

VAASAN YLIOPISTO
KAUPPATIETEELLINEN TIEDEKUNTA
LASKENTATOIMI JA RAHOITUS

Sara Isopahkala

IFRS:N KÄYTTÖÖNOTON VAIKUTUS TILINTARKASTAJAVAIHDOKSIIN
SUOMALAISSA PÖRSSIYHTIÖISSÄ

Laskentatoimen ja rahoituksen
pro gradu –tutkielma

Laskentatoimen ja tilintarkastuksen
maisteriohjelma

VAASA 2017

SISÄLLYSLUETTELO	sivu
TAULUKKOLUETTELO	5
TIIVISTELMÄ	7
1. JOHDANTO	9
1.1. Tutkimusongelma ja lähestymistapa	10
1.2. Tutkimuksen rakenne	12
2. IFRS:N KÄYTTÖÖNOTTO	13
2.1. IFRS-standardien laadintaorganisaatio	13
2.2. IFRS-standardit	14
2.3. IFRS:n levinneisyys	14
2.4. IFRS-standardien käyttöönoton ja noudattamisen taso	15
2.5. Valtion sääntely-ympäristö IFRS:n käyttöönoton aikaan	18
3. TILINTARKASTAJAVAIHDOKSET	20
3.1. Asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten syyt	20
3.1.1. Kiistat kirjanpitomenettelyistä	21
3.1.2. Tilinpäätösstandardit	25
3.1.3. Asiakasyhtiön ominaisuudet	27
3.1.4. Tilintarkastusyhtiön ominaisuudet	30
3.1.5. Asiakkaan tyytyväisyys tilintarkastajaan	33
3.1.6. Tilintarkastuspalkkiot	34
3.2. Hypoteesien johtaminen	36

4. MENETELMÄ JA AINEISTO	39
4.1. Menetelmä	39
4.2. Testattavat muuttujat	42
4.3. Testattavat tilastolliset mallit	45
4.4. Aineiston valinta ja keruu	46
5. TUTKIMUSTULOKSET	50
5.1. Poikkeavat havainnot	50
5.2. Kuvaileva analyysi aineistosta	53
5.3. Multikollinearisuuden tarkastelu	57
5.4. Logistisen regressioanalyysin tulokset	59
5.4.1. Koko aineiston tulokset	60
5.4.2. Outlier-karsitun aineiston tulokset	63
5.4.3. Tulosten analysointi	67
5.5. Tutkimuksen luotettavuus	69
6. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET	73
6.1. Tutkimuksen rajoitteet ja jatkotutkimusehdotuksia	75
LÄHDELUETTELO	76
LIITTEET	83
Liite 1. Selittävien muuttujien VIF-arvot ja toleranssiarvot.	83
Liite 2. Klusterikorrelaation tarkastelu outlier-karsitulla aineistolla.	84

TAULUKKOLUETTELO	sivu
Taulukko 1. IFRS:n käyttö alueittain.	15
Taulukko 2. Otoksen rajaus.	47
Taulukko 3. Poikkeuksellisten tilintarkastajavaihdosten tyyppien luokittelu.	48
Taulukko 4. Tilintarkastajavaihdosten määrät vuosittain.	53
Taulukko 5. IFRS:n käyttöönottovuodet.	54
Taulukko 6. IFRS:n käyttöönotto ja tilintarkastajavaihdokset.	54–55
Taulukko 7. Kuvailevat tiedot koko aineiston jatkuvista kontrollimuuttujista.	56
Taulukko 8. Yritysvuosihavaintoja dummy-kontrollimuuttujien arvosta 1.	56
Taulukko 9. Tilintarkastusyhtiöiden markkinaosuudet koko otoksen yhtiöissä.	57
Taulukko 10. Suhdeasteikollisten selittävien muuttujien väliset korrelaatiot koko aineistossa.	58
Taulukko 11. Koko aineiston tulokset.	61
Taulukko 12. Outlier-karsitun aineiston tulokset, H1.	64
Taulukko 13. Outlier-karsitun aineiston tulokset, H2.	66

VAASAN YLIOPISTO**Kauppatieteellinen tiedekunta**

Tekijä:	Sara Isopahkala	
Tutkielman nimi:	IFRS:n käyttöönoton vaikutus tilintarkastajavaihdoksiin suomalaisissa pörssiyrityksissä	
Ohjaaja:	Tuukka Järvinen	
Tutkinto:	Kauppatieteiden maisteri	
Oppiaine:	Laskentatoimi ja rahoitus	
Koulutusohjelma:	Laskentatoimen ja tilintarkastuksen maisteriohjelma	
Aloitusvuosi:	2011	
Valmistumisvuosi:	2017	Sivumäärä: 84

TIIVISTELMÄ

Tässä pro gradu –tutkielmassa tutkittiin IFRS:n käyttöönoton vaikutusta tilintarkastajavaihdoksiin suomalaisella aineistolla. Aiheesta on tehty vain yksi aikaisempi tutkimus, jossa ei käytetty suomalaista aineistoa (Wieczynska 2016).

Tutkimuksen teoreettisen viitekehyksen muodostavat asiakaslähtöisiä tilintarkastajavaihdoksia koskevat teoriat ja tutkimustulokset sekä IFRS:n käyttöönoton tasoa ja valtioiden sääntely-ympäristöjen tasoa koskevat teoriat sekä tutkimustulokset. Teoreettisen viitekehyksen ydin rakentuu Atkinsonin, Taylorin, Flesherin ja Stocksin (2002) sekä Wieczynskan (2016) uusien tilinpäätösstandardien käyttöönoton ja asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten yhteyttä tutkineiden tutkimusten pohjalle.

Tutkimuksen otantana on Nasdaq OMX:n Helsingin pörssissä listatut emoyritykset vuosilta 2002–2008. Lopulliseen otokseen sisältyi 82 yritystä. Aineiston analysoinnin päämenetelmänä oli logistinen regressioanalyysi.

Tutkimuksessa havaittiin yritysten vaihtavan tilintarkastajaansa IFRS:n käyttöönottovuonna kasvaneella todennäköisyydellä. Saatua tulos on tuoreimpien aikaisempien tutkimusten teorioiden ja tulosten mukainen. Puolestaan kolmen IFRS:n käyttöönoton jälkeisen vuoden ei havaittu vaikuttavan tilintarkastajavaihdoksen todennäköisyyteen.

AVAINSANAT: tilintarkastajavaihdos, IFRS, IFRS:n käyttöönotto, tilinpäätösstandardit

1. JOHDANTO

Tilintarkastajavaihdojen tutkiminen koetaan tärkeäksi, sillä tilintarkastajavaihdoilla voi olla kauaskantoisia vaikutuksia tilintarkastusyhtiöihin, niiden asiakasyhtiöihin sekä asiakasyhtiöiden sidosryhmiin. Tilintarkastajavaihdos voi esimerkiksi johtaa negatiiviseen pörs-sikurssireaktioon, mikä puolestaan vaikuttaa suoraan sekä asiakasyhtiöön että sen osakkeenomistajiin. (Stefaniak, Robertson & Houston 2009: 47.)

Asiakaslähtöisten – eli tilintarkastajien asiakasyhtiöiden aloitteesta tapahtuvien – tilintarkastajavaihdojen syitä onkin tutkittu paljon. Syiksi niihin on havaittu esimerkiksi kiistat sopivista kirjanpito-menettelyistä (Burton & Roberts 1967; Bedingfield & Loeb 1974; McConnell 1984; Farmer, Rittenberg & Trompeter 1987; Dhaliwal, Schatzberg & Trombley 1993) sekä useat asiakasyhtiön (Schwartz & Menon 1985; Haskins & Williams 1990) ja tilintarkastusyhtiön ominaisuudet (Williams 1988; Johnson & Lys 1990; Haskins ym. 1990; Beattie & Fearnley 1995; DeFond 1992; Woo & Koh 2001). Atkinson ym. (2002) toivat uuden näkökulman asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdojen tutkimuksiin todistamalla uusien yhdysvaltalaisien tilinpäätösstandardien aiheuttaneen tilintarkastajavaihdojen lisääntymisen niiden käyttöönottovuonna verrattuna keskimääräiseen vaihdosmäärään otannan ajanjaksolla.

Puolestaan IFRS-standardien eli kansainvälisten tilinpäätösstandardien käyttöönoton yhteyttä tilintarkastajavaihdoihin on tutkittu vasta vähän – ainoastaan yhdessä tutkimuksessa (Wieczynska 2016). Tutkimuksessa havaittiin IFRS:n käyttöönoton lisänsen tilintarkastajavaihdojen todennäköisyyttä standardiston käyttöönottovuonna Saksassa ja Iso-Britanniassa. Sen sijaan Espanjassa, Italiassa ja Puolassa ei havaittu samaa ilmiötä. Perusteluksi tulosten eroille on löydetty maiden erilaiset sääntely-ympäristöt (Kaufmann, Kraay & Mastruzzi 2009; Wieczynska 2016).

On yllättävää, että IFRS:n käyttöönoton yhteyttä tilintarkastajavaihdoihin on tutkittu vähän, sillä IFRS-standardien eli kansainvälisten tilinpäätösstandardien kattava maailmanlaajuinen käyttöönotto on todennäköisesti suurin tilinpäätösraportointistandardien muutos kirjanpidon historiassa (Christensen, Hail & Leuz 2013; Morris, Gray, Pickering & Aisbitt 2014: 146), minkä olettaisi kannustavan aiheen tutkimisen pariin. Lisäksi aihetta tutkimaan olettaisi kannustavan se tieto, että uusien tilinpäätösraportointistandardien on tähän mennessä osoitettu vaikuttavan tilintarkastajavaihdojen määriin yhteensä neljän maan aineistolla (Atkinson

ym. 2002; Wieczynska 2016). Koska aihetta on tutkittu vähän ja se sisältää merkittävän muutoksen, on hyödyllistä jatkaa ilmiön tutkimista uudella aineistolla.

Aikaisemmissa tutkimuksissa on esitetty ristiriitaisia väitteitä ja empiirisiä tuloksia koskien tilinpäätösstandardien ja asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten yhteyttä. Varhaisissa tutkimuksissa on esitetty väitteitä, että aiempaa vähemmän harkintaa sallivat tilinpäätösstandardit vähentäisivät tilintarkastajien ja heidän asiakkaidensa välisiä konflikteja, koska ne eliminoivat vaihtoehtoisia kirjanpito- ja raportointimenettelyitä (Goldman & Barlev 1974; Knapp 1985: 208; Magee & Tseng 1990). Tämän konfliktien vähenemisen tulisi johtaa siihen, että asiakaslähtöisiä tilintarkastajavaihdoksia olisi vähemmän (Atkinson ym. 2002: 216). Tuoreimmat tutkimustulokset taas ovat havainneet uusien tilinpäätösstandardien lisäävän tilintarkastajavaihdoksia niiden käyttöönottovuonna (Atkinson ym. 2002; Wieczynska 2016). Puolestaan standardien käyttöönoton jälkeisenä vuonna tilintarkastajavaihdosten on havaittu vähenevän (Atkinson ym. 2002). On kiinnostavaa jatkaa kyseisen ristiriitaisia näkemyksiä tuottaneen aihealueen tutkimista.

1.1. Tutkimusongelma ja lähestymistapa

Tässä pro gradu –tutkielmassa tutkitaan IFRS:n käyttöönoton mahdollista vaikutusta tilintarkastajien vaihtumisen todennäköisyyteen Nasdaq OMX:n Helsingin pörssissä vuosina 2002-2008 listatuissa emoyrityksissä. IFRS:n käyttöönotto on merkittävä raportointimenettelyn muutos, joka muuttaa tilintarkastajien asiakasyritysten raportointikannustimia sekä koettuja tietyn tilintarkastusyriksen käyttämisen etuja ja kustannuksia (Wieczynska 2016), joita asiakasyritykset arvioivat jatkuvasti (Johnson ym. 1990). Niinpä sen oletetaan vaikuttavan tilintarkastajavaihdoksiin.

Periaateperustaisten IFRS-standardien (Forgeas 2008) käyttöönotto vaatii huomattavaa määrää ammatillista harkintaa, mikä luo lisämotivaatiota asiakasyrityksille tulkita standardeja heidän omien kannustintensa mukaisesti. Asiakkaat voivat pitää aggressiivisemmasta IFRS-standardeja koskevasta tulkintatavasta kuin heidän tilintarkastajansa. Näin syntyvät näkemyserot yksittäisten standardien sovellustavoista – eli sopivista kirjanpitomenettelyistä uusien standardien valossa – voivat lisätä tilintarkastusyriksen vaihdoksen etuja niin paljon,

että tilanne johtaa tilintarkastajavaihdokseen. (Wieczynska 2016.) Myös runsas määrä aiempia tutkimuksia tukee sitä logiikkaa, että kiistat kirjanpitomenettelyistä johtavat tilintarkastajavaihdoksiin (Burton ym. 1967; Bedingfield ym. 1974; McConnell 1984; Dhaliwal ym. 1993; Krishnan 1994; DeFond & Subramanyam 1998).

Aikaisempi samasta tutkimusongelmasta tehty tutkimus sai IFRS:n käyttöönottovuotta koskevia hypoteesejaan tukevaa evidenssiä ainoastaan Kaufmannin ym. (2009) luokittelun mukaisista vahvan sääntely-ympäristön maista (Wieczynska 2016). Suomi kuuluu myös noihin vahvan sääntely-ympäristön valtioihin (Kaufmann ym. 2009). Niinpä on oletettavaa, että suomalaisella aineistolla saataisiin myös vahvistusta Wieczynskan (2016) tutkimusta mukailevaan hypoteesiin 1.

Aiemmista tutkimuksista johdettuja, tässä tutkielmassa testattavia hypoteeseja on kaksi kappaletta. Niitä testataan logistisen regressioanalyysin keinoin. Tutkielman ensimmäinen hypoteesi ennustaa tilintarkastajavaihdosten todennäköisyyden kasvavan IFRS:n käyttöönotovuonna. Huolimatta siitä, että kyseinen hypoteesi on ristiriidassa joidenkin varhaisten tutkimustulosten kanssa (Goldman ym. 1974; Knapp 1985; Magee ym. 1990; Atkinson ym. 2002), uudemmat tutkimukset (Atkinson ym. 2002; Wieczynska 2016) ovat empiirisesti havainneet uusien tilinpäätösstandardien käyttöönoton lisäävän tilintarkastajavaihdoksia.

Tutkielman toinen hypoteesi ennustaa, että tilintarkastajavaihdosten määrä vähenee IFRS:n käyttöönoton jälkeisinä vuosina. Vaikka Wieczynska (2016) ei tutkinut IFRS:n käyttöönoton jälkeisiä vuosia ja tilintarkastajavaihdoksia, aikaisempi tutkimus antaa viitteitä, että standardimuutoksilla voi olla vaikutusta vaihdosten todennäköisyyteen myös seuraavina vuosina. Atkinson ym. (2002), joka tutki uusien yhdysvaltalaisen tilinpäätösstandardien vaikutusta tilintarkastajavaihdoksiin myös käyttöönoton jälkeisinä vuosina, havaitsi, että standardien käyttöönoton jälkeisinä vuosina tilintarkastajavaihdokset vähenivät verrattuna keskimääräiseen vaihdosmäärään otannan ajanjaksolla. Tätä hypoteesia tukevat myös aiemmat laskentatoimen kirjallisuudessa esitetyt väitteet uusista vähemmän harkintaa sallivista tilinpäätösstandardeista tilintarkastajien ja heidän asiakkaidensa välisten konfliktien vähentäjinä ja siten myös tilintarkastajavaihdosten vähentäjinä (Goldman ym. 1974; Magee ym. 1990; Atkinson ym. 2002).

1.2. Tutkimuksen rakenne

Tämän tutkielman ensimmäisessä luvussa esitellään motivaatio tutkimusaiheeseen, tutkimusongelma lyhyesti taustoittaen sekä tutkielman rakenne. Toisessa luvussa esitellään ensimmäiseksi IFRS-standardit laativa organisaatio, sitten IFRS-standardit ja IFRS:n levinneisyys. Sen jälkeen käsitellään IFRS:n käyttöönoton ja noudattamisen vaihtelevaa tasoa sekä valtioiden sääntely-ympäristöjä IFRS:n käyttöönoton aikaan.

Kolmannessa luvussa esitellään asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten syiden teorioita. Teoriat on jaoteltu kuuteen osioon, ja ne esitellään tärkeysjärjestyksessä. Kolmannen luvun lopuksi johdetaan hypoteesit aiemmin esiteltyjen tutkimusten pohjalta.

Neljännessä luvussa kuvataan ensin tutkielman menetelmää. Sen jälkeen määritellään testattavat muuttujat ja tilastolliset mallit. Lopuksi kerrotaan yksityiskohtaisesti aineiston valinnasta ja keruusta.

Viidennessä luvussa raportoidaan kaikki tutkimuksen tulokset. Luku aloitetaan poikkeavien havaintojen tarkastelulla. Sen jälkeen tehdään kuvaileva analyysi aineistosta sekä tarkastellaan, esiintyykö aineistossa multikollineaarisuutta. Tämän jälkeen raportoidaan ja analysoidaan logististen regressioanalyysien tulokset. Luvun lopuksi tarkastellaan tutkimustuloksien luotettavuutta.

Tutkielman viimeisessä eli kuudennessa luvussa tehdään yhteenveto tutkimuksen vaiheista ja johtopäätökset sen tuloksista. Luvun lopussa käsitellään lisäksi tutkimuksen rajoitteita sekä annetaan jatkotutkimusehdotuksia.

2. IFRS:N KÄYTTÖÖNOTTO

Tämän pääluvun ensimmäisessä aluvussa esitellään IFRS-standardien laadinnan parissa toimivat tahot, ja toisessa aluvussa esitellään IFRS-standardit. Kolmannessa aluvussa esitellään IFRS:n levinneisyys maailmanlaajuisesti sekä kerrotaan IFRS:n käytöstä EU:ssa. Neljännessä aluvussa käsitellään IFRS:n käyttöönoton vaihtelevasta laadusta kertovien tutkimusten sisältöä. Viidennessä aluvussa käsitellään valtioiden sääntely-ympäristöjä IFRS:n käyttöönoton aikaan.

2.1. IFRS-standardien laadintaorganisaatio

IFRS-standardit ovat tilinpäätösstandardien kokonaisuus, jonka on kehittänyt ja jota ylläpitää IFRS Foundationin alaisuudessa toimiva International Accounting Standards Board, lyhennettynä IASB. IASB:n emo-organisaatio IFRS Foundation on yleishyödyllinen yhteisö, jolla on noin 150-henkinen kansainvälinen henkilöstö Lontoossa. (IFRS Foundation 2016.)

IFRS-standardit säätävä IASB aloitti toimintansa nykyisessä muodossaan vuoden 2001 alussa. Puolestaan IASB:n edeltäjä IASC (International Accounting Standards Committee) perustettiin 1973. IASC:llä oli huomattavasti pienemmät resurssit ja heikommat suhteet kansallisiin säädösten luojiin kuin IASB:llä. Kyseiset puutokset olivat merkittävä syy uudistetulla rakenteella toimivan IASB:n perustamiseen. (Picker, Leo, Loftus, Wise, Clark & Alfredson 2013: 4.)

IASB:llä on tällä hetkellä 14 kokopäiväisesti työskentelevää jäsentä, jotka nimittää IFRS Foundationin alainen elin Trustees of the IFRS Foundation (Picker ym. 2013: 5; IFRS Foundation 2016). IASB on vastuussa IFRS-standardien kehittämisestä ja julkaisemisesta. IASB:n toimintaa kuitenkin tukee ja valvoo laaja joukko laskentatoimen ammattilaisia eri puolilta maailmaa. (IFRS Foundation 2016.)

2.2. IFRS-standardit

IFRS-standardit ovat yhtenäinen kokonaisuus tilinpäätösstandardeja. Kyseisten standardien luomisen tavoitteena on tiivistetysti, että niitä sovelletaan globaalisti yhdenmukaisella tavalla, minkä ansiosta sijoittajat ja muut tilinpäätösinformaation käyttäjät pystyvät vertailemaan julkisesti listattujen yritysten taloudellista suoriutumista muista maista olevien vertaisyritysten kanssa ilman tilinpäätöksille tehtäviä oikaisulaskelmia. (IFRS Foundation 2016; Pacter 2016: 26.)

IASC:n eli IASB:n edeltäjän luomat standardit olivat nimeltään IAS-standardeja (International Accounting Standards). IASB otti aluksi käyttöön IAS-standardit enimmäkseen siinä muodossa kuin IASC oli ne säätänyt, tehden niihin vain pieniä muutoksia. Kun IASB on muokannut kyseisiä standardeja merkittävästi sekä kun IASB on luonut uusia standardeja, ne on nimetty IFRS-standardeiksi (International Financial Reporting Standards). Nykyisin käytössä oleva termi IFRS-standardit sisältää sekä IAS-standardit että IFRS-standardit. (Picker ym. 2013: 4.) IASC:n luomia standardeja on tällä hetkellä käytössä 28 kappaletta (Pacter 2016) ja IASB:n luomia 16 kappaletta (IFRS Foundation 2016).

IFRS-standardien noudattaminen sisältää myös IASB:n hyväksymien IFRS Interpretations Committeeen sekä sen edeltäjän International Financial Reporting Interpretations Committeeen eli IFRIC:n (Deloitte 2016) luomien tulkintojen noudattamisen (Picker ym. 2013: 6). Kun IASB on hyväksynyt kyseiset tulkintaohjeet, IFRS Interpretations Committeeen tulkinnat saavat saman statuksen kuin IFRS-standardit. Eli vaikka IFRS Interpretations Committeeen tulkinnat eivät ole kirjaimellisesti kirjanpitosstandardeja, ne ovat kiinteä osa IFRS-kokonaisuutta, jota oletetaan noudatettavan kokonaisuudessaan. (Picker ym. 2013: 5–6.)

2.3. IFRS:n levinneisyys

Tässä alaluvussa esitellään IFRS:n levinneisyys maailmanlaajuisesti sekä kerrotaan IFRS:n käytöstä EU:ssa ja Suomessa. Taulukosta 1 nähdään, että IFRS on otettu käyttöön 122 maassa eri puolilla maailmaa. Kattavimmin se on otettu käyttöön Euroopassa, jossa 82% alueen valtioista vaatii IFRS:n käyttöä kaikilta tai suurimmalta osalta julkisesti tilivelvollista

yrityksistä. Alhaisin käyttöönottoprosentti on Aasiassa ja Oseaniassa, joissa vain 37% valtioista vaatii IFRS:n käyttöä julkisesti tilivelvollisilta yrityksiltään. (IFRS Foundation 2016.)

Taulukko 1. IFRS:n käyttö alueittain (Tilastokeskus 2012; IFRS Foundation 2016).

Alue	Alueella valtioita yhteensä	Alueen valtiot, jotka vaativat IFRS:n käyttöä kaikilta tai suurimmalta osalta kotimaisista julkisesti tilivelvollisista yrityksistä	Valtiot, jotka sallivat tai vaativat IFRS:n käyttöä joiltakin (mutta ei kaikilta tai suurimmalta osalta) kotimaisista julkisesti tilivelvollisista yrityksistä	Osuus alueen valtioista, jotka vaativat IFRS:n käyttöä
Eurooppa	51	42	1	82%
Afrikka	50	19	1	38%
Lähi-itä	15	11	1	73%
Aasia-Oseania	63	23	4	37%
Amerikat	50	27	8	54%
Summat	229	122	15	57%

Niiden EU-maiden yhtiöiden, joiden arvopapereilla käydään kauppaa säännellyillä markkinoilla Euroopassa, on täytynyt laatia konsernitilinpäätöksensä IFRS-standardien mukaisesti 1.1.2005 ja sen jälkeen alkaneilta tilikausilta (Regulation (EC) No 1606/2002). EU:ssa käytetään IFRS-standardeja ja niitä koskevia IASB:n hyväksymiä tulkintoja siinä muodossa, jonka Official Journal of the European Union on niistä julkaissut (Euroopan Komissio 2016). Ennen kuin uudet tai muutetut IFRS-standardit ja niitä koskevat tulkinnat julkaistaan kyseisessä lehdessä ja otetaan siis käyttöön EU:ssa, standardit ja tulkinnat käyvät läpi monivaiheisen hyväksyntäprosessin. (IFRS Foundation; Deloitte 2016.)

2.4. IFRS-standardien käyttöönoton ja noudattamisen taso

Laadukkaalla IFRS-standardien käyttöönotolla ja noudattamisella tarkoitetaan sitä, että kyseistä standardistoa noudatetaan yrityksen tilinpäätösraportoinnissa säntillisesti. Vähemmän laadukas IFRS-standardien käyttöönotto ja noudattaminen puolestaan tarkoittaa, että jäte-

tään noudattamatta osaa standardeista tai muusta IFRS-kokonaisuuteen kuuluvasta ohjeistuksesta. (Street, Gray & Bryant 1999; Street & Bryant 2000; Hodgdon, Tondkar, Adhikari & Harless 2009.)

IFRS-standardien käyttöönoton ja noudattamisen taso on tärkeä näkökohta siksi, että kirjallisuuden mukaan IFRS:n käyttöönoton tavoiteltuja etuja ei saavuteta ainakaan täysimääräisesti, mikäli standardeja ei noudateta sääntillisesti (Sunder 1997; Hodgdon ym. 2009). Hodgdonin ym. (2009) mukaan tilinpäätösstandardien noudattamisen taso on yhtä tärkeä kuin tilinpäätösstandardit itsessään.

