

Aleksander Aamo og Jonas Bertheussen

Hva er sammenhengen mellom rentenivå og resultatjustering?

En studie av regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering på amerikanske børsnoterte selskap

Masteroppgave i Regnskap og revisjon

Veileder: Frode Kjærland

Mai 2024



NTNU

Kunnskap for en bedre verden

Aleksander Aamo og Jonas Bertheussen

Hva er sammenhengen mellom rentenivå og resultatjustering?

En studie av regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering på amerikanske børsnoterte selskap

Masteroppgave i Regnskap og revisjon
Veileder: Frode Kjærland
Mai 2024

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for økonomi
NTNU Handelshøyskolen



Kunnskap for en bedre verden

Forord

Denne masteroppgaven inngår som siste del av vår masterutdanning ved NTNU innen regnskap og revisjon.

Først og fremst ønsker vi å rette en takk til vår veileder Frode Kjærland for verdifulle kommentarer, godt humør, og støtte underveis i prosessen. En stor takk går også til våre mødre som har vært ivrige korrekturlesere. I tillegg ønsker vi å takke hverandre for et godt samarbeid, og en sømløs og minneverdig prosess.

Innholdet i denne oppgaven står for forfatterens regning.

Trondheim, mai 2024

Aleksander Aamo og Jonas Bertheussen

Sammendrag

Formålet til studien er å undersøke sammenhengen mellom rente og resultatjustering, og særlig for selskap med høy gjeldsandel som anses mest påvirket av renten. Studien undersøker både regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering, for å belyse hvilken av disse strategiene som benyttes i sammenheng med høy rente.

Datasettet vårt har en paneldatastruktur, og består av kvartalsvis finansiell informasjon fra amerikanske børsnoterte selskap i perioden fra og med tredje kvartal 2020 til og med tredje kvartal 2023. I samsvar med tidligere forskning benytter vi oss av anerkjente modeller for å estimere regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering. For å teste hypotesene våre anvender vi FE-regresjon på to ulike utvalg.

Resultatet viser økt forekomst av aktivitetsbasert resultatjustering i høyrentetid, også blant selskap med mye gjeld. Blant de samme selskapene finner vi mindre forekomst av regnskapsbasert resultatjustering. Derimot viser robusthetstesten mer regnskapsbasert resultatjustering og mindre aktivitetsbasert resultatjustering, med unntak av selskap med mye gjeld. For dem finner vi mer av begge resultatjusteringsstrategiene. Studien antyder at selskap benytter seg av aktivitetsbasert resultatjustering i høyrentetid for å unngå å bli oppdaget av kontrollorganer. Dette frem til et visst punkt, hvor kostnaden oppleves så stor at de ikke lenger har mulighet til å avvike fra optimal forretningsmessig drift. På dette tidspunktet kan det se ut til at praksisen skifter mot mer regnskapsbasert resultatjustering, eller en kombinasjon av begge strategiene.

Studien bidrar til økt innsikt i hvordan selskap blir påvirket av rentenivået, og hvordan det gir utslag i resultatjusteringspraksis. Den bidrar også til å belyse hvilke strategier som foretrekkes hos selskap med høy gjeldsandel, som er hardere rammet av et høyt rentenivå. I tillegg bidrar studien til et mer nyansert perspektiv på forholdet mellom regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering.

Abstract

The aim of this study is to explore the relationship between interest rate and earnings management, and especially for companies with high leverage who might be most affected by the interest rate. The study explores both accrual and real earnings management, in order to clarify which of these strategies are used in relation to a high interest rate.

The panel data consists of quarterly financial information from listed American companies between third quarter of 2020 and third quarter of 2023. In accordance with prior research we use well established models for estimating accrual and real earnings management. To test our hypotheses we apply FE-regression on two different samples.

Our results show a significant increase in real earnings management during a period of high interest rate, also among companies with high leverage. Among the same companies we find less accrual earnings management. However our robustness test shows more accrual earnings management and less real earnings management, with the exception of companies with high leverage. For these companies we find more of both earnings management strategies. Our study suggests that companies use real earnings management during a period of high interest rate in order to avoid being detected by monitoring bodies. This only applies to a certain extent, where the experienced cost exceeds their capability to deviate from optimal business decisions. At this point our results suggest that companies shift towards accrual earnings management, or a combination of the two.

This study contributes to increased insight regarding how companies are affected by the interest rate and how it results in earnings management practice. By specifically researching companies with high leverage, our study contributes to clarify which strategy are preferred in relation to a high interest rate, as these companies are more affected by the interest rate. Furthermore, we contribute to a more nuanced picture of the relationship between accrual and real earnings management.

Innholdsfortegnelse

1.0	Introduksjon	1
2.0	Litteraturstudie og hypoteseutvikling	5
2.1	<i>Resultatjustering.....</i>	5
2.2	<i>Insentiv tilknyttet resultatjustering.....</i>	6
2.3	<i>Forholdet mellom regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering</i>	8
2.4	<i>Sammenhengen mellom rente og resultatjustering.....</i>	9
2.5	<i>Sammenhengen mellom gjeldsandel og resultatjustering</i>	12
3.0	Metode	15
3.1	<i>Eventperiode.....</i>	15
3.2	<i>Datainnsamling</i>	16
3.3	<i>Datasett</i>	17
3.4	<i>Måling av resultatjustering</i>	19
3.4.1	<i>Regnskapsbasert resultatjustering.....</i>	19
3.4.2	<i>Aktivitetsbasert resultatjustering</i>	22
3.5	<i>Empirisk modell og variabler.....</i>	24
4.0	Resultat.....	29
4.1	<i>Deskriptiv statistikk</i>	29
4.2	<i>Korrelasjon.....</i>	32
4.3	<i>Resultater hypotese 1.....</i>	35
4.4	<i>Resultater hypotese 2.....</i>	38
4.5	<i>Robusthetstester.....</i>	41
5.0	Diskusjon.....	43
5.1	<i>Høyrentetid og resultatjustering</i>	43
5.2	<i>Regnskapsbasert vs. aktivitetsbasert resultatjustering.....</i>	45
5.3	<i>Begrensninger ved studien</i>	48
6.0	Konklusjon	50
	Referanseliste	51
	Vedlegg	55
	<i>Vedlegg A – Hausman-test og VIF</i>	55
	<i>Vedlegg B – Resultat robusthetstester</i>	57

Figur- og tabelloversikt

Figur 1: Rentenivå.....	15
Tabell 1: Oversikt over endelige utvalg	18
Tabell 2: Variabeloversikt	28
Tabell 3: Deskriptiv statistikk	31
Tabell 4: Pearsons korrelasjonsmatrise	34
Tabell 5: Resultat tilknyttet FE-regresjon på utvalg I.....	38
Tabell 6: Resultat tilknyttet FE-regresjon på utvalg II.....	40
Tabell 7: Hausman-test tilknyttet utvalg I.....	55
Tabell 8: Hausman-test tilknyttet utvalg II	55
Tabell 9: VIF-indeks for tilknyttet utvalg I	55
Tabell 10: VIF-indeks for tilknyttet utvalg II	56
Tabell 11: Resultat tilknyttet robusthetstest	57

1.0 Introduksjon

Resultatjustering («Earnings management») har blitt studert i flere tiår, og har fått økt oppmerksomhet i etterkant av flere store regnskapsskandaler. Det handler om å benytte ulike strategier for å justere resultatet i en ønsket retning. Resultatjustering er benyttet ofte i praksis, men kan være vanskelig å oppdage da brukerne av regnskapet sitter på mindre informasjon enn ledelsen. Amerikanske ledere mener at omkring 20 % av børsnoterte selskap benytter seg av både inntektsøkende og -reducerende resultatjustering (Dichev et al., 2013). Det er mange årsaker til at ledelsen ønsker å justere resultatet i en ønsket retning. Blant annet kan det være ønskelig å justere resultatet for å møte investorers forventninger, for å oppnå bonuser som er basert på ulike mål i finansregnskapet, eller for å unngå å bryte med lånevilkår (Healy & Wahlen, 1999). Dette er eksempler på justeringer som potensielt kan endre beslutningene til brukerne av regnskapet, og strider derfor med finansregnskapets formål om å gi beslutningsnyttig informasjon. Ved utarbeidelsen av finansregnskapet har ledelsen en viss grad av fleksibilitet. Dette er helt nødvendig for å kunne velge passende regnskapsmetode eller estimat, som skal sørge for at regnskapet viser et rettvise bilde av selskapets økonomiske prestasjon og stilling. Fleksibiliteten ved utarbeidelsen av regnskapet, sammen med informasjonsasymmetrien som foreligger mellom ledelsen og brukerne av regnskapet, er noe som ligger til grunn for at resultatjustering er mulig.

De siste par årene har vi sett en relativt rask renteøkning styrt av sentralbankene rundt omkring i verden. Rentenivået har variert i ulike land, men trenden har globalt vært økende. Det økte rentenivået har blant annet vært et resultat av en svært ekspansiv pengepolitikk under Covid-19 pandemien. Inflasjonen økte betydelig og raskere enn normalt, noe som har medført at sentralbankene har blitt nødt til å sette opp renten uten noe særlig forvarsel. Renteøkningen kan derfor også ha vært overraskende for selskap. Dette gir oss en mulighet til å utforske resultatjustering, og hvordan det brukes som en reaksjon på renteøkningen.

Rentehevingen har fått konsekvenser for både bedrifter og privatpersoner. Den største konsekvensen er økte renteutgifter tilknyttet lån, ettersom bankene har hevet renten i takt med sentralbankene. Selskap er sådan havnet i en mer økonomisk presset situasjon hvor økte rentekostnader har gått ut over bunnlinjen. Dette er noe som støttes av tidligere forskning som viser at makroøkonomiske forhold, slik som rentenivå, har innvirkning på et selskaps finansielle prestasjon og stilling (Habib et al., 2020). Samtidig har økte renteutgifter svekket

privatpersoners kjøpekraft, noe som også har fått ytterligere konsekvenser for selskap gjennom redusert etterspørsel.

Ledelsen ønsker som regel å formidle en positiv historie om selskapets økonomiske situasjon. Dette skal gi brukerne et inntrykk av at ledelsen er kompetent, og dermed forsikre interessentene om at deres investeringer vil gi fremtidig avkastning. Økt rente kan medføre at det blir vanskeligere for ledelsen å rapportere et resultat som samsvarer med investorers forventninger, eller å unngå å rapportere et tap. Imidlertid kan ledelsen også være motivert til å vise et dårligere bilde av selskapets økonomiske situasjon, for eksempel hvis en ønsker å fremheve økonomiske vanskeligheter for å reforhandle lån med kreditorer. Selskap som befinner seg i en økonomisk presset situasjon, har insentiver for å justere resultatet, noe som synliggjøres ved at selskap som er i ferd med å bryte lånevilkår justerer resultatet sitt oppover (DeFond & Jiambalvo, 1994).

Selv om den økte renten medfører økt press for selskap generelt, vil dette variere avhengig av hvilken bransje man befinner seg i og hvor høy gjeldsandel selskapet har. Ettersom den økte renten hovedsakelig medfører at gjelden til selskap blir dyrere, vil dette bety at selskap med mer gjeld antakelig vil havne i en mer presset situasjon enn selskap med mindre gjeld. Det vil derfor være interessant å undersøke selskap med høy gjeldsandel.

De tidligere nevnte insentivene for mer resultatjustering er også framtreddende når det gjelder selskap som har havnet i en mer presset økonomisk situasjon grunnet den høye renten. Kjærland et al. (2021) finner at norske selskap i oljebransjen i større grad benyttet inntektsreducerende resultatjustering etter oljeprisfallet, som medførte et sterkere økonomisk press. Dette kan tyde på at en renteøkning som vi nå har sett, kan medføre økt bruk av resultatjustering. Derimot har tidligere forskning også funnet tilfeller av mindre bruk av resultatjustering i perioder med økt økonomisk press. I etterkant av kjente regnskapsskandaler på tidlig 2000-tallet har det blitt innført strengere krav til rapportering, og kontrollorganer slik som revisorer har blitt mer årvåkne. Dette kan være en viktig årsak til at det er funnet tilfeller av mindre resultatjustering blant annet under finanskrisen (Filip & Raffournier, 2014).

Basert på sammenhengene beskrevet ovenfor er det interessant å undersøke i hvilken grad høyrentetiden vi nå befinner oss i, påvirker selskaps resultatjusteringspraksis, og da særlig hos selskap med høy gjeldsandel. Dette leder oss til følgende problemstilling:

«Hvilken sammenheng er det mellom rentenivå og resultatjustering?»

Det finnes to ulike strategier for resultatjustering: regnskapsbasert («Accrual earnings management») og aktivitetsbasert resultatjustering («Real earnings management»). Den tradisjonelle forskningslitteraturen har i hovedsak fokusert på regnskapsbasert resultatjustering, hvorav Jones (1991) og senere Dechow et al. (1995) har utviklet modeller for å estimere denne typen resultatjustering. I senere tid har forskningen skiftet mer mot å se på aktivitetsbasert resultatjustering i tillegg. Her har særlig Roychowdhury (2006) sitt bidrag vært viktig, med modeller som ofte benyttes i forbindelse med å estimere aktivitetsbasert resultatjustering. Skiftet mot aktivitetsbasert resultatjustering bekreftes av Graham et al. (2005), som fastslår at ledere er villige til å ofre langsiktig lønnsomme investeringer for å oppnå kortsiktig ønsket resultat.

Et økt fokus på aktivitetsbasert resultatjustering kan ha en sammenheng med at regelverket er innstrammet som følge av tidligere regnskapsskandaler, og mer årvåkne kontrollorgan. På grunn av økt overvåking og mindre fleksibilitet, kan ledelsen foretrekke å benytte seg av den strategien som har minst sannsynlighet for å bli oppdaget, nemlig aktivitetsbasert resultatjustering. Strategien benytter reelle handlinger fremfor periodiseringer for å justere resultatet, noe som er vanskeligere å oppdage (Cohen & Zarowin, 2010). Selv om det ser ut til å være et skifte mot aktivitetsbasert resultatjustering, viser imidlertid nyere forskning et slags bytteforhold mellom strategiene som er situasjonsavhengig (Zang, 2012).

Ettersom begge strategiene benyttes i praksis, og gjerne om hverandre, ønsker vi å undersøke både regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering. I tillegg til problemstillingen har vi derfor valgt å utforme et forskningsspørsmål som sikter på å undersøke sammenhengen mellom strategiene i høyrentetid. Forskningsspørsmålet er følgende:

«Hva er forholdet mellom regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering i høyrentetid?»

For å svare på problemstillingen og forskningsspørsmålet, har vi samlet inn kvantitativ finansiell informasjon fra amerikanske børsnoterte selskap. Data er innsamlet fra anerkjente databaser og videre håndtert ved hjelp av Python. Anerkjente modeller er benyttet for å estimere

resultatjustering, og regresjonsanalyse er benyttet for å teste aktuelle hypoteser som er utformet i kapittel 2.

Det er flere årsaker til at vi velger å se på amerikanske selskap. For det første utgjør amerikanske selskap en stor del av verdensøkonomien, og passer sådan godt til vårt formål. Det er også enklere å argumentere for at lignende sammenhenger eksisterer i andre land, ettersom USA har et stort og effisient marked som ofte sees på som en referanse. For det andre har det vært en rask renteheving i landet, og rentenivået er på et høyere nivå enn det har vært på to tiår. Dette gir rom for å undersøke resultatjustering i en spennende kontekst. USA var tidlig ute med å heve renten etter Covid-19 pandemien, og antatt rentetopp er på et høyere nivå enn i mange andre europeiske land. Dette medfører et økt utvalg og dermed et sterkere testresultat.

Formålet til studien er å undersøke sammenhengen mellom rente og resultatjustering, og særlig for selskap med høy gjeldsandel. Studien undersøker både regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering, for å belyse hvilken av disse strategiene som benyttes i sammenheng med renteøkningen vi har sett den siste tiden.

For det første bidrar studien til økt innsikt i hvordan selskap blir påvirket av rentenivået, og hvordan det gir utslag i resultatjusteringspraksis. For det andre supplerer studien eksisterende resultatjusteringslitteratur på selskap med høy gjeldsandel, ved å belyse hvordan slike selskap reagerer på et høyt rentenivå. For det tredje bidrar studien til å belyse forholdet mellom regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering i en periode med et høyt rentenivå, noe som tilfører økt forståelse angående bytteforholdet mellom strategiene. Studien undersøker et stort og representativt utvalg, bestående av svært mange observasjoner av amerikanske børsnoterte selskap. Dette styrker testresultatet og gir mer pålitelige funn, noe som styrker bidraget til eksisterende litteratur.

