

**Andreas J. Guttormsen**

**Samuel N. Nordby**

---

**Forholdet mellom innføringen av IFRS  
15 og periodiseringsbasert earnings  
management**

**Masteroppgave våren 2021**

**OsloMet - Storbyuniversitetet**

**Handelshøyskolen**

**Masterstudiet i økonomi og administrasjon**

## **Forord**

Avhandlingen er skrevet som en avsluttende del av vår mastergrad i regnskap og revisjon på Handelshøyskolen ved OsloMet. Det rettes en takk til veileder Sturla Fjesme, for verdifulle kommentarer og gode råd gjennom hele prosessen. Som forfattere tar vi fullt ansvar for innholdet i denne avhandlingen.

Oslo, 28. mai 2021

---

Andreas J. Guttormsen

---

Samuel N. Nordby

## **Sammendrag**

Formålet med denne masteravhandlingen er å undersøke relasjonen mellom implementeringen av IFRS 15 (2018) og periodiseringsbasert earnings management for selskaper listet på Oslo Børs. Vi finner en signifikant økning i earnings management i de to første årene etter implementeringen av IFRS 15, samt at økningen er sterkest for sektorene energi og industri. Videre finner vi ikke støtte for systematiske forskjeller i earnings management for siste kvartal i 2018 og 2019. Denne studien er et bidrag til forskningsfeltet fordi den øker innsikten i effekten av IFRS 15 på earnings management. Funnene reiser spørsmål om standardsetternes utforming av nye standarder, og hvordan utformingen av IFRS 15 gir økt rom for earnings management.

# Innholdsfortegnelse

<b>1. INTRODUKSJON</b> .....	<b>1</b>
<b>2. RELATERT LITTERATUR OG HYPOTESER</b> .....	<b>3</b>
<b>3. ENDRINGER I INNTEKTSFØRINGSSTANDARDE</b> .....	<b>9</b>
<b>4. DATA</b> .....	<b>10</b>
4.1 DESKRIPTIV STATISTIKK .....	12
4.2 VARIABLER .....	15
<b>5. METODE</b> .....	<b>15</b>
<b>6. EMPIRISKE RESULTATER</b> .....	<b>19</b>
6.1 RESULTATER H1 .....	19
6.2 RESULTATER H2 .....	21
6.3 RESULTATER H3 .....	23
6.3 SENSITIVITET .....	25
<b>7. KONKLUSJON</b> .....	<b>28</b>
<b>LITTERATURLISTE</b> .....	<b>30</b>
<b>VEDLEGG</b> .....	<b>34</b>

## 1. Introduksjon

Opportunistisk atferd knyttet til regnskapsmessig rapportering er et velkjent fenomen som gjerne forbindes med regnskapskandaler og økonomisk kriminalitet. Et fundamentalt trekk ved regnskapsmanipulering (earnings management) er at ledelsen vil gjøre den vanskelig å oppdage, hvilket potensielt medfører alvorlige samfunnsøkonomiske konsekvenser. I de fleste tilfeller dreier det seg om «svart» earnings management hvor ledelsen ved bruk av ulovlige metoder har til hensikt å tåkelegge den finansielle rapporteringen (Ronen & Yaari, 2008). Earnings management kan imidlertid også ta form som både *hvit* og *grå*. Hvit earnings management er å utnytte fleksibiliteten i valg av regnskapsmessig løsning, mens grå innebærer valg av løsning basert på opportuniste eller for å øke informasjonsverdien til regnskapet som avlegges.

Den hvite og grå formen for earnings management vil ikke nødvendigvis bli avdekket gjennom lovpålagt revisjon, og oppstår som følge av at regnskapsstandarder gir rom for skjønnsmessige vurderinger. Skjønnsmessige vurderinger kan føre til varierende regnskapskvalitet, noe særlig inntektsposten er utsatt for. Inntekter er gjerne den mest vesentlige posten i regnskapet, og posten som ledelsen i stor grad har mulighet til å påvirke rapporteringen av. Dette underbygges av at revisor som hovedregel går inn med utgangspunkt om at det foreligger særskilt risiko knyttet til inntektsføringen (Internasjonal standard for revisjon og kvalitetskontroll (ISA) 240.26).

Et mangfold av bransjer med ulik kompleksitet og ulike forretningsmodeller gjør det krevende å lage ett gjeldende regelverk som er dekkende for alle. Følgelig eksisterer det en rekke bransjespesifikke regnskapsstandarder for inntektsføring. I mai 2014 publiserte imidlertid International Accounting Standards Board (IASB) og Financial Accounting Standards Board (FASB) inntektsføringsstandarden International Financial Reporting Standard (IFRS) 15 *Driftsinntekter fra kontrakter med kunder*, som trådte i kraft 1. januar 2018. Innføringen var et resultat av 12 års samarbeid for å utvikle en ny standard som erstatter de tidligere inntektsføringsstandardene.

Formålet med standarden er å styrke finansiell rapportering av inntekter, og samtidig forbedre sammenlignbarheten globalt (FASB, 2014). Målet om å bedre inntektsføring innebærer implisitt å redusere potensialet for earnings management (Napier & Stadler, 2020). På bakgrunn av dette ønsker vi å undersøke det følgende: «*Har IFRS 15 redusert earnings management blant selskaper listet på Oslo Børs?*».

For å besvare problemstillingen benytter vi data på kvartals- og årsnivå fra 151 selskaper notert på Oslo Børs, som til sammen utgjør 1873 observasjoner i perioden 2015 til 2019.<sup>1</sup> Vi foretar en eventstudie ved bruk av panelregresjon, hvor estimeringsperioden før innføringen av IFRS 15 er avgrenset til 1. januar 2015 og frem til ikrafttredelsesdatoen 1. januar 2018. Hendelsesperioden er på sin side avgrenset til 31. desember 2019 for å unngå effekter av Covid-19.

For å måle earnings management før og etter innføringen av IFRS 15, benytter vi tre ulike modeller basert på periodiseringer. Dette inkluderer den modifiserte utgaven av Jones-modellen (Dechow et al., 1995), og en videreutvikling av denne (Kothari et al., 2005). Modellene estimerer unormale periodiseringer og forsøker på den måten å avdekke earnings management. Den tredje modellen vi benytter er inntektsmodellen til Stubben (2010). Modellen skiller seg fra de etablerte periodiseringsmodellene ved at den i hovedsak fokuserer på periodisering av inntekter. Periodiseringsbaserte modeller avdekker ikke om endringen i periodiseringer skyldes hvit, grå eller svart earnings management, og vi vil følgelig ikke skille mellom disse i analysen vår.

For å estimere graden av earnings management måler vi standardavviket til residualene som proxy for earnings management gjennom en bootstrapping-metode, ved å foreta 10 000 simulasjoner med 100 tilfeldige utvalg for hver modell. I samsvar med Francis et al. (2005) tolker vi store standardavvik som indikasjon på earnings management og samtidig lav periodiseringskvalitet.

Vi finner at graden av earnings management blant selskaper listet på Oslo Børs har økt etter innføringen av IFRS 15. Ved bruk av den modifiserte Jones-modellen finner vi at proxy for earnings management har økt med 207,7 prosent, fra 0,013 til 0,040. Resultatene underbygges av Kothari- og Stubben-modellen som også viser en økning i proxy for earnings management. Vi finner imidlertid ikke støtte for at økningen er systematisk for siste kvartal i hvert regnskapsår. Resultatene peker i retning av sterkere økning i earnings management blant selskaper på Oslo Børs i året IFRS 15 ble innført. Funnene våre antyder også at økningen i earnings management er sterkest for industrisektoren og energisektoren. Vi finner en økning i proxy for earnings management på 125 prosent for industrisektoren, fra 0,008 til 0,018, og en økning på 133 prosent for energisektoren, fra 0,03 til 0,07.

---

<sup>1</sup> Utgangspunktet for datagrunnlaget er over 300 selskaper listet på Oslo Børs, men ved eliminering av blant annet selskaper underlagt spesielle reguleringer og særlovgivninger, er datagrunnlaget redusert til 151 selskaper.

Vi finner videre at resultatene våre delvis bryter med den teoretiske og empiriske forventningen. Litteraturen er tvetydig og presenterer resultater som viser at selskaper som presterer dårlig tenderer mot å utøve inntektsøkende earnings management i fjerde kvartal (Das et al., 2009). Andre studier finner at overgangen til IFRS er forbundet med en reduksjon i earnings management (Zéghal et al., 2011). Doukakis (2014) finner indikasjoner på at IFRS ikke har noen signifikant effekt på earnings management. Oppi (2016) forventer en stor endring i inntektsføring for anleggsbransjen, som inngår i industrisektoren, mens Tutino et al. (2019) forventer en økning i earnings management for sektorene telekommunikasjon og energi.

Vårt bidrag til litteraturen er at IFRS 15 har en negativ effekt på periodiseringskvalitet og dermed også regnskapskvaliteten for selskaper på Oslo Børs. Funnene våre gir derfor implikasjoner for regnskapsbrukerne ved at påliteligheten til korrekte periodiseringer i regnskapene er svekket etter implementeringen av IFRS 15. Dermed bør beslutninger med utgangspunkt i regnskap avlagt etter IFRS tas med større forsiktighet enn tidligere, spesielt etter implementeringen av nye regnskapsstandarder som medfører store endringer i vesentlige deler av regnskapet. I tillegg reiser funnene våre spørsmål om hvorvidt standardsetternes utforming av IFRS 15 har hatt en utilsiktet effekt i form av økt rom for earnings management.

Resten av denne avhandlingen er organisert som følger: I seksjon 2 beskriver vi relatert litteratur og utleder hypoteser basert på denne. I seksjon 3 redegjør vi for de aktuelle standardene IFRS 15 erstatter, og hva som kjennetegner den nye inntektsføringsstandard. I seksjon 4 beskriver vi datainnsamlingen i detalj, presenterer deskriptiv statistikk samt definerer variablene vi inkluderer i analysen. I seksjon 5 beskriver vi metoden, modellene vi anvender samt styrker og svakheter ved disse. Deretter presenterer vi resultatene i seksjon 6, etterfulgt av vår konklusjon i seksjon 7.

## **2. Relatert litteratur og hypoteser**

Periodiseringer medfører ulik grad av skjønnsmessige vurderinger, noe som øker risikoen for at regnskapet inneholder ubevisste eller bevisste feil. Regnskapsmanipulering assosieres ofte med bevisste feil, mens begrepet *earnings management* er en samlebetegnelse som omfatter både ubevisste og bevisste feil. Healy og Wahlen (1999) definerer earnings management som en aktivitet som inntreffer når ledelsen benytter skjønn i finansiell rapportering og organisering av transaksjoner, til å endre finansielle rapporter, enten med formål om å mislede interessenter om de underliggende økonomiske realitetene til selskapet, eller for å påvirke utfall av

kontrakter som avhenger av rapporterte regnskapstall. Definisjonen inneholder reell- og periodiseringsbasert earnings management, som er to ulike måter å endre den finansielle rapporteringen på. Periodiseringsbasert earnings management oppstår når ledelsen opportunistisk anvender regnskapsstandarder for å administrere resultatene i en bestemt retning. Reell earnings management innebærer å endre organisering og utfall av kontrakter, samt å tilpasse aktiviteter knyttet til drift, investering og finansiering. Forskjellen mellom reell- og periodiseringsbasert earnings management er at den faktiske kontantstrømmen endres ved reell earnings management, noe som ikke er tilfellet ved periodiseringsbasert earnings management.

Det kan argumenteres for at *income smoothing* er en av de mest kjente metodene for earnings management. Metoden innebærer generelt at ledelsen forsøker å jevne ut resultatene over tid ved å redusere inntektstopper i gode år og øke inntektsbunner i dårlige år. Copeland (1968) definerer income smoothing som rapportering etter spesifikke mønstre eller gjentakende bruk av regnskapsmessig måling, hvor målet er å rapportere inntjening med mindre variasjon enn trenden som ellers ville vært rapportert. Eksempler på slik praksis er at ledelsen justerer avsetninger til tap, inntektsfører uopptjent inntekt (fremskutt inntektsføring), eller balansefører kostnader som skulle vært resultatført. I likhet med måling av regnskapskvalitet er ikke litteraturen entydig når det kommer til hvordan begrepet skal måles. For eksempel mener Copeland (1968) at resultatet er det ultimate målet for income smoothing, mens Ronen og Sadan (1975) mener ordinære driftsinntekter er det mest optimale målet. Dechow et al. (2010) konkluderer imidlertid med at målingen av income smoothing er utilstrekkelig ettersom litteraturen ikke klarer å skille ut komponenten som ikke hører hjemme i periodens resultat.

