{1,1}y_{t-1} + u_{1t} & \text{jos } y_{t-d} \leq c \\ \phi_{0,2} + \phi_{1,2}y_{t-1} + u_{2t} & \text{jos } y_{t-d} > c \end{cases}$$

Mallissa d kuvaa viiveparametria, jonka arvo on aina positiivinen. Parametri d on tuntematon ja se estimoidaan havaintojen perusteella. Kaavojen (3) ja (4) kynnysmallit voidaan vaihtoehtoisesti esittää myös niin sanotun indikaattorifunktion avulla:

$$(5) \quad y_t = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1}y_{t-1})(1 - I[y_{t-1} > c]) + \phi_{0,2} + \phi_{1,2}y_{t-1}I[y_{t-1} > c] + \varepsilon_t,$$

Yhtälössä (5) $I[A]$ kuvaa indikaattorifunktiota, joka saa arvon 1 kun tapahtuma A on voimassa ja arvon 0 muulloin. (Franses & Dijk 2000, s. 71-72.)

TAR- ja SETAR-malleja voidaan käyttää estimointimenetelminä kun aikasarja-aineistossa havaitaan ”regiimimuutoksille” ominaisia piirteitä. Kyseisissä kynnysmalleissa indikaattorifunktio on epäjatkuva ja täten siirtymä regiimien välillä tapahtuu yhtäkkisesti. (Franses & Dijk 2000, s. 71-72.)

4.2.3 Tasaisen rakennemuutoksen malli (STAR- ja STR-malli)

Joissakin tilanteissa voi olla luontevampaa olettaa, että siirtyminen regiimistä toiseen tapahtuu pehmeästi, eikä yhtäkkiä, kuten kynnysmalleissa. Tällöin realistisemmaksi spesifikaatioksi muodostuu tasaisen rakennemuutoksen (autoregressiivinen) malli, jossa siirtymä regiimistä toiseen tapahtuu sulavasti ääriarvojen 0 ja 1 välillä. Edellä esitelty TAR-malli voidaan yleistää STAR-malliksi korvaamalla kaavan 5 indikaattorifunktio $I[y_{t-1} > c]$ jatkuvalla siirtymäfunktiolla $G(y_{t-1}; \gamma, c)$. (Franses & Dijk 2000, s. 72.)

TAR-mallin tavoin, myös STAR-mallissa siirtymämuuttuja s_t voi määräytyä joko selitettävän muuttujan menneiden arvojen perusteella ($s_t = y_{t-1}$), tai mallin ulkopuolisen eksogeenisen muuttujan mukaan. (Franses & Dijk 2000, s.72.) Oletamme tästä eteenpäin, että siirtymämuuttuja määräytyy eksogeenisesti, jolloin muuttujaa merkitään jälleen parametrilla s_t .

Kynnysmallit, joissa regiimin vaihtuminen tapahtuu äkillisesti, ovat käytännössä toimivia vain tilanteissa, joissa yksilöiden oletetaan toimivan markkinoilla samanaikaisesti. Kyseinen oletus ei usein kuitenkaan ole realistinen varsinkaan tammikuuilmion tutkimista ajatellen. STAR-mallin etuna on, että se mahdollistaa yksilöiden eriaikaisen käyttäytymisen markkinoilla. (McMillan, 2003.) STAR-malli, jossa kynnysmallin indikaattorifunktio on korvattu jatkuvalla siirtymäfunktiolla esitetään seuraavasti:

$$(6) \quad y_t = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1}y_{t-1})(1 - G(s_t; \gamma, c)) + (\phi_{0,2} + \phi_{1,2}y_{t-1})G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t,$$

STAR-mallissa siirtymäfunktio $G(y_{t-1}; \gamma, c)$ voidaan määritellä eri muodoissa, mikä mahdollistaa erilaisten markkinakäyttäytymisten mallintamisen. (McMillan, 2003.). Ensimmäinen tunnettu siirtymäfunktio on logistinen funktio:

$$(7) \quad G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma(y_{t-a} - c)\})^{-1}, \gamma > 0$$

Yhtälö kuvaa logistisen jakauman kertymäfunktiota. STAR-mallia, jossa siirtymäfunktio on logistisessa muodossa kutsutaan LSTAR-malliksi. Toinen tunnettu siirtymäfunktio on eksponentiaalinen funktio:

$$(8) \quad G(s_t; \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c)^2\}, \gamma > 0$$

Mallia, jossa siirtymäfunktio on eksponentiaalisessa muodossa kutsutaan ESTAR-malliksi. Siirtymäfunktion parametri γ kuvaa funktion muutoksen nopeutta ja sulavuutta ääriarvojen 0 ja 1 välillä. (Dijk, Teräsvirta, Franses, 2002.)

Kun $\gamma \rightarrow \infty$ niin LSTAR-malli redusoituu SETAR-malliksi ja kun $\gamma \rightarrow 0$ malli lähenee standardia AR(p)-mallia. Eksponentiaalisen siirtymäfunktion tapauksessa kun $\gamma \rightarrow \infty$ malli lähenee lineaarisesta mallia. Sama tapahtuu tilanteessa jossa $\gamma \rightarrow 0$. (Franses & Dijk 2000, s.73.)

Edellä on esitetty regiimisiirtymämallien teoriaa STAR -mallin avulla. STAR-mallissa selittävinä muuttujina olevat muuttujan omat viiveet voidaan korvata tai niiden lisäksi käyttää muita eksogeenisiä muuttujia. Tällöin mallia kutsutaan nimityksellä STR-malli (Smooth Transition Regression Model). Tässä tutkimuksessa menetelmänä käytettiin STR-mallia.

4.2.4 Epälinearisuuden testaus

Ennen epälineaarisen mallinnuksen toteuttamista on syytä selvittää, voidaanko epälineaarisen mallinnuksen avulla ylipäättään saavuttaa parempia tuloksia kuin vastaavalla lineaarisella mallilla. Ensimmäinen askel STR-mallin rakentamisessa on lineaarisuuden testaaminen. STR-mallissa lineaarisuuden testaaminen on kuitenkin ongelmallista, sillä malli ei ole identifioituva lineaarisuuden nollahypoteesin voimassaollessa. Tämä johtaa tilanteeseen, jossa myöskään tavalliset asympotoottiset tulokset eivät ole voimassa. Kyseinen ”määrittämättömien haittaparametrien ongelma” (engl. the problem of unidentified nuisance parameters) nollahypoteesiin liittyen esiintyy useissa testausongelmissa. (Dijk, Teräsvirta & Franses, 2002.)

Luukkonen, Saikkonen ja Teräsvirta (1988) esittivät ongelmaan ratkaisuksi uutta lähestymistapaa. Tutkijoiden mukaan ongelma voidaan kiertää hyödyntämällä sopivaa Taylorin approksimaatiota. Tällöin identifioitumisongelmaa ei ole ja lineaarisuutta voidaan testata Lagrangen kerroin-menetelmän (Lagrange Multiplier, LM-test) avulla, joka mahdollistaa lineaarisen ja epälineaarisen mallin vertailun. (Dijk, Teräsvirta, Franses, 2002.)

Menetelmän ideana on, että mallin siirtymäfunktio $G(s_t; \gamma, c)$ korvataan Taylorin kolmannen asteen sarjakehitelmällä, joka tuottaa yksinkertaisesti estimoitavan apufunktion (Dijk, Teräsvirta, Franses, 2002.):

$$(9) \quad y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta'_2 x_t s_t^2 + \beta'_3 x_t s_t^3 + e_t,$$

jossa x_t -muuttujat ovat mallin selittäviä muuttujia.

Apufunktion tapauksessa, nollahypoteesi on, että yhtälön epälineaarisen osuuden kaikki kertoimet saavat arvon 0, jolloin epälineaarilla osuudella ei ole selitysvoimaa:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

Nollahypoteesin voimassaollessa testisuurella (jota merkitään LM_3) on standardi asymptoottinen χ^2 jakauma vapausasteella $3(p+1)$. Nollahypoteesi voidaan hylätä jos jokin kertoimista saa nolasta poikkeavan arvon:

$$H_1: \beta_1 \text{ tai } \beta_2 \text{ tai } \beta_3 \neq 0$$

Testisuure LM_3 saadaan estimoitua alla olevien kolmen vaiheen kautta:

1. Estimoidaan lineaarinen malli ja lasketaan mallin residuaalien neliösummat (SSR_0)
2. Estimoidaan kaavan 9 mukainen apufunktio ja lasketaan mallin residuaalien neliösummat (SSR_1)
3. Estimoidaan LM_3 testisuureen χ^2 versio SSR_0 ja SSR_1 tunnuslukujen avulla:

$$(10) \quad LM_3 = \frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0}$$

Testisuureen saadessa isoja arvoja voidaan indikoida, että mallissa on epälineaarisuutta ja täten epälineaarinen mallinnus voidaan olettaa tarpeelliseksi. (Dijk, Teräsvirta & Franses, 2002.)

4.3 Tutkimuksen tulokset

Aineiston tarkastelu aloitettiin estimoimalla standardi lineaarinen regressiomalli, joka on muotoa:

$$(11) \quad r_{it} = \alpha + \beta_1 MKT_RF + \beta_2 SMB + \beta_3 HML + \beta_4 joulukuu + \beta_5 tammikuu + \varepsilon_{it}$$

missä

r_{it} = portfolion i tuotto hetkellä t (i =desiilit 1-10)

α = vakiotermi

β_i = regressiokerroin ($i=1-5$)

$MKT_RF(r_m - r_f)$, SMB ja HML = Fama & French riskifaktorit

$joulukuu$ = dummy-muuttuja, joka saa arvon 1 joulukuussa, 0 muulloin

$tammikuu$ = dummy-muuttuja, joka saa arvon 1 tammikuussa, 0 muulloin

ε_{it} = virhetermi

Regressioyhtälöissä jokaisen kymmenen portfolion tuottoja selitettiin Faman ja Frenchin kolmella riskifaktorilla, joulukuu-dummy-muuttujalla sekä tammikuu-dummy-muuttujalla. Kyseinen regressioanalyysi suoritettiin koko tarkasteluajanjakson lisäksi luvussa 4.1 esitetyille neljälle osaperiodille.

Regressiomallin parametrit estimoitiin pienimmän neliösumman menetelmällä, joka on hyvin yleinen menetelmä kalenterianomalioiden tutkimuksessa. Analyysissä hyödynnettiin kahta viivettä ja analyysiin sisällytettiin heteroskedastisuusrobusteja Newey-West t-testisuureita.

Lineaarisen tarkastelun avulla pyrittiin havainnoimaan ilmiön esiintymistä sekä sen yhteyttä yrityskokoon. Käymme seuraavaksi läpi sekä koko periodille suoritettua analyysin että osaperiodeille suoritettujen analyysien tuloksia ja diagnostiikkaa. Tulokset on koottu taulukoihin 4-8. Taulukoissa esitetään kunkin analyysin muuttujien kertoimet, niiden merkitsevyys sekä selitysasteet (R^2).

Taulukossa 4 esitellään koko periodille estimoidun lineaarisen regressioanalyysin tulokset ja mallin diagnostiikkaa. Kaikki mallin Fama ja French-faktorimuuttujien kertoimet olivat tilastollisesti merkitseviä 1 % merkitsevyystasolla ($p < 0,01$). Tammikuu-dummy-muuttuja sai 5 % merkitsevyystasolla merkitsevän kertoimen portfolioiden 1, 4, 5, 6, 7 ja 8 osalta. Kyseisten portfolioiden kertoimista vain portfolio 1 kerroin sai positiivisen arvon. Portfoliokoon kasvaessa tammikuu-dummy-muuttujan kertoimet olivat portfolio 10 tuottoja lukuun ottamatta negatiivisia. Tulosten perusteella voidaan päätellä, että merkitsevästi korkeampia tammikuu tuottoja esiintyy vain markkina-arvoltaan kaikista pienimpien yhtiöiden osakkeissa. Tulos on linjassa aikaisemman kirjallisuuden kanssa. Joulukuu-dummy puolestaan sai vähintään 5 % merkitsevyystasolla merkitsevän kertoimen portfolioiden 1, 2, 4, 6 ja 10 osalta. Merkitsevistä kertoimista lähes kaikki saivat negatiivisen arvon.

