



# Private Equity og Real Earnings Management: En disiplinerende effekt

*En studie av porteføljeselskapene til Private Equity*

**Fay Høyfjell og Tine Qun Tunglund**

**Veileder: Carsten Gero Bienz**

Masterutredning

Masterstudiet i økonomi og administrasjon

Hovedprofil i økonomisk analyse og finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer innestår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

## Sammendrag

I denne masterutredningen benytter vi norske regnskapsdata til å undersøke forekomsten av real earnings management (REM) i porteføljeselskapene til private equity. Ved å benytte propensity score matching, konstrueres et datasett bestående av porteføljebedrifter og sammenlignbare private og børsnoterte bedrifter. Vi finner empirisk bevis for at porteføljeselskaper foretar mindre REM enn private selskaper. Funnene er i samsvar med antagelsen om en disiplinerende effekt på porteføljeselskapene som følge av private equity-eierskap. Vi peker på høyere grad av overvåking, kunnskap om langsiktige konsekvenser av REM, samt omdømme som mulige forklaringer for funnene. Resultatene er i samsvar med utenlandske studier av private equity og den mer kjente formen for earnings management; accrual-based earnings management (AEM). Når vi konstruerer kontrollutvalg med tre eller fem “nærmeste naboer” er resultatene robuste. Forekomsten av REM i porteføljeselskapene sammenlignet med børsnoterte selskaper er ikke entydig. Videre i utredningen finner vi betydning av gjeldsgrad på forekomsten av REM i porteføljebedriftene, og mindre REM i forkant av exit når porteføljebedriften blir solgt til en annen aktør enn et PE-fond, eller foretar en IPO. Korrelasjonen mellom REM og AEM blir også undersøkt, og her finner vi indikasjoner på at REM og AEM blir benyttet både som komplementer og som substitutter.

Vår masterutredning har viktige implikasjoner da funnene belyser et positivt aspekt ved PE-bransjen som tidligere ikke har blitt belyst. REM handler om å foreta reelle aktiviteter i virksomheten til å justere resultatet, og høy forekomst av REM kan være skadelig for bedriften på lang sikt. Følgelig er kunnskap om PEs innvirkning på porteføljebedriftenes forekomst av REM av verdi for alle interessenter i denne voksende bransjen.

## Forord

Denne masterutredningen er skrevet som en del av mastergraden i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole.

Arbeidet med masterutredningen har vært svært lærerikt, og vi har fordypet oss i temaer som vi begge synes er interessante. Det har vært spennende å undersøke forekomsten av aktivitetsbasert resultatjustering, da det er gjort lite forskning på dette fenomenet i Norge. Videre har det vært givende å lære mer om private equity, da dette er en eierform som vi tror vil få økt samfunnsøkonomisk betydning i årene som kommer.

Vi vil gjerne takk vår veileder Carsten Gero Bienz for verdifulle råd og innspill under hele skriveprosessen. En takk rettes også til familie og venner for god støtte og oppmuntring gjennom studietiden.

Bergen, juni 2018

Fay Høyfjell & Tine Qun Tungland

# Innhold

<b>1</b>	<b>Introduksjon</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Private Equity</b>	<b>6</b>
2.1	Kort om Private Equity . . . . .	6
2.2	Private Equity i Norge . . . . .	7
<b>3</b>	<b>Earnings Management</b>	<b>8</b>
3.1	Regnskapsbasert Earnings Management . . . . .	9
3.2	Aktivitetsbasert Earnings Management . . . . .	10
3.3	Motivasjon for Earnings Management . . . . .	12
<b>4</b>	<b>Utledning av hypoteser</b>	<b>14</b>
<b>5</b>	<b>Data og utvalgsmetode</b>	<b>16</b>
5.1	Datagrunnlag . . . . .	16
5.2	Propensity Score Matching . . . . .	18
<b>6</b>	<b>Empirisk metode</b>	<b>23</b>
6.1	Mål på aktivitetsbasert earnings management . . . . .	24
6.2	Mål på regnskapsbasert earnings management . . . . .	27
<b>7</b>	<b>Empirisk analyse</b>	<b>28</b>
7.1	Deskriptiv statistikk . . . . .	28
7.2	Sammenligning av REM på tvers av eierformer . . . . .	31
7.3	REM og gjeldsgrad . . . . .	36
7.4	Korrelasjon mellom REM og AEM . . . . .	39
7.5	REM i forkant av exit-året . . . . .	42
<b>8</b>	<b>Begrensninger</b>	<b>46</b>
8.1	Begrensninger ved datagrunnlag . . . . .	46
8.2	Begrensninger ved metodevalg . . . . .	47

<b>9 Konklusjon</b>	<b>48</b>
---------------------	-----------

<b>Referanser</b>	<b>50</b>
-------------------	-----------

<b>Appendikser</b>	<b>54</b>
--------------------	-----------

Appendiks A: Variabelforklaring . . . . .	54
---	----

Appendiks B: Robusthetstester . . . . .	57
---	----

Appendiks C: Datainnhenting . . . . .	65
---------------------------------------	----

## Tabeller

1 Pstest etter matching mellom ordinære private og porteføljeselskaper	22
--	----

2 Pstest etter matching mellom børsnoterte og porteføljeselskaper . .	23
---	----

3 Deskriptiv statistikk . . . . .	30
-----------------------------------	----

4 Sammenligning av REM i ordinære private og porteføljeselskaper . .	32
--	----

5 Sammenligning av REM i børsnoterte og porteføljeselskaper . . . .	35
---	----

6 Gjeldsgrad og forekomsten av REM . . . . .	38
--	----

7 Korrelasjon mellom AEM og REM . . . . .	41
---	----

8 REM i forkant av exit-året . . . . .	44
--	----

9 Variabelforklaring . . . . .	54
--------------------------------	----

10 REM i ordinære private og porteføljeselskaper, 3 “nærmeste naboer”	58
---	----

11 REM i børsnoterte og porteføljeselskaper, 3 “nærmeste naboer” . .	59
--	----

12 REM i ordinære private og porteføljeselskaper, 5 “nærmeste naboer”	60
---	----

13 REM i børsnoterte og porteføljeselskaper, 5 “nærmeste naboer” . .	61
--	----

14 REM i forkant av IPO . . . . .	62
-----------------------------------	----

15 REM i forkant av videresalg til annet selskap . . . . .	63
--	----

16 REM i forkant av videresalg til annet PE-fond . . . . .	64
--	----

## Figurer

1 Eksempel på eierstrukturen til en porteføljebedrift . . . . .	66
---	----

# 1 Introduksjon

Private equity (PE) er en eierform som stadig blir mer utbredt. På grunn av sin økte betydning for nærings- og samfunnsliv, er det viktig for investorer, myndigheter, ledere og ansatte å ha kunnskap om hvordan PE opererer og hvordan det påvirker bedriftene de investerer i. Tidligere studier viser at private equity har hatt positive ringvirkninger ved å bidra til nyskaping, verdiutvikling og økt sysselsetting (Syrstad og Grimsby, 2017). Gjelder dette også for kvaliteten på regnskapet? I vår masterutredning ønsker vi å undersøke om PE også bidrar til positive eksternaliteter ved å øke resultat kvaliteten til sine porteføljebedrifter.

Resultat kvaliteten blir svekket hvis en bedrift har høy grad av earnings management (EM) i sine regnskap. Earnings management er opportunistisk atferd som, gjennom regnskap eller aktiviteter, endrer bedriftens resultat (Scott, 2015, kap.11). Disse handlingene gjør det mindre hensiktsmessig for en ekstern bruker å benytte bedriftens regnskapsinformasjon som beslutningsgrunnlag. Kunnskap om hvordan private equity påvirker forekomsten av EM vil følgelig være viktig for alle som er interesserte i denne eierformen. Dette inkluderer blant annet investorer som vurderer å investere i PE, kreditorer, banker og politikere, i tillegg til potensielle oppkjøpsobjekter. Etersom det er gjort få studier av aktivitetsbasert EM (REM) i Norge har vi valgt å undersøke forekomsten av denne formen for EM i mer detalj.

Vårt datasett bestående av porteføljeselskaper og sammenlignbare ordinære private<sup>1</sup> og børsnoterte selskaper gir oss muligheten til å analysere forekomsten av EM mellom disse eierformene. Undersøkelsene blir gjort ved hjelp av regresjoner med clustered standard errors. Vi finner bevis for lavere forekomst av REM hos porteføljebedrifter sammenlignet med ordinære private, noe som tyder på at PE-eierskap har positiv innvirkning på resultat kvaliteten til sine porteføljeselskaper. Når vi sammenligner forekomsten av REM i porteføljebedrifter og børsnoterte selskaper finner vi ikke et entydig svar. Videre gjør vi funn som indikerer at gjeldsgrad har en betydning for forekomsten av REM, at forekomsten av REM før exit-året avhenger av hvem som overtar bedriften, og at det er en korrelasjon mellom skjønnsmessige periodiseringer og REM-aktiviteter, i porteføljeselskapene.

---

<sup>1</sup>Et ordinært privat selskap er et privat selskap som ikke er eid av et PE-fond.

Hvordan et PE-eierskap vil påvirke porteføljeselskapets bruk av EM er ikke klart. Flere empiriske studier har funnet indikasjoner på at høy eierkonsentrasjon, institusjonelle investorer og antall eksterne i styret reduserer forekomsten av earnings management (Chung et al., 2002, Roychowdhury, 2006, Koh, 2003, Tehranian et al., 2006, Peasnell et al., 2005). Funnene forklares med at investorer som besitter en betydelig eierandel, har insentiver til å overvåke ledelsen og hindre ledelsen i å foreta opportunistiske valg som er til skade for selskapet. Roychowdhury (2006) argumenterer også for at sofistikerte eiere i større grad greier å ta innover seg de langsiktige konsekvensene av opportunistisk atferd, og dermed avstår fra å utføre REM, dersom dette er skadelig for bedriften.

I private selskaper vil PE-eierskap føre til økt grad av kontroll av ledelsen sammenlignet med ordinære private selskaper, hvor ledelsen og eieren gjerne er samme person (Katz, 2009). PE-fondet kan ha insentiver til å påvirke ledelsen til å bruke EM som et verktøy til å oppjustere resultatene for å oppnå en høyere gevinst når investeringen skal realiseres, enten ved salg eller børsnotering (IPO) av bedriften.

Videre er omdømme et viktig element i PE-bransjen. Ifølge Cendrowski et al. (2012, s.8) vil jakten på investorer til PE-fondene ofte foregå via “word of mouth” eller gjennom nettverk. PE-aktører er gjengangere i både IPO og lånemarkedet, samtidig som de innhenter kapital med jevne mellomrom. Dette vil tale for at PE-aktørene i mindre grad ønsker å assosieres med EM, særlig den typen EM som grenser til ulovlig eller er skadelig for bedriften på lang sikt.

Det er generelt blitt gjort lite forskning på private equity og dets innvirkning på resultat kvaliteten til selskapene de eier. En av de mest kjente studiene som er gjort på dette feltet er Katz (2009) som studerer resultat kvaliteten til amerikanske porteføljeselskaper og ordinære private selskaper i forkant av en IPO<sup>2</sup>. Katz (2009) finner høyere resultat kvalitet, mindre grad av earnings management og mer konservativ rapportering i selskaper som er eid av PE.<sup>3</sup> En annen studie, gjort av

---

<sup>2</sup>Katz (2009) studerer porteføljeselskapene fem år før IPO året. Dette gjør at vi kan se på funnene hennes som en generell observasjon av porteføljeselskapene, og ikke kun i sammenheng med IPO.

<sup>3</sup>Katz (2009) undersøker forekomsten av AEM i porteføljebedrifter med offentlig gjeld. Da Roychowdhury (2006), Dechow et al. (1996) og DeFond og Jiambalvo (1994) har gjort funn som indikerer at gjeld kan ha innvirkning på EM, kan det ikke utelukkes at hennes utvalgsprosess har hatt en innvirkning på hennes resultater.

Beuselinck et al. (2009), kommer frem til et lignende resultat. Beuselinck et al. (2009) finner bevis for at belgiske porteføljeselskaper har høyere resultat kvalitet enn sammenlignbare ordinære private selskaper. Felles for studiene er undersøkelsen av resultat kvaliteten ved å se på bruk av skjønsmessige periodiseringer (AEM) i rapporteringen. AEM er en form for regnskapsmessig EM som omhandler utnyttelse av fleksibiliteten i regnskapsregelverket til å bevisst flytte inntekter og kostnader mellom ulike regnskapsperioder, for å justere resultatet. Vårt studie skiller seg fra Katz (2009), Beuselinck et al. (2009), da vi fokuserer på REM, og hvordan porteføljeselskaper bruker operasjonelle aktiviteter som et virkemiddel for å justere resultatene.

Selv om tidligere funn indikerer at REM er utbredt i bruk blant ledere (Graham et al., 2005), er REM fortsatt et mer ukjent fenomen enn AEM. Utstrakt bruk av REM kan potensielt innebære store kostnader for bedriften på lang sikt (Graham et al., 2005), og følgelig er det interessant å undersøke hvordan ulike eierformer påvirker forekomsten av REM. Da det fortsatt eksisterer ubesvarte spørsmål rundt PEs påvirkning på bedriftene de går inn i, kombinert med PEs samfunnsøkonomiske betydning, er det interessant å undersøke REM i deres porteføljebedrifter. Vi har avgrenset masterutredningen til følgende problemstilling:

*Hvordan er forekomsten av REM i porteføljeselskapene til private equity og hvordan er forekomsten sammenlignet med andre eierformer?*

Problemstillingen blir undersøkt på et datasett bestående av 162 porteføljeselskaper. Ved hjelp av propensity score matching (PSM) blir 108<sup>4</sup> porteføljeselskaper matchet med ett børsnotert selskap og ett ordinært privat selskap året før oppkjøp. PSM søker å isolere effekten av PE-eierskap og gjør oss i stand til å sammenligne forekomsten av REM i porteføljebedrifter med andre eierformer. For å gi oss et mål på REM benytter vi metoden utviklet av Roychowdhury (2006). Her måles REM som avviket fra en estimert normal, beregnet på firmaer som er lignende i størrelse<sup>5</sup> med våre porteføljebedrifter. AEM er målt ved hjelp av den modifiserte Jones-modellen, utviklet i Dechow et al. (1995), og er estimert på samme datasett som REM.

<sup>4</sup>Vi har kun matchet porteføljeselskaper som har observasjoner i året før de ble kjøpt av et PE-fond.

<sup>5</sup>Her er størrelse målt i den naturlige logaritmen av total sum eiendeler.



Først undersøkes forekomsten av REM i porteføljebedriftene, sammenlignet med børsnoterte og ordinære private selskaper. Vi finner bevis for mindre REM i porteføljebedrifter sammenlignet med ordinære private bedrifter. Våre resultater er i samsvar med det Katz (2009) og Beuselinck et al. (2009) finner i sine studier på AEM, og er robuste for kontrollutvalg med både tre eller fem “nærmeste naboer”. Funnene tyder på at PE-fondet, via sitt aktive eierskap, hindrer ledelsen i foreta handlinger som er skadelige for bedriften på lang sikt. Vi finner signifikante forskjeller mellom porteføljebedrifter og børsnoterte bedrifter, men vi kan ikke trekke en entydig konklusjon på hvem som har lavest forekomst av REM. For to av tre REM-aktiviteter, finner vi lavere forekomst av REM i børsnoterte selskaper. Funnene er interessante, da børsnoterte selskaper antagelig har sterke markedsrelaterte insentiver til å utføre EM. Forklaringen til funnene kan ligge i tilstedeværelse av institusjonelle eiere, høyere overvåking fra eksterne regnskapsinteressenter. De strenge regnskapsreglene børsnoterte selskaper har gjennom IFRS<sup>6</sup>, som reduserer mulighetene for bruk av skjønn og dermed bruken av lovlig AEM, virker ikke å ha hatt innvirkning på forekomsten av REM.

Tidligere studier har gjort funn som indikerer at gjeld har betydning for forekomsten av EM (Kim et al., 2010, Sweeney, 1994, DeFond og Jiambalvo, 1994). Vi ønsker å undersøke om slike sammenhenger er tilstede i vårt datasett, og undersøker følgelig om gjeldsgrad over gjennomsnittet i bransjen, som indikator eller kontinuerlig variabel, har innvirkning på graden av REM. Vi finner en signifikant innvirkning av gjeldsgrad over gjennomsnittet i bransjegruppen på forekomsten av REM i porteføljebedriftene. Funnene er i stor grad som forventet, gitt tidligere forskning. Vi peker på faktorer som behov for innhenting av ekstern egenkapital, samt reforhandlinger av gjeldskontrakter som mulige årsaker.

Vi undersøker korrelasjonen mellom AEM og REM for å få innsikt i hvordan bruken av disse to formene for EM fordeler seg i porteføljebedriftene. Ved hjelp av Pearson korrelasjoner gjør vi funn som indikerer at porteføljebedrifter som driver med AEM også driver med REM, men også funn som indikerer at de blir benyttet som substitutter. Resultatene kan forklares av det sekvensielle forholdet mellom AEM

---

<sup>6</sup>IFRS er en internasjonal regnskapsstandard som i større grad er detaljstyrt sammenlignet med norske regnskapsregler (Fardal, 2007). Børsnoterte selskaper er pliktige til å benytte IFRS, mens private kan velge om de ønsker å benytte god norsk regnskapsskikk, IFRS eller forenklet IFRS.

og REM, etikk og risiko knyttet til å kun foreta den ene. Avslutningsvis finner vi resultater som indikerer at bedrifter foretar flere ulike REM-aktiviteter samtidig, og ikke utelukkende benytter seg av en aktivitet, i samsvar med hva (Roychowdhury, 2006) finner i sitt studie av REM.

Til sist undersøker vi forekomsten av REM før PE-fondet trekker seg ut av porteføljebedriften. I tidligere studier er det observert endringer i forekomsten av EM i forbindelse med IPOs (Ball og Shivakumar, 2008, Teoh et al., 1998, Lee og Masulis, 2011), følgelig sjekker vi forekomsten av REM ett og to år før PE-fondet trekker seg ut av sine porteføljebedrifter. Vi finner ingen signifikante resultater ett og to år før exit, men med en gruppering av porteføljebedriftene etter hvilken type exit som ble foretatt finner vi flere signifikante resultater. Vi antar at økt oppmerksomhet fra analytikere (Ball og Shivakumar, 2008) samt insentiv til å få realisert investeringene er hovedforklaringen for hvorfor det foretas mindre REM i forkant av exit.

Etter vår erfaring er det gjort svært få studier av REM i Norge, og vår studie er den første til å undersøke REM i forbindelse med PE. Vår masterutredning er følgelig et viktig bidrag til forskningen, da våre funn gir en dypere forståelse av hvordan PE påvirker sine porteføljebedrifter. Vi finner bevis for at PE har en disiplinerende effekt på forekomsten av REM, og belyser dermed et positivt aspekt ved private equity-bransjen som tidligere ikke har vært undersøkt. Ved å øke resultat kvaliteten til sine porteføljebedrifter, tjener ikke PE utelukkende egne interesser, men bidrar også til økt verdi for eksterne regnskapsbrukere. Videre gir utredningen økt kunnskap om hvordan selskaper bruker operasjonelle aktiviteter til å justere resultatet, noe som er et mindre kjent fenomen, og potensielt mer skadelig, enn bruk av regnskapsmessig skjønn.

Denne masterutredningen vil være strukturert på følgende måte: I kapittel 2 vil vi gi en kort introduksjon til eierformen private equity og PE i Norge. I kapittel 3 vil fenomenet earnings management bli utdypet, før vi i kapittel 4 utleder hypotesene. Kapittel 5 inneholder en beskrivelse av datagrunnlaget og kapittel 6 gjennomgår våre metodevalg. Resultatene blir presentert og analysert i kapittel 7, før vi i kapittel 8 belyser begrensninger ved vårt datagrunnlag og metodevalg. Til slutt avrundes masterutredningen med en konklusjon i kapittel 9.

## 2 Private Equity

### 2.1 Kort om Private Equity

Private equity (PE) er et samlebegrep på fond som tilbyr risikokapital til unoterte selskaper med stort oppsidepotensiale (Norsk Venturekapitalforening, u.d.). PE oversattes til norsk som aktive eierfond, og det skilles mellom to hovedkategorier av PE; tidligfasefond (VC) og oppkjøpsfond (BO) (Syrstad og Grimsby, 2017, s.4). Tidligfasefond investerer i unge bedrifter med høyt vekstpotensiale, mens oppkjøpsfond investerer i mer modne bedrifter hvor fokuset er på omstrukturering og videre ekspansjon. Oppkjøpsfondene tar ofte en majoritetspost i bedriftene de investerer i (Syrstad og Grimsby, 2017, s.4). Vi har valgt å avgrense utredningen til å kun omhandle oppkjøpsfond. Følgelig vil betegnelsen “private equity” og “PE” heretter henviser til disse.

Aktive eierfond skiller seg fra tradisjonelle aksjefond på flere områder. For det første tilfører PE både kapital og kompetanse til porteføljebedriftene. Kompetansen som tilføres er som oftest industriekspertise og tilgang til nettverk, og formidles gjennom styreverv og tett oppfølging av ledelsen (Syrstad og Grimsby, 2017, s.4). For det andre har PE-fond begrenset levetid og fastsatt investeringshorisont hos sine porteføljebedrifter (Syrstad og Grimsby, 2017, s.4). Et gjennomsnittlig PE-fond har en fastsatt levetid på 10 år, og et typisk eierskap i en porteføljebedrift varer i tre til syv år (Norsk Venturekapitalforening, u.d.). Dette gjør at fondet forplikter seg til en mer langsiktig investering i bedriftene, og har av denne grunn ikke samme fleksibilitet til å selge seg ut av bedriftene som med børsnoterte aksjer.