Litteraturen presenterer en rekke modeller som forsøker å måle earnings management basert på periodiseringer. Healy (1985) utvikler en modell for å undersøke sammenhengen mellom bonusavtaler og earnings management ved å bruke totale periodiseringer som mål på skjønnsmessige periodiseringer. Videre er DeAngelo (1986) blant de første til å presentere en modell som deler periodiseringskomponenten inn i normale (ikke-skjønnsmessige) og unormale (skjønnsmessige) periodiseringer. Modellen forutsetter at fjorårets totale periodiseringer er å regne som det beste estimatet på normale periodiseringer. Dette innebærer at unormale periodiseringer vil forekomme når det er avvik mellom årets totale periodiseringer og fjorårets totale periodiseringer.



Jones (1991) bygger videre på skillet mellom normale og unormale periodiseringer, og presenterer en estimeringsmodell som beskriver totale periodiseringer ved hjelp av endring i inntekter og varige driftsmidler. Den delen av periodiseringen som er å anse som normal, må forventes å reflektere økonomiske realiteter som bør innregnes som en del av resultatet for å oppnå en meningsfull resultatmåling. Den delen av periodiseringen som ikke anses som normal, blir automatisk betraktet som unormal. Dechow et al. (1995) kritiserer imidlertid Jones-modellen for at terskelen for forkasting av hypotesen om ingen regnskapsmanipulering i selskap med ekstrem økonomisk ytelse, er for høy. De modifierer derfor Jones-modellen for i mindre grad å feilklassifisere normale periodiseringer som unormale, ved å redusere salgsinntektene med endring i kundefordringer. Guay et al. (1996) tester modellene av Healy (1985), DeAngelo (1986), Jones (1991) og Dechow et al. (1995). De konkluderer med at det kun er Jones-modellen og den modifiserte Jones-modellen som er i stand til å skille ut opportunistiske periodiseringer av ledelsen, selv om de i likhet med de øvrige modellene er relativt upresise i skillet mellom unormale og normale periodiseringer. Periodiseringsmodellene inkluderer både balanse- og resultatposter, noe som kan føre til mindre presise estimater. Flere studier foreslår derfor å fokusere på én komponent for å måle unormale periodiseringer mer presist (Bernard & Skinner, 1996; Healy & Wahlen, 1999).

Med bakgrunn i funn gjort av Dechow et al. (2003), videreutvikler Kothari et al. (2005) den modifiserte Jones-modellen ved å kontrollere for ulik økonomisk ytelse blant selskaper. Forskjellen mellom den modifiserte Jones-modellen og modellen av Kothari, Leone og Wasley, er utelukkende at Kothari-modellen i tillegg kontrollerer for total kapitalrentabilitet. Sammenhengen mellom periodiseringer og selskapets nåværende og historiske økonomiske ytelse har bred støtte i litteraturen.<sup>2</sup>

Det finnes også eksempler på modeller som er tilpasset spesifikke bransjer. Eksempelvis undersøker Byard et al. (2007) makroøkonomiske forhold i oljebransjen, og kontrollerer i tillegg for gjeldsgrad, pris/bok, vekst i eiendeler og kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter.

Periodiseringsbaserte modeller skiller ikke mellom hvorvidt earnings management foregår innenfor eller utenfor gjeldende lover og regler. Earnings management er imidlertid et sammensatt begrep som inneholder flere nyanser. Ronen og Yaari (2008) kategoriserer earnings management og lanserer tre ulike definisjoner. *Hvit* earnings management er å utnytte fleksibiliteten i valg av regnskapsmessig løsning for å signalisere ledelsens private informasjon

---

<sup>2</sup> Se eksempelvis Dechow et al. (1995), Guay et al. (1996), Healy (1996), Dechow et al. (1998), Barth et al. (2001)

vedrørende fremtidige kontantstrømmer. Dette forsterker gjennomsiktigheten av rapporterte tall, i kontrast til *svart* earnings management, som med bruk av ulovlige metoder fører til feilrapportering og tåkelegging av finansiell informasjon. Denne formen for earnings management er skadelig for regnskapskvaliteten, og innebærer regelrett feilrapportering og bedrageri. *Grå* earnings management er å velge en regnskapsmessig løsning som enten er opportunistisk, noe som vil si å kun maksimere ledelsens nytte, eller økonomisk effektiv i den forstand at ledelsen benytter informasjonen de besitter til å synliggjøre fremtidige kontantstrømmer.

Salgsinntekter er hovedsakelig den regnskapsposten som påvirkes mest av IFRS 15, men det er også den største komponenten i resultatet som samtidig er en vurderingspost. Stubben (2010) fokuserer spesifikt på inntektspostene og presenterer en modell som tar utgangspunkt i fremskutt inntektsføring, og effekten dette har på forholdet mellom inntekter og kundefordringer. Modellen beskriver endring i årlige kundefordringer ved hjelp av endring i samlet inntekt for de første tre kvartalene og inntekten fra siste kvartal. Unormale periodiseringer knyttet til inntekter, er forskjellen mellom faktisk endring i kundefordringer, og den predikerte endringen i kundefordringer basert på modellen. Ved simulering og sammenligning finner han at inntektsmodellene gir estimater med mindre grad av bias og målefeil sammenlignet med øvrige periodiseringsmodeller. Videre konkluderer han med at modellen ikke bare kan oppdage inntektsmanipulering, men også earnings management, der andre periodiseringsmodeller ikke er tilstrekkelige.

Høy regnskapskvalitet er avgjørende for at regnskapet skal tjene sitt formål, men det er ikke opplagt hvordan begrepet måles. Langli (2015, s.359) presenterer følgende kategorisering av tilnærminger til måling av regnskapskvalitet: mål som tester assosiasjoner mellom rapporterte størrelser i regnskapet og mål for fundamentalverdi, mål som reflekterer grad av betinget forsiktig rapportering, og mål som er basert på regnskapsmessige periodiseringer. Regnskapsteorien og regnskapsreguleringen er i stor grad innrettet for å sikre en meningsfull måling av periodens resultat.<sup>3</sup> Undersøkelse av totale periodiseringer vil kunne fange opp effekten av måle- og estimatusikkerhet og earnings management. Empiriske studier undersøker en rekke aspekter ved earnings management. Kim et al. (2003) undersøker sammenhengen mellom earnings management og selskapers størrelse. De finner at små selskaper foretar mer earnings management for å unngå rapportering av tap, sammenlignet med mellomstore og store

---

<sup>3</sup> Regnskapsmessig resultat = netto kontantstrøm + totale periodiseringer

selskaper. På den andre siden finner de at mellomstore og store selskaper foretar mer aggressiv earnings management for å unngå rapportering av resultatnedgang, sammenlignet med små selskaper.

I et internasjonalt perspektiv anses earnings management for å være utbredt. I en studie av earnings management i forskjellige land finner Leuz et al. (2003) at graden av investorbeskyttelse har en sterk innvirkning på earnings management, samt at Norge er blant landene med det laveste nivået. Videre gjennomfører Graham et al. (2005) en spørreundersøkelse med over 400 økonomidirektører, og finner at 78 prosent innrømmer at de ofrer langsiktig verdiskapning til fordel for jevnere inntjening. Det er få studier som tar for seg earnings management i en norsk kontekst. Kinserdal (2006) undersøker sammenhengen mellom regnskapsføring av pensjon og opportunistisk regnskapsrapportering, og konkluderer med at norske børsnoterte selskaper benytter verdsettelse av pensjon til earnings management-formål.

Empirien undersøker også hvorvidt det foreligger et mønster i kvartalsvis inntjening og earnings management. Das et al. (2009) finner at selskaper som presterer dårlig i de tre første kvartalene trolig vil forsøke å øke inntjeningen i fjerde kvartal for å oppnå ønsket mål for årlig inntjening. Studien benytter data fra kvartalsrapporter i analysen for å i større grad fange opp fluktuasjoner i inntjening.

Det er gjort en rekke studier av implikasjoner knyttet til den obligatoriske adopsjonen av IFRS for selskaper notert på europeiske børser (2005). Å se til disse kan gi indikasjoner på hva som er å forvente av innføringen av IFRS 15, men den empiriske forskningen er tvetydig. Aussenegg et al. (2008) ser på hvordan overgangen fra lokale standarder til IFRS påvirker earnings management blant selskaper listet på europeiske børser. De finner at selskaper som anvender IFRS, generelt har mindre earnings management enn de som følger lokale standarder. Studien avdekker samtidig at dette ikke gjelder for skandinaviske selskaper, men at disse allerede ligger på et lavt nivå sammenlignet med resten av Europa, samt at overgangen til IFRS ikke endrer denne atferden. I et utvalg franske børsnoterte selskaper finner Zéghal et al. (2011) at overgangen til IFRS er assosiert med en reduksjon i nivået av earnings management. En studie med over 15 000 observasjoner fra 22 europeiske land, indikerer derimot at overgangen til IFRS ikke har noen signifikant innvirkning på hverken reell eller periodiseringsbasert earnings management (Doukakis, 2014). Iipino og Parbonetti (2017) undersøker om selskaper som følge av overgangen til IFRS benytter reell earnings management fremfor

periodiseringsbasert earnings management. Resultatene deres foreslår at standardsetternes innsats for å øke regnskapskvaliteten kan ha hatt en utilsiktet effekt i form av økt reell earnings management, men uten innvirkning på periodiseringsbasert earnings management.

IFRS 15 medfører vesentlige endringer for bransjer som inntektsfører med egne forutsetninger, eller som ser til andre regnskapsspråk for veiledning. I norsk kontekst presenterer Oppi (2016) forventede effekter av den nye inntektsføringsstandard for utvalgte bransjer. Shippingbransjen forventes ikke å bli påvirket ettersom de i hovedsak følger IAS 17 *Leieavtaler*. Det forventes vesentlige effekter i anleggsbransjen med både utsettelse av inntektsføring til levering, og i enkelte tilfeller fremskutt inntektsføring. For telekommunikasjonssektoren kan standarden endre, ikke bare inntektsføringen, men også regnskapsføringen av utgifter til inngåelse av kontrakter. Bransjen har tidligere benyttet løpende kostnadsføring for slike utgifter, men IFRS 15 krever balanseføring og avskrivning over perioden hvor tjenesten leveres til kunden.

Ingen tidligere studier ser på sammenhengen mellom IFRS 15 og earnings management i et norsk utvalg. Tutino et al. (2019) ser på effekten IFRS 15 har på earnings management blant italienske børsnoterte selskaper, med fokus på telekom- og energisektoren. De finner at disse sektorene er mer påvirket av innføringen av standarden, samt at earnings management-praksis er oftere benyttet.

Resultatene fra tidligere studier kan sies å være sammenfallende med standardsetternes formål med innføringen av IFRS 15. Napier og Stadler (2020) mener behovet for en ny inntektsføringsstandard ikke bare melder seg på bakgrunn av tidligere standarders utilstrekkelige veiledning, men også på bakgrunn av frykt som følge av regnskapskandaler hvor selskaper inntektsfører tidligere, unntaksvis også senere, enn det regnskapspraksisen tillater. IFRS 15 vil derfor gi klarere veiledning og samtidig redusere potensialet for earnings management. På bakgrunn av den presenterte earnings management-litteraturen tester vi følgende hypoteser:

Hypotese 1 (H1): *Graden av earnings management blant selskaper listet på Oslo Børs er mindre i perioden etter innføringen av IFRS 15, sammenlignet med perioden før.*

Hypotese 2 (H2): *Inntektsøktende earnings management forekommer mer i siste kvartal for selskaper på Oslo Børs i årene 2018 og 2019.*

Hypotese 3 (H3): *Graden av earnings management i industrisektoren og energisektoren på Oslo Børs er større i perioden etter innføringen av IFRS 15.*

### **3. Endringer i inntektsføringsstandarder**

IFRS 15 erstatter en rekke regnskapsstandarder, men de mest sentrale er International Accounting Standard (IAS) 11, IAS 18 og International Financial Reporting Interpretation Committee (IFRIC) 15.