Studiens videre oppbygning er som følger: I kapittel 2 presenteres forskningslitteraturen som studien er bygget på, og som danner grunnlaget for hypoteseutviklingen som det redegjøres for i samme kapittel. Videre utledes og forklares forskningsmetoden i kapittel 3, før resultatet presenteres i kapittel 4. De viktigste funnene oppsummeres og diskuteres i kapittel 5, før vi til slutt presenterer studiens konklusjon og implikasjoner i kapittel 6.

2.0 Litteraturstudie og hypoteseutvikling

2.1 Resultatjustering

Resultatjustering handler om å benytte ulike teknikker for å justere hva som blir rapportert i regnskapet, noe som fører til at regnskapet blir misvisende og påvirker regnskapsbrukernes beslutninger. Healy og Wahlen (1999, s. 368) kom med en definisjon av resultatjustering i sin litteraturstudie, som har blitt en av de mest siterte definisjonene i etterkant:

«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».

Resultatjustering deles inn i to hovedkategorier: regnskapsbasert resultatjustering og aktivitetsbasert resultatjustering. Når spesifikk strategi ikke nevnes, snakker vi om resultatjustering generelt. Regnskapsbasert resultatjustering handler om at ledelsen utnytter regnskapsreglenes fleksibilitet, med formål om å mislede interessentene av regnskapet til å ta annerledes beslutninger. Dette kan ledelsen oppnå ved blant annet å endre regnskapsprinsipper eller regnskapsestimater (Zang, 2012).

I motsetning til regnskapsbasert resultatjustering vil ikke aktivitetsbasert resultatjustering utnytte regnskapets fleksibilitet på samme måte. Aktivitetsbasert resultatjustering handler om å endre reelle økonomiske beslutninger, som i sin omgang vil påvirke resultatet som blir rapportert. På denne måten vil ledelsen kunne påvirke regnskapsbrukernes beslutninger. Denne endringen av reelle økonomiske beslutninger, kan blant annet bli gjennomført ved å endre tidspunktet og strukturen for operasjonelle aktiviteter, investeringer eller finansielle transaksjoner. Det er også viktig å bemerke at en slik endring av økonomiske handlinger som regel vil avvike fra optimale økonomiske beslutninger, og sådan være suboptimale beslutninger med hensikt å justere resultatet i en ønsket retning. (Zang, 2012). Roychowdhury (2006, s. 337) definerer aktivitetsbasert resultatjustering på følgende måte:

«I define real activities manipulation as departures 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».

Skillet mellom disse strategiene er viktige, fordi aktivitetsbasert resultatjustering har innvirkning på kontantstrøm, mens regnskapsbasert resultatjustering ikke har det. Aktivitetsbasert resultatjustering kan være mer skadelig for et selskaps fremtidige prestasjon, da det innebærer økonomiske beslutninger som ikke er hensiktsmessige etter optimal forretningsmessig drift (Cohen & Zarowin, 2010). Derimot vil aktivitetsbasert resultatjustering være vanskeligere å oppdage sammenlignet med regnskapsbasert resultatjustering, nettopp fordi denne strategien tar i bruk reelle handlinger (Cohen & Zarowin, 2010; Zang, 2012).

2.2 Insentiv tilknyttet resultatjustering

Det er hovedsakelig to insentiver for resultatjustering; maksimering av verdi for eierne og maksimering av personlig gevinst for ledelsen (Kinserdal, 2017). Disse motivasjonsfaktorene ligger til grunn uavhengig av hvilken type resultatjustering som benyttes. Tidligere forskning har identifisert flere ulike insentiver avhengig av hvilken situasjon man befinner seg i. Fields et al. (2001) har kategorisert disse ulike insentivene i tre grupper: kontraktrelaterte forhold, verdsettelse, og motivasjon grunnet påvirkning på tredjeparter.

En renteøkning som vi har sett den siste tiden, vil påvirke den økonomiske situasjonen til selskap, og særlig de med høyere andel gjeld, ettersom dette vil medføre en større kostnad knyttet til gjelden. Det økte presset vil kunne medføre at flere ulike insentiv innenfor de overnevnte kategoriene blir mer framtrødende. Blant annet kan selskapene risikere å gå konkurs, stå i fare for å bryte lånevilkår (covenantskrav) eller ikke møte investorers forventninger. Ledelsen kan også risikere å miste bonuser, tape omdømme eller miste sin stilling (Muljono & Suk, 2018). Dette støttes av tidligere forskning som har funnet at selskap i en økonomisk presset situasjon, har insentiver for å manipulere resultatet, og dermed mislede interessentene om deres faktiske økonomiske situasjon (Aljughaiman et al., 2023; Campa & Camacho-Miñano, 2015; Graham et al., 2005; Zang, 2012).

Brudd på lånevilkår er et eksempel på kategorien; «kontraktrelaterte forhold» (Fields et al., 2001). Lånevilkår er ofte basert på at selskapet skal ha en viss grad av egenkapital eller formue til enhver tid, noe som betyr at avtalen er direkte koblet til selskapets prestasjon og stilling. Dersom selskapet bryter lånevilkårene, kan dette føre til alvorlige konsekvenser, herav økte renter, krav om umiddelbar tilbakebetaling av gjeld eller til og med tvangsoppløsning grunnet insolvens. For å unngå disse negative konsekvensene, kan selskap være motivert til å justere

regnskapstallene (Fields et al., 2001; Walker, 2013). Dette støttes av Graham et al. (2005), som undersøker lite lønnsomme selskap med høy gjeldsandel, og finner at de selskapene som er nært ved å bryte lånevilkårene er mer villige til å bruke resultatjustering.

Selskap som ikke bryter lånevilkårene og opprettholder en god evne til å betale sine forpliktelser, vil sannsynligvis ha lettere tilgang på finansiering i fremtiden, da selskapet vil framstå som solid og mer tillitsfullt ovenfor både kreditorer og investorer. Ved å justere regnskapstallene for å unngå brudd på lånevilkår, kan selskapet sikre at de fremstår kredittverdige og dermed opprettholde muligheten til å skaffe seg ny finansiering når dette blir nødvendig.

Investorers forventninger kan være et eksempel på kategorien; «verdsettelse». Det er ønskelig for selskapet å prestere i henhold til investorers forventninger, grunnet dens potensielle negative påvirkning på markedsverdien (Fields et al., 2001). Selskap er under press for å oppfylle eller overgå investorers forventninger tilknyttet resultatet, og kan derfor være villige til å justere regnskapstallene for å presentere et mer positivt bilde av deres prestasjon, slik at investorer blir mer tilbøyelige til å investere eller beholde investeringene sine (Healy & Wahlen, 1999). Burgstahler og Eames (2006) finner at selskap spesielt utnytter resultatøkende teknikker for å unngå å rapportere et dårligere resultat enn forventet. Dette støttes av Burgstahler og Dichev (1997), som finner bevis for at selskap er mer villige til å ta i bruk inntektsøkende resultatjustering når de ligger an til å rapportere et tap eller en nedgang i resultatet.

Investorer og finansmarkedene verdsetter ofte stabilitet og forutsigbarhet. Ved å rapportere jevne resultater, kan selskap redusere volatiliteten i aksjekursen sin. Dette kan være spesielt viktig for å opprettholde tillit blant investorer og unngå negativ oppmerksomhet. Ujevne resultater kan føre til bekymring blant investorer og analytikere. For eksempel kan det oppstå spekulasjoner om selskapets evne til å opprettholde inntjeningen, eller dets finansielle stilling. Rapportering av jevne resultater kan slik bidra til at aksjekursen opprettholdes eller økes (Graham et al., 2005). Investorers forventninger kan med andre ord skape et betydelig press på selskapet, noe som kan medføre økt motivasjon for resultatjustering.

Selv om det gir mening at økonomisk press medfører mer resultatjustering, er det også logisk at det kan medføre mindre. I en krisesituasjon vil det være naturlig at selskap overvåkes nærmere av interessenter slik som myndigheter, revisorer og kreditorer, grunnet økt

sannsynlighet for at flere selskap havner under betydelig økonomisk press, og dermed får sterkere insentiv til resultatjustering. Økt overvåking kan på denne måten føre til at selskap har mindre mulighet og motivasjon for å manipulere regnskapet, fordi det øker sannsynligheten for å bli oppdaget. Det vil også være naturlig at omgivelsene i en kriseperiode etterspør økt kvalitet fordi fremtiden er blitt mer usikker, noe som krever mer pålitelig rapportering. I tillegg vil det også være naturlig å forvente at markedet er mer forståelsesfullt og tolerant ovenfor dårlige resultater i en kriseperiode. Dermed er det heller ikke nødvendig for selskap å justere resultatet for å møte interessentenes forventninger (Filip & Raffournier, 2014).

2.3 Forholdet mellom regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering

Tradisjonelt har forskningen på feltet i hovedsak sett på regnskapsbasert resultatjustering, men i senere tid er det også kommet mer forskning på aktivitetsbasert resultatjustering. Det kan se ut til at bruken av aktivitetsbasert resultatjustering øker, mens bruken av regnskapsbasert resultatjustering reduseres i etterkant av SOX¹-innføringen (Cohen et al., 2008).

Graham et al. (2005) finner at ledere er villige til å benytte seg av aktivitetsbasert resultatjustering, samt at de foretrekker denne strategien fremfor regnskapsbasert resultatjustering. I undersøkelsen fant de at 80 % av lederne er villige til å redusere kostnader knyttet til forskning og utvikling, markedsføring og vedlikehold, for å møte resultatmål. I tillegg er 55 % villige til å utsette et prosjekt for å nå et resultatmål, selv om det vil medføre et tap for selskapet. Årsaken til at ledere kan være mer villige til å ta i bruk aktivitetsbasert resultatjustering, kan som tidligere nevnt være at regnskapsbasert resultatjustering har større sannsynlighet for å bli oppdaget av kontrollorgan. Aktivitetsbasert resultatjustering vil ikke ha tilsvarende sannsynlighet for å bli oppdaget, grunnet at denne strategien benytter reelle handlinger for å justere resultatet (Cohen & Zarowin, 2010). Dette funnet støttes av Zang (2012) som også finner at redusert fleksibilitet grunnet tidligere bruk av regnskapsbasert resultatjustering, samt økt grad av overvåking, medfører at selskap i større grad benytter aktivitetsbasert resultatjustering framfor regnskapsbasert resultatjustering.

¹ Sarbanes-Oxley Act (SOX) ble innført i 2002 som en konsekvens av de tidligere regnskapsskandalene, for å forsterke integriteten av selskaps finansregnskap. Den utgjorde den største endringen som den amerikanske kongressen hittil har innført (Cohen et al., 2008).

Nyere forskning viser en trend mot at ledelsen benytter de ulike strategiene om hverandre avhengig av situasjonen de befinner seg i. I tillegg til økt overvåking, kommer det fram at selskap under mindre grad av press, har en tendens til å velge aktivitetsbasert resultatjustering. Det begrunnes med at solide selskap har mer fleksibilitet til å avvike fra optimal forretningsmessig drift (Li et al., 2020; Muljono & Suk, 2018). Begrunnelsen støttes av Zang (2012) som finner at selskap i mindre grad benytter aktivitetsbasert resultatjustering dersom dette blir for kostbart for selskapet. Det skyldes blant annet at de befinner seg i en mindre konkurransedyktig posisjon, er under mer press, eller at de opplever høyere grad av overvåking. Derimot er det funnet at små og mellomstore selskap (SME) under svært høy grad av økonomisk press, i forkant av konkurs, tar i bruk mer aktivitetsbasert resultatjustering framfor regnskapsbasert (Campa & Camacho-Miñano, 2015). Funnet antyder at grad av overvåking kan være det viktigste elementet som forklarer økt bruk av aktivitetsbasert resultatjustering i senere tid, særlig i etterkant av SOX. Likevel er det viktig å huske på at regnskapsbasert resultatjustering er det rimeligste alternativet ettersom det ikke har innvirkning på kontantstrøm, mens aktivitetsbasert resultatjustering har mindre sannsynlig for å bli oppdaget av kontrollorganer, grunnet at denne strategien er basert på reelle økonomiske handlinger (Cohen & Zarowin, 2010; Zang, 2012). Det gir altså mening at man ender opp med et bytteforhold mellom strategiene, da de har ulike styrker og svakheter som kan brukes om hverandre.

En annen årsak til at det argumenteres for et bytteforhold mellom strategiene er at dersom man ved årets slutt har «brukt opp» muligheten for regnskapsbasert resultatjustering, vil det heller ikke være tid og mulighet for å benytte aktivitetsbasert resultatjustering. Derfor kan det være ønskelig for ledelsen å benytte aktivitetsbasert resultatjustering i større grad i løpet av perioden, og regnskapsbasert resultatjustering mot slutten av perioden for å justere resultatet ytterligere og dermed oppnå de ønskede resultatmålene (Cohen & Zarowin, 2010; Zang, 2012). Tidligere forskning indikerer altså et bytteforhold mellom regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering avhengig av situasjonen selskapet befinner seg i, samt dets økonomiske situasjon.

2.4 Sammenhengen mellom rente og resultatjustering

Det er lite forskning som ser på hvordan renten direkte påvirker resultatjustering. Derimot har det seg slik at en renteøkning vil medføre økt økonomisk press, og særlig for selskap med

høyere gjeldsandel. En økonomisk presset situasjon kan medføre høy sannsynlighet for resultatjustering (Kinserdal, 2017). Dette er en situasjon som karakteriseres av at selskapet står i fare for ikke å klare å betale sine forpliktelser til rett tid (Habib et al., 2020).

Tidligere litteratur har vist at det finnes flere ulike faktorer som kan påvirke hvor sterkt presset en situasjon er. Det er hovedsakelig tre forhold som påvirker økonomisk press, nemlig selskapsespesifikke forhold, makroøkonomiske forhold og eier- og styringsforhold (Habib et al., 2020). Videre finner de at omtrent halvparten av variansen i et selskaps resultat påvirkes av makroøkonomiske faktorer, slik som rentenivå. Khoja et al. (2019) fastslår at både inflasjon og rente påvirker i hvilken grad et selskap står i fare for insolvens. Dette støttes av flere studier som undersøker makroøkonomiske forhold og effekten på økonomisk press. De finner at det påvirker sannsynligheten for at selskap havner i en mer økonomisk presset situasjon (Bhattacharjee & Han, 2014; Fernández-Gámez et al., 2020; Hernandez Tinoco & Wilson, 2013). Det indikerer at en renteøkning kan ha en direkte innvirkning på selskapenes økonomiske press.

Basert på det som er nevnt tidligere i oppgaven, vet vi nå at selskap som befinner seg i en økonomisk presset situasjon, har insentiver for å justere regnskapet. I følge Campa og Camacho-Miñano (2015) er det ganske tydelig at tidligere forskning viser en sammenheng mellom selskap som er under økonomisk press og resultatjusteringspraksis. Dette støttes av flere nyere artikler som undersøker effekten økonomisk press har på forekomsten av regnskapsbasert resultatjustering (Aljughaiman et al., 2023; Flores et al., 2016; Kjærland et al., 2021; Li et al., 2020; Muljono & Suk, 2018). Det er også konsistent med at det er funnet bevis for at selskap bruker mer resultatjustering når de forventer å måtte rapportere underskudd, en inntjeningsreduksjon eller at de ikke klarer å møte investorers forventninger (Healy & Wahlen, 1999; Kasznik, 1999).

Derimot er det også flere artikler, særlig i nyere tid, som finner mindre regnskapsbasert resultatjustering når selskap står ovenfor en økonomisk presset situasjon (Arthur et al., 2015; Filip & Raffournier, 2014; Kousenidis et al., 2013; Trombetta & Imperatore, 2014; Viana et al., 2023). Viana et al. (2023) finner at selskap i utviklede marked i mindre grad justerer resultatet, mens selskap i fremvoksende marked gjør det i større grad. Dette argumenterer de for at skyldes forskjeller i institusjonelle forhold. Etersom USA har et velutviklet marked, antyder dette at man kan forvente mindre resultatjustering hos amerikanske børsnoterte selskap. Filip og

Raffournier (2014) finner også at selskap i mindre grad benytter regnskapsbasert resultatjustering under finanskrisen. Slike perioder kan medføre økt overvåking, fordi det er større sannsynlighet for at selskap havner under betydelig økonomisk press. Den økte overvåkingen kan derfor ha en modererende effekt på et selskaps bruk av resultatjustering.