Taulukon 4 tuloksista voidaan tehdä mielenkiintoinen havainto liittyen joulukuu- ja tammikuu-dummy-muuttujien kertoimien etumerkkeihin. Usean portfolion kohdalla joulukuu- ja tammikuu-dummy-muuttujien kertoimet saivat päinvastaiset arvot. Kun tarkastellaan merkitseviä arvoja saaneita kertoimia havaitaan, että esimerkiksi portfolio 1 joulukuu-dummy-muuttujan kerroin saa negatiivisen etumerkin ja tammikuu-dummy-muuttujan kerroin positiivisen arvon. Tulos päinvastaisista ja tilastollisesti merkitsevistä kertoimista havaitaan myös portfolioille 4 ja 7. Portfolion 1 kohdalla tulos voisi implikoida joko verohypoteesin tai portfolion uudelleenmuodostamis -hypoteesin mukaisesta käyttäytymisestä. Kyseisten hypoteesien mukaan sijoittajilla on tapana myydä loppuvuonna riskisiä erityisesti pienten yhtiöiden osakkeita, mikä aiheuttaa hintojen laskua. Vuoden vaihteen jälkeen sijoittajat ostavat pienten yhtiöiden osakkeita takaisin portfolioihinsa, mikä aiheuttaa tuottojen kohoamista tammikuussa.

Estimoidun mallin selitysasteet olivat kaikkien desiilien kohdalla hyviä vaihdellen välillä 0,89 ja 0,99. Kyseisen tarkasteluajanjakson pituuden vuoksi mallin tulosten perusteella on vaikeaa tehdä tarkkoja tulkintoja ilmiön kehitymisestä. Käymmekin seuraavaksi läpi lyhyemmille osaperiodeille estimoitujen analyysien tuloksia.

TAULUKKO 4 Lineaarisen regressioanalyysin desiiileille 1-10 aikavälillä 1926-2018

	DEC1	DEC2	DEC3	DEC4	DEC5	DEC6	DEC7	DEC8	DEC9	DEC10
R²	0,89	0,96	0,98	0,97	0,98	0,96	0,96	0,96	0,97	0,99
Vakio	0,07	0,15	0,21***	0,25***	0,27***	0,28***	0,28***	0,31***	0,25***	0,31***
MKT_RF	1,01***	1,07***	1,08***	1,04***	1,06***	1,07***	1,05***	1,05***	1,03***	0,97***
SMB	1,53***	1,27***	1,01***	0,90***	0,72***	0,51***	0,42***	0,24***	0,62***	-0,22***
HML	0,75***	0,48***	0,37***	0,31***	0,20***	0,22***	0,14***	0,12***	0,12***	-0,34***
joulu	-0,99***	-0,44**	-0,01	0,20**	0,04	-0,35**	0,26*	0,11	0,15	-0,14***
tammi	1,43***	-0,15	-0,23	-0,51***	-0,47***	-0,3***	-0,42***	-0,44***	-0,04	0,02

Taulukossa 5 esitetään vuosille 1926-1959 estimoidun regressioanalyysin tuloksia. Suurin osa Fama ja French -faktorimuuttujien kertoimista sai 1 % merkitsevyystasolla merkitsevät kertoimet. Mallin selitysasteet olivat jälleen hyviä vaihdellen arvojen 0,92 ja 0,99 välillä. Taulukon 5 tulosten perusteella tammikuu-ilmioita ei havaita minkään portfolion kohdalla, sillä ainoa merkitsevä kerroin tammikuu-dummy-muuttujalle havaitaan portfoliolle 7 ja sekin on etumerkillään negatiivinen.

Joulukuu-dummy-muuttuja sai vähintään 5 % tasolla merkitsevät kertoimet portfolioiden 2 ja 10 osalta. Kyseisistä kertoimista portfolion 2 arvo oli negatiivinen ja portfolion 10 positiivinen. Tulokset ovat linjassa aikaisempien tutkimusten kanssa, sillä kirjallisuuden mukaan ensimmäiset havainnot tammikuuilmioista tehtiin vasta 1970-luvulla.

TAULUKKO 5 Lineaarisen regressioanalyysin tuloksia desiiileille 1-10 aikavälillä 1926-1959

	DEC1	DEC2	DEC3	DEC4	DEC5	DEC6	DEC7	DEC8	DEC9	DEC10
R²	0,92	0,97	0,98	0,98	0,99	0,97	0,97	0,97	0,98	0,99
Vakio	0,13	0,09	0,00	0,10	0,05	0,12*	0,67	0,09	0,01	0,16***
MKT_RF	0,94***	1,04***	1,06***	1,00***	1,08***	1,09***	1,05***	1,04***	1,05***	0,98***
SMB	1,85***	1,42***	1,07***	0,91***	0,77***	0,47***	0,47***	0,18***	0,05	-0,14***
HML	0,96***	0,58***	0,44***	0,40***	0,17***	0,26***	0,12***	0,15***	0,11***	-0,05***
joulu	-1,00*	-0,86**	-0,03	0,29	-0,14	0,52*	0,45*	0,18	0,27	0,19***
tammi	0,80	-0,12	-0,25	-0,06	-0,08	-0,01	-0,45*	-0,32	0,12	-0,07

Taulukossa 6 on koottuna tuloksia aikavälille 1959-1979 estimoidulle regressioanalyysille. Kyseistä periodia voidaan pitää mielenkiintoisena, sillä ilmiö tuotiin ensimmäisen kerran julkisuuteen 1970-luvulla. Fama ja French -faktorimuuttujien kertoimet saivat tilastollisesti merkitseviä arvoja, kuten aikaisemminkin periodeilla ja tulosten mukaan mallin selitysasteet olivat hyviä. Taulukosta 6 voidaan havaita, että portfolion 1 tammikuu-dummy-muuttujan kerroin oli voimakkaasti tilastollisesti merkitsevä ja positiivinen. Tällä periodilla myös portfolioiden 2 ja 3 tammikuu-dummy-muuttujien kertoimet olivat positiivisia, mutta eivät tilastollisesti merkitseviä. Edelleen portfoliokoon kasvaessa kertoimen

voidaan havaita muuttuvan negatiiviseksi saaden portfolioita 9 lukuun ottamatta tilastollisesti merkitseviä arvoja. Lisäksi markkina-arvoltaan kaikista suurimpien yhtiöiden osakkeita sisältävän portfolion 10 kerroin on positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Tulosten mukaan vaikuttaa sitä, että tammikuu-ilmiötä olisi esiintynyt pienten yhtiöiden osakkeiden lisäksi myös kaikista suurimpien yhtiöiden osakkeissa. Aikaisemmassa kirjallisuudessa esimerkiksi Riepe (1988) ja Gu (2003) tekivät tutkimuksissaan havainnon erityisesti suurten yhtiöiden osakkeissa esiintyvistä ilmiöistä. Joulukuu-dummy-muuttujan kerroin sai positiivisen ja tilastollisesti merkitsevän kertoimen vain portfolion 2 kohdalla. Taulukosta 6 voidaan havaita, että tilastollisesti merkitsevissä kertoimissa ei juurikaan havaita vastakkaisuuntaisuutta.

TAULUKKO 6 Lineaarisen regressioanalyysin tuloksia desileille 1-10 aikavälillä 1959-1979

	DEC1	DEC2	DEC3	DEC4	DEC5	DEC6	DEC7	DEC8	DEC9	DEC10
R²	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,86	0,97	0,95	0,95	0,99
Vakio	0,30***	0,23***	0,38***	0,42***	0,39***	0,38***	0,40***	0,46***	0,39***	0,41***
MKT_RF	0,87***	0,97***	1,03***	0,99***	1,00***	1,01***	1,04***	1,06***	1,01***	0,97***
SMB	1,33***	1,05***	0,92***	0,87***	0,70***	0,60***	0,42***	0,23***	0,07**	-0,27***
HML	0,30***	0,24***	0,27***	0,18***	0,23***	0,21***	0,15***	0,19***	0,12***	-0,10***
joulu	0,18	0,40**	0,14	0,26	0,32	0,13	0,13	-0,16	-0,04	-0,05
tammi	1,32***	0,40	0,08	-0,63**	-0,63***	-0,91***	-0,81***	-0,69**	-0,45	0,43***

Taulukossa 7 on koottuna aikavälille 1979-1999 estimoidun analyysin tuloksia. Mallin selitysasteet olivat hyviä vaihdellen välillä 0,93-0,98. Tällä periodilla Fama ja French -faktorimuuttujista markkinafaktori ja kokofaktori saivat tilastollisesti merkitseviä arvoja, mutta kaikki arvofaktorin kertoimet eivät olleet tilastollisesti merkitseviä.

Taulukosta 7 voidaan nähdä, että tammikuu-dummy-muuttujien kertoimet portfolioille 1 ja 2 ovat tilastollisesti erittäin merkitseviä sekä positiivisia. Lisäksi havaitaan, että kyseisen muuttujan kerroin muuttuu negatiiviseksi portfolioon kasvaessa. Tulokset vahvistavat näkemystä siitä, että ilmiö tällä periodilla on ollut voimakkaasti yhteydessä yrityskokoon. Myös joulukuu-dummy-muuttujan kerroin saa merkitseviä arvoja, joista osa on negatiivisia ja osa positiivisia.

Tarkasteltaessa portfolioiden 1 ja 2 tuloksia, voidaan jälleen havaita vastakkaisuuntaisuutta joulu- ja tammikuu-dummy-muuttujien kertoimissa. Vastakkaisuuntaisuus kertoimissa voisi implikoida verohypoteesin tai portfolion uudelleenmuodostamis-hypoteesiin mukaisesta käyttäytymisestä, kuten aikaisemmin todettiin. Vastakkaisuutta kertoimissa havaitaan myös muiden portfolioiden kohdalla. Esimerkiksi portfolioiden 4-6 kohdalla tuottojen on havaittu nousevan joulukuun puolella ja laskevan vuoden vaihteen jälkeen. Tulos on juuri päinvastainen kuin portfolioiden 1 ja 2 kohdalla.

TAULUKKO 7 Lineaarisen regressioanalyysin tuloksia desiileille 1-10 aikavälillä 1979-1999

	DEC1	DEC2	DEC3	DEC4	DEC5	DEC6	DEC7	DEC8	DEC9	DEC10
R²	0,93	0,97	0,98	0,98	0,97	0,96	0,96	0,95	0,96	0,98
Vakio	0,27**	0,46***	0,53***	0,57***	0,63***	0,56***	0,62***	0,50***	0,53***	0,63***
MKT_RF	0,86***	1,00***	1,01***	1,02***	1,04***	1,03***	1,05***	1,06***	1,03***	0,96***
SMB	1,12***	1,03***	0,91***	0,86***	0,74***	0,56***	0,38***	0,27***	0,03	-0,33***
HML	0,13**	0,7**	0,02	0,04	0,08***	0,09***	0,09**	0,16***	0,10***	0,06***
joulu	-1,54***	-0,48**	0,19	0,40**	0,34*	0,57***	0,19	0,10	0,10	-0,05**
tammi	2,85***	0,59***	-0,08	-0,81***	-0,88***	-1,02***	-1,06***	-0,98***	-0,36	-0,18

Tuoreimmalle tarkasteluajanjaksolle 1999-2018 suoritetun regressioanalyysin tulokset on koottu taulukkoon 8. Tuloksista havaitaan, että portfolion 1 tammikuu-dummy-muuttujan kerroin on voimakkaasti tilastollisesti merkitsevä sekä positiivinen. Positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä kerroin havaitaan myös portfoliolle 9. Verrattaessa tuloksia periodin 1979-1999 tuloksiin, havaitaan, että portfolion 2 tammikuu-dummy-muuttujan kerroin ei ole enää positiivinen eikä tilastollisesti merkitsevä. Tulosten perusteella ilmiötä voidaan edelleen havaita, mutta havaintojen perusteella nousee esille kysymys ilmiön heikentymisestä. Joulukuu-dummy-muuttujan kertoimet saivat muutamaa portfoliota lukuun ottamatta positiivisia arvoja, mutta kerroin ei ole tilastollisesti merkitsevä yhdenkään portfolion kohdalla. Tilastollisesti merkitsevissä tammi- ja joulukuu dummy-muuttujien kertoimissa ei juurikaan havaita vastakkaissuuntaisuutta. Fama ja French -faktorimuuttujat ovat muiden ajanjaksojen tulosten tapaan tilastollisesti merkitseviä ja mallin selityssasteet ovat hyviä.