Tutkimuksissa on havaittu, että IFRS-standardiston edeltäjän IAS-standardiston noudattamisen tasossa on ollut huomattavia vaihteluita. Streetin ym. (1999) tutkimuksen aineisto sisälsi yhden vuoden tilinpäätöstiedot 49 suurelta, 12 eri maata edustavalta yritykseltä, joiden väitettiin noudattavan IAS-standardeja. Tutkimuksen tuloksena oli, että IAS-standardien noudattamisessa on huomattavia puutteita niissäkin tapauksissa, joissa joko yritys itse tai sen tilintarkastaja väitti erikseen tilinpäätökseen kirjoittamassaan lausunnossa yrityksen noudattavan kaikkia tai lähes kaikkia IAS-standardeja. Pääosin puutteet IAS-standardien noudattamisessa koskivat 10 eri standardin aihealueita.

Street ym. (2000) dokumentoi myös huomattavia puutteita standardien noudattamisessa niissä USA:ssa listatuissa tai siellä SEC:n (Securities and Exchange Commission) vaatimana tilinpäätöstietonsa julkaisevissa yrityksissä, jotka väittivät noudattavansa IAS-standardeja vuoden 1998 tilinpäätöksessään. Yksi tutkimuksen tuloksista oli, että IAS-standardeista seitsemän osalta noudattaminen oli varsin kehnolla tasolla: otoksen yrityksistä alle 75% noudatti niitä.

Puolestaan IFRS-standardiston ja sen edeltäjän IAS-standardiston puutteelliseen käyttöönottoon ja noudattamiseen vaikuttaviksi tekijöiksi kirjallisuus on esittänyt seuraavia tekijöitä: yritystyyppi, asiakasyrityksen tilintarkastuksen tekevän tilintarkastusyhtiön ominaisuudet sekä sääntely-ympäristö. Seuraavat tutkimukset ovat perehtyneet kyseisiin yhteyksiin.

Hodgdon ym. (2009) tutkivat vapaaehtoisen IFRS-standardien noudattamisen tasokkuuden yhteyttä tilintarkastajavalintaan. Tutkimuksen aineisto oli vuosilta 1999–2000 ja 13 sellaisesta Euroopan ja Aasian maasta, josta löytyi IFRS-standardit käyttöön ottaneita yrityksiä.

Tutkimuksen empiirisessä osiossa käytettiin taloudellisen tiedonannon indeksiä, joka keskittyy tilinpäätösraporteissa julkaistuihin tietoihin ja syventyi erityisesti niihin IFRS-standardeihin, joiden noudattamisen puutteellisuudesta aiempi tutkimus oli löytänyt viitteitä. Tutkimuksessa oli mukana kaikkiaan 209 yksittäistä IFRS-standardien mukaista taloudellisen tiedonannon kohtaa, joista jokaiselle annettiin joko arvo julkaistu, ei julkaistu tai ei soveltu. Kyseisen tutkimuksen tulokseksi tuli, että globaalien tilintarkastusyhtiöiden asiakasyritykset noudattavat todennäköisemmin IFRS-standardeja asianmukaisesti kuin pienempien tilintarkastusyriytysten asiakkaat. On huomioitava, että kyseisen tutkimuksen otannan yritykset ottivat IFRS:n käyttöön vapaaehtoisesti, kun taas tämän tutkielman otannan yritykset ottivat IFRS:n käyttöön EU-asetuksen 1606/2002 velvoittamina.

Myös sääntely-ympäristöllä on osoitettu olevan vaikutusta tilinpäätösstandardien käyttöönoton ja noudattamisen laatuun. Tutkimusten mukaan valtion sääntely-ympäristöllä on voimakas vaikutus sen alueella toimivien yritysten raportointikäytäntöihin (Leuz, Nanda & Wysocki 2003) sekä niitä koskevien uusien säännösten käyttöönottoon (Ball, Robin & Wu 2003).

Ball ym. (2003) tutkivat neljän Itä-Aasian maan aineistolla tilinpäätösstandardien noudattamista ja siihen liittyviä kannustimia. Kyseiset maat olivat tutkimuksen toteuttamisen aikaan IAS-standardien vaikutuspiirissä. Tutkijoiden analyysin mukaan tilinpäätösstandardien soveltamisen laadukkuuteen vaikuttaa merkittävästi tilinpäätösraporttien tuottajien kannustimet, joihin puolestaan vaikuttaa institutionaalisten toimijoiden eli esimerkiksi säädösten noudattamista valvovien viranomaisten toiminta.

Myös Wieczynskan (2016) mukaan sääntely-ympäristö vaikuttaa IFRS:n käyttöönoton laatuun. Tutkimuksen tulos oli, että IFRS:n käyttöönotto lisää tilintarkastajavaihtoksia pienistä suuriin tilintarkastusyhtiöihin vahvan sääntely-ympäristön maissa, mutta ei heikomman sääntely-ympäristön maissa. Ilmiön syy-yhteyksiä perustellaan tutkimuksessa seuraavin argumentein. Vahvemman sääntelyn ja säädösten toimeenpanon maiden sääntelyviranomaiset todennäköisemmin tarkastavat, noudattavatko yksittäiset yritykset kyseisessä maassa sovellettavia raportointistandardeja sekä tarvittaessa ohjaavat noudattamaan niitä sanktioiden avulla. Niinpä vahvemman sääntely-ympäristön maiden yrityksillä on paremmat kannustimet raportointistandardien kunnolliseen ja laadukkaaseen käyttöönottoon kuin heikomman

sääntely-ympäristön maiden yrityksillä. Jos vahvemman sääntely-ympäristön maiden yrityksillä on näin vahvat kannustimet IFRS:n laadukkaaseen käyttöönottoon ja noudattamiseen, ne voivat haluta IFRS-asiantuntevan tilintarkastajan turvaamaan IFRS:n mukaisten tilinpäätösraporttinsa laadukkuuden. Tuota IFRS-asiantuntemusta mielletään tyypillisesti olevan enempi suuremmilla tilintarkastusyhtiöillä, eli esimerkiksi Big Four -yhtiöillä. (Wieczynska 2016.)

Yhteenvetona edellä esitetyistä tutkimustuloksista voidaan todeta, että IFRS-standardiston ja sen edeltäjän IAS-standardiston käyttöönoton ja noudattamisen tason on todettu vaihdelleen huomattavasti (Street ym. 1999; Street ym. 2000). Lisäksi tutkimuksissa on löydetty useita perusteluita käyttöönoton laadun vaihteluille: tilintarkastavan yhtiön ominaisuudet (Hodgdon ym. 2009), sääntely-ympäristö (Ball ym. 2003; Wieczynska 2016) sekä tilinpäätösraporttien tuottajien kannustimet (Ball ym. 2003).

2.5. Valtion sääntely-ympäristö IFRS:n käyttöönoton aikaan

Tässä tutkimuksessa valtioiden sääntely-ympäristöjä luokitellaan Kaufmannin ym. (2009) kehittämän Regulatory Quality –indeksin mukaisesti. Aineistona kyseisen indeksin kehittämiseksi oli kattava määrä yrityksille ja yksityishenkilöille tehtyjä kyselytutkimuksia, kaupallisten riskiluokitusyritysten näkemyksiä, kansalaisjärjestöjen näkemyksiä sekä monien julkisen sektorin organisaatioiden näkemyksiä. Regulatory Quality -indeksi ilmaisee näkemyksiä kohdemaan hallituksen kyvystä muotoilla ja panna täytäntöön hyvin perusteltuja toimintaohjeita ja säännöksiä, jotka sallivat ja edistävät yksityisen sektorin kehitystä.

Kyseisen indeksin mukaisesti tämän tutkielman esikuva-artikkelin (Wieczynska 2016) otannan maista Iso-Britannia ja Saksa kuuluvat korkeatasoisen sääntelyn maihin ja Espanja, Italia sekä Puola heikompi-tasoisen sääntelyn maihin. Kyseisen luokittelun mukaan myös Suomi kuuluu korkeatasoisen sääntelyn valtioiden luokkaan (Kaufmann ym. 2009).

Christensen ym. (2013) kehitti tutkimuksessaan puolestaan luokittelumallin tilinpäätösraportointisäädösten noudattamisen valvonnan huomattavista muutoksista IFRS:n käyttöönoton aikaan ja luokitteli kattavan otantansa maat sen mukaisesti. Tämän tutkielman otannan lähdevaltio Suomi kuului myös kyseisessä luokittelussa samaan ryhmään kuin Iso-Britannia

ja Saksa. Kyseiseen ryhmään sisältyvät ne valtiot, jotka toteuttivat merkittäviä tilinpäätösraportointisäädösten noudattamisen valvonnan muutoksia IFRS:n käyttöönottovuonna. Koska Christensenin ym. (2013) mukaan IFRS:n käyttöönottovuoteen ajoittuvilla muutoksilla tilinpäätösraportointisäädösten noudattamisen valvonnassa on merkittävä vaikutus IFRS:n käyttöönoton pääomamarkkinavaikutuksiin, voidaan olettaa, että kyseinen seikka vaikuttaisi IFRS:n käyttöönoton vaikutuksiin myös muilla osa-alueilla.

Edellä esitellyt seikat vahvistavat olettamusta, että suomalaisella aineistolla olisi todennäköistä saada samat tulokset kuin isobritannialaisella ja saksalaisella aineistolla Wiezcynskan (2016) mukaisen hypoteesin 1 osalta.

3. TILINTARKASTAJAVAIHDOKSET

Aikaisemmat tutkimukset ovat löytäneet runsaasti syitä tilintarkastajavaihdoksiin. Osa niistä on asiakaslähtöisiä, osa tilintarkastajalähtöisiä. (Stefaniak ym. 2009.) Tämän tutkimuksen näkökulma tilintarkastajavaihdoksiin on asiakaslähtöinen, sillä Wieczynskan (2016) ja muiden tärkeimpien aikaisempien tutkimusten teoreettinen sisältö kuuluu asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten syiden ryhmään (Atkinson ym. 2002; Stefaniak ym. 2009).

Tässä luvussa tarkastellaan tutkimusongelman kannalta oleellisimpia asiakaslähtöisiä tilintarkastajavaihdoksia koskevia tutkimuksia. Kyseiset tutkimukset on jaoteltu kuuteen eri näkökulmaan, joista jokaisesta on erillinen alaluku. Luvun viimeisessä alaluvussa johdetaan hypoteesit.

3.1. Asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten syyt

Stefaniakin ym. (2009) koontiartikkelissa esitellään asiakaslähtöisille tilintarkastajavaihdoksille laaja kirjo syitä. Tämän tutkielman kannalta olennaisiksi niistä arvioitiin seuraavat: kirjanpito menettelyistä aiheutuvat kiistat, uudet tilinpäätösstandardit, asiakkaan tyytyväisyys tilintarkastajaan, tilintarkastusyhtiön ominaisuudet, asiakasyrityksen ominaisuudet sekä tilintarkastuspalkkiot. Kyseiset syyt havainneita tutkimuksia esitellään seuraavassa aihepiireittäin.

Huomionarvoista on, että valtaosa 1900-luvulla tehdyistä asiakaslähtöisiä tilintarkastajavaihdoksia koskevista tutkimuksista on käyttänyt yhdysvaltalaisista, isobritannialaisista tai australialaisista aineistoa, mikä rajoittaa kyseisten tutkimusten tulosten yleistettävyyttä. Positiivista on, että 2000-luvun tilintarkastajavaihdoksia koskevissa tutkimuksissa on mukana myös aasialaista (Woo ym. 2001), useita Euroopan maita (Wieczynska 2016) sekä useiden maanosien maita kattavaa aineistoa (Kallunki, Sahlström & Zerni 2007).

3.1.1. Kiistat kirjanpitomenettelyistä

Stefaniakin ym. (2009) mukaan kirjallisuudesta löytyy kolme eri näkökulmaa kirjanpitokäytännöistä, jotka vaikuttavat asiakaslähtöisiin tilintarkastajavaihdoiksiin. Ensimmäisen näkökulman tutkimukset antavat evidenssiä siitä, että tilintarkastajien ja heidän asiakkaidensa väliset kiistat sopivista kirjanpitomenettelyistä lisäävät tilintarkastajavaihdosten todennäköisyyttä. Toisen näkökulman tutkimukset kuvaavat yhteyttä tilintarkastajan kirjanpitomenettelyiden tulkintaa koskevan konservatismiin ja asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten välillä. Kolmas näkökulma koskee uusien tilinpäätösstandardien vaikutusta tilintarkastajavaihdoiksiin. Kolmatta näkökulmaa käsitellään erillisessä alaluvussa 3.1.2., sillä kyseessä on tämän tutkimuksen ensimmäisen hypoteesin kannalta tärkein teoriaosuus.

Ensimmäiseen näkökulmaan kuuluvan Burtonin ym. (1967) tutkimuksen aineistona olivat Fortune 500 –listalla eli liikevaihdoltaan suurimpien yhdysvaltalaisen pörssiyritysten listalla vuosina 1955–1963 esiintyneet yhtiöt, joita oli kaikkiaan 620. Tilintarkastajaa vaihtaneille aineiston yrityksille tehtiin kyselytutkimus, jonka yksi tuloksista oli, että vaihdoksista 7% taustalla oli kirjanpitomenettelyistä aiheutunut kiista. Kyseessä ei siten ole Burtonin ym. (1967) mukaan merkittävimpiin kuuluva tilintarkastajavaihdoksia aiheuttava tekijä, mutta kyseinen tekijä kuitenkin selkeästi lisää osaltaan tilintarkastajavaihdosten todennäköisyyttä.

McConnell (1984) käytti tilintarkastajavaihdosten syitä selvittäneessä tutkimuksessaan aineistona kaikkia pörssinoteerattuja yhdysvaltalaisia yrityksiä, jotka olivat raportoineet 8-K –lomakkeella tilintarkastajavaihdoksesta vuosina 1973–1978. Tutkimuksen tulos oli, että erotetun tilintarkastajan ollessa Big Eight –tilintarkastusyhtiöstä vaihdoksista 18 % taustalla on erimielisyys tilintarkastajan ja asiakkaan välillä. Sen sijaan erotetun tilintarkastajan edustaessa muita kuin silloisia Big Eight –tilintarkastusyhtiöitä vaihdoksista 8% taustalla on erimielisyys tilintarkastajan ja asiakkaan välillä. Aineiston osien yhdistetty tulos on, että asiakaslähtöisistä tilintarkastajavaihdoksista 14%:n taustalla on tilintarkastajan ja asiakkaan välinen erimielisyys. Tutkimuksen evidenssin mukaan muita erimielisyyksiä aiheuttaneita seikkoja olivat tilinpäätösraportointiin liittyvät seikat sekä tilintarkastuksen laajuus ja toteutustavat.

Bedingfield ym. (1974) puolestaan teki kyselytutkimuksen sellaisille yhdysvaltaisille pörssiyrityksille, jotka olivat raportoineet tilintarkastajavaihdoksesta 8-K –lomakkeella aikavälillä

11/1971–2/1973. Kyseinen aineisto on ajalliselta kattavuudeltaan melko suppea verrattuna esimerkiksi Burtonin ym. (1967) sekä McConnellin (1984) aineistoihin, mutta antoi kuitenkin samansuuntaisia tuloksia kuin nuo kattavammalla aineistolla tehdyt tutkimukset. 11% Bedingfieldin ym. (1974) tutkimukseen vastanneista kertoi tilintarkastajavaihdoksen syyksi erimielisyyden sopivasta kirjanpitomenettelystä. Merkittävin kyseisiä kiistoja aiheuttanut tekijä oli hyväksyttävä liikevaihdon tuloutusajankohta. Toiseksi merkittävin kirjanpitomenettelykiistoja aiheuttanut tekijä oli varojen sopivat arvostusmenettelyt.

Kirjanpitomenettelyistä aiheutuneista kiistoista johtuvien tilintarkastajavaihdoisten ensimmäiseen näkökulmaan kuuluu myös Dhaliwal ym.:n tutkimus (1993), jonka tutkimusasetelma tosin eroaa merkittävästi kolmesta edellisestä saman näkökulman tutkimuksesta aineistoa lukuun ottamatta. Sen aineistona olivat myös yhdysvaltalaiset pörssiyritykset, jotka ovat vaihtaneet tilintarkastajaa ja raportoineet asiasta 8-K –lomakkeen välityksellä. Aineisto oli vuosilta 1973–1982. Kyseisessä tutkimuksessa kuitenkin analysoitiin edellisistä tutkimuksista eroavasti niiden asiakasyritysten ominaisuuksia, jotka vaihtoivat tilintarkastajaa kirjanpitomenettelyistä aiheutuneiden kiistojen vuoksi.

Tutkimus osoitti, että tilintarkastajaa kirjanpitomenettelyistä johtuvien erimielisyyksien vuoksi vaihtavat asiakasyritykset ovat taloudellisesti huonommassa tilassa kuin ne asiakasyritykset, jotka vaihtoivat tilintarkastajaa, mutta joilla ei ollut erimielisyyksiä tilintarkastajansa kanssa sekä muut toimialansa yritykset, jotka eivät vaihtaneet tilintarkastajaa. Tarkemmin määriteltynä heikommassa taloudellisessa tilassa olevilla asiakasyrityksillä on tyypillisesti heikompi kirjanpidon tulos, korkeampi velkaisuusaste, pienempi vaihto-omaisuus sekä heikompi osakkeen arvonkehitys kuin muilla asiakasyrityksillä. Tutkijat perustelivat löydöstä seuraavin argumentein. Taloudellisesti huonossa tai heikkenevässä tilassa olevan yrityksen johto voi tavoitella sellaista tilintarkastajaa, joka hyväksyy, että asiakasyritys keino-tekoisesti kasvattaa tuottojaan. Puolestaan tilintarkastajaan kohdistuvat toimeksiantoon liittyvät riskit ja kustannukset kasvavat tällaisessa tilanteessa, sillä hyväksyessään kyseisiä toimintatapoja tilintarkastajan oikeudenkäyntiriski sekä maineen menettämisriski kasvavat. Mikäli tilintarkastaja kieltäytyy kyseisten menettelyiden hyväksymisestä kasvaneiden riskien vuoksi, syntynyt konflikti voidaan ratkaista esimerkiksi tilintarkastajavaihdoksella. (Dhaliwal ym. 1993.) Kyseisen tutkimuksen havaitsemista tilintarkastajavaihdoksiin vaikut-

tavista yrityksen taloudellisen tilan osatekijöistä kirjanpidon heikon tuloksen sekä velkaisuuden vaikutukset otetaan huomioon tämän tutkielman logistisia regressiomalleja testattaessa sisällyttämällä ne mallien kontrollimuuttujiin.

Farmer ym. (1987) sivusi kirjanpitomenettelyistä aiheutuvia kiistoja tilintarkastajavaihdosten aiheuttajina tilintarkastajien riippumattomuutta koskeneessa tutkimuksessaan, jossa Big Eight –yhtiöiden tilintarkastajat vastasivat tutkijoiden laatimaan kyselyyn tilintarkastajien riippumattomuuteen vaikuttavista tekijöistä. Tutkimuksessa havaittiin, että tilintarkastajien kirjanpitomenettelyjä koskeviin päätöksiin vaikuttaa mahdollinen asiakkaan menetys. Tutkimuksessa esitettiin lisäksi teoreettinen argumentti, että tiukemmat säännöt – kuten tiukemmat kirjanpitostandardit – auttaisivat tilintarkastajia vastustamaan asiakkaiden luomia paineita koskien sopivia kirjanpitomenettelyitä.

Kaikki ensimmäiseen näkökulmaan kuuluvat tutkimukset lukuun ottamatta näkökulmaa sivuavaa Farmerin ym. (1987) tutkimusta ovat käyttäneet aineistonaan ainoastaan yhdysvaltalaisia pörssiyrityksiä. Syynä tähän lienee, että Yhdysvaltain arvopaperimarkkinoita valvova elin SEC vaatii tarkkaa raportointia liittyen tilintarkastajavaihdoksiin: se vaatii, että Yhdysvalloissa listatut yritykset raportoivat 8-K –lomakkeella tilintarkastajavaihdoksista sekä mahdollisista niitä edeltäneistä erimielisyyksistä tilintarkastajan ja asiakasyrityksen välillä (McConnell 1984). Tämä tarjoaa poikkeuksellisen aineiston tilintarkastajavaihdosten syiden analysointiin.

Yhteenvetona yllä mainituista tuloksista voidaan sanoa, että ensimmäisen näkökulman tutkimukset ovat tuottaneet suoraa evidenssiä siitä, että tilintarkastajien ja heidän asiakkaidensa väliset kiistat sopivista kirjanpitomenettelyistä lisäävät tilintarkastajavaihdosten todennäköisyyttä (Burton ym. 1967; Bedingfield ym. 1974; McConnell 1984; Farmer ym. 1987; Dhaliwal ym. 1993). Tässä alaluvussa esitellyn ensimmäisen näkökulman tutkimukset kuuluvat niihin tutkimuksiin, joiden perusteella tämän tutkimuksen ensimmäinen hypoteesi muodostettiin. Tutkimuksen hypoteesit perustellaan tarkemmin alaluvussa 3.2.

Toisen näkökulman tutkimukset kuvaavat yhteyttä tilintarkastajan kirjanpitomenettelyiden tulkintaa koskevan konservatismiin ja asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten välillä (Stefaniak ym. 2009: 93). Krishnan (1994) mukaan tilintarkastajan konservatismi näkyy monissa

harkintaa vaativissa tilintarkastuksen ja kirjanpidon tilanteissa, ja sen oletetaan heijastuvan tilintarkastajien päätökseen antaa mukautettuja tilintarkastuslausuntoja.

Krishnan (1994) tutkimus keskittyi asiakasyritystä koskevan tilintarkastuslausunnon muodostamisen prosessiin tilintarkastajavaihdosta edeltävänä vuonna. Tarkennettuna se tutki sitä mahdollista skenaariota, että asiakaslähtöisen tilintarkastajavaihdoksen aiheuttajana ei olisi aikaisempien tutkimusten mukaisesti asiakasyrityksen saama mukautettu tilintarkastuslausunto, vaan tilintarkastajan konservatiivisuus asiakasta koskevassa harkintaprosessissa. Aineistona Krishnan (1994) tutkimuksessa oli yhdysvaltalaisia pörssiyrityksiä vuosilta 1986–1988. Ilmiön tilastollisen, probittimallin avulla toteutetun testaamisen tulos oli, että tilintarkastajien konservatismiin ja tilintarkastajavaihdosten välillä on tilastollisesti merkitsevä positiivinen yhteys. Tutkimuksen lisäanalyysissä havaittiin, että niissä tapauksissa, joissa mukautettu tilintarkastuslausunto johtui konservatismista, seuraavana vuonna tilintarkastajavaihdoksia esiintyi enempi kuin niissä tapauksissa, joissa mukautetun tilintarkastuslausunnon taustalla ei ollut konservatismia.

DeFond ym. (1998) taas sivusivat tilintarkastajien konservatismiin ja tilintarkastajavaihdosten yhteyttä tutkimuksessaan, jossa analysoitiin 503 sellaisen yrityksen harkinnanvaraiset jaksotukset, jotka vaihtoivat tilintarkastajaa vuosina 1990–1993. Sen tuloksena oli, että harkinnanvaraiset jaksotukset ovat tuottoja vähentäviä viimeisenä vuonna aiemman tilintarkastajan ollessa palveluksessa, ja suuruudeltaan merkityksettömiä ensimmäisenä vuonna uuden tilintarkastajan ollessa palveluksessa. Lisäksi tuottoja vähentävät harkinnanvaraiset jaksotukset ovat keskittyneet yrityksiin, joilla on oletettavasti suurempi oikeudenkäyntiriski. Tutkimuksessa todetaan, että sen tulokset sopivat yhteen sen logiikan kanssa, että oikeudenkäyntiriskin kasvaminen saa tilintarkastajat painostamaan asiakasyritysten johtoa käyttämään konservatiivisia kirjanpitomenettelyitä, mikä lopulta johtaa asiakaslähtöisiin tilintarkastajavaihdoksiin.

Yhteenveto edellä esitellyn toisen näkökulman tutkimuksista on, että ne ovat löytäneet positiivisen yhteyden tilintarkastajan konservatismiin ja asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten väliltä (Krishnan 1994; DeFond ym. 1998).

3.1.2. Tilinpäätösstandardit

Tilinpäätösstandardit ovat yhdenmukaisuusstandardeja, jotka on laadittu, jotta vaihtoehtoisia tapoja raportoida taloudelliset tapahtumat olisi vähemmän. Niiden on tarkoitus hyödyttää tilinpäätösraporttien käyttäjiä tilinpäätöstietojen vertailtavuuden lisäämisen kautta. Kuitenkin kyseiset standardit vaikuttavat laajempaan joukkoon kuin vain tilinpäätösraporttien käyttäjiin: ne vaikuttavat myös kyseisiä raportteja tuottaviin ja tarkastaviin laskentatoimen ammattilaisiin. (Atkinson ym. 2002: 216.)