IAS 11 har egne regler for måling og innregning av inntekter ut fra fremdriften av anleggskontrakten, som kan gi direkte utslag på periodisering av inntektene. En svakhet ved standarden er at den ikke gir tilstrekkelig veiledning ved separering av varer og tjenester som inngår i kontrakten. Det samme gjelder hvordan vederlag tilordnes ulike komponenter. Veiledningen ved separering av en kontrakt til flere enkelteideler begrenser seg til oppfyllelse av tre betingelser.<sup>4</sup> Utover dette må selskap se til US Generally Accepted Accounting Principles (US GAAP), som inneholder langt mer omfattende og detaljerte veiledninger.

IAS 18 er den generelle inntektsføringsstandarden som i hovedsak gjelder for driftsinntekter og inntektsføring, som ikke faller inn under andre standarder. Standarden skiller seg fra IAS 11 ved at den gjelder for inntekter hvor det ikke foreligger en særlig fremforhandlet kontrakt eller spesifisering av eiendelen. Et av hovedproblemene ved IAS 18 er generelt svak veiledning og spesielt få detaljer knyttet til sammensatte transaksjoner, eksempelvis en vare med tilhørende tjeneste over en periode. Standarden gjør det mulig for selskapet å ta egne forutsetninger, noe som kan medføre ulik praksis.

IFRIC 15 er en tolkningsuttalelse tiltenkt boligbyggerbransjen for å klargjøre hvorvidt selskaper skal bruke IAS 11 eller IAS 18, men ved usikkerhet kan den også anvendes av andre bransjer. Tolkningsuttalelsen kan generelt gi tre mulige løsninger for regnskapsføring; løpende avregning etter IAS 11, med eller uten fortjeneste; tjenestesalg etter IAS 18, som også medfører løpende avregning med eller uten fortjeneste; varesalg etter IAS 18, som innebærer inntektsføring ved overføring av betydelig kontroll og risiko.

---

<sup>4</sup> 1) separate bud for eiendelene, 2) både kunde og entreprenør har hatt mulighet til å forkaste den aktuelle delen, 3) kontraktens tilhørende kostnader og inntekter for hver eiendel kan identifiseres (IAS 11, 2001, pkt. 8).

For problemstillinger som ikke reguleres av de tidligere inntektsføringsstandardene har regnskapsprodusenter benyttet veiledningshierarkiet.<sup>5</sup> Utledet løsning fra veiledningshierarkiet skal være i tråd med IFRS for øvrig, dersom løsningen skal kunne gi et rettviseende bilde. For enkelte bransjer og regnskapsmessige spørsmål er hierarkiet uproblematisk, mens det for andre kan være en vanskelig øvelse i praksis. Dette medfører mindre sammenlignbarhet mellom selskapers regnskap, og dermed lavere nytteverdi for brukerne av regnskapene. IFRS 15 tar sikte på å fjerne inkonsistens og svakheter ved de tidligere inntektsføringsstandardene.

IFRS 15 innfører en femstegsmodell: 1) identifisering av kundekontrakt, 2) identifisering av separate leveringsforpliktelser, 3) fastsettelse av transaksjonsprisen, 4) allokering av transaksjonsprisen på separate leveringsforpliktelser og 5) inntektsføring ved oppfyllelsen av leveringsforpliktelser. Standarden gjelder for alle former for inntektsføring som følger av kontrakter med kunder. Det forventede vederlaget skal i hovedsak inntektsføres etter et mønster som reflekterer overføring av varer eller tjenester til kunden (IFRS 15, 2014, pkt. 2). Inntektsføring kan gjøres enten over tid eller på et bestemt tidspunkt. Til forskjell fra tidligere standarder vil løpende inntektsføring kun være aktuelt dersom ett av tre spesifikke kriterier er oppfylt.<sup>6</sup>

#### 4. Data

Vi benytter databasen til Thomson Reuter Eikon med kvartalsrapporter fra 374 selskaper på Oslo Børs som utgangspunkt for datagrunnlaget.<sup>7</sup> For studiens formål er det viktig at alle selskapene i perioden før og etter eventet rapporterer etter IFRS. Alle selskaper listet på Euronext Growth er derfor eliminert. Det stilles i tillegg andre regulatoriske krav til selskaper listet på dette markedet sammenlignet med hovedindeksen. Videre er selskaper som tilhører bransjer underlagt spesiell regulering og særlovgivning ekskludert fra utvalget. Dette gjelder, i samsvar med Stubben (2010), selskaper i finanssektoren (i.e. banker) og olje- og gassektoren. Sistnevnte er ekskludert også for å unngå makroøkonomiske effekter av oljekrisen (2014).

---

<sup>5</sup> Veiledningshierarkiet er en kronologisk metode for å løse regnskapsmessige problemstillinger som ikke er regulert under IFRS, slik at regnskapet fortsatt både vil gi en dekkende fremstilling og beslutningsnyttig informasjon. Det har sitt utløp fra IAS 1 *Presentasjon av finansregnskap* og IAS 8 *Regnskapsprinsipper, endring i regnskapsmessige estimater og feil*.

<sup>6</sup> Kriteriene er: 1) Kunden mottar og konsumerer løpende fordelene av foretakets aktiviteter; 2) Foretaket skaper eller forbedrer en eiendel som kunden kontrollerer etter hvert som den skapes eller forbedres; 3) Foretakets ytelse skaper en eiendel som ikke har en alternativ bruk, og foretaket har en rettskraftig rett til å motta betaling for sine løpende aktiviteter (IFRS 15, 2014, pkt. 35).

<sup>7</sup> Oslo Børs er sammenlignbar med andre internasjonale børser, se for eksempel Fjesme (2016).

Eventdatoen er implementeringen av IFRS 15, 1. januar 2018. Vi avgrenser perioden pre-IFRS 15 til 1. januar 2015. Følgelig inkluderes flere regnskapsår i estimeringsperioden enn i hendelsesperioden. Når det gjelder perioden post-IFRS 15 velger vi å begrense denne til 31. desember 2019; dels for å unngå effekter av Covid-19, og dels som følge av at én av modellene vi benytter avhenger av informasjon fra årsrapporter. Tabell 1 viser utvalget på 151 selskaper med 3020 selskapskvartal-observasjoner, etter eliminering av selskaper med manglende data.

Vi ønsker størst mulig datagrunnlag for å øke påliteligheten til estimatene for earnings management. Ved å strekke estimeringsperioden lenger tilbake får vi imidlertid problemer med tilgjengeligheten av data, samt at dataen vil kunne være påvirket av makroøkonomiske forhold, eksempelvis oljekrisen.<sup>8</sup>

## Tabell 1

Utvalg av selskapskvartal som er inkludert i studien.

Forklarende tekst for data i utvalget	Antall
<b>Panel A: Selskaper</b>	
Selskaper listet på Oslo Børs	304
- Selskaper listet på Euronext Growth	70
- Finansielle selskaper	57
- Olje og gass produsenter	11
- Selskaper med manglende data	15
= Selskaper inkludert i utvalget	151
<b>Panel B: Observasjoner for kvartalsmodeller</b>	
Utgangspunkt for observasjoner kvartal 1 i 2015 til kvartal 4 i 2019	3020
- Observasjoner mistet på grunn av manglende tilgjengelig data	1146
- Observasjoner mistet på grunn av krav om inngående balanse for skalerte eiendeler	1
= Antall observasjoner i endelig utvalg	1873
<b>Panel C: Observasjoner inkludert for årsmodellen</b>	
Utgangspunkt for observasjoner år 2015 til og med 2019	755
- Observasjoner mistet på grunn av krav om endringsvariabel	153
- Observasjoner mistet på grunn av manglende tilgjengelig data	115
= Antall observasjoner i endelig utvalg	487

**Note:** Panel A viser antall selskaper i utvalget som er felles for alle modeller. Panel B viser observasjoner i endelig utvalg for modeller som benytter kvartalsdata, der utgangspunktet er observasjoner per kvartal (20) for hver av selskapene i utvalget (151). Panel C viser observasjoner i endelig utvalg for modellen som benytter årlig data, der utgangspunktet er observasjoner per år (5) for hver av selskapene i utvalget (151).

Videre bortfaller 1147 observasjoner, slik det fremgår av Tabell 1, Panel B. Bortfallet skyldes primært at flere av selskapene er stiftet enten i estimerings- eller hendelsesperioden, og følgelig er dataen ikke-eksisterende. En annen grunn er at Thomson Reuter Eikon ikke har fullstendige

<sup>8</sup> Empiriske funn viser at makroøkonomiske forhold påvirker earnings management. Se eksempelvis DeFond og Jiambalvo (1994); (Smith et al., 2001; Sweeney, 1994)

data på selskapskvartalsnivå, samt at selskapene av ukjente årsaker ikke har latt informasjonen være tilgjengelig for allmenheten.

For å komme frem til utgangspunktet for observasjoner i kvartalsmodellene og årsmodellen i Tabell 1, Panel B og C, supplerer vi data manuelt fra kvartalsrapporter for selskaper som mangler rapportering av variabler. I utgangspunktet bortfaller flere observasjoner som følge av skalering med inngående balanse av totale eiendeler, men majoriteten av disse omfattes av elimineringen av manglende data. Siste rad i Tabell 1, Panel B viser endelig antall observasjoner på selskapskvartalsnivå med 1873, som i gjennomsnitt tilsvarer 93 selskaper med fullstendige observasjoner for hele perioden. Selskapene i utvalget har følgende fordeling på sektorene: 48 i industri, 32 i energi, 16 i teknologi, 13 i helse, 13 forbruksvarer, 11 i konsumvarer, 7 i eiendom, 7 i baseressurser og kjemikalier og 4 i telekommunikasjon.

For å øke sannsynligheten for å oppdage earnings management benytter vi data fra hvert kvartal, slik det fremgår av Tabell 1, Panel B. Kvartalsrapporter er ofte ureviderte, noe som tillater større frihet i ledelsens vurderinger, og som stiller lavere krav til noter og annen detaljert informasjon enn det er krav om i årsregnskapet (Jeter & Shivakumar, 1999). Derfor vil det også være langt færre observasjoner for Stubben-modellen som beregnes per år, slik det fremgår av Tabell 1, Panel C.

#### **4.1 Deskriptiv statistikk**

Vi viser deskriptiv statistikk for vårt utvalg av selskaper i Tabell 2. Panel A viser statistikk for perioden før implementeringen av IFRS 15, og Panel B viser statistikk for perioden etter implementeringen. Beløpene er skalert med totale eiendeler. Vi gjør dette for å oppnå sammenlignbarhet, samt for å kontrollere for størrelsen mellom selskaper som har rapportert i andre valutaer enn norske kroner. Variablene i Tabell 2 og 3 må derfor leses som forholdstall, selv om vi ikke nevner dette eksplisitt videre i teksten. Totale eiendeler er utelatt fra tabellen ettersom variabelen inneholder interne forskjeller i valuta og enhet mellom selskapene.

Første rad i kolonne 1 og 2 i Tabell 2, Panel C, viser at gjennomsnittlige salgsinntekter faller fra 19,8 til 18,6 prosent, mens kundefordringer faller fra 12,2 til 11,7 prosent.

Samtidig er standardavviket i første rad i Panel A og B redusert fra 0,174 til 0,168, noe som indikerer redusert variasjon i inntektsrapporteringen post-IFRS 15. Salgsinntekter i Tabell 2, Panel A har observasjonen med lavest registrert verdi, noe som skyldes valutaendringer for et eiendomsselskap i én periode. Tredje rad i Panel C viser at gjennomsnittlig resultat etter skatt



for hver periode faller fra -1,5 til -2,6 prosent. Fjerde rad viser at gjennomsnittlig kontantstrøm øker fra -2,7 til -0,3 prosent mellom periodene. Samme rad i kolonne 2, Panel A og B viser at standardavviket til denne posten faller mest av samtlige variabler fra 0,82 til 0,15. Det store intervallet mellom minimumsverdien og maksimumsverdien i perioden 2015 til 2017 er nærmest eliminert post-IFRS 15. Siste rad i Panel C viser at avkastning på aktiva øker fra -1,8 til -1,6 prosent.

## Tabell 2

Deskriptiv statistikk for selskapene i utvalget benyttet i periodiseringsmodellene.