TAULUKKO 8 Lineaarisen regressioanalyysin tuloksia desiileille 1-10 aikavälillä 1999-2018

	DEC1	DEC2	DEC3	DEC4	DEC5	DEC6	DEC7	DEC8	DEC9	DEC10
R²	0,90	0,96	0,97	0,97	0,96	0,94	0,94	0,95	0,94	0,99
Vakio	0,04	0,09***	0,22***	0,13*	0,19***	0,25***	0,22**	0,29***	0,02**	0,15***
MKT_RF	0,91***	1,02***	1,04***	0,01***	1,06***	1,01***	1,03***	1,05***	0,98***	0,97***
SMB	1,12***	1,19***	0,94***	0,84***	0,67***	0,46***	0,37***	0,31***	0,12***	-0,24***
HML	0,24***	0,30***	0,29***	0,28***	0,23***	0,15***	0,15***	0,08*	0,12***	-0,04***
joulu	0,17	0,11	0,03	0,02	-0,23	0,21	0,23	0,25	0,09	-0,13
tammi	1,97***	-0,43	-0,18	-0,45*	-0,48*	0,01	0,53	-0,03	0,43**	-0,15

Lineaarisen tarkastelun jälkeen muodostettiin realisoituneen volatilitetin (engl. realized volatility) aikasarja, joita hyödynnetään myöhemmässä epälinearisessa tarkastelussa. Volatilitetin avulla pyritään mittaamaan kurssiheilunnan määrää. Volatilitettä pidetään usein osakemarkkinoiden riskiä kuvaavana mittarina. Realisoitunut volatilitetti mittaa volatilitetin historiallista kehitystä ja sen avulla voidaan tarkastella volatilitetin vaihtelua menneisyydessä. Realisoitunut

volatiliteetti estimoidaan frekvenssiltään tiheämmästä aineistosta. Tässä työssä realisoitunut varianssi on estimoitu päivähavainnoista.

Realisoitunutta volatiliteettia varten kerätty aineisto sisälsi havaintoja aikaväliltä 1926-2018. Volatiilisuuden tunnusluvut muodostettiin realisoituneen volatiliteetin menetelmällä laskemalla ensin aineiston avulla realisoituneen varianssin tunnusluvut (engl. realized variance):

$$(12) \quad RV_t = \sum_{i=0}^{nt} (r_{t,i}^2)$$

missä

$$RV_t = \text{realisoitunut varianssi}$$

$$r = MKT_RF, (r = p_{t,i} - p_{t,i-1})$$

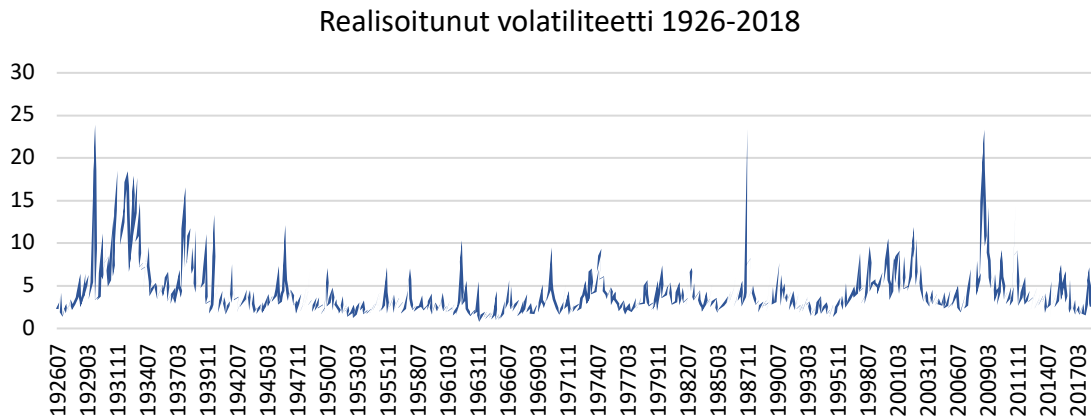
$$nt = \text{päivien lukumäärä kuukaudessa}$$

Realisoitunut volatiliteetti laskettiin varianssien keskihajontana:

$$(13) \quad R_{vol} = \sqrt{RV_t}$$

(McAleer & Medeiros, 2008.) Menetelmän avulla laskettu realisoituneen volatiliteetin aikasarja lisättiin muuttujaksi alkuperäiseen aineistoon, jonka jälkeen lineaarinen regressiomallinnus suoritettiin uudelleen. Realisoituneen volatiliteetin muuttuja ei tarkasteluajanjaksolla juurikaan saanut tilastollisesti merkitseviä kertoimia.

Kuvio 1 havainnollistaa realisoituneen volatiliteetin kehitystä vuosien 1926-2018 aikana. Kuviota 1 tarkasteltaessa havaitaan, että volatiliteetin arvon "huippukohdat" sijoittuvat markkinoiden kriisiperiodeille. Ensimmäinen volatiliteetin "huippukohta" sijoittuu 1920 -luvun lopulle. Nousu voidaan yhdistää vuosina 1929-1930 esiintyneeseen suureen lamaan. Toinen merkittävä korkean volatiliteetin periodi sijoittuu 1987 vuoden loppupuolelle. Tämä nousu on todennäköisesti aiheutunut vuoden 1987 mustasta maanantaista, jolloin Hongkongista liikkeelle lähtenyt osakkeiden arvon romahtaminen levisi maailmanlaajuisesti. Kolmas selkeä "huippukohta" sijoittuu vuosien 2008-2009 väliselle ajalle, jolloin markkinat ajautuivat maailmanlaajuisen finanssikriisiin. Kuviota 1 analysoitaessa on tärkeää muistaa, että kyseisten "huippukohtien" väliin mahtuu lukuisia korkean volatiliteetin periodeja, jotka eivät pitkän aikasarjan vuoksi nouse esille merkittävinä muutoksina.



KUVIO 1 Realisoituneen volatilitiitin kehitys aikavälillä 1926-2018.

Lineaarisen mallinnuksen ja realisoituneen volatilitiitin aikasarjan muodostamisen jälkeen suoritettiin luvussa 4.2.4 esitelty epälineaarisuuden testaus, jonka avulla pyrittiin selvittämään onko epälineaarinen mallinnus relevantti aineiston ja tutkimuskysymyksen kannalta. LM-testillä saatujen tulosten perusteella lineaarisuuden nollahypoteesi hylättiin ja täten saatu tulos indikoi, että mallissa esiintyy epälineaarisuutta realisoituneen volatilitiitin suhteen. Tulokseen pohjautuen lähdettiin toteuttamaan epälineaarista mallinnusta aikaisemmin esitellyn tasaisen rakennemuutoksen mallin avulla. Epälineaarinen mallinnus suoritettiin koko tutkimusajanjaksolle 1926-2018.

Taulukoissa 9 ja 10 esitetään STR- mallin sekä jo aikaisemmin esitellyn lineaarisen mallin tuloksia ja diagnostiikkaa desiiileille 1-10. Luvussa 4.2.3 esitelty epälineaarinen yhtälö¹⁵ voidaan esittää formaalisti seuraavassa muodossa:

$$(14) \quad r_t = \alpha_1 + \beta_{1,1}MKT_RF_t + \beta_{1,2}SMB_t + \beta_{1,3}HML_t + \beta_{1,4}tammikuu_t \\ + \beta_{1,5}joulukuu_t + G(s_t; \gamma, c)(\alpha_2 + \beta_{2,1}MKT_RF_t + \beta_{2,2}SMB_t + \beta_{1,3}HML_t \\ + \beta_{2,4}tammikuu_t + \beta_{2,5}joulukuu_t$$

missä

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma(Rvol - c)\})^{-1}$$

missä

$$Rvol = \text{realisoitunut volatilitiitti}$$

Taulukoiden 9 ja 10 tulokset ovat mielenkiintoisia. Tulokset osoittavat, että epälineaarisen yhtälön (kaava 14) alku- ja loppuosan kertoimien välillä on

¹⁵ (6) $y_t = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1}y_{t-1})(1 - G(s_t; \gamma, c)) + (\phi_{0,2} + \phi_{1,2}y_{t-1})G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t$

(7) $G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c)\})^{-1}, \gamma > 0$

eroavaisuuksia. Tulos implikoi, että epälineaarisuutta voidaan havaita, ja että realisoituneella volatilitteetilla on vaikutusta mallin kertoimien etumerkkiin sekä tilastolliseen merkitsevyyteen. Tulosten mukaan ilmiön laajuuden voidaan täten havaita olevan regiimiriippuvaista ainakin osalle tutkituista portfolioista. Lisäksi realisoituneen volatilitteetin voidaan havaita olevan ainakin yksi tekijöistä, jolla on vaikutusta regiimiin. Taulukon 10 tulokset viittaavat siihen, että poikkeavilla havainnoilla (nk. outliereilla) on saattanut olla vaikutusta mallin spesifointiin ja tätä kautta mallin parametreihin. Tarkasteltaessa esimerkiksi portfolion 7 tuloksia havaitaan, että joulukuun ja tammikuun kerroinparametrit ovat saaneet suhteellisen suuria arvoja. Huomaamme kuitenkin myöhemmin kuvioista 8, että kaavojen 15 ja 16 mukaiset kertoimet ovat suhteellisen pienet ja vakiot.

Tammi- ja joulukuun dummy-muuttujien kertoimien lisäksi myös Fama ja French -faktorien vaikutuksen havaitaan olevan regiimiriippuvaista. Suuri osa γ ja c :n arvoista saa myöskin suuressa määrin tilastollisesti merkitseviä kertoimia, mikä puoltaa mallin sopivuutta. Taulukoissa 9 ja 10 yhtälön alkuosan kertoimia on merkitty alaindeksillä 1 ja yhtälön loppuosan kertoimia puolestaan alaindeksillä 2.

TAULUKKO 9 Kertoimet lineaarisen- ja STR-mallin muuttujille aikavälillä 1926-2018.

*=kerroin tilastollisesti merkitsevä 10% merkitsevyystasolla, **= kerroin tilastollisesti merkitsevä 5% merkitsevyystasolla, ***= kerroin tilastollisesti merkitsevä 1% merkitsevyystasolla

	Desiili 1		Desiili 2		Desiili 3		Desiili 4		Desiili 5	
	LIN.	STAR	LIN.	STAR	LIN.	STAR	LIN.	STAR	LIN.	STAR
<i>Vakio</i> ₁	0,07	0,27	0,15***	0,10*	0,21***	0,30	0,25***	0,27***	0,27***	0,31***
<i>MKT_RF</i> ₁	1,01***	0,99***	1,07***	1,09***	1,08***	1,05***	1,04***	1,03***	1,06***	1,02***
<i>SMB</i> ₁	1,53***	1,34***	1,27***	1,16***	1,01***	0,84**	0,90***	0,84***	0,72***	0,75***
<i>HML</i> ₁	0,75***	0,57***	0,48***	0,42***	0,37***	0,01	0,31***	0,19***	0,20***	0,14***
<i>Tammikuu</i> ₁	1,43***	2,15***	-0,15	0,19	-0,23	0,70	-0,51***	-0,30**	-0,47***	-0,37***
<i>Joulukuu</i> ₁	-0,99***	-0,86***	-0,44**	-0,37**	-0,01	-0,01	0,20**	0,23**	0,04	0,00
<i>Vakio</i> ₂	-	1,50	-	0,97**	-	-0,14	-	-0,12	-	0,06
<i>MKT_RF</i> ₂	-	-0,17	-	-0,11**	-	-0,00	-	-0,04	-	0,07***
<i>SMB</i> ₂	-	1,34***	-	0,50***	-	0,31	-	0,12**	-	-0,6*
<i>HML</i> ₂	-	0,36*	-	0,07	-	0,59	-	0,24***	-	0,09***
<i>Tammikuu</i> ₂	-	-0,84	-	-0,84**	-	-1,53	-	0,43	-	-0,22
<i>Joulukuu</i> ₂	-	-6,14**	-	-4,50***	-	0,16	-	0,36	-	0,33
γ	-	15,65**	-	76,10***	-	0,20	-	1,27***	-	164,37*
c	-	10,62***	-	10,14***	-	5,51	-	7,04***	-	5,14***

TAULUKKO 10 Kertoimet lineaarisen- ja STR-mallin muuttujille aikavälillä 1926-2018.
 *=kerroin tilastollisesti merkitsevä 10% merkitsevyystasolla, **= kerroin tilastollisesti merkitsevä 5% merkitsevyystasolla, ***= kerroin tilastollisesti merkitsevä 1% merkitsevyystasolla.