Goldman ym. (1974), Knapp (1985: 208) sekä Magee ym. (1990) esittävät argumentin, että aiempaa vähemmän harkintaa sallivat tilinpäätösstandardit vähentävät tilintarkastajien ja heidän asiakkaidensa välisiä konflikteja, koska ne eliminoivat vaihtoehtoisia kirjanpito- ja raportointimenettelyitä. Tämän konfliktien vähenemisen tulisi johtaa siihen, että tilintarkastusyrietykset menettäisivät vähemmän asiakkaita (Atkinson ym. 2002: 216).

Atkinson ym. (2002) tutki tilinpäätösstandardien käyttöönoton ja tilintarkastajavaihdosten yhteyttä yhdysvaltalaisella vuosilta 1987–1995 peräisin olevalla aineistolla. Kyseisenä ajanjaksona yhdysvaltalaisissa FASB:n (Financial Accounting Standards Board) säätämässä kirjanpito- ja raportointistandardeissa tapahtui muutoksia yksittäisten standardien tasolla. Huomioitava on, että tässä tutkielmassa tutkitaan kyseisestä asetelmasta eroavasti kokonaisen uuden tilinpäätösstandardiston käyttöönoton yhteyttä tilintarkastajavaihdoksiin. Atkinsonin ym. (2002) tutkimuksen yllättäväksi koettu tulos oli, että uusien tilinpäätösstandardien käyttöönottovuonna tilintarkastajavaihdokset itse asiassa lisääntyvät. Atkinson ym. (2002) arvioivat tämän johtuvan siitä, että standardien käyttöönottoavoista syntyy näkemuseroja, mikä johtaa siihen, että asiakkaat vaihtavat tilintarkastajia standardien käyttöönottovuonna. Kuitenkin puolestaan standardien käyttöönoton jälkeisinä vuosina heidän tutkimustulostensa mukaan asiakkaat toteuttavat keskimääräistä vähemmän tilintarkastajavaihdoksia. Jälkimmäinen löydös tukee aiempia väitteitä tilinpäätösstandardeista tilintarkastajien ja heidän asiakkaidensa välisten konfliktien vähentäjänä ja siten myös tilintarkastajavaihdosten vähentäjänä (Goldman ym. 1974; Magee ym. 1990; Atkinson ym. 2002).

Wieczynska (2016) tutki puolestaan ensimmäisenä IFRS-standardiston käyttöönoton vaikutuksia tilintarkastajavaihdoksiin. Tutkimuksen aineisto on niistä viidestä EU-maasta, joissa on eniten pörssilistattuja yrityksiä. Kyseiset maat ovat Espanja, Iso-Britannia, Italia, Saksa

sekä Puola. Aineisto on ajanjaksolta 1998–2010. Wieczynska (2016) sai tulokseksi, että IFRS-standardien käyttöönotto lisää tilintarkastajavaihdoksia käyttöönottovuonna maissa, joissa sääntely ja valvonta ovat korkeatasoisia. Kyseisessä tutkimusaineistossa mukana olleita Kaufmannin ym. (2009) luokittelun mukaisia korkeatasoisen sääntelyn maita ovat Saksa ja Iso-Britannia. Sen sijaan heikomman sääntelyn ja valvonnan maissa kyseisten tulosten mukaan IFRS:n käyttöönotto ei lisää tilintarkastajavaihdoksia. Tarkemmin sanottuna korkean tason sääntelyn ja valvonnan maissa sijaitsevat yritykset vaihtoivat keskimääräistä useammin pienistä tilintarkastusyhteisöistä suuriin, globaaleihin tilintarkastusyhteisöihin IFRS:n käyttöönottovuonna. (Wieczynska 2016.)

Korkean sääntelytason maiden osalta Wieczynskan (2016) tulokset ovat ristiriidassa niiden aikaisempien tutkimusten väitteiden kanssa (Goldman ym. 1974; Knapp 1985; Magee ym. 1990), joiden mukaan aiempaa vähemmän harkintaa sallivat tilinpäätösstandardit vähentäisivät tilintarkastajien ja heidän asiakkaidensa välisiä konflikteja, ja vähentäisivät siten tilintarkastajavaihdoksia (Atkinson ym. 2002). Tosin huomionarvoista on, että Wieczynska tutki vain IFRS:n käyttöönottoa edeltävien vuosien sekä IFRS:n käyttöönottovuoden tilintarkastajavaihdoksia, ei käyttöönottovuoden jälkeisten vaihdosten määrien kehitystä, toisin kuin Atkinson (2002). Atkinson sai uusien yhdysvaltalaisen tilinpäätösstandardien käyttöönoton jälkeisiltä vuosilta aiempien tutkimusten väitteitä tukevan tuloksen: tilintarkastajavaihdokset vähenivät.

Puolestaan Atkinsonin ym. (2002) uusien tilinpäätösstandardien käyttöönottovuotta koskevien tulosten kanssa Wieczynskan (2016) tulos on yhtenevä korkean sääntelytason maiden osalta. Perusteluita siihen, miksi heikomman sääntelytason maissa ei ole toteutunut sama ilmiö kuin tiukemmin säännellyissä maissa, löytyy IFRS:n käyttöönoton ja noudattamisen tasoa käsittelevästä osiosta 2.4.

Wieczynskan (2016) analyysi siitä, miksi juuri globaalit tilintarkastusyhteisöt hyötyivät IFRS:n käyttöönotosta eli saivat lisää asiakkaita IFRS:n käyttöönottovuonna (korkean sääntelytason maissa), on se, että niillä mielletään olevan muita tilintarkastusyhtiöitä enempi IFRS-asiiantuntemusta. Wieczynska (2016: 1260) perustelee näkemystä globaalien tilintarkastusyhteisöiden IFRS-asiiantuntijuudesta seuraavasti: globaalit tilintarkastusyhteisöt osallistuvat uusien IFRS-standardien luomiseen sekä tuottavat niitä koskevia opiskelumateriaaleja.

Yhteenvetona voidaan todeta, että useat aikaisemmat tutkimukset ovat esittäneet, että aiempaa vähemmän harkintaa sallivat tilinpäätösstandardit vähentäisivät tilintarkastajien ja heidän asiakkaidensa välisiä konflikteja vaihtoehtoisten kirjanpito- ja raportointimenettelyiden eliminoimisen kautta (Goldman ym. 1974; Knapp 1985: 208; Magee ym. 1990). Tämän on oletettu vähentävän asiakaslähtöisiä tilintarkastajavaihdoksia (Atkinson ym. 2002: 216). Atkinson ym. (2002) saivat kuitenkin yllättävän tutkimustuloksen verrattuna aikaisempiin tutkimuksiin: uusien yhdysvaltalaisien tilinpäätösstandardien käyttöönottovuonna tilintarkastajavaihdokset itse asiassa lisääntyivät. Puolestaan standardien käyttöönoton jälkeisiltä vuosilta he löysivät pienenevän trendin tilintarkastajavaihdosten määrissä, mikä on aikaisempien tutkimusten luomien oletusten mukaista. Wieczynska (2016) havaitsi myös tilintarkastajavaihdosten määrän kasvua IFRS-standardien käyttöönottovuonna, mutta vain korkean sääntelytason EU-maista. Lisäksi tarkennettuna kyseisessä aineistossa asiakasyritykset vaihtoivat aiempaa useammin pienistä tilintarkastusyhtiöistä suuriin, globaaleihin tilintarkastusyhtiöihin.

Tässä aluvuossa esitellyt Atkinsonin ym. (2002) sekä Wieczynskan (2016) tutkimukset ovat tärkeimpiä ensimmäisen hypoteesin taustalla olevia tutkimuksia. Puolestaan Atkinsonin ym. (2002) tutkimustulos käyttöönoton jälkeisiltä vuosilta sai aikaan toisen hypoteesin muodostamisen yhdessä muutaman muun tutkimuksen kanssa. Hypoteesit ja niiden perustelut esitellään tarkemmin aluvuossa 3.2.

3.1.3. Asiakasyhtiön ominaisuudet

Asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten todennäköisyyttä lisäävät myös tietyt asiakasyritysten piirteet (Stefaniak ym. 2009). Dyen (1991) kehittämän teoreettisen mallin mukaan asiakkaiden optimistinen näkemys taloudellisesta kunnostaan verrattuna tilintarkastajan näkemykseen lisää asiakaslähtöisen tilintarkastajavaihdoksen todennäköisyyttä.

Kahdessa empiirisessä tutkimuksessa on havaittu, että tilintarkastajavaihdoksen taustalla voivat olla asiakkaan taloudelliset vaikeudet (Schwartz ym. 1985; Haskins ym. 1990). Schwartz ym. (1985) tutki taloudellisesti huonossa tilassa olevien yritysten syitä tilintarkastajavaihdoksiin. Aineistona oli 132 yhdysvaltalaisista konkurssiin mennyttä pörssiyritystä sekä saman kokoinen otos yhdysvaltalaisia pörssilistattuja vastinpariyrityksiä, jotka olivat

pystyneet jatkamaan liiketoimintaansa. Konkurssiin menneistä yrityksistä 27% vaihtoi tilintarkastajaa neljän konkurssia edeltävän vuoden aikana. Puolestaan konkurssin välttäneistä yrityksistä vain 10% vaihtoi tilintarkastajaa saman ajanjakson aikana. Lisäksi tutkimuksessa havaittiin, että mitä lähempänä konkurssin toteutumishetki oli, sitä suuremmalla todennäköisyydellä yritys halusi vaihtaa tilintarkastajaansa.

Schwartzin ym. (1985) tutkimuksen tärkein johtopäätös oli, että taloudellisesti heikommassa kunnossa olevilla yrityksillä on huomattavasti suurempi todennäköisyys vaihtaa tilintarkastajaa kuin taloudellisesti vakaammilla yrityksillä. Tutkimuksen analyysin mukaan ilmiön taustalla voi olla esimerkiksi se, että asiakkaan heikkenevä taloudellinen tila voi johtaa siihen, että asiakkaat haluavat aiemmasta poikkeavia asioita tilintarkastuspalveluilta tai siihen, että tilintarkastaja nostaa palkkioitaan vastaamaan uutta tilannetta uusine haasteineen ja riskeineen. Tämä voi johtaa asiakkaan ja tilintarkastajan välisen suhteen murentumiseen ja tilintarkastajavaihdokseen.

Haskins ym. (1990) rakensi ja testasi kontingenssimallin Big Eight –tilintarkastusyhtiöiden välillä tapahtuvista tilintarkastajavaihdoksista. Aineistona olivat sellaiset yhdysvaltalaiset pörssiyritykset, jotka vaihtoivat tilintarkastajaa 1985-1986 Big Eight -yhtiöiden välillä. Kyseisen tutkimuksen tulokset vahvistivat Schwartzin ym. (1985) löydöksen vahvalla evidenssillä: kyseistä mallia testattaessa asiakasyrityksen heikko taloudellinen kunto havaittiin vahvimaksi tilintarkastajavaihdoksia selittäväksi tekijäksi. Haskins ym. (1990) havaitsivat tutkimuksessaan tärkeimmiksi asiakkaan itsensä ominaisuuksista johtaviksi asiakaslähtöisiin tilintarkastajavaihdoksiin johtaviksi tekijöiksi edellä mainittujen asiakasyrityksen taloudellisten vaikeuksien lisäksi asiakasyritysten koon sekä kasvun. Wieczynska (2016) sai puolestaan edeltävän kanssa ristiriitaisen tuloksen: kyseisessä tutkimuksessa yrityksen koon todettiin vaikuttavan negatiivisesti asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten määriin.

Francis & Wilson (1988) tutki puolestaan kasvavien agenttikustannusten ja tilintarkastajien erikoistumisen yhteyttä tilintarkastajavaihdoksiin. Otantana olivat yhdysvaltalaiset pörssiyritykset, jotka vaihtoivat tilintarkastajaa aikavälillä 1978–1985. Tuloksena oli, että kasvavien agenttikustannusten ja Big Eight –tilintarkastusyhtiöön vaihtamisen välillä on positiivinen tilastollisesti merkitsevä yhteys. Kuitenkin tutkimuksessa mainitaan, että luodun ja testatun tilastollisen mallin selitysaste on heikko, kun malliin mukaan otetaan kontrollimuuttujiksi asiakasyrityksen koko sekä kasvu. Niinpä kasvaneet agenttikustannukset eivät selitä

kyseisen mallin mukaan suurta osuutta tilintarkastajavaihdoista, joissa vaihdetaan pienemmästä tilintarkastajasta Big Eight –tilintarkastajaan.

DeFond (1992) tutki hieman Franciksen ym. (1988) tutkimusasetelmaa muistuttavasti asiakasyrityksen agenttikustannusten muutosten ja tilintarkastajavaihdosten tyyppien yhteyttä. Otantana tutkimuksessa olivat ne yhdysvaltalaiset pörssiyritykset, jotka vaihtoivat tilintarkastajaa ajanjaksolla 1979–1983, sekä niiden kontrolliryhmänä yhdysvaltalaisia pörssiyrityksiä, jotka eivät vaihtaneet tilintarkastajayritystä kyseisenä ajanjaksona. Agenttikonfliktien sijaismuuttujina käytettiin velkaisuusastetta, johdon omistusta yrityksessä sekä lyhytaikaisten jaksotusten kokoa. Agenttikonfliktien muutosta mitattiin keräämällä muuttujien tiedot kaksi vuotta ennen tilintarkastajavaihdosta sekä kaksi vuotta sen jälkeen. Tutkimuksen tulosten mukaan agenttikonflikteja estimoivat muutokset johdon yritysomistuksessa sekä velkaantuneisuudessa vaikuttavat tilastollisesti merkitsevästi tilintarkastajavaihdoksiin, joissa vaihdetaan pienempien tilintarkastusyri-tysten ryhmästä Big Eight –tilintarkastusyri-tysten ryhmään tai päinvastoin.

Johnson ym. (1990) puolestaan tutki tilintarkastusmarkkinoita analysoiden sellaisia yhdysvaltalaisia yrityksiä, jotka vaihtoivat tilintarkastajaa vapaaehtoisesti ajanjaksolla 1973–1982. Yksi tutkimuksen tuloksista oli, että asiakasyrityksen toiminto-ominaisuuksissa tapahtuvat merkittävät muutokset, kuten nopean kasvun aiheuttama merkittävä lisäys transaktiomäärissä sekä kirjanpidon kompleksisuudessa ja toimintojen maantieteellisessä hajautuneisuudessa, aiheuttavat tyypillisesti asiakaslähtöisiä tilintarkastajavaihdoksia. Syynä tähän on se, että asiakkaan ominaisuuksien muuttuessa sille parhaiten soveltuva tilintarkastusyhtiö usein muuttuu, sillä tilintarkastusyhtiöt usein erikoistuvat palvelemaan tietynlaisia asiakasryhmiä. Kun asiakas siirtyy aiemman asiakasryhmän ulkopuolelle, joku toinen tilintarkastusyhtiö todennäköisesti pystyy tarjoamaan sille tilintarkastuspalveluja kilpailukykyisemmin, mikä tyypillisesti johtaa asiakaslähtöiseen tilintarkastajavaihdokseen. Lisäksi yksi Johnsonin ym. (1990) tutkimustuloksista on, että tilintarkastajavaihdosta edeltävä asiakas-yrityksen varallisuuden kasvu on positiivisessa yhteydessä sen tilintarkastusyhtiön suhteelliseen kokoon, jonka uudeksi asiakkaaksi yritys tulee.

Lisäksi edellä tarkemmin kuvattu Williamsin (1988) tutkimus loi ja testasi teoreettisen mallin tilintarkastajavaihdosten selittämiseksi käyttäen yhdysvaltalaisista aineistoa. Tutkimuksen

mukaan myös asiakasyritykseen kohdistunut negatiivinen mediahuomio lisää asiakaslähtöisen tilintarkastajavaihdoksen todennäköisyyttä. Williams (1988) arvioi, että huonoon maineeseen joutuneet asiakasyritykset voivat yrittää parantaa johdon luottamusta tilinpäätösraporttien valvontaan vaihtamalla tilintarkastajaa.

Tässä alaluvussa on esitelty tutkimuksia, jotka esittävät, että seuraavat asiakasyritysten ominaisuudet edistävät asiakaslähtöisiä tilintarkastajavaihdoksia: asiakkaan optimismi omaa taloudellista tilaansa kohtaan verrattuna tilintarkastajan näkemykseen (Dye 1991), taloudelliset vaikeudet (Schwartz ym. 1985; Haskins ym. 1990), koko ja kasvu (Haskins ym. 1990), agenttikustannusten muutokset (Francis ym. 1988; DeFond 1992), toiminnoissa tapahtuvat merkittävät muutokset, kuten voimakas kasvu (Johnson ym. 1990) sekä asiakasyrityksen negatiivinen mediahuomio (Williams 1988). Vahvinta evidenssiä on saatu niissä tämän aihepiirin tutkimuksissa, jotka kuvaavat asiakkaan taloudellisten vaikeuksien lisäävän asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdoksen todennäköisyyttä (Schwartz ym. 1985; Haskins ym. 1990). Tämänkin aihepiirin tutkimuksissa on käytetty ainoastaan yhdysvaltalaisista aineistoa, mikä on tyypillistä asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten syitä tutkineille tutkimuksille. Kyseinen seikka rajoittaa tutkimustulosten yleistettävyyttä.

Tämän tutkimuksen logistisissa regressiomalleissa on kontrollimuuttujien roolissa useita tässä alaluvussa esiteltyjen tutkimustulosten mukaisia muuttujia. Niitä ovat asiakasyrityksen taloudellisia vaikeuksia kuvaava muuttuja sekä kokoa ja kasvua kuvaavat muuttujat. Tutkimuksessa testattavat logistiset regressiomallit muuttujineen kuvataan tarkemmin luvussa 4.

3.1.4. Tilintarkastusyhtiön ominaisuudet

Johnsonin ym. (1990) mukaan asiakasyritykset arvioivat jatkuvasti, tuottaako heidän tilintarkastajansa yrityksen sen hetkisiin tarpeisiin sopivaa tilintarkastuspalvelua. Syynä tähän ovat jatkuvat muutokset operatiivisessa ympäristössä ja yritysten ominaisuuksissa (Johnson ym. 1990). Tässä alaluvussa esitellään tilintarkastusyhtiöiden ominaisuuksia, joihin asiakasyritykset kiinnittävät kirjallisuuden mukaan huomiota tehdessään arviota siitä, haluavatko jatkaa sopimusta tilintarkastajansa kanssa.

Stefaniakin ym. (2009) mukaan tilintarkastusyhtiön ominaisuuksista muiden muassa sen toimialaerikoistuminen vaikuttaa asiakaslähtöisiin tilintarkastajavaihdoksiin. Johnson ym.

(1990) selittää saman ilmiön taustaa seuraavin teoreettisin argumentein. Tilintarkastajat saavuttavat kilpailuetua erikoistumalla palvelemaan tietynlaisia asiakasyrityksiä. Erikoistumisen keinoja ovat esimerkiksi investoinnit tietynlaisiin resursseihin, kuten tietynlaisiin työntekijöihin, työntekijöiden koulutuksiin sekä tilastollisiin ohjelmistoihin. Erikoistumisväylän valitsemisen seurauksena tilintarkastusyrietykset voivat olla estyneitä tuottamaan tilintarkastuspalveluita kilpailukykyisillä hinnoilla valitseman erikoistumissegmentin ulkopuolisille yrityksille. Mahdollisuus olla kilpailukykyinen tilintarkastuspalveluiden tarjoaja aiemmin erikoistumissegmenttiin kuuluneelle yritykselle voi myös hävitä, kun asiakkaan toiminnoissa tapahtuu muutoksia. Tällöin asiakaslähtöisen tilintarkastajavaihdoksen todennäköisyys kasvaa. (Johnson ym. 1990: 282–283.)

Myös Williams (1988) jakaa näkemyksen toimialaerikoistumisen merkityksestä tilintarkastajasuhteissa. Williams (1988) loi teoreettisen mallin tilintarkastajavaihdoksia selittävistä tekijöistä ja testasi sitä sellaisista yhdysvaltalaisista pörssiyrityksistä koostuvalla aineistolla, jotka vaihtoivat tilintarkastajaa Big Eight –tilintarkastusyhtiöiden välillä vuosina 1977–1982. Kyseisessä mallissa toimialaerikoistuminen esitettiin tilintarkastajan tehokkuuden toisena osatekijänä. Tilintarkastajan tehokkuuden arvioidut puutteet verrattuna mahdolliseen seuraajaansa on Williamsin (1988) tutkimustulosten mukaan asiakaslähtöisiä tilintarkastajavaihdoksia aiheuttava tekijä.

Haskins ym. (1990) esitti Williamsin (1988) sekä Johnsonin ym. (1990) kanssa yhdenmukaisen väitteen, että sopimussuhteessa olevan tilintarkastajan ja hänen mahdollisen seuraajan erot toimialaerikoistumisessa voivat aiheuttaa tilintarkastajavaihdoksia. Tutkimuksessa testattiin kyseistä yhteyttä käyttäen tilintarkastusyhtiön markkinaosuutta toimialaerikoistumisesta kertovana korvikemuuttujana. Aineistona olivat sellaiset yhdysvaltalaiset pörssiyritykset, jotka vaihtoivat tilintarkastajaa 1985–1986 Big Eight –yhtiöiden välillä. Tulos oli, että toimialaerikoistumisella on erittäin vahva, positiivinen yhteys asiakaslähtöisiin tilintarkastajavaihdoksiin, ja yhteys tilintarkastajavaihdoksiin on huomattavampi taloudellisesti vahvemmassa tilassa olevilla yrityksillä (Haskins ym. 1990: 65–69).

Williamsin (1988) ja Stefaniakin ym. (2009) mukaan myös tilintarkastusyhtiön ja asiakasyrityksen toteutuneen sopimussuhteen pituus vaikuttaa asiakaslähtöisiin tilintarkastajavaihdoksiin tehokkuuden kautta. Edellä kuvatussa Williamsin (1988) tilintarkastajavaihdo-

syitä analysoineessa tutkimuksessa testatussa mallissa sopimussuhteen pituus esitettiin toisena tilintarkastajan tehokkuuteen vaikuttavana osatekijänä. Tehokkuuteen se on kyseisen tutkijan teoreettisten argumenttien mukaan positiivisessa yhteydessä, koska vuosien varrella tilintarkastajan tietämys asiakkaan toiminnoista ja toimintaympäristöstä kasvaa, mikä vähentää tilintarkastuksen analyysieihin tarvittavaa aikaa. Tilintarkastajan tehokkuuden arvioitujen puutteet verrattuna seuraajaansa taas on Williamsin (1988) tutkimustulosten mukaan asiakaslähtöisiä tilintarkastajavaihdoksia aiheuttava tekijä.

Kolmas kirjallisuudessa esiintyvä tilintarkastusyhtiön ominaispiirre, jonka on havaittu vaikuttavan asiakaslähtöisiin tilintarkastajavaihdoksiin, on tilintarkastusyhtiön maine. Beattie ym. (1995) tekivät kyselytutkimuksen isobritannialaisille pörssilistatuille yrityksille asiakaslähtöisiin tilintarkastajavaihdoksiin johtavista syistä. Tutkimuksen tulosten mukaan ensisijainen kannustin asiakaslähtöisiin tilintarkastajavaihdoksiin on kilpailevan tilintarkastusyhtiön maine tuotettujen palvelujen laadukkuudesta. Muita tutkimuksessa havaittuja tärkeitä tilintarkastajavaihdoksiin vaikuttavia tekijöitä ovat tilintarkastusyhtiön hyväksyttävyyden kolmansien osapuolien silmissä, tilintarkastukseen sijoitetuille rahoille saatu vastine sekä tilintarkastusyhtiön kyky tuottaa tilintarkastuksen ulkopuolisia palveluita.

Neljäs tilintarkastusyhtiön ominaisuus, joka kirjallisuuden mukaan on positiivisessa yhteydessä asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten määriin, on tilintarkastusyhtiön pieni koko. Woo ym. (2001) tutki tilintarkastajavaihdoksiin johtavia syitä singaporelaisista pörssiyrityksistä koostuneella aineistolla. Aineisto oli vuosilta 1986–1995 ja sisälsi 54 tilintarkastajaa vaihtanutta yritystä sekä 54 sellaista yritystä, jotka eivät vaihtaneet tilintarkastajaa kyseisellä ajanjaksolla. Yksi tutkimuksen tuloksista oli, että tilintarkastajavaihdokset ovat todennäköisempiä niissä tapauksissa, joissa tilintarkastaja edustaa pienempää tilintarkastusyhtiötä. Tämän perusteluna Woo ym. (2001) käytti DeFondin (1992) aiempiin tutkimuksiin pohjautuvaa teoreettista argumenttia siitä, että pienillä tilintarkastusyhtiöillä on vähempi resursseja ja niiden koetaan tuottavan vähemmän laadukasta tilintarkastuspalvelua kuin Big N-yhtiöiden, minkä vuoksi niiden asiakkaat päätyvät helpommin vaihtamaan tilintarkastajaa.

Yhteenveto tämän alaluvun sisällöstä on, että tärkeimpiä asiakaslähtöisiin tilintarkastajavaihdoksiin vaikuttavia tilintarkastusyhtiön ominaisuuksia ovat seuraavat: toimialaerikoistuminen (Williams 1988; Johnson ym. 1990; Haskins ym. 1990), tehokkuus (Williams

1988), maine palvelujen laadusta (Beattie ym. 1995) sekä tilintarkastusyhtiön pieni koko (DeFond 1992; Woo ym. 2001).