Variabel	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Maks
Panel A: Pre-IFRS 15 (N = 952)				
Salgsinntekter	.198	.174	-.002	1.13
Kundefordringer	.122	.117	0	.635
Resultat etter skatt	-.015	.127	-2.252	1.984
Kontantstrøm operasjonelle aktiviteter	-.027	.818	-25.048	.389
Avkastning på aktiva	-.018	.650	-14.875	9.622
Panel B: Post-IFRS 15 (N = 921)				
Salgsinntekter	.186	.168	0	1.244
Kundefordringer	.117	.117	0	.628
Resultat etter skatt	-.026	.178	-4.017	.587
Kontantstrøm operasjonelle aktiviteter	-.003	.152	-1.824	2.346
Avkastning på aktiva	-.016	.103	-.810	1.435
Panel C: t-test for forskjell mellom gjennomsnitt mellom pre-IFRS 15 (N = 952) og post-IFRS 15 (N = 901)				
	Gjennomsnitt pre-IFRS 15	Gjennomsnitt post-IFRS 15	Forskjell	t-test
Salgsinntekter	.198	.186	.012	1.44
Kundefordringer	.122	.117	.005	0.94
Resultat etter skatt	-.015	-.026	.011	1.57
Kontantstrøm operasjonelle aktiviteter	-.027	-.003	-.024	-0.91
Avkastning på aktiva	-.018	-.016	-.002	-0.11

**Note:** Komplette utvalg består av 151 selskaper listet på Oslo Børs i perioden 2015 til 2019. Variablene i tabellen er skalert med inngående balanse totale eiendeler for hvert selskap. Panel A viser statistikk fra utvalget for perioden pre-IFRS 15 (første kvartal 2015 til fjerde kvartal 2017), og Panel B viser statistikk for perioden post-IFRS 15 (første kvartal 2018 til fjerde kvartal 2019). Panel C viser gjennomsnitt og en t-test for forskjellen mellom de to periodene (students t-test).

I Panel C presenterer vi resultatene av en t-test for gjennomsnittlige verdiforskjeller mellom de to periodene. Siste rad viser at avkastning på aktiva har lavest t-verdi av samtlige poster for forskjellen pre- og post-IFRS 15. Ingen av variablene er statistisk signifikant forskjellige mellom periodene, og det kan dermed ikke utelukkes at forskjellene skyldes tilfeldigheter.

Dersom det hadde vært økonomiske sjokk som systematisk påvirket selskapene i pre- eller post-IFRS 15, ville vi forventet signifikante forskjeller i Tabell 2, Panel C.

### Tabell 3

Deskriptiv statistikk for selskapene i utvalget benyttet i inntektsmodellen (Stubben 2010).

Variabel	(1) Gjennomsnitt	(2) Standardavvik	(3) Min	(4) Maks
Panel A: Pre-IFRS 15 (N = 232)				
Salgsinntekter kvartal 1-3	.511	.449	0	2.144
Salgsinntekter kvartal 4	.266	1.03	0	15.601
Panel B: Post-IFRS 15 (N = 252)				
Salgsinntekter kvartal 1-3	.533	.484	0	2.756
Salgsinntekter kvartal 4	.214	.206	0	1.208
Panel C: t-test for forskjell mellom gjennomsnitt pre-IFRS 15 og post-IFRS 15				
	Gjennomsnitt pre-IFRS 15	Gjennomsnitt post-IFRS 15	Forskjell	t-test
Salgsinntekter kvartal 1-3	.511	.532	-.021	-0.50
Salgsinntekter kvartal 4	.266	.214	.052	0.75

**Note:** Komplet utvalg består av 151 selskaper listet på Oslo Børs i perioden 2015 til 2019. Variablene i tabellen er skalert med inngående balanse av totale eiendeler for hvert selskap. Panel A og B viser statistikk fra utvalget som benyttes i Stubben-modellen både pre- og post-IFRS 15 (første kvartal 2015 til fjerde kvartal 2017). Panel C viser gjennomsnitt og en t-test for forskjellen mellom de to periodene (students t-test).

Vi presenterer også deskriptiv statistikk for variablene som inngår i Stubben-modellen ettersom denne estimeres på årlig basis. På samme måte som for Tabell 2, er variablene i Stubben-modellen skalert med inngående balanse av totale eiendeler for å kunne fremstille disse i samme enhet i Tabell 3.

Første rad i kolonne 1 i Panel A og B viser at gjennomsnittlige salgsinntekter (kvartal 1 til 3) har en marginal økning fra 51,1 til 53,3 prosent. Raden under viser at salgsinntekter i kvartal 4 faller fra 26,6 til 21,4 prosent. Til forskjell fra presentasjonen av kvartalsdata i Tabell 2, der standardavviket for salgsinntekter faller mellom periodene, er standardavviket til salgsinntekter (kvartal 1 til 3) 0,035 høyere i perioden etter IFRS 15 i Tabell 3. I samsvar med kvartalsdataen i Tabell 2 er standardavviket til salgsinntekter i siste kvartal 0,82 lavere i perioden post-IFRS 15 i Tabell 3, kolonne 2. Dette gjenspeiles også i at maksimumsverdien er langt høyere pre-IFRS 15. Endringen i variasjonen mellom salgsinntekter pre- og post-IFRS 15, slik det vises i Tabell 2, Panel A, kan ha sammenheng med endring i salgsinntekter i kvartal 4, som fremkommer av Tabell 3, Panel A. Ingen av variablene er statistisk signifikant forskjellige

mellom periodene, slik at forskjellene kan tilskrives tilfeldigheter i Tabell 3, kolonne 4. Til sammenligning er t-verdien mindre i Tabell 3, Panel C enn i Tabell 2, Panel C, men dette kan skyldes færre observasjoner.

## 4.2 Variabler

Totale periodiseringer er avhengig variabel i den modifiserte Jones-modellen (Dechow et al., 1995) og Kothari-modellen (Kothari et al., 2005). Endring i årlige kundefordringer er avhengig variabel i inntektsmodellen (Stubben, 2010).

### Tabell 4

Definisjoner av anvendte variabler.

$TA_{it}$	totale periodiseringer, utregnet som resultat etter skatt minus kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter skalert med inngående balanseverdi av totale eiendeler for selskap $i$ , kvartal $t$
$A_{it}$	inngående balanse av totale eiendeler for selskap $i$ , kvartal $t$
$\Delta REV_{it}$	endring i salgsinntekter skalert med inngående balanseverdi av totale eiendeler for selskap $i$ , kvartal $t$
$\Delta REC_{it}$	endring i kundefordringer skalert med inngående balanseverdi av totale eiendeler for selskap $i$ , kvartal $t$
$PPE_{it}$	brutto varige driftsmidler skalert med inngående balanseverdi av totale eiendeler for selskap $i$ , kvartal $t$
$ROA_{it}$	resultat etter skatt i selskap $i$ , kvartal $t$ , skalert med inngående balanseverdi av totale eiendeler
$\Delta AR_{it}$	endring i årlige kundefordringer i år $t$ for selskap $i$
$\Delta R1\_3_{it}$	endring i salgsinntekter for første til tredje kvartal i år $t$ for selskap $i$
$R4_{it}$	salgsinntekter i siste kvartal i år $t$ for selskap $i$
$Q_j$	indikatorvariabel som er lik 1 for regnskapskvartal $j$ ( $j = 2, 3$ eller $4$ ), og null ellers
$Y_k$	indikatorvariabel som er lik 1 for regnskapsår $k$ ( $k = 2016, 2017, 2018$ eller $2019$ ), og null ellers

Vi indekserer hver variabel i Tabell 4 for å skille mellom hvilket selskap og hvilken periode observasjonen tilhører. Residualene fra regresjonene fungerer som en proxy for earnings management, og er derfor variabelen av interesse i denne avhandlingen. Variablene  $TA_{it}$ ,  $A_{it}$ ,  $\Delta REV_{it}$ ,  $\Delta REC_{it}$  og  $PPE_{it}$  benyttes i den modifiserte Jones-modellen, og i tillegg benyttes  $ROA_{it}$  i den videreutviklede modellen som hensyntar økonomisk ytelse. Variablene  $\Delta AR_{it}$ ,  $\Delta R1\_3_{it}$  og  $R4_{it}$  benyttes for den årlige estimeringen av inntektsmodellen til Stubben (2010).

## 5. Metode

For å teste nivået selskaper utøver earnings management før og etter IFRS 15, benytter vi etablerte teknikker fra litteraturen om periodiseringskvalitet. Vårt første mål på periodiseringskvalitet er basert på den modifiserte Jones-modellen, utviklet av Dechow, Sloan og Sweeney (1995), og presenteres på følgende måte:

$$TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3 PPE_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (\text{Modell 1})$$

der TA er totale periodiseringer, A er totale eiendeler, REV er salgsinntekter, REC er kundefordringer, PPE er varige driftsmidler og  $\varepsilon$  er residual – altså unormale periodiseringer.

Til tross for at modellen mottar kritikk av Guay et al. (1996), konkluderer Bartov et al. (2000) med at den modifiserte Jones-modellen lykkes i å skille mellom de selskapene som foretar, og selskapene som ikke foretar earnings management. Selskaper med høyere andel *skjønnsmessige* inntekter enn gjennomsnittlig kredittsalg vil få høyere estimater på unormale periodiseringer. Selskaper med høyere andel *ikke-skjønnsmessige* inntekter enn gjennomsnittlig kredittsalg vil få høyere estimater på unormale periodiseringer.

Vårt andre mål på periodiseringskvalitet er basert på Kothari, Leone og Wasley-modellen (heretter Kothari-modellen) som presenteres på følgende måte:

$$TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3 PPE_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (\text{Modell 2})$$

der ROA er totalkapitalrentabilitet.

Kothari et al. (2005) finner, i likhet med tidligere studier, at estimerte unormale og normale periodiseringer korrelerer med nøkkeltall på økonomisk ytelse. Videreutviklingen av den modifiserte Jones-modellen løser imidlertid ikke alle problemer, og bør kun ses på som en tilleggskontroll for normale periodiseringer. Modellen impliserer at selskaper som foretar unormalt høye eller lave nivåer av earnings management, er de selskapene som overgår gitt forventet nivå av økonomisk ytelse.

Generelt er periodiseringsmodellene kritisert for å produsere resultater med feil av både type 1 og type 2 (Dechow et al., 2010; Gerakos, 2012). Det bør utvises forsiktighet i tolkningen av disse resultater, ettersom korrelasjoner mellom proxy for earnings management og totale periodiseringer, spuriøse sammenhenger og misspesifisering av modellene kan gi både falske positive og falske negative resultater.

Det tredje målet for periodiseringskvalitet vi benytter er Stubben-modellen, som presenteres på følgende måte (Stubben, 2010):

$$\Delta AR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta R1\_3_{it} + \beta_2 R4_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (\text{Modell 3})$$

der AR er kundefordringer, R1\_3 er salgsinntekter i første til tredje kvartal og R4 er salgsinntekter i fjerde kvartal. Modellen impliserer at salgsinntektene som rapporteres tidlig på

året er mer sannsynlig å tilfalle selskapet, og vil således ha en annen betydning for beløpet på balansedagen sammenlignet med endringen av inntekter i fjerde kvartal.

Som følge av at inntektsmodellen (Stubben, 2010) er presentert i senere tid er den mindre etablert i litteraturen sammenlignet med tidligere modeller. Selv om modellene har likhetstrekk, er det tre nøkkelforskjeller som skiller inntektsmodellen fra de øvrige periodiseringsmodellene. For det første estimeres periodiseringer basert på kundefordringer, heller enn på totale periodiseringer, som en funksjon av endring i salgsinntekter. Kundefordringer er posten blant de største periodiseringskomponentene som har sterkest empirisk og konseptuell relasjon til salgsinntekter.

For det andre blir periodisering av kundefordringer estimert som en funksjon av endring i rapportert salgsinntekt, til forskjell fra endring i kontantinntekt. Fordelen med dette er at en unngår overestimering av unormale periodiseringer for selskaper med inntekter som er mindre sannsynlig å bli realisert ved årsslutt, eksempelvis for vekstselskaper. Svakheten er at det systematisk undervurderer unormale periodiseringer knyttet til inntekter.

For det tredje blir endring i årlige kundefordringer estimert som en lineær funksjon av endringen i inntekt for de tre første kvartalene og endring i fjerde kvartal. Stubben (2010) mener modeller som ikke hensyntar dette vil overestimere unormale periodiseringer når inntekten i fjerde kvartal er relativt høy.