	Desiili 6		Desiili 7		Desiili 8		Desiili 9		Desiili 10	
	LIN.	STAR	LIN.	STAR	LIN.	STAR	LIN.	STAR	LIN.	STAR
<i>Vakio</i> ₁	0,28***	0,31	0,28***	0,28***	0,31***	0,33***	0,25***	0,79	0,31***	0,32***
<i>MKT_RF</i> ₁	1,07***	0,99***	1,05***	1,03***	1,05***	1,01***	1,03***	0,46***	0,97***	0,98***
<i>SMB</i> ₁	0,51***	0,67**	0,42***	0,41***	0,24***	0,28***	0,62***	1,32***	-0,22***	-0,25***
<i>HML</i> ₁	0,22***	0,04	0,14***	0,12***	0,12***	0,05	0,12***	-0,26	-0,34***	-0,04***
<i>Tammikuu</i> ₁	-0,3***	-1,43*	-0,42***	-0,37***	-0,44***	-0,28	-0,04	-10,44***	0,02	0,10*
<i>Joulukuu</i> ₁	-0,35**	-1,19	0,26*	0,28**	0,11	-0,17	0,15	-6,16**	-0,14***	-0,15***
<i>Vakio</i> ₂	-	-0,05	-	0,70	-	0,22	-	-1,05	-	-0,19***
<i>MKT_RF</i> ₂	-	0,29	-	0,12***	-	0,30	-	1,10***	-	0,26***
<i>SMB</i> ₂	-	-0,84	-	-0,18	-	-0,64	-	-2,52***	-	0,14***
<i>HML</i> ₂	-	0,73	-	0,10*	-	-0,54	-	0,73	-	-0,02***
<i>Tammikuu</i> ₂	-	7,02	-	11149,04***	-	-2,22	-	21,30***	-	-0,67***
<i>Joulukuu</i> ₂	-	9,82***	-	948,89***	-	9,31	-	12,96**	-	-0,42**
γ	-	0,12	-	48,81***	-	0,24	-	0,02***	-	81,03***
<i>c</i>	-	17,33	-	15,36***	-	18,40***	-	5,99	-	9,56***

Esitämme seuraavaksi STR-mallin tuloksia kuvioiden avulla. Kuvioiden tarkoituksena on havainnollistaa vuodenvaihdeilmion laajuutta sekä vaihtelua ajassa eri yrityskoon mukaan järjestetyiden portfolioiden tuotoissa. Lisäksi kuvioiden avulla pyritään tulkitsemaan ilmiön ajallista kehitystä ja selvittämään voiko ajallinen kehitys olla seurausta realisoituneen volatilitietin vaihtelusta. Kuvioissa 2-11 esitetään mallin tuloksia tammi- ja joulukuu-kertomien avulla. Kertoimet on muodostettu seuraavalla tavalla:

$$(15) \text{ Tammikuun kerroin} = \beta_{1,4} + \frac{\beta_{2,4}}{(1 + \exp\{-\gamma(Rvol - c)\})}$$

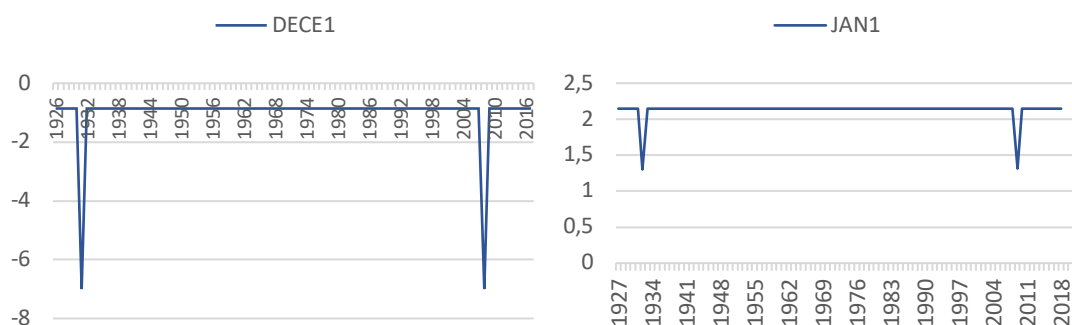
ja

$$(16) \text{ Joulukuun kerroin} = \beta_{1,5} + \frac{\beta_{2,5}}{(1 + \exp\{-\gamma(Rvol - c)\})}$$

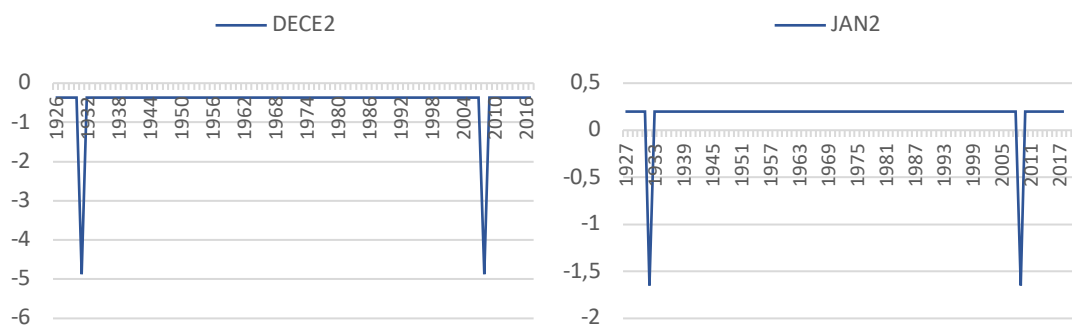
Kuvioissa 2 ja 3 esitellään tammi- ja joulukuu-kertoimien vaihtelua tutkitulla ajanjaksolla portfolioille 1 ja 2. Kuvion vasen puolisko havainnollistaa joulukuun kertoimen vaihtelua ja kuvion oikea puoli tammikuun kertoimen vaihtelua yli ajan. Kuvioista 2 ja 3 voidaan nähdä, että tammikuun kertoimet ovat pääosin pysytelleet positiivisina lukuun ottamatta portfolion 2 muutamaa poikkeuksellista periodia. Portfolion 1 kohdalla tammikuun kerroin saa suhteellisen suuren arvon ja portfolion 2 kohdalla kertoimen arvo pysyttelee lähellä nollaa. Havainto vahvistaa näkemystä siitä, että ilmiö liittyy erityisesti pienten yhtiöiden osakkeisiin, kuten lineaarinen tarkastelu ja aikaisempi kirjallisuus osoittaa.

Joulukuun kerroin saa kummankin portfolion kohdalla ainoastaan negatiivisia arvoja koko estimoidun ajanjakson ajan. Tuloksen mukaan voidaan päätellä, ettei vuodenvaihteen ympärillä tapahtuva tuottojen kohoaminen ole aikaistunut joulukuun puolelle eikä tuloksissa voida havaittua niin sanottua ”joulupukkiralli-ilmiötä”. Saatu tulos voisi olla erilainen, mikäli testaus olisi suoritettu lyhyemmille osaperioleille.

Kun tarkastellaan ilmiön ajallista kehitystä portfolioiden 1 ja 2 osalta, voidaan havaita, että sekä joulukuun että tammikuun kertoimet ovat pysytelleet suhteellisen vakioina yli ajan. Ainoat muutokset kertoimissa ovat sijoittuneet vuosien 1931-1932 ja 2008-2009 vaihteisiin. Kuten aikaisemmin esitellystä realisoituneen volatilitietin kuviosta (kuvio 1) voitiin havaita, kyseisillä periodeilla volatilitietin on ollut erityisen korkealla markkinoilla esiintyneiden kriisien seurauksena. Tulosten perusteella on kuitenkin vaikeaa tulkita ovatko kertoimissa tapahtuneet muutokset seurausta markkinoiden poikkeuksellisista olosuhteista vai johtuvatko ne aineiston yksittäisistä poikkeuksellisista havainnoista (nk. outlier havainnoista). Tämän selvittäminen vaatisi uudenlaista mallinnusta.



KUVIO 2 Tammi- ja joulukuun kertoimet portfolioille 1

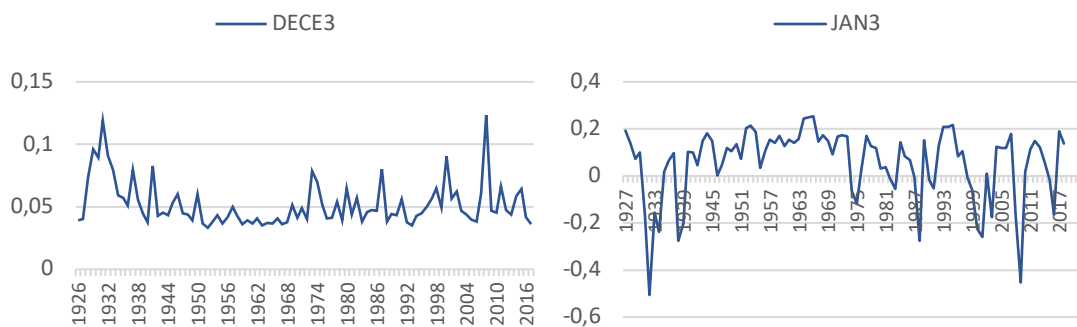


KUVIO 3 Tammi- ja joulukuun kertoimet portfolioille 2

Kuvossa 4 havainnollistetaan portfolion 3 tuloksia. Kuvion 4 perusteella voidaan todeta, että portfoliokoon kasvaessa joulukuun ja tammikuun kertoimet eivät enää pysy vakiona, vaan niissä havaitaan ajallista vaihtelua. Sekä joulukuun että tammikuun muuttujien vaihtelu näyttäisi kuvion perusteella olleen suhteellisen suurta ja systemaattista tutkitulla ajanjaksolla. Verrattaessa portfolion 3 tammikuun kertoimien vaihtelua kuvion 1 realisoituneen volatilitietin vaihteluun (kuvio 1) havaitaan, että kyseisten muuttujien välinen yhteys on negatiivinen. Toisin

sanoen tammikuun tuotot ovat olleet positiivisia kun markkinat ovat olleet matan volatiliteetin tilassa ja negatiivisia kun markkinoiden volatiliteetti on ollut korkeammalla. Tulos negatiivisesta korrelaatiosta ilmiön ja volatiliteetin välillä on yhtenevä Florosin ja Salvadorin (2014) tekemän havainnon kanssa.

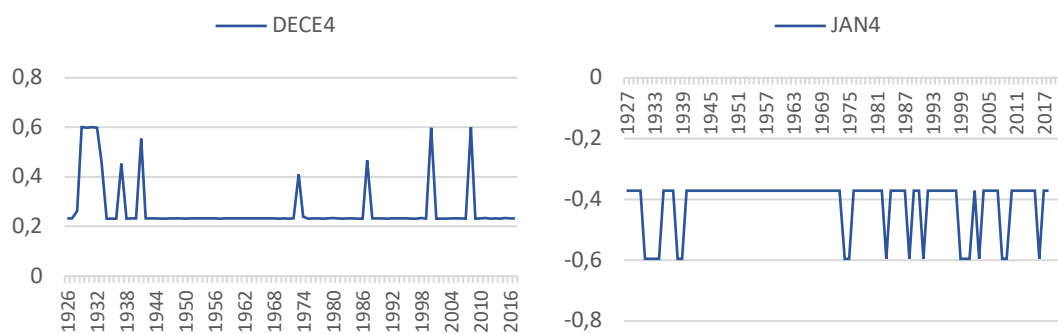
Joulukuun kertoimen osalta tulos on päinvastainen. Joulukuun kertoimen ja realisoituneen volatiliteetin välillä on havaittavissa positiivinen korrelaatio. Tulokset voidaan vahvistaa liitteen kuvion 14 avulla, jossa kuvataan tammikuun kertoimen sekä joulukuun kertoimen ja realisoituneen volatiliteetin välistä korrelaatiota¹⁶. Lisäksi tulokset osoittavat, että Joulukuun kerroin on pysynyt positiivisena koko tutkitun ajanjakson ajan. Yhteenvedona voidaan todeta, että vuodenvaihdeilmiö on portfolio 3 osalta ajassa muuttuva ja ainakin osa heilunnasta on seurausta realisoituneen volatiliteetin vaihtelusta.