3.1.5. Asiakkaan tyytyväisyys tilintarkastajaan

Useat tutkimukset ovat tuottaneet evidenssiä, jonka mukaan asiakkaiden tyytymättömyys tilintarkastajaan johtaa asiakaslähtöisiin tilintarkastajavaihdoksiin (Stefaniak ym. 2009). Eichenseher & Shields (1983) saivat tutkimustuloksekseen, että tilintarkastajan ja asiakkaan välisen työskentelysuhteen laadulla on suhteellisen paljon merkitystä tilintarkastajavaihdoksia harkittaessa. Kyseisessä tutkimuksessa tehtiin kysely niiden yhdysvaltalaisen pörssiyritysten talousjohtajille, jotka olivat vaihtaneet tilintarkastajaa aikavälillä 1/1976–9/1977.

Williams (1988) taas loi ja testasi teoreettisen mallin tilintarkastajavaihdosten selittämiseksi. Mallia testattiin NYSE:ssä (New York Stock Exchange) ja AMEX:ssä (American Stock Exchange) listatuilla yhdysvaltalaisilla yrityksillä kolmen vuoden ajanjakson tiedoilla, käyttäen vastinpareja, jotka olivat yritysominaisuuksiltaan tilintarkastajavaihdoksen toteutumista lukuun ottamatta samankaltaisia. Tutkimuksen tulos oli, että yritykset, jotka vaihtavat tilintarkastajaa, ovat joko tyytymättömiä virassa olleen tilintarkastajan tuottamien palveluiden laatuun tai mieltävät, että uusi tilintarkastaja voisi toimia edellistä tehokkaammin.

Garsombken & Armitage (1993) tutkimuksessa puolestaan tehtiin kysely koskien tilintarkastuspalkkioita, tilintarkastajavaihdoksia ja niiden syitä sekä tilintarkastuksen tarjouskilpailuja. Kysely osoitettiin sellaisten yhdysvaltalaisen yritysten talousjohtajille, joista noin puolet oli vaihtanut tilintarkastajaa vuosina 1986–1987. Tutkimuksen tuloksissa tärkeimmäksi syyksi tilintarkastajavaihdokseen nousi puuteellinen palvelu, ja tarkemmin sanottuna siinä esimerkiksi esiintyvä tiedon puute, aikataulujen lipsuminen, puute toimialaosaamisessa, työn heikko laatu sekä puutteet reagoitakyvyssä asiakkaan tarpeisiin.

Yhteenvetona voidaan todeta, että tutkimustulosten mukaan asiakkaiden tyytymättömyys tilintarkastajaa kohtaan lisää asiakaslähtöisen tilintarkastajavaihdoksen todennäköisyyttä (Eichenseher ym. 1983; Williams 1988; Garsombke ym. 1993). Tosin kaikki edellä mainitut tutkimukset on toteutettu yhdysvaltalaisella aineistolla, mikä rajoittaa kyseisten tulosten yleistettävyyttä.

3.1.6. Tilintarkastuspalkkiot

Kirjallisuus koskien tilintarkastuspalkkioiden ja asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten suhdetta voidaan luokitella kahteen eri ryhmään (Stefaniak ym. 2009). Ensimmäiseen ryhmään kuuluvat tutkimukset ovat osoittaneet tutkimustuloksillaan, että suhteellisen korkeat tilintarkastuspalkkiot kannustavat asiakkaita vaihtamaan tilintarkastajaa (Eichenseher ym. 1983; Haskins ym. 1990; Ettredge, Li & Scholz 2007; Kallunki ym. 2007). Kyseiset tutkimukset esitellään seuraavassa tarkemmin.

Eichenseher ym. (1983) teki kyselytutkimuksen sellaisten yhdysvaltalaisen pörssiyritysten talousjohtajille, jotka olivat vaihtaneet tilintarkastajaa aikavälillä 1/1976–9/1977. Tutkimuksessa saatiin vahvaa evidenssiä siitä, että tilintarkastuspalkkioiden tasoerot tilintarkastajien välillä ovat yhteydessä tilintarkastajavaihdoksiin.

Haskins ym. (1990) kehitti tilintarkastajavaihdoksia kuvailevan mallin käyttäen aineistona 5154 sellaista yhdysvaltalaisesta pörssiyritystä, jotka vaihtoivat tilintarkastajaa 1985–1986 Big Eight -yritysten välillä. Tilastollisin testein vahvistetun mallin yksi tuloksista on, että tilintarkastusyrityksen palkkioiden korkea taso verrattuna kilpailijoihin on yksi tärkeimmistä tilintarkastajavaihdoksiin johtavista tekijöistä.

Ettredge ym. (2007) tutki tilintarkastuspalkkioiden tason ja asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten yhteyttä SOX:n (Sarbanes-Oxley Act) voimaan tulon jälkeisellä ajanjaksolla 2002–2003 yhdysvaltalaisella aineistolla. Tutkimuksessa vertailtiin tilintarkastajaa vaihtaneita yrityksiä entisen tilintarkastajan kanssa sopimussuhdetta jatkaviin yrityksiin logistisen regressioanalyysin keinoin. Tutkimuksen tulos oli, että asiakkaat, jotka maksavat korkeampia tilintarkastuspalkkioita verrattuna muihin asiakasyrityksiin, vaihtavat tilintarkastajaa todennäköisemmin. Tulos on yhdenmukainen Eichenseherin ym. (1983) sekä Haskinsin ym. (1990) tutkimustulosten kanssa.

Kallunki ym. (2007) tutki kymmenen maan aineistolla, että vaihtavatko suhteellisesti korkeampia tilintarkastuspalkkioita maksavat asiakasyritykset todennäköisemmin tilintarkastajaa. Otantaan kuuluvat maat olivat Iso-Britannia, Australia, Hong Kong, Uusi-Seelanti, Malesia, Norja, Ruotsi, Tanska, Singapore sekä Etelä-Afrikka. Aineisto oli vuosilta 1994–2003 ja sitä analysoitiin regressioanalyysillä. Tutkimuksen tulos oli edellä esiteltyjen tutkimustulosten

kanssa yhteneväisesti, että korkeampia tilintarkastuspalkkioita maksavat asiakkaat vaihtavat tilintarkastajaa suuremmalla todennäköisyydellä. Tämän tutkimuksen otannan maiden laaja kirjo on positiivinen poikkeus verrattuna muihin tilintarkastajavaihdoksia tutkineiden tutkimusten otoksiin, joista suurimmassa osassa otanta on yhdestä valtiosta – Yhdysvalloista.

Yhteenvetona Stefaniakin ym. (2009) mukaisen ensimmäisen tilintarkastuspalkkioiden ja asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten yhteyttä tutkineen tutkimussuuntauksen osalta voidaan sanoa, että se on tuottanut huomattavan määrän evidenssiä siitä, että korkeat tilintarkastuspalkkiot kannustavat asiakkaita vaihtamaan tilintarkastajaa (Eichenseher ym. 1983; Haskins ym. 1990; Ettredge ym. 2007; Kallunki ym. 2007).

Toisen tilintarkastuspalkkioiden ja asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten yhteyttä tutkineen ryhmän tutkimukset ovat perehtyneet ”low-balling” –ilmiön ja asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten yhteyteen (Stefaniak ym. 2009). Low-balling –ilmiöllä tarkoitetaan tilintarkastuksen hinnoittelua ensimmäisenä toimeksiantovuonna alle todellisten kustannusten uusien asiakasten houkuttelemiseksi, mikä lisäisi asiakaslähtöisiä tilintarkastajavaihdoksia (DeAngelo 1981).

Low-balling –ilmiön olemassaoloa koskeva tutkimuskirjallisuus on ristiriitainen tuloksiltaan ja teoreettisilta argumenteiltaan. Tutkimuksissa on sekä low-balling -ilmiön olemassaoloa tukevia artikkeleita (DeAngelo 1981; Francis & Simon 1987; Simon & Francis 1988; Gregory & Collier 1996), osittain ilmiötä evidenssillään puoltava mutta siihen kuitenkin skeptisesti suhtautuva tutkimus (Garsombke ym. 1993) että ilmiötä vastaan todistava artikkeli (Francis 1984). Huomionarvoista on, että ainoan low-ballingia selkeästi vastaan todistavan tutkimuksen aineisto on australialainen, kun taas low-ballingia puoltavien tutkimusten aineistot ovat Yhdysvalloista ja Iso-Britanniasta. Tämä voi antaa viitteitä kyseisten valtioiden tilintarkastusmarkkinoiden eroista.

Yhteenvetona low-ballingia koskeva kirjallisuus antaa viitteitä siitä, että useissa tapauksissa yritykset toteuttavat hintojen low-ballingia ensimmäisenä sopimusvuonna houkutellakseen uusia asiakkaita, mikä lisää asiakaslähtöisiä tilintarkastajavaihdoksia (DeAngelo 1981; Francis ym. 1987; Simon ym. 1988; Gregory ym. 1996). Kuitenkin myös ilmiötä vastaan todistavaa evidenssiä on tuotettu (Francis 1984).

3.2. Hypoteesien johtaminen

Aikaisemmat tutkimukset ovat löytäneet runsaasti syitä tilintarkastajavaihdoksiin. Ne jakautuvat tilintarkastaja- ja asiakaslähtöisiin (Stefaniak ym. 2009). Tämän tutkielman aihepiiriin kuuluvat asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten syyt. Niitä on esitelty tarkemmin tämän luvun osiossa 3.1. Tässä alaluvussa johdetaan tutkimuksen hypoteesit tärkeimpien aikaisempien tutkimusten pohjalta.

Tilinpäätösstandardien käyttöönoton ja tilintarkastajavaihdosten yhteyttä tutkineet Atkinson ym. (2002) ja Wieczynska (2016) havaitsivat, että uudet tilinpäätösstandardit lisäävät tilintarkastajavaihdoksia niiden käyttöönotovuonna. Wieczynskan (2016) tutkimus tosin havaitsi kyseisen yhteyden ainoastaan korkean sääntelytason maissa. Atkinson ym. (2002) tutkimus käsitteli uusien yhdysvaltalaisen tilinpäätösstandardien vaikutuksia, kun taas Wieczynska (2016) tutki IFRS-standardiston käyttöönoton vaikutuksia, samoin kuin tämä tutkimus.

Wieczynska (2016) perustelee löydösten taustaa seuraavasti. IFRS:n käyttöönotto on merkittävä raportointimenettelyn muutos, joka muuttaa tilintarkastajan asiakasyritysten raportointikannustimia sekä koettuja tietyn tilintarkastajan käyttämisen etuja ja kustannuksia. Näitä sopimussuhteessa olevan tilintarkastusyrityksen etuja ja kustannuksia asiakasyritykset arvioivat jatkuvasti (Johnson ym. 1990). Periaateperustaisten IFRS-standardien (Forgeas 2008) käyttöönotto vaatii huomattavaa määrää ammatillista harkintaa, mikä lisää asiakasyritysten motivaatiota tulkita standardeja heidän omien kannustintensa mukaisesti. Asiakkaat voivat haluta soveltaa IFRS-standardeja aggressiivisemmalla tavalla kuin heidän tilintarkastajansa. Näin syntyvät näkemyserot yksittäisten standardien sovellustavoista eli sopivista kirjanpitoimenettelyistä voivat lisätä tilintarkastusyrityksen vaihdoksen etuja niin paljon, että tilanne johtaa tilintarkastajavaihdokseen. (Wieczynska 2016.) Edellisen täydennyksenä on hyvä huomioda, että runsas määrä aiempia tutkimuksia ovat havainneet, että kiistat kirjanpitoimenettelyistä johtavat tilintarkastajavaihdoksiin (Burton ym.1967; Bedingfield ym. 1974; McConnell 1984; Dhaliwal ym. 1993; Krishnan 1994; DeFond ym. 1998).

Tosin Goldman ym. (1974), Knapp (1985: 208) sekä Magee ym. (1990) ovat esittäneet, että aiempaa vähemmän harkintaa sallivat tilinpäätösstandardit vähentäisivät tilintarkastajien ja

heidän asiakkaidensa välisiä konflikteja, koska ne eliminoivat vaihtoehtoisia kirjanpito- ja raportointimenettelyitä. Tämän konfliktien vähenemisen tulisi johtaa siihen, että tilintarkastusyrietykset menettävät vähemmän asiakkaita (Atkinson ym. 2002: 216).

Huomionarvoista on myös, että kun yritykset julkaisevat ensimmäiset IFRS-standardien mukaiset tilinpäätösraporttinsa, markkinaosapuolet mitä todennäköisimmin arvioivat niiden perusteella kyseisen yrityksen IFRS:n käyttöönoton tasoa (Wieczynska 2016), koska tilinpäätösstandardien käyttöönoton ja noudattamisen tason on todettu vaihtelevan huomattavasti (Street ym. 1999; Street ym. 2000) eri tilintarkastajaryhmien asiakkaittain (Hodgdon ym. 2009) ja sääntely-ympäristöittäin (Ball ym. 2003). Tietoisina sijoittajien ja muiden markkinaosapuolien kriittisestä suhtautumisesta IFRS:n käyttöönoton laatuun yritysjohtajat voivat pyrkiä todistelemaan yritystensä IFRS:n mukaisten tilinpäätösraporttinsa laadukkuutta. Keino tähän voi olla vaihtaa tilintarkastajaan, jolla koetaan olevan IFRS-asiiantuntemusta. (Wieczynska 2016.) Koska tilintarkastajien tulee antaa lausunto siitä, onko kirjanpito ja tilinpäätös laadittu olennaisilta osin oikein eli niitä koskevien säädösten mukaisesti, loogisesti parhaiten IFRS:n mukaisen tilinpäätöksen oikeellisuuden kykenee tarkistamaan sellainen tilintarkastaja, jolla on korkean tason IFRS-asiiantuntemus. Tämä voi olla toinen vaihtoehtoinen syy todennäköiseen tilintarkastajavaihdosten todennäköisyyden lisääntymiseen IFRS:n käyttöönottovuonna.

Edellä kuvattujen osittain ristiriitaisten argumenttien ja empiiristen tutkimustulosten perusteella ensimmäinen hypoteesi muotoillaan kuitenkin linjassa Atkinsonin ym. (2002) ja Wieczynskan (2016) tutkimustulosten kanssa, sillä ne ovat tuoreimmat tutkimukset tilinpäätösstandardien ja tilintarkastajavaihdosten todennäköisyyden yhteydestä. Niinpä ensimmäinen hypoteesi on seuraava:

H1: Tilintarkastajavaihdoksen todennäköisyys kasvaa IFRS:n käyttöönottovuonna.

Aiemmin samaa tutkimusongelmaa tutkinut tutkimus (Wieczynska 2016) testasi myös sellaista hypoteesia, jossa oletettiin IFRS:n käyttöönoton lisäävän todennäköisyyttä, että asiakkaat vaihtavat pienestä tilintarkastusyhtiöstä globaaliin tilintarkastusyhtiöön. Kyseiselle hypoteesille saatiin tutkimuksessa vahvistusta. Kyseistä hypoteesia ei kuitenkaan testata tässä tutkimuksessa kahdesta syystä. Ensimmäinen syy on, että kuvailevaa analyysiä luvussa 5.2 tehtäessä havaitaan, että PP-tyyppin (pienestä pieneen) ja GG-tyyppin (globaalista globaaliin)

tilintarkastajavaihdoksia on aineistossa huomattavasti enemmän kuin kyseisen hypoteesin kannalta kiinnostavia PG-tyypin (pienestä globaaliin) vaihdoksia, joten kyseiselle hypoteesille on epätodennäköistä saada vahvistusta tällä aineistolla. Toinen syy on, että kyseisen hypoteesin testaamiseen tarvittava menetelmä – multinomiaalinen logistinen regressioanalyysi – on kompleksinen.

Wieczynska (2016) testasi myös hypoteesia, että todennäköisyys vaihtaa pienestä tilintarkastajasta globaaliin tilintarkastajaan lisääntyisi vuotta tai kahta ennen IFRS:n käyttöönottoa. Kyseiselle niukoin argumentein perustellulle hypoteesille ei saatu vahvistusta kokonaisuudessaan. Sen sijaan Atkinson ym. (2002) tutki uusien tilinpäätösstandardien käyttöönoton vaikutusta tilintarkastajavaihdoksiin myös käyttöönoton jälkeisinä vuosina ja sai tulokseksi, että standardien käyttöönoton jälkeisinä vuosina tilintarkastajavaihdokset vähenivät. Tämä tukee aiemman laskentatoimen kirjallisuuden väitteitä tilinpäätösstandardeista tilintarkastajien ja heidän asiakkaidensa välisten konfliktien vähentäjinä ja siten myös tilintarkastajavaihdosten vähentäjinä (Goldman ym. 1974; Magee ym. 1990; Atkinson ym. 2002). Edellä esitellyn perusteella tutkimuksen toinen hypoteesi on seuraava:

H2: Tilintarkastajavaihdoksen todennäköisyys pienenee IFRS:n käyttöönoton jälkeisinä vuosina.

4. MENETELMÄ JA AINEISTO

Tässä pääluvussa esitellään ensimmäiseksi tutkielman empiriaosuudessa käytetty menetelmä. Toisena esitellään käytettyjen logististen regressiomallien testattavat muuttujat ja kolmantena testattavat mallit. Lopuksi kuvataan aineiston valinta ja keruu.

4.1. Menetelmä

Tämän tutkielman päämenetelmänä käytetään logistista regressioanalyysiä Chanin, Lin ja Mon (2006), Landsmanin, Nelsonin ja Rountreen (2009) sekä Wieczynskan (2016) tilintarkastajavaihdostutkimuksia mukaillen. Logistinen regressioanalyysi on tilastotieteellinen menetelmä, jonka avulla pyritään löytämään useiden selittäjien joukosta parhaat selittämään ilmiötä ja siinä tapahtuvaa vaihtelua olosuhteissa, joissa selitettävä muuttuja on luokittelu-muuttuja (Metsämuuronen 2009: 743; Hosmer ym. 2013: 1). Logistista regressioanalyysiä voidaan soveltaa ilmiön kannalta olennaisten muuttujien etsimisen lisäksi teorian kannalta oleelliseksi todettujen muuttujien vaikutuksen tarkasteluun (Metsämuuronen 2009: 743). Tässä tutkimuksessa tarkastellaan kyseisen menetelmän avulla, pätevätkö aikaisempien tutkimusten teorit asiakaslähtöisiin tilintarkastajavaihdoksiin vaikuttavista tekijöistä myös suomalaisella aineistolla.

Logistisessa regressioanalyysissä oletetaan, että mallin selitettävän muuttujan logit-muunnoksen ja selittävien muuttujien välillä on lineaarinen yhteys. Logistisen regressioanalyysin ennustearvo on seuraavaa muotoa:

$$(1) Y = \frac{e^z}{1 + e^z}$$

,jossa:

Y = selitettävä muuttuja

e = luonnollisen logaritmin kantaluku

z = lineaarisen regression kaava

Lineaarisen regressioanalyysin kaava eli edellisessä kaavassa esiintynyt tekijä z muodostuu seuraavasti:

$$(2) Z = A + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_i X_i$$

,jossa:

A = vakio

$\beta_1 - \beta_i$ = muuttujien regressiokertoimet

$X_1 - X_i$ = selittävät muuttujat

Ensimmäisessä kaavassa mainitusta ennustearvosta voidaan muodostaa ns. vedonlyöntisuhde eli tapahtuman todennäköisyyden suhde siihen, että ei ole tapahtumaa. Sen kaava on seuraava:

$$(3) \text{Odds} = Y/(1 - Y)$$

Vedonlyöntisuhde antaa todennäköisyyden sille, että tietty tapahtuma kuuluu tiettyyn luokkaan. Luonnollinen logaritmi vedonlyöntisuhteesta (logit) muodostuu seuraavasti:

$$(4) \ln [Y/(1 - Y)] = A + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_i X_i$$

Logistisessa regressiossa selittävien muuttujien täytyy olla lineaarisessa yhteydessä viimeksi esiteltyyn logit-muunnokseen, eli selitettävän tapahtuman todennäköisyyden logit-muunnokseen. Niinpä logistisessa regressioanalyysissä ei tarkastella selittävän muuttujan määriä, vaan todennäköisyyksiä. Logistisen regressioanalyysin tulokset siis kertovat, vaikuttavatko selittävät muuttujat tapahtuman todennäköisyyteen ja jos vaikuttavat, kuinka suuri vaikutus on.

(Metsämuuronen 2006: 672–674, Tampereen yliopiston menetelmätietovaranto 2009.)

Logistista regressiota koskevat seuraavat tämän tutkielman kannalta olennaiset rajoitukset ja oletukset. Otokoko ei ole logistisessa regressioanalyysissä samanlainen ongelma kuin pe-

rinteisessä regressioanalyysissä. Kuitenkin otoskoko voi tulla ongelmaksi logistisessa regressioanalyysissä, mikäli havaintoja on niin vähän, että ryhmien välillä ei ole risteäviä havaintoja. Eli mikäli esimerkiksi kaikilla tutkimusaineistossa menestyneillä on sama ominaisuus, joka vastaavasti puuttuu ei-menestyneiltä, ryhmät ovat kyseisen muuttujan suhteen toisensa poissulkevia. Tämän seurauksena on, että tiettyjä laskutoimituksia ei voida tehdä. (Metsämuuronen 2009: 745.) Kyseistä ongelmaa ei ilmennyt tämän tutkimuksen aineistossa.

Samoin ongelmia voi syntyä, jos havaintoja on vähän suhteessa muuttujien määrään. Niinpä havaintojen määrän tulee olla kohtuullinen myös malliin otettaviin muuttujien lukumäärään nähden. Absoluuttisen tarkkoja ohjesääntöjä otoskooista ei ole annettu. Sopiva otoskoko nimittäin riippuu tutkittavasta ilmiöstä ja aineistosta. (Metsämuuronen 2009: 745.)

Regressioanalyysi on herkkä sille, jos aineistossa on monta poikkeavaa havaintoa eli outlieria (Metsämuuronen 2006: 673). Poikkeavia havaintoja voidaan tutkia useilla eri tavoilla tilastollisissa ohjelmistoissa. Tässä tutkimuksessa jouduttiin analysoimaan poikkeavia havaintoja ja riittävää otoskokoja tarkasti, sillä aineistossa esiintyi huomattava määrä vakavasti poikkeavia havaintoja, jotka rikkovat regressioanalyysin oletuksia. Aiheesta on kirjoitettu tarkemmin luvussa 5.1.

Lisäksi regressioanalyysin perusmuodossa oletetaan, että mittausvirheet ovat toisistaan riippumattomia. Tämä tarkoittaa käytännössä sitä, että samalta havaintokohteelta ei saisi olla aineistossa kahta eri havaintoa. (Metsämuuronen 2006: 673.) Tässä tutkimuksessa samoista havaintokohteista on useita havaintoja eri vuosilta, mikä on vastoin edellä mainittua perusoletusta. Logistisen regressioanalyysin käyttäminen tässä tutkimuksessa koettiin kuitenkin kohtuulliseksi valinnaksi seuraavista syistä. Wieczynskan (2016) tämän tutkimuksen tutkimusasetelmaa vastaava tutkimus on arvioinut, että se, että aineisto rikkoo yhden menetelmän perusolettamuksista, ei estä käyttämästä sitä analyysimenetelmänä. Asian vaikutuksia tutkimustuloksiin tarkastellaan luvussa 5.5 testattaessa, ilmeneekö aineistossa klusterikorrelaatiota.

Logistinen regressioanalyysi on lisäksi herkkä multikollinearisuudelle. Tämä tarkoittaa, että selittävien muuttujien väliset korrelaatiot eivät saisi olla liian suuria. Nimittäin kaksi toisiinsa voimakkaasti korreloitunutta muuttujaa saattavat tietyissä olosuhteissa tulla mo-

lemmat mukaan malliin, vaikka totuus on, että toinen niistä on turha eikä lisää mallin selitystasetta. Multikollinearisuutta voidaan regressioanalyysin yhteydessä tutkia SAS EG -ohjelmistossa. (Metsämuuronen 2009: 745.) Kyseisen analyysin suorittamista tämän tutkimuksen aineistolle kuvataan luvussa 5.2.

Lisäksi logistisessa regressioanalyysissä oletetaan, että selitettävän muuttujan logit-muunnos on lineaarisessa yhteydessä selittäviin muuttujiin. Eli kun tavallisessa regressioanalyysissä selitetään selitettävää muuttujaa painokertoimella β (beeta) painotetuilla muuttujilla sekä vakiolla, logistisessa regressioanalyysissä selitetään samoilla tekijöillä selitettävän muuttujan logaritmia. (Metsämuuronen 2009: 746.)

Logistinen regressioanalyysi oli perusteltu valinta tämän tutkielman menetelmäksi aikaisempien saman tyyppisten tutkimusten osoittaman soveltuvuuden vuoksi. Tässä tutkimuksessa samoin kuin esim. Wieczynskan (2016) tutkimuksessa selitettävän muuttujan eli tilintarkastajavaihdoksen toteutumisen arvot ovat logistisen regression vaatimusten mukaisesti diskreettejä, luokittelumuuttujia (Metsämuuronen 2009: 743; Hosmer, Lemeshow & Sturdivant 2013). Tilintarkastajavaihdokset voidaan nimittäin luokitella seuraaviin luokkiin: toteutunut tai ei toteutunut, ja tällöin sille sopivat symbolit ovat logistisessa regressiossa yleisesti selitettävän muuttujan symboleina käytetyt 1 ja 0 (Hosmer ym. 2013: 8).