I forhold til aktivitetsbasert resultatjustering finner flere artikler mindre bruk blant selskap som befinner seg i en mer økonomisk presset situasjon (Li et al., 2020; Muljono & Suk, 2018; Viana et al., 2023). Dette begrunnes med at solide selskap har større mulighet og fleksibilitet til å avvike fra optimal forretningsmessig drift (Zang, 2012). Derimot finner Campa og Camacho-Miñano (2015) at selskap under mer alvorlig økonomisk press benytter aktivitetsbasert resultatjustering i større grad, mens regnskapsbasert resultatjustering benyttes mindre. Forfatterne argumenterer for at aktivitetsbasert resultatjustering blir valgt grunnet at denne strategien har mindre sannsynlighet for å bli oppdaget, og dermed er effektiv i en situasjon karakterisert av økt overvåking. Dette samsvarer med argumentet presentert tidligere i de artiklene som identifiserte mindre regnskapsbasert resultatjustering.

Etter en gjennomgang av litteraturen kan man i første omgang forvente mer regnskapsbasert resultatjustering når et selskap befinner seg i en økonomisk presset situasjon, blant annet grunnet insentiv slik som brudd på lånevilkår og investorers forventninger. Derimot finnes også flere tilfeller av mindre regnskapsbasert resultatjustering blant selskap under økt økonomisk press. Det begrunnes blant annet med økt overvåking fra kontrollorganer, noe som medfører mindre mulighet for å benytte denne strategien. Når det gjelder aktivitetsbasert resultatjustering er det begrenset litteratur som undersøker selskap under økonomisk press. Likevel antyder litteraturen et motstridende forhold, men dette kommer ikke like tydelig fram som for regnskapsbasert resultatjustering.

Et annet interessant moment er at det i litteraturen argumenteres for et slags bytteforhold mellom resultatjusteringsstrategiene, noe som redegjøres for nærmere i kapittel 2.3. Regnskapsbasert resultatjustering er det rimeligste alternativet av dem, mens aktivitetsbasert resultatjustering er vanskeligere å oppdage. Selv om begge strategiene ser ut til å bli benyttet, og gjerne om hverandre, kan det se ut til å være en tendens til mer aktivitetsbasert resultatjustering i etterkant av SOX. Samtidig er det flere tilfeller med mindre bruk av aktivitetsbasert resultatjustering når presset blir så sterkt at selskap ikke lenger har mulighet til å avvike fra optimal forretningsmessig drift. Tidligere litteratur er altså motstridende i forhold

til om man kan forvente mer eller mindre av både regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering.

Ettersom litteraturen og logiske argument drar i begge retninger når det gjelder begge strategiene, forventer vi å finne forskjellig bruk av både regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering. Følgende hypoteser er utformet siden vi ønsker å undersøke sammenhengen mellom høyrentetid og de ulike typene resultatjustering:

H1a: «I høyrentetid er det forskjellig bruk av regnskapsbasert resultatjustering, sammenlignet med lavrentetid.»

H1b: «I høyrentetid er det forskjellig bruk av aktivitetsbasert resultatjustering, sammenlignet med lavrentetid.»

2.5 Sammenhengen mellom gjeldsandel og resultatjustering

Etter å ha studert litteraturen på resultatjustering og økonomisk press, ser vi at gjeldsandel nesten uten unntak benyttes som kontrollvariabel. Dette gir mening ettersom mer gjeld medfører økte rentekostnader, og dermed mer press i en periode med høyere rente. Det vil med andre ord være noe korrelasjon mellom økonomisk press og gjeldsandel. Gjeldsandel blir også brukt som indikasjon på hvor nært et selskap er å bryte lånevilkår, og høy gjeldsandel er forbundet med mer regnskapsbasert resultatjustering (DeFond & Jiambalvo, 1994).

Healy og Wahlen (1999) utformet lånevilkårshypotesen («Debt covenant violation hypothesis»), hvor de forklarer at konsekvensene ved å bryte lånevilkårene kan skape betydelige insentiver for å manipulere regnskapet. Denne frykten for å bryte lånevilkårene er støttet av Awuye og Aubert (2022), samt flere tidligere studier som finner en sammenheng mellom gjeldsandel og de ulike resultatjusteringsstrategiene, noe som videre støtter lånevilkårshypotesen (An et al., 2016; Anagnostopoulou & Tsekrekos, 2017; Hoang & Phung, 2019; Lazzem & Jilani, 2018). Likevel finner Habib et al. (2013) at gjeldsandel er negativt assosiert med regnskapsbasert resultatjustering, noe de spekulerer på kan være grunnet økt overvåking fra kontrollorganer og kreditorer.

Det har seg også slik at dersom gjeldsandelen øker ytterligere i en periode, så øker sannsynligheten for at selskapet benytter seg av regnskapsbasert resultatjustering i samme

periode (Lazzem & Jilani, 2018). Ettersom renteøkningen vil påvirke grad av økonomisk press, kan dette muligens medføre en lignende effekt som å øke gjeldsandel, da begge tilfellene fører til mer press. I tillegg finner Muljono og Suk (2018) at selskap med høy gjeldsandel må vise til god økonomisk prestasjon for å skaffe seg ytterligere lån hos sine kreditorer. I en periode med høyere rente kan dette medføre at selskap er mer villige til å justere regnskapet for å skaffe seg den finansieringen de trenger. Dette støttes av Graham et al. (2005) som finner at selskap som er nært å bryte med lånevilkårene, anser det som viktigere å møte lånevilkår enn andre typer resultatmål.

Den tidligere litteraturen som ser på sammenhengen mellom gjeldsandel og resultatjustering, har både identifisert bruk av regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering. Det kan se ut til at det er en komplimenterende sammenheng mellom bruk av strategiene, på lik linje med det som er beskrevet tidligere (Anagnostopoulou & Tsekrekos, 2017). Hoang og Phung (2019) finner at høy gjeldsandel medfører økt bruk av regnskapsbasert resultatjustering og mindre bruk av aktivitetsbasert resultatjustering, men blant selskap med svært høy gjeldsandel finner de at aktivitetsbasert resultatjustering benyttes i større grad. Funnet støttes av Awuye og Aubert (2022) som også finner økt forekomst av aktivitetsbasert resultatjustering blant selskap med høy gjeldsandel. Derimot finner de mindre bruk av regnskapsbasert resultatjustering. Ettersom sannsynligheten for å oppdage aktivitetsbasert resultatjustering er lavere enn regnskapsbasert resultatjustering, kan denne strategien være å foretrekke når kontrollorganer er mer årvåke. Dette er en potensiell forklaring på den økte bruken av aktivitetsbasert resultatjustering.

For å oppsummere, finner det meste av litteraturen at det er en sammenheng mellom gjeldsandel og resultatjustering, noe som støtter opp under lånevilkårshypotesen. Høy gjeldsandel assosieres altså med større sannsynlighet for begge resultatjusteringsstrategiene, noe som muligens kan forsterkes av renteøkningen vi ser. Ved en nærmere gjennomgang ser det ut til at aktivitetsbasert resultatjustering tas i bruk i større grad enn regnskapsbasert resultatjustering, noe som begrunnes av økt overvåking fra kontrollorganer.

Som det nærmere redegjøres for i kapittel 2.3, ser det ut som litteraturen tenderer mot et bytteforhold mellom strategiene, samt et skifte mot mer aktivitetsbasert resultatjustering. På den ene siden kan økt overvåking medføre at selskap tar i bruk den strategien som har minst sannsynlighet for å bli oppdaget, altså aktivitetsbasert resultatjustering. På den andre siden kan et betydelig økonomisk press medføre at selskapet heller velger å benytte regnskapsbasert

resultatjustering, grunnet at denne ikke påvirker kontantstrøm, og dermed er det rimeligste alternativet. Selskapene trenger ikke nødvendigvis å kun velge en av strategiene, men kan benytte seg av begge to om hverandre.

Basert på det overnevnte forventer vi å finne mer av begge typene resultatjustering når vi kun ser på selskap med høy gjeldsandel, fordi begge strategiene er forbundet med økt press som følge av et høyere rentenivå. Derfor ønsker vi å undersøke hvordan selskap med høy gjeldsandel blir påvirket av den høye renten. For å undersøke dette, er følgende hypoteser utformet:

H2a: *«Selskap med høy gjeldsandel benytter regnskapsbasert resultatjustering i større grad i høyrentetid.»*

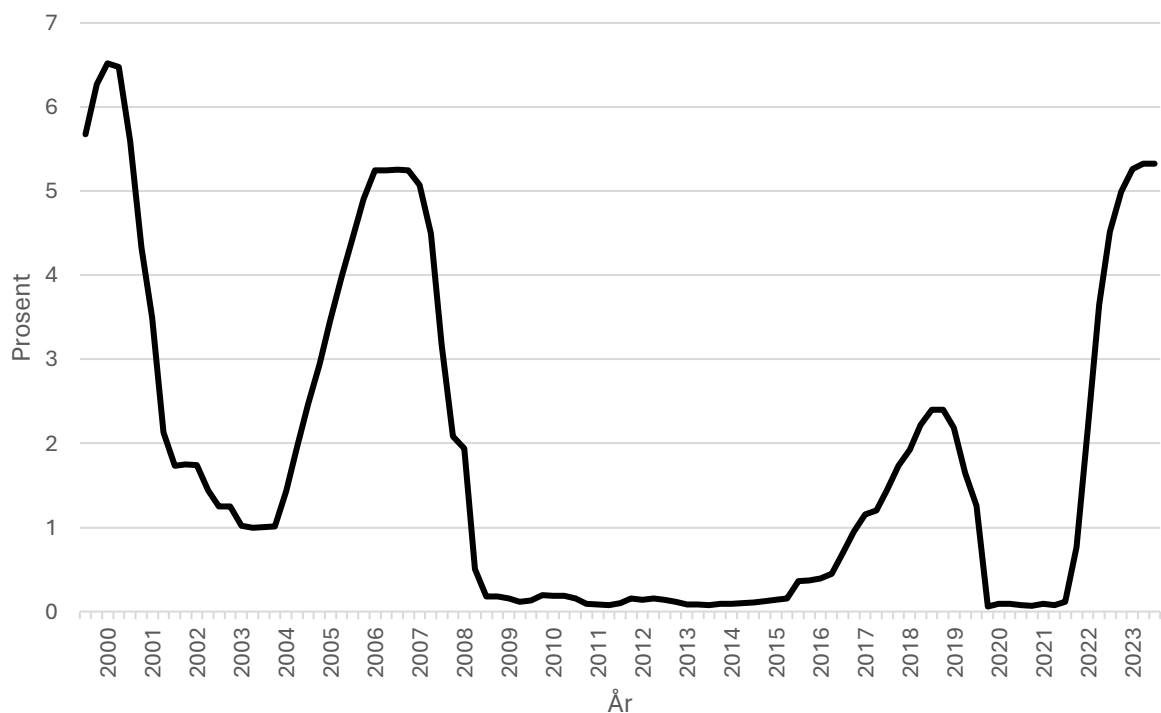
H2b: *«Selskap med høy gjeldsandel benytter aktivitetsbasert resultatjustering i større grad i høyrentetid.»*

3.0 Metode

3.1 Eventperiode

Vi gjennomfører en eventstudie hvor vi skiller mellom en eventperiode og en kontrollperiode. Gjennom Covid-19 pandemien har renten i USA vært på 0,25 %, tilnærmet null. USAs sentralbank satte styringsrenten opp med 25 prosentpoeng for første gang etter pandemien i mars 2022. De fulgte videre opp med ytterligere rentehevinger i mai og juni, noe som førte til en rente på 1,75 % ved utgangen av juni 2022. Deretter ble renten hevet gradvis til 5,5 %, som på nåværende tidspunkt ser ut til å være rentetoppen. Dette er det høyeste nivået styringsrenten i USA har hatt på 23 år, også høyere enn perioden like før finanskrisen. Som følge av dette, definerte vi vår eventperiode til å gjelde perioden som strekker seg fra første kvartal 2022 til og med tredje kvartal 2023. Avgrensningen på tredje kvartal 2023 kommer naturlig av den grunn at tilgjengelig data var begrenset for fjerde kvartal 2023.

Figur 1: Rentenivå



Notat: Rentenivået i USA fra 2000 til 2023. Data er hentet fra FRED (2024).

Kontrollperioden vi har lagt til grunn er tredje kvartal 2020 til og med fjerde kvartal 2021, på grunn av at styringsrenten i denne perioden var tilnærmet null. Ettersom vi har en eventperiode med høy rente og en kontrollperiode med lav rente, vil en signifikant forskjell mellom periodene

potensielt være bevis for at den høye renten er årsaken til forskjellen (Studenmund, 2017, s. 483). I denne studien brukes ofte ordet «høyrentetid» når vi snakker om eventperioden vår, og ordet «lavrentetid» om kontrollperioden.

3.2 Datainnsamling

Dataen vår består av kvartalsvis finansiell informasjon fra amerikanske selskap, notert på New York Exchange (NYSE) og NASDAQ-børsen. Vi benytter oss av sekundærdata som er samlet inn fra databasene WRDS Compustat og Eikon, hvorav regnskapsdata er hentet fra Compustat, mens markedsverdi av egenkapital og noe kvalitativ informasjon er hentet fra Eikon. Det vil kun bli inkludert observasjoner som har tilgjengelig data i de nevnte databasene. Ergo er observasjoner med manglende verdier for en eller flere datakolonner ekskludert fra vårt datasett.

Fra Eikon hentet vi ut en oversikt over alle selskap notert på nevnte børser, i tillegg til deres tilknyttede tic-identifikasjonsnummer. Disse identifikasjonsnumrene er så benyttet i Compustat for å identifisere hvilke selskap vi ønsker å hente ut finansiell data på. Datainnsamlingen har foregått direkte fra Python og JupyterLab, ved hjelp av en API-tilknytning mellom Python og Compustat. Dette har gjort datainnsamlingen effektiv og oversiktlig gjennom direkte overføring til Python, hvor vi senere har utført alt av beregninger, analyser og kjøring av regresjonsmodeller. Nødvendig data fra Eikon har blitt eksportert til excel, slått sammen og lagt til datafilen i Python.

For at data skal anses som pålitelig, må gjentatte målinger gi samme resultat (Ringdal, 2018, s. 103). Innsamling av data fra anerkjente finansdatabaser medfører at vi kan anta at den finansielle informasjonen er korrekt, og sørger for at vi alltid får det samme datagrunnlaget ved gjentatte uthentinger av data. Påliteligheten til vår data vil derfor være styrket, som også bidrar til et mer pålitelig resultat. At vi benytter en API-tilknytning mellom Python og Compustat eliminerer manuell behandling av data som kan svekke påliteligheten. For at data skal anses som valid må dataen være egnet for å måle det vi faktisk ønsker å måle (Ringdal, 2018, s. 103). Dataens validitet er styrket som følge av at vi benytter anerkjente databaser, fordi dataen samsvarer med det som faktisk er rapportert av selskapene. I tillegg sørger kode i Python for at vi henter ut data fra riktige regnskapsposter som benyttes i resultatjusteringsmodellene, noe som videre styrker validiteten.

3.3 Datasett

Utgangspunktet for vårt datasett er 5 872 amerikanske børsnoterte selskap, hvor 905 av dem tilhører bank- og finansbransjen. Disse er fjernet fra datasettet i henhold til vanlig praksis, og dette begrunnes blant annet med at selskap i disse bransjene har avvikende regnskapsoppstillinger (Roychowdhury, 2006). Etter bransjeekskludering er det samlet inn data for de resterende 4 967 selskapene. Før dataeksplorering og bearbeidelse bestod datasettet vårt av 59 777 kvartalsvise observasjoner. Det endelige datasettet er imidlertid betydelig redusert som følge av manglende verdier på flere datafelter (se tabell 1). Vi har to ulike utvalgsstørrelser som følge av våre hypoteser, i tillegg til at modellene tilknyttet regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering har ulike databehov.