PE er organisert som et “limited partnership”, hvor man har et PE-firma som er “general partner”(GP) og investorer som er “limited partners”(LP) (Cendrowski et al., 2012, s.6). PE-firmaet er den aktive forvalteren av fondet og den som investerer kapitalen. Ofte vil et oppkjøp av et selskap foretas som en “leveraged buyout (LBO)” og innebære høy lånefinansiering (Bienz, 2016). LP tar ikke del i den daglige driften av fondene, men får jevnlig tilsendt rapporter og informasjon om porteføljebedriftene fra GP (Cendrowski et al., 2012, s.6). Typiske investorer i PE er store institusjonelle investorer eller svært velstående enkeltpersoner (Kaplan

---

og Schoar, 2005, s.1793).

Når PE-fondet nærmer seg slutten av sin levetid, realiseres investeringene og gevinsten “høstes”. Porteføljeselskapene blir gjerne videresolgt eller børsnotert (IPO) (Cendrowski et al., 2012, s.10). LP får tilbakebetalt sin investerte kapital i tillegg til sin andel av avkastningen<sup>7</sup>. GP beholder sin andel av avkastningen, vanligvis omtalt som “carry” (Cendrowski et al., 2012, s.10), og vil deretter starte en ny fase med innhenting av kapital til nye fond. Et PE-firma eier gjerne flere fond samtidig, noe som innebærer en kontinuerlig prosess av kapitalinnhenting, investering, porteføljeforvaltning og realisering (Prowse, 1998, s.28).

## 2.2 Private Equity i Norge

Den norske private equity-bransjen har vært i sterk vekst de siste 10-12 årene (Norsk Venturekapitalforening, u.d.). Det har vært en økning i både antall investeringer og størrelsen på investeringene (Bienz, 2016). I 2016 var 148 norske selskaper eid av PE-fond (Syrstad og Grimsby, 2017). Totalt ble det investert 20 532 millioner NOK i norske porteføljeselskaper i 2017, en økning på 251% sammenlignet med året før. Det norske PE-markedet er derimot preget av store svingninger i investeringer fra et år til et annet.(Menon Economics, 2018, s.27)

På oppdrag av Norsk Venturekapitalforening gjennomførte Menon Economics en analyse av norske bedrifter eid av PE-fond. Rapporten kom ut i 2017 og konkluderte med at aktive eierfond har vært “en viktig motor for ny verdiskaping i norsk næringsliv” (Syrstad og Grimsby, 2017, s.6). De viser til en jevn sysselsettingsvekst i porteføljebedriftene de siste 10 årene og at veksten i verdiskaping øker etter at PE-fondene kommer inn på eiersiden. Syrstad og Grimsby (2017) viser at det typiske porteføljeselskapet er i vekst før investeringen finner sted, noe som indikerer at PE-fond investerer i selskaper med urealisert potensiale.

I dette kapitlet har vi kort redegjort for hvordan private equity, med sitt aktive eierskap, skiller seg fra andre investeringsformer. Betydningen av PEs innflytelse på porteføljebedriftens resultat kvalitet blir i vår utredning studert ved å undersøke forekomsten av earnings management, et fenomen som blir forklart i neste kapittel.

---

<sup>7</sup>Avkastningen vil her være den økte verdiskapningen som har funnet sted i porteføljebedriftene.

### 3 Earnings Management

Et regnskap har som formål å kommunisere en bedrifts økonomiske stilling og resultat til omverden, og blir brukt som beslutningsgrunnlag av bedriftens regnskapsbrukere. Dette gjør at ledelsen i en bedrift kan bli fristet til å justere på regnskapet for å påvirke regnskapsinteressentene. Ovennevnte justeringer betegnes som earnings management (EM) og er et samlebegrep på handlinger og valg som gjøres for å påvirke resultatet (Ronen og Yaari, 2008) .

Det finnes flere definisjoner på EM. En av de mest siterte i akademisk litteratur er Healy og Wahlen sin definisjon fra 1999. Healy og Wahlen sier:

*“Earnings management occurs when managers use judgment in financial reporting and in structuring transactions to alter financial reports to either mislead some stakeholders about the underlying economic performance of the company or to influence contractual outcomes that depend on reported accounting numbers.” (s.368)*

Definisjonen påpeker at EM handler om bevisst opportunistisk atferd for å påvirke og villedde regnskapsbrukere. Healy og Wahlen (1999) beskriver dermed earnings management som et fenomen som ikke er til det beste for brukerne av regnskapet.

Earnings management kan foretas på to ulike måter. Scott (2015) påpeker dette i sin definisjon av EM:

*“...[T]he choice by a manager of accounting policies, or real actions, affecting earnings so as to achieve some specific reported earnings objective” (s.445).*

Den ene metoden handler om å utnytte fleksibiliteten i regnskapsreglene til å påvirke resultatet. Den andre metoden handler om å foreta reelle aktiviteter i virksomheten. I denne utredningen betegnes de to metodene for henholdsvis regnskapsbasert earnings management (AEM) og aktivitetsbasert earnings management (REM).

Graden av regnskapsbasert og aktivitetsbasert EM i regnskapet, vil påvirke bedriftens resultat kvalitet, som blant annet omhandler hvor godt resultatet representerer

---

foretakets nåværende driftsresultat og om resultatet er en god indikator på hvordan driftsresultatet utvikler seg i fremtiden (Dechow og Schrand, 2004). Dersom bruken av EM er omfattende, vil det være mindre hensiktsmessig for en bruker av regnskapet å vurdere resultatet som et mål på selskapets verdi i framtiden. Som uttrykt i periodiseringens jernlov<sup>8</sup>, må alle periodiseringer på et tidspunkt reverseres (Scott, 2015, s.445), og samme mekanismer gjelder for aktivitetsbasert EM (Roychowdhury, 2006, s.340). Følgelig kan EM benyttes til å justere resultatet i ønsket retning i ett år, men ha en motsatt effekt på et senere tidspunkt, og av denne grunn svekkes bedriftens resultat kvalitet i året EM foretas.

Selv om Healy og Wahlen (1999) beskriver en form for resultatjustering som er opportunistisk, kan det også være slik at EM er bra for regnskapsbrukerne. Resultatjusteringer kan bli benyttet til å minke asymmetrisk informasjon, noe som vil være ønskelig for eksterne aktører (Beatty og Harris, 1999). EM er i de aller fleste tilfeller innenfor lovverket. Ronen og Yaari (2008) deler EM inn i tre grader, hvor sort er alvorlig EM som faller utenfor lovens rammer. Hvit er EM som benyttes for å skape forutsigbare resultater, mens grå omhandler opportunistisk atferd. Vi har ikke forutsetninger for å fastslå bakgrunnen for de gradene av EM vi observerer i vårt studie og undersøker følgelig kun om REM eller AEM forekommer eller ikke.

Resultatjustering benyttes i størst grad til å forbedre bedriftens resultat, men det utelukkes ikke at de samme metodene kan benyttes til å redusere resultatet. Likevel antas det å være færre insentiver til å drive ned resultatet. Å benytte REM for å nedjustere resultater antas også å være svært kostbart. Li et al. (2016) argumenterer for at det er svært lite hensiktsmessig for en bedrift å selge færre produkter enn mulig, produsere færre enheter enn nødvendig eller å ha unødvendig høye kostnader på FoU og markedsføring, da dette vil koste store summer uten å gagne bedriften. For å nedjustere et resultat vil AEM være et rimeligere og mer fleksibelt verktøy.

### 3.1 Regnskapsbasert Earnings Management

For å sikre kvalitet på regnskapet som informasjonskilde, er alle norske foretak pålagt å følge regnskapslovene i utformingen av regnskapet. Innenfor regnskapsre-

---

<sup>8</sup>The iron law of accruals reversal.

gelverket gis det likevel rom for bruk av skjønn, og informasjonen i regnskapet vil derfor alltid være påvirket av ledelsens skjønnsmessige vurderinger og estimater. Fleksibiliteten i regnskapsregelverket gir rom for det vi kaller regnskapsmessig EM.

I følge Scott (2015, kap.11) kan vi dele regnskapsmessig earnings management inn i to hovedkategorier. Den ene omhandler valg av regnskapsprinsipper, eksempelvis valg av avskrivningsprofil. Den andre kategorien er accrual-based earnings management (AEM). Denne formen for regnskapsmessig resultatjustering handler om å benytte skjønnsmessige periodiseringer til å justere resultatet. Ved å bruke poster som avsetninger til tap på fordringer, garantier o.l, kan man flytte inntekter og kostnader mellom ulike regnskapsperioder. I følge Roychowdhury (2006) handler AEM om å endre periodiseringer som ikke har direkte påvirkning på den operasjonelle kontantstrømmen til bedriften.

Muligheten til å utføre AEM begrenses av lovpålagt revisjon<sup>9</sup> og manglende frihet rundt valg av regnskapsstandarder. Børsnoterte selskaper må også, som nevnt i introduksjonen, følge IFRS, mens private selskaper kan velge å følge reglene for god norsk regnskapsskikk, som er mindre detaljstyrt enn IFRS (Fardal, 2007). Følgelig er det mer rom for bruk av skjønn og AEM i regnskapsrapporteringen i private selskaper sammenlignet med børsnoterte selskaper.

Tidligere studier av regnskapsmessig earnings management fokuserer i all hovedsak på AEM, og det er blitt utviklet flere modeller som estimerer forekomsten av skjønnsmessige periodiseringer (Dechow et al., 1995). På bakgrunn av ovennevnte kommer vi i vår masterutredning til å fokusere på AEM når vi snakker om regnskapsbasert EM.

### **3.2 Aktivitetsbasert Earnings Management**

Real earnings management (REM) er den andre hovedkategorien av EM og er oversatt til aktivitetsbasert EM. Både operasjonelle aktiviteter, som også omfatter investeringsaktiviteter, og finansielle aktiviteter kan foretas for å justere resultatet (Xu et al., 2007). Roychowdhury (2006) definerer aktivitetsbasert EM som

---

<sup>9</sup>Alle regnskapspliktige virksomheter er pålagt revisjon av årsregnskapet. Etter revisorloven §2-1 (1999) kan små selskaper, etter regnskapslovens definisjon, som hovedregel velge bort revisjon.

---

*“...[D]epartures from normal operational practices, motivated by managers’ desire to mislead at least some stakeholders into believing certain financial reporting goals have been met in the normal course of operations”, (Roychowdhury, 2006, s.337).*

Definisjonens oppbygning inneholder de samme elementene som Healy og Wahlen (1999) og Scott (2015, kap.11) hvor ledelsen har motiv til å mislede bedriftens regnskapsbrukere. Roychowdhury (2006) nevner kun operasjonelle aktiviteter, som omhandler endringer i operasjonell drift for å oppnå ulike resultatmål, i sin definisjon. Et eksempel på slik aktivitet kan være å tilby rabatter på salg og mildere kredittvilkår for å øke salgsinntektene. Den ovennevnte definisjonen inkluderer ikke finansielle aktiviteter som eksempelvis kan være å benytte tilbakekjøp av aksjer til å nå ulike resultatmål (Xu et al., 2007).

REM kan være skadelig for bedriften på lang sikt. Endringen i lønnsomhet etter “seasoned equity offering” (SEO) kan i hovedsak skrives til REM og ikke AEM (Cohen og Zarowin, 2010) og det er vist at REM har en signifikant negativt effekt på etterfølgende resultater<sup>10</sup>(Gunny, 2005). REM-aktiviteter kan ikke alltid reverseres, og gode muligheter kan være tapt for godt, det være seg utsettelse av positive NPV prosjekter, utsettelse av vedlikeholdskostnader, når det vil innebære at eiendelen må erstattes på et tidligere tidspunkt, eller salg av patenter, når salget vil innebære lavere inntjening sammenlignet med intern utviklingen av patenten (Graham et al., 2005, s.18).

På tross av potensielt høye langsiktige kostnader ser ledere ut til å være mer tilbøyelige til å foreta REM i motsetning til AEM (Bruns Jr og Merchant, 1990). I en undersøkelse av amerikanske ledere svarer nærmere 80% at de er villige til å redusere utgifter til markedsføring, FoU og vedlikehold for å innfri et resultatmål, og 55% sier de er villige til å utsette positive NPV-prosjekter (Graham et al., 2005). Dette tegner et bilde av at REM er utbredt i bedrifter. En årsak til at ledere utfører REM, kan være at det er vanskeligere å oppdage enn AEM (Roychowdhury, 2006). En revisor kan ha vanskeligere for å mistenkeliggjøre et valg som er tatt på operasjonelt nivå, enn et valg av regnskapsprinsipp. En annen årsak til forekomsten av

---

<sup>10</sup>Gunny (2005) undersøker også andre REM-aktiviteter, men finner samme resultatene for alle REM-aktivitetene.



REM, handler om en begrenset mulighet til utføre AEM innenfor regnskapslovens rammer. Følgelig er det risikabelt å gjøre seg avhengig av AEM ved regnskapsårets slutt, da REM innebærer aktiviteter som kan foretas gjennom hele regnskapsåret (Roychowdhury, 2006).

Tidligere studier har gjort funn som indikerer at REM og AEM ikke utføres uavhengig av hverandre (Roychowdhury, 2006, Zang, 2011). Zang (2011) diskuterer også rekkefølgen til bruken av REM og AEM, og finner et sekvensielt forhold hvor AEM benyttes etter at den faktiske størrelsen av virkningen til REM er avdekket.<sup>11</sup> Videre konkluderer hun med at REM øker når strengere regnskapsregler innskrenker muligheten for AEM, eller lavere fleksibilitet for AEM grunnet periodiseringens jernlov. Hun finner også at kostnadene knyttet til bruk av REM og AEM avhenger av ulike faktorer. Eksempelvis vil bedrifter med en svak konkurranseposisjon i bransjen ha høyere grad av AEM i forhold til REM, da kostnaden ved å avvike fra langsiktig optimal operasjonell praksis antagelig vil være høy.

### 3.3 Motivasjon for Earnings Management

Healy og Wahlen (1999) peker på tre hovedmotiver for earnings management: markedsrelatert, kontraktsmessig og regulatorisk motivasjon. Markedsrelatert motivasjon er først og fremst relevant for selskaper notert på børs, og handler om at investorer og finansanalytikere i all hovedsak baserer sine verdivurderinger og forventninger på regnskapsinformasjon. Nyheter om resultatet til bedriften vil kunne føre til svingninger i aksjekursen. En ledelse vil derfor ha insentiver til unngå å rapportere negativt resultat eller resultat som er under analytikernes forventninger for å slippe tap av omdømme og fall i selskapets aksjeverdi (Scott, 2015, kap.11). Scott (2015) påpeker også at resultatjusteringer kan bli benyttet for å oppnå et jevnt og stigende resultat, noe som henger sammen med kontraktsmessige faktorer, som for eksempel ledernes ønske om jevne utbetalinger av bonuser.

Markedsrelaterte insentiver kan også være relevant i forkant en IPO. I en studie av EM rundt IPOs finner Teoh et al. (1998) at forekomsten av oppjusterende AEM

---

<sup>11</sup>Ledelsen kan ikke forutse totalstørrelsen av REM-aktiviteter ved gjennomføring, og må vente til årets slutt for å se hvor stor effekten ble. Følgelig er det knyttet usikkerhet rund den faktiske effekten av REM aktiviteten.

---

er høyere i selskaper som foretar IPO sammenlignet med selskaper som ikke gjennomgår en børsnotering. Studiet til Teoh et al. (1998) undersøker selve IPO-året, og ikke året før IPO. På en annen side bemerker Ball og Shivakumar (2008) at høyere overvåking og oppmerksomhet fra analytikere, presse og lignende vil kreve høyere regnskapskvalitet og dermed kunne begrense muligheten for å foreta EM. Ball og Shivakumar (2008) argumenterer for at IPO-selskaper endrer sin regnskapsrapportering årene før selve IPO året og finner mindre bruk av AEM ett og to år før en IPO, sammenlignet med selskaper som ikke foretar IPO. En annen interessant studie er gjort av Lee og Masulis (2011). De finner at selskaper som er eid av et VC-firma med høyt omdømme reduserer bruken av AEM i IPO-prosessen.<sup>12</sup>

Den andre kilden til motivasjon er kontraktsmessig motivasjon, og dette motivet finnes både hos private og børsnoterte selskaper. Et selskap er bundet gjennom kontrakter og avtaler hvor hovedformålet med kontraktene er å unngå agentproblemer.<sup>13</sup> Earnings management kan således blir brukt til å unngå uheldige konsekvenser som følge av manglende evne hos bedriften til å oppfylle sine kontrakter (Scott, 2015, kap.11). Eksempler på slike kontrakter er bonuskontrakter. Historisk har ikke bonuskontrakter vært svært utbredt i Norge, og Randøy og Nielsen (2002) finner ingen sammenheng mellom lønnen til administrerende direktør og bedriftenes resultater i Norge og Sverige.

Gjeldskontrakter kan også gi insentiver til REM. Tidligere studier finner at bedrifter som er i ferd med å bryte gjeldskontrakter bruker EM til å oppjustere resultatene (DeFond og Jiambalvo, 1994, Sweeney, 1994) mens Kim et al. (2010) finner større tilbøyelighet til å foreta REM i bedrifter med liten slakk i gjeldskontraktene. Bedrifter som har langsiktig og/eller kortsiktig gjeld bruker REM mer aggressivt for å unngå og rapportere tap i årsregnskapet (Roychowdhury, 2006). Reforhandlinger av kontrakter er et annet aspekt som kan føre til oppjustering av resultater. Mindre enn 18% av reforhandlinger av gjeldskontrakter i amerikanske børsnoterte bedrifter stammer direkte eller indirekte fra brudd på kontrakten (Roberts og Sufi, 2009).

---

<sup>12</sup>Omdømme blir målt som VC-firmaets markedsandel av VC-backed IPOer, hvor høyt omdømme tilsvarer høy markedsandel (Lee og Masulis, 2011).

<sup>13</sup>Prinsipal-agent-teori handler om at det eksisterer asymmetrisk informasjon mellom den som tar beslutninger (agenten) og den som skal maksimere sin velferd (prinsipalen). Agentproblemer oppstår når agent og prinsipal ikke har sammenfallende målsettinger (Andresen og Idsø, 2016).

Reforhandlinger er med andre ord svært vanlig, og kan lede til betydelige endringer i bedriftenes kapitalstruktur. Reforhandlingene øker også sjansen for dårlige utfall for lånetakeren, som eksempelvis høyere avdrag (Roberts og Sufi, 2009). Dechow et al. (1996) konkluderer med at ønske om å få ekstern finansiering til lav kostnad, samt å unngå strammere gjeldsforpliktelser, er motivasjon til å gjennomføre AEM.

Det siste insentivet til EM er regulatorisk motivasjon som omhandler bransjespesifikk regulering og konkurransefremmende regulering. Bransjespesifikk regulering kan resultere i utførelse av EM på de delene av regnskapet som lovgiveren er interessert i, og bedrifter som ønsker statlige subsidier har insentiver til å foreta EM for å fremstå som mindre lønnsomme enn det de egentlig er (Healy og Wahlen, 1999). Av denne grunn har vi ekskludert bransjer med spesielle reguleringer fra vårt studie, eksempelvis primærnæringen og finansnæringen som beskrevet i kapittel 5.

Det er gjort mye forskning på insentiver og motivasjonsfaktorer som påvirker bruken av earnings management. Vi kommer likevel ikke til å gjennomgå flere insentiver for EM i dette kapitlet, da vi mener Healy og Wahlen (1999) sin tredeling favner de aller viktigste. I neste kapittel utledes hypotesene på bakgrunn av redegjørelser for tidligere funn som beskrevet ovenfor og i introduksjonskapitlet.