4.2. Testattavat muuttujat

Tässä alaluvussa esitellään kaikki testattavat muuttujat. Ensimmäisenä esitellään selitettävä muuttuja. Sen jälkeen esitellään selittävät muuttujat, joita on kahta eri tyyppiä tässä tutkimuksessa. Lopuksi esitellään malleissa mukana olevat kiinteät vaikutukset.

Tämän tutkimuksen hypoteeseja koskevien binaaristen logististen regressiomallien **selitettävänä** muuttujana on **tilintarkastajavaihdos**. Kyseinen dummy-muuttuja saa arvon 1, jos asiakasyritys käytti eri tilintarkastajaa vuoden t tilintarkastuksessa kuin vuoden t-1 tilintarkastuksessa, ja se saa arvon 0, jos asiakasyritys käytti samaa tilintarkastajaa sekä vuoden t että vuoden t-1 tilintarkastuksessa.

Seuraavaksi esitellään selittävät tutkimusmuuttujat. **Ensimmäistä hypoteesia** testaavissa malleissa **selittävänä** muuttujana on **IFRS1** eli IFRS:n käyttöönotto. Kyseisen muuttujan arvo on 1, jos yritys noudatti IFRS-standardeja vuoden t tilinpäätöksessä ja ei soveltanut IFRS-standardeja vuoden t-1 tilinpäätöksessä. Muussa tapauksessa kyseisen muuttujan arvo on 0.

Toista hypoteesia testaavassa mallissa **selittävinä** muuttujina ovat **IFRSjälk1, IFRSjälk2 sekä IFRSjälk3**. Ne kuvaavat kolmea IFRS:n käyttöönoton jälkeistä vuotta. Ne saavat arvon 1 kun niiden ehto on voimassa ja arvon 0 muutoin. Esimerkiksi IFRSjälk1 saa arvon 1 IFRS:n käyttöönoton jälkeisenä vuonna.

Seuraavaksi esitellään tutkimuksen kontrollimuuttujat. Regressioanalyysiä sovellettaessa tilastollisissa malleissa voi olla mukana **kontrollimuuttujia**, joiden vaikutus selitettävään muuttujaan suljetaan pois oltaessa ensisijaisesti kiinnostuneita yhden tai useamman uuden selittävän tekijän vaikutuksesta selitettävään muuttujaan. Kontrollimuuttujat perustuvat aikaisempiin tutkimuksiin ja niillä lisätään tutkimuksen tulosten luotettavuutta. Kun mallissa on mukana muita aikaisemmin relevanteiksi todettuja selittäjiä, uusi kiinnostuksen kohteena oleva selittäjä ei saa vääristyneen korkeaa regressiokerrointa.

Tässä tutkielmassa on mukana Wieczynskan (2016) ja useiden muiden aikaisempien tutkimusten mukaisesti useita kontrollimuuttujia. Tutkimuksia, joiden perusteella valitut kontrollimuuttujat on arvioitu tarpeellisiksi, esiteltiin erityisesti alaluvussa 3.1.5. Kaikkien kontrollimuuttujien tiedot laskettiin Voitto+ -tietokantalevyiltä saaduista tilinpäätöksistä. Kontrollimuuttujia ovat seuraavat.

Koko. Yrityksen kokoa mitataan luonnollisella logaritmillä taseen loppusummasta.

KoonMuutos. Taseen loppusumman tason muutos, joka lasketaan seuraavasti: taseen loppusumma vuoden t lopussa miinus taseen loppusumma vuoden t-1 lopussa jaettuna taseen loppusummalla vuonna t-1.

NTPerTLS. Nettotulos jaettuna taseen loppusummalla. Nettotulos lasketaan seuraavasti: liiketulo +- rahoituserät +- verot.

Velkaisuus. Velat jaettuna taseen loppusummalla.

LiikevMuutos. Liikevaihdon muutos. Liikevaihto vuoden t lopussa miinus liikevaihto vuoden t-1 lopussa jaettuna liikevaihdolla vuoden t-1 lopussa.

Tappio. Dummy-muuttuja, jonka arvo on 1, jos yrityksellä oli negatiivinen nettotulos vuonna t ja muussa tapauksessa 0.

PAVelanMuutos. Pitkäaikaisen velan muutos. Muutos yrityksen pitkäaikaisissa veloissa vuoden aikana jaettuna pitkäaikaisen velan määrällä kyseisen vuoden alussa.

Ristiinlistattu. Dummy-muuttuja, jonka arvo on 1, jos yrityksen osakkeita on listattu myös jossain muussa kuin Helsingin pörssissä ja muussa tapauksessa 0.

Esikuva-artikkelissa (Wieczynska 2016) olleista logistisista regressiomalleista jätettiin ensimmäisessä vaiheessa pois kaksi kontrollimuuttujaa. Kyseiset muuttujat kuvaavat yrityksen yrityskauppa-aktiivisuutta sekä osakeanteja. Kyseiset muuttujat on poistettu seuraavista syistä. Kun kyseisistä muuttujista ajettiin luettelot Worldscopesta, huomattavan useiden yritysten kohdalla tarvittavat tiedot eivät olleet saatavilla kaikilta otannan vuosilta tai eivät olleet saatavilla lainkaan. Yrityskaupamuuttujaan tarvittavien tietojen osalta puutteita oli 54 otannan yrityksen kohdalla, osakeanneista tarvittavissa tiedoissa oli puutteita 15 otoksen yrityksellä. Kuuden yrityksen tiedot puuttuivat listauksesta kokonaan, sillä ne joko olivat poistuneet pörssistä yrityskaupan tai konkurssin vuoksi tai niiden kohdalla Worldscopesta oli tapahtunut tietotekninen häiriö haettaessa yritysten tietoja kyseisiä muuttujia varten massalatauksella.

Mikäli ne yritykset, joiden osalta edellä mainittuihin kahteen muuttujaan tarvittavissa tiedoissa oli puutteita, olisi poistettu aineistosta, olisi otannan koko pienentynyt tutkijan arvion mukaan liikaa. Yleinen tilastotieteellinen ohjeistus nimittäin on, että regressioanalyysiä käytettäessä otannan koko tulee olla niin moninkertainen suhteessa selittävien muuttujien määrään kuin mahdollista mallin tilastollisen luotettavuuden lisäämiseksi. Kontrollimuuttujat kuuluvat myös selittävien muuttujien luokkaan. Tarkkoja määreitä otoskoon ja logistisen regressiomallin selittävien muuttujien ohjeellisista, sallitun suuruista suhdeluvuista ei kuitenkaan ole tilastotieteen kirjallisuudessa. (Metsämuuronen 2009.)

Malleista jätettiin myöhemmin pois myös kaksi muuta kontrollimuuttujaa niiden sisältämien vakavasti poikkeavien havaintojen suuren määrän vuoksi. Tähän on tarkempia perusteluita luvussa 5.1.

Tämän tutkimuksen malleissa esiintyy esikuva-artikkelin mukaisesti myös **toimialan kiinteät vaikutukset**. Kyseisellä muuttujalla kontrolloidaan toimialan kiinteitä vaikutuksia. Käytetty luokittelu perustuu Nasdaq OMX Helsingin nykyiseen toimialaluokitukseen (Nasdaq 2017). Niiden yritysten osalta, jotka ovat poistuneet Helsingin pörssistä ennen vuotta 2017, toimialatiedot etsittiin muualta internetistä.

4.3. Testattavat tilastolliset mallit

Tässä aluvussa esitetään yksinkertaistetut versiot tutkimuksessa testattavista logistisista regressiomalleista. Esittämättä jätetään selitettävän muuttujan logit-muunnos luettavuuden vuoksi. Tarkat tutkimuksessa käytetyt logistisen regressioanalyysin kaavat voidaan muodostaa tekemällä tässä aluvussa esitellyille regressiokaavoille logit-muunnos luvussa 4.1 esitetyn mukaisesti.

Ensimmäisen hypoteesin mukaiset logistiset regressiomallit muodostuvat seuraavasti:

$$(5) \text{ Tilintarkastajavaihdos} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS1} + \Sigma \beta \text{ Kontrollimuuttujat} + \text{Toimiala} + \mathcal{E},$$

jonka alkuperäisessä versiossa kontrollimuuttujat: Koko, KoonMuutos, NTPerTLS, Velkaantuneisuus, LiikevMuutos, Tappio, PAVelanMuutos sekä Ristiinlistattu. Outlier-karsi-
tuista malleista jätettiin pois kontrollimuuttujat LiikevMuutos ja PAVelanMuutos. Poisjät-
täminen on perusteltu luvussa 5.1. Muuttujien tarkemmat kuvaukset on esitetty luvussa 4.2.

Toisen hypoteesin mukaiset logistiset regressiomallit muodostuvat seuraavasti:

$$(6) \text{ Tilintarkastajavaihdos} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRSjälk1} + \beta_2 \text{IFRSjälk2} + \beta_3 \text{IFRSjälk3} + \Sigma \beta \text{ Kontrollimuuttujat} + \text{Toimiala} + \mathcal{E}$$

Myös hypoteesin 2 mukaisista outlier-karsituista logistista regressiomalleista poistettiin kontrollimuuttujat LiikevMuutos sekä PAVelanMuutos. Tämän perustelut ovat luvussa 5.1.

4.4. Aineiston valinta ja keruu

Tämän tutkimuksen otantaan kuuluvat aikaväliltä 2002–2008 sellaiset suomalaiset pörssiyritykset, jotka ovat myös konsernin emoyhtiöitä. Rajaus konsernien emoyhtiöihin johtuu siitä, että IFRS tuli pakolliseksi konsernitilinpäätösten osalta EU-maiden pörssiyrityksissä vuonna 2005 (Regulation (EC) No 1606/2002) ja konsernitilinpäätöksen on Suomessa velvollinen laatimaan konsernin emoyritys muutamia poikkeustilanteita lukuun ottamatta (KPL 6:1§). Ajankohtarajauksen syynä on se, että IFRS:n käyttöönottoisuuden lisäksi tarvitaan aineistoa sekä sitä edeltävältä että sen jälkeiseltä ajalta, jotta IFRS:n käyttöönottoisuuden tilintarkastajavaihdosten määrille saadaan kohtuullinen määrä vertailukohteita muilta vuosilta.

Suomi aineiston alkuperämaana on perusteltu valinta ensinnäkin siksi, että kyseisen maan aineistolla IFRS:n käyttöönoton vaikutusta tilintarkastajavaihdoksiin ei ole vielä tutkittu. Lisäksi kyseisen alkuperämaan sopivuutta puoltavat seuraavat seikat: Suomi kuuluu sekä Kaufmannin ym. (2009) mukaisen sääntely-ympäristöä koskevan luokituksen että Christensenin ym. (2013) mukaisen tilinpäätösraportoinnin valvonnan muutosten luokituksen mukaan samaan luokkaan kuin Iso-Britannia ja Saksa. Wieczynska (2016) sai kyseisistä maista peräisin olevalla aineistolla Wieczynska (2016) vahvistusta hypoteeseilleen IFRS:n käyttöönotosta tilintarkastajavaihdosten lisääjänä.

Aineiston yrityksiä koskevat tiedot kerättiin pääosin Voitto+-tietokannan versioista 2004, 2005, 2007 sekä 2011. Voitto+sta saatiin tilintarkastajatietojen lisäksi niihin kontrollimuuttujiin tarvittavat tiedot, jotka perustuvat tilinpäätöslukuihin. Niissä tapauksissa, kun kyseisten tietokantalevyjen tiedoissa havaittiin puutteita tai epäselvyyksiä edellä mainittujen tietojen osalta, käytettiin tiedon haussa yritysten internetissä julkaistuja vuosikertomuksia sekä tilinpäätöksiä. Esimerkki puutteista ja epäselvyyksistä Voitto+:n aineistoissa on se, että kahden yrityksen tilintarkastajatietoihin oli listattu muutaman vuoden osalta varatilintarkastaja tilintarkastajalistan ensimmäiseksi, mikä antaa harhaanjohtavan vaikutelman siitä, mitkä ta-

hot ovat vastuullisia tilintarkastajia kyseisillä tilikausilla. Kyseisten tapauksien jäljille päästiin listausten epäjohtomukaisuuden perusteella. Suoraan yritysten vuosikertomuksista tai tilinpäätöksistä haettiin puolestaan tiedot IFRS:n käyttöönottovuodesta. Worldscopesta haettiin tiedot yritysten ristiinlistauksista eli samanaikaisista listauksista useassa pörssissä. Niissä tapauksissa, joissa yritys oli poistunut pörssistä ja sen tietoja ei siten ollut saatavilla ristiinlistaus-muuttujan osalta Worldscopesta, tieto etsittiin yrityksen internetissä julkaisuista vuosikertomuksista tai tiedotusmateriaaleista.

Taulukossa 2 esitetään otoksen rajauksen vaiheet. Aineisto-otannon koonnissa edettiin seuraavasti. Keruu aloitettiin ottamalla Voitto+-tietokannasta lista niistä suomalaisista julkisista osakeyhtiöistä, jotka olivat vuosina 2000-2005 toiminnassa ja jotka ovat myös konsernien emoyhtiöitä. Suurin osa yhtiöistä oli toiminnassa vuoden 2005 jälkeenkin, mutta vähimmäisvaatimuksena aineistoon sisällyttämiseen oli, että yritys on ollut toiminnassa vuoteen 2005 asti, sillä kyseisenä vuonna IFRS tuli ottaa käyttöön julkisesti noteerattujen yritysten konsernitilinpäätöksissä (Regulation (EC) No 1606/2002).

Taulukko 2. Otoksen rajaus.

	Yritysten lkm
Oyj:t vuosina 2000–2005	176
Vähennetään:	
-Oyj, joka ei ole pörssilistattu	-29
-tilintarkastaja- tai tilinpäätöstiedoissa puutteita	-20
-rahoitus- tai vakuutusalan yritys	-6
-poistui pörssistä ennen vuotta 2005	-4
-IAS/IFRS käyttöön ennen vuotta 2002	-2
-pörssiin vasta vuoden 2005 jälkeen	-2
-poikkeuksellisen mittaisia tilikausia	-1
-jakautunut toisesta pörssiyhtiöstä	-1
-ristiinlistaus -tietoa ei saatavilla	-1
Koko aineisto (käytetään mallien ensimmäisissä versioissa)	110
-vakavasti poikkeavia havaintoja muuttujissa	-28
KoonMuutos, NTPerTLS ja/tai Velkaisuus	
Outlier-karsittu aineisto (käytetään mallien toisissa versioissa)	82

Taulukon 2 tietojen lisäksi huomionarvoisia ovat seuraavat seikat. Aineistoa rajattiin aluksi kahden Kauppalehden internet-sivuillaan ylläpitämän listauksen avulla, joista ensimmäinen listaa Helsingin pörssissä listattuna olevat yhtiöt (Kauppalehti 2016a) ja toinen Helsingin pörssistä poistuneet yhtiöt sekä Helsingin pörssissä listattuna olevat yhtiöt, jotka ovat vaihtaneet nimeä (KL 2016b). Kyseisten listausten avulla saatiin rajattua otoksesta pois ne julkiset osakeyhtiöt, joiden arvopapereita ei ole listattu Helsingin pörssissä sekä ne pörssiyritykset, jotka poistuivat pörssistä ennen vuotta 2005 esimerkiksi konkurssin vuoksi. Rahoitus- ja vakuutusalan yritykset poistettiin aineistosta, sillä niiden tilinpäätöskaavat eriyvät merkittävästi yleisistä tilinpäätöskaavoista, minkä vuoksi kyseisille yrityksille ei voitu laskea kaikkien tutkimuksen logistisissa regressiomalleissa tarvittavien kontrollimuuttujien arvoja. Ne yritykset, jotka lunastettiin tai tekivät konkurssin otannan ajanjaksolla, mutta kuitenkin IFRS:n käyttöönottovuoden jälkeen, pidettiin aineistossa mukana poistumisvuoteen asti, mikäli niistä oli saatavilla kaikkia otoksen tilikausia koskevat tarvittavat tiedot.

Kerättäessä aineistoa tilintarkastajavaihdosten tyypeistä jouduttiin käyttämään huomattavasti harkintaa niissä tapauksissa, joissa yhden vuoden päävastuulliset tilintarkastajat edustivat kahta eri yhtiötä. Kyseiset vaihdokset luokiteltiin niitä parhaimmin kuvaavaan luokkaan. Niistä tehdyt luokittelupäätökset esitellään taulukossa 3.

Taulukko 3. Poikkeuksellisten tilintarkastajavaihdosten tyyppien luokittelu.

Y₁ tilintark.	Huomioita vaihdoksesta	Y₂ tilintark.	Luokitus
pieni ja pieni		pieni ja globaali	PG
pieni ja pieni	vain toinen vaihtui	pieni ja pieni	PP
globaali ja pieni	lk riippuen siitä, kumpi osapuoli vaihtui	globaali ja pieni	PP tai PG tai GG
pieni ja globaali		globaali	PG
globaali ja globaali		globaali	GG
pieni ja globaali	pieni vaihtui	pieni ja globaali	PP
globaali	globaalikin vaihtui	globaali ja pieni	GG
globaali ja pieni	pieni jäi pois	globaali	PG
globaali ja pieni		pieni ja pieni	GP

Aineistossa globaaleiksi tilintarkastusyhtiöiksi luokiteltiin seuraavat yhtiöt Wiczynskan (2016) mukaisesti: PWC, Deloitte, EY, KPMG, Arthur Andersen sekä BDO. Y_1 = vaihdosta edeltävä vuosi, Y_2 = vuosi, jona tilintarkastajavaihdos tapahtui. PG = vaihdos pienestä globaaliin tilintarkastusyhteisöön, GG = vaihdos globaalista globaaliin tilintarkastusyhteisöön, GP = vaihdos globaalista pieneen tilintarkastusyhteisöön, PP = vaihdos pienestä pieneen tilintarkastusyhteisöön.

5. TUTKIMUSTULOKSET

Tässä luvussa esitellään tutkimuksen tulokset. Luvun aluksi käsitellään poikkeavia havain-
toja. Sen jälkeen tehdään kuvaileva analyysi aineistosta ja tarkastellaan multikollineaari-
suutta. Näiden jälkeen esitellään ja analysoidaan logistisen regressioanalyysin tulokset. Lo-
puksi arvioidaan tutkimuksen tulosten luotettavuutta. Tutkimuksen empiirisen osion tilastol-
lisisissa analyyseissä käytettiin SAS Enterprise Guide 7.1 –ohjelmaa.

5.1. Poikkeavat havainnot

Tutkimuksen empiirinen osio aloitettiin tutkimalla aineistoon sisältyviä poikkeavia havain-
toja eli outliereita. Poikkeavia havaintoja tutkittiin laatikko-viikset –kuvaajien avulla. Ai-
neiston kontrollimuuttujissa havaittiin huomattavan runsas määrä poikkeavia havaintoja.
Kontrollimuuttujasta koko oli 4 poikkeavaa havaintoa, koon muutoksesta 38, nettotulos
skaalattuna taseen loppusummalla –kontrollimuuttujasta 28, velkaisuudesta 6, pitkäaikaisen
velan muutoksesta 57 sekä liikevaihdon muutoksesta 48 poikkeavaa havaintoa.

Tilastotiede ei anna yksiselitteisiä ohjeita poikkeavien havaintojen käsittelylle aineistossa,
jota analysoidaan logistisella regressioanalyysillä. Niitä tulee nimittäin käsitellä tapauskoh-
taisesti. Regressioanalyysiaineiston sisältämien poikkeavien havaintojen käsittelyssä tulee
kuitenkin aina huolellisesti analysoida syitä, jotka ovat aiheuttaneet havaintojen poikkeavu-
uden muusta joukosta, ja päättää niiden käsittelystä sen perusteella (Montgomery, Peck &
Vining 2012: 152–153).

Eniten poikkeavia havaintoja oli niistä kontrollimuuttujista, jotka mittaavat jonkin asian
muutosta kohdeyrityksen tilinpäätöstiedoissa. Kyseisten muuttujien arvoja laskettaessa ha-
vaittiin, että niiden arvoksi tuli usein 0. Tilanne oli yleinen esimerkiksi pitkäaikaisen velan
muutosta mittaavalla kontrollimuuttujalla. Ensimmäinen syy arvoon 0 oli se, että kohdeyri-
tyksillä ei ollut pitkäaikaista velkaa vuoden t tilikaudella eikä vuoden $t-1$ tilikaudella. Toi-
saalta yleinen tilanne oli esimerkiksi, että yrityksellä oli pitkäaikaista velkaa vuoden t tili-
kaudella, mutta sillä ei ollut sitä vuoden $t-1$ tilikaudella. Tällöin muuttujan arvoksi täytyi
määritellä 0, sillä arvoa 0 ei voida käyttää jakajana laskutoimituksissa.

Tilinpäätöstietojen muuttumista mittaavien kontrollimuuttujien laskentatapa yhdessä aineiston pienuuden kanssa selittävät osaltaan poikkeavien havaintojen suurta määrää seuraavin perustein. Koska aineistoon sisältyy runsas määrä arvon 0 saaneita havaintoja jonkin tilinpäätöstiedon muutosta mittaaville kontrollimuuttujille, niiden mediaanit, keskiarvot ja kvartiilivälit ovat lähellä arvoa 0. Tämän johdosta havaintoarvot luokittuvat varsin helposti poikkeaviksi havainnoiksi - esimerkiksi jo pitkäaikaisen velan kasvu 125% luokittui aineistossa poikkeavaksi havainnoksi.

Poikkeavien havaintojen syitä edelleen analysoitaessa tultiin yleiseen johtopäätökseen, että niiden saamat lukuarvot vaikuttavat täysin uskottavilta, oikeisiin tietoihin perustuvilta yritysten tilinpäätöstietojen kuvaajilta, eivätkä ne johdu laskuvirheistä yhtä tapausta lukuun ottamatta. Aineiston pienuus vaikuttaa osaltaan voimakkaasti siihen, että aineiston sisältämät havainnot luokittuvat varsin herkästi poikkeaviksi.

Montgomeryn ym. (2012: 152–153) mukaan tällaisten poikkeavien, mutta täysin uskottavien havaintojen poistaminen aineistosta ainoastaan, jotta testattava malli ja aineisto saataisiin paremmin yhteensopiviksi, voi olla vaarallista. Nimittäin silloin saadut tulokset voivat olla harhaanjohtavia.

Poikkeavien havaintojen vaikutusta regressiomalliin voidaan helposti tutkia poistamalla kyseiset havainnot aineistosta ja vertaamalla näin saatua lopputulosta kaikki havainnot sisältävän aineiston tuottamaan lopputulokseen. (Montgomery ym. 2012: 153.) Koska tämän tutkimuksen aineistoon sisältyi kontrollimuuttujien osalta poikkeavia havaintoja yli 50% aineistoon sisältyvistä yrityksistä, ei nähty järkeväksi toimia täsmälleen edellä esitetyn mukaan. Nimittäin kun aineisto pienenee merkittävästi, vertailtavuus koko aineiston tuottamaan tulokseen heikkenee huomattavasti. Lisäksi aineiston merkittävä pieneneminen heikentää tutkimustulosten luotettavuutta.

Poikkeavien havaintojen vaikutusta syntyviin logistisiin regressiomalleihin tarkasteltiin seuraavasti. Aineistosta poistettiin kokonaan ne kaksi kontrollimuuttujaa, joista oli eniten poikkeavia havaintoja, eli pitkäaikaisen velan muutos ja liikevaihdon muutos. Näin säästettiin poistamasta aineistosta useita kymmeniä yrityksiä, mutta saatiin poistettua siitä kymmeniä tuloksia mahdollisesti vääristäviä havaintoja.

Pitkäaikaisen velan muutosta kuvaavan kontrollimuuttujan poistamista puolsi outlierien suuren määrän lisäksi vahvasti se, että teoreettiset perusteet sen sisällyttämiseksi malliin eivät ole vahvat. Nimittäin kyseinen muuttuja kuvaa mallissa asiakkaan taloudellisia vaikeuksia. Tämän tutkimuksen malleissa on kuitenkin jo mukana toinen taloudellisia vaikeuksia kuvaava kontrollimuuttuja – tappio. Niinpä pitkäaikaisen velan muutosta kuvaavan muuttujan poistaminen ei poista malleista mitään olennaista, erillistä asiakokonaisuutta. Lisäksi täsmälleen samaa kontrollimuuttujaa ei ole tutkielman tekijän tietojen mukaan käytetty missään muussa aikaisemmassa tilintarkastajavaihdostutkimuksessa kuin Wieczynskan (2016) tutkimuksessa.

Liikevaihdon muutosta mittaavan kontrollimuuttujan poistamista mallista puolsi outlierien suuren määrän lisäksi myös se, että mallissa on jo mukana toinen yrityksen kasvua mittaava muuttuja – koon muutos – jota mitataan taseen loppusumman muutoksella. Liikevaihdon muutos ja taseen loppusumman muutos mittaavat yrityksen kasvua eri näkökulmista, mutta kyseisten lukuarvojen kehityksessä on tyypillisesti yhteneväisyyksiä. Wieczynskan (2016) lisäksi kyseistä kontrollimuuttujaa havaittiin käytetyn ainoastaan Williamsin (1988) tutkimuksessa. Edellä esitellyistä syistä myös liikevaihdon muutosta mittaavan kontrollimuuttujan poistaminen testattavista malleista arvioitiin perustelluksi valinnaksi.