KUVIO 4 Tammi- ja joulukuun kertoimet portfolioille 3

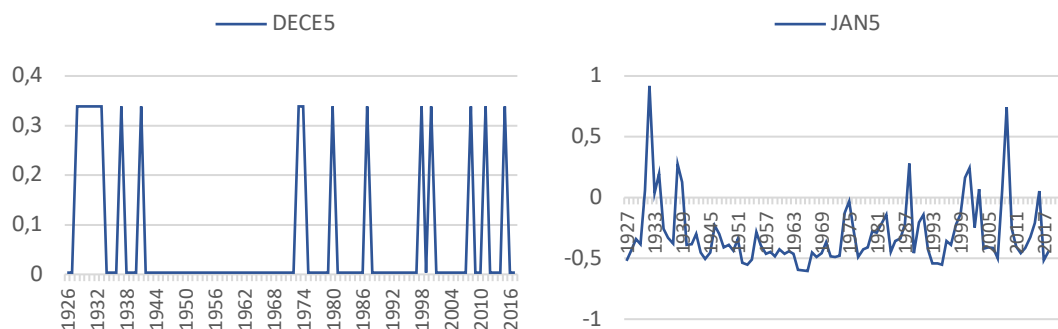
Kuviosta 5 havaitaan, että portfolio 4 kohdalla sekä tammi- että joulukuun kertoimissa voidaan jälleen havaita vaihtelua, mutta vaihtelu ei ole yhtä merkittävää kuin portfolio 3 kertoimissa. Mallinnus osoittaa, että tammikuun kerroin pysyttelee negatiivisena koko tutkitun ajanjakson ajan. Joulukuun-muuttujan kerroin puolestaan saa positiivisen arvon, mutta kerroin on suhteellisen pieni. Kuvion perusteella jonkinlainen yhteys kertoimien sekä realisoituneen volatiliteetin välillä voidaan havaita, mutta liitteen kuvio 15 ei vahvista tulosta. Täten ainakaan kovin voimakasta yhteyttä joulukuun- ja tammikuun kertoimien sekä realisoituneen volatiliteetin vaihtelun välillä ei havaita portfolioille 4. Negatiivinen tammikuun kerroin vahvistaa tulosta siitä, että ilmiö on yrityskokoon liittyvä.

¹⁶ Liitteen kuvioissa 12-21 on kuvattuna x-akselilla joulukuun- / tammikuun kerroin ja y-akselilla realisoituneen volatiliteetin kerroin kyseiselle kuukaudelle.



KUVIO 5 Tammi- ja joulukuun kertoimet portfolioille 4

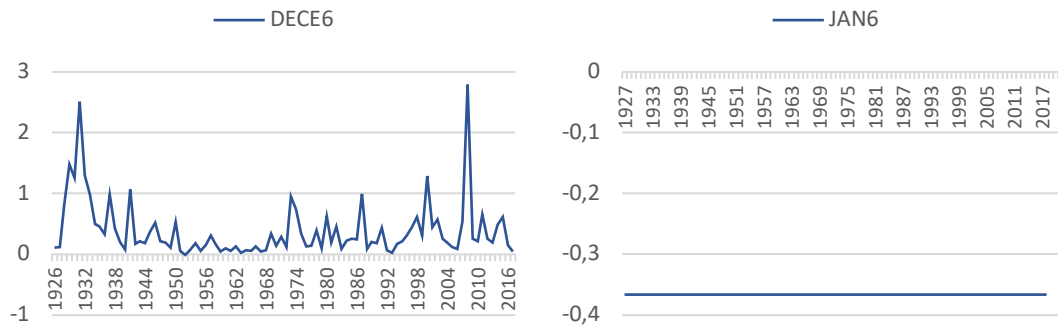
Kuvio 6 havainnollistaa tuloksia portfolioille 5. Kuvioista voidaan havaita, että sekä joulukuun että tammikuun kertoimien ajallinen vaihtelu on suhteellisen suurta. Joulukuun kohdalla kerroin saa ainoastaan positiivisia arvoja, mutta tammikuun muuttujan kerroin vaihtelee negatiivisten sekä positiivisten arvojen välillä, pysytellen kuitenkin pääosin negatiivisena. Tammikuun osalta vaihtelu on suhteellisen yhtenäistä realisoituneen volatiliteetin vaihtelun kanssa, mutta joulukuun kertoimen kohdalla yhteyttä ei havaita. Liitteen kuvio 16 osoittaa, että yhteys tammikuun kertoimen ja realisoituneen volatiliteetin välillä on positiivinen. Toisin sanoen tammikuun tuottojen havaitaan nousseen kun volatiliteetti on ollut korkeammalla ja laskeneen kun markkinat ovat olleet matalamman volatiliteetin tilassa. Tammikuun osalta tulos eroaa portfolio 3 havainnoista, jossa korrelaation havaittiin olevan negatiivinen. Havaintojen perusteella voidaan päätellä, että portfolio 5 kohdalla tammikuun tuotot ovat olleet ehdollisia volatilisyyden vaihtelulle.



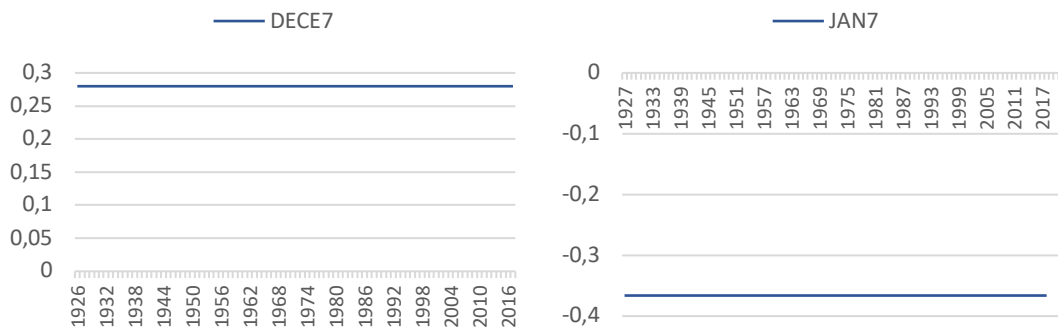
KUVIO 6 Tammi- ja joulukuun kertoimet portfolioille 5

Portfolioiden 6 ja 7 tulokset on esitelty kuvioissa 7 ja 8. Portfolio 6 osalta joulukuun tuotot ovat selvästi yhteydessä realisoituneen volatiliteetin vaihteluun, mutta tammikuun osalta tuottojen ja volatilisyyden välillä ei ole havaittavissa minkäänlaista yhteyttä. Portfolio 6 kohdalla tammikuun kertoimessa ei havaita ajallista vaihtelua ja kerroin on pysytellyt negatiivisena koko tutkitun periodin ajan. Portfolio 7 osalta sekä joulukuun tuotot, että tammikuun tuotot ovat pysyneet vakiona yliajan. Portfolioilla 7 joulukuun tuotot ovat olleet heikosti positiivisia ja tammikuun tuotot ovat saaneet negatiivisen arvon. Tulos puoltaa

jälleen näkemystä siitä, ettei tammikuuilmiötä ole juurikaan havaittavissa markkina-arvoltaan suurten yhtiöiden osakkeissa.

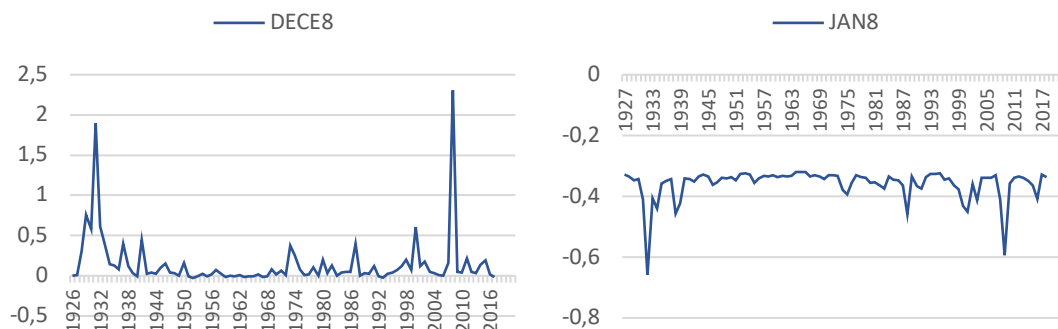


KUVIO 7 Tammi- ja joulukuun kertoimet portfolioille 6



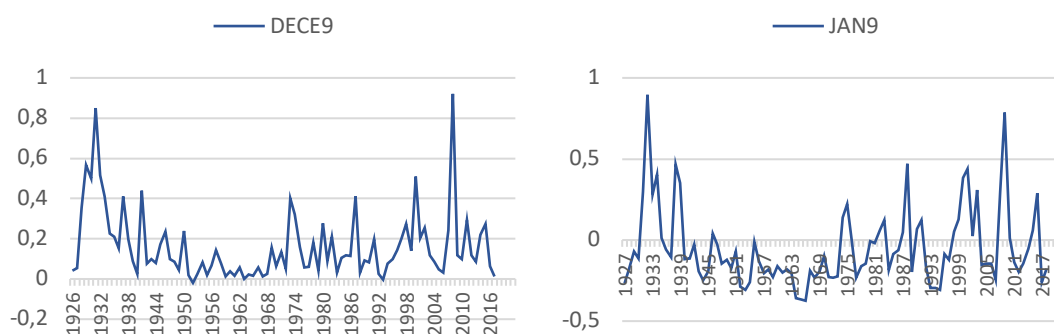
KUVIO 8 Tammi- ja joulukuun kertoimet portfolioille 7

Kuviossa 9 havainnollistetaan portfolion 8 tuloksia. Kertoimissa on jälleen havaittavissa voimakasta ajallista vaihtelua. Joulukuun kerroin pysyttelee positiivisena koko periodin ajan ja tammikuun kerroin puolestaan negatiivisena. Tulosten perusteella tammikuuilmiötä ei havaita. Kuvio 9 näyttää suhteellisen yhtenäiseltä portfolion 3 kuvion kanssa, vaikkakin nyt tammikuun kertoimen havaitaan saaneen ainoastaan negatiivisia arvoja. Joulukuun kertoimen ja realisoituneen volatilitietin välillä havaitaan positiivinen yhteys, kun taas tammikuun tuottojen ja realisoituneen volatilitietin välillä havaitaan jälleen negatiivinen yhteys. Liitteen kuvio 19 kuitenkin osoittaa, ettei yhteys kertoimien ja realisoituneen volatilitietin välillä ole kovin merkittävä.



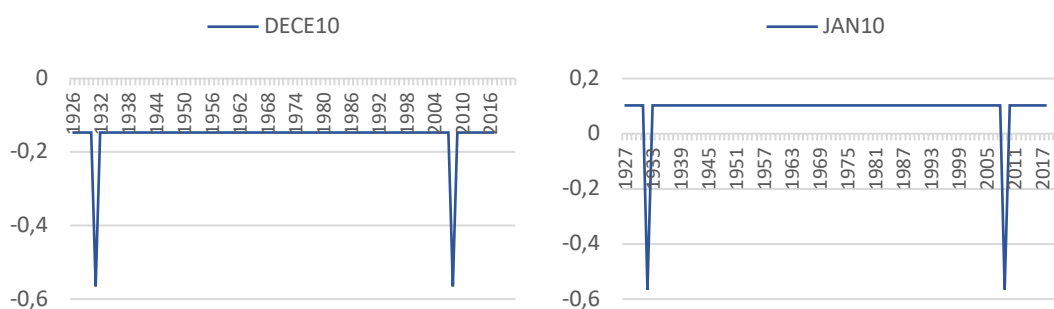
KUVIO 9 Tammi- ja joulukuun kertoimet portfolioille 8

Kuvion 10 avulla voidaan tutkia portfolion 9 joului- ja tammikuun kertoimien ajallista vaihtelua. Kuviosta nähdään, että kummankin muuttujan kertoimet saavat pääosin positiivisia arvoja. Lisäksi sekä joului- että tammikuun tuottojen sekä realisoituneen volatilitietin välillä havaitaan selkeä positiivinen korrelaatio ja tuottojen voidaan havaita olleen suurempia kun markkinoiden volatilitietti on ollut korkeammalla tasolla. Ilmiön voidaan havaita tämän portfolion kohdalla olleen regiimiriippuvaista.