## 4 Utledning av hypoteser

Via sitt aktive eierskap har PE mulighet til å påvirke og overvåke ledelsen i sine porteføljebedrifter. Hvorvidt PE-eierskap disiplinere ledelsens bruk av REM, eller hvorvidt PE benytter sin eierinnflytelse til å motivere ledelsen til å foreta REM, er et empirisk spørsmål. Tidligere studier finner at porteføljeselskaper foretar EM i mindre grad enn ordinære private selskaper (Katz, 2009, Beuselinck et al., 2009). Studiene undersøker forekomsten av regnskapsbasert EM, nærmere bestemt AEM. Da vi ikke kan finne studier som har studert forekomsten av REM i porteføljeselskaper, ønsker vi å undersøke om vi finner lavere forekomst av REM i norske porteføljebedrifter. Vi tester følgende hypotese:

*H1a: Det er lavere forekomst av REM i porteføljeselskapene enn i de ordinære private selskapene.*

Flere studier har funnet indikasjoner på at institusjonelle eiere med høy eierandel reduserer forekomsten av EM (Chung et al., 2002, Roychowdhury, 2006, Koh, 2003, Tehranian et al., 2006). Dersom høy eierkonsentrasjon fører til større grad av overvåking, kan det argumenteres for mindre REM i porteføljebedriftene, sammenlignet med børsnoterte selskaper som gjerne har et spredt eierskap med mange små aksjonærer. Børsnoterte selskaper kan også ha større grad av markedsrelaterte insentiver, som for eksempel et stadig ønske om å holde en jevn og stigende aksjekurs (Scott, 2015, kap.11). Sistnevnte vil også tale for at børsnoterte selskaper foretar REM i større grad enn i børsnoterte selskaper. Følgende hypotese blir derfor undersøkt:

*H1b: Det er lavere forekomst av REM i porteføljeselskapene enn i de børsnoterte selskapene.*

I Healy og Wahlen (1999) sitt rammeverk blir kontraktsforhold representert som en mulig motivasjon for EM. Tidligere studier har gjort funn som viser at gjeld har betydning for forekomsten av EM (DeFond og Jiambalvo, 1994, Sweeney, 1994, Kim et al., 2010, Roychowdhury, 2006)). Med bakgrunn i dette ønsker vi å undersøke om gjeldsgraden har betydning for forekomsten av REM i porteføljebedriftene. Da det fleste porteføljeselskaper har gjeld, er det ikke hensiktsmessig å undersøke om forekomsten av gjeld har noe å si for forekomsten av REM. Vi velger derfor å undersøke gjeldsgrad, og antar at bedrifter med høy gjeldsgrad særlig er utsatt for å bryte sine kontraktsforpliktelser. Vi undersøker følgende hypotese:

*H2: Forekomsten av REM i porteføljebedriftene øker med høyere gjeldsgrad enn gjennomsnittet i bransjeåret<sup>14</sup>.*

Kunnskap om en eventuell korrelasjon mellom REM og AEM, vil gi oss en dypere innsikt i hvordan bruken av de ulike formene for EM fordeler seg i porteføljebedriftene. Det kan antas at bedrifter synes det er for risikabelt å kun drive med én form for EM (Roychowdhury, 2006) og det er gjort funn som viser at AEM brukes som en ekstra mulighet for justering ved årets slutt (Zang, 2011). Dersom det er

<sup>14</sup>Med bransjeår menes et år i en spesifikk bransje.

tilfelle at ledere ser på AEM som mer uetisk enn REM (Bruns Jr og Merchant,1990) kan det også tenkes at bedrifter som foretar AEM, også vil foreta REM. Vi ønsker derfor å undersøke om det er en korrelasjon mellom AEM og REM i norske porteføljebedrifter, og hypotesen er:

*H3: Det er en korrelasjon mellom forekomsten av AEM og REM i porteføljeselskapene*

De markedsrelaterte insentivene Healy og Wahlen (1999) presenterer gjør at vi ønsker å sjekke vår siste hypotese. Tidligere forskning har gjort funn som indikerer at forekomsten av oppjusterende AEM i IPO-året, er høyere i selskaper som foretar IPO sammenlignet med selskaper som ikke gjennomgår en børsnotering (Teoh et al., 1998). På en annen side er det gjort forskning som viser at bedrifter rapporterer mer konservativt ett og to år før en IPO, sammenlignet med selskaper som ikke foretar IPO (Ball og Shivakumar, 2008). Da Lee og Masulis (2011) finner at selskaper som er eid av en VC-bedrift med høyt omdømme, reduserer bruken av AEM i IPO-prosessen, ønsker vi å undersøke om forekomsten av REM er lavere i årene før et videresalg eller en IPO av porteføljebedriftene. Hypotesen er følgende:

*H4: Forekomsten av REM i porteføljeselskapene er lavere ett eller to år i forkant av PE-fondets exit.*

For å undersøke hypotesene behøves et godt datagrunnlag. Detaljer rundt datasett og utvalgsmetoder følger dette kapittelet og utdypes ytterligere i appendiks C.

## 5 Data og utvalgsmetode

### 5.1 Datagrunnlag

For å svare på hypotesene konstruerer vi et unikt datasett bestående av porteføljebedrifter, ordinære private bedrifter og børsnoterte bedrifter. Vi har ubalanserte paneler, og et selskap kan være klassifisert som porteføljebedrift, ordinær privat

eller børsnotert i ulike perioder av sin livssyklus. Observasjonene i vårt datasett spenner fra 1997 til 2015.

For hver bedrift i datasettene har vi regnskaps- og foretaksdata hentet fra NHHs og SNFs database (NCA) (NHH og SNF, 2017). NCA er en database med konsoliderte og ukonsoliderte regnskapstall samt foretaksdata for alle norske selskap registrert i Brønnøysundregistret i perioden 1992-2015. Porteføljeselskapene har i tillegg investeringsdata<sup>15</sup> hentet fra databasen til “Argentum Centre for Private Equity” (ACPE). Investeringsdataene er supplert med manuelt innhentede opplysninger<sup>16</sup> for å utfylle manglende informasjon, samt utvide datasettet med flere porteføljebedrifter. Vi har, i den grad det har vært tilgjengelig, benyttet konsoliderte regnskapstall<sup>17</sup>. Porteføljebedrifter uten observerbart investerings- og exit-år blir ekskludert fra datasettet for å sikre at de ikke havner i en kontrollgruppe.

Vi har valgt å undersøke bedrifter som er eid av private equity-fond, og ikke porteføljebedrifter av såkornsfond og venturefond. Ved å undersøke modne bedrifter, vil effekter på regnskapet som følge av mer profesjonalisert regnskapsutforming bli eliminert, noe som er ønskelig da disse effektene vil kunne forstyrre resultatene. Videre har private equity en majoritetspost i sine porteføljebedrifter, og dette gir økt kontroll og mulighet til påvirkning av ledelsen. Vi har utelukkende undersøkt den første perioden en bedrift er eid av et PE-fond, for å sikre at reverseringseffekter, som beskrevet i teorikapitlet, ikke skal påvirke resultatene. Dersom en bedrift blir kjøpt av et nytt PE-fond, blir observasjonene for denne perioden ekskludert for å sikre at de ikke havner i en kontrollgruppe.

Alle kontinuerlige uavhengige variabler, benyttet i analysene, ble winsorized på 1. og 99. prosentiler for å minimere påvirkningen av ekstreme observasjoner på gjennomsnittet. Ved å benytte denne metoden for å håndtere ekstreme observasjoner, beholder vi fremdeles observasjonene, men alle verdier under 1.prosentil og over 99.prosentil erstattes med henholdsvis verdien til 1.prosentil og verdien til 99.prosentil.

---

<sup>15</sup>Investeringsdata inneholder opplysninger som investeringsår, exit-år, fondsnavn og organisasjonsnummer.

<sup>16</sup>Fremgangsmåte for innhenting av data er i appendiks C.

<sup>17</sup>Begrunnelse for bruk av konsoliderte tall og valg av organisasjonsnummer finnes i appendiks C.

## 5.2 Propensity Score Matching

Det komplette NCA datasettet inneholder regnskapstall for alle bedrifter i Norge. For å gjøre sammenligning på tvers av eierformer mulig, var en reduksjon av datasettet nødvendig. Vi benyttet matching for å sikre balansert datasett med gode kontrollgrupper bestående av ordinære private selskaper og børsnoterte selskaper.

Matching innebærer å finne observasjoner som er så like hverandre som mulig på en eller flere variabler. Dess færre variabler man ønsker å matche på, dess enklere er det å finne matcher som er like på de ulike variablene. Ønsker man å matche på flere variabler, kan man havne i det som Gertler et al. (2016) kaller for “curse of dimensionality”, hvor man ikke greier å finne en match som har samme størrelse på alle variabler. Da vi ønsker å matche på flere variabler, ønsker vi å unngå dette problemet ved å benytte propensity score matching (PSM). PSM er en metode som er god for matching på flere variabler (Gertler et al., 2016) da den matcher på en en-dimensjonal verdi, en såkalt propensity score. Propensity scoren er den betingede sannsynligheten for å motta en behandling, i vårt studie oppkjøp av et PE-fond, gitt karakteristikker før behandlingen var et faktum (Rosenbaum og Rubin, 1983, s.41).

PSM benytter propensity scorer til å oppnå behandlings- og kontrollgrupper som er likest mulig. Metoden søker å minske skjevheten som oppstår ved at noen bedrifter har faktorer som påvirker både innlemmelsen i behandlingsgruppen og utfallet som undersøkes (Becker et al., 2002, s.358). Reduksjon av skjevhet gjøres ved å kontrollere for de ovennevnte faktorene, og baseres på ideen om at skjevheten reduseres når sammenligningen av effekter gjøres på behandlings- og kontrollgrupper som er så like som mulig. Hvor stor reduksjonen blir som følger av PSM avhenger av kvaliteten på variablene som danner grunnlaget for utregningen av propensity scoren (Becker et al., 2002, s.358).

Ved utførelsen av PSM kan man benytte ulike matching algoritmer, og valg av algoritme avhenger av hvilket datasett man har tilgjengelig (Caliendo og Kopeinig, 2008). I følge Caliendo og Kopeinig (2008) er “nærmeste nabo” den teknikken som er mest rett frem, og den impliserer at hvert porteføljeselskap er matchet med det

ene private og børsnoterte selskapet som har samme eller likest sannsynlighet<sup>18</sup> for oppkjøp som seg selv, og følgelig er likest på de variablene vi har i vår modell for matching. Da vi ønsker å finne gode matcher, og datasettet med børsnoterte selskaper var begrenset slik at gode matcher for tre og fem “nærmeste naboer” ikke ble oppnådd, valgte vi å konstruere kontrollgrupper med én “nærmeste nabo”. Vi tillot ikke at en bedrift ble matchet med et porteføljeselskap flere ganger, dette for å sikre at kontrollgruppene ikke ble for små. Valget mellom én eller flere “nærmeste naboer” i kontrollgruppene er en avveining mellom reduksjon i skjevhet og økning i varians. Legges det til flere “nærmeste naboer” blir skjevheten større, noe som skyldes generelt dårligere matcher. Variansen blir derimot lavere da vi har flere observasjoner tilgjengelig i beregningen av den kontrafaktiske utviklingen for hver porteføljebedrift (Caliendo og Kopeinig, 2008). Vi utfører robusthetstester på H1 med tre og fem “nærmeste naboer” i kontrollgruppene, vist i appendiks B, for å undersøke om våre beslutninger har innvirkninger på våre funn.

Før utførelsen av PSM ekskluderes primærnæringen, energi/naturressursnæringen, finansbransjen samt offentlige bedrifter i samsvar med Roychowdhury (2006). Bransjene identifiseres med den 5-sifrede NACE koden<sup>19</sup>, som antas å være koden som best beskriver bedriftens virksomhet (Berner et al., 2016). Videre har vi eliminert bedrifter med ukjent eierskapsform, enkeltpersonforetak og offentlige selskaper, da disse ikke er sammenlignbare i henhold til størrelse, reguleringer og revisorplikt med bedrifter eid av PE-fond. Bedrifter som mangler den 5-sifrede NACE koden blir ekskludert fordi bransjetilhørighet ikke kan identifiseres.

Vi matcher i to omganger, én gang mellom porteføljeselskaper og ordinære private selskaper, og én gang mellom porteføljeselskap og børsnoterte selskaper. For matchingen med ordinære private selskaper har vi benyttet eksakt matching. Eksakt matching betegner en matching med samme år og bransje for bedriftene som skal matches. Med eksakt matching sikres dermed sammenlignbarhet i eksterne faktorer som eksempelvis konjunktursvingninger som vi ikke kan kontrollere for. Det sikrer også sammenlignbare bedrifter i samme bransjegruppe<sup>20</sup> når vi senere skal estimere

---

<sup>18</sup>Matchingen er utført med common support noe som innebærer at firmaene som er matchet har en sannsynlighet for oppkjøp som ligger strengt mellom 0 og 1 (Caliendo og Kopeinig, 2008).

<sup>19</sup>Vi har benyttet koden som rapporteres fra 2008.

<sup>20</sup>En bransjegruppe er betegnelsen på bedrifter i samme bransje samme år.



normale verdier i EM modellene. Datasettet for porteføljebedrifter og børsnoterte bedrifter er for lite til å foreta eksakt matching, derfor legger vi til 20 indikatorvariabler for matching-år og én indikatorvariabel for hver av de resterende bransjene i datasettet. Å legge til indikatorvariabler fører til en økt vektlegging av matching-året, som er året før oppkjøp for våre porteføljebedrifter<sup>21</sup>, og bransjetilhørighet når modellen kalkulerer propensity scoren for matching.

Uavhengige variabler i en PSM skal ha en samtidig innvirkning på oppkjøpsbeslutningen og utfallsvariablen, samtidig som de skal være uanfektet av oppkjøpet (Caliendo og Kopeinig, 2008, s.38-39). Vi bruker ikke PSM for å kalkulere effekten av oppkjøpet, men for å få en god kontrollgruppe. Av denne grunn har vi ikke lagt vekt på den samtidige effekten på oppkjøp og utfallsvariabel, men kun på effekten på oppkjøpet. Dette er også grunnen til at vi har valgt en tilfeldig variabel med observasjoner, som utfallsvariabel.

PE-fond vurderer flere kriterier før oppkjøp av porteføljeselskaper. Blant disse kriteriene er flere ikke-observerbare kvaliteter, som endringsvilje eller kvalitet på ledelsen, naturligvis ikke tilgjengelig i våre datasett. Faktorer som derimot kan observeres er mål som lønnsomhet, vekst både i bedriften og i bransjen, gjeldsgrad, samt selskapes historiske regnskapstall. Vi har benyttet resultatmargin (*resmarg*), ROE og ROA som uttrykk for lønnsomhet og likviditetsgrad 1 (*likv1*) er benyttet som en indikator på soliditet. Vi inkluderer ikke for bransjevekst, siden vår proxy for bransjevekst er gjennomsnittet av bransjens investeringsaktivitet og følgelig ikke varierer i gruppen det matches på. De fleste oppkjøp skjer i form av “leveraged buyouts”, og det gjør bedriftens evne til å bære mer gjeld avgjørende i oppkjøpsbeslutningen, og følgelig matcher vi på gjeldsgrad (*lev*). Det inkluderes også en variabel for størrelse (*size*), målt som den naturlige logaritmen av totale eiendeler. Vi ender opp med følgende probitmodell for matching med ordinære private selskaper, hvor *OK* er en variabel som har verdi 1 om bedriften blir kjøpt av et PE-fond, og null ellers:

---

<sup>21</sup>Porteføljebedrifter uten registrert regnskap året før oppkjøp blir ekskludert fra matchingen for å sikre en best mulig matchingkvalitet. Børsnoterte og ordinære private selskaper kan matches på alle årene.

$$\begin{aligned}
P(OK = 1|X) & \\
&= \Phi(\beta_0 + \beta_1 lev + \beta_2 likv1 + \beta_3 size \\
&\quad + \beta_4 ROE + \beta_5 ROA + \beta_6 resmarg).
\end{aligned} \tag{1}$$

For matching med børsnoterte selskaper er modellen:

$$\begin{aligned}
P(OK = 1|X) & \\
&= \Phi(\beta_0 + \beta_1 lev + \beta_2 likv1 + \beta_3 size \\
&\quad + \beta_4 ROE + \beta_5 ROA + \beta_6 resmarg \\
&\quad + \beta_{match\bar{a}r} Match\bar{a}r + \beta_{bransje} Bransje).
\end{aligned} \tag{2}$$

Kvaliteten på matchingen avgjøres ved hjelp av reduksjonen i skjevhet mellom det matchede og det ikke-matchede utvalget. Tabell 1 viser resultatet av eksakt match på år og bransje mellom porteføljeselskaper og ordinære private bedrifter. Her ser vi at skjevheten blir redusert for alle variablene det er matchet på, og gjennomsnittene i de to gruppene er blitt likere. Gjeldsgraden (*lev*), likviditetsgrad 1 (*likv1*), *ROE* og resultatmarginen (*resmarg* har alle en reduksjon i skjevhet på over 90%, mens reduksjonen i *size* og *ROA* er lavere med henholdsvis 33,5% og 17,1% reduksjon i skjevheten. Den tabulerte pstesten for matchingen viser forbedringen i én enkelt bransjegruppe. Det er imidlertid ikke likt resultat i alle gruppene, og det er ingen systematikk i hvilke variabler som får økning i skjevhet. Det kan skyldes at det er for få observasjoner i enkelte bransjegrupper til å oppnå en god match. Felles for alle gruppene er at gjennomsnittlig skjevhet og median skjevheten er redusert etter matchingen.

For matchingen mellom porteføljebedrifter og børsnoterte bedrifter får vi lignende resultater for pstesten, som ved matchingen mellom porteføljebedriftene og ordinære private bedrifter. Resultatet er vist i tabell 2. Alle variablene har fått likere gjennomsnitt etter at utvalget ble matchet. Reduksjonen i skjevhet er over 60% for samtlige av variablene med unntak av *ROA* som har en reduksjon på 12.4% i skjev-

Tabell 1: Pstest etter matching mellom ordinære private og porteføljeselskaper

Variable	Unmatched Matched	Mean		%bias	%reduct  bias	t-test	
		Treated	Control			$t$	$p >  t $
lev	U	3.4978	15.587	-1.6		-0.02	0.984
	M	3.4978	2.3388	0.2	90.4	0.79	0.475
likv1	U	11.568	8.3172	234.9		3.01	0.003
	M	11.568	11.673	-7.6	96.8	-0.22	0.837
size	U	1.4532	2.1042	-11.0		-0.13	0.893
	M	1.4532	1.8861	-7.3	33.5	-1.21	0.293
ROE	U	.25674	-1.2339	1.7		0.02	0.983
	M	.25674	.19114	0.1	95.6	0.51	0.636
ROA	U	-12.138	1.0624	-37.3		-0.50	0.618
	M	-12.138	-1.1948	-30.9	17.1	-0.93	0.405
resmarg	U	3.503	-16.226	1.0		0.01	0.991
	M	3.503	5.3422	-0.1	90.7	-0.70	0.525

Resultat av pstest etter eksakt matching mellom ordinære private og porteføljeselskaper. Tabellen viser pstest for bransjegruppe 29 (industri og år 2006). Matchingen som er utført er en propensity score matching, med én “nærmeste nabo” og ingen tilbakelegging. Uavhengige variabler er gjeldsgrad (*lev*), likviditetgrad 1 (*likv1*), den naturlige logaritmen av totale eiendeler (*size*), ROE, ROA og resultatmargin (*resmarg*). Pstest mellom ordinære private og porteføljeselskaper i ulike bransjegrupper gir varierende grad av reduksjon i skjevhet, noen grupper har variabler der skjevheten er økt etter matchingen. Vi har ikke lyktes med å finne systematiske forskjeller i matchingkvalitet i de ulike bransjegruppene, men gjennomsnittlig skjevhet og median skjevheten er redusert for samtlige grupper etter matchingen.

heten mellom porteføljebedriftene og de børsnoterte bedriftene. Vi konkluderer med at matchingen har fungert godt og at målet om å konstruere en kontrollgruppe som er likere på alle variabler er oppnådd. Det er aspekter ved denne matchingen som gjør matchen svakere; som påpekt tidligere er datasettet bestående av børsnoterte bedrifter begrenset, og det gir oss et lite utvalg når vi skal velge i propensity scorer. Det er heller ikke en eksakt match.

Etter at propensity score matchingen er utført, sitter vi igjen med 108 porteføljebedrifter som sammenlignes med andre eierformer. I H2-H4 hvor vi kun undersøker porteføljebedrifter består datasettet av 162 porteføljebedrifter, da vi inkluderer bedriftene som manglet observasjoner i matchåret.

For å utføre robusthetstester for H1 ble det konstruert kontrollutvalg bestående av tre og fem “nærmeste naboer”. Da matchingen mellom porteføljeselskapene og

Tabell 2: Pstest etter matching mellom børsnoterte og porteføljeselskaper

Variable	Unmatched Matched	Mean		%bias	%reduct  bias	t-test	
		Treated	Control			t	p>  t  )
lev	U	1.3045	2.1467	-1.3		-0.37	0.714
	M	2.8719	2.7447	0.2	84.9	0.06	0.951
size	U	11.817	14.235	-128.4		-39.45	0.000
	M	11.665	11.861	-10.4	91.9	-1.02	0.308
likv1	U	1.6632	2.9928	-10.8		-3.48	0.001
	M	1.4441	1.4205	0.2	98.2	0.17	0.864
ROE	U	.10679	-.08903	4.3		1.27	0.204
	M	.56758	.64114	-1.6	62.4	-0.31	0.754
ROA	U	7.226	1.8911	2.4		0.70	0.483
	M	1.4791	-3.1924	2.1	12.4	0.75	0.454
resmarg	U	-480.69	5169.6	-5.4		-1.73	0.084
	M	.49508	-962.8	0.9	83.0	1.62	0.107

Resultat av pstest etter matching mellom børsnoterte og porteføljeselskaper. Matchingen som er utført er en propensity score matching med én “nærmeste nabo” og ingen tilbakelegging. Uavhengige variabler er gjeldsgrad (*lev*), likviditetsgrad 1 (*likv1*), den naturlige logaritmen av totale eiendeler (*size*), ROE, ROA og resultatmargin (*resmarg*).

børsnoterte selskaper ikke er en eksakt match, vil matching med flere enn én “nærmeste nabo” føre til at flere år fra samme selskap blir match til et porteføljeselskap. For å få best mulig grunnlag for å oppnå tre og fem “nærmeste naboer” for noen av selskapene har vi følgelig tillatt 50 “nærmeste naboer” ved PSM utførelsen, for så å slette duplikater. I praksis er det ingen forskjell på antall børsnoterte “nærmeste naboer” i robusthetstestene med tre og fem “nærmeste naboer”, vi oppnår 1,7 “nærmeste naboer” per porteføljebedrift. Eventuelle resultatforskjeller i disse robusthetstestene vil skyldes ulikt antall observasjoner i utregningen av normale verdier, som beskrevet i neste kapittel om metode.

## 6 Empirisk metode

For å undersøke forekomsten av earnings management trenger vi proxyer for REM og AEM. Vi benytter oss av proxyer som er brukt i tidligere studier av EM, for REM benytter vi proxyer utviklet av Roychowdhury (2006) og for AEM benytter vi den modifiserte Jones-modellen utviklet av Dechow et al. (1995). På bakgrunn

av diskusjonen om oppjusterende og nedjusterende REM tidligere i utredningen og i samsvar med en rekke andre studier på REM som Cohen og Zarowin (2010), Gunny (2005), Roychowdhury (2006) og Li et al. (2016), antas det at bedriftene foretar oppjusterende REM.