Vi benytter flere modeller da det ikke finnes ett mål som dekker alle aspekter ved regnskapskvalitet. Flere modeller gir flere mål som vil kunne bidra til å øke sannsynligheten for å oppdage earnings management ved at ulike dimensjoner av fenomenet undersøkes. Dersom resultatene fra modellene peker i samme retning, vil dette øke reliabiliteten og redusere tvetydigheten til resultatene, ettersom svakhetene til hver enkelt modell blir mindre betydelige.

Modellene skiller ikke mellom bevisste eller ubevisste feil i regnskapet. Vi benytter residualene fra modellene som en proxy for earnings management, uten å spekulere i om manipuleringen skyldes bevisste eller ubevisste feil fra selskapenes side. Vi skalerer hvert ledd i modellene med totale eiendeler for å få samsvar mellom leddene, samt for å kontrollere for selskapers størrelse (DeAngelo, 1986; Healy, 1985). Skaleringen vil også redusere problemer med heteroskedastisitet (White, 1980). Alle variabler som inngår i modellene blir *winsorized*<sup>9</sup> på

---

<sup>9</sup> Winsorizing betyr at ekstreme observasjoner blir mindre ekstreme. Anta eksempelvis at 100 observasjoner rangeres fra lav til høy. Når variabelen er winsorized med 1 prosent i hver hale betyr det at den minste observasjonen blir tildelt verdien til den andre minste observasjonen, mens observasjon 100 blir tildelt verdien til observasjon 99.

øvre og nedre 1%-prosentil. Dette er en anerkjent metode i empiriske studier av earnings management for å oppnå mer robuste resultater (Dechow et al., 2012; Francis et al., 2005; Kothari et al., 2005). Ved å benytte denne metoden unngår vi at resultatene blir påvirket av ekstreme observasjoner.

Vi tester H1 ved å estimere standardavviket til residualene for alle modellene før og etter implementeringen av IFRS 15, for deretter å teste forskjellen mellom de to periodene. Francis et al. (2005) argumenterer for at store unormale periodiseringer ikke nødvendigvis kan oversettes til lav periodiseringskvalitet, gitt at nivået er konsistent høyt og forutsigbart. Derimot vil store standardavvik i residualene indikere earnings management og samtidig lav periodiseringskvalitet.

For å unngå problemer med autokorrelasjon og heteroskedastisitet estimerer vi modellene med enten fixed effects (FE) eller random effects (RE), samt med bruk av robuste standardfeil. Vi bestemmer som hovedregel estimatorene ut fra hva som er mest hensiktsmessig etter resultatet av en spesifikasjonstest, også kjent som Hausman-test (Hausman, 1978).

Videre tester vi forskjellen mellom de to periodene for hver modell ved hjelp av en bootstrapping-metode, på samme måte som Filip og Raffournier (2014). For hver modell utføres 10 000 simulasjoner med 100 tilfeldig utvalgte observasjoner (med tilbakelegging), for å regne ut proxyer for earnings management. Deretter benytter vi en uavhengig t-test med ulik varians for å teste gjennomsnittlig forskjell mellom periodene (tosidig test). Vi benytter denne metoden fordi den vil utnytte dataen på en robust måte og hindre oss i å trekke falske konklusjoner.

Vi tester H2 med FE-estimatorer for Modell 1 og Modell 2 over hele perioden (2015 til 2019). Dette gjøres uavhengig av Hausman-tester, ettersom vi vil kontrollere ut statistiske egenskaper for hvert selskap over perioden. Videre tester vi H2 ved å lage dummyvariabler som er lik 1 for siste kvartal i hvert år etter implementeringen av IFRS 15. På denne måten er det mulig å få indikasjoner på hvilken retning selskaper i gjennomsnitt justerer periodiseringene. Ved å sammenligne siste kvartal for 2018 og 2019, vil vi få en dypere forståelse av relasjonen mellom IFRS 15 og earnings management.

Makroøkonomiske forhold vil systematisk kunne påvirke flere av variablene, mens deskriptiv statistikk av variablene vil i teorien indikere systematiske forskjeller mellom perioden før og etter implementeringen av IFRS 15. Vi kontrollerer for årene i periodene, kvartalene og størrelsen på selskapene, for ikke å tilskrive effekten av forskjeller mellom år og kvartal til de

aktuelle variablene. I likhet med Kjærland et al. (2020) benytter vi logaritmisk transformasjon av totale eiendeler for å kontrollere for selskapsstørrelse. Vi benytter FE-estimatorer av modellene for å kontrollere for egenskaper som ikke endres mellom observasjoner innad i selskapene, ettersom det er variasjoner mellom perioder som undersøkes.

For å teste H3 benytter vi samme bootstrapping-metode som ved testing av H1, men uten å ta hensyn til resultatet fra Hausman-tester. Modellene estimeres utelukkende med RE for å unngå å kontrollere for statiske egenskaper hos selskapene, eksempelvis effekter av statiske egenskaper ved bransjen selskapene tilhører. Vi tar utgangspunkt i samme sektorinndeling som Oslo Børs.

## 6. Empiriske resultater

### 6.1 Resultater H1

H1: *graden av earnings management blant selskaper listet på Oslo Børs er mindre i perioden etter innføringen av IFRS 15, sammenlignet med perioden før.*

Vi finner signifikante positive forskjeller i standardavviket til residualene fra samtlige modeller i perioden etter innføringen av IFRS 15 ( $p < 0,001$ ). Resultatene våre gir oss dermed indikasjoner på en økning i earnings management og en nedgang i periodiseringskvalitet, slik det fremgår av Tabell 5.

**Tabell 5**

Earnings management, beregninger for perioden før og perioden etter IFRS 15.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	N	Modell 1	Modell 2	N	Modell 3
Pre-IFRS 15	744	.01252	.01059	233	34 923
Post-IFRS 15	815	.03997	.02295	258	42 075
Forskjell		.02745***	.01236***		7152***
t-verdi		78.9	11.2		3.79

**Note:** Tabellen viser resultater fra bootstrapping av alle modellene med 10 000 simulasjoner og 100 tilfeldige utvalg for hver periode. Modell 1 viser til standardavviket av residualene fra den modifiserte Jones-modellen presentert av Dechow et al. (1995):  $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3PPE_{it} + \varepsilon_i$ . For denne modellen benytter vi FE pre-IFRS 15 og RE post-IFRS 15 (se Tabell A1). Modell 2 viser til standardavviket av residualene fra videreutviklingen av den Modifisert Jones-modellen for å hensynta økonomisk ytelse, presentert av Kothari et al. (2005):  $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3PPE_{it} + \beta_4ROA_{it} + \varepsilon_i$ . For denne modellen benytter vi fixed effects både pre- og post-IFRS 15 (se Tabell A1). Modell 3 viser til

standardavviket til residualene fra modellen presentert av Stubben (2010):  $\Delta AR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta R1\_3_{it} + \beta_2 R4_{it} + \varepsilon_i$ . Alle modellene estimeres ved bruk av robuste standardfeil. For denne modellen benytter vi FE både pre- og post-IFRS 15 (se Tabell A1). Signifikans: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Gjennomsnittet av standardavviket til residualene fra Tabell 5, kolonne 2 (Modell 1) er tilnærmet 0.013 pre-IFRS 15, mens gjennomsnittet er 0.040 post-IFRS 15. Dette utgjør en markant prosentvis økning på 207,7 i variasjonen til proxy for earnings management etter implementeringen av IFRS 15. T-verdien på 79 gir støtte for at forskjellene er statistisk signifikante. Fra kolonne 3 ser vi til sammenligning at gjennomsnittsverdien av standardavviket til residualene er noe mindre fra Modell 2 pre-IFRS 15. Verdien er langt mindre for Modell 2 post-IFRS 15 sammenlignet med Modell 1. Kolonne 3 viser at t-verdien (11,2) også er vesentlig mindre for Modell 2. Mulige tolkninger av resultatene er at Modell 2 er mindre sensitiv for earnings management, at Modell 1 feilaktig klassifiserer enkelte normale periodiseringer til å være unormale, eller at begge modeller feilaktig klassifiserer periodiseringene, men at dette forekommer mer i Modell 1 enn Modell 2.

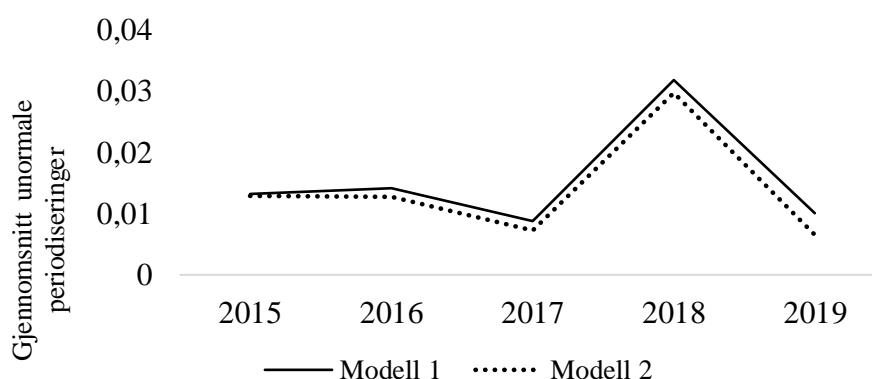
Modell 1 og 2 indikerer at det er mer earnings management blant selskapene på Oslo Børs etter innføringen av IFRS 15. Vi finner støtte i resultatene fra Modell 3 i kolonne 5, ettersom standardavviket til residualene for denne modellen også er høyere post-IFRS 15. Forskjellen mellom periodene er imidlertid noe mindre for Modell 3 sammenlignet med resultatene fra Modell 1 og 2. Forklaringen er trolig at Modell 3 er bedre spesifisert enn periodiseringsmodellene, noe som er konsistent med resultatene til Stubben (2010). Fra Modell 3, kolonne 5 ser vi at t-verdien på 3,8 er over kritisk verdi. Samtidig kan den relativt lave t-verdien for Modell 3 skyldes et lavere antall observasjoner, slik kolonne 1 og 4 viser.

For å nyansere resultatene i Tabell 5 bruker vi samme metode til å lage en årlig grafisk fremstilling i Figur 1. Vi finner at resultatene er konsistente ved at det fremkommer en tydelig forskjell for året 2018 sammenlignet med 2017. Det gjennomsnittlige standardavviket i Figur 1 indikerer en svak økning fra ca. 0,013 i 2015 til 0,014 i 2016. Dette betyr at nivået av earnings management er svært stabilt mellom disse årene. Videre faller proxy for earnings management til ca. 0,008 i 2017, for så å øke markant til ca. 0,030 i 2018. Proxyen har lavere verdi for 2019 med 0,010 fra Modell 1 og 0,007 fra Modell 2, noe som innebærer at nivået av earnings management er lavere året etter innføringen av IFRS 15. Figur 1 viser at gjennomsnittet av standardavviket til residualene er langt større i 2018 sammenlignet med 2019.



## Figur 1:

Grafisk fremstilling av utviklingen i earnings management over perioden 2015 til 2019.



**Note:** Figuren viser utvikling i gjennomsnittlig unormale periodiseringer i perioden 2015 til 2019 fra bootstrapping av Modell 1 og Modell 2, med 10 000 simulasjoner og 100 tilfeldige utvalg for hvert år. Heltrukken linje viser utviklingen til standardavviket av residualene fra Modell 1 fra år til år, utviklet av Dechow et al. (1995):  $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3PPE_{it} + \varepsilon_i$ . Modellen estimeres ved bruk av robuste standardfeil. Stiplet linje viser utviklingen til standardavviket av residualene fra Modell 2 fra år til år, en videreutvikling av den modifiserte Jones-modellen presentert av Kothari et al. (2005):  $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3PPE_{it} + \beta_4ROA_{it} + \varepsilon_i$ .

På bakgrunn av resultatene forkaster vi H1 om at det er mindre earnings management blant selskaper listet på Oslo Børs etter innføringen av IFRS 15, sammenlignet med perioden før. Tvert imot tyder resultatene på det motsatte: generelt er det mer earnings management etter innføringen av IFRS 15, samt at endringen er størst i året standarden ble innført.