KUVIO 10 Tammi- ja joulukuun kertoimet portfoliolla 9

Kuvossa 11 on kuvattuna joului- ja tammikuun kertoimien vaihtelua markkina-arvoltaan kaikista suurimpien yhtiöiden osakkeita sisältävän portfolion osalta. Kuvion perusteella tulokset näyttävät yhtenäisiltä portfolioiden 1 ja 2 tulosten kanssa (kuviot 2 ja 3). Yhteyttä joului- ja tammikuun kertoimien sekä realisoituneen volatilitietin välillä ei voida vahvistaa. Tammikuun osalta kerroin on positiivinen ja joulukuun osalta negatiivinen. Tulos on linjassa lineaarisen tarkastelun kanssa, jossa korkeampia tuottoja havaittiin markkina-arvoltaan pienten yhtiöiden osakkeiden lisäksi myös kaikista suurimpien yhtiöiden osakkeissa.



KUVIO 11 Tammi- ja joulukuun kertoimet portfoliolla 10

Edellä esitellyt tulokset on koottu taulukkoon 11 helpottamaan tulosten vertailua. Johtopäätökset tuloksista esitellään luvussa 5.

TAULUKKO 11 Epälineaarisen mallinnuksen tuloksia

Portfolio	Ilmiön ajallinen kehitys	Tammikuuilmiön luonne	Joulukuuilmiön luonne	Joulukuun tuottojen yhteys volatilititeettiin	Tammikuun tuottojen yhteys volatilititeettiin
1	Ei	Pääosin positiivinen	Negatiivinen, ilmiötä ei havaita	Ei yhteyttä	Ei yhteyttä
2	Ei	Pääosin positiivinen	Negatiivinen, ilmiötä ei havaita	Ei yhteyttä	Ei yhteyttä
3	Kyllä	Sekä positiivinen että negatiivinen	Pääosin positiivinen	Positiivinen	Negatiivinen
4	Kyllä	Negatiivinen, ilmiötä ei havaita	Positiivinen	Heikko yhteys	Ei yhteyttä
5	Kyllä	Sekä positiivinen, että negatiivinen	Positiivinen	Ei yhteyttä	Positiivinen
6	joulukuussa kyllä, tammikuussa ilmiö vakio	Negatiivinen, ilmiötä ei havaita	Positiivinen	Positiivinen	Ei yhteyttä
7	Ei	Negatiivinen, ilmiötä ei havaita	Positiivinen	Ei yhteyttä	Ei yhteyttä
8	Kyllä	Negatiivinen, ilmiötä ei havaita	Positiivinen	Heikko yhteys	Heikko yhteys
9	Kyllä	Sekä positiivinen, että negatiivinen	Positiivinen	Yhteys	Yhteys
10	Ei	Pääosin positiivinen	Negatiivinen	Ei yhteyttä	Ei yhteyttä

5 JOHTOPÄÄTÖKSET JA ARVIOINTI

Ensimmäiset havainnot tammikuuilmiöstä tehtiin jo yli 40 vuotta sitten. Löytymisensä jälkeen ilmiö on kiinnostanut niin tutkijoita kuin sijoittajiakin. Ilmiötä on tutkittu paljon erilaisin menetelmin, mutta tulokset ovat olleet ristiriitaisia. Tässä pro gradu-tutkielmassa käsiteltiin tammikuuilmiötä kirjallisuuskatsauksen sekä empiirisen tarkastelun avulla.

Tutkielman alussa, luvussa kolme esiteltiin laaja katsaus aikaisempaan kirjallisuuteen. Luku jakautui kolmeen alalukuun. Ensimmäisessä alaluvussa tarkasteltiin ilmiötä sen löytymisestä tähän päivään asti ja pyrittiin tuomaan esille ilmiön kannalta merkittävimmät löydökset. Toisessa alaluvussa perehdyttiin verohypoteesiin ilmiötä selittävänä tekijänä. Kolmannessa alaluvussa puolestaan tarkasteltiin tuoreempia tutkimuksia, joissa ilmiötä on tutkittu epälineaarisen Markovin regiiimisiirtymämallin avulla. Kyseisten tutkimusten tarkoituksena on ollut testata ilmiön ehdollisuutta talouden yleisimmille olosuhteille. Kolmannen alaluvun tutkimukset toimivat perustana tämän työn empiiriselle tarkastelulle.

Useimmissa tutkimuksissa ilmiötä on havaittu erityisesti pienen markkina-arvon yhtiöiden osakkeissa. (Keim, 1983; Haugen & Jorion, 1996; Haug & Hirschey, 2006.) Toisaalta osassa tutkimuksista tulokset ovat olleet täysin päinvastaisia. Esimerkiksi Gu (2003) sekä Kohers ja Kohli (1996) havaitsivat ilmiön esiintyvän erityisesti suuren markkina-arvon yhtiöiden osakkeissa. Eriävistä tuloksista huolimatta, todisteet siitä, että ilmiötä esiintyisi kaikenkokoisten yhtiöiden osakkeissa, ovat jääneet vähäisiksi. Tutkijat ovat epäilleet, että esimerkiksi transaktiokustannukset sekä pienten yhtiöiden riskisyys voisivat olla syitä sille, miksi ilmiötä edelleen havaitaan pienten yhtiöiden osakkeiden tuotoissa.

Suurin osa tammikuuilmiöön liittyvistä tutkimuksista keskittyvät analysoimaan ilmiötä Yhdysvaltojen osakemarkkinoilla. Ilmiötä on kuitenkin havaittu esiintyvän lähes kaikkialla maailmassa. (Gultekin ja Gultekin, 1983). Toisaalta esimerkiksi Darrat ym. (2011) tutkimuksessaan päätyivät havaitsemaan ilmiötä tutkimuksensa 34:stä maasta vain 4:ssä.

Vaikka tammikuuilmiötä useissa tutkimuksissa edelleen havaitaan, on kirjallisuudessa esitetty väitteitä sen heikentymisestä tai jopa katoamisesta. (Riepe 1998; Gu, 2003; Marquering ym., 2006.) Tulokset ovat realistisia, sillä teorian mukaan säännönmukaisuuksien esiintyminen arvopapereiden hinnoissa pitäisi

käytännössä olla mahdotonta. Kun anomaliat tulevat sijoittajien julkiseen tietoi-
suuteen, niiden hyödyntämisen tulisi johtaa niiden katoamiseen markkinoilta.

Kuten kirjallisuuskatsaus osoittaa, tulokset tammikuuilmiöstä ovat olleet
ristiriitaisia. Eriävät tulokset nostavat esille epäilyksen käytettyjen estimointime-
netelmien sekä aineistojen sopivuudesta. Analysoitaessa kirjallisuuskatsauk-
sessa esiteltyjen tutkimusten tuloksia, on hyvä muistaa, että suuri osa tutkimuk-
sista perustuu yksinkertaisiin lineaarisiin menetelmiin. Kyseisiä menetelmiä on
kritisoitu siitä, etteivät ne ota huomioon eri markkinatilanteiden vaikutusta il-
miön esiintymiseen.

Viime vuosien aikana ilmiötä on alettu tutkimaan monimutkaisempien epä-
lineaaristen menetelmien avulla. Tutkimusten pyrkimyksenä on ollut poistaa li-
nearisten mallien puutteellisuudet. Kirjallisuuskatsauksen viimeisessä alalu-
vussa perehdyttiin tutkimuksiin, joissa ilmiötä on tarkasteltu regiimisiirtymä-
mallien avulla. Tutkimuksissa havaittiin ilmiön voimakkuuden olevan regiimi-
riippuvaista. Lisäksi regiimien oletettiin liittyvän markkinoiden volatilitettiin.
(Chia-Shang ym., 2004; Agnani ja Aray, 2011; Floros ja Salvador, 2014.)

Tämän tutkielman empiirinen osio perustui kirjallisuuskatsauksen viimei-
sessä aluvussa esiteltyihin tutkimuksiin. Tarkoituksena oli tutkia joului- ja tam-
mikuuilmiön ehdollisuutta volatiliisuuden vaihtelulle Yhdysvaltojen osake-
markkinoilla. Lisäksi testattiin ilmiön yhteyttä yrityskokoon. Tutkimus toteutet-
tiin hyödyntäen sekä lineaarista regressioanalyysiä että epälineaarista tasaisen
rakennemuutoksen mallia. Tasaisen rakennemuutoksen mallissa volatiliisuutta
mittaavien muuttujien vaikutus saadaan mallinnettua eksplisiittisesti.

Linearisessa mallinnuksessa analysoitiin periodia 1926-2018 sekä neljää
osaperiodia 1926-1959, 1959-1979, 1979-1999 ja 1999-2018. Epälinearisessa mal-
linuksessa tarkasteltiin vuosia 1926-2018. Tutkimuksen kohteena oli kymmenen
yrityskokoon mukaan järjestettyä osakeportfoliota. Selittäviksi muuttujiksi malliin
asetettiin Faman ja Frenchin kolme riskifaktoria sekä dummy-muuttujat joului- ja
tammikuulle. Lisäksi epälinearisessa mallinnuksessa analyysiin sisällytettiin
realisoituneen volatilitettiin muuttuja.

Lineaarisen mallinnuksen mukaan ilmiötä oli havaittavissa vasta periodista
1959-1979 alkaen. Tavallista korkeampia tammikuutuottoja esiintyi erityisesti
pienen markkina-arvon yhtiöiden osakkeissa. Tulos on yhtenäinen aikaisemman
kirjallisuuden kanssa. Toisaalta muutamilla periodeilla korkeampia tammikuu-
tuottoja esiintyi myös kaikista suurimpien yhtiöiden osakkeissa. Muille port-
foliokoille ilmiö näytti olleen pääasiassa negatiivinen.

Kolmas merkittävä lineaarisessa mallinnuksessa esille noussut havainto oli
joului- ja tammikuu-dummy-muuttujien kerrointen vastakkaisuuntaisuus. Eri-
tyisesti pienten yhtiöiden osakkeiden kohdalla tuottojen havaittiin laskevan jou-
lukuussa ja nousevan vuoden vaihteen jälkeen tammikuussa. Tällaiset tulokset
implikoivat verohypoteesin tai portfolion uudelleenmuodostamis -hypoteesin
mukaisesta käyttäytymisestä. Hypoteesit on kirjallisuudessa liitetty yleensä ni-
menomaan pienten yhtiöiden osakkeisiin.

Lineaarisen mallinnuksen jälkeen suoritettu tasaisen rakennemuutoksen
mallinnus todisti, että tammi- ja joulukuun tuotot ovat vaihdelleet ajassa ja täten
realisoituneella volatilitetilla näyttäisi olleen vaikutusta joului- ja tammikuuil-
miöön ainakin osassa tutkituista portfolioista. Tulos ajassa muuttuvasta ilmiöstä

on yhtenevä esimerkiksi Agnanin ja Arayn (2011) sekä Florosin ja Salvadorin (2014) saamien tulosten kanssa.

Osan portfolioista kohdalla korrelaatio joului- ja tammikuun kertoimien sekä realisoituneen volatilitietin välillä oli ilmeinen, mutta joidenkin portfolioiden kohdalla yhteyttä ei voitu vahvistaa. Osalle portfolioista yhteys oli negatiivinen eli tuottojen havaittiin kohoavan markkinoiden ollessa matalan volatilitietin regiimissä ja laskevan markkinoiden volatilitietin noustessa. Osalle portfolioista yhteyden puolestaan havaittiin olevan positiivinen. Tulokset täten osittain erosivat esimerkiksi Florosin ja Salvadorin (2014) tutkimuksen tuloksista, sillä he havaitsivat kalenterianomalioiden olevan positiivisia markkinoiden ollessa matalan volatilitietin tilassa ja negatiivisia siirryttäessä korkean volatilitietin periodille.

Epälineaarisen mallinnuksen tulosten mukaan ilmiö näyttäisi olleen ainakin osittain yrityskokoon liittyvä. Positiivisia tammikuun tuottoja havaittiin lineaarisen mallinnuksen tapaan kaikista pienimpien yhtiöiden lisäksi myös kaikista suurimpien yhtiöiden osakkeissa. Toisaalta tulosten mukaan tammikuun tuottojen havaittiin olleen volatilitietin vaihtelun seurauksena positiivisia myös muutamien muun portfolion kohdalla. Joulukuussa korkeampia tuottoja esiintyi portfolioilla 3-9. Myös epälineaarisisessa mallinnuksessa joului- ja tammikuumuuttujien kertoimissa oli täten havaittavissa vastakkaissuuntaisuutta. Tulokset eroavat Agnanin ja Arayn (2011) tuloksista, sillä he havaitsivat ilmiötä esiintyvän kaikenkokoisten yhtiöiden osakkeissa. Agnani ja Aray (2011) analysoivat tutkimuksessaan vain viittä yrityskokoon mukaan järjestettyä portfolioa lyhyemmällä periodilla, mikä saattaa aiheuttaa eroavaisuuksia tuloksiin. Agnanin ja Arayn (2011) aineisto ei esimerkiksi huomionnut 1930-luvun suurta lamaa eikä vuosina 2008-2009 esiintynyttä finanssikriisiä.