Datasettet vårt har en paneldatastruktur, som kjennetegnes ved at datasettet inneholder flere observasjoner for de samme enhetene over flere tidsperioder (Verbeek, 2017, s. 382). Det inneholder flere observasjoner for hvert selskap over flere kvartal. En fordel med paneldatastrukturen er at den gjør det mulig å estimere mer komplekse og realistiske modeller enn enkle tverrsnitts- og tidsseriemodeller. En ulempe er imidlertid at det blir vanskelig å anta at ulike observasjoner er uavhengige av hverandre, fordi vi observerer de samme enhetene over tid, noe som gir opphav til uobserverbare faste enhets- og tidsspesifikke forskjeller (Verbeek, 2017, s. 382). Dette håndteres som regel ved å kjøre en FE-modell eller en RE-modell, noe som vi kommer tilbake til senere i kapittel 3.5.

Roychowdhury (2006) setter et minstekrav til antall observasjoner som trengs per bransje per kvartal til 15 stykk, noe som vi også følger i denne studien. Lignende terskelverdier er også funnet i andre studier (Dechow et al., 1995; Filip & Raffournier, 2014). Bransjeinndelingen er gjennomført ved hjelp av *North American Industry Classification System* (NAICS), og denne oversikten er hentet i Eikon. Ekskluderingen av gjeldende observasjoner er gjort som et ledd i tverrsnitts-regresjoner som er gjennomført per bransje per kvartal (se kapittel 3.4). Dette har medført noe ulik ekskludering avhengig av datasettet regresjonene er kjørt på.

Observasjoner gjenstående etter ekskludering i henhold til Roychowdhury (2006), samt ekskludering av observasjoner som har én eller flere manglende verdier, er det som utgjør vårt endelige datasett som er benyttet på vår første hypotese. Dette kalles heretter Utvalg I. Når det gjelder vår andre hypotese er datasettet halvert, og bakgrunnen for dette er at det interessante er de observasjonene som har høy gjeldsandel. Vi har beregnet medianverdien av gjeldsandel

og ekskludert alle observasjoner fra datasettet som har en verdi for gjeldsandel som er lavere enn medianen. Denne inndelingen er gjort i tråd med Jelinek (2007) og Hoang og Phung (2019). På den måten har vi korrigert utvalget som testes i hypotese to for å kunne si noe om sammenhengen mellom høyrentetid og selskap med mye gjeld. Utvalget tilknyttet hypotese to er heretter benevnt som Utvalg II.

Tabell 1: Oversikt over endelige utvalg

Utvalg	Utvalg I	Utvalg II
Amerikanske børsnoterte selskap	5 872	5 872
- Tilhørende bank- og finansbransjen	905	905
= Selskap inkludert i utvalget	4 967	4 967
Panel A: AEM		
Kvartalsvise observasjoner	59 777	59 777
- Observasjoner med manglende regnskapsdata	25 353	25 353
- Observasjoner under medianverdi Gjeldsandel (kun Utvalg II)		17 212
- Brudd på krav om minst 15 observasjoner per bransje per kvartal	12 364	7 575
= Endelig antall observasjoner	22 060	9 637
Panel B: REM		
Kvartalsvise observasjoner	59 777	59 777
- Observasjoner med manglende regnskapsdata	37 948	37 948
- Observasjoner under medianverdi Gjeldsandel (kun Utvalg II)		10 914
- Brudd på krav om minst 15 observasjoner per bransje per kvartal	6 729	4 282
= Endelig antall observasjoner	15 100	6 633

Notat: Tabell 1 viser oversikt over de gjeldende utvalgene i studien med angitt antall observasjoner som fjernes, samt årsaken bak. Utvalg I består av observasjoner fra hele utvalget, og utvalg II består av observasjoner fra utvalg I som har en gjeldsandel over medianverdien. Panel A tar for seg utvalget tilknyttet regnskapsbasert resultatjustering (AEM) og panel B tar for seg utvalget tilknyttet aktivitetsbasert resultatjustering (REM).

I samsvar med Dechow et al. (1995) og Francis et al. (2005), med flere, har vi gjennomført winsorizing på våre data. Verdiene vil da begrenses til nedre 1 % persentil og øvre 99 % persentil. Dette er gjennomført for å håndtere ekstremverdier i datasettet vårt som, hvis ikke håndtert, vil kunne påvirke resultatet og føre til konklusjoner som i mindre grad lar seg generalisere (Sullivan et al., 2021).

3.4 Måling av resultatjustering

I likhet med tidligere forskning skjer målingen av resultatjustering i to faser. I første fase benyttes anerkjente modeller fra litteraturen til å beregne resultatjustering. Det består av å kjøre regresjon med totale periodiseringer eller kostnader som avhengig variabel, og et sett med uavhengige variabler som skal kontrollere for normale periodiseringer eller kostnader. Det som ikke forklares av disse modellene er de unormale periodiseringene eller kostnadene som vil tilsvare residualene. Residualene fra modellene vil med andre ord være vår proxy på resultatjustering og er den interessante verdien vi tar med oss til fase to. Det er for øvrig residualenes absoluttverdier som beholdes fra disse modellene (Aljughaiman et al., 2023). Regresjonene som kjøres i fase én, er tverrsnitts-regresjoner per kvartal per bransje. Dette gjøres for å hensynta at ulike bransjer vil ha ulike nivåer av resultatjustering. I denne prosessen er det lagt inn kode i Python, som gjør at alle tverrsnitts-regresjonene kjøres på minimum 15 observasjoner, i samsvar med Roychowdhury (2006). På denne måten sikrer vi at ekskluderingskravet på minst 15 observasjoner per bransje per kvartal blir innfridd.

I fase to settes residualene fra fase én inn som avhengig variabel i de endelige regresjonene, som skal gi oss en indikasjon på selskapenes resultatjusteringspraksis. Her legger vi også på uavhengige variabler som skal kontrollere for selskapsspesifikke og tidsspesifikke forskjeller i resultatjusteringene, i tillegg til variabelen som skal teste våre hypoteser. Regresjonsmodellene og variablene som benyttes i fase to defineres og forklares i kapittel 3.5.

Det er benyttet tre ulike modeller for begge resultatjusteringsstrategiene, som utredes nedenfor. Fase én og to følges imidlertid på samme måte uavhengig av hvilken modell som brukes. Studiens validitet, å måle det en faktisk ønsker å måle, er styrket som følge av at vi bruker anerkjente modeller som er mye brukt i litteraturen. Å bruke flere ulike modeller anses videre å styrke påliteligheten. De to strategiene for resultatjustering er som kjent regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering.

3.4.1 Regnskapsbasert resultatjustering

For måling av regnskapsbasert resultatjustering benytter vi tre ulike modeller som alle stammer fra Jones (1991):

$$\frac{TA_{iq}}{A_{iq-1}} = \beta_0 + \beta_{1i} \left(\frac{1}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{2i} \left(\frac{\Delta REV_{iq}}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{3i} \left(\frac{PPE_{iq}}{A_{iq-1}} \right) + \varepsilon_{iq}$$

Hvor:

TA_{iq} = Totale periodiseringer i kvartal q for selskap i

ΔREV_{iq} = Inntektsendring fra kvartal $q-1$ til q for selskap i

PPE_{iq} = Eiendom, maskiner og utstyr i kvartal q for selskap i

A_{iq-1} = Totale eiendeler i kvartal $q-1$ for selskap i

Modellen benyttes for å kontrollere for selskapenes økonomiske forhold, de normale periodiseringene, som naturligvis påvirker de totale periodiseringene. Det som gjenstår og som ikke forklares av modellen, vil da være unormale periodiseringer, og blir vår proxy på regnskapsbasert resultatjustering. De ulike leddene i modellen, foruten om konstantleddet som gis direkte av regresjonen, er dividert med forrige kvartals sum eiendeler, noe som skal redusere forekomsten av heteroskedastisitet i modellen (Jones, 1991).

I alle periodiserings-modellene som blir presentert nedenfor benyttes den samme avhengige variabelen. Denne består av totale periodiseringer og beregnes på følgende måte (Dechow et al., 2012):

$$\frac{TA_{iq}}{A_{iq-1}} = \frac{\Delta CA_{iq} - \Delta CL_{iq} - \Delta CASH_{iq} + \Delta STD_{iq}}{A_{iq-1}}$$

Hvor:

TA_{iq} = Totale periodiseringer i kvartal q for selskap i

ΔCA_{iq} = Endring i omløpsmidler fra kvartal $q-1$ til q for selskap i

ΔCL_{iq} = Endring i kortsiktige forpliktelser fra kvartal $q-1$ til q for selskap i

$\Delta CASH_{iq}$ = Endring i kontanter og kontantekvivalenter fra kvartal $q-1$ til q for selskap i

ΔSTD_{iq} = Endring i kortsiktig rentebærende gjeld som forfaller innen ett år fra kvartal $q-1$ til q for selskap i

Nødvendige data for å beregne totale periodiseringer i henhold til denne modellen er omløpsmidler (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 40), kortsiktige forpliktelser (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 49), kontanter og kontantekvivalenter (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 36), kortsiktig rentebærende gjeld som forfaller innen et år (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 45) og totale eiendeler (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 44). Endring tilknyttet disse tallene er beregnet, og består av differansen mellom forrige kvartal og nåværende kvartal. I tidligere studier har også avskrivningskostnad blitt trukket fra i telleren

i formelen over, men i nyere forskning er denne ekskludert ettersom den er tilknyttet langsiktig kapitalkostnad og ikke arbeidskapital (Dechow et al., 2012).

Modifisert Jones modellen, utledet av Dechow et al. (1995), tar i tillegg til variablene i Jones-modellen hensyn til endring i kundefordringer. De kritiserer den originale Jones modellen fordi den implisitt sier at endring i salgsinntekt i sin helhet består av normale resultatjusteringer. De forsvarer å inkludere endring i kundefordringer ved å påstå at det er lettere å justere inntekt som stammer fra kredittsalg enn det er å justere inntekt som stammer fra kontantsalg. Modellen ser slik ut:

$$\frac{TA_{iq}}{A_{iq-1}} = \beta_0 + \beta_{1i} \left(\frac{1}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{2i} \left(\frac{\Delta REV_{iq} - \Delta REC_{iq}}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{3i} \left(\frac{PPE_{iq}}{A_{iq-1}} \right) + \varepsilon_{iq} \quad (1)$$

Hvor:

ΔREC_{iq} = Endring i kundefordringer fra kvartal $q-1$ til q for selskap i

Resterende variabler er definert tidligere

Nødvendig regnskapsdata for å benytte Modifisert Jones modellen er inntekt (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 2), kundefordringer (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 37), eiendom, maskiner og utstyr (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 42), i tillegg til totale eiendeler og kalkulerte totale periodiseringer som angitt tidligere.

Modifisert Jones er den første av de tre modellene vi benytter for å undersøke regnskapsbasert resultatjustering. Dechow et al. (1995) viser at denne modifiserte versjonen av modellen til Jones (1991) gir færre type II feil, og dermed presterer bedre når det kommer til å oppdage regnskapsbasert resultatjustering.

Kothari et al. (2005) argumenterer for at et selskaps nåværende og tidligere lønnsomhet påvirker de totale periodiseringene. Korrelasjonen mellom lønnsomhet og normale periodiseringer støttes også av Dechow et al. (2012). Å inkludere avkastning på eiendeler som en variabel i modellene for beregning av regnskapsbasert resultatjustering, er én måte å kontrollere for effekten lønnsomhet har på periodiseringene (Kothari et al., 2005). Modellen inngår som den andre av de tre modellene vi benytter oss av for å beregne regnskapsbasert resultatjustering, og den gis under:

$$\frac{TA_{iq}}{A_{iq-1}} = \beta_0 + \beta_{1i} \left(\frac{1}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{2i} \left(\frac{\Delta REV_{iq} - \Delta REC_{iq}}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{3i} \left(\frac{PPE_{iq}}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{4i} ROA_{iq} + \varepsilon_{iq} \quad (2)$$

Hvor:

ROA = Avkastning på eiendeler i kvartal q for selskap i

I tillegg til regnskapsdata angitt tidligere er det også samlet inn data for netto resultat (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 69) for beregning av variabelen ROA .

Den siste modellen vi bruker for å beregne unormale periodiseringer er modifisert Jones med justering i henhold til Cimini (2015). Modellen inkluderer pris/bok (M/B) og kontantstrøm fra drift (OCF) som uavhengige variabler. Pris/bok inkluderes for å kontrollere for selskapskarakteristikker som inntektsstabilitet og risikonivå, og kontantstrøm fra drift inkluderes for å unngå feilspesifisering av modellen når den brukes på selskap med ekstrem finansiell prestasjon (Cimini, 2015).

$$\frac{TA_{iq}}{A_{iq-1}} = \beta_0 + \beta_{1i} \left(\frac{1}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{2i} \left(\frac{\Delta REV_{iq} - \Delta REC_{iq}}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{3i} \left(\frac{PPE_{iq}}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{4i} \frac{M/B_{iq}}{A_{iq-1}} + \beta_{5i} OCF_{iq} + \varepsilon_{iq} \quad (3)$$

Hvor:

M/B_{iq} = Markedsverdi av EK dividert på bokført verdi EK i kvartal q for selskap i

OCF_{iq} = Kontantstrøm fra drift i kvartal q for selskap i

Høye verdier av residualene gir indikasjon på mer regnskapsbasert resultatjustering, og gjelder alle modellene nevnt ovenfor. Se for øvrig kapittel 3.5 for informasjon vedrørende innsamling av nødvendig data tilknyttet variablene M/B og OCF , samt hvordan disse er kalkulert.

3.4.2 Aktivitetsbasert resultatjustering

For måling av aktivitetsbasert resultatjustering benytter vi tre ulike modeller gitt av Roychowdhury (2006), som også brukes i flere etterfølgende studier (Zang, 2012). Modellene bygger på Dechow et al. (1998) og har samme logikk som modellene benyttet i undersøkelser rundt regnskapsmessig resultatjustering. Normale verdier beregnes ved hjelp av variablene i modellen som forklarer avhengig variabel, og residualene blir proxy på aktivitetsbasert resultatjustering. Det er viktig å merke seg at modellene er skreddersydd for å oppdage inntektsøkende resultatjustering, og størrelsen på residualene må derfor tolkes i hensyn av dette (Roychowdhury, 2006).

Den første modellen tar for seg unormale kostnader og består av andre driftskostnader, som inkluderer kostnader tilknyttet forskning og utvikling, reklamekostnader og salgs- og administrative kostnader. Disse kostnadene er vanligvis kostnadsført i samme periode som de påløper, uavhengig av inntekt, noe som gir mulighet for å redusere rapporterte kostnader og øke resultatet. Modellen ser slik ut (Roychowdhury, 2006):

$$\frac{DISEXP_{iq}}{A_{iq-1}} = \beta_0 + \beta_{1i} \left(\frac{1}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{2i} \left(\frac{S_{iq-1}}{A_{iq-1}} \right) + \varepsilon_{iq} \quad (4)$$

Hvor:

$DISEXP_{iq}$ = Andre driftskostnader i kvartal q for selskap i

S_{iq-1} = Salgsinntekt i kvartal $q-1$ for selskap i

A_{iq-1} = Totale eiendeler i kvartal $q-1$ for selskap i

Dersom residualene har lave verdier er dette en indikasjon på høyere aktivitetsbasert resultatjustering, ettersom justeringen skjer i form av en kostnadsreduksjon. Altså, dersom en kostnadsreduksjon er gjennomført forventes det at modellen fanger opp uvanlig lave unormale kostnader.

En annen modell anvendt av Roychowdhury (2006) tar for seg produksjonskostnader og består av både varekostnad og endring i varelager. Her er tanken at selskap kan overprodusere varer slik at varelageret bygger seg opp og rapportert varekostnad blir redusert ettersom en større andel av de faste kostnadene havner i varelageret og forskyves til andre perioder, gitt at marginalkostnaden per enhet ikke øker. Med andre ord vil oppbygging av varelageret redusere periodens varekostnad og dermed øke resultatet. Modellen er som følger:

$$\frac{PROD_{iq}}{A_{iq-1}} = \beta_0 + \beta_{1i} \left(\frac{1}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{2i} \left(\frac{S_{iq}}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{3i} \left(\frac{\Delta S_{iq}}{A_{iq-1}} \right) + \beta_{4i} \left(\frac{\Delta S_{iq-1}}{A_{iq-1}} \right) + \varepsilon_{iq} \quad (5)$$

Hvor:

$PROD_{iq}$ = Produksjonskostnader i kvartal q for selskap i

S_{iq} = Salgsinntekt kvartal q for selskap i

ΔS_{iq} = Endring i salgsinntekt fra kvartal $q-1$ til q for selskap i

ΔS_{iq-1} = Endring i salgsinntekt fra kvartal $q-2$ til $q-1$ for selskap i

Høye verdier av residualene fra denne modellen gir indikasjon på aktivitetsbasert resultatjustering. Produksjonskostnadene vil være unormalt høye sammenlignet med

salgsinntekt, gitt at produksjonskostnader i denne modellen består av varekostnad og endring i varelager, dersom overproduksjon har funnet sted.