## 6.2 Resultater H2

H2: *Inntektsøktende earnings management forekommer mer i siste kvartal for selskaper på Oslo Børs i årene 2018 og 2019.*

For å teste hypotesen benytter vi FE av Modell 1 og Modell 2. Variablene vi undersøker, fremhevet i Tabell 6, er *2018Q4* og *2019Q4*. Vi kontrollerer for hvert år i periodene, første- til fjerde kvartal, selskapsstørrelse og de øvrige variablene i modellene. Variabelen *størrelse* er proxy for selskapsstørrelse.

**Tabell 6**

Testing av H2 med kontroll for år, kvartaler og størrelse på selskapene.

Variabler	Modell 1		Modell 2	
	Koeffisienter	Z-stat	Koeffisienter	Z-stat
$1/A_{it-1}$	10497.9	0.182	14283.63	0.101
$\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}$	-.111	0.220	-.109	0.245
$PPE_{it}$	.020	0.530	.020	0.531
$ROA_{it}$			29659.76	0.361
$Y_{16}$	.004	0.570	.004	0.563
$Y_{17}$	.007	0.429	.007	0.417
$Y_{18}$	.008	0.492	.009	0.420
$Y_{19}$	-.003	0.757	-.003	0.746
$Q_2$	-.014	0.054*	-.013	0.043**
$Q_3$	-.016	0.032**	-.014	0.042**
$Q_4$	-.032	0.005***	-.030	0.005***
Størrelse	.043	0.048**	.040	0.064*
2018Q4	-.015	0.181	-.016	0.189
2019Q4	-.021	0.047**	-.021	0.056*
Konstant	-.670	0.048**	-.621	0.062*
Modellsammendrag				
Prob > F	0.000		0.000	
Observasjoner	1,559		1,559	
Antall selskaper inkl. i modellen	114		114	
$R^2$ (Between)	0.001		0.0092	

**Note:** Modell 1 viser til den modifiserte Jones-modellen presentert av Dechow et al. (1995):  $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3PPE_{it} + \epsilon_{it}$ . Resultatet av Hausman-testen er for denne modellen 0,0094. Modell 2 viser til videreutviklingen av den Modifisert Jones-modellen for å hensynta økonomisk ytelse presentert av Kothari et al. (2005):  $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3PPE_{it} + \beta_4ROA_{it} + \epsilon_{it}$ . Begge modellene estimeres ved bruk av robuste standardfeil. For å estimere resultatene i tabellen benytter vi fixed effects (FE) for kontrollere ut statistiske egenskaper ved selskaper, uavhengig av resultater fra Hausman-tester (Tabell A1). Signifikans: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Vi finner at både siste kvartal i 2018 og 2019 har negative koeffisienter. Dette taler for at det er inntektsreducerende earnings management for siste kvartal i hendelsesperioden. Tabell 6 viser at denne sammenhengen imidlertid ikke er signifikant for 2018Q4, og marginalt signifikant for 2019Q4, når vi kontrollerer for selskapsstørrelse, samt de øvrige variablene i modellene. Ettersom modellene ikke gir enstydige resultater, utviser vi forsiktighet i vår tolkning av koeffisientene til variabelen *størrelse*. Vi ser av Tabell 6 at selskapsstørrelsen har en positiv sammenheng med totale periodiseringer, men at denne sammenhengen er marginalt statistisk signifikant i Modell 1 ( $p < 0,05$ ), og ikke statistisk signifikant i Modell 2. Variabelen viser en positiv endring i totale periodiseringer som følge av relativ endring i størrelse, kontrollert for år og kvartal, samt de øvrige variablene i modellene.

Høy korrelasjon mellom uavhengige variabler kan føre til upresise resultater og vi utfører derfor tester for multikollinearitet i form av VIF-indeks og en korrelasjonsmatrise.<sup>10</sup> Vi finner at verdiene er under fem, og dermed er det ikke grunn til å tro at dette er et problem i modellene. Korrelasjonsmatrisen forsterker denne antagelsen.

På bakgrunn av disse resultatene forkaster vi H2 om at inntektsøkende earnings management forekommer mer i siste kvartal for selskaper på Oslo Børs i årene 2018 og 2019. Resultatene anses som usikre, og vi kan ikke utelukke at sammenhengen kun skyldes tilfeldigheter.

### 6.3 Resultater H3

H3: *Graden av earnings management i industrisektoren og energisektoren på Oslo Børs er større i perioden etter innføringen av IFRS 15.*

Vi finner sterke indikasjoner på at standardavviket til residualene er høyere i perioden etter implementeringen av IFRS 15 for industrisektoren og energisektoren. I Tabell 7 sammenligner vi forskjellen i proxy for earnings management mellom periodene, for de ulike sektorene.

**Tabell 7**

Earnings management, beregninger for sektorer i perioden før og perioden etter IFRS 15.

Sektorer	Modell 1				Modell 2			
	(1) Pre	(2) Post	(3) Forskjell	(4) t-verdi	(5) Pre	(6) Post	(7) Forskjell	(8) t-verdi
Industri	.0076 (217)	.0184 (252)	.0108***	13.18	.0077 (217)	.0220 (252)	.0143***	40.43
Energi	.0313 (109)	.0673 (150)	.0360***	82.26	.0432 (109)	.0684 (150)	.0252***	77.43
Teknologi	.0096 (96)	.0088 (104)	-.0008***	8.54	.0093 (96)	.0085 (104)	-.0008***	24.56
Helse	.0238 (66)	.0078 (62)	-.0160***	83.05	.0401 (66)	.0101 (62)	-.0300***	77.19
Forbruksvarer	.0146 (95)	.0364 (72)	.0218***	53.94	.0413 (95)	.0379 (72)	-.0034***	22.44
Konsumvarer	.0122 (49)	.0157 (65)	.0035***	7.36	.0191 (49)	.0173 (65)	-.0018***	40.13
Eiendom	.0055 (48)	.0095 (40)	.0040***	89.27	.0068 (48)	.0107 (40)	.0039***	70.46
BaseKjemi	.0029 (42)	.0054 (46)	.0025***	89.14	.0087 (42)	.0087 (46)	.0000***	43.42

**Note:** Tabellen viser resultater av bootstrapping med 10 000 simulasjoner, og 100 tilfeldige utvalg for hver periode når antall observasjoner er over 200. Dersom antall observasjoner er mindre enn 200 benytter vi et utvalg som er lik  $N / 2$ . N vises i parentes under hver sektor og periode. Modell 1 viser til standardavviket

<sup>10</sup> Se Tabell A5 og A6 i vedlegg.

av residualene fra den modifiserte Jones-modellen presentert av Dechow et al. (1995):  $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3PPE_{it} + \epsilon_i$ . Modell 2 viser til standardavviket av residualene fra videreutviklingen av den Modifisert Jones-modellen for å ta hensyn til økonomisk ytelse, presentert av Kothari et al. (2005):  $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3PPE_{it} + \beta_4ROA_{it} + \epsilon_i$ . Begge modellene estimeres ved bruk av robuste standardfeil. Vi benytter random effects både pre- og post-IFRS 15, uavhengig av Hausman-tester, for å ikke eliminere effekten av sektorene på earnings management. Sektorene følger Oslo Børs sin egen oppdeling. Telekommunikasjon er utelatt på grunn av manglende antall observasjoner. Signifikans: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Tabell 7, kolonne 1 og 5, viser et standardavvik i residualene for industrisektoren lik 0,0076 og 0,0077 i perioden før innføringen av IFRS 15. Kolonne 2 og 6 viser en betydelig økning med standardavvik for modellene lik henholdsvis 0,018 og 0,022 post-IFRS 15. Dette tilsvarer en økning på 142,1 prosent fra Modell 1 og 185,7 prosent fra Modell 2. For de øvrige sektorene er endringen i standardavviket til residualene mindre. Vi finner dermed at industrisektoren og energisektoren står for en betydelig andel av den generelle økningen i earnings management. Industri og energi representerer sektorene med flest selskaper i utvalget, og utgjør til sammen 80 av totalt 151 selskaper. Disse sektorene har flest observasjoner for hver periode i utvalget av selskaper. I kolonne 3 og 7 finner vi sterke signifikante forskjeller for alle perioder med både Modell 1 og 2 ( $p < 0,001$ ).

Vi finner at forskjellen i proxy for earnings management før og etter IFRS 15 er større for energisektoren, sammenlignet med industrisektoren. Sektoren industri omfatter både selskaper fra shippingbransjen og anleggsbransjen. Følgelig svarer resultatene til forventningen om at energisektoren påvirkes mest av IFRS 15, sammen med telekommunikasjonsbransjen, etterfulgt av industrisektoren. Telekommunikasjon er imidlertid eliminert fra modelleringen, ettersom det kun er fire telekomselskaper listet på Oslo Børs.

Vi finner at Modell 1 og 2 gir samme indikasjoner på hvilken effekt IFRS 15 har på samtlige sektorer i utvalget, med unntak av forbruksvarer og konsumvarer. Ved å sammenligne resultatet for forbruksvarer og konsumvarer fra Modell 1, kolonne 3 med resultatet fra Modell 2, kolonne 7, finner vi en langt større endring i proxy for earnings management i Modell 1. Det bør bemerkes at forbruksvarer er den sektoren hvor Modell 2 har lavest skår på T-verdi, med 22,44. De motstridende resultatene fra sektorene forbruksvarer og konsumvarer underbygger kritikken som er rettet mot periodiseringsmodellene. Vi finner også indikasjoner på en reduksjon i earnings management for teknologi- og helsesektoren. Utvalget i helsesektoren består imidlertid av en høy andel legemiddelselskaper, som gjerne har flere perioder uten

vesentlige inntekter. Vi viser derfor ekstra forsiktighet ved tolkning av resultatene for denne sektoren.

På bakgrunn av resultatene beholder vi H3 om at graden av earnings management i industrisektoren og energisektoren på Oslo Børs, er større i perioden etter innføringen av IFRS 15. Resultatene forsterkes av et solid antall observasjoner for hver periode, samt at resultatene støtter den teoretiske forventningen til effekten av inntektsføringsstandarden.

### **6.3 Sensitivitet**

Vi bygger studien på en rekke antagelser, og vil i det følgende underbygge at disse ikke driver resultatene. For det første antar vi at modellene som anvendes er solide nok til å avdekke earnings management i periodene som undersøkes. Selv om det finnes støtte i litteraturen for å modifisere modellene ytterligere, anser vi det ikke som hensiktsmessig for studien å anvende disse. For eksempel vil modeller som inkluderer kontantstrømmer kreve et datagrunnlag som strekker seg over flere perioder enn det vi har som utgangspunkt.

For det andre antar vi at dataen er representativ, og at det ikke er et minimumskrav til antall observasjoner per selskap. I større studier er det normalt å stille krav til antall observasjoner, samt å fjerne selskaper med få observasjoner (Filip & Raffournier, 2014; Langli, 2015; Leuz et al., 2003). Vi velger imidlertid å beholde alle tilgjengelige observasjoner i hovedresultatene ettersom dette er en studie med relativt få observasjoner.

For det tredje antar vi at resultater fra modeller med FE-estimatorer kan sammenlignes med modeller med RE-estimatorer når dette støttes av en Hausman-test. Å beholde nullhypotesen betyr at FE- og RE-estimatene i tilstrekkelig grad tilsvarer hverandre, slik at valg av estimator blir ubetydelig. Ved å benytte RE antar vi implisitt at uobserverte effekter ikke er korrelert med uavhengige variabler. En modell med FE vil kontrollere for egenskaper hos selskaper som ikke endres over tid, og er således en overbevisende metode for å estimere en effekt, alt annet likt (Wooldridge, 2016, s. 444). Når resultater fra en modell med FE sammenlignes med resultater fra en modell som ikke hensyntar statiske egenskaper, vil den isolerte forskjellen kunne ha innvirkning på en statistisk test av forskjeller mellom perioder. I Tabell 8 presenterer vi en oppstilling av resultater for å sette de tidligere presenterte resultatene på prøve.

## Tabell 8

Sensitivitetstest av Modell 1.