Vaikka kerrointen havaittiin vaihtelevan ajassa, oli kertoimet osalle portfolioista vakioita yli ajan. Tämän tutkimuksen perusteella selkeää selitystä portfolioiden välisille eroavaisuuksille on haastavaa löytää. Lisäksi muutamien portfolion kohdalla kertoimissa havaittiin vaihtelua vain muutamalla yksittäisellä ajanhetkellä. Kyseiset muutokset kertoimissa ajoittuivat periodeille, jolloin markkinoiden volatilitietin on ollut epätavallista korkeammalla tasolla. Tämän tutkimuksen perusteella ei pystytä vahvistamaan ovatko kyseiset muutokset kertoimissa seurausta markkinoiden poikkeuksellisista olosuhteista vai aineiston yksittäisistä poikkeavista havainnoista. Kyseisten tulosten analysoiminen vaatisi erilaisin menetelmin suoritettua analyysia. Joului- ja tammikuuilmiön lisäksi myös Fama ja French -faktorien vaikutusten havaittiin olevan regiimiriippuvaista. Kyseistä tulosta ei tässä työssä analysoida tarkemmin, sillä tulokseen perehtyminen vaatisi lisätutkimusta.

Epälineaarisen mallinnuksen tulosten perusteella voidaan päätellä, ettei aikaisemmassa kirjallisuudessa paljon käytetty lineaarinen mallinnus ole välttämättä ollut optimaalisin menetelmä tammikuuilmiön tutkimisessa. Tämä johtuu siitä, että tutkijoiden mukaan esimerkiksi lineaariset dummy-muuttujamallit toimivat optimaalisesti tilanteissa, joissa kausittaisuuksien luonne pysyy vakiona yli ajan. Tulosten perusteella herää kysymys, onko osa tutkimuksissa havaitusta tammikuuilmiöstä ollut seurausta markkinoiden poikkeuksellisista olosuhteista ja ovatko havainnot ilmiöstä voineet olla virheellisiä.

Uudet tutkimukset tasaisen rakennemuutoksen mallinnuksella olisivat tarpeen, jotta tulos ilmiön ja realisoituneen volatilitiitin välisestä yhteydestä voitaisiin vahvistaa. Tulevissa tutkimuksissa mallinnuksen luotettavuutta voitaisiin parantaa hyödyntämällä esimerkiksi viikkokohtaista aineistoa tai eliminoimalla realisoituneen volatilitiitin aineistosta periodit, jolloin volatilitiitti on saanut poikkeuksellisen suuria arvoja. Lisäksi selittävinä muuttujina mallissa voitaisiin Faman ja Frenchin kolmen riskifaktorin sijaan hyödyntää uudempaa viiden faktorin mallia.

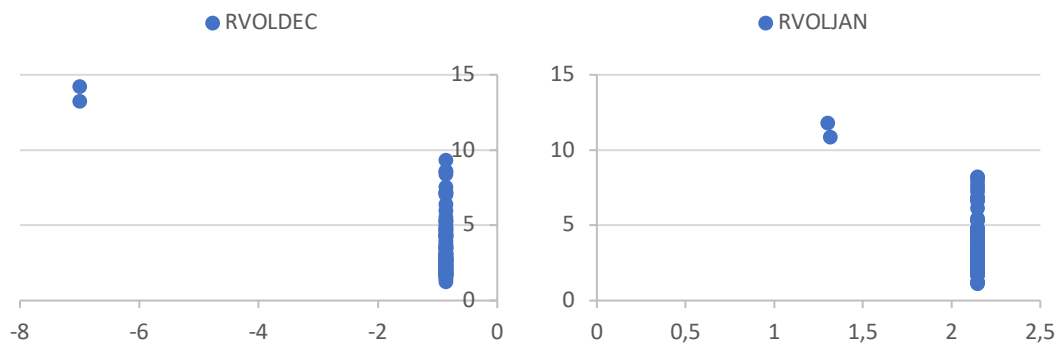
LÄHTEET

- Agnani, B., & Aray, H. (2011). The January effect across volatility regimes. *Quantitative Finance*, 11(6), 947–953. doi: 10.1080/14697680903540373
- Chia-Shang, J.C., Liu, T. and Rathinasamy, R.S. (2004). Robust Test of the January Effect in Stock Markets Using Markov-Switching Model. *Journal of Financial Management & Analysis*, 17(1), 22–33. Haettu osoitteesta <http://search.ebscohost.com.ezproxy.jyu.fi/login.aspx?direct=true&db=bsh&AN=15017207&login.asp&site=ehost-live>
- Darrat, A. F., Bin Li, Liu, B., & Jen Je Su. (2011). A Fresh Look at Seasonal Anomalies: An International Perspective. *International Journal of Business & Economics*, 10(2), 93–116. Haettu osoitteesta <http://search.ebscohost.com.ezproxy.jyu.fi/login.aspx?direct=true&db=bsh&AN=91272715&login.asp&site=ehost-live>
- Dijk, D., Teräsvirta, T., & Franses, P. (2002). Smooth Transition Autoregressive Models – a Survey of Recent Developments. *Econometric Reviews*, 21(1), 1–47. doi: 10.1081/ETC-120008723
- El Khoury, R., & Nahas, J. (2018). January Effect in the French Market: The case of CAC40 Index. *Management*, 5(3), 96–117.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417. doi:10.2307/2325486
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56. doi:10.1016/0304-405X(93)90023-5.
- Fama, E., & French, K. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55–84. doi:10.2307/2329302
- Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25–46. doi: 10.1257/0895330042162430
- Floros, C., & Salvador, E. (2014). Calendar anomalies in cash and stock index futures: International evidence. *Economic Modelling*, 37, 216–223. doi:10.1016/j.econmod.2013.10.036.
- Franses, P., & Dijk, D. (2000). *Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge: Cambridge University Press. 69–83.
- Givoly, D., & Ovadia, A. (1983). Year-end tax-induced sales and stock market seasonality. *The Journal of Finance*, 38(1), 171–185. doi:10.1111/j.1540-6261.1983.tb03633.x
- Grinblatt, M., & Keloharju, M. (2004). Tax-loss trading and wash sales. *Journal of Financial Economics*, 71(1), 51–76. doi:10.1016/S0304-405X(03)00180-6.

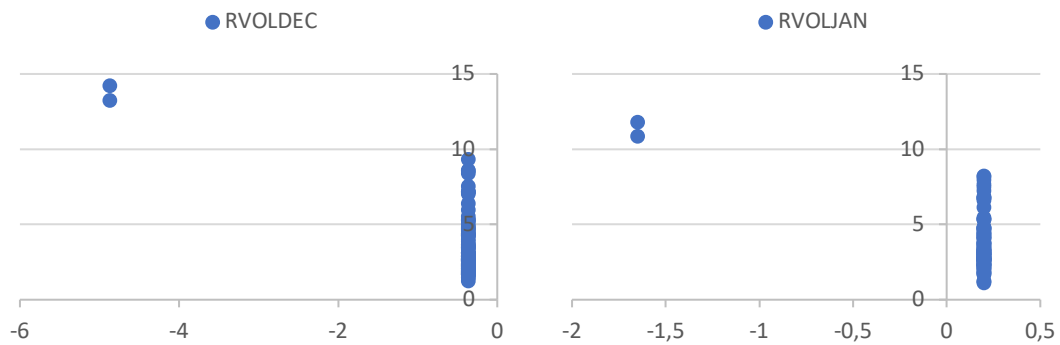
- Gu, A. Y. (2003). The declining January effect: Evidences from the U.S. equity markets. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 43(2), 395–404. doi:10.1016/S1062-9769(02)00160-6
- Gultekin, M. N., & Gultekin, N. B. (1983). Stock market seasonality. *Journal of Financial Economics*, 12(4), 469–481. doi:// dx.doi.org.ezproxy.jyu.fi/10.1016/0304-405X(83)90044-2
- Haug, M., & Hirschey, M. (2006). The January Effect. *Financial Analysts Journal*, 62(5), 78–88. Haettu osoitteesta <http://www.jstor.org/stable/4480774>
- Haugen, R. A., & Jorion, P. (1996). The January Effect: Still There after All These Years. *Financial Analysts Journal*, 52(1), 27–31. doi:10.2469/faj.v52.n1.1963.
- Haugen, R. A., & Lakonishok, J. (1988). The incredible January effect: The stock market's unsolved mystery. Homewood Ill: Dow Jones-Irwin.
- Hoffmann, A. O. I., Post, T., & Pennings, J. M. E. (2013). Individual investor perceptions and behavior during the financial crisis. *Journal of Banking & Finance*, 37(1), 60–74. doi:10.1016/j.jbankfin.2012.08.007
- Jones, C., Pearce, D., & Wilson, J. (1987). Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note. *The Journal of Finance*, 42(2), 453–461. doi:10.2307/2328262
- Keim, D. B. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 13–32. doi:10.1016/0304-405X(83)90025-9
- Kim, D. (2006). On the Information Uncertainty Risk and the January Effect. *The Journal of Business*, 79(4), 2127–2162. doi:10.1086/503659
- Kohers, T., & Kohli, R. (1991). The Anomalous Stock Market Behavior of Large Firms in January: The Evidence from the S&P Composite and Component Indexes. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 30(3), 14–32. Haettu osoitteesta <http://www.jstor.org/stable/40473027>
- Kumar, S., & Pathak, R. (2016). Do the calendar anomalies still exist? Evidence from Indian currency market. *Managerial Finance*, 42(2), 136–150. Haettu osoitteesta <https://doi.org/10.1108/MF-05-2015-0146>
- Lee, C., Porter, D. C., & Weaver, D. G. (1998). Indirect tests of the Haugen-Lakonishok small-firm/January effect hypotheses: Window dressing. *Financial Review*, 33(2), 177. doi:10.1111/j.1540-6288.1998.tb01376.x.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Teräsvirta, T. (1988). Testing Linearity in Univariate Time Series Models. *Scandinavian Journal of Statistics*, 15(3), 161–175. Haettu osoitteesta <http://www.jstor.org/stable/4616098>
- Malkamäki, M. & Martikainen, T. (1990). Säännönmukaiset poikkeamat markkinat ehokkuudessa. Teoksessa: Malkamäki, M. & Martikainen, T. (toim.) *Rahoitusmarkkinat*. T. Weiling+Göös, Jyväskylä. 113–124.
- Mark Haug, & Mark Hirschey. (2006). The january effect. *Financial Analysts Journal*, 62(5), 78–88. doi:10.2469/faj.v62.n5.4284

- Marquering, W., Nisser, J., & Valla, T. (2006). Disappearing anomalies: a dynamic analysis of the persistence of anomalies. *Applied Financial Economics*, 16(4), 291–302. doi:10.1080/09603100500400361.
- McAleer, M., & Medeiros, M. (2008). Realized Volatility: A Review. *Econometric Reviews*, 27(1–3), 10–45. doi:10.1080/07474930701853509.
- McMillan, D. G. (2003). Non-linear Predictability of UK Stock Market Returns. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 65(5), 557–573. doi:10.1111/j.1468-0084.2003.00061.x.
- Moller, N., & Zilca, S. (2008). The evolution of the January effect. *Journal of Banking & Finance*, 32(3), 447–457. doi://dx.doi.org.ezproxy.jyu.fi/10.1016/j.jbankfin.2007.06.009
- Owens, R. N., & Hardy, C. O. (1930). Interest rates and stock speculation. Washington, D.C: Brookings institution.
- Riepe, M. W. (1998). Is Publicity Killing the January Effect? *Journal of Financial Planning*, 11(1), 64–70. Haettu osoitteesta <http://search.ebsco-host.com.ezproxy.jyu.fi/login.aspx?direct=true&db=bsh&AN=268953&login.asp&site=ehost-live>
- Ritter, J. R. (1988). The buying and selling behavior of individual investors at the turn of the year. *The Journal of Finance*, 43(3), 701–717. doi:10.2307/2328193
- Rozeff, M. S., & Kinney, W. R. (1976). Capital market seasonality: The case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 379–402. doi://dx.doi.org.ezproxy.jyu.fi/10.1016/0304-405X(76)90028-3
- Schwert, G. (1990). Indexes of U.S. Stock Prices from 1802 to 1987. *The Journal of Business*, 63(3), 399–426. Haettu osoitteesta <http://www.jstor.org/stable/2353156>
- Starks, L. T., Yong, L., & Zheng, L. (2006). Tax-Loss Selling and the January Effect: Evidence from Municipal Bond Closed-End Funds. *Journal of Finance*, 61(6), 3049–3067. doi:10.1111/j.1540-6261.2006.01011.x.
- Wachtel, S. (1942). Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices. *The Journal of Business of the University of Chicago*, 15(2), 184–193. Haettu osoitteesta <http://www.jstor.org/stable/2350013>