Variabelen *DISEXP* er kalkulert som summen av kostnader til F&U (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 4) og salgs- og administrasjonskostnader (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 1). Ideelt sett skulle den også bestått av reklamekostnader da de også inngår i andre driftskostnader, men i og med at det ikke finnes kvartalsvis data på dette i Compustat er den satt til null i samsvar med Roychowdhury (2006). Variabelen *PROD* er beregnet ved hjelp av varekostnad (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 30) og endring i varelager (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 38).

I likhet med Zang (2012) utarbeider vi også et aggregert mål på aktivitetsbasert resultatjustering for å fange opp den totale effekten. Den totale effekten måles på følgende måte:

$$RM1_{iq} = PROD_{iq} + DISEXP_{iq} * (-1) \quad (6)$$

Residualene fra *PROD* og *DISEXP* legges sammen og benyttes deretter som avhengig variabel *RMI* i tverrsnitts-regresjonen. *DISEXP* multipliseres med minus en for at høye verdier av det aggregerte målet skal kunne tolkes som indikasjon på mer resultatjustering (Cohen & Zarowin, 2010; Zang, 2012).

3.5 Empirisk modell og variabler

Datsettets paneldatastruktur kan være både balansert og ubalansert. En balansert struktur betyr at datasettet kun inneholder observasjoner som stammer fra enheter som er observert i alle gjeldende tidsperioder (Verbeek, 2017, s. 434). Vårt datsett er ikke balansert, men ubalansert. Det betyr at vi inkluderer alle tilgjengelige observasjoner, uavhengig om de stammer fra selskap som kun er observert i en begrenset del av tidsperioden vi undersøker. Med det unngår vi å potensielt miste flere observasjoner som følge av kriteriet tilknyttet et balansert paneldatsett.

Som nevnt tidligere gjør paneldatastrukturen det vanskelig å anta at vi har uavhengige observasjoner i datasettet. Det betyr at vi må anta at en observasjon kan være påvirket av hvilket selskap, bransje og periode den tilhører. Denne påvirkningen er enhets- og tidsspesifikke faste effekter og vil være såkalte utelatte variabler i en vanlig OLS regresjonsmodell. Disse faste

effektene kan være vanskelige å måle, men kan likevel være viktige faktorer som gjør et selskap forskjellig fra andre selskap (Studenmund, 2017, s. 494). Å inkludere enhets- og tidsspesifikke faste effekter blir derfor viktig for oss. Dette håndteres som regel ved å kjøre en Fixed-Effects (FE) regresjonsmodell eller en Random-Effects (RE) regresjonsmodell, som reduserer problemer med utelatte variabler ved å ta hensyn til disse effektene (Verbeek, 2017, s. 386).

For å avgjøre om vi skal benytte en FE-modell eller en RE-modell, har vi blant annet gjennomført en Hausman-test. Den tester om regresjonskoeffisientene i FE-modellen og RE-modellen er signifikant forskjellige fra hverandre (Studenmund, 2017, s. 502). Testene viser signifikante forskjeller, og valget har dermed falt på en FE-modell for samtlige av våre modeller (se vedlegg A). Valget vil også være riktig dersom det er rimelig å anta at de enhets- eller tidsspesifikke effektene er korrelerte med forklaringsvariablene i modellen (Studenmund, 2017, s. 502). I vår FE-modell ønsker vi å inkludere bransjemessige faste effekter, og det er rimelig å anta at vi har en viss korrelasjon mellom dem og forklaringsvariablene i modellen vår. Paneldatastrukturen vår er indeksert slik at hvert selskap innenfor samme bransje og samme kvartal er sortert i datasettet. Denne indekseringen sørger også for at Python gjenkjenner og utfører regresjon på den riktige strukturen. De tidsspesifikke forskjellene håndteres gjennom inkludering av dummyvariabler per kvartal som en del av kontrollvariablene i modellen vår.

Analyser av opprinnelig estimert FE-modell viser at vi har signifikant autokorrelasjon og heteroskedastisitet i modellen vår. Dette medfører som regel at standardfeil underestimeres, og at vi får mer signifikante variabler (Studenmund, 2017, s. 301 & 331). Dette er håndtert ved å bruke Newey-West standardfeil, som håndterer autokorrelasjon og heteroskedastisitet direkte uten å endre regresjonskoeffisientene på noen måte (Studenmund, 2017, s. 313 & 339). Korrelasjonsmatrise og VIF-indeks viser at vi ikke har problemer med multikollinearitet i modellene, noe som utdypes nærmere i kapittel 4.2.

For å svare på hypotese 1, er følgende regresjonsmodell (7) estimert og kjørt med hensyn på utvalg I, med tre ulike avhengige variabler for regnskapsbasert resultatjustering (1-3) og tre ulike avhengige variabler for aktivitetsbasert resultatjustering (4-6):

$$Y_{iq} = \beta_0 + \beta_1 Gjeldsandel_{iq} + \beta_2 ROA_{iq} + \beta_3 Tap_{iq} + \beta_4 Størrelse_{iq} + \beta_5 Kvartal\ 2_{iq} + \beta_6 Kvartal\ 3_{iq} + \beta_7 Kvartal\ 4_{iq} + \beta_8 Høyrentetid_{iq} + \varepsilon_{iq} \quad (7)$$

Tilknyttet hypotese 2 estimeres tilsvarende regresjonsmodell (8), ekskludert kontrollvariabelen *Gjeldsandel*, på utvalg II med de samme avhengige variablene (1-6):

$$Y_{iq} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{iq} + \beta_2 Tap_{iq} + \beta_3 Størrelse_{iq} + \beta_4 Kvartal\ 2_{iq} + \beta_5 Kvartal\ 3_{iq} + \beta_6 Kvartal\ 4_{iq} + \beta_7 Høyrentetid_{iq} + \varepsilon_{iq} \quad (8)$$

Grunnen til at vi her ikke inkluderer kontrollvariabelen *Gjeldsandel* er at utvalg II kun består av observasjoner som har en gjeldsandel høyere enn medianverdien i det totale utvalget.

De avhengige variablene vi bruker i våre regresjonsmodeller er de ulike målene på unormale periodiseringer eller kostnader, altså estimerte residualer fra tverrsnitts-regresjonene i fase én. De avhengige variablene i de regnskapsbaserte modellene (1-3) er *ABN_MJ*, *ABN_K* og *ABN_C*. Avhengige variabler brukt i aktivitetsbaserte modeller (4-6) er *ABN_DISEXP*, *ABN_PROD* og *ABN_RMI*. Det følger oversikt over alle variabler i tabell 2.

De uavhengige variablene i vår regresjonsmodell består av dummyvariabelen *Høyrentetid* som skiller høyrentetid fra lavrentetid, i tillegg til kontrollvariabler som skal sørge for at ikke for mye forklaringskraft blir tildelt rentenivået. Kontrollvariablene er med andre ord inkludert for å unngå såkalte spuriøse sammenhenger (Lang et al., 2006). Vår *Høyrentetid*-variabel er en dummyvariabel som har verdien 1 dersom observasjonen gjelder perioden etter første kvartal 2022, og verdien 0 ellers. Med andre ord vil den ha verdien 1 for observasjoner gjort i høyrentetid og verdien 0 for observasjoner gjort i lavrentetid, og det er denne variabelen som er av interesse når vi skal svare på våre hypoteser.

Kontrollvariablene vi har inkludert i modellen er gjeldsandel, lønnsomhet med avkastning på eiendeler som lønnsomhetsmål, størrelse, og tap. Dette er faktorer som tidligere studier sier forklarer deler av variansen i unormale periodiseringer og kostnader, og er forklart i tabell 2. Variabelen *Gjeldsandel* består av sum forpliktelser (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 54) dividert på sum eiendeler. Avkastning på eiendeler (*ROA*) beregnes som kvartalsresultat etter skatt dividert på sum eiendeler ved begynnelsen av kvartalet. *Størrelse* er kalkulert ved å ta den naturlige logaritmen av sum eiendeler. Kontrollvariabelen *Tap* er en dummyvariabel som har verdien 1 dersom selskapet går med underskudd i kvartal *q*, og verdien 0 ellers. I tillegg til nevnte kontrollvariabler er det lagt til dummyvariabler for de ulike kvartalene. For eksempel vil *Kvartal 2* ha verdien 1 dersom en observasjon er gjort i månedene april til juni, og verdien

0 ellers. Disse er inkludert for å kontrollere for tidsspesifikke forskjeller. Bransjespesifikke forskjeller håndteres gjennom anvendelse av FE-modeller som utledet tidligere.

Ved bruk av periodiseringsmodellen til Cimini (2015) har det vært nødvendig å kalkulere variablene M/B og OCF . Pris/bok er kalkulert ved å ta markedsverdi av egenkapital (Innhentet fra Eikon) dividert på bokført verdi av egenkapital (Compustat kvartalsvis datafelt nummer 59). Her er Python benyttet for å slå sammen datafilene innhentet fra Eikon med månedlige data på markedsverdi av EK med den opprinnelige datafila fra Compustat. I denne prosessen var det nødvendig å beordre Python til å matche månedlig data på markedsverdier til nærmeste kvartalssluttdato, ettersom at markedsdata kun var tilgjengelig for virkedager på samme tid som at kvartalsslutt havnet i en helg eller på helligdag. Kontantstrøm fra drift er ikke tilgjengelig direkte i Compustat, kun for årlig data, så her er det utført en alternativ beregning. Totale periodiseringer defineres av flere i litteraturen som resultat etter skatt fratrukket kontantstrøm fra drift (Cimini, 2015; Dechow et al., 2010; DeFond & Jiambalvo, 1994; Habib et al., 2013). I likhet med Leuz et al. (2003) og Viana et al. (2023) har vi snudd om på denne ligningen og beregnet kontantstrøm fra drift indirekte ved å trekke totale periodiseringer fra resultat etter skatt.

Tabell 2: Variabeloversikt

Variabler	Beskrivelse	Kilder
Avhengige variabler:		
ABN_MJ	Unormale periodiseringer beregnet ved hjelp av tverrsnittsgresjon i henhold til Dechow et al. (1995).	Dechow et al. (1995)
ABN_K	Unormale periodiseringer beregnet ved hjelp av tverrsnittsgresjon i henhold til Kothari et al. (2005).	Kothari et al. (2005)
ABN_C	Unormale periodiseringer beregnet ved hjelp av tverrsnittsgresjon i henhold til Cimini et al. (2015).	Cimini et al. (2015)
ABN_DISEXP	Unormale kostnader beregnet ved hjelp av tverrsnittsgresjon.	Roychowdhury (2006)
ABN_PROD	Unormale produksjonskostnader beregnet ved hjelp av tverrsnittsgresjon.	Roychowdhury (2006)
ABN_RM1	Aggregert mål på aktivitetsbasert resultatjustering.	Cohen og Zarowin (2010); Zang (2012)
Uavhengige variabler:		
Høyrentetid	Dummyvariabel som har verdien 1 for alle observasjoner som er gjort i perioden fra og med første kvartal 2022 til og med tredje kvartal 2023, og som har verdien 0 ellers.	
Kontrollvariabler:		
Gjeldsandel	Gjeldsandel, beregnet som sum forpliktelse dividert på sum eiendeler.	(Cohen et al., 2008; DeFond & Jiambalvo, 1994)
Lønnsomhet (ROA)	Avkastning på eiendeler, beregnet som resultat etter skatt dividert på sum eiendeler i kvartal q-1.	El Ghouli et al. (2021); Habib et al. (2013)
Størrelse	Naturlig logaritme av sum eiendeler.	Francis et al. (2005); Frankel et al. (2002)
Tap	Dummyvariabel som har verdien 1 dersom selskap i går med underskudd i kvartal q.	El Ghouli et al. (2021); Viana et al. (2023)
Kvartal 2	Dummyvariabel som har verdien 1 for alle observasjoner tilhørende månedene april til juni og 0 ellers.	
Kvartal 3	Dummyvariabel som har verdien 1 for alle observasjoner tilhørende månedene juli til september og 0 ellers.	
Kvartal 4	Dummyvariabel som har verdien 1 for alle observasjoner tilhørende månedene oktober til desember og 0 ellers.	

Notat: Tabell 2 viser alle variablene som er inkludert i våre empiriske modeller med tilhørende beskrivelse av variablene. Kolonnen til høyre angir et utvalg kilder som benytter seg av, og har beregnet på tilsvarende vis, de samme variablene. ABN_MJ er beregnet med $TA_{iq}/A_{iq-1} = \beta_0 + \beta_{1i}(1/A_{iq-1}) + \beta_{2i}(\Delta REV_{iq} - \Delta REC_{iq}/A_{iq-1}) + \beta_{3i}(PPE_{iq}/A_{iq-1}) + \varepsilon_{iq}$, ABN_K er beregnet med $TA_{iq}/A_{iq-1} = \beta_0 + \beta_{1i}(1/A_{iq-1}) + \beta_{2i}(\Delta REV_{iq} - \Delta REC_{iq}/A_{iq-1}) + \beta_{3i}(PPE_{iq}/A_{iq-1}) + \beta_{4i}ROA_{iq} + \varepsilon_{iq}$, og ABN_C er beregnet med $TA_{iq}/A_{iq-1} = \beta_0 + \beta_{1i}(1/A_{iq-1}) + \beta_{2i}(\Delta REV_{iq} - \Delta REC_{iq}/A_{iq-1}) + \beta_{3i}(PPE_{iq}/A_{iq-1}) + \beta_{4i}(M/B_{iq}/A_{iq-1}) + \beta_{5i}OCF_{iq} + \varepsilon_{iq}$, og utgjør våre proxyer på regnskapsbasert resultatjustering. ABN_DISEXP er beregnet med $DISEXP_{iq}/A_{iq-1} = \beta_0 + \beta_{1i}(1/A_{iq-1}) + \beta_{2i}(S_{iq-1}/A_{iq-1}) + \varepsilon_{iq}$, ABN_PROD med $PROD_{iq}/A_{iq-1} = \beta_0 + \beta_{1i}(1/A_{iq-1}) + \beta_{2i}(S_{iq}/A_{iq-1}) + \beta_{3i}(\Delta S_{iq}/A_{iq-1}) + \beta_{4i}(\Delta S_{iq-1}/A_{iq-1}) + \varepsilon_{iq}$, og ABN_RM1 tilsvarende $RM1_{iq} = PROD_{iq} + DISEXP_{iq} * (-1)$, og utgjør våre proxyer på aktivitetsbasert resultatjustering. Variablene Høyrentetid, Gjeldsandel, ROA, Størrelse og Tap inngår i regresjonsmodell 7, og variablene Høyrentetid, ROA, Størrelse og Tap inngår i regresjonsmodell 8. Variablene Kvartal 2, Kvartal 3 og Kvartal 4 inngår i både modell 7 og 8. De uavhengige variablene er forklart i tabellen og beregnet i samsvar med litteratur som det er henvist til.

4.0 Resultat

For å svare på hypotese 1 har vi benyttet modell 7 på utvalg I, og for hypotese 2 har vi benyttet modell 8 på utvalg II. Begge modellene er estimert med FE-regresjon. Regresjonsmodell 7 og 8 er estimert seks ganger, en gang med hver av de ulike avhengige variablene fra modell 1-6 i fase én. De avhengige variablene i modell 1-3 tilhører de regnskapsbaserte modellene, mens de avhengige variablene i modell 4-6 tilhører de aktivitetsbaserte modellene.

4.1 Deskriptiv statistikk

Tabell 3 viser deskriptiv statistikk for alle variablene som er inkludert i de empiriske modellene som er benyttet i studien. Den er igjen delt opp i to panel, hvorav panel A består av variablene som er kjørt på utvalg I og panel B består av variablene som er kjørt på utvalg II. Panel A er tilknyttet hypotese 1a og 1b og panel B er tilknyttet hypotese 2a og 2b.