## 6.1 Mål på aktivitetsbasert earnings management

Litteraturgjennomgangen til Xu et al. (2007) peker på to modeller som omfavner flere REM-aktiviteter; modellen til Roychowdhury (2006) og modellen til Gunny (2005). I Gunny (2005) sin modell avhenger flere av variablene av tilgjengelig markedsverdier for selskapet og egenkapitalen. Markedsverdier er informasjon som ikke finnes for porteføljeselskaper og ordinære private selskaper, og Gunny (2005) sin metode er dermed ikke aktuell for vårt studie. Etter vår kjennskap, er Roychowdhury (2006) sin metode den mest brukte i nyere forskning på REM (f.eks. Cohen og Zarowin, 2010, Zang, 2011, Li et al., 2016 og Shayan-Nia et al., 2017)). Metoden hans bygger utelukkende på variabler som er tilgjengelige i form av regnskapstall, noe som vi har gode data på i Norge. Følgelig benyttes metoden til Roychowdhury (2006) i vår studie av REM.

Roychowdhury (2006) identifiserer tre måter å foreta REM på, og bygger på en artikkel av Dechow et al. fra 1998. Roychowdhurys modell sjekker estimerte nivåer opp mot virkelige nivåer for parametrene kontantstrøm fra operasjonell aktiviteter (CFO), skjønnsmessige utgifter (DISEXP) og produksjonskostnader (PROD). Avvikene er proxyer for REM.

**Unormal kontantstrøm fra operasjonell aktivitet.** Ved å gi prisavslag og mildere kredittvilkår til kundene, kan bedriften øke salgsvolumet og dermed salgsinntektene. Bedriften vil også oppnå en lavere margin på hvert salg, så lenge avslaget ikke sammenfaller med en tilsvarende reduksjon i kostnader. Av denne grunn vil bedrifter som driver med REM på denne måten ha unormalt lav kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter.

**Unormale produksjonskostnader.** Ved å øke produksjonen, vil de faste kostnadene bli fordelt utover flere enheter, som vil, alt annet likt, føre til lavere

enhetskostnader og dermed øke marginene. Bedrifter som driver med REM på denne måten vil følgelig ha unormal høye produksjonskostnader.

**Unormale skjønnsmessige utgifter.** Ved å redusere skjønnsmessige utgifter som for eksempel FoU, markedsføring og vedlikeholdskostnader vil resultatet i perioden øke. Bedrifter som foretar REM på denne måten vil derfor ha unormalt lave skjønnsmessige utgifter.

Det er viktig å bemerke at nettoeffekten på CFO ikke er entydig. Overproduksjon, prisavslag og mildere kredittvilkår vil gi lavere kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, mens reduserte skjønnsmessige utgifter vil ha en positiv effekt på kontantstrømmen (Roychowdhury, 2006). Tolkning av unormale nivåer av CFO må derfor foretas med forsiktighet.

Roychowdhury (2006) påpeker at flere av de ovennevnte aktivitetene kan være optimale gitt den økonomiske situasjonen en bedrift er i. Modellen hans karakteriserer derimot disse operasjonelle aktivitetene som REM dersom ledelsen benytter metodene mer enn det som er normalt, gitt bedriftens økonomiske situasjon.

Modellen til Roychowdhury (2006) består av tre regresjonsligninger som estimerer “normale” størrelser på parametrene CFO, PROD og DISEXP. Alle regresjonene er tverrsnittsregresjoner estimert for hver bransje hvert år. REM blir avdekket som forskjellen mellom estimerte normale verdier og virkelige verdier, og er følgelig residualen i regresjonene.

Normale nivåer for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, CFO, estimeres som følger:

$$\frac{CFO_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{1}{A_{t-1}} \right) + \beta_1 \left( \frac{S_t}{A_{t-1}} \right) + \beta_2 \left( \frac{\Delta S_t}{A_{t-1}} \right) + \epsilon_t, \quad (3)$$

hvor  $A_{t-1}$  er sum eiendeler ved slutten av periode t-1,  $S_t$  er salget i perioden og  $\Delta S_t$  er endring i salget fra i fjor til i år. Den unormale verdien av CFO, ABN CFO, er residualet,  $\epsilon_t$ . Lavere verdier for ABN CFO indikerer mer REM.

Produksjonskostnaden er definert som varekostnader pluss endring i investeringer<sup>22</sup>,

<sup>22</sup>Varekostnad blir estimert som:  $\frac{Varekost_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{1}{A_{t-1}} \right) + \beta \left( \frac{S_t}{A_{t-1}} \right) + \epsilon_t$ , og endringer i investering blir estimert som:  $\frac{\Delta inv_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{1}{A_{t-1}} \right) + \beta_1 \left( \frac{\Delta S_t}{A_{t-1}} \right) + \beta_2 \left( \frac{\Delta S_{t-1}}{A_{t-1}} \right) + \epsilon_t$ .

og estimeres med ligningen:

$$\frac{PROD_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{1}{A_{t-1}} \right) + \beta_1 \left( \frac{S_t}{A_{t-1}} \right) + \beta_2 \left( \frac{\Delta S_t}{A_{t-1}} \right) + \beta_3 \left( \frac{\Delta S_{t-1}}{A_{t-1}} \right) + \epsilon_t \quad (4)$$

hvor  $\Delta S_{t-1}$  er endring i salget fra to år tilbake i tid til i fjor. Unormale verdier for PROD betegnes som ABN PROD og er residualen i regresjonsmodell 4. Høyere verdier for ABN PROD indikerer mer REM.

Til slutt estimeres skjønnsmessige utgifter med følgende regresjonsligning:

$$\frac{DISEXP_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{1}{A_{t-1}} \right) + \beta \left( \frac{S_{t-1}}{A_{t-1}} \right) + \epsilon_t. \quad (5)$$

Skjønnsmessige utgifter er uttrykt som fjorårets salg for å unngå at en oppjustering av inntekter et gitt år skal gi unormalt lave residualer for skjønnsmessige utgifter det samme året, selv om disse ikke er manipulerte (Roychowdhury, 2006).  $\epsilon_t$  fra ligning 5 betegnes ABN DISEXP, og som for ABN CFO vil lavere verdier indikere mer REM .

Fundamentet til metoden er de normale verdiene for CFO, PROD og DISEXP som estimeres ved hjelp av regresjonene i ligning 3-5. Følgelig er det avgjørende at normalen blir så korrekt som mulig, tatt vårt datasett i betraktning. Anvendelsen av PSM som utvalgsmetode gir ikke tilstrekkelig størrelse i hver bransjegruppe til å gjennomføre våre regresjoner, og mange grupper møter ikke Roychowdhury (2006) sitt minstekrav på 15 observasjoner per bransjegruppe. Av denne grunn valgte vi å inkludere observasjoner med sum eiendeler innenfor intervallet  $\pm 20\%$  av gjennomsnittlig sum eiendeler<sup>23</sup> til porteføljeselskapene i bransjegruppen. Bedrifter som er matchet i propensity score matchingen, men ikke tilfredstiller kravet om  $\pm 20\%$  av gjennomsnittlig sum eiendeler i bransjegruppen, blir også inkludert i datasettet som benyttes til utregne normalen.<sup>24</sup> Vi ender opp med et datasett til å regne ut normalene på, hvor alle bransjegruppene innfrir kravet om 15 observasjoner, og hvor den minste bransjegruppen har 28 observasjoner.

<sup>23</sup>Variabelen size ble benyttet, følgelig er det  $\pm 20\%$  fra gjennomsnittet til  $\ln(\text{sumeiendeler})$  som er avgrensingen til datasettet som blir brukt for å estimere normalen. 20 % er valgt da 10% resulterer i ekskludering av flere bransjegrupper.

<sup>24</sup>Robusthetstestene med tre og fem "nærmeste naboer" i kontrollutvalget for H1, vil følgelig ha marginalt forskjellige datasett til å utregne normalen på.

## 6.2 Mål på regnskapsbasert earnings management

For å besvare H3 om forekomsten av lineære korrelasjoner mellom REM og AEM behøver vi også proxyer for AEM. Vi benytter også proxyene for AEM i H1, da det kan være interessant å undersøke om vårt datagrunnlag av norske porteføljebedrifter viser samme tendenser for AEM som internasjonale studier av PE og AEM (Katz, 2009, Beuselinck et al., 2009).

For å undersøke AEM benytter vi den modifiserte Jones-modellen.<sup>25</sup> Denne modellen er vidt brukt i tidligere forskning for å estimere forekomsten av skjønnsmessige periodiseringer (f.eks. Katz, 2009, Zang, 2011, Cohen og Zarowin, 2010 og Teoh et al., 1998). Dette er også modellen med størst forklaringsstyrke av tilgjengelige AEM-modeller (Dechow et al., 1995).

Ifølge Jones (1991) består totale periodiseringer (TA) av skjønnsmessige periodiseringer og ikke-skjønnsmessige periodiseringer. De skjønnsmessige periodiseringene reflekterer de skjønnsmessige vurderinger og estimatene som foretas i regnskapsutformingen, mens de ikke-skjønnsmessige periodiseringene blir bestemt av aktivitetsnivået i bedriften. Den modifiserte Jones-modellen er en videreutvikling av Jones (1991) sin modell som beregner skjønnsmessige periodiseringer, samtidig som den kontrollerer for effekten av firmaets økonomiske omstendigheter på ikke-skjønnsmessige periodiseringer (Dechow et al., 1995, s.198-199). Dechow et al. (1995) retter på Jones-modellens antatte tilbøyelighet til å feilestimere skjønnsmessige periodiseringer når periodiseringen er gjort på inntektene i bedriften. Justeringen innebærer at endringer i inntekter blir justert for endringen i fordringer. Følgelig antar den modifiserte Jones-modellen at alle endringer i fordringer i perioden er et resultat av AEM (Dechow et al., 1995, s.199).

Det finnes i hovedsak to ulike måter å beregne skjønnsmessige periodiseringene på; tverrsnittanalyse og tidsserieanalyse . For best mulig sammenligningsgrunnlag har vi valgt å beregne Dechow et al. (1995) på samme måte som Roychowdhury (2006). Det innebærer tverrsnittsregresjon for hver bransjegruppe og inkludering av

---

<sup>25</sup>Ettersom vi tolker REM som oppjusterende REM i vårt studie, velger vi å kun tolke unormale nivåer av AEM som oppjusterende i H1 og H3. Dette samsvarer med hva Katz (2009) gjør i sitt studie av AEM i porteføljebedrifter. Består vårt datasett av bedrifter som både oppjusterer og nedjusterer sine resultater, vil dette svekke våre resultater.



konstantleddet estimert med følgende regresjonsligning:

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = a_1 \left( \frac{1}{A_{t-1}} \right) + a_2 \left( \frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} \right) + a_3 \left( \frac{PPE_t}{A_{t-1}} \right) + v_t. \quad (6)$$

Modellen er bygget opp av ikke-skjønnsmessige periodiseringer som kommer til uttrykk gjennom  $\left(\frac{1}{A_{t-1}}\right) + a_2\left(\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}}\right) + a_3\left(\frac{PPE_t}{A_{t-1}}\right)$  og skjønnsmessige periodiseringer som er  $v_t$ .

I likhet med Roychowdhury (2006) sin modell, vil residualleddet være en proxy på AEM. Høyere verdier for dis accruals indikerer med AEM.

I neste kapittel vil vi presentere resultater fra testing av våre fire hypoteser. H1, H2 og H4 testes ved å benytte pooled OLS. Vi erstatter Roychowdhury (2006) sine Fama-Macbeth regresjoner og Newey-West standardfeil med clustered standardfeil som sørger for at resultatene er robuste for heteroskedastisitet og autokorrelasjon.<sup>26</sup> I likhet med andre studier har vi, i undersøkelsen av H2, valgt å benytte gjeldsgrad som en proxy på behov for ekstern finansiering (Dechow et al., 1996, s.14) og som en proxy på nærheten til restriksjoner i gjeldskontrakter (Duke og Hunt, 1990). I H3 ønsker vi å undersøke det lineære forholdet mellom kontinuerlige variabler, og Pearson korrelasjoner blir dermed benyttet.

## 7 Empirisk analyse

### 7.1 Deskriptiv statistikk

Tabell 3 viser deskriptiv statistikk for datasettet som er benyttet i H1. Omtrent 65% av observasjonene er klassifisert som ordinær privat bedrift<sup>27</sup>. Porteføljebedrifter er større enn ordinære private bedrifter i absolutte tall, både i form av eiendeler og salgsinntekter, med forskjeller signifikante på 1%-nivå. Som forventet har porteføljebedrifter signifikant høyere medianverdi for gjeldsgrad, på 1%-nivå, sammenlignet med både ordinære private bedrifter og børsnoterte bedrifter. Forskjellen

<sup>26</sup>Clustered standardfeil tar hensyn til avhengighet mellom felleddene som skapes av firmaeffekten, og er ifølge Petersen (2009) den metoden som best eliminerer skjevheten i standardfeilene, uavhengig av om firmaeffekten er permanent eller midlertidig.

<sup>27</sup>De ordinære private bedriftene har observasjoner for flere år, noe som er naturlig gitt den begrensede perioden en bedrift er eid av PE

---

i medianverdi mellom porteføljeselskaper og børsnoterte selskaper er på hele 122%, en forskjell som antagelig kan tilskrives hyppig benyttelse av LBO i det norske PE-markedet. Vi noterer oss at både gjennomsnitt og median for variabelen bransjevekst er høyere i børsnoterte selskaper enn porteføljeselskaper, begge forskjellene er signifikante på 5%-nivå. Sistnevnte er overraskende sett i lys av at PE gjerne investerer i bedrifter som har høyt vekstpotensiale. Det kan dermed tenkes at historisk investeringsaktivitet ikke fungerer godt som et mål på vekstmuligheter til en bedrift, slik som det var tiltenkt da vi konstruerte variabelen<sup>28</sup>.

I samsvar med H1a og H1b er medianverdi for skjønnsmessige utgifter (DISEXP) høyere i porteføljeselskaper, sammenlignet med både ordinære private og børsnoterte selskaper. Forskjellene er signifikante på 1%-nivå. Medianverdien for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter (CFO) er signifikant lavere, på 1%-nivå, i børsnoterte selskaper sammenlignet med porteføljeselskaper, og dette er i samsvar med våre antagelser i H1b, om lavere unormal CFO i børsnoterte selskaper. Videre observerer vi signifikant høyere medianverdi for produksjonskostnader (PROD) ( $z=3.5$ ) i ordinære private selskaper sammenlignet med porteføljeselskaper, noe som bygger opp under H1a. Vi observerer derimot signifikant lavere medianverdi for PROD i børsnoterte selskaper, sammenlignet med porteføljeselskaper, og forskjellen er signifikant på 1%-nivå.

---

<sup>28</sup>Roychowdhury (2006) kontrollerer for vekstmuligheter ved å benytte markedsverdi over bokført verdi. Da vi ikke har tilgjengelig markedsverdier for private bedrifter, har vi konstruert variabelen bransjevekst. Variabelen viser gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år.

Tabell 3: Deskriptiv statistikk

	Porteføljeselskaper			Private selskaper			Børsnoterte selskaper			(Porteføljeselskaper) – (private selskaper)			(Porteføljeselskaper) – (børsnoterte selskaper)			
	gj.snitt	median	gj.snitt	median	gj.snitt	median	gj.snitt	median	gj.snitt	median	gj.snitt	median	gj.snitt	median	gj.snitt	median
sumefend	526582.1	229201.5	489143.8	118784.0	1164813.2	1164813.2	1164813.2	1164813.2	28518.3	110417.5***	110417.5***	110417.5***	110417.5***	110417.5***	-647151.2***	-935611.7***
size	12.2	12.3	11.5	11.7	12.8	12.8	12.8	12.8	0.6***	0.7***	0.7***	0.7***	0.7***	0.6***	-0.4***	-0.4***
salgsinn	527186.7	253525.5	499265.5	137469.0	890695.8	890695.8	890695.8	890695.8	13874.4	116056.5***	116056.5***	116056.5***	116056.5***	13874.4	-377555.9***	-637170.3**
salgsinn_a (i %)	167.6	146.6	190.5	161.4	121.9	121.9	107.7	107.7	0.3	-22.5***	-14.8***	-14.8***	-14.8***	0.3	46.0***	39.0***
ordres_a (i %)	3.9	2.4	7.7	5.4	-2.9	-2.9	0.7	0.7	-3.7	-3.9***	-3.0***	-3.0***	-3.0***	-3.7	6.7	8.1
bransjevekst (i %)	55.6	25.5	58.7	25.3	92.7	92.7	27.4	27.4	-3.5	0.2**	0.2**	0.2**	0.2**	-3.5	6.8***	1.7***
lev (i %)	378.6	237.8	404.6	214.0	202.4	202.4	115.7	115.7	-0.6	-18.6	23.8***	23.8***	23.8***	-0.6	183.6***	122.1***
CFO (i %)	21.3	11.4	19.9	11.3	13.2	13.2	7.2	7.2	-0.3	1.4	0.1	0.1	0.1	-0.3	8.1**	4.2***
PROD (i %)	76.0	57.6	101.4	64.4	60.5	60.5	42.3	42.3	0.6	-25.6***	-6.8***	-6.8***	-6.8***	0.6	15.2***	15.3***
DISEXP (i %)	86.3	68.9	79.1	59.2	65.6	65.6	49.7	49.7	-5.8	3.5	3.5	3.5	3.5	-5.8	3.3	-4.5
TA (i %)	122.4	-0.8	-42.2	0.0	-0.3	-0.3	0.1	0.1	2.4	169.0	-0.8	-0.8	-0.8	2.4	127.1	-6.6
N	950	950	3029	3029	653	653	653	653	3979	3979	3979	3979	3979	3979	1603	1603

Tabellen viser deskriptiv statistikk for porteføljeselskaper, ordinære private selskaper og børsnoterte selskaper. Observasjonene er gjort i tidsrommet 1997-2015, og er matchet gjennom PSM. Vi sammenligner medianen og gjennomsnittet for porteføljeselskaper med de ordinære private selskaper, og med de børsnoterte selskaper, og tester om det er statistisk signifikant forskjell mellom dem. Sammenligningen mellom gjennomsnittene er gjort med en students t-test, mens sammenligningen av medianene er gjort med en to-utvalg Wilcoxon rang-sum test. Følgelig er tallene i parentes t-statistikk for forskjeller i gjennomsnitt og z-statistikk for forskjeller i median. *sumefend* er totale eiendeler, *size* er den naturlige logaritmen til totale eiendeler, *salgsinn* er salgsinntekter, *salgsinn\_a* er salgsinntekter over forrige års totale eiendeler, *ordres\_a* er ordinært resultat etter skatt over forrige års totale eiendeler, *bransjevekst* er gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år og *lev* er gjeldsgrad. *CFO*, *PROD*, *DISEXP* og *TA* er henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader, skjønsmessige utgifter og totale periodiseringer.

Da medianverdi av produksjonskostnader og skjønnsmessige utgifter i prosent av forrige års sum eiendeler er på henholdsvis 64.4% og 59.2% i ordinære private selskaper og henholdsvis 42.3% og 49.7% i børsnoterte selskaper vil endringer i disse variablene være av økonomisk signifikante størrelser. For å få samme økonomiske innvirkning for kontantstrøm for operasjonelle aktiviteter vil større forskjeller mellom gruppene være nødvendig da CFO kun utgjør 11.3% og 7.2%. Til slutt bemerker vi oss at medianverdiene for TA for porteføljeselskaper og ordinære private selskaper er tilnærmet null, mens gjennomsnittsverdiene for TA er på henholdsvis 122.4% og 42.2%. Følgelig har vi indikasjoner på at variabelen TA fremdeles er påvirket av ekstreme observasjoner, selv om TA, som nevnt i datakapitlet, er winsorized på 1. og 99. prosentil.

## 7.2 Sammenligning av REM på tvers av eierformer

Ved sammenligning mellom de forskjellige eierformene benyttes datasettene som ble konstruert ved PSM. Datasettene med porteføljebedrifter og sammenlignbare ordinære private bedrifter blir benyttet i H1a og datasettene med porteføljebedrifter og sammenlignbare børsnoterte bedrifter blir benyttet i H1b.

Følgende regresjonsmodell benyttes ved sammenligning mellom de ulike eierformene

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekst_{t-1} + \beta_3 ordres\_a_t + \beta_4 PE_t + v_t. \quad (7)$$

For å kontrollere for systematiske variasjoner i unormale kontantstrømmer fra operasjonelle aktiviteter (ABN CFO), unormale produksjonskostnader (ABN PROD), unormale skjønnsmessige utgifter (ABN DISEXP) og skjønnsmessige periodiseringer (dis accruals), kontrollerer vi, i nær likhet med (Roychowdhury, 2006)<sup>29</sup>, for størrelse uttrykt som den naturlige logaritmen av sum eiendeler (*size*), for vekstmuligheter (*bransjevekst*) og ordinært resultat etter skatt uttrykt i prosent av forrige års sum eiendeler (*ordres\_a*). Effekten av PE-eierskap undersøkes ved hjelp av indikatorvariabelen PE som tar verdien 1 om selskapet er underlagt PE-eierskap i inneværende år, og 0 ellers. Regresjonen ble estimert fire ganger, med henholdsvis

<sup>29</sup>Roychowdhury (2006) benytter markedsverdi dividert på bokført verdi for å kontrollere for vekstmuligheter i bedriftene, logaritmen til markedsverdien av egenkapitalen for å kontrollere for størrelse og årsresultat over forrige års sum eiendeler for å kontrollere for ytelse.