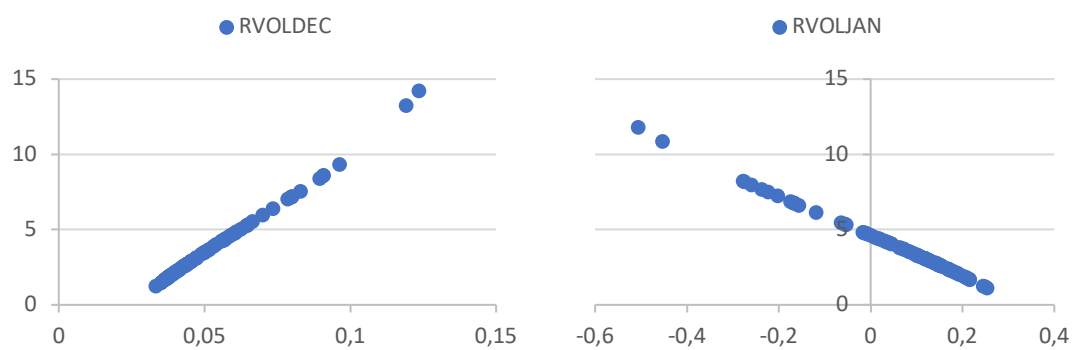
LIITE



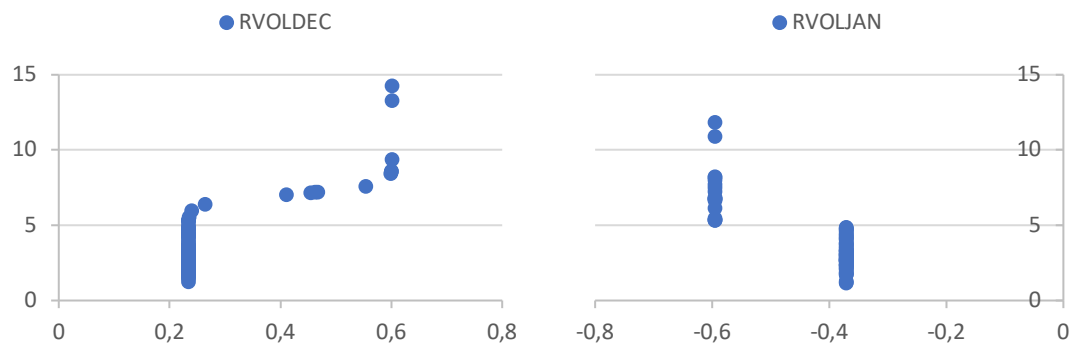
KUVIO 12 Portfolio 1: Joulu- ja tammikuun kerroin vs. vastaavan kuukauden realisoitunut volatilitteetti



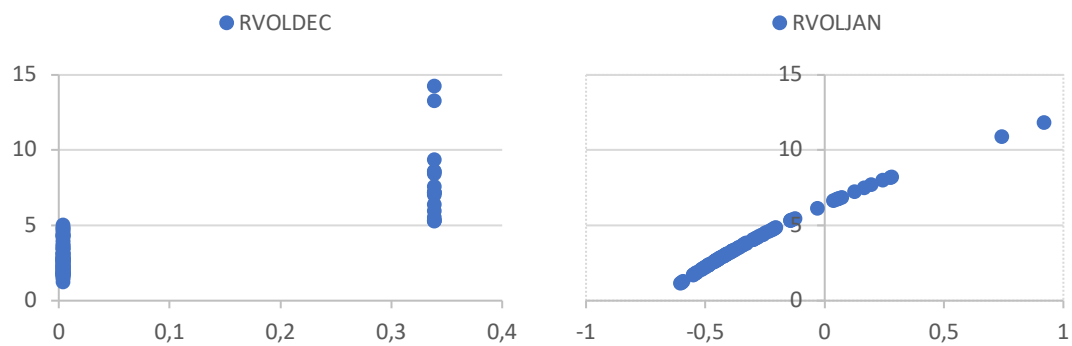
KUVIO 13 Portfolio 2: Joulu- ja tammikuun kerroin vs. vastaavan kuukauden realisoitunut volatilitteetti



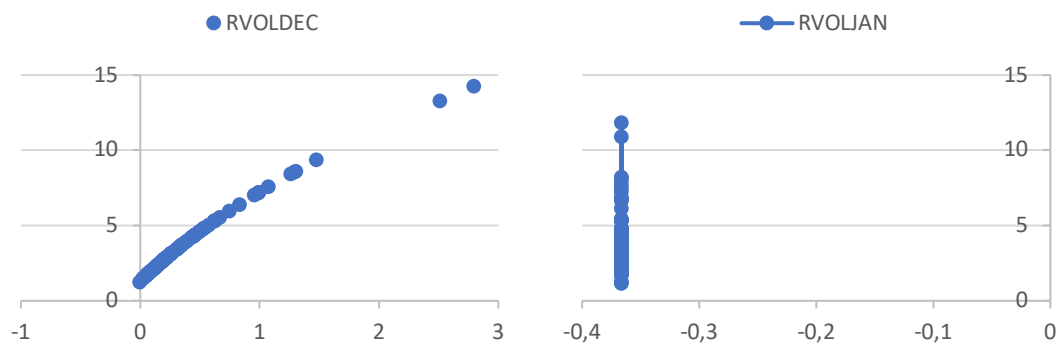
KUVIO 14 Portfolio 3: Joulu- ja tammikuun kerroin vs. vastaavan kuukauden realisoitunut volatilitteetti



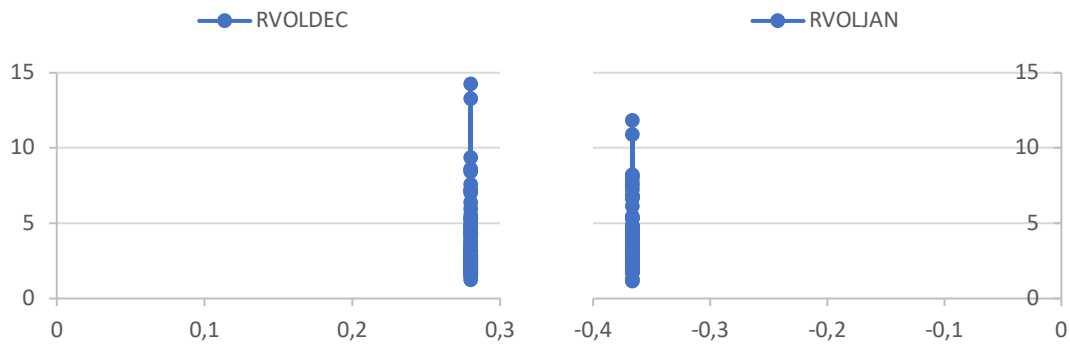
KUVIO 15 Portfolio 4: Joulu- ja tammikuun kerroin vs. vastaavan kuukauden realisoitunut volatilitteetti



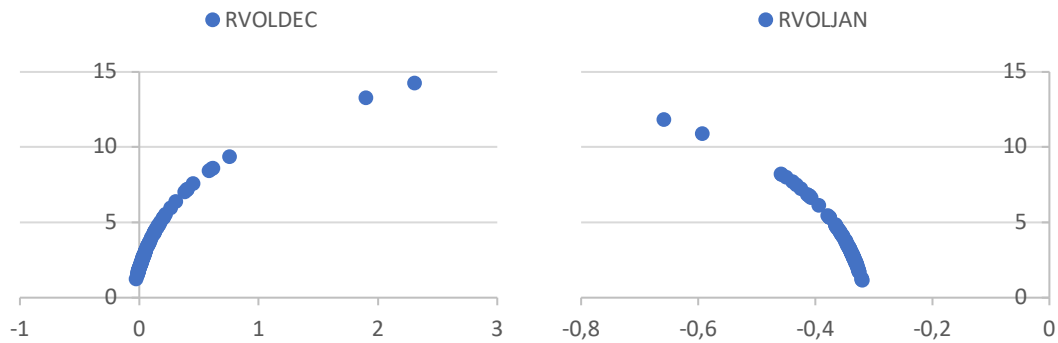
KUVIO 16 Portfolio 5: Joulu- ja tammikuun kerroin vs. vastaavan kuukauden realisoitunut volatilitteetti



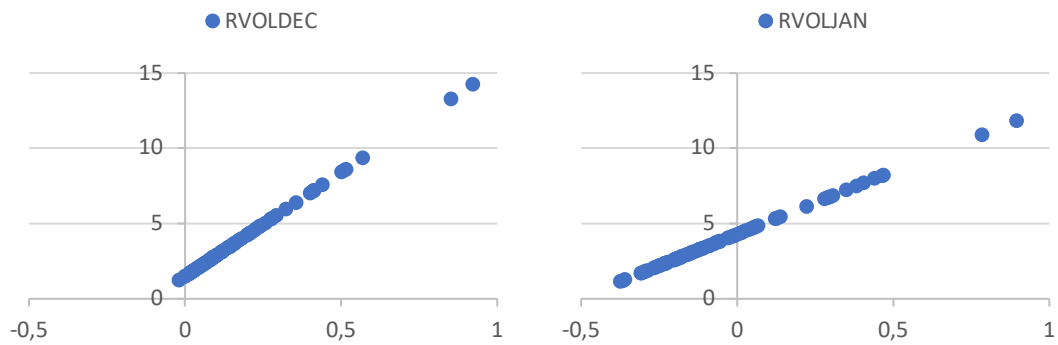
KUVIO 17 Portfolio 6: Joulu- ja tammikuun kerroin vs. vastaavan kuukauden realisoitunut volatilitteetti



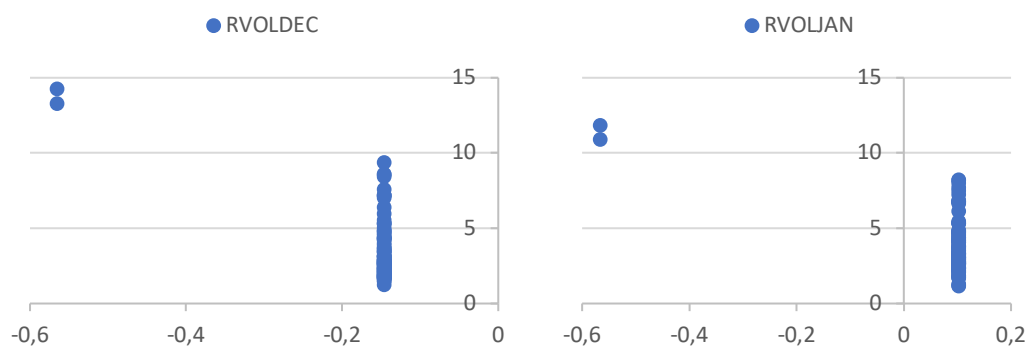
KUVIO 18 Portfolio 7: Joulu- ja tammikuun kerroin vs. vastaavan kuukauden realisoitunut volatilitteetti



KUVIO 19 Portfolio 8: Joulu- ja tammikuun kerroin vs. vastaavan kuukauden realisoitunut volatilitteetti



KUVIO 20 Portfolio 9: Joulu- ja tammikuun kerroin vs. vastaavan kuukauden realisoitunut volatilitteetti



KUVIO 21 Portfolio 10: Joulu- ja tammikuun kerroin vs. vastaavan kuukauden realisoitunut volatilitetti