Gjennomsnittsverdiene til de avhengige variablene *ABN_MJ*, *ABN_K* og *ABN_C* tilknyttet regnskapsbasert resultatjustering er lavere blant utvalg I, sammenlignet med utvalg II. *ABN_C* (panel A) som er basert på modell 3 har den laveste gjennomsnittsverdien (0,0323), mens *ABN_MJ* (panel B) som er basert på modell 1 har den høyeste verdien (0,0385). Etersom høye verdier tolkes som mer regnskapsbasert resultatjustering, antyder dette at det er mer blant utvalg II. Derimot er det små forskjeller mellom både utvalg og modeller, noe som antyder lignende grad av regnskapsbasert resultatjustering.

Når det gjelder gjennomsnittsverdien for aktivitetsbasert resultatjustering (*ABN_DISEXP*, *ABN_PROD* og *ABN_RMI*) er disse nokså identiske med hverandre både for utvalg I og utvalg II, med unntak av *ABN_RMI* som er mindre i panel A (-0,05 mot -0,04). *ABN_DISEXP* har den høyeste verdien, mens *ABN_PROD* og *ABN_RMI* har de laveste verdiene. Det er viktig å huske at lave verdier av *ABN_PROD* og *ABN_RMI* betyr mindre resultatjustering, mens lave verdier av *ABN_DISEXP* betyr mer. Dette antyder at det er liten forskjell i grad av aktivitetsbasert resultatjustering mellom utvalgene. I tillegg ser det ut til å være mer variasjon mellom disse modellene sammenlignet med modellene tilknyttet regnskapsbasert resultatjustering som hadde mer like verdier.

For alle de avhengige variablene er gjennomsnittsverdien høyere enn medianen. Dette betyr at vi har noen ekstremverdier som trekker opp gjennomsnittet. Det synliggjøres ved å se på

maksverdien som er betydelig større enn 75 % persentilen. I tillegg er det verdt å merke seg at gjennomsnittsverdien til de avhengige variablene er mindre enn tilhørende standardavvik, noe som kan indikere at dette er variabler med stor spredning og at det dermed er noe ekstra usikkerhet knyttet til disse.

For å kontrollere for størrelsen til selskapene er variabelen *Størrelse* inkludert. Dens gjennomsnitt er størst i panel B tilknyttet de regnskapsbaserte modellene (7,1797), og er minst i panel A tilknyttet de aktivitetsbaserte modellene (6,28). Verdiene ligger svært tett i alle modellene, noe som antyder små forskjeller mellom utvalgene.

Den høyeste gjennomsnittsverdien for variabelen *Gjeldsandel* finner vi for utvalget tilknyttet de regnskapsbaserte resultatjusteringsmodellene (0,5091), men er kun marginalt større enn for utvalget tilknyttet de aktivitetsbaserte modellene (0,47). Den gjennomsnittlige observasjonen har altså en gjeldsandel på henholdsvis 50 % og 47 %. Denne variasjonen i gjennomsnittsverdi skyldes at utvalg I og utvalg II ikke er helt like. Maksverdien for denne variabelen er svært høy (17,76) og betyr at noen selskap har negativ egenkapital som medfører at gjeldsandelen blir større enn 1.

ROA er inkludert for å kontrollere for lønnsomheten til selskapene, og har en gjennomsnittsverdi på -0,06 i panel A, og -0,05 i panel B. Det betyr at den har størst verdi hos selskap med høy gjeldsandel, men samtidig ligger verdiene nærme hverandre. Begge nøkkeltallene er negative og forteller oss at det gjennomsnittlig er negativ lønnsomhet i begge utvalgene. Ved en nærmere titt på verdiene for minimum og maksimum, viser det seg at det er noen selskap med svært dårlig resultat som drar gjennomsnittet ned under null.

Det er gjennomgående at det er store individuelle forskjeller når det gjelder variabelverdiene hos de enkelte selskapene. Dette ser vi tydelig ut ifra hvordan minimum og maksimum verdiene varierer. Hva som anses som god eller dårlig lønnsomhet og hva som er høy eller lav gjeldsandel, må ses i sammenheng med det individuelle selskapets økonomiske situasjon og hvilken bransje de tilhører.

Tabell 3: Deskriptiv statistikk

Panel A: Utvalg I

AEM	Gjennomsnitt	Standardavvik	min	25%	50%	75%	maks
ABN_MJ	0.0364	0.1152	0	0.0072	0.0168	0.0351	7.5891
ABN_K	0.0355	0.0907	0	0.0072	0.0170	0.0358	6.4264
ABN_C	0.0323	0.1027	0	0.0063	0.0151	0.0321	7.5674
Gjeldsandel	0.5091	0.4250	0.0030	0.2308	0.4663	0.6817	17.7624
ROA	-0.0604	0.2759	-20.4421	-0.0894	-0.0138	0.0124	6.1353
Størrelse	6.3597	2.2804	1.5123	4.8111	6.2574	7.8339	13.2659
Tap	0.5935	0.4912	0	0	1	1	1
Observasjoner	22060						
REM	Gjennomsnitt	Standardavvik	min	25%	50%	75%	maks
ABN_DISEXP	0.0742	0.2342	0	0.0143	0.0423	0.0844	20.4961
ABN_PROD	0.0207	0.0277	0	0.0025	0.0111	0.0282	0.5112
ABN_RM1	-0.0535	0.2349	-20.4957	-0.0639	-0.0229	0.0016	0.4726
Gjeldsandel	0.4685	0.4032	0.0053	0.2048	0.4253	0.6203	17.7624
ROA	-0.0634	0.2859	-20.4421	-0.0892	-0.0163	0.0105	6.1353
Størrelse	6.2754	2.2121	1.5123	4.7137	6.2330	7.7865	13.0958
Tap	0.6138	0.4869	0	0	1	1	1
Observasjoner	15100						

Panel B: Utvalg II

AEM	Gjennomsnitt	Standardavvik	min	25%	50%	75%	maks
ABN_MJ	0.0385	0.1491	0	0.0069	0.0162	0.0349	7.5891
ABN_K	0.0361	0.1021	0	0.0068	0.0162	0.0354	6.4264
ABN_C	0.0328	0.1384	0	0.0055	0.0134	0.0300	7.5674
ROA	-0.0509	0.2559	-8.5122	-0.0498	0.0006	0.0144	6.1353
Størrelse	7.1797	2.3992	1.5123	5.6164	7.2904	8.8701	13.2659
Tap	0.4899	0.4999	0	0	0	1	1
Observasjoner	9637						
REM	Gjennomsnitt	Standardavvik	min	25%	50%	75%	maks
ABN_DISEXP	0.0650	0.1270	0	0.0080	0.0348	0.0748	3.5620
ABN_PROD	0.0243	0.0299	0	0.0049	0.0143	0.0326	0.5112
ABN_RM1	-0.0407	0.1275	-3.5617	-0.0479	-0.0117	0.0046	0.4726
ROA	-0.0530	0.2464	-8.5122	-0.0543	-0.0018	0.0130	6.1353
Størrelse	6.9397	2.2740	1.5123	5.4029	7.1721	8.4316	13.0958
Tap	0.5275	0.4993	0	0	1	1	1
Observasjoner	6633						

Notat: Tabell 3 viser deskriptiv statistikk for alle variablene som er inkludert i de empiriske modellene i oppgaven. Panel A viser en oversikt over både de regnskapsbaserte (AEM) og de aktivitetsbaserte (REM) modellene, for utvalg I, mens Panel B gjelder utvalg II.

4.2 Korrelasjon

Tabell 4 viser Pearsons korrelasjonsmatrise. Korrelasjon viser i hvilken grad man har en lineær sammenheng mellom to ulike variabler, altså i hvilken grad en variabel forklarer en annen. Korrelasjonene kan variere mellom -1 og 1 , hvor 1 betyr at man har en perfekt lineær sammenheng mellom variablene, mens 0 betyr at man ikke har noe korrelasjon i det hele tatt. Positivt fortegn betyr at variablene beveger seg i samme retning, og negativt fortegn betyr at de beveger seg i motsatt retning.

Fokuset i denne analysen vil være å identifisere sammenhengen mellom de avhengige variablene og kontrollvariablene, samt hvordan forholdet er mellom de ulike kontrollvariablene for å undersøke om vi har problemer med Multikollinearitet i modellen. Pearsons korrelasjonsmatrise er i utgangspunktet utformet for kontinuerlige variabler (Ringdal, 2018, s. 314), og derfor vil ikke dummyvariabelen *Tap* bli gjennomgått i korrelasjonsanalysen.

Ved en økning av regnskapsbasert resultatjustering i utvalg I (*ABN_MJ*, *ABN_K* og *ABN_C*) får vi en økning av gjeldsandel med henholdsvis $0,146$, $0,079$ og $0,1481$. Dette indikerer at selskap med økt gjeldsandel korrelerer med økt forekomst av regnskapsbasert resultatjustering. De samme regnskapsbaserte variablene er negativt korrelert med både *ROA* og *Størrelse*. For *ROA* er korrelasjonene henholdsvis $-0,221$, $-0,1956$ og $-0,2275$, mens for *størrelse* er de henholdsvis $-0,1765$, $-0,2075$ og $-0,1883$. Disse korrelasjonene indikerer at en økning av regnskapsbasert resultatjustering korrelerer med redusert lønnsomhet og mindre selskap. Derimot er det viktig å påpeke at samtlige av korrelasjonene mellom de avhengige variablene (*ABN_MJ*, *ABN_K* og *ABN_C*) og kontrollvariablene (*Gjeldsandel*, *ROA* og *Størrelse*) er signifikante. De har imidlertid lave verdier, noe som antyder liten grad av sammenheng. Det samme korrelasjonsmønsteret finner vi også når vi ser på utvalg II.

Dersom vi ser på to av de aktivitetsbaserte resultatjusteringsmodellene for utvalg I (*ABN_PROD* og *ABN_RMI*), ser vi at en økning her korrelerer med en økning av *ROA* på henholdsvis $0,0433$ og $0,7511$. Dette betyr at selskap med økt lønnsomhet korrelerer med økt aktivitetsbasert resultatjustering, og særlig i *ABN_RMI* modellen, hvor korrelasjonen ikke er langt unna å antyde en sterk lineær sammenheng. Når det gjelder *Størrelse*, så er den negativt korrelert med *ABN_PROD* ($-0,0147$) og positivt korrelert med *ABN_RMI* ($0,1901$). Dette antyder at økt aktivitetsbasert resultatjustering korrelerer med henholdsvis mindre selskap og større selskap. *Gjeldsandel* er negativt korrelert med *ABN_RMI* ($-0,0171$) og positivt korrelert

med *ABN_PROD* (0,1506). Det vil si at høy gjeldsandel i det første modellen er korrelert med lavere forekomst av aktivitetsbasert resultatjustering, mens det i den andre modellen er korrelert med økt forekomst. Det er vanskelig å si noe om sammenhengen mellom de ulike modellene av aktivitetsbasert resultatjustering, og størrelse og lønnsomhet, på grunn av at korrelasjonene viser motsatt fortegn avhengig av hvilken modell som er benyttet. Dersom vi ser på utvalg II, ser vi det samme korrelasjonsmønsteret som påpekt ovenfor for både *ROA* og *Størrelse*.

For *ABN_DISEXP* er det viktig å huske på at lave verdier her betyr mer aktivitetsbasert resultatjustering, mens høye verdier betyr mindre. Ved å ta en nærmere kikk på korrelasjonene ser vi at den er positivt korrelert med *Gjeldsandel* (0,0349), og negativt korrelert med både *ROA* (-0,7482) og *Størrelse* (-0,1924). Dette betyr at høy gjeldsandel er korrelert med mindre aktivitetsbasert resultatjustering. Videre er økt aktivitetsbasert resultatjustering korrelert med større og mer lønnsomme selskap. Den sterke korrelasjonen mellom *ABN_DISEXP* og *ABN_RMI* (-0,993) gir også mening ettersom *ABN_RMI* er utledet av både *ABN_DISEXP* og *ABN_PROD*, og medfører at korrelasjonene med kontrollvariablene sammenfaller mellom disse. Sammenhengene i utvalg II ligger på samme nivå som i utvalg I, med unntak av korrelasjonen mellom *ROA* og *ABN_PROD* som ikke er signifikant. De aktivitetsbaserte modellene viser nokså lave korrelasjoner mellom variablene, med unntak av *ROA*, og antyder altså liten grad av sammenheng.

Kontrollvariablene i de ulike modellene er signifikante og har alle lave korrelasjoner seg imellom (under 0,4). VIF indeksen viser også lave verdier, hvorav alle ligger under fem (se vedlegg A). Dette stemmer også overens med korrelasjonsmatrisen, og antyder at vi ikke har noe problem med multikollinearitet i modellene.

Tabell 4: Pearsons korrelasjonsmatrise

Korrelasjonsmatrise A:

AEM	ABN_MJ	ABN_K	ABN_C	Gjeldsandel	ROA	Størrelse	Tap
ABN_MJ	1						
ABN_K	0.8249 (0.0000)	1					
ABN_C	0.9015 (0.0000)	0.7619 (0.0000)	1				
Gjeldsandel	0.1460 (0.0000)	0.0970 (0.0000)	0.1481 (0.0000)	1			
ROA	-0.2210 (0.0000)	-0.1956 (0.0000)	-0.2275 (0.0000)	-0.1101 (0.0000)	1		
Størrelse	-0.1765 (0.0000)	-0.2075 (0.0000)	-0.1883 (0.0000)	0.1448 (0.0000)	0.2782 (0.0000)	1	
Tap	0.0625 (0.0000)	0.0773 (0.0000)	0.0686 (0.0000)	-0.1116 (0.0000)	-0.2848 (0.0000)	-0.5028 (0.0000)	1

REM	ABN_DISEXP	ABN_PROD	ABN_RM1	Gjeldsandel	ROA	Størrelse	Tap
ABN_DISEXP	1						
ABN_PROD	0.0349 (0.0000)	1					
ABN_RM1	-0.9930 (0.0000)	0.0831 (0.0000)	1				
Gjeldsandel	0.0349 (0.0001)	0.1506 (0.0000)	-0.0171 (0.0501)	1			
ROA	-0.7482 (0.0000)	0.0433 (0.0000)	0.7511 (0.0000)	-0.1137 (0.0000)	1		
Størrelse	-0.1924 (0.0000)	-0.0147 (0.0252)	0.1901 (0.0000)	0.1158 (0.0000)	0.2813 (0.0000)	1	
Tap	0.1107 (0.0000)	-0.0652 (0.0000)	-0.1181 (0.0000)	-0.0931 (0.0000)	-0.2625 (0.0000)	-0.5141 (0.0000)	1

Korrelasjonsmatrise B:

AEM	ABN_MJ	ABN_K	ABN_C	ROA	Størrelse	Tap
ABN_MJ	1					
ABN_K	0.8298 (0.0000)	1				
ABN_C	0.9373 (0.0000)	0.7975 (0.0000)	1			
ROA	-0.2893 (0.0000)	-0.1100 (0.0000)	-0.2915 (0.0000)	1		
Størrelse	-0.1963 (0.0000)	-0.2477 (0.0000)	-0.1997 (0.0000)	0.3550 (0.0000)	1	
Tap	0.0844 (0.0000)	0.1077 (0.0000)	0.0874 (0.0000)	-0.3169 (0.0000)	-0.4926 (0.0000)	1

REM	ABN_DISEXP	ABN_PROD	ABN_RM1	ROA	Størrelse	Tap
ABN_DISEXP	1					
ABN_PROD	0.0986 (0.0000)	1				
ABN_RM1	-0.9724 (0.0000)	0.1365 (0.0000)	1			
ROA	-0.4852 (0.0000)	0.0072 (0.5108)	0.4847 (0.0000)	1		
Størrelse	-0.3937 (0.0000)	-0.1469 (0.0000)	0.3574 (0.0000)	0.3735 (0.0000)	1	
Tap	0.2194 (0.0000)	0.0672 (0.0000)	-0.2027 (0.0000)	-0.3094 (0.0000)	-0.4910 (0.0000)	1

Notat: Tabell 4 viser en oversikt over Pearsons korrelasjonsmatrise mellom alle variablene som er inkludert i de empiriske modellene i studien. Korrelasjonsmatrise A viser korrelasjonene mellom variablene for utvalg I, for både de regnskapsbaserte (AEM) og aktivitetsbaserte (REM) modellene, mens Korrelasjonsmatrise B gjelder utvalg II. P-verdien står i parentes under den tilknyttede korrelasjonskoeffisienten. Korrelasjoner over 0,8 antyder en sterk sammenheng mellom variabler, altså høye korrelasjoner (Studenmund, 2017, s. 251).