Lisäksi aineistosta poistettiin vakavasti poikkeavat havainnot muiden kontrollimuuttujien osalta, eli käytännössä kokonaan niiden yritysten havainnot, joita kyseiset vakavasti poikkeavat havainnot koskivat. Vakavasti poikkeava havainto on sellainen havainto, joka on joko kolme kvartiiliväliä alakvartiilin alapuolella tai kolme kvartiiliväliä yläkvartiilin yläpuolella (IDRE 2017).

Edellä esiteltyjen toimenpiteiden jälkeen karsittujen mallien vertailuaineistoon jäi 82 yritystä. 28 yritystä poistettiin aineistosta kontrollimuuttujien koon muutos, nettotulos skaalattuna taseen loppusummalla sekä velkaisuus sisältämien vakavasti poikkeavien havaintojen vuoksi.

5.2. Kuvaileva analyysi aineistosta

Tämän luvun taulukoissa esitetään kuvailevia tilastotietoja tilintarkastajavaihdoista ja IFRS:n käyttöönottovuosista sekä kontrollimuuttujista. Kaikissa taulukoissa on kaksi osiota, koska tässä tutkimuksessa muodostettiin vertailun vuoksi kaksi versiota kaikista logistisista regressiomalleista. Näin tehtiin, koska koko aineiston mallit sisälsivät suuren määrän vakavasti poikkeavia havaintoja.

Taulukossa 4 esitetään aineistoon sisältyvät tilintarkastajavaihdokset vuosittain ja tyypeittäin. Taulukon 4 osiosta A havaitaan, että koko aineistossa eniten tilintarkastajavaihdoksia on tapahtunut vuonna 2006 eli yleisimmän IFRS:n käyttöönottovuoden jälkeisenä vuonna. Toiseksi eniten tilintarkastajavaihdoksia on kyseisessä aineistossa havaittu vuosina 2005 sekä 2008. Taulukon 4 B-osaa tarkasteltaessa havaitaan, että kun vakavat poikkeamat on poistettu aineistosta, tilintarkastajavaihdoksia esiintyy aineistossa yhtä paljon yleisimpänä IFRS:n käyttöönottovuonna 2005 ja sen jälkeisenä vuonna 2006.

Taulukko 4. Tilintarkastajavaihdosten määrät vuosittain.

Osio A. Koko aineisto								
Muuttuja	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Yhteensä
Tt-vaihdos	11	14	5	15	18	10	15	88
% tt-vaihdoista	13 %	16 %	6 %	17 %	20 %	11 %	17 %	
TT-vaihdos_PG	1	1	1	5	3	3	3	17
TT-vaihdos_PP	4	6	0	8	3	3	2	26
TT-vaihdos_GP	0	1	0	0	0	1	1	3
TT-vaihdos_GG	6	6	4	2	12	3	9	42
Osio B. Outlier-karsittu aineisto								
Muuttuja	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Yhteensä
Tt-vaihdos	7	10	5	13	13	5	10	63
% tt-vaihdoista	11 %	16 %	8 %	21 %	21 %	8 %	16 %	
TT-vaihdos_PG	1	1	1	4	2	1	3	13
TT-vaihdos_PP	2	3	0	8	3	1	1	18
TT-vaihdos_GP	0	1	0	0	0	1	0	2
TT-vaihdos_GG	4	5	4	1	8	2	6	30

Tilintarkastajavaihdokset on luokiteltu seuraavasti: PG = pienestä globaaliin, PP = pienestä pieneen, GP = globaalista pieneen ja GG = globaalista globaaliin.

Taulukossa 5 esitetään otoksen yritysten IFRS:n käyttöönottovuodet. Taulukossa 6 puolestaan esitetään IFRS:n käyttöönoton ajankohdat yhdistettyinä tilintarkastajavaihdosten ajankohtiin. Taulukon 6 A-osiosta havaitaan, että koko aineistossa tilintarkastajavaihdoksia on tapahtunut yhtä paljon 3 vuotta ennen IFRS:n käyttöönottoa, IFRS:n käyttöönottovuonna sekä IFRS:n käyttöönoton jälkeisenä vuonna. Puolestaan taulukon 6 B-osiosta havaitaan, että outlier-karsitussa aineistossa tilintarkastajavaihdoksia on eniten IFRS:n käyttöönottovuonna.

Taulukko 5. IFRS:n käyttöönottovuodet.

Osio A. Koko aineisto								
Selite	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Yhteensä
IFRS:n käyttöönotto	1	1	11	97	0	0	0	110
% kaikista	1 %	1 %	10 %	88 %	0 %	0 %	0 %	
Osio B. Outlier-karsittu aineisto								
Selite	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Yhteensä
IFRS:n käyttöönotto	1	1	10	70	0	0	0	82
% kaikista	1 %	1 %	12 %	85 %	0 %	0 %	0 %	

Taulukko 6. IFRS:n käyttöönotto ja tilintarkastajavaihdokset.

Osio A. Koko aineisto								Yh-
Selite	IFRSenn3	IFRSenn2	IFRSenn1	IFRS1	IFRSjälk1	IFRSjälk2	IFRSjälk3	teensä
Tt-vaihdos	15	11	8	15	15	12	12	88
PG	1	1	1	5	3	3	3	17
PP	5	5	1	8	2	3	2	26
GP	0	1	0	0	0	1	1	3
GG	7	4	6	4	10	5	6	42

Osio B. **Outlier-karsittu aineisto**

Selite	IFRSenn3	IFRSenn2	IFRSenn1	IFRS1	IFRSjalk1	IFRSjalk2	IFRSjalk3	Yhteensä
Tt-vaihdos	10	7	7	14	11	6	8	63
PG	1	1	1	4	2	1	3	13
PP	2	2	1	8	2	1	2	18
GP	0	1	0	0	0	1	0	2
GG	5	3	6	3	7	3	3	30

Tilintarkastajavaihdokset on luokiteltu seuraavasti: PG = pienestä globaaliin, PP = pienestä pieneen, GP = globaalista pieneen ja GG = globaalista globaaliin.

Taulukoihin 7 ja 8 on kerätty kuvailevat tiedot kontrollimuuttujista. Taulukkoon 7 ei otettu mukaan erillistä versiota outlier-karsitusta aineistosta. Sen osuus analysoidaan lyhyesti sanallisesti. Huomionarvoista taulukossa 7 on, että pitkäaikaisen velan muutoksen mediaani on 0. Tähän vaikuttavat merkittävästi useat seuraavan tyyppiset tapaukset. Ensinnäkin useissa tapauksissa yrityksellä oli pitkäaikaista velkaa tilikaudella, mutta ei sitä edeltävällä tilikaudella. Tällöin muuttujan arvoksi oli annettava 0, sillä 0 ei voi olla jakajana laskutoimituksissa. Aineistossa esiintyi myös tapauksia, joissa yrityksellä ei ollut pitkäaikaista velkaa tilikaudella eikä sitä edeltävällä tilikaudella.

Myös liikevaihdon muutosta mittaavan kontrollimuuttujan mediaani on hyvin pieni, -0,05, ja kertoo aineistoon sisältyvän runsaasti 0-arvoja ja lähellä 0 olevia arvoja myös kyseisen muuttujan osalta. Tämä johtuu siitä, että suurella osalla otoksen yrityksistä liikevaihto ei muuttunut merkittävästi aineistoon valitun ajanjakson aikana.

Taulukosta 7 havaitaan myös, että liikevaihdon ja pitkäaikaisen velan muutosta koskevat ala- ja yläkvartiilit ovat lähellä arvoa 0. Kvartiilivälien ollessa pienet ja arvoiltaan alhaiset sekä maksimi-arvojen ollessa puolestaan huomattavan kaukana mediaaneista ja yläkvartiileista seurauksena on, että kyseisten muuttujien havainnot luokituvat hyvin helposti poikkeaviksi. Tämä aiheuttaa ongelmia logistisen regressioanalyysin oletusten ja luotettavuuden kannalta. Asiaan syvennyttiin tarkemmin luvussa 5.1.

Analysoitaessa aineistojen jakaumia SAS:ssa havaittiin, että outlier-karsitussa aineistossa keskihajonta on kaikilla muuttujilla matalampi kuin samoilla muuttujilla alkuperäisessä ai-

neistossa, ja muidenkin tunnuslukujen arvot ovat muuttuneet selkeästi. Tämä on luonnollinen seuraus siitä, että karsitusta aineistosta puuttuu runsaasti koko aineistossa olleita havain-toja niiden poikkeavuuden vuoksi. Poikkeavien havaintojen poistamisesta aineistosta kerrot-tiin tarkemmin luvussa 5.1.

Taulukko 7. Kuvailevat tiedot koko aineiston jatkuvista kontrollimuuttujista.

	Koko	KoonMuutos	NTPerTLS	Velkaisuus	PAVelan-Muutos	LiikevMuutos
Keskiarvo	11,73	0,13	0,01	0,42	7,49	7,22
Keskihajonta	1,91	0,5	0,19	0,24	135,96	157,15
Minimi	6,63	-0,99	-3,41	0	-25,67	-4,81
Alakvartiili	10,41	-0,06	-0,02	0,26	-0,18	-0,05
Mediaani	11,42	0,04	0,03	0,41	0	0,04
Yläkvartiili	13,09	0,17	0,08	0,56	0,15	0,17
Maksimi	16,76	6,16	0,71	2,94	3656,14	4246,96

Tästä taulukosta ei esitetä erillistä versiota outlier-karsitulla aineistolla. Kontrollimuuttujat tappio ja ristiinlis-taus eivät ole mukana näissä taulukoissa, koska ne ovat luokittelumuuttujia. Niistä on erillinen taulukko 8.

Taulukossa 8 kuvataan sellaisten kontrollimuuttujien määriä aineiston eri versioissa, jotka ovat luokittelumuuttujia, eli saavat arvon 1 niiden ehdon ollessa voimassa. Ristiinlistauksien osalta havaitaan, että samat havainnot ovat mukana sekä koko aineistossa että outlier-karsi-tussa aineistossa. Puolestaan tappio-muuttujan osalta outlier-karsittuun aineistoon tulee mu-kaan ainoastaan 72% koko aineiston havainnoista. Tämä on loogista siksi, että tappiota te-kevien yritysten tilinpäätösluvut eriyvät tyypillisesti huomattavasti muiden yritysten vastaa-vista, ja niitä koskevat havainnot luokituvat näin helposti vakavasti poikkeaviksi havain-noiksi.

Taulukko 8. Yritysvuosihavaintoja dummy-kontrollimuuttujien arvosta 1

	Tappio	Ristiinlistattu
Alkuperäisten mallien aineisto	233	14
Outlier-karsittu aineisto	167	14

Dummy-muuttujien arvo 1 tarkoittaa, että valittu luokitteluehto on voimassa.

Taulukossa 9 on tilintarkastusyhtiöiden markkinaosuudet koko otoksen suomalaisissa pörssi-yhtiöissä. Taulukko pohjautuu tutkimuksen koko aineistoon, jonka muodostavat 110 yritystä. Taulukosta havaitaan, että globaalien tilintarkastusyhtiöiden markkinaosuudet suomalaisten pörssi-yhtiöiden tilintarkastuksissa ovat olleet huomattavat koko tarkastelujakson ajan. Keskimäärin suurin markkinaosuus otoksessa on PWC:llä.

Taulukko 9. Tilintarkastusyhtiöiden markkinaosuudet koko otoksen suomalaisissa pörssi-yhtiöissä.

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
PWC	34 %	31 %	29 %	31 %	26 %	25 %	25 %
KPMG	19 %	20 %	23 %	25 %	27 %	28 %	28 %
EY	17 %	19 %	19 %	19 %	19 %	21 %	23 %
Deloitte	2 %	3 %	2 %	3 %	4 %	5 %	4 %
BDO	1 %	0 %	0 %	0 %	0 %	0 %	0 %
Arthur Andersen	0 %	0 %	0 %	0 %	0 %	0 %	0 %
Globaalit tilintarkastusyhtiöt yhteensä	73 %	73 %	73 %	77 %	76 %	78 %	80 %
Muut (pienet yhtiöt sekä yhdistelmät)	27 %	27 %	27 %	23 %	24 %	22 %	20 %

Taulukossa on käytetty tutkimuksen koko aineistoa, jossa on 110 suomalaista pörssiyritystä vuosilta 2002–2008. Osassa muut-luokkaan kuuluvista tapauksista on globaalin tilintarkastusyhtiön edustaja toisena päävastuullisena tilintarkastajana pienen tilintarkastusyhtiön edustajan rinnalla. Globaaleiksi tilintarkastusyhtiöiksi luokiteltiin PWC, KPMG, EY, Deloitte, BDO sekä Arthur Andersen Wieczynskan (2016) mukaisesti.

5.3. Multikollineaarisuuden tarkastelu

Korrelaatioiden tarkastelu on tärkeää logistisessa regressioanalyysissä, sillä regressioanalyysi on herkkä multikollineaarisuudelle. Tämä merkitsee, että selittävien muuttujien väliset korrelaatiot eivät saisi olla liian suuria, jotta mallin tulokset eivät vääristyisi. (Metsämuuronen 2009: 745.)

Pearsonin r on todennäköisesti tunnetuin ja käytetyin korrelaation mittari (Meyers, Gamst & Guarino 2009: 156) ja se soveltuu käytettäväksi suhdeasteikollisten muuttujien korrelaatio-tarkasteluissa (Metsämuuronen 2006: 357). Niinpä kyseistä mittaria päädyttiin käyttämään tämän tutkimuksen korrelaatiotarkasteluissa.

Pearsonin korrelaatiokerroin saa arvoja väliltä -1 ja 1 . Lähempänä nollaa olevat arvot edustavat heikompia yhteyksiä ja lähempänä arvoja -1 ja 1 olevat arvot edustavat vahvempia yhteyksiä. Positiiviset arvot ilmaisevat suoraa yhteyttä, negatiiviset arvot ilmaisevat käänteistä yhteyttä. (Meyers ym. 2009: 156.)

Taulukossa 10 esitellään koko aineiston suhdeasteikollisten selittävien muuttujien väliset korrelaatiot. Raja-arvoksi multikollineaarisuuden vakavuudelle on esitetty korrelaatiokertoimen arvoa $0,8$ (Gujarati 2003: 359). Kyseisen raja-arvon perusteella tarkasteltuna yksikään selittävästä muuttujista ei aiheuta ongelmallisen tasoista multikollineaarisuutta alkuperäisessä mallissa. Tilastollisesti merkitsevää korrelaatiota kyseisen mallin aineistossa esiintyy viiden eri muuttujaparin välillä.

Taulukossa 10 ei ole erikseen osioita karsitulle aineistolle. Sen sisältämät korrelaatiot raportoidaan lyhyesti sanallisesti. Outlier-karsituksessa aineistossa ei esiinny yhtään ongelmallisen tasoista korrelaatiota verrattessa tuloksia Gujaratin (2003: 359) esittämään raja-arvoon $0,8$. Tilastollisesti merkitsevää korrelaatiota mallissa esiintyy viiden eri muuttujaparin välillä.

Taulukko 10. Suhdeasteikollisten selittävien muuttujien väliset korrelaatiot koko aineistossa.

Muuttuja	Koko	KoonMuutos	NTPerTLS	Velkaisuus	PAVelan-Muutos	LiikevMuutos
Koko	1	0,010	0,152***	0,134**	0,012	-0,002
KoonMuutos		1	0,143***	-0,001	0,050	0,07*
NTPerTLS			1	-0,404**	-0,001	0,001
Velkaisuus				1	0,004	0,033
PAVelanMuutos					1	-0,000
LiikevMuutos						1

Taulukossa esitetään korrelaatiokertoimet ainoastaan suhdeasteikollisille selittäville muuttujille, sillä korrelaatiokertoimia ei voida laskea laatueroasteikollisille muuttujille. *Korrelaatiokerroin on tilastollisesti merkitsevä 5% merkitsevyystasolla. **Korrelaatiokerroin on tilastollisesti merkitsevä 1% merkitsevyystasolla. ***Korrelaatiokerroin on tilastollisesti merkitsevä 0,1% merkitsevyystasolla.

Regressioanalyysissä multikollineaarisuutta tarkasteltaessa voidaan laskea myös toleranssiarvo. Toleranssi saa arvoja väliltä 0 ja 1. Kun toleranssi on arvoltaan 0, kyseessä on täydellinen kollineaarisuus ja kun toleranssi on arvoltaan 1, kollineaarisuutta ei esiinny lainkaan. Kun toleranssiarvo lähestyy arvoa 0, aineisto tulee tarkistaa, sillä kyseessä voi tällöin olla multikollineaarinen tilanne. (Gujarati 2003: 353; Metsämuuronen 2006: 578.)

Samoin regressioanalyysin multikollineaarisuustarkasteluja varten voidaan laskea myös VIF eli variance inflation factor (Metsämuuronen 2006: 578). VIF on toleranssille vastakkainen mitta: kun muuttujan toleranssi kasvaa, sen VIF pienenee. Regressiomallissa on sitä vähempi kollineaarisuutta, mitä pienempiä arvoja VIF saa. Kun kollineaarisuutta ei esiinny lainkaan, VIF saa arvon 1. (Gujarati 2003: 351.) Multikollineaarisuuden raja-arvoksi on esitetty VIF:n saamaa arvoa 5 (Holopainen & Pulkkinen 2008: 279).

Tutkimuksen selittävien muuttujien VIF-arvot sekä toleranssiarvot esitellään liitteessä 1. Koko aineistossa toleranssiarvot vaihtelevat välillä 0,435-0,993 ja VIF-arvot välillä 1,007-2,299. Outlier-karsitussa aineistossa muuttujien toleranssiarvot vaihtelevat välillä 0,528-0,987 ja VIF-arvot välillä 1,01-1,89. Toleranssiarvot ovat siis riittävän kaukana arvosta 0 ja VIF-arvot riittävän kaukana arvosta 5. Niinpä korrelaatiotestien tulosten kanssa yhteneväisesti myös VIF- ja toleranssitestien perusteella tämän tutkimuksen logististen regressiomallien multikollineaarisuuden riskiä voidaan pitää pienenä.

5.4. Logistisen regressioanalyysin tulokset

Tutkimuksessa muodostettiin kaksi erilaista versiota molempien hypoteesien mukaisista malleista: koko aineiston mallit sekä outlier-karsitut mallit. Syynä outlier-karsittujen mallien luomiseen oli alaluvussa 5.1 tarkasteltu suuri poikkeavien havaintojen määrä koko aineistossa. Tilastollisen merkitsevyyden rajana käytettiin p-arvoa 0,1, kuten laskentatoimen tutkimuksissa on tapana.

5.4.1. Koko aineiston tulokset

Koko aineistoa koskevien tilastollisten analyysien tulokset esitetään taulukossa 11. Ensimmäisenä esitellään ensimmäistä hypoteesia koskevan logistisen regressiomallin tulokset. H1:a koskevan koko aineiston mallin kiinnostavin muuttuja eli ainoa tavallisen selittävän tekijän roolissa oleva muuttuja IFRS1 - IFRS:n käyttöönottovuosi - saa kyseisessä mallissa p-arvon 0,258, joka jää kauas tilastollisen merkitsevyyden tasosta. Kyseisessä mallissa ainoa tilastollisesti merkitsevä tekijä 10% riskitasolla on kontrollimuuttujan roolissa oleva yritysten negatiivista nettotulosta kuvaava tekijä tappio, joka saa p-arvokseen 0,080.

Hypoteesia 1 testaavan koko aineiston mallin muista kontrollimuuttujista ristiinlistaus ja koko ovat seuraavaksi lähimpänä tilastollisen merkitsevyyden tasoa ($p \leq 0,1$). Ristiinlistaus kuvaa sitä, että yritys on listattuna useammassa kuin yhdessä pörssissä. Se sai mallissa p-arvokseen 0,152. Yrityksen kokoa taseen loppusumman luonnollisen logaritmin kautta kuvaava muuttuja koko puolestaan sai mallissa p-arvoksi 0,178. Hypoteesia 1 testaavan alkuperäisen mallin muut kontrollimuuttujat saivat varsin korkeita p-arvoja – ne sijoittuivat välille 0,314–0,886.

Tutkimuksen logististen regressiomallien onnistuneisuutta havaintojen luokittelussa sekä hyvyyttä koskevien testien tulokset on esitetty taulukon 11 alaosassa. Hosmerin ja Lemeshowin testillä testattiin, kuinka hyvin arvot luokittuvat oikeisiin luokkiin luodulla mallilla. Mallin ollessa ei-hyväksyttävä kyseisen testin p-arvo on alle 0,05. (Metsämuuronen 2006: 687; Allison 2014.) Ensimmäistä hypoteesia koko aineiston mallilla testattaessa malli saa p-arvon 0,071, jonka johdosta kyseinen malli on hyvin lähellä ei-hyväksyttävää tasoa.

Taulukko 11. Koko aineiston tulokset.

Taulukossa esitetään koko aineiston logististen regressiomallien tulokset ryhmiteltyinä hypoteesien mukaisessa järjestyksessä sarakkeissa vasemmalta oikealle. Muuttujien p-arvot on raportoitu suluissa regressiokerrointen (β) jälkeen. Tilastollisesti merkitsevät regressiokertoimet on lihavoitu. Tässä tutkimuksessa käytetään tilastollisen merkitsevyyden rajana p-arvon tasoa 0,1, kuten laskentatoimen kirjallisuudessa on tapana. ”Odotettu suunta” –sarake kuvaa kyseisen muuttujan aikaisempien tutkimusten perusteella odotettua vaikutusta tilintarkastajavaihdosten määriin ennen logististen regressioanalyysien suorittamista. Taulukossa ei raportoida toimialojen kiinteitä vaikutuksia, koska ne ovat epäolennaisia tulosten tulkinnan kannalta.

Muuttuja	Odotettu suunta	H1		H2	
		β	p-arvo	β	p-arvo
<i>Leikkauspiste</i>	...	-0,363	(0,770)	-0,268	(0,828)
IFRS1	+/-	0,343	(0,258)
IFRSJälk1	-	0,275	(0,402)
IFRSJälk2	-	0,011	(0,975)
IFRSJälk3	-	0,185	(0,592)
Koko	+/-	-0,113	(0,178)	-0,119	(0,159)
KoonMuutos	+	0,032	(0,886)	-0,003	(0,988)
Velkaisuus	+	0,212	(0,714)	0,143	(0,805)
PAVelanMuutos	+	0,003	(0,314)	0,003	(0,305)
LiikevMuutos	+	-0,001	(0,763)	-0,001	(0,766)
NTPerTLS	+	-0,265	(0,709)	-0,299	(0,677)
Ristiinlistattu	+	1,397	(0,152)	1,415	(0,147)
Tappio	+	-0,531	(0,080)	-0,533	(0,080)
Hosmerin & Lemeshowin testi			(0,071)		(0,507)
Waldin testi koko mallin merkitsevyydestä			(0,542)		(0,694)
Nagelkerken R ²			0,052		0,051
Coxin ja Snellin R ²			0,027		0,026

Logistisessa regressioanalyysissä ei voida laskea mallin todellista selitysstetta. Selitysstetta voidaan kuitenkin estimoida laskemalla esimerkiksi Nagelkerken R^2 ja Coxin ja Snellin R^2 . (Meyers ym. 2009: 182.) Niinpä mallin hyvyttä arvioitiin tässä tutkimuksessa edellä mainituilla likelihood-arvoja hyödyntävillä testeillä. Nagelkerken R^2 –testin tuottama arvo kertoo, kuinka suuren osuuden havaituista arvoista malli pystyy selittämään. Se saa arvoja väliltä 0 ja 1. Jos malli saisi kyseisessä testissä arvon 1, se selittäisi selitettävän muuttujan vaihtelun 100% oikein. (Metsämuuronen 2006: 679.) Coxin ja Snellin R^2 puolestaan ei saavuta koskaan maksimiarvoa 1. Kuitenkin senkin testin tulokset alkavat huonoimmillaan arvosta 0 ja ovat sitä parempia, mitä lähempänä tulos on arvoa 1. (Metsämuuronen 2006: 679.)

Koko aineiston sisältävästä versiosta hypoteesia 1 testaavasta mallista saatiin hyvin matalat arvot sekä Nagelkerken R^2 että Coxin ja Snellin R^2 –testeissä. Nagelkerken R^2 :n arvoksi tuli 0,052 ja Coxin ja Snellin R^2 :n arvoksi tuli 0,027. Tulokset tarkoittavat, että ensimmäisen testin mukaan malli selittää vain 5,2% tilintarkastajavaihdosten vaihteluista ja toisen testin mukaan se selittää ainoastaan 2,7% niistä. Niinpä kyseisen mallin selitysstete on varsin heikko. Toisaalta samaa tutkimusongelmaa tutkineessa Wieczynskan (2016) tutkimuksessa saatiin vastaavan mallin selitysstetta estimoivan keinotekoisien R^2 :n (pseudo- R^2) arvoksi myös vaatimaton tulos: 4,7%. Tutkimuksessa ei raportoida, millä testillä kyseinen arvo laskettiin, mutta sen voidaan olettaa olevan joko Coxin ja Snellin R^2 tai Nagelkerken R^2 –testi tai testi, jonka laskentatapa on kohtuullisen lähellä kyseisten testien laskutapaa. Niinpä matala estimoitu selitysstete vaikuttaa tutkimuskohteelle tyypilliseltä.