Modell	N	(1) (FE vs. RE)	(2) (FE vs. FE)	(3) (RE vs. RE)
Panel A: Kun beholdt selskaper med flere enn 10 observasjoner.				
Pre-IFRS 15	730	.01237	.01237	.02023
Post-IFRS 15	750	.04017	.02641	.04017
Forskjell		-.0278***	-.01404***	-.01994***
t-verdi		-76.56	-18.86	-23.26
Panel B: Kun beholdt selskaper med 20 observasjoner.				
Pre-IFRS 15	506	.01308	.01308	.01978
Post-IFRS 15	368	.04431	.03277	.04431
Forskjell		-.03123***	-.01969***	-.02453***
t-verdi		-50.52	-16.84	-12.52

**Note:** Tabellen viser resultater som underbygger robustheten til hovedfunnene i H1, ved å endre på estimatorene og observasjonene i utvalget. Kolonne 1 viser til standardavviket av residualene fra den modifiserte Jones-modellen, med fixed effects estimator pre-IFRS 15 og random effects estimator post-IFRS 15, presentert av Dechow et al. (1995):  $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it}-1) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3PPE_{it} + \varepsilon_{it}$ . For kolonne 2 og 3 benytter vi identisk modell, men estimatorene er henholdsvis fixed effects og random effects for begge periodene. I Panel A eliminerer vi observasjoner for selskaper med mindre enn 10 observasjoner. Tilsvarende gjøres for Panel B, men med elimineringsgrense lik 20, som er maksimalt antall observasjoner for et selskap i utvalget. Panel A: Resultatet av en Hausman-test er grunnlaget for valg av estimator, der resultatene er 0,0000 pre-IFRS 15, og 0,4887 post-IFRS 15. Utfallet av testen er likt for Panel B, men med respektive verdier lik 0,0000 og 0,3312.

Maksimalt antall observasjoner per selskap er 20, men enkelte selskap har etter elimineringen av ufullstendige data, kun én eller to observasjoner. I Panel A i Tabell 8, eliminerer vi alle selskaper med 10 eller færre observasjoner. Antall observasjoner i perioden pre-IFRS 15 er nå redusert fra 744 til 730, mens observasjoner fra perioden post-IFRS 15 er redusert fra 815 til 750. I kolonne 1 i Tabell 8 viser vi resultater på tilsvarende måte som hovedresultatene i Tabell 5, med unntak av antall observasjoner. Resultatene er tilnærmet like uavhengig av frafall i antall observasjoner, men de tyder imidlertid på ytterligere earnings management og lavere periodiseringskvalitet. I Kolonne 2 benytter vi FE-estimator for post-IFRS 15. Dermed er resultatene i kolonne 2 i samsvar med resultatene fra Hausman-testen. Standardavviket til residualene er betydelig redusert post-IFRS 15, sammenlignet med resultatene fra kolonne 1. Til tross for dette underbygger testen fremdeles resultatene fra Modell 1 i Tabell 5. T-verdien

er også betydelig redusert, men resultatene er likevel sterkt signifikante. Estimering av modellene pre- og post-IFRS 15 med RE estimatorene påvirker heller ikke resultatet.

I Tabell 8, Panel B, setter vi krav til antall observasjoner per selskap til 20, og vi eliminerer ytterligere 224 observasjoner sammenlignet med Panel A. Dermed er 238 observasjoner eliminert sammenlignet med dataen vi benytter i hovedresultatene, vist i Tabell 5. Vi sammenligner resultatene i Tabell 8, og ser at standardavviket til residualene tenderer til å være høyere når selskaper med færre enn 20 observasjoner blir eliminert. Resultatene fra sensitivitetstesten tilsier at valg av estimatorene ikke driver hovedresultatet, men at Modell 1 fanger opp mer earnings management hos selskaper med fullstendige regnskapsmessige rapporteringer for hele perioden. Dette betyr at selskaper som er stiftet i perioden 2015 til 2019 ikke bidrar til å drive resultatene, hvilket støtter resultatet om en positiv sammenheng mellom proxy for selskapsstørrelse og totale periodiseringer, for hele perioden.

### Tabell 9

Sensitivitetstest av Modell 2.

Modell	N	(1) (FE vs. RE)	(2) (FE vs. FE)	(3) (RE vs. RE)
Panel A: Kun beholdt selskaper med flere enn 10 observasjoner.				
Pre-IFRS 15	730	.01067	.01067	.01783
Post-IFRS 15	750	.03742	.02390	.03742
Forskjell		-.02675***	-.01323***	-.01959***
t-verdi		-75.85	-13.27	-19.67
Panel B: Kun beholdt selskaper med 20 observasjoner.				
Pre-IFRS 15	506	.01158	.01158	.01757
Post-IFRS 15	368	.04254	.03216	.04254
Forskjell		-.03096***	-.02058***	-.02497***
t-verdi		-54.27	-20.70	-13.82

**Note:** Tabellen viser resultater som underbygger robustheten til hovedfunnene i H1, ved å endre på estimatorene og observasjonene i utvalget. Kolonne 1 viser til standardavviket av residualene fra videreutviklingen av den Modifisert Jones-modellen for å hensynta økonomisk ytelse presentert av Kothari et al. (2005):  $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3PPE_{it} + \beta_4ROA_{it} + \epsilon_i$ . For kolonne 2 og 3 benytter vi identisk modell, men estimatorene er henholdsvis fixed effects og random effects for begge periodene. I Panel A eliminerer vi observasjoner for selskaper med mindre enn 10 observasjoner. Tilsvarende gjøres for Panel B, men med elimineringsgrense lik 20, som er maksimalt antall observasjoner for et selskap i utvalget. Panel A: Resultatet av en Hausman-test er grunnlaget for valg av estimator, der resultatene er 0,0000 pre-IFRS 15, og 0,1316 post-IFRS 15. Utfallet av testen er likt for Panel B, men med respektive verdier lik 0,0000 og 0,2860.

Vi begrenser oss til å teste robusthet av modellene som benytter kvartalsdata ettersom disse vil være direkte sammenlignbare. Tilsvarende Tabell 8, presenterer vi resultatene fra robusttesten av Modell 2 i Tabell 9.

Tabell 9, kolonne 2, korresponderer med hovedresultatene i Tabell 5, og er direkte sammenlignbare når forskjellen utelukkende skyldes eliminering av observasjoner. Standardavviket til residualene post-IFRS 15 er noe høyere enn hovedfunnene, slik at forskjellen mellom periodene også synes å være større. Det er interessant at både Panel A og B antyder mer earnings management post-IFRS 15, og at disse har høyere t-verdi enn hovedresultatene. Kolonne 2 (FE vs. FE) bør tillegges større vekt ettersom den også støttes av Hausman-testen for begge periodene. Modell 2 har generelt lavere nivåer på standardavviket til residualene sammenlignet med Modell 1, noe som er konsistent med argumentene til Kothari et al. (2005) og Dechow et al. (2012).

Et alternativ til både FE og RE er å anvende OLS på paneldataen. En slik sammenligning er vist i Tabell A2, A3 og A4, men vi anser den mindre effektiv enn RE (Wooldridge, 2016, s. 444). OLS tenderer likevel til å samsvare med hvilke koeffisienter som er signifikante for både FE og RE.

## **7. Konklusjon**

IFRS 15 har som mål å bedre inntektsføringen, hvilket innebærer å øke regnskapskvaliteten og samtidig redusere potensialet for earnings management. Formålet med denne studien er å undersøke om IFRS 15 har ført til redusert earnings management blant selskaper listet på Oslo Børs. Vi foretar en eventstudie ved bruk av panelregresjon og anvender tre ulike periodiseringsmodeller for å sammenligne nivået av earnings management i perioden 2018 til 2019 med nivået i 2015 til 2018.

Funnene våre indikerer at graden av earnings management har økt etter innføringen av IFRS 15, og at effekten ikke er systematisk for siste kvartal i hvert regnskapsår. IFRS 15 har en negativ effekt på periodiseringskvalitet og dermed også regnskapskvalitet for selskaper på Oslo Børs. Funnene bryter delvis med den teoretiske og empiriske forventningen forankret i relatert earnings management-litteratur. Det vil si, en forventning om mindre earnings management etter implementeringen av IFRS 15, samt en forventning om systematisk inntektsøkende earnings management i siste kvartal. En mulig tolkning av resultatene er at den nye



inntektsføringsstandarden kan ha betydning for tidspunktet selskapene har mulighet til å justere inntektene i ønsket retning. Vi finner videre at graden av earnings management har økt for sektorene industri og energi, som er i tråd med den teoretiske forventningen.

Funnene våre gir implikasjoner for regnskapsbrukerne ved at påliteligheten til periodiseringene i regnskapene er svekket etter implementeringen av IFRS 15. Økt earnings management fører til lavere regnskapskvalitet, hvilket kan villedde regnskapsbrukerne i deres økonomiske beslutninger. Dermed bør beslutninger med utgangspunkt i regnskap avlagt etter IFRS tas med større forsiktighet enn tidligere, spesielt etter implementeringen av en ny regnskapsstandard som medfører store endringer i vesentlige deler av regnskapet. I tillegg reiser funnene våre spørsmål om hvorvidt standardsetternes utforming av IFRS 15 har hatt en utilsiktet effekt i form av økt rom for earnings management. Regnskapsstandarder utformes med sikte på å ivareta og forsterke regnskapskvaliteten. Det er dermed rimelig å anta at en økning i earnings management som følge av en ny regnskapsstandard, ikke er i standardsetternes interesse.

Som med all empirisk forskning, er ikke studien vår uten begrensninger. Vi kontrollerer funnene våre for valg av estimatorer og krav til utvalg som kan være med å drive resultatene, og dermed svekke påliteligheten. Resultatene bør likevel tolkes med forsiktighet, all den tid earnings management er krevende å måle. Det kan ikke konkluderes med hvorvidt funnene representerer hvit, grå eller svart earnings management, ei heller om økningen skyldes opportunistisk atferd, uvitenhet eller forvirring i regnskapsprodusentenes praktisering av den nye inntektsføringsstandard.

Studien vår forlenger litteraturen om sammenhengen mellom IFRS 15 og earnings management, samt earnings management i en norsk kontekst. Vi bidrar til den eksisterende litteraturen ved å bygge videre på de teoretiske funnene til Tutino et al. (2019) om forventningen til IFRS 15.

For fremtidig forskning er det en rekke mulige tilnærminger til earnings management og IFRS 15; dels fordi IFRS 15 er en relativt nyinnført regnskapsstandard hvor de reelle effektene trolig vil operasjonaliseres på sikt, og dels fordi modeller som måler earnings management enda har til gode å bli mer nøyaktige. Det vil være interessant å undersøke hvorvidt resultatene våre er sammenlignbare med utvalg i andre land og kulturer, spesielt i europeiske land. Andre forskere viser til solide resultater ved å anvende alternativt tilpassede modeller på isolerte bransjer (Byard et al., 2007). Med våre funn for øyet, kan fremtidig forskning også se på hvilke aspekter ved IFRS 15 som potensielt tillater en økning i earnings management.

## Litteraturliste

- Aussenegg, W., Inwinkl, P. & Schneider, G. T. (2008). Earnings management and local vs. international accounting standards of European public firms. *International Accounting Standards of European Public Firms (September 1, 2008)*.
- Barth, M. E., Cram, D. P. & Nelson, K. K. (2001). Accruals and the prediction of future cash flows. *The accounting review*, 76(1), 27-58.
- Bartov, E., Gul, F. A. & Tsui, J. S. (2000). Discretionary-accruals models and audit qualifications. *Journal of accounting and economics*, 30(3), 421-452.
- Bernard, V. L. & Skinner, D. J. (1996). What motivates managers' choice of discretionary accruals? *Journal of accounting and economics*, 22(1-3), 313-325.
- Byard, D., Hossain, M. & Mitra, S. (2007). US oil companies' earnings management in response to hurricanes Katrina and Rita. *Journal of accounting and public policy*, 26(6), 733-748.
- Copeland, R. M. (1968). Income smoothing. *Journal of accounting research*, 101-116.
- Das, S., Shroff, P. K. & Zhang, H. (2009). Quarterly earnings patterns and earnings management. *Contemporary Accounting Research*, 26(3), 797-831.
- DeAngelo, L. E. (1986). Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders. *Accounting review*, 400-420.
- Dechow, P., Ge, W. & Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of accounting and economics*, 50(2-3), 344-401.
- Dechow, P. M., Hutton, A. P., Kim, J. H. & Sloan, R. G. (2012). Detecting earnings management: A new approach. *Journal of accounting research*, 50(2), 275-334.
- Dechow, P. M., Kothari, S. P. & Watts, R. L. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of accounting and economics*, 25(2), 133-168.
- Dechow, P. M., Richardson, S. A. & Tuna, I. (2003). Why are earnings kinky? An examination of the earnings management explanation. *Review of accounting studies*, 8(2), 355-384.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G. & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *Accounting review*, 193-225.
- DeFond, M. L. & Jiambalvo, J. (1994). Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of accounting and economics*, 17(1-2), 145-176.