ABN CFO, ABN PROD, ABN DISEXP og dis accruals som avhengig variabel.

Tabell 4: Sammenligning av REM i ordinære private og porteføljeselskaper

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP	dis accruals
L.size	0.0764*** (0.000)	0.0521** (0.022)	-0.00959 (0.692)	-4.963 (0.186)
L.bransjevekst	-0.000435 (0.927)	-0.00328 (0.629)	-0.00948 (0.273)	-1.066 (0.298)
ordres_a	0.902*** (0.000)	-0.490*** (0.000)	0.103 (0.405)	-36.76 (0.334)
PE	0.0342* (0.066)	-0.0762* (0.051)	0.105** (0.011)	-1.341 (0.613)
constant	-0.994*** (0.000)	-0.616** (0.028)	0.124 (0.677)	64.49 (0.198)
<i>Ensidige p-verdier for linjen PE, test av lavere forekomst av REM</i>				
Forventet fortegn	+	-	+	-
PE	0.0342** (0.033)	-0.0762** (0.025)	0.105*** (0.006)	-1.341 (0.306)
N	3084	2919	3084	3084

Resultater fra pooled OLS med clustered standardfeil.  $p$ -verdier i parenteser. \*,\*\* og \*\*\* indikerer signifikans på henholdsvis 10%, 5% og 1% nivå. Tabellen viser  $p$ -verdi for tosidig test. Da H1a er retningsbestemt og antar lavere nivå av REM for porteføljebedriftene, vises også  $p$ -verdi for en ensidig test for indikatorvariabelen  $PE$ . Tabellen viser resultatene fra følgende regresjonsligning:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekst_{t-1} + \beta_3 ordres\_a_t + \beta_4 PE_t + v_t$$

$PE$  har verdi 1 om selskapet er et porteføljeselskap og 0 ellers.  $ABN\ CFO$ ,  $ABN\ PROD$ ,  $ABN\ DISEXP$  og  $dis\ accruals$  er unormale verdier for henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader, skjønsmessige utgifter og skjønsmessige periodiseringer.  $size$  er den naturlige logaritmen av sum eiendeler,  $bransjevekst$  er gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år og  $ordres\_a$  er ordinært resultat før skatt dividert på forrige års sum eiendeler. Bedrifter som foretar resultatforbedrende REM vil ha lavere unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter ( $ABN\ CFO$ ) og skjønsmessige utgifter ( $ABN\ DISEXP$ ), og høyere unormale verdier for produksjonskostnader ( $ABN\ PROD$ ). Bedrifter som foretar resultatsforbedrende AEM vil ha høyere verdier av skjønsmessige periodiseringer ( $dis\ accruals$ ). Som nevnt i empirisk metode, må unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter tolkes med forsiktighet, da en nettoeffekt på denne kontantstrømmen også påvirkes av skjønsmessige utgifter og produksjonskostnader.

Resultatene fra den ensidige testen i tabell 4 viser signifikant høyere nivå av ABN CFO ( $\beta_4=0.0342$ ,  $p=0.033$ ) og ABN DISEXP ( $\beta_4 = 0.105$ ,  $p=0.006$ ) og lavere nivå av ABN PROD ( $\beta_4 = -0.0762$ ,  $p=0.025$ ) i porteføljebedrifter sammenlignet med ordinære private bedrifter. Fortegnene er som vi forventet og indikerer mindre REM for alle REM-proxyene. Dette er funn i tråd med tidligere forskning på PE-eierskap og earnings management (Katz, 2009, Beuselinck et al., 2009).<sup>30</sup> Robusthetstestene for tre og fem “nærmeste naboer”, tabulert i appendiks B, tabell 10 og 12, viser samme funn. Vårt valg av lavest mulig skjevhet, på bekostning av varians, har kun påvirkning på resultatet for skjønnsmessige periodiseringer (AEM), som for tre og fem “nærmeste naboer” er signifikant lavere på henholdsvis 5%- og 10%-nivå i porteføljebedriftene, sammenlignet med ordinære private bedrifter.

Lavere forekomst av REM i porteføljebedrifter kan forklares med majoritetsposten PE ofte innehar i porteføljebedriftene som gir motivasjon og mulighet til å overvåke, samtidig som PE tilfører bedriften kunnskap. I vårt tilfelle vil kunnskapen kunne omhandle de langsiktige skadene REM kan medføre for bedriften. Nevnte kunnskap kan også virke hemmende på PEs insentiv<sup>31</sup> til å påvirke sine porteføljebedrifter til å foreta REM. Overvåkingen som blir tilført og eksistensen av bedriftseksterne i styret er tidligere vist å ha en hemmende effekt på EM (Peasnell et al., 2005). Følgelig kan det være at PE aktivt hindrer porteføljebedriften i å foreta REM-aktiviteter, og forklaringen kan omhandle omdømme til PE. PE vil sannsynligvis være en gjenganger i låne-, BO- og IPO-markedet, og det er viktig for PE å ha et godt rykte blant LPer når det skal innhentes kapital til nye fond, en prosess som skjer med hyppige mellomrom. Dette omdømme vil antagelig bli svekket dersom PE bedriver aktiv oppfordring til REM.

Den observerte forekomsten av REM i ordinære private selskaper kan være drevet av insentivene disse har til å utføre REM, selv om det kontraktmessige insentivet knyttet til agentproblemet og separasjon av eierskap og kontroll i de fleste tilfeller faller bort. Som nevnt i kapitlet om EM, er gjeldskontrakter med lite slakk motivasjon for å foreta REM (Kim et al., 2010). Private vil, i likhet med andre selskaper,

<sup>30</sup>Med “i tråd med tidligere forskning” henviser vi til essensen av funnene som er gjort på AEM, altså at forekomsten av EM minker med PE-eierskap.

<sup>31</sup>PE kan, som nevnt tidligere, ha insentiv til å påvirke porteføljebedriftene til å foreta REM, da realisert gevinst avhenger av porteføljeselskapets verdi ved exit.

havne i reforhandlinger av disse kontraktene (Roberts og Sufi, 2009) og har insentiv til å gjøre REM for å sette seg i en bedre posisjon foran slike forhandlinger. Dersom sofistikerte eiere har bedre kunnskap om konsekvenser av REM, slik Roychowdhury (2006) hevder, kan ordinære private selskaper har lav kunnskap om hva som er REM og hvilke konsekvenser det medfører for bedriften, og følgelig føre til høyere forekomst av REM.

Vi konkluderer med at H1a, som antar lavere forekomst av REM i porteføljebedrifter enn i ordinære private selskaper, er bekreftet. PE har en disiplinerende effekt på forekomsten av REM i sine porteføljebedrifter og resultatet er i samsvar med tidligere forskning på PE-eierskap og AEM.

De ensidige resultatene i tabell 5 viser signifikant lavere unormale produksjonskostnader (ABN PROD) ( $\beta_4 = -0.07$ ,  $p=0.070$ ) i porteføljeselskaper enn i børsnoterte selskaper. Unormal kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter (ABN CFO) og unormale skjønsmessige utgifter (ABN DISEXP) er ikke signifikant lavere for børsnoterte selskaper og porteføljeselskaper, og følgelig er støtten for H1b som antar større forekomst av REM i børsnoterte selskaper sammenlignet med porteføljebedrifter svak. Robusthetstester for tre og fem “nærmeste naboer”, tabulert i appendiks B, tabell 11 og 13, viser robuste resultater for ensidig test av REM. Resultatet for AEM er derimot ikke robust, og viser samme trend som for H1a.<sup>32</sup> Høyere forekomst av ABN PROD hos selskaper notert på børs er ikke overraskende sett i lys av de markedsrelaterte insentivene som finnes. Børsnoterte selskaper kan ha insentiv til å oppjustere resultatene, da resultatene følges tett av analytikere, og kvartalsrapporter som ikke innfrir analytikerens spådommer kan ramme selskapeets verdi. Videre kan PE-eierskap sammenlignes med institusjonelle eiere ved at de har insentiv til å overvåke ledelsen i bedriftene de eier og, som nevnt tidligere, har Roychowdhury (2006) funnet negativ korrelasjon mellom institusjonelt eierskap og forekomsten av earnings management.

Mer oppsiktsvekkende er de signifikante resultatene fra den tosidige testen for unormal kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter (ABN CFO). Her ser vi lavere

---

<sup>32</sup>Med tre eller fem “nærmeste naboer” inkludert i sammenligningsgrunnlaget blir også unormale skjønsmessig periodiseringer (dis accruals) signifikant på 5%-nivå, og vi ser henholdsvis 2.33% og 2.41% mindre unormale skjønsmessige periodiseringer i porteføljebedriftene.

Tabell 5: Sammenligning av REM i børsnoterte og porteføljeselskaper

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP	dis accruals
L.size	0.02 (0.342)	0.07*** (0.004)	-0.14*** (0.000)	0.07 (0.910)
L.bransjevekst	-0.00 (0.161)	-0.01* (0.080)	-0.00 (0.713)	-0.57*** (0.010)
ordres_a	0.91*** (0.000)	-0.35*** (0.008)	-0.06 (0.698)	-6.47 (0.111)
PE	-0.05** (0.021)	-0.07 (0.140)	-0.07 (0.180)	-0.25 (0.860)
constant	-0.22 (0.416)	-0.81*** (0.007)	1.91*** (0.000)	1.08 (0.891)

*Ensidig p-verdier for linjen PE, test av lavere forekomst av REM*

Forventet fortegn	+	-	+	-
PE	-0.05 (0.990)	-0.07* (0.070)	-0.07 (0.910)	-0.25 (0.430)
<i>N</i>	1178	1100	1178	1178

Resultater fra pooled OLS med clustered standardfeil. *p*-verdier i parenteser. \*, \*\* og \*\*\* indikerer signifikans på henholdsvis 10%, 5% og 1% nivå. Tabellen viser *p*-verdi for tosidig test. Da H1a er retningsbestemt og antar lavere nivå av REM for porteføljebedriftene, vises også *p*-verdi for en ensidig test for indikatorvariabelen *PE*. Tabellen viser resultatene fra følgende regresjonsligning:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekst_{t-1} + \beta_3 ordres\_a_t + \beta_4 PE_t + v_t$$

*PE* har verdi 1 om selskapet er et porteføljeselskap og 0 ellers. *ABN CFO*, *ABN PROD*, *ABN DISEXP* og *dis accruals* er unormale verdier for henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader, skjønsmessige utgifter og skjønsmessige periodiseringer. *size* er den naturlige logaritmen av sum eiendeler, *bransjevekst* er gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år og *ordres\_a* er ordinært resultat før skatt over forrige års sum eiendeler. Bedrifter som foretar resultatforbedrende REM vil ha lavere unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter (*ABN CFO*) og skjønsmessige utgifter (*ABN DISEXP*), og høyere unormale verdier for produksjonskostnader (*ABN PROD*). Bedrifter som foretar resultatsforbedrende AEM vil ha høyere verdier av skjønsmessige periodiseringer (*dis accruals*). Som nevnt i empirisk metode, må unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter tolkes med forsiktighet, da en nettoeffekt på denne kontantstrømmen også påvirkes av skjønsmessige utgifter og produksjonskostnader.

verdier av *ABN CFO* ( $\beta_4 = -0.05$ ,  $p=0.021$ ), et resultat som taler imot våre antagelser. Vi kan følgelig ikke trekke en ensartet konklusjon om forekomsten av REM mellom porteføljebedrifter og børsnoterte bedrifter, men, som beskrevet i metodekapitlet, må *ABN CFO* tolkes med forsiktighet, da den kan være påvirket av endringer



i skjønsmessige utgifter og produksjonskostnader. De tilhørende robusthetstestene for tre eller fem “nærmeste naboer” i kontrollutvalget, vist i tabell 11 og 13 i appendiks B, viser i tillegg signifikant høyere bruk av REM i porteføljebedriftene, sammenlignet med selskaper notert på børs. Eksempelvis viser tosidig test med tre “nærmeste naboer” 9% lavere skjønsmessige utgifter i porteføljebedriftene, og resultatet er signifikant på 10%-nivå. Funnene er overraskende, og stemmer heller ikke overens med våre antagelser, ei heller med studiet til Zang (2011) som peker på strenge regnskapsregler som en årsak til økt forekomst av REM, da mulighetene for AEM er innskrenket. Årsaken til disse funnene kan stamme fra en hemmende effekt av analytikernes, pressens og revisorers overvåkning over de børsnoterte bedriftene. En annen mulig årsak er tilstedeværelse av institusjonelle eiere også hos de børsnoterte selskapene.<sup>33</sup> Videre kan det tenkes at styrene til børsnoterte selskaper har en høyere andel av bedriftseksterne, sammenlignet med styrene til porteføljebedriftene, som er vist å ha en hemmende effekt på oppjusterende EM (Peasnell et al., 2005). Vi tror en kombinasjon av de ovennevnte årsakene kan være forklaringer på resultatet vi finner. Alternativt kan børsnoterte selskaper ha flere aktiviteter tilgjengelig til å utføre REM, eksempelvis finansielle aktiviteter som ikke fanges opp i våre mål på REM (Xu et al., 2007), og følgelig ikke gjør mindre REM totalt.

Vi konkluderer med at støtten for H1b er svak, og ved undersøkelse av tosidig test er resultatene tvetydige. Børsnoterte selskaper ser ut til å foreta mer av noen REM-aktiviteter, og mindre av andre REM-aktiviteter sammenlignet med porteføljeselskaper.

### 7.3 REM og gjeldsgrad

For å undersøke H2, om høyere forekomst av REM i bedrifter med høy gjeldsgrad, benytter vi følgende regresjonsmodell på datasettet bestående av alle porteføljebedrifter.

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekst_{t-1} + \beta_3 ordres_a_t + \beta_4 X_t + v_t. \quad (8)$$

---

<sup>33</sup>Vi har ikke informasjon om hvem som eier aksjene i vårt datasett, og vet følgelig ikke hvordan utbredelsen av institusjonelt eierskap er i de børsnoterte selskapene.

Ligning 8 ble estimert med unormal kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter (ABN CFO), unormale produksjonskostnader (ABN PROD) og unormale skjønnsmessige utgifter (ABN DISEXP) som avhengige variabler, med indikatorvariabelen *lev\_rank* som variabel X i regresjon 1-3 og den kontinuerlige variabelen *lev\_dev* som variabel X i regresjon 4-6. *lev\_dev* viser gjeldsgradens avstand fra gjennomsnittlig gjeldsgrad i bransjegruppen bedriften tilhører. *lev\_rank* har verdien 1 dersom gjeldsgraden er høyere enn gjennomsnittet i bransjegruppen, og 0 ellers.<sup>34</sup> For å kontrollere for systematiske variasjoner i de avhengige variablene kontrollerer vi for størrelse uttrykt som den naturlige logaritmen av sum eiendeler (*size*), for vekstmuligheter (*bransjevekst*) og ordinært resultat etter skatt uttrykt i prosent av forrige års sum eiendeler (*ordres\_a*).

I tabell 6 presenteres resultatene fra regresjonene. I modell (2) er koeffisienten for observasjoner med gjeldsgrad over gjennomsnittet signifikant på 10%-nivå for den ensidige testen ( $\beta_4 = 0.092$ ,  $p=0.091$ ), av unormal produksjonskostnad (ABN PROD). Resultatet indikerer at bedrifter som har en gjeldsgrad over gjennomsnittet har 9.2% høyere forekomst av unormal produksjonskostnad, og følgelig mer REM, sammenlignet med bedrifter som har en gjeldsgrad under gjennomsnittet. Det er interessant å observere at den tosidige testen i modell (1) med unormal kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter (ABN CFO), som avhengig variabel, viser en  $\beta_4$  på 0.070, signifikant på 10%-nivå. Følgelig har vi også et resultat som indikerer mindre REM dersom gjeldsgraden er over snittet. Gitt korrelasjonene vi finner i neste hypotese kan det ikke utelukkes at resultatet er påvirket av nivået for ABN PROD og som nevnt i metodekapitlet må CFO tolkes med forsiktighet.

Resultatene fra de tre første regresjonene gir oss sprikende resultater. Da porteføljebedriftene har høyere gjeldsgrad enn både børsnoterte og ordinære private selskaper, som vist i tabell 3, er det tenkelig at en stor andel av porteføljebedriftene har en gjeldsgrad høyere enn gjennomsnittet i bransjegruppen. Følgelig vil en gjeldsgrad over gjennomsnittet i bransjegruppen ikke være ensbetydende med en bedrift med gjeldsproblemer, og muligens en svak tilnærming. Dechow et al. (1996) argumenterer for at gjeldsgraden er positivt korrelert med behovet for å innhente ekstern kapital,

<sup>34</sup>Vi velger å undersøke gjeldsgradens avstand fra bransjegruppegjennomsnittene siden gjennomsnittlig gjeldsgrad kan være variere fra bransje til bransje.

Tabell 6: Gjeldsgrad og forekomsten av REM

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP
L.size	0.019 (0.538)	0.081** (0.013)	-0.128** (0.013)	0.017 (0.587)	0.084*** (0.006)	-0.131*** (0.007)
L.bransjevekst	-0.006 (0.521)	0.004 (0.768)	0.012 (0.471)	-0.008 (0.372)	0.005 (0.738)	0.009 (0.575)
ordres_a	0.795*** (0.000)	-0.751*** (0.006)	-0.476* (0.098)	0.792*** (0.000)	-0.767*** (0.005)	-0.465 (0.107)
lev_rank	0.070* (0.078)	0.092 (0.182)	-0.048 (0.529)			
lev_dev				-0.000 (0.827)	0.006** (0.033)	-0.006 (0.128)
constant	-0.273 (0.487)	-1.079** (0.011)	1.706*** (0.009)	-0.233 (0.556)	-1.075*** (0.006)	1.726*** (0.006)
Ensidige tester for lev_rank og lev_dev, test av høyere forekomst av REM						
Forventet fortegn	-	+	-	-	+	-
lev_rank	0.070 (0.961)	0.092* (0.091)	-0.048 (0.265)			
lev_dev				-0.000 (0.413)	0.006** (0.017)	-0.006* (0.064)
<i>N</i>	735	665	735	735	665	735

Resultater fra pooled OLS med clustered standardfeil. *p*-verdier i parenteser. \*,\*\* og \*\*\* indikerer signifikans på henholdsvis 10%, 5% og 1% nivå. Tabellen viser *p*-verdi for tosidig test. Da H2 er retningsbestemt, vises også *p*-verdiene for en ensidig test for den kontinuerlige variabelen *lev\_dev* og indikatorvariabelen *lev\_rank*. Tabellen viser resultatene fra følgende regresjonsligning:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekst_{t-1} + \beta_3 ordres_a_t + \beta_4 lev_dev + v_t$$

*lev\_dev* viser avstanden mellom bedriftens gjeldsgrad og gjennomsnittlig gjeldsgrad i bransjegruppen. *lev\_rank* tar verdien 1 dersom gjeldsgraden er over gjennomsnittet, og 0 ellers. *ABN CFO*, *ABN PROD* og *ABN DISEXP* er unormale verdier for henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader og skjønsmessige utgifter. *size* er den naturlige logaritmen av sum eiendeler, *bransjevekst* er gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år og *ordres\_a* er ordinært resultat før skatt over forrige års sum eiendeler. Bedrifter som foretar resultatforbedrende REM vil ha lavere unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter (*ABN CFO*) og skjønsmessige utgifter (*ABN DISEXP*), og høyere unormale verdier for produksjonskostnader (*ABN PROD*). Som nevnt i empirisk metode, må unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter tolkes med forsiktighet, da en nettoeffekt på denne kontantstrømmen også påvirkes av skjønsmessige utgifter og produksjonskostnader.

men antagelig er en gjeldsgrad over snittet heller ikke ensbetydende med dette behovet.

Når vi undersøker om avstanden fra gjennomsnittlig gjeldsgrad (*lev\_dev*) har betydning for forekomsten av REM, finner vi tydeligere indikasjoner på at gjeldsgraden er av betydning. I den ensidige testen for modell (4) finner vi en signifikant og positiv koeffisient for avstanden fra gjennomsnittet for unormale produksjonskostnader ( $\beta_4 = 0.006$ ,  $p=0.017$ ) noe som indikerer mer REM dersom differansen fra gjennomsnittet er positiv. Mer REM finner vi også for modell (6) med skjønnsmessige utgifter som avhengig variabel, da koeffisienten til *lev\_dev* er negativ ( $\beta_4 = -0.006$ ,  $p=0.064$ ). Resultatene er beslektet med DeFond og Jiambalvo (1994) og Sweeney (1994), som finner at bedrifter som er i ferd med å bryte gjeldskontrakter bruker AEM til å oppjustere resultatene og med Kim et al. (2010) som finner at bedrifter med liten slakk i gjeldskontraktene har større tilbøyelighet til å foreta REM.

En forklaring på gjeldsgradens betydning kan ligge i de kontraktmessige insentivene som Healy og Wahlen (1999) beskriver. Brudd av kontrakter vil føre til økte kostnader, eller verst tenkelig tvangsoppløsning, og REM kan bli benyttet som et verktøy for å unngå dette. Økningen i REM kan komme av et behov for å fremstå som attraktiv overfor mulig eksterne investorer, eller som et forsøk på å skaffe seg en bedre posisjon før bedriften skal inn i reforhandlinger av gjeldskontraktene. Roberts og Sufi (2009) påpeker at en svak økonomisk posisjon øker sannsynligheten for dårlig utfall fra slike forhandlinger.

Med signifikant høyere forekomst av REM, målt ved proxyene unormale produksjonskostnader og unormale skjønnsmessige utgifter, når gjeldsgraden øker i forhold til gjennomsnittlig gjeldsgrad i bransjegruppen, anses H2 for bekreftet.