4.3 Resultater hypotese 1

Tabell 5 viser en oversikt over resultatet fra de seks utførte FE-regresjonene (modell 7) på Utvalg I, med tilhørende koeffisienter og stjerner som viser hvor signifikante variablene i modellen er. For å undersøke om det er en tendens til mer eller mindre resultatjustering, er det variabelen *Høyrentetid* som er interessant å se på, da den vil ha verdien 1 for observasjoner gjort i eventperioden og 0 ellers.

Dersom vi først tar for oss de modellene som er benyttet for å identifisere regnskapsbasert resultatjustering (1-3), ser vi at alle modellene er sterkt signifikante og har lave overordnede forklaringsgrader på mellom 7,57 % og 9,02 %. Dette anses imidlertid ikke som et problem, da det er vanlig med lave forklaringsgrader ved bruk av disse modellene.

Alle tre modellene for regnskapsbasert resultatjustering finner at det er signifikant mindre resultatjustering i høyrentetid sammenlignet med lavrentetid, da alle koeffisientene har negativt fortegn. Både modell 1 og 2 er sterkt signifikante, mens modell 3 er signifikant på 5 % nivå. Dette antyder at når vi befinner oss i en periode med høyere rente, vil amerikanske selskap i mindre grad benytte seg av regnskapsbasert resultatjustering.

I alle modellene for regnskapsbasert resultatjustering (1-3) er *Gjeldsandel*, *Tap* og *Størrelse* signifikante kontrollvariabler, og alle er sterkt signifikante. *Tap* og *Størrelse* har negative koeffisienter, mens *Gjeldsandel* har positiv koeffisient. Ved å se på *Gjeldsandel* isolert sett betyr positiv koeffisient at det er en antydning til mer resultatjustering jo høyere gjeldsandel selskapene har. Ettersom *Tap* og *Størrelse* er negative, indikerer det at selskap som går med tap benytter seg i mindre grad av regnskapsbasert resultatjustering, samt at jo større selskapene er jo mindre regnskapsbasert resultatjustering benyttes. Videre kan vi se at *Kvartal 3* har negativ koeffisient og er signifikant i både modell 1 og 2, på henholdsvis 1 % og 5 % nivå. Dette tilsier at dersom vi befinner oss i tredje kvartal så reduserer selskapene bruken av regnskapsbasert resultatjustering. Kontrollvariabelen *ROA* har en negativ koeffisient og er kun signifikant i modell 2. Ettersom koeffisienten er negativ antyder dette at økt lønnsomhet har en sammenheng med redusert regnskapsbasert resultatjustering.

Det er interessant å bemerke seg at *Gjeldsandel* er positiv, noe som betyr at den går i motsatt retning av de andre kontrollvariablene. Den antyder altså at man kan forvente mer regnskapsbasert resultatjustering hos selskap med høyere gjeldsandel.

Blant de modellene som er benyttet for å kartlegge aktivitetsbasert resultatjustering (4-6), kan vi se at alle modellene er signifikante. I tillegg er det særdeles sprikende overordnede forklaringsgrader, på henholdsvis 57,13 %, 2,76 % og 57,61 %. Det er viktig å huske på at modell 6 er et aggregert mål på resultatjustering som er satt sammen av både modell 4 og 5. Det gir derfor mening at forklaringsgraden tilknyttet det aggregerte målet ligner på en av de andre modellene. Den lave forklaringsgraden for modell 5 kan antyde at den avhengige

variabelen, *ABN_PROD*, ikke forklares i like stor grad av forklaringsvariablene i modellen, noe som også støttes av korrelasjonsanalysen. Forklaringskraften er noe lavere enn hva som er ønskelig, men det er vanlig med relativt lave forklaringsgrader også for disse modellene. Den høye forklaringsgraden til *ABN_DISEXP* og *RMI* kan skyldes at *ROA* er nesten sterkt korrelert med disse, og er noe høyere enn det som er vanlig i litteraturen.

I modell 4 og 5 finner vi negative koeffisienter for variabelen *Høyrentetid*, men det er kun modell 4 som er signifikant, og den er signifikant på 1 % nivå. Når vi skal tolke dette resultatet er det viktig å huske på at modell 4 tolkes motsatt av de regnskapsbaserte modellene og de to andre aktivitetsbaserte modellene, slik at lave verdier her vil tilsi mer bruk av aktivitetsbasert resultatjustering. Dette antyder at dersom vi befinner oss i en periode med høyere rente så vil amerikanske selskap være mer villig til å ta i bruk aktivitetsbasert resultatjustering. Dersom vi i tillegg ser på modell 6, som består av et aggregert mål av de to øvrige modellene, finner vi støtte for at amerikanske selskap i høyrentetid er mer villig til å ta i bruk aktivitetsbasert resultatjustering. Dette fordi modell 6 har en positiv og signifikant koeffisient på 1 % nivå.

Kontrollvariablene *ROA* og *Tap* er signifikante forklaringsvariabler i alle de tre aktivitetsbaserte modellene. I modell 4 er koeffisientene til begge variablene negative og sterkt signifikante, noe som antyder at lønnsomme selskap, samt selskap som går med tap, i større grad benytter aktivitetsbasert resultatjustering. Modell 6 antyder det samme da koeffisientene her er positive og sterkt signifikante. Modell 5 er enig når det kommer til *ROA*, men derimot viser den en negativ og sterk signifikant koeffisient for *Tap*, noe som indikerer at selskap som går med tap i mindre grad benytter seg av aktivitetsbasert resultatjustering. *Gjeldsandel*, *Størrelse* og *Kvartal 4* er kun signifikante i modell 5. *Gjeldsandel* har en positiv og sterkt signifikant koeffisient, noe som antyder at dersom gjeldsandel øker så øker forekomsten av aktivitetsbasert resultatjustering. *Størrelse* viser også en sterkt signifikant koeffisient, men den er negativ. Dette antyder at dersom størrelsen på selskapet øker, så medfører det redusert aktivitetsbasert resultatjustering. *Kvartal 4* har en positiv koeffisient og er signifikant på 5 % nivå, noe som kan bety at dersom man befinner seg i fjerde kvartal, så øker forekomsten av aktivitetsbasert resultatjustering sett i forhold til første kvartal.

Resultatet viser altså en antydning til at amerikanske selskap i mindre grad benytter seg av regnskapsbasert resultatjustering og samtidig økt bruk av aktivitetsbasert resultatjustering. Resultatet støtter med andre ord opp om både hypotese 1a og hypotese 1b, nemlig at det er

signifikant ulik praksis i høyrentetid sammenlignet med lavrentetid. I tillegg er det interessant å merke seg at økt gjeldsandel indikerer en økning av både regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering, hvorav det er mest tydelig for de regnskapsbaserte modellene. Det sier oss imidlertid ikke noe om forholdet mellom resultatjustering i høyrentetid og selskap med høy gjeldsandel, noe som undersøkes i vår andre hypotese.

Tabell 5: Resultat tilknyttet FE-regresjon på utvalg I

Modell 7	Modified Jones (1)	Kothari (2)	Cimini (3)	DISEXP (4)	PROD (5)	RM1 (6)
Konstantledd	0.0853***	0.0876***	0.0747***	0.1025***	0.0302***	-0.0724***
Gjeldsandel	0.0459**	0.0281***	0.0434**	-0.0320	0.0080***	0.0400
ROA	-0.0685	-0.0432**	-0.0612	-0.6370***	0.0030*	0.6400***
Tap	-0.0222***	-0.0192***	-0.0226***	-0.0643***	-0.0040***	0.0604***
Størrelse	-0.0085***	-0.0077***	-0.0076***	-0.0007	-0.0017***	-0.0010
Kvartal 2	-0.0058	-0.0054	-0.0030	-0.0065	-0.0006	0.0059
Kvartal 3	-0.0057**	-0.0067*	-0.0044	-0.0034	-0.0005	0.0029
Kvartal 4	-0.0005	-0.0021	0.0009	-0.0014	0.0012*	0.0027
Høyrentetid	-0.0100***	-0.0081**	-0.0077*	-0.0112**	-0.0001	0.0112**
Bransje faste effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Forklaringsgrad:						
Within	0.0857	0.0702	0.0899	0.5661	0.0282	0.5672
Between	-0.4403	-0.4388	-1.1754	0.3544	-0.0039	0.4713
Overall	0.0873	0.0757	0.0902	0.5713	0.0276	0.5761
F-test p-verdi	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Antall observasjoner	22060	22060	22060	15100	15100	15100

* signifikant ved $p < 0.05$, **signifikant ved $p < 0.01$, ***signifikant ved $p < 0.001$

Notat: Tabell 5 viser en oversikt over de seks utførte FE-regresjonene med modell 7 på utvalg I. Modell 7 er estimert seks ganger, en gang med hver av de ulike avhengige variablene (absolutt verdi av residual) fra modell 1-6. Modell 1-3 gjelder regnskapsbasert resultatjustering, mens modell 4-6 gjelder aktivitetsbasert resultatjustering. Tabellen viser koeffisienter og tilhørende signifikansnivå for de ulike variablene i modell 7.

4.4 Resultater hypotese 2

Tabell 6 viser en oversikt over resultatene fra FE-regresjonene (modell 8) utført på Utvalg II, hvor de ulike modellene står oppført i separate kolonner, med tilhørende koeffisienter og stjerner for å markere signifikansnivå. Også her er det variabelen *Høyrentetid* som er interessant å se på og som skal gi et svar på hypotesene 2a og 2b.

Alle de regnskapsbaserte modellene (1-3) er signifikante modeller og har lave overordnede forklaringsgrader, på henholdsvis 9,66 %, 5,89 % og 9,63 %. I likhet med forklaringskraften til modellene tilknyttet hypotese 1 anses ikke dette som noe problem.

Selv når kun selskap med høy gjeldsandel er inkludert, viser resultatet antydning til mindre bruk av regnskapsbasert resultatjustering i høyrentetid. Dette vises gjennom de negative og sterkt signifikante koeffisientene.

Kontrollvariabelen *Tap* har en negativ koeffisient og er sterk signifikant i alle de regnskapsbaserte modellene, noe som antyder at selskap som går med tap i mindre grad benytter seg av regnskapsbasert resultatjustering. *Størrelse* er kun signifikant i modell 2, og har de samme egenskapene som *Tap*, noe som antyder at økt størrelse har en sammenheng med mindre resultatjustering. De ulike kvartalene er signifikante på ulike nivå i de forskjellige modellene, og alle koeffisientene er negative. I modell 1 er alle kvartalsvariablene signifikante, i modell 2 er både *Kvartal 2* og *Kvartal 3* signifikante, og i modell 3 er kun *Kvartal 3* signifikant. Ettersom alle har negativ koeffisient tilsier dette at det gjennomføres mindre regnskapsbasert resultatjustering når en befinner seg i disse kvartalene, sammenlignet med første kvartal.

I likhet med de regnskapsbaserte modellene (1-3) er alle de aktivitetsbaserte modellene (4-6) signifikante, og har på lik linje med hypotese 1 veldig sprikende overordnede forklaringsgrader på henholdsvis 27,65 %, 2,38 % og 25,96 %. For *ABN_DISEXP* og *ABN_RMI* er forklaringsgraden nærmest halvert, noe som blant annet kan skyldes svakere korrelasjoner mellom den avhengige variabelen og forklaringsvariablene. *ABN_PROD* har nærmest identisk forklaringsgrad som i utvalg I.

Også for Utvalg II viser resultatet det samme som for hypotese 1b, nemlig signifikant økt forekomst av aktivitetsbasert resultatjustering. Både modell 4 og 6 er sterkt signifikante, og antyder mer bruk av aktivitetsbasert resultatjustering. Derimot er ikke modell 5 signifikant, på lik linje med resultatet tilknyttet hypotese 1.

Kontrollvariablene har like egenskaper som i resultatet fra hypotese 1. *ROA* er sterkt signifikant for alle modellene, og fortegnet i de ulike modellene antyder at økt lønnsomhet er koblet til økt forekomst av aktivitetsbasert resultatjustering. *Størrelse* og *Tap* er også sterkt signifikant i alle

modellene, men de er noe uenig i retning. Modell 4 og 6 har fortegn som tyder på at større selskap, og selskap som går med tap, i større grad benytter seg av aktivitetsbasert resultatjustering. I modell 5 har imidlertid begge variablene negativt fortegn, noe som tilsier redusert bruk av aktivitetsbasert resultatjustering hos tilsvarende selskap. *Kvartal 4* er kun signifikant i modell 5, har en positiv koeffisient, og er signifikant på 1 % nivå. Dette kan bety at dersom man befinner seg i fjerde kvartal, så benytter selskap med høy gjeldsandel seg av mer aktivitetsbasert resultatjustering sammenlignet med første kvartal.

Oppsummert viser resultatet en tendens til mindre regnskapsbasert resultatjustering blant selskap med høy gjeldsandel i en tid med høyere rente, samt en tendens til mer aktivitetsbasert resultatjustering. Resultatet støtter med andre ord hypotese 2b, men medfører samtidig at vi må forkaste hypotese 2a som antok mer regnskapsbasert resultatjustering.

Tabell 6: Resultat tilknyttet FE-regresjon på utvalg II

Modell 8	Modified Jones (1)	Kothari (2)	Cimini (3)	DISEXP (4)	PROD (5)	RM1 (6)
Konstantledd	0.1099**	0.1207***	0.0954**	0.1488***	0.0429***	-0.1059***
ROA	-0.1474	-0.0040	-0.1355	-0.1935**	0.0043**	0.1978**
Tap	-0.0271***	-0.0138***	-0.0266***	-0.0225***	-0.0025***	0.0200***
Størrelse	-0.0074	-0.0095**	-0.0065	-0.0112***	-0.0025***	0.0086***
Kvartal 2	-0.0082*	-0.0077*	-0.0048	-0.0040	-0.0007	0.0032
Kvartal 3	-0.0069**	-0.0068*	-0.0058*	0.0018	-0.0003	-0.0021
Kvartal 4	-0.0043*	-0.0039	-0.0030	0.0022	0.0015**	-0.0007
Høyrentetid	-0.0120***	-0.0084***	-0.0098**	-0.0072**	0.0007	0.0078***
Bransje faste effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Forklaringsgrad:						
Within	0.0790	0.0360	0.0762	0.2164	0.0282	0.2004
Between	0.3517	0.1104	0.2554	0.5255	0.0447	0.5143
Overall	0.0966	0.0589	0.0963	0.2765	0.0238	0.2596
F-test p-verdi	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Antall observasjoner	9637	9637	9637	6633	6633	6633

* signifikant ved $p < 0.05$, **signifikant ved $p < 0.01$, ***signifikant ved $p < 0.001$

Notat: Tabell 6 viser en oversikt over de seks utførte FE-regresjonene med modell 8 på utvalg II. Modell 8 er estimert seks ganger, en gang med hver av de ulike avhengige variablene (absolutt verdi av residual) fra modell 1-6. Modell 1-3 gjelder regnskapsbasert resultatjustering, mens modell 4-6 gjelder aktivitetsbasert resultatjustering. Tabellen viser koeffisienter og tilhørende signifikansnivå for de ulike variablene i modell 8.

4.5 Robusthetstester

Vi har valgt å benytte tre ulike modeller for både regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering, for å sørge for mer pålitelige og robuste resultat. Ettersom de ulike regnskapsbaserte modellene stort sett viser identisk resultat, kan vi med større trygghet, enn om vi kun hadde benyttet en modell, påstå at det er mindre regnskapsbasert resultatjustering i høyrentetid. Blant de aktivitetsbaserte modellene er det to av dem som finner signifikant mer resultatjustering, mens den siste ikke finner noe signifikant forskjell mellom periodene. Dette medfører også et mer robust og pålitelig resultat, da to modeller går i samme retning. Derimot er dette resultatet noe mindre robust sammenlignet med de regnskapsbaserte modellene, siden den ene modellen ikke fant noen signifikant forskjell.