Seuraavaksi esitellään hypoteesia 2 testaavan koko aineiston regressiomallin tuloksia. Kyseistä mallia testattaessa havaittiin yksi tilastollisesti merkitsevä ($p \leq 0,1$) muuttuja: kontrollimuuttuja tappio. Se sai p-arvokseen 0,080.

Kyseisen mallin tämän tutkimuksen kannalta kiinnostavimmat muuttujat IFRSjälk1, IFRSjälk2 sekä IFRSjälk3 saavat varsin korkeita p-arvoja – ne vaihtelevat välillä 0,402–0,975 eli ovat kaukana tilastollisen merkitsevyyden tasosta ($p \leq 0,1$). Hosmerin ja Lemeshowin testissä p-arvoksi kolmannen hypoteesin alkuperäisestä mallista saatiin 0,507. Tulos on suhteellisen hyvä – malli luokittelee havainnoista 50,7% oikein.

Selitysstetta arvioivissa testeissä hypoteesia 2 testaava koko aineiston malli sai Nagelkerken R^2 :n arvoksi 0,051 ja Coxin ja Snellin R^2 :n arvoksi 0,026. Kyseiset tulokset ilmaisevat,

että mallin selitysvaste on heikko – se selittää selitettävän muuttujan eli tilintarkastajavaihtoksen vaihteluista ainoastaan 5,1% tai 2,6%.

5.4.2. Outlier-karsitun aineiston tulokset

Tässä aluvuossa esitellään outlier-karsitun aineiston tulokset. Outlier-karsitusta aineistosta on poistettu kaksi eniten vakavasti poikkeavia havaintoja aiheuttavaa kontrollimuuttujaa sekä vakavasti poikkeavia havaintoja muiden kontrollimuuttujien osalta aiheuttaneet yritykset.

Ensimmäisenä esitellään hypoteesia 1 koskevan mallin tulokset. Ne löytyvät taulukosta 12. Ensimmäistä hypoteesia koskevan mallin tämän tutkimuksen kannalta kiinnostavin muuttuja IFRS1 eli IFRS:n käyttöönottovuosi saa outlier-karsitussa mallissa p-arvokseen 0,061. Niinpä IFRS:n käyttöönottovuosi on mallissa tilastollisesti merkitsevä tekijä riskitasolla 10%. Koko aineiston mallissa sama muuttuja sai p-arvon 0,258. Niinpä outlier-karsitun aineiston tulos on IFRS1:n osalta huomattavasti tilastollisesti parempi kuin koko aineiston tulos.

Toinen outlier-karsitun mallin tilastollisesti merkitsevä muuttuja ($p \leq 0,1$) on kontrollimuuttuja tappio. Se saa p-arvon 0,088 ja negatiivisen regressiokertoimen. Tämä p-arvo on hieinan tilastollisesti vähempi merkitsevä kuin koko aineiston tuottama p-arvo 0,080. Muut outlier-karsitun mallin kontrollimuuttujat jäävät suhteellisen kauas tilastollisesta merkitsevyydestä riskitasolla 10%. Niiden saamat p-arvot vaihtelevat välillä 0,115-0,834.

Hosmerin ja Lemeshowin testillä testattiin havaintojen luokittelun onnistuneisuutta luoduilla malleilla. Ensimmäistä hypoteesia outlier-karsitulla mallilla testattaessa saatiin p-arvo 0,192. Tulos on tilastollisesti hyväksyttävä (Metsämuuronen 2006: 687; Allison 2014) ja huomattavasti tilastollisesti parempi kuin koko aineistolla saatu tulos (0,071).

Mallin tilastollista merkitsevyyttä kokonaisuudessaan testaavassa Waldin testissä outlier-karsitusta mallista saatiin p-arvo 0,263. Vastaava arvo koko aineiston mallissa oli 0,542. Niinpä H1:a testaavista malleista outlier-karsittu malli on selkeästi tilastollisesti kokonaisuudessaan tasokkaampi.

Taulukko 12. Outlier-karsitun aineiston tulokset, H1.

Taulukossa esitellään sen logistisen regressiomallin tulokset, jonka aineistosta on poistettu kaksi eniten vakavasti poikkeavia havaintoja aiheuttavaa kontrollimuuttujaa sekä vakavasti poikkeavia havaintoja muiden kontrollimuuttujien osalta aiheuttaneet yritykset. Muuttujien p-arvot on raportoitu suluissa regressiokerrointen (β) jälkeen. Tilastollisesti merkitsevät regressiokertoimet on lihavoitu. Tässä tutkimuksessa käytetään tilastollisen merkitsevyyden rajana p-arvon tasoa 0,1, kuten laskentatoimen kirjallisuudessa on tapana. ”Odotettu suunta” –sarake kuvaa kyseisen muuttujan aikaisempien tutkimusten perusteella odotettua vaikutusta tilintarkastajavaihdosten määriin ennen logististen regressioanalyysien suorittamista. Taulukossa ei raportoida toimialojen kiinteitä vaikutuksia, koska ne ovat epäolennaisia tulosten tulkinnan kannalta.

Muuttuja	Odotettu suunta	β	p-arvo
<i>Leikkauspiste</i>	...	0,395	(0,809)
IFRS1	+/-	0,635	(0,061)
Koko	+/-	-0,172	(0,115)
KoonMuutos	+	0,135	(0,834)
Velkaisuus	+	0,553	(0,520)
NTPerTLS	+	-0,727	(0,655)
Ristiinlistattu	+	1,530	(0,129)
Tappio	+	-0,736	(0,088)
Hosmerin & Lemeshowin testi			(0,192)
Waldin testi koko mallin merkitsevyydestä			(0,263)
			R ²
Nagelkerken R ²			0,066
Coxin ja Snellin R ²			0,033

Selitysastetta arvioitiin laskemalla Coxin ja Snellin R² sekä Nagelkerken R² – logistista regressioanalyysiä käytettäessä kun ei voida laskea todellista selitysastetta (Meyers ym. 2009: 182). H1:a testaavan outlier-karsitun mallin selitysaste jäi melko matalaksi Nagelkerken R²:n mukaan: malli selittää testin mukaan vain 6,6% tilintarkastajavaihdosten vaihteluista.

Tulos on kuitenkin parempi kuin ensimmäistä hypoteesia testaavan koko aineiston mallin osalta (5,2%).

Myös Coxin ja Snellin R^2 :n mukaan $H1$:a testaavan outlier-karsitun mallin selitysaste on melko heikko. Outlier-karsittu malli selittää testin tuloksen mukaan vain 3,3% tilintarkastajavaihdosten vaihtelusta. Tulos on kuitenkin tilastollisesti parempi kuin ensimmäistä hypoteesia testaavan koko aineiston vastaava tulos (2,7%).

Hypoteesia 1 testaavasta outlier-karsitusta mallista saatiin kaikilla mittareilla tilastollisesti luotettavimmat tiedot kuin koko aineiston mallista. Niinpä tehtäessä analyysi ja johtopäätökset hypoteesista 1 käytetään outlier-karsitun mallin tuloksia.

Seuraavaksi esitellään hypoteesia 2 testaavan outlier-karsitun mallin tulokset, jotka ovat taulukossa 13. Kyseisessä mallissa yksikään toista hypoteesia testaavista muuttujista eli IFRSJälk1, IFRSJälk2 tai IFRSJälk3 ei saavuta tilastollisen merkitsevyyden tasoa ($p \leq 0,1$). Kyseistä mallista löytyy ainoastaan yksi tilastollisesti merkitsevä tekijä ($p \leq 0,1$): kontrollimuuttuja tappio.

$H2$:a testaava outlier-karsittu malli saa Hosmerin ja Lemeshowin luokittelun onnistuneisuutta mittaavassa testissä p -arvon 0,245. Koko aineiston malli sai testissä p -arvon 0,507. Molemmat tulokset ovat hyväksyttävällä tasolla (Metsämuuronen 2006: 687; Allison 2014), mutta yllättäen koko aineiston mallin tulos on tilastollisesti tasokkaampi. Testituloksen mukaan kyseinen malli luokittelee havainnoista 50,7% oikein.

Selitysastetta estimoivissa testeissä $H2$:a testaava outlier-karsittu malli sai Nagelkerken R^2 arvoksi 0,063 ja Coxin ja Snellin R^2 :n arvoksi 0,032. Vastaavat tulokset koko aineiston mallissa olivat 0,051 ja 0,026. Niinpä outlier-karsitun mallin tulokset ovat jälleen tilastollisesti tasokkaammat.

Koko mallin tilastollista merkitsevyyttä mittaavassa Waldin testissä $H2$:a testaava outlier-karsittu malli saa p -arvon 0,467, eli se jää kauas tilastollisesta merkitsevyydestä 10% riskitasolla. Tulos on kuitenkin huomattavasti parempi kuin koko aineistolla saatu tulos 0,694.

Taulukko 13. Outlier-karsitun aineiston tulokset, H2.

Taulukossa esitellään sen logistisen regressiomallin tulokset, josta on poistettu kaksi eniten vakavasti poikkeavia havaintoja aiheuttavaa kontrollimuuttujaa sekä vakavasti poikkeavia havaintoja muiden kontrollimuuttujien osalta aiheuttaneet yritykset. Muuttujien p-arvot on raportoitu suluissa regressiokerrointen (β) jälkeen. Tässä tutkimuksessa käytetään tilastollisen merkitsevyyden rajana p-arvon tasoa 0,1, kuten laskentatoimen kirjallisuudessa on tapana. Tilastollisesti merkitsevät regressiokertoimet on lihavoitu. ”Odotettu suunta” –sarake kuvaa kyseisen muuttujan aikaisempien tutkimusten perusteella odotettua vaikutusta tilintarkastajavaihdosten määriin ennen logististen regressioanalyysien suorittamista. Taulukossa ei raportoida toimialojen kiinteitä vaikutuksia, koska ne ovat epäoleennaisia tulosten tulkinnan kannalta.

Muuttuja	Odotettu suunta	β	p-arvo
<i>Leikkauspiste</i>	...	0,492	(0,762)
IFRSJälk1	-	0,158	(0,677)
IFRSJälk2	-	-0,582	(0,213)
IFRSJälk3	-	-0,176	(0,678)
Koko	+/-	-0,167	(0,126)
KoonMuutos	+	0,075	(0,908)
Velkaisuus	+	0,549	(0,527)
NTPerTLS	+	-0,532	(0,751)
Ristiinlistattu	+	1,523	(0,129)
Tappio	+	-0,725	(0,097)
Hosmerin & Lemeshowin testi			(0,245)
Waldin testi koko mallin merkitsevyydestä			(0,467)
			R ²
Nagelkerken R ²			0,063
Coxin ja Snellin R ²			0,032

H2:a testaavan outlier-karsitun mallin tulokset ovat paremmat melkein kaikilla käytetyillä tilastollisen luotettavuuden mittareilla kuin samaa hypoteesia testaavan koko aineiston mallin tulokset. Ainoastaan luokittelukykyä mittaavassa Hosmerin ja Lemeshowin testissä koko aineiston malli sai tilastollisesti paremman tuloksen. Outlier-karsitun mallin ensisijaisuutta puoltaa lisäksi se, että kyseinen malli on paremmin regressioanalyysin oletusten mukainen

vakavien outlierien poistojen ansiosta. Niinpä toista hypoteesia koskevien tutkimustulosten analyysissä sekä johtopäätöksissä käytetään outlier-karsitun mallin tuloksia.

5.4.3. Tulosten analysointi

Tulosten analysointi aloitetaan ensimmäistä hypoteesia testanneesta mallista. Outlier-karsitun mallin tulokset ovat tilastollisesti luotettavimmat luokittelun onnistuneisuutta mittaavan testin, selitysastetta arvioivien testien sekä mallin kokonaismerkitsevyyttä arvioivan testin tulosten perusteella kuin koko aineiston mallin tulokset. Niinpä outlier-karsitun mallin tuloksia käytetään kyseistä hypoteesia koskevassa analyysissä ja johtopäätöksissä.

H1: Tilintarkastajavaihdoksen todennäköisyys kasvaa IFRS:n käyttöönottovuonna.

Outlier-karsitun mallin tulos vahvisti hypoteesissa 1 esitetyn väitteen eli ensimmäinen hypoteesi hyväksytään. IFRS:n käyttöönottovuodella havaittiin olevan tilastollisesti merkitsevä ($p \leq 0,1$) positiivinen yhteys tilintarkastajan vaihtumisen todennäköisyyteen. Tulos on yhdenmukainen Wieczynskan (2016) korkean sääntelytason maita eli Saksaa ja Iso-Britanniaa koskevien tulosten kanssa. Kyseisissä maissa havaittiin, että asiakasyritykset vaihtoivat tilintarkastajaa kasvaneella todennäköisyydellä IFRS:n käyttöönottovuonna. Tuloksen yhdenmukaisuus kyseisten maiden tulosten kanssa oli oletettua, sillä Suomi kuuluu Kaufmanin ym. (2009) mukaisen sääntely-ympäristö -luokituksen mukaan samaan luokkaan kuin Iso-Britannia ja Saksa.

Kyseinen tulos on yhdenmukainen myös Atkinsonin ym. (2002) tutkimustulosten kanssa. Yhdysvaltalaisista aineistoa käyttänyt tutkimus havaitsi tilintarkastajavaihdosten lisääntyneen tilastollisesti merkitsevästi uusien yhdysvaltaisten tilinpäätösstandardien käyttöönottovuonna.

Hypoteesia 1 testaavan outlier-karsitun mallin tuloksissa havaittiin myös toinen tilastollisesti merkitsevä muuttuja ($p \leq 0,1$): tappio. Muuttuja kuitenkin sai Schwartzin ym. (1985), Haskinsin ym. (1990) sekä Wieczynskan (2016) tutkimustulosten vastaisesti negatiivisen regressiokertoimen. Osaltaan syynä tähän voi olla se, että vakavasti poikkeavien havaintojen poistamisen yhteydessä aineistosta poistettiin 66 sellaista yritysvoisihavaintoa, jotka sisäl-

sivät havainnon liiketoiminnan tappiollisuudesta. Kun aineistosta poistettiin näin 28% todellisista kyseistä muuttujaa koskevista havainnoista, tutkimustulokset ovat voineet vääristyä kyseisen muuttujan osalta. Kyseisten havaintojen poistaminen aineistosta havaittiin kuitenkin välttämättömäksi, jotta hypoteeseja testaavista malleista saataisiin kokonaisuudessaan paremmin logistisen regressioanalyysin oletukset täyttäviä. Toisaalta on myös huomioitava, että tappio sai tilastollisesti merkitsevän ($p \leq 0,1$) regressiokertoimen myös mallin koko aineiston sisältävässä versiossa, joista ei oltu vielä poistettu yhtään poikkeavaa havaintoa. Niinpä vakavasti poikkeavien havaintojen eliminointi lienee vaikuttanut kyseisen muuttujan saamiin tuloksiin vain vähän.

H1:a testanneen outlier-karsitun mallin selitysaste, havaintojen luokittelun onnistuneisuus ja mallin tilastollinen merkitsevyys kokonaisuudessaan käsitellään luvussa 5.5.

Seuraavaksi analysoidaan hypoteesia 2 koskevat tutkimustulokset. Analyysissä käytetään outlier-karsitun mallin tuloksia. Syyt kyseiseen valintaan ovat, että outlier-karsittu malli tuotti tilastollisesti luotettavimmat tulokset selityksastetta estimoivissa testeissä ja koko mallin merkitsevyyttä mittaavissa testeissä sekä täyttää paremmin regressioanalyysin oletukset kuin koko aineiston malli.

H2: Tilintarkastajavaihdoksen todennäköisyys pienenee IFRS:n käyttöönoton jälkeisinä vuosina.

Outlier-karsitun mallin tulos ei anna tukea hypoteesille. Niinpä toinen hypoteesi hylätään. Tulos on ristiriidassa Atkinsonin ym. (2002) tutkimuksen tuloksen kanssa – tutkimuksessa havaittiin tilintarkastajavaihdosten vähentyneen uusien tilinpäätösstandardien käyttöönoton jälkeisinä vuosina. Kyseisessä tutkimuksessa tosin tutkittiin tästä tutkimuksesta eriyvästi yhdysvaltalaisen uusien tilinpäätösstandardien käyttöönoton yhteyttä tilintarkastajan vaihtumiseen. Se, että tämän tutkimuksen aineisto on eurooppalainen ja Atkinsonin ym. (2002) tutkimuksen aineisto pohjoisamerikkalainen, voi selittää tutkimustulosten ristiriitaisuutta, samoin kuin se, että tutkimuksissa tutkittiin eri standardistojen vaikutuksia. Tutkimustulos on ristiriitainen myös verrattuna niihin aikaisempien tutkimusten väitteisiin, jotka ovat esittäneet uusien aiempaa vähemmän harkintaa sallivien tilinpäätösstandardien vähentävän tilintarkastajien ja heidän asiakkaidensa välisiä konflikteja (Goldman ym. 1974; Magee ym. 1990) ja siten myös tilintarkastajavaihdoksia (Atkinson ym. 2002).

Hypoteesia 2 testanneesta outlier-karsitusta mallista löytyi yksi tilastollisesti merkitsevä tekijä ($p \leq 0,1$): kontrollimuuttuja tappio. Se saa mallissa kuitenkin Schwartzin ym. (1985) ja Haskinsin ym. (1990) sekä Wieczynskan (2016) tutkimustulosten vastaisesti negatiivisen regressiokertoimen. Tähän voi olla osaltaan syynä se jo edellä mainittu seikka, että vakavasti poikkeavien havaintojen poistamisen yhteydessä aineistosta poistettiin 28% kyseistä muuttujaa koskevista yritysvuosihavainnoista, mikä on voinut vääristää tuloksia kyseisen muuttujan osalta. On kuitenkin huomioitava, että tappio sai tilastollisesti merkitsevän ($p \leq 0,1$) regressiokertoimen myös koko aineiston sisältävissä versioissa, eli versioissa, joista ei oltu vielä poistettu yhtään poikkeavaa havaintoa. Niinpä vakavasti poikkeavien havaintojen eliminointi lienee vaikuttanut kyseistä muuttujaa koskeviin tuloksiin vain vähän.

Toista hypoteesia testanneen outlier-karsitun mallin selitysaste, havaintojen luokittelun onnistuneisuus ja mallin tilastollinen merkitsevyys kokonaisuudessaan käsitellään luvussa 5.5.

5.5. Tutkimuksen luotettavuus

Mallien onnistuneisuutta havaintojen oikein luokittelussa testattiin Hosmerin ja Lemeshowin testillä. Ensimmäistä hypoteesia testannut lopullinen malli sai siitä p-arvon 0,192 eli se luokittelee oikein 19,2% havainnoista. Niinpä malli on hyväksyttävä luokittelutasoltaan – sen testituloksen arvo on reilusti yli hyväksytyyn rajan eli 0,05 (Metsämuuronen 2006: 687). Toista hypoteesia testannut lopullinen malli sai Hosmerin ja Lemeshowin testistä p-arvon 0,245, eli sekin on hyväksyttävä luokittelutasoltaan. Aikaisemmassa samaa hypoteesia tutkineessa tutkimuksessa (Wieczynska 2016) ei raportoitu kyseisten testien tuloksia, joten hyvin soveltuvaa benchmarking-tutkimusta kyseisen tuloksen vertailemista varten ei löydetty.

Logististen regressiomallien selitysasteita arvioitiin laskemalla Nagelkerken R^2 sekä Coxin ja Snellin R^2 . H1:a testanneesta lopullisesta mallista saatiin Nagelkerken R^2 :n arvoksi 6,6% ja Coxin ja Snellin R^2 :n arvoksi 3,3%. Kyseiset tulokset ilmaisevat alhaista selitysastetta. Toisaalta aikaisemmassa samaa tutkimusongelmaa tutkineessa tutkimuksessa (Wieczynska 2016) saatiin vastaavan mallin selitysastetta estimoivan keinotekoisien R^2 :n (pseudo- R^2) arvoksi myös vaatimaton tulos: 4,7%. Kyseisessä tutkimuksessa ei anneta tietoja siitä, millä

testillä kyseinen arvo laskettiin, mutta sen voidaan olettaa olevan joko Coxin ja Snellin R^2 - tai Nagelkerken R^2 -testi tai testi, jonka laskentatapa on kohtuullisen lähellä kyseisten testien laskutapaa. Niinpä matala estimoitu selitysaste vaikuttaa tutkimuskohteelle tyypilliseltä.

H2:a testannut lopullinen malli tuotti Nagelkerken R^2 :lle arvon 6,3% sekä Coxin ja Snellin R^2 :lle arvon 3,2%. Vaikka aikaisemmassa samasta päätutkimusongelmasta tehdyssä tutkimuksessa ei testattu vastaavaa hypoteesia, tulosta arvioitiin kohtuulliseksi vertailla sen Wieczynskan (2016) mallin tuloksiin, jossa testattiin puolestaan IFRS:n käyttöönottoa edeltävien vuosien vaikutusta tilintarkastajan vaihtumiseen. Siinä pseudo- R^2 -arvo oli 4,6%, eli varsin alhainen sekin. Tämänkään mallin yhteydessä ei annettu tietoja kyseisen testin laskutavasta, mutta sen voidaan olettaa olevan joko Coxin ja Snellin R^2 - tai Nagelkerken R^2 -testi tai testi, jonka laskentatapa on kohtuullisen lähellä kyseisten testien laskutapaa. Siten matala estimoitu selitysaste vaikuttaa tutkimuskohteelle tyypilliseltä ja siksi hyväksyttävältä.

Logistisen regressioanalyysin tuloksiin vaikuttaa mahdollinen multikollinearisuus. Se voi vääristää mallien tuloksia. (Metsämuuronen 2009: 745.) Kuten luvussa 5.3 todettiin, Pearsonin korrelaatiokertoimien, VIF-arvojen sekä toleranssiarvojen tarkastelun perusteella tämän tutkimuksen logististen regressiomallien multikollinearisuuden riskiä voidaan pitää pienenä.

Logististen regressiomallien luotettavuuden arvioinnissa on huomioitava myös klusterikorrelaation riski. Tässä tutkimuksessa käytettiin paneeliaineistoa, eli aineistoa, jossa on havaintoja samoilta yrityksiltä useilta peräkkäisiltä vuosilta. Tämä voi aiheuttaa yrityshavaintojen virhetermien riippuvuutta toisistaan. Kyseistä klusterikorrelaation riskiä tarkasteltiin käyttäen SAS:n surveylogistic-menetelmää klusteroiden havainnot yritysten nimien perusteella. Testien tulokset ovat liitteessä 2. Kyseiset testit tehtiin vain outlier-karsituille malleille, sillä niitä käytetään analyyseissä ja johtopäätöksissä.

Verratessa liitteen 2 ensimmäistä hypoteesia koskevaa osaa luvun 5.4.2 taulukkoon 12 nähdään, että hypoteesia 1 testaavan outlier-karsitun mallin tulokset pysyivät olennaisilta osin samankaltaisina. Selitysasteita arvioivien testien tulokset olivat täsmälleen samat. Mallin tämän tutkimuksen kannalta kiinnostavin selittävä tekijä eli IFRS1 pysyi edelleen tilastollisesti merkitsevänä riskitasolla 10% outlier-karsituksessa mallissa. Kontrollimuuttujista ristiinlistaus

muuttui tilastollisesti merkitseväksi ($p \leq 0,01$). Mallin Waldin testillä mitattu tilastollinen merkitsevyys kokonaisuudessaan parani tasolle $p < 0,001$.

Kun verrataan liitteen 2 toista hypoteesia koskevaa osaa luvun 5.4.2 taulukkoon 13, nähdään, että H2:a testaavan mallin tulokset ovat tärkeimpien selittävien tekijöiden osalta samankaltaiset. IFRSJälk1, IFRSJälk2 ja IFRSJälk3 eivät edelleenkään saavuta tilastollisen merkitsevyyden tasoa riskitasolla 10%. Ainoa merkittävä muutos muuttujien p-arvoissa on, että kontrollimuuttuja ristiinlistaus muuttuu tilastollisesti merkitseväksi riskitasolla 1%. Selitysteiteita estimoivien testien tulokset ovat täsmälleen samat. Waldin testillä mitattu mallin tilastollinen merkitsevyys kokonaisuudessaan muuttuu: mallista tulee tilastollisesti kokonaisuudessaan merkitsevä riskitasolla 0,1%.

Klusterikorrelaation analysoinnin vuoksi tehdyt surveylogistic-testit antoivat hyödyllisiä tietoja koskien mallien tilastollista merkitsevyyttä kokonaisuutena. Kun mallien tilastollista merkitsevyyttä testattiin ilman havaintojen klusterointia, saatiin H1:a testaavasta lopullisesta mallista p-arvo 0,263 ja H2:a testaavasta lopullisesta mallista p-arvo 0,467. Kun malleille tehtiin surveylogistic-testit klusteroiden yrityshavainnot niiden nimien perusteella, molemmat mallit saavuttivat tilastollisen merkitsevyyden riskitasolla 0,1%. Niinpä kun huomioidaan aineiston rakenteen vuoksi merkittävä klusterikorrelaatio, havaitaan lopulta mallien olevan tilastollisesti kokonaisuudessaan merkitseviä, mikä lisää mallien tulosten luotettavuutta. Kaiken kaikkiaan klusterikorrelaation vuoksi tehdyt surveylogistic-testit osoittivat osaltaan tutkimuksen tulosten olevan riittävän luotettavia.