## 7.4 Korrelasjon mellom REM og AEM

Vi benytter Pearson korrelasjoner for å undersøke det lineære forholdet mellom forekomsten av REM og AEM i porteføljebedriftene. H3 antar at det er en korrelasjon mellom bruken av REM og AEM. Datasettet med alle porteføljebedriftene er benyttet, og resultatet er presentert i tabell 7. Som påpekt i deskriptiv statistikk kan TA være påvirket av ekstreme observasjoner, og det må dermed tas forbehold om at

estimatene av AEM kan være påvirket av disse, og følgelig korrelasjonsfunnene, da Pearson korrelasjoner er sensitive for ekstreme verdier.

Våre resultater viser positive korrelasjoner mellom unormale produksjonskostnader (ABN PROD) og bruk av unormale skjønsmessige periodiseringer (dis accruals) til å oppjustere resultater ( $\beta_4 = 0.082$ ,  $p=0.022$ ). Det samme er tilfelle for sammenhengen mellom bruken av unormale kontantstrømmer fra operasjonelle aktiviteter (ABN CFO) og dis accruals ( $\beta_4 = -0.076$ ,  $p=0.026$ ). Begge korrelasjonsfunnene indikerer en samtidig benyttelse av REM og AEM. Dersom korrelasjonsfortegnene er riktige gitt påvirkningen av ekstreme observasjoner i TA, kan en mulig forklaring på resultatene være store kostnader knyttet til å foreta hver form for EM i isolasjon, og at en kombinasjon minimerer kostnadene. Eksempelvis er tilgangen til AEM begrenset av regnskapslovgivningen, følgelig er det for risikabelt og bare benytte seg av AEM ved årets slutt (Roychowdhury, 2006), samtidig er de langsiktige konsekvensene ved å kun utføre REM potensielt for store. Videre kan korrelasjonen gi uttrykk for det sekvensielle forholdet mellom AEM og REM som beskrevet i Zang (2011). Til sist er AEM ansett som mer uetisk enn REM (Bruns Jr og Merchant, 1990), og det kan være at bedrifter som først har benyttet REM en gang har lavere terskel for å benytte begge formene for EM. Roychowdhury (2006) gjør samme korrelasjonsfunn som oss for ABN CFO og ABN PROD, men spekulerer ikke videre i hva som kan være de bakenforliggende årsakene. Han peker derimot på en positiv effekt på dis accruals dersom ABN PROD økes. Medfører dette riktighet kan korrelasjonen på 8.2% komme fra ovennevnt effekt eller en samtidig benyttelse av REM og AEM.

Tabell 7: Korrelasjon mellom AEM og REM

	salgsinn_a	ordres_a	CFO	PROD	DISEXP	TA	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP
ordres_a	0.176*** (0.000)								
CFO	0.519*** (0.000)	0.410*** (0.000)							
PROD	0.686*** (0.000)	0.015 (0.652)	0.427*** (0.000)						
DISEXP	0.702*** (0.000)	0.000 (0.990)	0.366*** (0.000)	0.183*** (0.000)					
TA	0.182*** (0.000)	0.114*** (0.001)	0.159*** (0.000)	0.220*** (0.000)	0.169*** (0.000)				
ABN CFO	0.054 (0.107)	0.405*** (0.000)	0.623*** (0.000)	0.156*** (0.000)	-0.055 (0.102)	-0.055* (0.096)			
ABN PROD	-0.310*** (0.000)	-0.170*** (0.000)	0.068* (0.052)	0.366*** (0.000)	-0.551*** (0.000)	0.033 (0.341)	0.234*** (0.000)		
ABN DISEXP	0.453*** (0.000)	-0.139*** (0.000)	0.224*** (0.000)	0.067** (0.047)	0.805*** (0.000)	0.123*** (0.000)	0.018 (0.589)	-0.608*** (0.000)	
dis accruals	0.216*** (0.000)	0.029 (0.397)	0.222*** (0.000)	0.302*** (0.000)	0.204*** (0.000)	0.894*** (0.000)	-0.076** (0.026)	0.082** (0.022)	0.142*** (0.000)

Resultater fra Pearson korrelasjoner, med tosidige  $p$ -verdier i parentes. \*, \*\* og \*\*\* indikerer signifikans på henholdsvis 10%, 5% og 1%-nivå. *salgsinn\_a* er salgsinntekter over forrige års totale eiendeler og *ordres\_a* er ordinært resultat etter skatt over forrige års totale eiendeler. *CFO*, *PROD*, *DISEXP* og *TA* er henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader, skjønnsmessige utgifter og totale periodiseringer. *ABN CFO*, *ABN PROD*, *ABN DISEXP* og *dis accruals* er henholdsvis unormale kontantstrømmer fra operasjonelle aktiviteter, unormale produksjonskostnader, unormale skjønnsmessige utgifter og unormale skjønnsmessige periodiseringer. Bedrifter som foretar resultatforbedrende REM vil ha lavere nivåer av *ABN\_CFO* og *ABN\_DISEXP*, og høyere nivåer av *ABN\_PROD*. Bedrifter som foretar resultatforbedrende AEM vil ha høyere verdier av *dis\_accruals*. Som nevnt i empirisk metode, må *ABN\_CFO* tolkes med forsiktighet, da en nettoeffekt på *ABN\_CFO* også påvirkes av *DISEXP* og *PROD*.

Overraskende observerer vi en negativ korrelasjon ( $\beta_4 = 0.143$ ,  $p=0.000$ ) mellom skjønnsmessige utgifter (DISEXP) og skjønnsmessige periodiseringer (dis accruals), noe som tyder på at bruken av REM, målt i proxyen skjønnsmessige utgifter, og AEM blir benyttet som substitutter. Funnet stemmer ikke overens med korrelasjoner som er observert i tidligere studier, som Cohen og Zarowin (2010) og Roychowdhury (2006). Videre forskning rundt kostnader relatert til REM og AEM vil muligens være belysende. Eksempelvis er det en mulighet for at institusjonelle eiere ser på kutt i FoU som for kostbart, og følgelig anser AEM som den mest hensiktsmessige verktøyet for å justere resultatet.

Videre observerer vi en sterk negativ korrelasjon mellom unormale produksjonskostnader og unormale skjønnsmessige utgifter, korrelasjonen er på hele 61% ( $p=0.000$ ), og indikerer at bedrifter øker overproduksjon samtidig som de reduserer skjønnsmessige utgifter. Følgelig velger ikke bedrifter utelukkende en type REM, men kombinerer flere typer REM for å få en sterkere oppjusterende effekt på resultatet. En økning i ABN PROD gir derimot en positiv korrelasjon med ABN CFO på 23.4% ( $p= 0.000$ ). Korrelasjonen er ikke ensbetydende med en aktiv reduksjon av ABN CFO, men kan være effekten på ABN CFO gitt at nivået holdes konstant og ABN PROD endres.

For å oppsummere finner vi signifikante lineære korrelasjoner mellom forekomsten av de ulike proxyene for REM og forekomsten av AEM. Styrken i korrelasjonene er ikke overveldene sterke, da samtlige korrelasjoner er under 20%. Vi anser H3 som bekreftet, men tar forbehold om at korrelasjonskoeffisientene kan være påvirket av ekstreme observasjoner i TA.

## **7.5 REM i forkant av exit-året**

For å undersøke H4 benyttes samme datasett som i de to foregående hypotesene med unntak av et par endringer. Bedrifter som fremdeles er eid av PE i 2015 er ekskludert, det samme er bedrifter som har gått konkurs før videresalg, da disse bedriftene kan ha høye nivåer av REM, knyttet til konkursen, årene før registrert exit. Disse bedriftene blir heller ikke videresolgt, og er følgelig ikke representative for det vi ønsker å undersøke.

Med ligning 9 undersøkes forekomsten av REM ett og to år før exit mot forekomsten i selve exit-året. Vi velger å undersøke ett og to år før exit, da vi mener det er mest sannsynlig at en eventuell økning eller reduksjon i REM vil foregå i disse årene, og ikke i det året hvor selve transaksjonen utføres eller selskapet noteres på børs. En justering på resultatene i selve exit-året antas nemlig å være for sent, da interesserte aktører må basere sine beslutninger på tilgjengelige rapporter før selve transaksjonen.

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekst_{t-1} + \beta_3 ordres\_a_t + \beta_{YearToExit} ye_t + v_t \quad (9)$$

Regresjonsmodell 9 ble estimert tre ganger med henholdvis unormal kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter (ABN CFO), unormale produksjonskostnader (ABN PROD) og unormale skjønnsmessige utgifter (ABN DISEXP) som avhengig variabel. Vi kontrollerer for den naturlige logaritmen av sum eiendeler (*size*), vekstmuligheter (*bransjevekst*) og ordinært resultat etter skatt uttrykt i prosent av forrige års sum eiendeler (*ordres\_a*). *ye* er en faktorvariabel som indikerer antall år til PE-fondets exit, hvor 2 indikerer to år til exit og 1 indikerer ett år til exit.

Som vist i tabell 8 finner vi ingen signifikante resultater for variabelen *ye*, hverken året før exit eller to år før exit. Vi har følgelig ikke støtte for H4 om lavere forekomst av REM i årene før exit. På bakgrunn av de manglende funnene velger vi å gruppere observasjonene etter hvilken type exit som ble foretatt, for å se om det kan gi et klarere bilde. De tre typene exit vi har identifisert er IPO, videresalg til et annet selskap enn et PE-fond og videresalg til et annet PE-fond. Regresjonsmodell 9 er følgelig estimert for hver av disse tre gruppene, og resultatene finnes i appendiks B, tabell 14, 15 og 16.

Når vi undersøker porteføljeselskapene som blir solgt til andre bedrifter enn PE-fond, observerer vi, i den ensidige testen i tabell 15, at disse porteføljebedriftene foretar mindre REM, målt ved proxyen skjønnsmessige utgifter (ABN DISEXP) både ett og to år før salget, sammenlignet med det året de er solgt. Det er 21.5% høyere ABN DISEXP ( $p=0.059$ ) året før exit, og 16.7% høyere ABN DISEXP ( $p=0.038$ ) to år før exit, sammenlignet med exit-året. Selv om PE har markedsrelaterte insentiver til å få god avkastning ved exit, og dermed har motivasjon til å påvirke bedriftene



Tabell 8: REM i forkant av exit-året

	(1)	(2)	(3)
	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP
L.size	0.021 (0.635)	0.057 (0.220)	-0.075 (0.276)
L.bransjevekst	-0.003 (0.941)	0.014 (0.712)	0.076 (0.237)
ordres_a	0.714*** (0.002)	-0.837** (0.028)	-0.374 (0.310)
1.ye	-0.001 (0.991)	-0.022 (0.648)	0.087 (0.249)
2.ye	0.045 (0.508)	0.079 (0.349)	0.057 (0.422)
constant	-0.282 (0.619)	-0.771 (0.191)	1.009 (0.251)
<i>Ensidige p-verdier for linjene 1. ye og 2.ye, test av lavere forekomst av REM</i>			
Forventet fortegn	+	-	+
1.ye	-0.001 (0.505)	-0.022 (0.324)	0.087 (0.125)
2.ye	0.045 (0.254)	0.079 (0.825)	0.057 (0.211)
<i>N</i>	408	373	408

Resultater fra pooled OLS med clustered standardfeil, og tosidige  $p$ -verdier i parentes. \*, \*\* og \*\*\*, henviser til henholdsvis 10%, 5% og 1%-nivå. Da H4 er retningsbestemt, vises også  $p$ -verdi for en ensidig test for faktorvariabelen  $ye$ , for ett og to år til exit. Tabellen viser resultatene fra følgende regresjonsligning:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekt_{t-1} + \beta_3 ordres\_a_t + \beta_{YearToExit} ye_t + v_{it}$$

$ye$  er en faktorvariabel som indikerer årene frem til PE-fondets exit i porteføljeselskapet.  $ABN CFO$ ,  $ABN PROD$  og  $ABN DISEXP$  er unormale verdier for henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader og skjønsmessige utgifter.  $size$  er den naturlige logaritmen av sum eiendeler,  $bransjevekt$  er gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år og  $ordres\_a$  er ordinært resultat før skatt over forrige års sum eiendeler. Bedrifter som foretar resultatforbedrende REM vil ha lavere unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter ( $ABN CFO$ ) og skjønsmessige utgifter ( $ABN DISEXP$ ), og høyere unormale verdier for produksjonskostnader ( $ABN PROD$ ). Som nevnt i empirisk metode, må unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter tolkes med forsiktighet, da en nettoeffekt på denne kontantstrømmen også påvirkes av skjønsmessige utgifter og produksjonskostnader.

til å foreta REM, har også PE-fondet insentiver til å få realisert sine investeringer. Den avgrensede tidshorizonten setter press på realisering av alle investeringer, og kan gjøre at PE avstår fra å motivere til bruk av REM rett før exit. Det kan tenkes at investeringer som har vært krevende å få realisert vil havne i denne kategorien av exit, da IPO og salg til et annet PE-fond er mer sannsynlige exit-muligheter for bedrifter med videre vekstpotensial. Dersom dette er tilfelle vil det ikke være ønskelig å benytte REM til å drive prisen til porteføljeselskapet unødig opp.

Som vist i tabell 16 finner vi ingen signifikante resultater for porteføljebedriftene som blir videresolgt til andre PE-fond. Ensidig test for porteføljebedriftene som foretar IPO, vist i tabell 14, viser derimot 7.4% lavere ABN PROD ( $p=0.085$ ) året før IPO-året sammenlignet med selve IPO-året. En mulig forklaring på sistnevnte funn kan være økt oppmerksomhet fra analytikere og andre eksterne aktører, i forbindelse med IPO, som virker begrensende på resultatjusterende aktiviteter. For oss er det overraskende at vi ikke finner flere signifikante resultater før en IPO da tidligere litteratur (f.eks Ball og Shivakumar, 2008 og Lee og Masulis, 2011) finner mindre forekomst av AEM i forbindelse med IPO. Få observasjoner gjør det vanskeligere å avdekke systematiske variasjoner. Videre er det viktig å bemerke seg at hendelser i selve exit-året, særlig i forbindelse med en IPO, vil ha betydning for resultatene.<sup>35</sup>

Alternativt kan resultatene stamme fra økt benyttelse av REM i selve exit-året. Når det skjer et eierskapskifte er det mulig at vi ser konturene av de tidligere funnene, i utredningen, i kraft av at den nye eierformen har påvirket selskapets regnskapsutforming i exit-året. Denne forklaringen underbygges av manglende signifikante forskjeller i forekomsten av REM, når porteføljebedriftene blir solgt til andre PE-fond, se tabell 16. En slik tolkning av resultatene er mer i tråd med Teoh et al. (1998) sin tilnærming til AEM og IPO, da Teoh et al. (1998) finner mer AEM i året bedriften går på børs.

Det kan være flere grunner til at vi ikke finner tydelige resultater når vi undersøker porteføljebedriftene samlet. En av dem er våre årlige data, som kan være for aggre-

---

<sup>35</sup>Store investeringer som finansieres av kapitalen innhentet ved IPO kan eksempelvis påvirke estimatene av REM i IPO-året. Ball og Shivakumar (2008, s.326) argumenterer for en unormal vekst i produksjonen i bedriftene i forbindelse med børsnotering. Det er mulig at dette er tilfelle i våre data, og at endringen i ABN PROD ikke skyldes mindre REM året før, men unormal vekst i IPO-året.

gerte og skjule endringer i kvartalene som leder opp til exit. En annen er endogenitetsproblemer, noe vi ikke har testet for. Eksempelvis kan konjunktursvinginger i økonomien og porteføljebedriftens avvik i vekst sammenlignet med PEs planlagte vekst for selskapet påvirke tidspunkt for exit og tilbøyeligheten til å foreta REM. Det samme kan være tilfelle for forventningen til om videresalget/IPOen vil lykkes, noe som det vil være krevende å kontrollere for.

Vi har ikke støtte for H4 slik den er utledet i kapittel 4, men vi har gjort funn som indikerer at det forekommer mindre REM i forkant av exit når porteføljebedriften blir solgt til en annen aktør enn et PE-fond eller foretar en IPO. Resultatene kan dog være påvirket av endogenitet. Vi antar at økt oppmerksomhet fra analytikere, samt insentiv til å få realisert investeringene er hovedforklaringen på våre funn, men skifte i eierform i exit-året kan være en medvirkende faktor.

## 8 Begrensninger

### 8.1 Begrensninger ved datagrunnlag

Datasettet som blir benyttet for estimeringen av de normale verdiene av konstantstrøm fra operasjonell aktivitet, produksjonskostnader, skjønnsmessige utgifter og skjønnsmessige periodiseringer har en klar overvekt av ordinære private bedrifter. Ubalansen kan ha hatt innvirkning på resultatene våre ved at normalen blir dreid i retning av nivået for REM som er observert for ordinære private. En konsekvens kan dermed være at man finner lavere forekomst av REM i ordinære private selskaper, enn det vi ville fått med balansert data.

En annen begrensning ved datasettet er våre årlige data som muligens gjør at vi ikke fanger opp nøyansene av REM som utspiller seg gjennom året. Bedrifter som leverer kvartalsvise rapporter har insentiver til å gjøre REM for å justere disse. REM kan dermed gjøres i varierende grad gjennom året, men forekomsten i årsregnskapet vil kunne fremstå som tilnærmet null. Videre har tidligere forskning funnet forekomst av valuation management <sup>36</sup> i de kvartalsvise rapportene fra GP til LP, i forkant av

---

<sup>36</sup>Valuation management handler om å oppjustere verddivurderingene av selskapene og har mange likhetstrekk med EM (Bienz et al., 2017).

---

kapitalinnhenting til nye fond (Bienz et al., 2017), noe som viser at EM kan gjøres andre steder enn i årsrapporten.

Vi benytter konsoliderte regnskapstall for å kunne registrere utbredelsen av EM i datterselskapene til porteføljebedriftene. Ved å anvende konsoliderte tall, er det en fare for at tallene blir for aggregerte. For eksempel kan en høy forekomst av EM i et gjeldstynget datterselskap forsvinne når regnskapstallene til datterselskapet kombineres med morselskapets regnskapstall.

Til slutt er vi avhengige av klare skiller mellom de ulike eierformene for å kunne sammenligne dem. Det er rimelig å anta at vi ikke har klart å identifisere alle norske selskaper som har vært eid av PE. I mangel på fullstendig oversikt over hvilke selskaper som har vært VC-eid eller eid av såkornsfond, er ingen slike bedrifter aktivt slettet fra datasettet. Stor forekomst av ovennevnte bedrifter i kontrollgruppene vil kunne påvirke gruppen til å bli likere porteføljeselskapene når det kommer til utførelsen av REM. Vi anser en ansamling av slike bedrifter i en kontrollgruppe som mindre sannsynlig, da selskaper som er eid av VC og såkornsfond er relativt små sammenlignet med PE. Denne antagelsen underbygges av våre analyser, da vi finner sterke signifikante forskjeller mellom de ordinære private bedriftene og porteføljebedriftene.

## 8.2 Begrensninger ved metodevalg

En begrensning ved metoden til Roychowdhury (2006) er antagelsen om en homogen prosess for estimeringen av normale kontantstrømmer fra operasjonelle aktiviteter og skjønsmessige utgifter i utvalget (Shayan-Nia et al., 2017, s.65). Roychowdhury (2006) definerer REM som avvik fra normale verdier, gitt bedriftens økonomiske situasjon. Ved å beregne normale verdier ved å studere verdiene i hver bransje i hvert år, tar man ikke hensyn til at bedriftene i bransjegruppen kan befinne seg i ulike livsfasen. Som konsekvens vil for eksempel et normalt nivå av markedsføringsutgifter, i en vekstbedrift, bli klassifisert som REM.

Porteføljebedrifter, ordinære private bedrifter og børsnoterte selskaper kan ha ulike egenskaper som påvirker bedriftens tilbøyelighet til å foreta REM. For å kontrollere for endogenitet, ble det foretatt en propensity score matching på selskapskarakteris-

tikker, år og bransje basert på Rosenbaum og Rubin (1983) sin metode. Matchingen ble utført på året før et selskap blir kjøpt av et PE-fond, og det er mulig at en forventning om å bli kjøpt av PE-fondet har ført til endringer i karakteristikkenes selskapene ble matchet på.

Neste begrensning omhandler forskjeller på norske og amerikanske regnskapsposter, noe som gir oss utfordringer med å identifisere de kostnadene som skal være med i analysen. Dette gjelder særlig kostnader som markedsføringskostnader og SG&A, som Roychowdhury (2006) benytter i utregningen av DISEXP. I mangel på eksakt like variabler identifiser vi variabler som inkluderer disse kostnadene. Variablene vil også inneholde andre kostnader vi ikke kan isolere. Som konsekvens kan vi få falske resultater i DISEXP som ikke skyldes REM, men andre endringer i våre variabler. Endringer som faktisk kommer av det Roychowdhury (2006) definerer som REM vil også bli mer utydelig som følge av dette.

Til slutt har vi gjort en antagelse om at bedrifter kun benytter seg av oppjusterende REM. Dersom denne antagelsen ikke holder, og bedriftene justerer resultatene begge veier, vil våre funn være svekket.