- Doukakis, L. C. (2014). The effect of mandatory IFRS adoption on real and accrual-based earnings management activities. *Journal of Accounting and Public Policy*, 33(6), 551-572.
- FASB. (2014, 28.05.2014). *IASB and FASB issue converged standard on revenue recognition*. FASB. Hentet 25.01.2021 fra [https://www.fasb.org/jsp/FASB/FASBContent\\_C/NewsPage&cid=1176164075286](https://www.fasb.org/jsp/FASB/FASBContent_C/NewsPage&cid=1176164075286)
- Filip, A. & Raffournier, B. (2014). Financial crisis and earnings management: The European evidence. *The International Journal of Accounting*, 49(4), 455-478.
- Fjesme, S. L. (2016). Initial public offering allocations, price support, and secondary investors. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1663-1688.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P. & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of accounting and economics*, 39(2), 295-327.
- Gerakos, J. (2012). Discussion of detecting earnings management: A new approach. *Journal of accounting research*, 50(2), 335-347.
- Graham, J. R., Harvey, C. R. & Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of accounting and economics*, 40(1-3), 3-73.
- Guay, W. R., Kothari, S. & Watts, R. L. (1996). A market-based evaluation of discretionary accrual models. *Journal of accounting research*, 34, 83-105.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251-1271.
- Healy, P. (1996). Discussion of a market-based evaluation of discretionary accrual models. *Journal of accounting research*, 34, 107-115.
- Healy, P. M. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of accounting and economics*, 7(1-3), 85-107.
- Healy, P. M. & Wahlen, J. M. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting horizons*, 13(4), 365-383.
- IAS 11. (2001). *Anleggskontrakter*. IASB. <https://www.ifrs.org/issued-standards/list-of-standards/ias-11-construction-contracts/#standard>
- IFRS 15. (2014). *Driftsinntekter fra kontrakter med kunder* (Internasjonal standard for finansiell rapportering 15). IASB. <https://www.ifrs.org/issued-standards/list-of-standards/>
- Ipino, E. & Parbonetti, A. (2017). Mandatory IFRS adoption: the trade-off between accrual-based and real earnings management. *Accounting and Business Research*, 47(1), 91-121.

- Jeter, D. C. & Shivakumar, L. (1999). Cross-sectional estimation of abnormal accruals using quarterly and annual data: Effectiveness in detecting event-specific earnings management. *Accounting and Business Research*, 29(4), 299-319.
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of accounting research*, 29(2), 193-228.
- Kim, Y., Liu, C. & Rhee, S. G. (2003). The relation of earnings management to firm size. *Journal of Management Research*, 4, 81-88.
- Kinserdal, F. (2006). Accounting for and valuation of pensions in Norway: earnings management and whether analysts detect it.
- Kjærland, F., Haugdal, A. T., Søndergaard, A. & Vågslid, A. (2020). Corporate Governance and Earnings Management in a Nordic Perspective: Evidence from the Oslo Stock Exchange. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(11), 256.
- Kothari, S. P., Leone, A. J. & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of accounting and economics*, 39(1), 163-197.
- Langli, J. C. (2015). Evaluering av unntak for revisjonsplikt i små aksjeselskaper. *Centre for Corporate Governance Research, BI Norwegian Business School*.
- Leuz, C., Nanda, D. & Wysocki, P. D. (2003). Earnings management and investor protection: an international comparison. *Journal of financial economics*, 69(3), 505-527.
- Napier, C. J. & Stadler, C. (2020). The real effects of a new accounting standard: the case of IFRS 15 Revenue from Contracts with Customers. *Accounting and Business Research*, 50(5), 474-503.
- Oppi, N. S. (2016). Nye regler for inntektsføring for børsnoterte foretak - hva blir effektene? *Praktisk økonomi & finans*, 33(04), 375-388.
- Ronen, J. & Sadan, S. (1975). Classificatory smoothing: Alternative income models. *Journal of accounting research*, 133-149.
- Ronen, J. & Yaari, V. (2008). *Earnings management* (Bd. 372). Springer.
- Smith, M., Kestel, J. a. & Robinson, P. (2001). Economic recession, corporate distress and income increasing accounting policy choice. *Accounting Forum*,
- Stubben, S. R. (2010). Discretionary revenues as a measure of earnings management. *The accounting review*, 85(2), 695-717.
- Sweeney, A. P. (1994). Debt-covenant violations and managers' accounting responses. *Journal of accounting and economics*, 17(3), 281-308.

- Tutino, M., Regoliosi, C., Mattei, G., Paoloni, N. & Pompili, M. (2019). Does the IFRS 15 impact earnings management? Initial evidence from Italian listed companies. *African Journal of Business Management*, 13(7), 226-238.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 817-838.
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics: A modern approach*. Nelson Education.
- Zéghal, D., Chtourou, S. & Sellami, Y. M. (2011). An analysis of the effect of mandatory adoption of IAS/IFRS on earnings management. *Journal of international accounting, auditing and taxation*, 20(2), 61-72.

## Vedlegg

### Tabell A1

Hausman-test av de ulike modellene over periodene.

	Modell 1 (Dechow et al., 1995)			Modell 2 (Kothari et al., 2005)			Modell 3 (Stubben, 2010)	
	Pre	Post	Hele perioden (2015-2019)	Pre	Post	Hele perioden (2015-2019)	Pre	Post
Prob > chi2	.0000	.0649	.0533	.0000	.0000	.0000	.0003	.0000

**Note:** Test av  $H_0$ : forskjell i koeffisienter er ikke systematisk. Random effects estimator velges dersom p-verdi er  $>0.05$  for testing av  $H_1$ . Hele perioden (2015 til 2019) viser til hvilken estimator som er mest hensiktsmessig for testing av  $H_2$ .

### Tabell A2

Sammenligning mellom ulike spesifiseringer av Modell 1.

Modeller:	Pre-IFRS 15			Post-IFRS 15		
	OLS	FE	RE	OLS	FE	RE
$1/A_{it-1}$	2,412 (2,607)	17,373 (13,530)	2,752 (3,101)	4,830** (2,383)	-113.2 (4,731)	4,933** (2,485)
$\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}$	-0.128 (0.0982)	-0.103 (0.0983)	-0.128 (0.103)	-0.271*** (0.0944)	-0.263*** (0.0987)	-0.264*** (0.0974)
$PPE_{it}$	-0.00724 (0.00850)	0.0177 (0.0523)	-0.00608 (0.0132)	-0.00736 (0.0115)	0.119** (0.0477)	-0.00138 (0.0149)
Konstant	- 0.0154*** (0.00555)	-0.0515* (0.0306)	-0.0168** (0.00808)	-0.0217*** (0.00683)	-0.0583*** (0.0186)	-0.0238*** (0.00825)
Observasjoner	744	744	744	815	815	815
$R^2$	0.039	0.123	0.01	0.052	0.036	0.177
Antall selskaper		99	99		112	112

**Note:** Tabellen viser en sammenligning av minste kvadraters metode (OLS), fixed effects (FE) og random effects (RE) for henholdsvis perioden pre- og post-IFRS 15. OLS er ikke benyttet som metode, men er komplementært til avsnitt om sensitivitet. Robuste standardfeil i parenteser. Random effects viser  $R^2$  *between*. Modell 1 viser til den modifiserte Jones-modellen presentert av Dechow et al. (1995):  $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3 PPE_{it} + \epsilon_i$ . Signifikans: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

**Tabell A3**

Sammenligning mellom ulike spesifiseringer av Modell 2.

	Pre-IFRS 15			Post-IFRS 15		
Modeller:	OLS	FE	RE	OLS	FE	RE
$1/A_{it-1}$	456.6 (4,129)	21,218 (18,741)	632.4 (4,533)	4,048 (3,079)	4,283 (9,463)	4,822 (3,600)
$\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}$	-.135 (.0945)	-.0959 (.105)	-.135 (.102)	-.271*** (.0942)	-.254** (.0995)	-.265*** (.0963)
$PPE_{it}$	-.0105 (.0101)	.000550 (.0671)	-.0100 (.0141)	-.00824 (.0111)	.115** (.0459)	-.00179 (.0151)
$ROA_{it}$	-13,335 (21,569)	16,479 (39,286)	-12,993 (22,049)	-4,541 (20,750)	31,186 (45,948)	-631.9 (24,185)
Konstant	-.0127* (0.00704)	-.0513* (0.0304)	-.0132 (0.00924)	-.0208*** (0.00621)	-.0596*** (0.0195)	-.0235*** (0.00836)
Observasjoner	744	744	744	815	815	815
$R^2$	.048	.130	.034	.052	.047	.180
Antall selskaper		99	99		112	112

**Note:** Tabellen viser en sammenligning av minste kvadraters metode (OLS), fixed effects (FE) og random effects (RE) for henholdsvis perioden pre- og post-IFRS 15. OLS er ikke benyttet som metode, men er komplementært til avsnitt om sensitivitet. Robuste standardfeil i parenteser. For random effects viser  $R^2$  between. Modell 2 viser til en videreutvikling av den modifiserte Jones-modellen presentert av Kothari et al. (2005):  $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) + \beta_3 PPE_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$ . Signifikans: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

**Tabell A4**

Sammenligning mellom ulike spesifiseringer av Modell 3.

	Pre-IFRS 15			Post-IFRS 15		
Modeller:	OLS	FE	RE	OLS	FE	RE
$\Delta REV$ Q1-Q3	0.0814*** (0.0305)	0.0262 (0.0449)	0.0814*** (0.0267)	0.0803 (0.0553)	0.0650** (0.0302)	0.0833* (0.0433)
REV Q4	0.0286** (0.0125)	0.159** (0.0742)	0.0286*** (0.0106)	0.0320 (0.0199)	0.437*** (0.167)	0.0325 (0.0238)
Konstant	-29,364 (17,911)	-267,097** (134,916)	-29,364* (16,271)	2,110 (18,914)	-796,087** (326,462)	-252.0 (18,672)
Observasjoner	233	233	233	258	258	258
$R^2$	0.326	0.211	0.4864	0.279	0.358	0.324
Antall selskaper		126	126		136	136

**Note:** Tabellen viser en sammenligning av minste kvadraters metode (OLS), fixed effects (FE) og random effects (RE) for henholdsvis perioden pre- og post-IFRS 15. OLS er ikke benyttet som metode, men er komplementært

til avsnitt om sensitivitet. Robuste standardfeil i parenteser. For random effects viser  $R^2$  between. Modell 3 viser til modellen presentert av Stubben (2010):  $\Delta AR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta R1\_3 + \beta_2 R4 + \varepsilon_i$ . Signifikans: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

### Tabell A5

VIF test av variabler i som inngår i Tabell 6.

Variabler	VIF	1/VIF
$1/A_{it-1}$	3.26	.306
$\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}$	1.08	.922
$PPE_{it}$	1.23	.812
$ROA_{it}$	2.00	.500
Y16	2.13	.468
Y17	2.73	.366
Y18	2.27	.306
Y19	3.36	.298
Q2	1.67	.600
Q3	1.66	.602
Q4	2.93	.342
Størrelse	2.10	.477
2018Q4	1.91	.524
2019Q4	1.94	.514
Gjennomsnittlig VIF	2.23	.

### Tabell A6

Korrelasjonsmatrise av variabler som brukes for H2, Tabell 6.

Variabler	$TA_{it}$	$1/A_{it-1}$	$\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}$	$PPE_{it}$	$ROA_{it}$	Størrelse	2018Q4	2019Q4
$TA_{it}$	1.000							
$1/A_{it-1}$	.1561	1.000						
$\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}$	-.1453	-.0898	1.000					
$PPE_{it}$	-.0705	-.3127	.0069	1.000				
$ROA_{it}$	-.1260	-.6845	.0350	.1492	1.000			
Størrelse	-.0251	-.6752	.0291	.4097	.3431	1.000		
2018Q4	-.0748	-.0012	.1028	.0017	-.0161	.0020	1.000	
2019Q4	-.1252	-.0346	.0905	.0487	.0204	.0217	-.0714	1.000