Lisäksi tutkimuksen luotettavuutta arvioitaessa sekä sen tuloksia aikaisempaan samasta tutkimusongelmasta tehtyyn tutkimukseen (Wieczynska 2016) verrattaessa täytyy huomioida, että hypoteesia 1 testaava lopullisissa analyyseissä käytetty malli ei ole identtinen Wieczynskan (2016) vastaavan mallin kanssa. Siitä jätettiin pois kontrollimuuttujat, jotka kuvaavat yrityksen yrityskauppa-aktiivisuutta sekä osakeanteja. Syynä tähän oli se, että kyseisten tietojen saatavuudessa oli niin paljon puutteita niin monen aineiston yrityksen osalta, että tutkijan arvion mukaan aineisto olisi pienentynyt liikaa, mikäli kaikki sellaiset yritykset oltaisiin poistettu aineistosta, joilta kyseisiä tietoja ei ollut saatavilla. Yleinen tilastotieteellinen ohjeistus nimittäin on, että regressioanalyysiä käytettäessä otannan koon tulee olla niin moninkertainen suhteessa selittävien muuttujien määrään kuin mahdollista mallin tilastollisen

luotettavuuden lisäämiseksi. Yrityskauppamuuttujan tietojen osalta oli puutteita 54 yrityksen kohdalla ja osakeanteja kuvaavan muuttujan osalta 15 yrityksen kohdalla, eli yhteensä yli puolella aineiston yrityksistä.

Hypoteesia 1 testaavasta outlier-karsitusta mallista jätettiin pois myös kontrollimuuttujat, jotka mittasivat liikevaihdon muutosta sekä pitkäaikaisen velan muutosta. Syynä tähän oli, että ne aiheuttivat aineistoon niin suuren määrän vakavasti poikkeavia havaintoja, että jos kyseiset muuttujat oltaisiin pidetty mallissa mukana ja vakavasti poikkeavat havainnot oltaisiin eliminoitu puolestaan yritysvoosihavaintoja poistamalla, aineisto olisi pienentynyt niin paljon, etteivät tutkimuksen tulokset olisi enää edustaneet luotettavasti suurinta osaa suomalaisista pörssiyrityksistä.

Wieczynskan (2016) mukaisesta H1:a testaavasta mallista pois jätettyjen kontrollimuuttujien vaikutus tutkimuksen olennaisimpiin tuloksiin arvioitiin kuitenkin pieneksi, sillä kyseisille kontrollimuuttujille löytyi aikaisemmista tutkimuksista selkeästi vähempi perusteita kuin mallin muille muuttujille.

On huomioitava myös, että tutkimustuloksiin vaikutti se seikka, että aineistosta poistettiin 28 yritystä koskevat kaikki havainnot vakavasti poikkeavien havaintojen vuoksi. Lisäksi aineistosta jouduttiin poistamaan 21 yritystä, koska kaikkia tutkimukseen tarvittavia tietoja ei ollut saatavilla sekä 16 yritystä muista sekalaisista syistä (syyt raportoitu tarkemmin luvussa 4.4.1). Niinpä tulokset eivät edusta kaikkia Suomen pörssiyrityksiä otannan ajanjaksolta. Toisaalta kyseisten yritysten poistaminen aineistosta nähtiin välttämättömäksi, jotta mallit saatiin testattua ja vastaamaan paremmin logistisen regressioanalyysin oletuksia, ja siten tilastollisesti luotettavammiksi.

6. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Tämän tutkimuksen tarkoituksena oli tutkia IFRS:n käyttöönoton mahdollista vaikutusta tilintarkastajien vaihtumiseen suomalaisella aineistolla. Aiheesta on tehty vain yksi aikaisempi tutkimus (Wieczynska 2016), ja siinä ei käytetty suomalaista aineistoa. Tilintarkastajavaihdoksia pyrittiin selittämään tässä tutkimuksessa kahdella eri mallilla, joista ensimmäisessä keskityttiin IFRS:n käyttöönottovuoden ja tilintarkastajavaihdosten yhteyteen ja toisessa IFRS:n käyttöönoton jälkeisten vuosien ja tilintarkastajavaihdosten yhteyteen. Tutkimuksen tilastollisissa malleissa oli mukana useita aikaisempien tutkimusten mukaan tilintarkastajavaihdoksiin vaikuttavia kontrollimuuttujia.

Tutkimuksen teoreettinen viitekehys rakentui asiakaslähtöisiä tilintarkastajavaihdoksia koskevista teorioista ja tutkimustuloksista sekä IFRS:n käyttöönoton tasoa ja valtioiden sääntely-ympäristöjen tasoa koskevista teorioista ja tutkimustuloksista. Teoreettisen viitekehyyksen ydin koostui Atkinsonin ym. (2002) sekä Wieczynskan (2016) uusien tilinpäätösstandardien ja asiakaslähtöisten tilintarkastajavaihdosten yhteyttä tutkineiden tutkimusten tuloksista ja teoreettisista argumenteista. Kyseisten tutkimusten pohjalta johdettiin kaksi hypoteesia.

Tutkimuksen kokonaisotos koostui Helsingin pörssissä vuosina 2002–2008 listatuista yrityksistä, jotka ovat myös konsernien emoyhtiöitä. Otannan yritysten täytyi olla emoyhtiöitä, sillä IFRS tuli pakolliseksi konsernitilinpäätösten osalta EU-maiden pörssiyrityksissä vuonna 2005 (Regulation (EC) No 1606/2002), ja konsernitilinpäätöksen on Suomessa velvollinen laatimaan konsernin emoyritys muutamia poikkeustilanteita lukuun ottamatta (KPL 6:1§). Testattujen mallien koko aineistoon kuului 110 suomalaista pörssiyritystä ja outlier-karsittuun aineistoon 82 yhtiötä. Aineisto kerättiin tilintarkastajavaihdosten osalta käsin Voitto+-CD-levyiltä. Kontrollimuuttujien osalta se ladattiin keskitetysti Voitto+-CD-levyiltä ja Worldscopesta. IFRS:n käyttöönottovuodet kerättiin käsin yritysten internetissä julkaistuista tilinpäätöksistä ja vuosikertomuksista.

Ennen tutkimuksen logististen regressiomallien testaamista tarkasteltiin aineiston poikkeavia havaintoja. Aineiston kontrollimuuttujissa havaittiin runsas määrä poikkeavia havaintoja. Poikkeavien havaintojen suuren määrän vuoksi tutkimuksen tilastollisista malleista päädyttiin muodostamaan kaksi versiota: koko aineiston mallit ja outlier-karsitun aineiston

mallit. Koko aineiston malleissa oli mukana 8 kontrollimuuttujaa ja 110 yrityksen muodostama aineisto. Outlier-karsituissa malleissa puolestaan oli mukana 6 kontrollimuuttujaa ja 82 yrityksen aineisto.

Seuraavaksi tehtiin kuvaileva analyysi aineistosta ja multikollinearisuuden tarkastelu. Korrelaatioanalyysin, toleranssiarvojen sekä VIF-arvojen laskemisen ja analysoinnin tuloksena todettiin, että tutkimuksen logististen regressiomallien multikollinearisuuden riskiä voidaan pitää pienenä.

Tutkimuksen logististen regressiomallien eri versioiden tuloksia vertailtiin keskenään ja niistä valittiin tilastollisesti luotettavimmat käytettäväksi analyyseissä. Analyysien tuloksena tutkimuksen ensimmäinen hypoteesi hyväksyttiin ja toinen hylättiin.

Vahvistettu hypoteesi osoitti, että IFRS:n käyttöönottovuodella on tilastollisesti merkitsevä ($p \leq 0,1$) positiivinen yhteys tilintarkastajan vaihtumisen todennäköisyyteen. Tulos on yhdenmukainen Wieczynskan (2016) korkean sääntelytason maita eli Saksaa ja Iso-Britanniaa koskevien tulosten kanssa. Tuloksen yhdenmukaisuus kyseisten maiden tulosten kanssa oli oletettua, sillä Suomi kuuluu Kaufmannin ym. (2009) mukaisen sääntely-ympäristö -luokituksen mukaan samaan luokkaan kuin kyseiset valtiot. Tulos on yhdenmukainen myös Atkinsonin ym. (2002) tutkimustulosten kanssa. Yhdysvaltalaisista aineistoa käyttänyt tutkimus havaitsi tilintarkastajavaihdosten lisääntyneen uusien yhdysvaltalaisien tilinpäätösstandardien käyttöönottovuonna. Niinpä tämän tutkimuksen tulokset vahvistavat näkemystä, että uudet tilinpäätösstandardit lisäävät tilintarkastajavaihdosten todennäköisyyttä niiden käyttöönottovuonna (Atkinson ym. 2002, Wieczynska 2016). Tämä tutkimustulos lisää tietoa IFRS:n käyttöönoton vaikutuksista sekä tilintarkastajavaihdosten syistä eurooppalaisessa kontekstissa.

Toinen hypoteesi ennusti, että IFRS:n käyttöönoton jälkeisinä kolmena vuonna tilintarkastajavaihdosten todennäköisyys pienenisi. Tälle hypoteesille ei saatu tilastollisesti merkitsevää vahvistusta. Tulos on yllättävä, sillä vastaavan kaltaista hypoteesia testannut Atkinson ym. (2002) havaitsi tilintarkastajavaihdosten vähentyneen uusien yhdysvaltalaisien tilinpäätösstandardien käyttöönoton jälkeisinä vuosina. Syynä tutkimustulosten ristiriitaisuudelle voi olla esimerkiksi kaksi seuraavaa seikkaa: aineistot ovat eri maanosista ja tutkimuksissa tutkittiin eri tilinpäätösstandardistojen vaikutuksia.

Tutkimuksen logististen regressiomallien kontrollimuuttujista tappio nousi tilastollisesti merkitseväksi muuttujaksi mallien lopullisissa versioissa. Se sai tosin yllättäen aikaisempien tutkimusten (Schwartz ym. 1985; Haskins ym. 1990; Wieczynska 2016) tulosten vastaisesti negatiivisen regressiokertoimen.

6.1. Tutkimuksen rajoitteet ja jatkotutkimusehdotuksia

Tämän tutkimuksen rajoitteena tulee huomioida, että tutkimuksen tulokset koskevat ainoastaan suurinta osaa suomalaisista pörssiyrityksistä. Niinpä tutkimustulosten yleistämisessä tulee olla varovainen. Tämän tutkimuksen rajoite on myös se seikka, että aineisto on ainoastaan vuosilta 2002–2008. Kyseiseen otannan pituuteen päädyttiin aineiston keruun vaatiman manuaalisen työn suuren määrän ja siten aikaa vievyyden vuoksi.

Tämän tutkimuksen tutkimusongelmaa olisi hyödyllistä tutkia sellaisten maiden aineistoilla, joita Wieczynska (2016) ja tämä tutkimus eivät käyttäneet. Erityisen kiinnostavaa ja uutta näkökulmaa tuovaa olisi saada tutkimustuloksia aiheesta EU:n ulkopuolisten maiden aineistoilla. Mikäli uudet tutkimukset tästä aiheesta toteutettaisiin usean maan aineistolla tai suuremman maan kuin Suomen aineistolla, olisi todennäköistä, että pienempi määrä kontrollimuuttujien havainnoista luokittuisi poikkeaviksi ja aineistoa ei tarvitsisi karsia yhtä paljon kuin tässä tutkimuksessa. Tällöin tutkimustulokset olisivat entistä kattavampia ja luotettavampia. Lisäksi sama tutkimus voitaisiin toteuttaa uudelleen suomalaisella aineistolla ottaen otanta pidemmältä ajanjaksolta. Tällöin tutkimus olisi tilastollisesti kattavampi ja tulokset olisivat siten entistä luotettavampia.

LÄHDELUETTELO

- Allison, P. D. (2014). Measures of fit for logistic regression. *Statistical Horizons LLC and the University of Pennsylvania* [online]. [Siteerattu 10.3.2017.] Saatavana internetistä: URL:< <https://support.sas.com/resources/papers/proceedings14/1485-2014.pdf>>.
- Atkinson, K. E., Taylor, C. W., Flesher, D. L. & Stocks, M. H. (2002). The impact of accounting standards on audit firm switch rates. *International Journal of Auditing* 6, 215–229.
- Ball, R., Robin, A. & Wu, J. S. (2003). Incentives versus standards: properties of accounting income in four East Asian countries. *Journal of Accounting and Economics* 36:1, 235–270.
- Beattie, V. & Fearnley, S. (1995). The importance of audit firm characteristics and the drivers of auditor change in UK listed companies. *Accounting and Business Research* 25:autumn, 227–239.
- Bedingfield, J. P. & Loeb, S. E. (1974). Auditor changes – an examination. *Journal of Accountancy* 137:3, 66–69.
- Burton, J. C. & Roberts, W. (1967). A study for auditor changes. *Journal of Accountancy* 123:4, 31–36.
- Christensen, H. B., Hail, L. & Leuz, C. (2013). Mandatory IFRS reporting and changes in enforcement. *Journal of Accounting and Economics* 56:2, 147–177.
- DeAngelo, L. E. (1981). Auditor independence, “low balling”, and disclosure regulation. *Journal of Accounting and Economics* 3, 113–127.
- DeFond, M. (1992). The association between changes in client firm agency costs and auditor switching. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 11:1, 16–31.

- DeFond, M. & Subramanyam, K. (1998). Auditor changes and discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 25:1, 35–68.
- Deloitte (2016). *IAS Plus – Home* [online]. [Siteerattu 21.10.2016.] Saatavana internetistä: URL:< <http://www.iasplus.com/en>>.
- Dhaliwal, D., Schatzberg, J. & Trombley, M. (1993). An analysis of the economic factors related to auditor-client disagreements preceding auditor changes. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 12:2, 22–38.
- Dye, R. (1991). Informationally motivated auditor replacement. *Journal of Accounting and Economics* 14:4, 347–374.
- Eichenseher, J. & Shields, D. (1983). The correlates of CPA-firm change for publicly-held corporations. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 2:2, 23–37.
- Ettredge, M., Li, C. & Scholz, S. (2007). Audit fees and auditor dismissals in the Sarbanes-Oxley Era. *Accounting Horizons* 21:4, 371–386.
- Euroopan Komissio (2016). *Banking and Finance* [online]. [Siteerattu 28.10.2016.] Saatavana internetistä: <URL: http://ec.europa.eu/finance/index_en.htm>.
- Farmer, T., Rittenberg, L. E. & Trompeter, G. M. (1987). An investigation of the impact of economic and organizational factors on auditor independence. *Auditing: a journal of practice & theory* Fall, 1–14.
- Forgeas, R. (2008). *AICPA IFRS resources: Is IFRS that different from U.S. GAAP?* [online]. [Siteerattu 14.10.2016.] Saatavilla internetistä: URL:< <http://www.ifrs.com/overview/general/differences.html>>.
- Francis, J. (1984). The effect of audit firm size on audit prices: a study of the Australian market. *Journal of Accounting and Economics* 6:2, 133–151.

- Francis, J. & Simon, D. (1987). A test of audit pricing in the small-client segment of the US audit market. *The Accounting Review*, 145–157.
- Francis, J. & Wilson, E. (1988). Auditor changes: A joint test of theories relating to agency costs and auditor differentiation. *The Accounting Review* 63:4, 663–682.
- Garsombke, H. & Armitage, J. (1993). Competitive bidding, fees and auditor changes: Additional evidence. *Journal of Applied Business Research* 9:3, 93–99.
- Goldman, A. & Barlev, B. (1974). The auditor-firm conflict of interests: its implications for independence. *The Accounting Review* 49:4, 707–718.
- Gregory, A. & Collier, P. (1996). Audit fees and auditor change; an investigation of the persistence of fee reduction by type of change. *Journal of Business Finance & Accounting* 23:1, 13–28.
- Haskins, M. & Williams, D. (1990). A contingent model of intra-Big Eight auditor changes. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 9:3, 55–74.
- Hodgdon, C., Tondkar, R. H., Adhikari, A. & Harless, D. W. (2009). Compliance with International Financial Reporting Standards and auditor choice: New evidence on the importance of the statutory audit. *The International Journal of Accounting* 44, 33–55.
- Holopainen, M. & Pulkkinen, P. (2008). *Tilastolliset menetelmät*. 5. Painos. Helsinki: WSOY.
- Hosmer, D. W., Lemeshow, S. & Sturdivant, R. X. (2013). *Applied logistic regression* [online]. Kolmas painos. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2013. [Siteerattu 18.10.2016].
- IDRE, Institute for Digital Research and Education (2017). *Regression with SAS Chapter 2 – Regression diagnostics* [online]. [Siteerattu 24.2.2017.] Saatavana internetistä: <URL: <http://stats.idre.ucla.edu/sas/webbooks/reg/chapter2/regressionwith-saschapter-2-regression-diagnostics/>>.

- IFRS Foundation (2016). *IFRS – Home* [online]. [Siteerattu 20.10.2016.] Saatavilla internetistä: <URL: <http://www.ifrs.org/Pages/default.aspx>>.
- Johnson, W. B. & Lys, T. (1990). The market for audit services: evidence from voluntary auditor changes. *Journal of Accounting and Economics* 12, 281–308.
- Kallunki, J.-P., Sahlström, P. & Zerni, M. (2007). Propensity to switch auditors and strictness of legal liability environment: the role of audit mispricing. *International Journal of Auditing* 11, 165–185.
- Kaufmann, D., Kraay, A. & Mastruzzi, M. (2009). *Aggregate and individual governance indicators 1996-2008* [online]. [Siteerattu 28.10.2016.] Saatavana internetistä: URL:< <http://documents.worldbank.org/curated/en/598851468149673121/pdf/WPS4978.pdf>>.
- Kauppalehti (2016a). *Pörssi – Kurssit – Markkina-arvot* [online]. [Siteerattu 23.11.2016.] Saatavilla internetistä: <URL: <http://www.kauppalehti.fi/5/i/porssi/porssikurssit/markkinaarvot.jsp>>.
- Kauppalehti (2016b). *Pörssi – Kurssit – Listalta poistumiset ja nimenvaihdot* [online]. [Siteerattu 23.11.2016.] Saatavilla internetistä: <URL: <http://www.kauppalehti.fi/5/i/porssi/porssikurssit/poistuneet.jsp>>.
- Kirjanpitolaki 30.12.1997/1336
- Knapp, M.C. (1985). Audit conflict: an empirical study of the perceived ability of auditors to resist management pressure. *The Accounting Review* April, 202–211.
- Krishnan, J. (1994). Auditor switching and conservatism. *The Accounting Review* 69:1, 200–215.
- Landsman, W., Nelson, K. & Rountree, B. (2009). Auditor switches in the pre- and post-Enron eras: risk or realignment. *The Accounting Review* 84:2, 531–558.

- Leuz, C., Nanda, D. & Wysocki, P. D. (2003). Earnings management and investor protection: an international comparison. *Journal of Financial Economics* 69:3, 505–527.
- Magee, R. P. & Tseng, M-C. (1990). Audit pricing and independence. *The Accounting Review* 65:2, 315–336.
- McConnell, Jr. D. (1984). Auditor changes and related disagreements. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 3:2, 44–56.
- Metsämuuronen, J. (2009). *Tutkimuksen tekemisen perusteet ihmistieteissä*. 4. laitos, 1. painos. Jyväskylä: Gummerus Kirjapaino Oy.
- Meyers L. S., Gamst G. & Guarino A. J. (2009). *Data Analysis Using SAS Enterprise Guide*. New York: Cambridge University Press.
- Montgomery, D. C., Peck, E. A. & Vining, G. G. (2012). *Introduction to Linear Regression Analysis*. 5. painos. New Jersey: John Wiley & Sons Inc.
- Morris, R. D., Gray, S. J., Pickering, J. & Aisbitt, S. (2014). Preparers' perceptions of the costs and benefits of IFRS: evidence from Australia's implementation experience. *Accounting Horizons* 28:1, 143–173.
- Nasdaq (2017). *Companies listed on Nasdaq Helsinki* [online]. [Siteerattu 26.1.2017.] Saatavana internetistä: URL:<<http://www.nasdaqomxnordic.com/shares/listed-companies/helsinki>>.
- Pacter, P. (2016). *Pocket Guide to IFRS Standards: the global financial reporting language* [online]. [Siteerattu 20.10.2016.] Saatavana internetistä: URL:<<http://www.ifrs.org/Use-around-the-world/Documents/2016-pocket-guide.pdf>>.

- Picker, R., Leo, K. Loftus, J. Wise, V., Clark, K. & Alfredson, K. (2013). *Applying International Financial Reporting Standards*. Kolmas painos. Australia: John Wiley & Sons Australia.
- Regulation (EC) No 1606/2002 of the European Parliament and the Council of 19 July 2002 on the application of international accounting standards.
- Schwartz, K. B. & Menon, K. (1985). Auditor switches by failing firms. *The Accounting Review* 60:2, 248–261.
- Simon, D. T. & Francis, J. R. (1988). The effects of auditor change on audit fees: tests of price cutting and price recovery. *The Accounting Review* 2, 255–269.
- Stefaniak, C. M., Robertson, J. C. & Houston, R. W. (2009). The causes and consequences of auditor switching: a review of the literature. *Journal of Accounting Literature* 28, 47–121.
- Street, D. L., Gray, S. J. & Bryant, S. M. (1999). Acceptance and observance of International Accounting Standards: An empirical study of companies claiming to comply with IASs. *The International Journal of Accounting* 34:1, 11–48.
- Street, D. L. & Bryant, S. M. (2000). Disclosure level and compliance with IASs: A comparison of companies with and without U.S. listings and filings. *The International Journal of Accounting* 35:3, 305–329.
- Sunder, S. (1997). *Theory of Accounting and control*. Cincinnati: South-Western Publishing.
- Tampereen yliopiston menetelmätietovaranto (2009). *Logistinen regressio* [online]. [Siteerattu 3.4.2017.] Saatavana internetistä: <:URL:<http://www.fsd.uta.fi/metelmaopeetus/logregressio/logistinen.html>>
- Tilastokeskus (2012). *Valtiot ja maat* [online]. [Siteerattu 15.11.2016.] Saatavana internetistä: <:URL:<http://www.tilastokeskus.fi/meta/luokitukset/valtio/001-2012/luokitus-avain.html>>.

- Wieczynska, M. (2016). The “big” consequences of IFRS: how and when does the adoption of IFRS benefit global accounting firms? *Accounting Review* 91:4, 1257–1283.
- Williams, D. (1988). The potential determinants of auditor change. *Journal of Business, Finance and Accounting* 15:2, 243–261.
- Woo, E. & Koh, H. (2001). Factors associated with auditor changes: a Singapore study. *Accounting and Business Research* 31:2, 133–144.

LIITTEET

Liite 1. Selittävien muuttujien VIF-arvot ja toleranssiarvot.

Osio A. Koko aineisto				
	Hypoteesi 1		Hypoteesi 2	
	Toleranssi	VIF	Toleranssi	VIF
IFRS1	0,993	1,007
IFRSJälk1	0,903	1,107
IFRSJälk2	0,897	1,115
IFRSJälk3	0,885	1,13
Koko	0,533	1,876	0,528	1,891
KoonMuutos	0,953	1,049	0,927	1,078
NTPerTLS	0,596	1,678	0,587	1,703
Tappio	0,756	1,323	0,75	1,334
Velkaisuus	0,759	1,318	0,74	1,351
Ristiinlistattu	0,435	2,299	0,435	2,299
LiikevMuutos	0,990	1,010	0,988	1,012
PAVelanMuutos	0,987	1,012	0,987	1,013
Osio B. Outlier-karsittu aineisto				
	Hypoteesi 1		Hypoteesi 2	
	Toleranssi	VIF	Toleranssi	VIF
IFRS1	0,987	1,013
IFRSJälk1	0,914	1,094
IFRSJälk2	0,913	1,096
IFRSJälk3	0,895	1,118
Koko	0,687	1,455	0,686	1,458
KoonMuutos	0,854	1,170	0,844	1,185
NTPerTLS	0,529	1,887	0,528	1,893
Tappio	0,582	1,719	0,577	1,734
Velkaisuus	0,820	1,220	0,802	1,247
Ristiinlistattu	0,814	1,228	0,814	1,229

Liite 2. Klusterikorrelaation tarkastelu outlier-karsitulla aineistolla.

Muuttuja	Odotettu suunta	H1		H2	
		β	p-arvo	β	p-arvo
<i>Leikkauspiste</i>	...	0,395	(0,800)	0,492	(0,753)
IFRS1	+/-	0,635	(0,069)
IFRSJälk1	-	0,158	(0,697)
IFRSJälk2	-	-0,582	(0,253)
IFRSJälk3	-	-0,176	(0,665)
Koko	+/-	-0,172	(0,118)	-0,167	(0,129)
KoonMuutos	+	0,135	(0,831)	0,075	(0,901)
Velkaisuus	+	0,553	(0,585)	0,549	(0,587)
NTPerTLS	+	-0,727	(0,615)	-0,532	(0,722)
Ristiinlistattu	+	1,530	(0,002)	1,523	(0,002)
Tappio	+	-0,736	(0,096)	-0,725	(0,104)
Waldin testi			(<0,001)		(<0,001)
koko mallin					
merkitsevyy-					
destä					
			R ²		R ²
Nagelkerken R ²			0,066		0,063
Coxin ja Snellin R ²			0,033		0,032