## 9 Konklusjon

I denne masterutredningen har vi funnet holdepunkter for at PE har en disiplinende effekt på forekomsten av REM i norske porteføljebedrifter. Den systematisk lavere forekomsten av REM i porteføljebedriftene, sammenlignet med andre private bedrifter, tyder på bedre resultat kvalitet som følge av PE-eierskapet. Vi tegner et bilde av kunnskap og omdømme som viktige forklaringer. Den økte resultat kvaliteten kommer i tillegg til økt sysselsetting og verdiskaping som PE-bransjen allerede bidrar med i Norge. Noe overraskende finner vi en forekomst av REM i børsnoterte bedrifter som er under nivået for porteføljeselskapene for flere av REM-proxyene som ble undersøkt, og dette kan skyldes en kombinasjon av institusjonelle eiere og overvåking fra markedet. Ved dypere undersøkelser av porteføljeselskapene fant vi holdepunkter for at gjeldsgrad har en innvirkning på forekomsten av REM. Det kan dermed tenkes at det er viktig å fremstå som best mulig når gjeldsgraden øker, slik at mulige eksterne investorer ønsker å investere, samt oppnå størst mulig for-

handlingsmakt i reforhandlinger av gjeldskontrakter. Motsatt effekt ser vi årene før PE-fondet trekker seg ut av sine porteføljebedrifter. Den observerte lavere forekomsten av REM i forkant av IPO eller videresalg til en annen aktør enn et PE-fond, bidrar til mer troverdige regnskap fra porteføljebedriftene, noe som er av interesse for eksterne regnskapsbrukere i denne exit-fasen. Korrelasjonene mellom REM og AEM, som er to resultatjusterende metoder med forskjellige konsekvenser for bedriften, viser både komplementære og substitusjonelle forhold. Av denne grunn bør regnskapsbrukere, lovgivere og akademikere ikke se REM og AEM i isolasjon, men i sammenheng med hverandre.

Vår masterutredning har viktige implikasjoner da den gir økt forståelse av hvordan PEs eierkontroll påvirker bedriftene de går inn i. Studien er et tilskudd til forskning på en relativt lukket bransje, og belyser et positivt aspekt ved bransjen som tidligere ikke har blitt belyst på norske data. Masterutredningen setter også søkelyset på en form for earnings management som er mindre kjent, men som det er viktig å ha kunnskap om, da den potensielt er skadelig for bedriftene på lang sikt. Følgelig er funnet av lavere forekomst av REM i porteføljebedrifter sammenlignet med ordinære private bedrifter verdifulle for alle aktører som benytter regnskapsdata i sitt beslutningsgrunnlag.

Det er gjort svært lite forskning på REM i Norge. Som en oppfølging av vår studie vil det være interessant å undersøke hvordan bruken av REM påvirker fremtidig verditviking i porteføljebedriftene. En studie av REM rundt exit utført på kvartalsvise data, videre forskning på kostnader og skjønsmessige utgifter eller en sammenligning av porteføljebedrifter og børsnoterte bedrifter på andre proxyer for REM, eksempelvis proxyer som benytter markedsverdier, vil også være interessant.

## Referanser

- Andresen, M. E. and Idsø, J. (2016). *Prinsipal Agent Teori. I Store norske leksikon*. Hentet fra <https://snl.no/prinsipal-agent-teori>.
- Argentum Centre for Private Equity (u.d.). Argentum centre for private equity database.
- Ball, R. and Shivakumar, L. (2008). Earnings quality at initial public offerings. *Journal of Accounting and Economics*, 45(2-3):324–349.
- Beatty, A. and Harris, D. G. (1999). The effects of taxes, agency costs and information asymmetry on earnings management: A comparison of public and private firms. *Review of Accounting Studies*, 4(3-4):299–326.
- Becker, S. O., Ichino, A., et al. (2002). Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The Stata Journal*, 2(4):358–377.
- Berner, E., Mjøs, A., and Olving, M. (2016). Regnskapsboka. *Arbeidsnotat*.
- Beuselinck, C., Deloof, M., and Manigart, S. (2009). Private equity involvement and earnings quality. *Journal of Business Finance & Accounting*, 36(5-6):587–615.
- Bienz, C. (2016). Leveraged buyouts in Norway.
- Bienz, C., Rakner, C. W., and Rasmussen, A. T. S. (2017). Strategic valuation management in private equity fundraising.
- Bruns Jr, W. J. and Merchant, K. A. (1990). The dangerous morality of managing earnings. *Strategic Finance*, 72(2):22.
- Caliendo, M. and Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1):31–72.
- Cendrowski, H., Petro, L. W., Martin, J. P., and Wadecki, A. A. (2012). *Private equity: History, governance, and operations*. (2.utg.). New Jersey: John Wiley & Sons.
- Chung, R., Firth, M., and Kim, J.-B. (2002). Institutional monitoring and opportunistic earnings management. *Journal of Corporate Finance*, 8(1):29–48.
- Cohen, D. A. and Zarowin, P. (2010). Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics*, 50(1):2–19.
- Dechow, P. M., Kothari, S. P., and Watts, R. L. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, 25(2):133–168.
- Dechow, P. M. and Schrand, C. M. (2004). Earnings quality. *CFA Institute Publication*.

- 
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., and Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *Accounting Review*, pages 193–225.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., and Sweeney, A. P. (1996). Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the sec. *Contemporary Accounting Research*, 13(1):1–36.
- DeFond, M. L. and Jiambalvo, J. (1994). Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 17(1-2):145–176.
- Duke, J. C. and Hunt III, H. G. (1990). An empirical examination of debt covenant restrictions and accounting-related debt proxies. *Journal of Accounting and Economics*, 12(1-3):45–63.
- Fardal, A. (2007). *IFRS og norske regnskapsregler*. Hentet fra <https://www.magma.no/ifrs-og-norske-regnskapsregler>.
- Gertler, P. J., Martinez, S., Premand, P., Rawlings, L. B., and Vermeersch, C. M. (2016). *Impact evaluation in practice*. (2.utg.). Washington, DC: Inter-American Development Bank and World Bank.
- Graham, J. R., Harvey, C. R., and Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 40(1-3):3–73.
- Gunny, K. A. (2005). What are the consequences of real earnings management? working paper.
- 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. and Wahlen, J. M. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons*, 13(4):365–383.
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, pages 193–228.
- Kaplan, S. N. and Schoar, A. (2005). Private equity performance: Returns, persistence, and capital flows. *The Journal of Finance*, 60(4):1791–1823.
- Katz, S. P. (2009). Earnings quality and ownership structure: The role of private equity sponsors. *The Accounting Review*, 84(3):623–658.
- Kim, B. H., Lisic, L. L., and Pevzner, M. (2010). Debt covenant slack and real earnings management. *George Mason University, Working Paper*.
- Koh, P.-S. (2003). On the association between institutional ownership and aggressive corporate earnings management in australia. *The British Accounting Review*, 35(2):105–128.



- Lee, G. and Masulis, R. W. (2011). Do more reputable financial institutions reduce earnings management by ipo issuers? *Journal of Corporate Finance*, 17(4):982–1000.
- Li, C., Tseng, Y., and Chen, T.-K. (2016). Top management team expertise and corporate real earnings management activities. *Advances in Accounting*, 34:117–132.
- Menon Economics (2018). *Private Equity Funds in Norway - Activity Report 2017*. Hentet fra <http://www.nvca.no/wp-content/uploads/2018/04/Private-Equity-Funds-in-Norway-2017.pdf>.
- Norges Handelshøyskole and Samfunns- og næringslivsforskning AS (2017). Regnskaps- og foretaksinformasjon for norske selskaper.
- Norsk Venturekapitalforening (u.d.). *Aktive eierfond*. Hentet fra <http://www.nvca.no/om-aktive-eierfond/>.
- Peasnell, K. V., Pope, P. F., and Young, S. (2005). Board monitoring and earnings management: Do outside directors influence abnormal accruals? *Journal of Business Finance & Accounting*, 32(7-8):1311–1346.
- Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies*, 22(1):435–480.
- Prowse, S. D. (1998). The economics of the private equity market. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Dallas*, pages 21–34.
- Randøy, T. and Nielsen, J. (2002). Company performance, corporate governance, and ceo compensation in Norway and Sweden. *Journal of Management and Governance*, 6(1):57–81.
- Roberts, M. R. and Sufi, A. (2009). Renegotiation of financial contracts: Evidence from private credit agreements. *Journal of Financial Economics*, 93(2):159–184.
- Ronen, J. and Yaari, V. (2008). *Earnings Management*, volume 372. Springer US.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1):41–55.
- Roychowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics*, 42(3):335–370.
- Scott, W. R. (2015). *Financial Accounting Theory*. (7.utg.). Pearson.
- Shayan-Nia, M., Sinnadurai, P., Mohd-Sanusi, Z., and Hermawan, A.-N. A. (2017). How efficient ownership structure monitors income manipulation? evidence of real earnings management among malaysian firms. *Research in International Business and Finance*, 41:54–66.

- Sweeney, A. P. (1994). Debt-covenant violations and managers' accounting responses. *Journal of Accounting and Economics*, 17(3):281–308.
- Syrstad, R. S. and Grimsby, G. (2017). Verdiskapingsanalyse for de aktive eierskapsfondene i norge 2017. *Menon-publikasjon*.
- Tehrani, H., Cornett, M. M., Marcus, A. J., and Saunders, A. (2006). Earnings management, corporate governance, and true financial performance. *Southern Illinois University, Boston College & New York University, Working Paper*.
- Teoh, S. H., Wong, T. J., and Rao, G. R. (1998). Are accruals during initial public offerings opportunistic? *Review of Accounting Studies*, 3(1-2):175–208.
- Xu, R. Z., Taylor, G. K., and Dugan, M. T. (2007). Review of real earnings management literature. *Journal of Accounting Literature*, 26:195.
- Zang, A. Y. (2011). Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management. *The Accounting Review*, 87(2):675–703.

## Appendikser

### Appendiks A

Tabell 9: Variabelforklaring

Variabelnavn	Variabelforklaring
ABN_CFO	Unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter målt som avviket fra estimerte verdier i tilhørende bransjeår ved regresjon $\frac{CFO_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1(\frac{1}{A_{t-1}}) + \beta_1(\frac{S_t}{A_{t-1}}) + \beta_2(\frac{\Delta S_t}{A_{t-1}}) + \epsilon_t$ .
ABN_DISEXP	Unormale verdier for skjønnsmessige utgifter, målt som avviket fra estimerte verdier i tilhørende bransjeår ved regresjon $\frac{DISEXP_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1(\frac{1}{A_{t-1}}) + \beta(\frac{S_{t-1}}{A_{t-1}}) + \epsilon_t$ .
ABN_PROD	Unormale verdier for produksjonskostnader, målt som avviket fra estimerte verdier i tilhørende bransjeår ved regresjon $\frac{PROD_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1(\frac{1}{A_{t-1}}) + \beta_1(\frac{S_t}{A_{t-1}}) + \beta_2(\frac{\Delta S_t}{A_{t-1}}) + \beta_3(\frac{\Delta S_{t-1}}{A_{t-1}}) + \epsilon_t$ .
bransjevekst	Gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år. Variabelen <code>invakt_a</code> er benyttet som mål på investeringsaktivitet
CFO	Kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, generert som: ordinært resultat etter skatt - betalt skatt + gevinst ved salg av anleggsmidler + avskrivninger + nedskrivninger + $\Delta$ varelager + $\Delta$ fordringer + $\Delta$ leverandørgjeld, dividert med forrige års sum eiendeler.
dis_accruals	Unormale verdier for total accruals målt som residualen fra regresjonen $TA_t = a_1(\frac{1}{A_{t-1}}) + a_2(\frac{\Delta REV_t}{A_{t-1}}) + a_3(\frac{PPE_t}{A_{t-1}}) + v_t$ .
DISEXP	Skjønnsmessige utgifter, generert som: forskning og utvikling + andre driftskostnader + andre avsetninger + lønnskostnader, dividert på forrige års sum eiendeler.
d_salgsinn_a	Årets salgsinntekter minus forrige års salgsinntekter dividert på forrige års sum eiendeler.

---

d2_salgsinn_a	Forrige års salgsinntekter minus salgsinntektene for to år siden dividert på forrige års sum eiendeler.
invakt_a	Investeringsaktivitet, generert som: $\Delta$ varige driftsmidler + avskrivninger + nedskrivninger, dividert på forrige års sum eiendeler.
lev	Gjeldsgrad, generert som gjeld dividert på egenkapital.
lev_dev	Gjeldsgrad mål som avvik fra bransjegruppegjennomsnittet.
lev_rank	Indikatorvariabel som er 1 dersom bedriften har gjeldsgrad over bransjegruppegjennomsnittet, og 0 ellers.
likv1	Likviditetsgrad 1, generert som omløpsmidler dividert på kortsiktig gjeld.
OK	Indikatorvariabel som er 1 dersom selskapet er eid av et PE-fond i løpet av sin levetid, og 0 ellers.
one_a	1 over forrige års sum eiendeler.
ordres	Ordinært resultat etter skatt.
ordres_a	Ordinært resultat etter skatt dividert på forrige års sum eiendeler.
PE	Indikatorvariabel som er 1 dersom selskapet er eid av et PE-fond, 0 ellers.
$PPE_t$	$anleggsmidler_t / sumeiendeler_{t-1}$ .
PROD	Produksjonskostnader generert som: vareforbruk + beholdningsendringer.
resmarg	Resultatmargin, generert som $(\frac{ordinærtresultat førskatt}{salgsinntekter}) * 100$ .
rev_rec	Endringer i inntekter minus endringer i fordringer, $\Delta REV_t - \Delta REC_t$ .
ROA	Ordinært resultat etter skatt dividert på gjennomsnittlige sum eiendeler. I det første året bedriften er observert i datasettet er variabelen generert som ordinært resultat etter skatt dividert på $(0 + eiendeler) / 2$ .
ROE	Ordinært resultat dividert på egenkapital.
salgsinn_a	Inntekter dividert på forrige års sum eiendeler.
size	Naturlig logaritme til sum eiendeler.

s_t1	Årets salgsinntekter minus forrige års salgsinntekter dividert på forrige års sum eiendeler.
TA	Totale periodiseringer generert av $\Delta\text{oml} - \Delta\text{cash} - \Delta\text{kgjeld} - \Delta\text{betsk} - \Delta\text{nedskr}$ .
ye	År til exit. Faktorvariabel som viser antall år til PE-fondet gjør exit fra porteføljeselskapet.
$\Delta\text{betsk}$	Endring i betalt skatt. Endringen er mellom t og t-1.
$\Delta\text{cash}$	Endring i kasse/bank beholdning. Endringen er mellom år t og t-1.
$\Delta\text{kgjeld}$	Endring i kortsiktig gjeld. Endringen er mellom t og t-1.
$\Delta\text{nedskr}$	Endring i nedskrivninger. Endringen er mellom t og t-1.
$\Delta\text{oml}$	Endring i omløpsmidler. Endringen er mellom t og t-1.
$\Delta\text{REC}_t$	$(\text{nettofordringer}_t - \text{nettofordringer}_{t-1}) / \text{sumeiendeler}_{t-1}$ .
$\Delta\text{REV}_t$	$(\text{inntekter}_t - \text{inntekter}_{t-1}) / \text{sumeiendeler}_{t-1}$ .

---

---

## Appendiks B: Robusthetstester

Det ble gjort videre undersøkelser for H1 og H4. For å teste om resultatene våre i H1 ble endret når vi endret på kontrollgruppene, ble modellen i H1 estimert på et datasett med tre “nærmeste naboer” i kontrollgruppen og med fem “nærmeste naboer” i kontrollgruppen. Resultatene med tre “nærmeste naboer” er presentert i tabell 10 og 11, og med fem “nærmeste naboer” i tabell 12 og 13. Vår matching-metode mellom børsnoterte selskaper og porteføljeselskaper førte til at det i praksis ikke er forskjell på antall børsnoterte “nærmeste naboer” i tabell 10 og 13, da 1,7 “nærmeste naboer” per porteføljebedrift ble oppnådd ved begge matchingene.

Videre tester for H4, vist i tabell 14, 15 og 16, var en inndeling av datasettet med porteføljebedrifter etter hvilken type exit som ble foretatt. Vi identifiserte tre mulige exit-typer; IPO, videresalg til et annet selskap enn et PE-fond og videresalg til et annet PE-fond. Selskaper som ikke hadde en kjent exit-type, fremdeles eid av et PE-fond i 2015 eller gått konkurs før videresalg, ble ekskludert fra datasettet. Vi sammenlignet mot selve exit-året, og benyttet samme regresjonsligning som i hoveddelen av masterutredningen.

## H1: Kontrollgrupper med 3 “nærmeste naboer”

Tabell 10: REM i ordinære private og porteføljeselskaper, 3 “nærmeste naboer”

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP	dis accruals
L.size	0.0820*** (0.000)	0.0350*** (0.001)	0.00982 (0.511)	-2.994** (0.030)
L.bransjevekst	0.00555 (0.276)	-0.00506 (0.163)	-0.0121** (0.042)	-0.409 (0.146)
ordres_a	0.812*** (0.000)	-0.495*** (0.000)	0.161* (0.094)	5.529 (0.522)
PE	0.0317** (0.034)	-0.0990*** (0.008)	0.102** (0.013)	-1.249 (0.128)
constant	-1.057*** (0.000)	-0.385*** (0.003)	-0.133 (0.462)	36.46** (0.033)
<i>Ensidige p-verdier for linjen PE, test av lavere forekomst av REM</i>				
Forventet fortegn	+	-	+	-
PE	0.0317** (0.017)	-0.0990*** (0.010)	0.102*** (0.006)	-1.249** (0.035)
<i>N</i>	7434	7064	7434	7434

Resultater fra pooled OLS med clustered standardfeil.  $p$ -verdier i parenteser. \*, \*\* og \*\*\* indikerer signifikans på henholdsvis 10%, 5% og 1% nivå. Tabellen viser  $p$ -verdi for tosidig test. Da H1a er retningsbestemt og antar lavere nivå av REM for porteføljebedriftene, vises også  $p$ -verdi for en ensidig test for indikatorvariabelen  $PE$ . Tabellen viser resultatene fra følgende regresjonsligning:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekst_{t-1} + \beta_3 ordres\_a_t + \beta_4 PE_t + v_t$$

$PE$  har verdi 1 om selskapet er et porteføljeselskap og 0 ellers.  $ABN\ CFO$ ,  $ABN\ PROD$ ,  $ABN\ DISEXP$  og  $dis\ accruals$  er unormale verdier for henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader, skjønsmessige utgifter og skjønsmessige periodiseringer.  $size$  er den naturlige logaritmen av sum eiendeler,  $bransjevekst$  er gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år og  $ordres\_a$  er ordinært resultat før skatt over forrige års sum eiendeler. Bedrifter som foretar resultatforbedrende REM vil ha lavere unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter ( $ABN\ CFO$ ) og skjønsmessige utgifter ( $ABN\ DISEXP$ ), og høyere unormale verdier for produksjonskostnader ( $ABN\ PROD$ ). Bedrifter som foretar resultatsforbedrende AEM vil ha høyere verdier av skjønsmessige periodiseringer ( $dis\ accruals$ ). Som nevnt i empirisk metode, må unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter tolkes med forsiktighet, da en nettoeffekt på denne kontantstrømmen også påvirkes av skjønsmessige utgifter og produksjonskostnader.

Tabell 11: REM i børsnoterte og porteføljeselskaper, 3 “nærmeste naboer”

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP	dis accruals
L.size	0.00 (0.545)	0.04* (0.051)	-0.13*** (0.000)	-0.650 (0.119)
L.bransjevekst	-0.00 (0.376)	-0.00 (0.752)	0.00 (0.340)	-0.307** (0.035)
ordres_a	0.94*** (0.000)	-0.32*** (0.000)	-0.03 (0.804)	0.057 (0.980)
PE	-0.05*** (0.004)	-0.06 (0.115)	-0.09* (0.054)	-2.332** (0.033)
constant	-0.04 (0.704)	-0.47* (0.063)	1.76*** (0.000)	9.864* (0.092)

*Ensidige p-verdier for linjen PE, test av lavere forekomst av REM*

Forventet fortegn	+	-	+	-
PE	-0.05 (0.998)	-0.06* (0.057)	-0.09 (0.973)	-2.332** (0.016)
<i>N</i>	1692	1587	1692	1948

Resultater fra pooled OLS med clustered standardfeil. *p*-verdier i parenteser. \*, \*\* og \*\*\* indikerer signifikans på henholdsvis 10%, 5% og 1% nivå. Tabellen viser *p*-verdi for tosidig test. Da H1a er retningsbestemt og antar lavere nivå av REM for porteføljebedriftene, vises også *p*-verdi for en ensidig test for indikatorvariabelen *PE*. Tabellen viser resultatene fra følgende regresjonsligning:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekst_{t-1} + \beta_3 ordres\_a_t + \beta_3 PE_t + v_t$$

*PE* har verdi 1 om selskapet er et porteføljeselskap og 0 ellers. *ABN CFO*, *ABN PROD*, *ABN DISEXP* og *dis accruals* er unormale verdier for henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader, skjønsmessige utgifter og skjønsmessige periodiseringer. *size* er den naturlige logaritmen av sum eiendeler, *bransjevekst* er gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år og *ordres\_a* er ordinært resultat før skatt over forrige års sum eiendeler. Bedrifter som foretar resultatforbedrende REM vil ha lavere unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter (*ABN CFO*) og skjønsmessige utgifter (*ABN DISEXP*), og høyere unormale verdier for produksjonskostnader (*ABN PROD*). Bedrifter som foretar resultatsforbedrende AEM vil ha høyere verdier av skjønsmessige periodiseringer (*dis accruals*). Som nevnt i empirisk metode, må unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter tolkes med forsiktighet, da en nettoeffekt på denne kontantstrømmen også påvirkes av skjønsmessige utgifter og produksjonskostnader.



## H1: Kontrollgrupper med 5 “nærmeste naboer”

Tabell 12: REM i ordinære private og porteføljeselskaper, 5 “nærmeste naboer”

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP	dis accruals
L.size	0.0820*** (0.000)	0.0350*** (0.001)	0.00982 (0.511)	-2.994** (0.030)
L.bransjevekst	0.00555 (0.276)	-0.00506 (0.163)	-0.0121** (0.042)	-0.409 (0.146)
ordres_a	0.812*** (0.000)	-0.495*** (0.000)	0.161* (0.094)	5.529 (0.522)
PE	0.0317** (0.034)	-0.0990*** (0.008)	0.102** (0.013)	-1.249 (0.128)
constant	-1.057*** (0.000)	-0.385*** (0.003)	-0.133 (0.462)	36.46** (0.033)
<i>Ensidige p-verdier for linjen PE, test av lavere forekomst av REM</i>				
Forventet fortegn	+	-	+	-
PE	0.0317** (0.017)	-0.0990*** (0.004)	0.102*** (0.006)	-1.249* (0.064)
<i>N</i>	7434	7064	7434	7434

Resultater fra pooled OLS med clustered standardfeil.  $p$ -verdier i parenteser. \*,\*\* og \*\*\* indikerer signifikans på henholdsvis 10%, 5% og 1% nivå. Tabellen viser  $p$ -verdi for tosidig test. Da H1a er retningsbestemt og antar lavere nivå av REM for porteføljebedriftene, vises også  $p$ -verdi for en ensidig test for indikatorvariabelen  $PE$ . Tabellen viser resultatene fra følgende regresjonsligning:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekst_{t-1} + \beta_3 ordres\_a_t + \beta_4 PE_t + v_t$$

$PE$  har verdi 1 om selskapet er et porteføljeselskap og 0 ellers.  $ABN\ CFO$ ,  $ABN\ PROD$ ,  $ABN\ DISEXP$  og  $dis\ accruals$  er unormale verdier for henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader, skjønsmessige utgifter og skjønsmessige periodiseringer.  $size$  er den naturlige logaritmen av sum eiendeler,  $bransjevekst$  er gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år og  $ordres\_a$  er ordinært resultat før skatt over forrige års sum eiendeler. Bedrifter som foretar resultatforbedrende REM vil ha lavere unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter ( $ABN\ CFO$ ) og skjønsmessige utgifter ( $ABN\ DISEXP$ ), og høyere unormale verdier for produksjonskostnader ( $ABN\ PROD$ ). Bedrifter som foretar resultatforbedrende AEM vil ha høyere verdier av skjønsmessige periodiseringer ( $dis\ accruals$ ). Som nevnt i empirisk metode, må unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter tolkes med forsiktighet, da en nettoeffekt på denne kontantstrømmen også påvirkes av skjønsmessige utgifter og produksjonskostnader.

Tabell 13: REM i børsnoterte og porteføljeselskaper, 5 “nærmeste naboer”

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP	dis accruals
L.size	0.00 (0.610)	0.04* (0.052)	-0.13*** (0.000)	-0.63 (0.170)
L.bransjevekst	-0.00 (0.425)	-0.00 (0.744)	0.00 (0.331)	-0.30** (0.037)
ordres_a	0.93*** (0.000)	-0.32*** (0.000)	-0.03 (0.799)	0.22 (0.923)
PE	-0.05*** (0.005)	-0.06 (0.117)	-0.09* (0.053)	-2.41** (0.031)
constant	-0.03 (0.772)	-0.46* (0.065)	1.76*** (0.000)	9.51 (0.135)
Forventet fortegn	+	-	+	-
PE	-0.05 (0.998)	-0.06* (0.058)	-0.09 (0.973)	-2.41** (0.016)
<i>N</i>	1692	1587	1692	1692

Resultater fra pooled OLS med clustered standardfeil. *p*-verdier i parenteser. \*, \*\* og \*\*\* indikerer signifikans på henholdsvis 10%, 5% og 1% nivå. Tabellen viser *p*-verdi for tosidig test. Da H1a er retningsbestemt og antar lavere nivå av REM for porteføljebedriftene, vises også *p*-verdi for en ensidig test for indikatorvariabelen *PE*. Tabellen viser resultatene fra følgende regresjonsligning:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekst_{t-1} + \beta_3 ordres\_a_t + \beta_4 PE_t + v_t$$

*PE* har verdi 1 om selskapet er et porteføljeselskap og 0 ellers. *ABN CFO*, *ABN PROD*, *ABN DISEXP* og *dis accruals* er unormale verdier for henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader, skjønnsmessige utgifter og skjønnsmessige periodiseringer. *size* er den naturlige logaritmen av sum eiendeler, *bransjevekst* er gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år og *ordres\_a* er ordinært resultat før skatt over forrige års sum eiendeler. Bedrifter som foretar resultatforbedrende REM vil ha lavere unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter (*ABN CFO*) og skjønnsmessige utgifter (*ABN DISEXP*), og høyere unormale verdier for produksjonskostnader (*ABN PROD*). Bedrifter som foretar resultatforbedrende AEM vil ha høyere verdier av skjønnsmessige periodiseringer (*dis accruals*). Som nevnt i empirisk metode, må unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter tolkes med forsiktighet, da en nettoeffekt på denne kontantstrømmen også påvirkes av skjønnsmessige utgifter og produksjonskostnader.

## H4: Inndeling etter type exit

Tabell 14: REM i forkant av IPO

	(1)	(2)	(3)
	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP
L.size	-0.113 (0.166)	0.145 (0.122)	-0.325*** (0.008)
L.bransjevekst	0.159 (0.238)	-0.140 (0.127)	0.458*** (0.001)
ordres_a	0.528 (0.504)	-1.195** (0.047)	0.580 (0.446)
1.ye	0.202 (0.334)	-0.074 (0.169)	0.256 (0.354)
2.ye	-0.056 (0.595)	-0.032 (0.561)	0.050 (0.704)
constant	1.292 (0.147)	-1.819 (0.126)	3.808*** (0.008)
<i>Ensidige p-verdier for linjene 1. ye og 2.ye, test av lavere forekomst av REM</i>			
Forventet fortegn	+	-	+
1.ye	0.202 (0.167)	-0.074* (0.085)	0.256 (0.177)
2.ye	0.142 (0.702)	0.160 (0.281)	0.058 (0.352)
<i>N</i>	44	40	44

Resultater fra pooled OLS med clustered standardfeil, og tosidige  $p$ -verdier i parentes. \*, \*\* og \*\*\*, henviser til henholdsvis 10%, 5% og 1%-nivå. Da H4 er retningsbestemt, vises også  $p$ -verdi for en ensidig test for faktorvariabelen  $ye$ , for ett og to år til exit. Tabellen viser resultatene fra følgende regresjonsligning:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekt_{t-1} + \beta_3 ordres\_a_t + \beta_{YearToExit} ye_t + v_{it}$$

$ye$  er en faktorvariabel som indikerer årene frem til PE-fondets exit i porteføljeselskapet.  $ABN CFO$ ,  $ABN PROD$  og  $ABN DISEXP$  er unormale verdier for henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader og skjønsmessige utgifter.  $size$  er den naturlige logaritmen av sum eiendeler,  $bransjevekt$  er gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år og  $ordres\_a$  er ordinært resultat før skatt over forrige års sum eiendeler. Bedrifter som foretar resultatforbedrende REM vil ha lavere unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter ( $ABN CFO$ ) og skjønsmessige utgifter ( $ABN DISEXP$ ), og høyere unormale verdier for produksjonskostnader ( $ABN PROD$ ).

Tabell 15: REM i forkant av videresalg til annet selskap

	(1)	(2)	(3)
	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP
L.size	-0.022 (0.593)	0.086 (0.274)	-0.164*** (0.006)
L.bransjevekst	-0.014 (0.641)	0.056 (0.455)	-0.077 (0.201)
ordres_a	0.464 (0.351)	-1.006 (0.213)	-0.040 (0.880)
1.ye	-0.055 (0.283)	-0.048 (0.674)	0.215 (0.118)
2.ye	0.172 (0.325)	0.180 (0.418)	0.167* (0.075)
constant	0.271 (0.594)	-1.018 (0.301)	2.024*** (0.008)
<i>Ensidige p-verdier for linjene 1. ye og 2.ye, test av lavere forekomst av REM</i>			
Forventet fortegn	+	-	+
1.ye	-0.055 (0.859)	-0.048 (0.337)	0.215* (0.059)
2.ye	0.172 (0.163)	0.180 (0.791)	0.167** (0.038)
<i>N</i>	133	128	133

Resultater fra pooled OLS med clustered standardfeil, og tosidige  $p$ -verdier i parentes. \*, \*\* og \*\*\*, henviser til henholdsvis 10%, 5% og 1%-nivå. Da H4 er retningsbestemt, vises også  $p$ -verdi for en ensidig test for faktorvariabelen  $ye$ , for ett og to år til exit. Tabellen viser resultatene fra følgende regresjonsligning:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekt_{t-1} + \beta_3 ordres\_a_t + \beta_{YearToExit} ye_t + v_{it}$$

$ye$  er en faktorvariabel som indikerer årene frem til PE-fondets exit i porteføljeselskapet.  $ABN CFO$ ,  $ABN PROD$  og  $ABN DISEXP$  er unormale verdier for henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader og skjønsmessige utgifter.  $size$  er den naturlige logaritmen av sum eiendeler,  $bransjevekt$  er gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år og  $ordres\_a$  er ordinært resultat før skatt over forrige års sum eiendeler. Bedrifter som foretar resultatforbedrende REM vil ha lavere unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter ( $ABN CFO$ ) og skjønsmessige utgifter ( $ABN DISEXP$ ), og høyere unormale verdier for produksjonskostnader ( $ABN PROD$ ). Som nevnt i empirisk metode, må unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter tolkes med forsiktighet, da en nettoeffekt på denne kontantstrømmen også påvirkes av skjønsmessige utgifter og produksjonskostnader.

Tabell 16: REM i forkant av videresalg til annet PE-fond

	(1)	(2)	(3)
	ABN CFO	ABN PROD	ABN DISEXP
L.size	0.020 (0.276)	-0.119 (0.113)	0.163* (0.092)
L.bransjevekst	-0.010 (0.811)	0.028 (0.485)	-0.095* (0.067)
ordres_a	1.335*** (0.000)	-1.132*** (0.003)	0.763* (0.056)
1.ye	-0.036 (0.447)	0.031 (0.707)	-0.097 (0.313)
2.ye	0.079 (0.319)	0.062 (0.376)	-0.105 (0.288)
constant	-0.336 (0.184)	1.445 (0.129)	-1.959 (0.111)
<i>Ensidige p-verdier for linjene 1. ye og 2.ye, test av lavere forekomst av REM</i>			
Forventet fortegn	+	-	+
1.ye	-0.036 (0.777)	0.031 (0.647)	-0.097 (0.844)
2.ye	0.079 (0.160)	0.062 (0.812)	-0.105 (0.856)
<i>N</i>	100	93	100

Resultater fra pooled OLS med clustered standardfeil, og tosidige  $p$ -verdier i parentes. \*,\*\* og \*\*\*, henviser til henholdsvis 10%, 5% og 1%-nivå. Da H4 er retningsbestemt, vises også  $p$ -verdi for en ensidig test for faktorvariabelen  $ye$ , for ett og to år til exit. Tabellen viser resultatene fra følgende regresjonsligning:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 size_{t-1} + \beta_2 bransjevekt_{t-1} + \beta_3 ordres\_a_t + \beta_{YearToExit} ye_t + v_{it}$$

$ye$  er en faktorvariabel som indikerer årene frem til PE-fondets exit i porteføljeselskapet.  $ABN\ CFO$ ,  $ABN\ PROD$  og  $ABN\ DISEXP$  er unormale verdier for henholdsvis kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter, produksjonskostnader og skjønsmessige utgifter.  $size$  er den naturlige logaritmen av sum eiendeler,  $bransjevekt$  er gjennomsnittet av investeringsaktiviteten i hver bransje for hvert år og  $ordres\_a$  er ordinært resultat før skatt over forrige års sum eiendeler. Bedrifter som foretar resultatforbedrende REM vil ha lavere unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter ( $ABN\ CFO$ ) og skjønsmessige utgifter ( $ABN\ DISEXP$ ), og høyere unormale verdier for produksjonskostnader ( $ABN\ PROD$ ). Som nevnt i empirisk metode, må unormale verdier for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter tolkes med forsiktighet, da en nettoeffekt på denne kontantstrømmen også påvirkes av skjønsmessige utgifter og produksjonskostnader.

---

## Appendiks C: Datainnhenting

### Porteføljeselskaper og investeringsdata

Datainnhenting har bestått av en utvidelse av investeringsdatasettet ACPE. ACPE består av 109 porteføljeselskaper med komplett investerings- og exit-data, og disse dataene ble beholdt. Unntaket var selskaper som var blitt børsnotert uten at PE-fondet hadde gjort fullstendig exit. Sistnevnte selskaper fikk endret exit-året til det året børsnoteringen fant sted. Selskaper som hadde gått konkurs fikk registrert exit-år, året før de gikk konkurs, grunnet at det ikke leveres regnskap fra året en konkurs blir åpnet. Porteføljebedrifter med enten investerings- eller exit-data i ACPE ble undersøkt nærmere. Undersøkelsen bestod av søk på nettsidene til PE-fondet som var registrert som eier, samt medieoppslag om oppkjøp eller salg av firmaet. Til sist ble det gjort en systematisk gjennomgang av store PE-aktører i det norske markedet for å finne selskaper som ikke fantes i ACPE fra før, og samme prosedyre med innhenting av investerings- og exit-data ble gjort for disse bedriftene. Datainnhenting resulterte i et datasett bestående av 232<sup>37</sup> norske porteføljebedrifter med fullstendig investerings- og exit-data.

Videre ble det innhentet informasjon om hvem som overtok eierskapet etter at PE-fondet gjennomførte en exit i porteføljeselskapet. Medieoppslag og nettsidene til PE-firmaene ble benyttet som informasjonskilde, og vi identifiserte tre hovedtyper av exit; IPO, videresalg til et PE-fond og videresalg til et annet selskap enn et PE-fond.

### Organisasjonsnummer

For å sette sammen investeringsdata med regnskapsdata behøvde vi korrekt organisasjonsnummer. På Proff Forvalt<sup>38</sup> ble det undersøkt om organisasjonsnumrene vi hadde var korrekte, hvilke som skulle knyttes til de nye porteføljeselskapene som ble identifisert og om det var hensiktsmessig å bruke konsolidert eller ukonsolidert

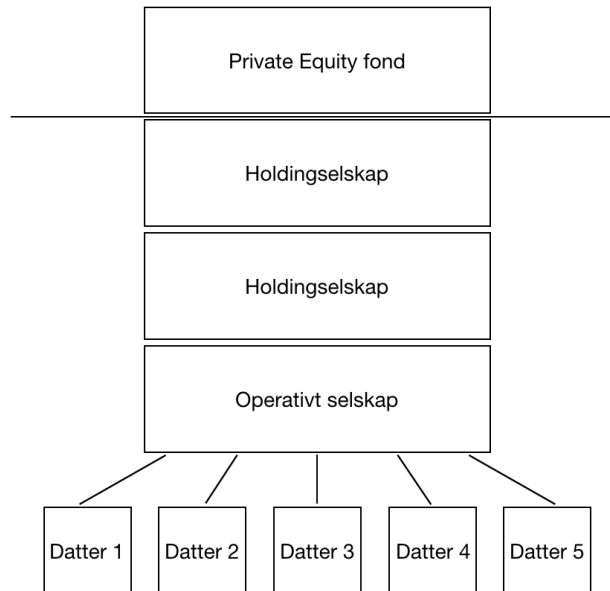
---

<sup>37</sup>Vi satt igjen med 232 porteføljebedrifter etter at prosessen med innhenting av organisasjonsnummer, i henhold til beskrivelsen under, var gjennomført

<sup>38</sup>[www.forvalt.no](http://www.forvalt.no)

regnskapsdata for selskapet. Det var ønskelig å benytte konsolidert data dersom det var tilgjengelig i den perioden et selskap var eid av PE. Konsoliderte regnskapstall er best egnet til å illustrere et selskap som helhet dersom selskapet er mor til ett eller flere selskaper. Ved bruk av ukonsoliderte tall vil man kun få med regnskapstallene til mor, og ikke informasjon om verdiskapningen til datterselskapene. I mange tilfeller drev morselskapet kun med administrativt arbeid og det var heller ikke uvanlig at et holdingselskap kun blir opprettet for å eie et selskap. I slike tilfeller ville ukonsoliderte tall være av liten eller ingen verdi for oss da selskapet ikke drev med operativ drift og følgelig ikke genererte salgssinntekter, noe som våre modeller i svært stor grad var avhengige av. Dersom selskapet ikke hadde konsoliderte tall brukte vi ukonsoliderte tall i de tilfellene hvor det var hensiktsmessig, for eksempel når et selskap ikke eide datterselskaper eller når selskapet kun eide utenlandske datterselskaper. I tilfellene hvor et selskap ikke hadde konsolidert data valgte vi å benytte organisasjonsnummeret til det norske datterselskapet med samme navn, dersom det var tilgjengelig.

Figur 1: Eksempel på eierstrukturen til en porteføljebedrift



Figuren viser et porteføljeselskap som er strukturert med flere holdingselskaper over et operativt selskap, som igjen har flere datterselskaper.

Siden et selskap kan være eid av flere holdingselskaper og eierstrukturen til et selskap kan ha blitt endret siden oppkjøpet fant sted, ble det etterstrebet å identifisere organisasjonsnummeret til det operative selskapet. Samtidig ønsket vi data for årene

---

før et oppkjøp, fordi det i propensity score matching matches på året før behandling, som i vårt tilfelle er oppkjøp. Figur 1 illustrerer hvordan flere holdingselskaper kunne være plassert over et operativt selskap. Vi undersøkte eierskapstrukturen til porteføljeselskapene på Proff Forvalt. I de tilfellene hvor nye selskaper ble opprettet i forbindelse med et oppkjøp, valgte vi å bruke regnskapsdata for det opprinnelige operasjonelle selskapet. I slike situasjoner var ofte konsoliderte tall for det nyopprettede holdingselskapet og regnskapstall for datterselskapet identiske. Dersom det ikke eksisterte konsoliderte tall for det opprinnelige operative selskapet, brukte vi ukonsoliderte tall, i samsvar med fremgangsmåten beskrevet i forrige avsnitt.

Dersom ingen av de ovennevnte metodene ledet frem, valgte vi å fjerne porteføljeselskapet fra datasettet.

### **Ekskludering av porteføljeselskapets mor-og datterselskaper**

Vi fjernet datterselskaper og moren til porteføljeselskapet for å hindre disse selskapene i å bli kategorisert som ordinære private selskaper. Problematikken med at et selskap kunne påvirke utregningen av normalen flere ganger var også tilstede. Eksempelvis ville konsoliderte regnskapstall for porteføljebedriftene allerede inneholde regnskapstallene til datterselskapene. Videre ville konsoliderte regnskapstall for morselskapet til porteføljebedriftene, i perioden de var eid, også inneholde porteføljebedriftens regnskapstall. Når det var tvil om et porteføljeselskaps organisasjonsnummer, fjernet vi flere organisasjonsnumre med samme selskapsnavn for å være på den sikre siden. Vi anså ekskluderingen som en avveining mellom matching-kvalitet og kvalitet på utregningen av normalen og kom frem til at å ikke fjerne alle døtre hadde for liten positiv effekt på utregningen av normalen til å veie opp for den negative effekten ved at samme selskap påvirket flere ganger.

### **Endringer i datasettet**

For noen variabler var det avgjørende at vi hadde observasjoner. Det gjaldt særlig variablene som behøvdtes for å konstruere kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter (CFO), og her hadde sentrale variabler manglende verdier. Variabelen, gevinst ved salg av anleggsmidler (vinnavganl), ble erstattet med 0 dersom verdien var manglende. Salg av anleggsmidler forekommer sjelden, så vi tolket manglende verdier



som manglende salg. Det samme ble gjort for nedskrivninger (nedskr). Skatt på ordinært resultat var en variabel som var konstruert av to variabler; ordinært resultat før skatt (ordrfs) og skattesats, og hadde en hel del hull. Vi erstattet hullene ved å multiplisere ordinært resultat før skatt (ordrfs) med skattesatsen. Når vi hadde tettet hullene i skatt på ordinært resultat kunne vi i større grad tette hullene i variabelen ordinært resultat etter skatt (ordres). Det ble gjort ved å trekke skattesatsen fra ordinært resultat før skatt og var i henhold til variabelforklaringen i NCA (Berner et al., 2016).

Observasjoner som hadde negativ salgsinntekt ble slettet fra vårt datasett. Negativ salgsinntekt er eksempelvis et uttrykk for bedrifter som har fått et så stort erstatningskrav mot seg at dette er større en salgsinntektene. Vi anså disse observasjonene som ekstraordinære og valgte å ekskludere dem. Salgsinntekt var en viktig komponent i våre REM-modeller, og vi fryktet at disse observasjonene ville gi feilaktige resultater. Videre hadde 99,9% av observasjonene i 1994 null i salgsinntekt, noe som skyldtes feil i datasettet, og ville påvirke våre "lags". På bakgrunn av dette laget vi først "lags" på informasjonen som var tilgjengelig fra 1995 og 1996, for deretter å fjerne alle observasjoner før 1997, følgelig satt vi igjen med et datasett fra 1997-2015.

Negativ gjeldsgrad ble multiplisert med minus én fordi en negativ gjeldsgrad impliserer negativ egenkapital som igjen indikerer negative resultater over lengre tid. Vi erkjente at dette ikke nødvendigvis ga helt den samme innsikten som om egenkapitalen var positiv, men ønsket ikke å eliminere disse observasjonene.