I tillegg til å bruke ulike modeller har vi valgt å gjennomføre en annen robusthetstest hvor kun de to siste kvartalene i eventperioden inkluderes og sammenlignes med kontrollperioden. Dette er hensiktsmessig ettersom renten økte gradvis, og ikke havnet på et høyt nivå umiddelbart. Den gradvise økningen av renten kan ha medført en gradvis mer presset situasjon, og dermed kan det være interessant kun å se på de to siste kvartalene, som kanskje kan fange opp en potensiell forsinket effekt. Ledelsen i selskapene hadde nok heller ikke forventet en så rask økning av renten, samt et såpass høyt rentenivå som det ble. Dette kan også ha medført en forsinket effekt i form av sen reaksjon fra ledelsens side.

Resultatet fra robusthetstesten (se vedlegg B) viser et helt annet bilde, og strider imot de opprinnelige resultatene. *Høyrentetid* i Utvalg I viser nå positivt fortegn på samtlige av de regnskapsbaserte modellene, og er signifikant i både modell 1 og 2, på henholdsvis 10 % og 5 % nivå. Modell 3 ligger helt på grensen til å være svakt signifikant, da p-verdien er på 0,1002. Dette antyder at selskapene i større grad er villige til å bruke regnskapsbasert resultatjustering i høyrentetid, og motsier det opprinnelige resultatet.

Robusthetstesten utført på Utvalg II viser positive fortegn for samtlige av de regnskapsbaserte modellene. Det er imidlertid kun modell 2 som har en signifikant *Høyrentetid*-variabel, da p-verdiene tilknyttet to andre modellene ligger på 0,15 og 0,18. Dette tenderer mot det samme resultatet som for Utvalg I, men viser et mer usikkert bilde.

For de aktivitetsbaserte modellene tilknyttet utvalg I er bildet også blitt noe annerledes, men her viser ikke resultatet fra robusthetstesten noe klart og tydelig svar. *Høyrentetid* viser positivt

fortegn for både modell 4 og 5. Disse er begge sterkt signifikante. Ettersom positivt fortegn i disse modellene har ulik betydning i forhold til mer eller mindre resultatjustering, har vi altså en modell som påstår mindre aktivitetsbasert resultatjustering, og en som påstår mer. Modell 6 har negativt fortegn, men viser ikke signifikant forskjell på høyrentetid og lavrentetid. Dette medfører at det er vanskelig å si noe fornuftig om det forekommer mer eller mindre aktivitetsbasert resultatjustering, men det antyder ikke signifikant forskjell mellom høyrentetid og lavrentetid.

Robusthetstesten utført på utvalg II viser det samme som det opprinnelige resultatet når det gjelder de aktivitetsbaserte modellene, altså mer aktivitetsbasert resultatjustering i høyrentetid blant selskap med høy gjeldsandel. Dette medfører at det opprinnelige resultatet tilknyttet de aktivitetsbaserte modellene er mer robust.

Robusthetstesten viser at resultatet i hovedsak endrer seg når vi kun inkluderer de to siste kvartalene, og resultatet er dermed ikke veldig robust. De ulike modellene viser stort sett de samme resultatene, samt at resultatet for de aktivitetsbaserte modellene blant utvalg II er robust. Det finnes imidlertid også logiske årsaker som kan forklare hvorfor resultatet fra robusthetstesten strider imot det opprinnelige resultatet, som diskuteres i kapittel 5.

5.0 Diskusjon

Formålet med denne studien er å undersøke om det er forskjeller i selskaps bruk av resultatjustering i høyrentetid sammenlignet med lavrentetid. Dette undersøkes også separat for selskap med høy gjeldsandel. I tillegg forsøker vi å belyse forholdet mellom regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering i en periode med et høyt rentenivå.

5.1 Høyrentetid og resultatjustering

Resultatet viser at det er signifikant mindre regnskapsmessig resultatjustering i høyrentetid. Dette strider imot antakelser om at økt press leder til mer resultatjustering gjennom at en forsøker å unngå å måtte rapportere underskudd, inntjeningsreduksjon eller resultater som ikke tilfredsstillt investorers forventninger (Healy & Wahlen, 1999). Det bestrider også funn gjort av Campa og Camacho-Miñano (2015), Li et al. (2020) og Kjærland et al. (2021), som finner en sammenheng mellom økt økonomisk press og mindre resultatjustering.

Resultatet ovenfor finner imidlertid støtte i annen litteratur på feltet. Det kan for eksempel tenkes at markedet er mer tolerant til at selskap rapporterer resultater som ikke tilfredsstillt investorers forventninger, eller at de rapporterer tap, i en kontekst som inneholder økt økonomisk press, noe som samsvarer med Filip og Raffournier (2014). Under høyrentetid vil det også kunne oppstå behov for ytterligere finansiering for å dekke de økte kostnadene, noe Arthur et al. (2015) fastslår at kan medføre mindre resultatjustering for å skape tillit til de som tilbyr penger. Når risikoen for, og konsekvensen av, å bli oppdaget er mer alvorlig enn det økonomiske presset selskapene befinner seg i, er det også logisk at selskapene vegrer seg fra resultatjustering ettersom konsekvensen kan true selskapets overlevelse. Vi finner støtte for dette i Trombetta og Imperatore (2014). Viana et al. (2023) finner at solide institusjonelle forhold også har en negativ sammenheng med resultatjustering.

Resultatet fra test av hypotese 1b antyder mer aktivitetsbasert resultatjustering. Husk også at modellene benyttet for å finne indikasjoner på aktivitetsbasert resultatjustering, undersøker forekomst av inntektsøkende resultatjustering. Resultatet indikerer med andre ord ikke bare at amerikanske selskap benytter mer aktivitetsbasert resultatjustering i høyrentetid, men også at denne resultatjusteringen er inntektsøkende. Cohen et al. (2008) fastslår at insentiver som det å slå fjorårets resultat eller investorers forventninger og prognoser, samt det å unngå å rapportere tap, er fremtredende motivasjonsfaktorer også for aktivitetsbasert resultatjustering.

Resultatet fra regresjonsmodellene tilknyttet hypotese 2a og 2b viser at det kun finnes støtte for mer aktivitetsbasert resultatjustering hos selskap med høy gjeldsandel. Regresjonskoeffisienten til *Høyrentetid* viser at også selskap med høy gjeldsandel benytter mindre regnskapsbasert resultatjustering i høyrentetid. Dette strider altså imot resonnetet bak hypotese 2a. I tillegg fant vi en antydning til positiv sammenheng mellom høy gjeldsandel og økt forekomst av regnskapsbasert resultatjustering i resultatet tilknyttet hypotese 1. Det er derfor noe overraskende at vi ikke finner mer i høyrentetid. Vi kan likevel finne støtte for resultatet i den delen av litteraturen som antyder at økt økonomisk press gir mindre resultatjustering. En av årsakene til dette kan være at det er en større forståelse for dårlige resultater hos selskap med høy gjeldsandel under høyrentetid. Andre årsaker kan være økt etterspørsel etter høy regnskapskvalitet, eller økt overvåking fra myndigheter og revisorer (Habib et al., 2013). Økt rente vil være en iboende risikofaktor som potensielt har medført mer skeptisisme hos revisorer og andre når det kommer til overvåking av selskap med høy gjeldsandel.

Resultatet fra robusthetstesten, hvor vi kun tar med de to siste kvartalene i eventperioden for å hensynta den forsinkede effekten av økt rente, antyder at det er mer regnskapsbasert resultatjustering i høyrentetid. Sammenhengen her er med andre ord snudd på hodet. Dette svekker det opprinnelige resultatet som viser mindre regnskapsbasert resultatjustering i høyrentetid. En mulig årsak til dette kan imidlertid være at alvorligheten av økonomisk press er høyere de to siste kvartalene, ettersom renten da er på sitt høyeste nivå. En slik årsak vil i det minste samsvare med Trombetta og Imperatore (2014) som finner høyere regnskapskvalitet i perioder med moderat økonomisk press, men videre at resultatjustering øker proporsjonalt med graden av økonomisk press. Dette begrunnes blant annet med at selskaps overlevelse allerede står i fare når situasjonen forverres, og at veien til mer resultatjustering dermed ikke er like lang. Også Kousenidis et al. (2013) finner at regnskapskvaliteten bryter sammen når den økonomiske situasjonen forverres og insentivene for resultatjustering blir mer fremtredende. At robusthetstesten viser motsatt resultat for regnskapsmessig resultatjustering trenger derfor ikke å bety at våre opprinnelige resultater er lite robuste, men kanskje at det i stedet skyldes et høyere rentenivå.

For å oppsummere våre funn så langt kan det slås fast at vi i hovedsak finner sammenhenger som også tidligere er identifisert. Et høyt rentenivå medfører både insentiver til mer og mindre resultatjustering. Høyrentetid medfører økt press for mange selskap, og spesielt selskap som

har mye gjeld. Resultatet vårt antyder en sammenheng mellom resultatjusteringspraksis og høyrentetid, gjennom rentenivåets påvirkning på selskapenes økonomiske situasjon, og samsvarer med eksisterende litteratur (Bhattacharjee & Han, 2014; Fernández-Gámez et al., 2020; Hernandez Tinoco & Wilson, 2013; Khoja et al., 2019). En alternativ forklaring på mindre resultatjustering kan være at rentenivået ikke er høyt nok til at presset på selskapene blir så sterkt at de gjennomfører resultatjustering. Eventuelt kan det tenkes at effekten av den økte renten er forsinket, noe som robusthetstesten vår antyder.

5.2 Regnskapsbasert vs. aktivitetsbasert resultatjustering

Empirien vår antyder at den økte renten har en sammenheng med resultatjustering. Videre viser den at forekomsten av aktivitetsbasert og regnskapsbasert resultatjustering beveger seg i ulike retninger. I dette kapitlet diskuteres derfor våre funn tilknyttet forskningsspørsmålet som omhandler forholdet mellom strategiene i en periode med høy rente.

Resultatet fra hypotese 1a og 1b viser seg å samsvare med deler av litteraturen på feltet. I tillegg til nevnte artikler som taler for mindre regnskapsbasert resultatjustering finnes det også støtte for at valget faller på aktivitetsbasert resultatjustering. I følge Graham et al. (2005) foretrekker ledelsen denne strategien. Samtidig vil det være mindre sannsynlig at aktivitetsbasert resultatjustering blir oppdaget (Cohen & Zarowin, 2010). Det strider imidlertid imot argumentet om at selskap under press ikke har råd til å avvike fra optimale rutiner da det ender opp med å bli for kostbart (Li et al., 2020; Muljono & Suk, 2018; Zang, 2012). Resultatet vårt antyder i så måte at høyere grad av overvåking vektlegges i større grad under høyrentetid enn kostnaden aktivitetsbasert resultatjustering medbringer, og at overvåkingen dermed er en av de viktigste årsakene bak valget. En alternativ forklaring kan imidlertid være at rentenivået ikke er tilstrekkelig høyt i eventperioden vår til at selskapene får økonomiske problemer dersom de avviker fra optimal forretningsmessig drift.

Etter innføringen av SOX har forekomsten av aktivitetsbasert resultatjustering økt sammenlignet med regnskapsbasert resultatjustering. Mer årvåkne investorer og revisorer kan også medføre mer aktivitetsbasert resultatjustering, ettersom sannsynligheten for å bli oppdaget er større for regnskapsbasert resultatjustering (Cohen et al., 2008). Årvåkenheten antas å være større i en periode med høyere rente. Det vil også være rimelig å anta at banker er mer forsiktede og setter høyere krav til likviditet og budsjett i en slik situasjon. Dette støttes av Zang (2012)

som finner at selskap som er mer utsatt for granskning, benytter seg av aktivitetsbasert resultatjustering i stedet for regnskapsbasert resultatjustering.

Robusthetstesten viser også at forekomsten av aktivitetsbasert resultatjustering ikke er veldig forskjellig i høyrentetid sammenlignet med lavrentetid. Samtidig antyder resultatet fra robusthetstesten mer regnskapsbasert resultatjustering. Det endrede bildet kan skyldes at selskap skifter fra mer aktivitetsbasert resultatjustering til mer regnskapsbasert resultatjustering, når de har svekket konkurransekraft og er i en mer presset økonomisk situasjon, i samsvar med Zang (2012). De vil da slite med å overleve når de avviker fra sine vanlige driftsrutiner. Det er med andre ord også her en potensiell naturlig forklaring på hvorfor resultatet endrer seg. Dette henger også sammen med det som drøftes vedrørende rentenivåets påvirkning på økonomisk press. Det kan virke som at aktivitetsbasert resultatjustering foretrekkes over regnskapsbasert resultatjustering frem til et visst punkt. På dette punktet blir antagelig den relative kostnaden tilknyttet aktivitetsbasert resultatjustering større enn den for regnskapsbasert resultatjustering. At regnskapsbasert resultatjustering da velges på tross av at denne strategien er enklere å oppdage, antyder at selskap ikke lenger makter å ta kostnadene det medfører å minimere sannsynligheten for å bli oppdaget.

Mindre regnskapsbasert resultatjustering hos selskap med høy gjeldsandel støttes til en viss grad av nevnt litteratur. Det strider imidlertid imot tidligere forskning som viser at økt gjeldsandel medfører mer regnskapsbasert resultatjustering (DeFond & Jiambalvo, 1994; Lazzem & Jilani, 2018). Resultatet vårt viser mer aktivitetsbasert resultatjustering også for selskap med høy gjeldsandel, og samsvarer med funn av Awuye og Aubert (2022). Det begrunnes på samme måte som tidligere i hovedsak av insentivene som oppstår i høyrentetid, samt økt overvåking fra kontrollorganer, noe som vil være rimelig å forvente at gjelder for selskap med høy gjeldsandel. Det vil også være rimelig å si at selskap med høy gjeldsandel vil ha større sannsynlighet for å få likviditetsproblemer og behov for ytterligere finansiering under høyrentetid. Kousenidis et al. (2013) viser at dette medfører insentiv til å forbedre regnskapskvaliteten for å skape tillit til de som tilbyr finansiering.

Resultat tilknyttet hypotese 2b viser konsistente svar i opprinnelig test og i robusthetstesten. At selskap med høy gjeldsandel benytter seg av mer aktivitetsbasert resultatjustering, er med andre ord mer robust. I høyrentetid vil det være rimelig å anta at banker og andre eksterne finansieringskilder er mer observante og nøye når det gjelder innvilgning av lån og andre

finansieringsordninger. Kanskje vil de også kreve mer dokumentasjon og regnskapsinformasjon når de skal vurdere dette. Et selskap med mye gjeld vil være mer presset i høyrentetid enn selskap med lav gjeld, og deres behov for ytterligere finansiering vil kunne være stort. For å innfri lånevilkår vil det kunne være fristende å benytte seg av resultatjustering (DeFond & Jiambalvo, 1994; Fields et al., 2001; Walker, 2013). For å minimere sannsynligheten for å bli oppdaget, vil kanskje aktivitetsbasert resultatjustering være å foretrekke.

Robusthetstesten vår tilknyttet hypotese 2b antyder at selskap med høy gjeldsandel benytter seg av mer regnskapsbasert resultatjustering, i tillegg til mer aktivitetsbasert resultatjustering i høyrentetid. Det kan tenkes at selskapene, under økt press, ikke oppnår ønsket resultat kun ved aktivitetsbasert resultatjustering, og at de da samtidig tyr til mer regnskapsbasert resultatjustering. Det finnes støtte for dette i Zang (2012) som finner at selskap finjusterer resultatet fra aktivitetsbasert resultatjustering etter regnskapsårets slutt med regnskapsbasert resultatjustering. Det vil også være grunn til å forvente det samme etter kvartalsslutt ettersom aktivitetsbasert resultatjustering ikke kan påvirke regnskapstallene i et tidligere kvartal, noe regnskapsbasert resultatjustering i høyeste grad kan. At selskap med høy gjeldsandel benytter seg av begge resultatjusteringsstrategiene underbygger også en påstand om at selskap med mye gjeld opplever et økt økonomisk press under høyrentetid. Dette virker også logisk ettersom at selskap med mye gjeld i større grad vil bli påvirket av en høyere rente.

Oppsummert antyder resultatet vårt en tydelig trend mot mer aktivitetsbasert resultatjustering og mindre regnskapsbasert resultatjustering i høyrentetid sammenlignet med lavrentetid. Årsakene kan i hovedsak være den stigma som er tilknyttet regnskapsbasert resultatjustering, og den økte årvåkenheten blant revisorer og andre kontrollorganer, som har oppstått etter de store regnskapsskandalene på 2000-tallet og innføringen av SOX. Det er også interessant da det antyder at rentenivået ikke var så høyt at selskapene fikk problemer med å avvike fra optimal forretningsmessig drift. Robusthetstesten antyder imidlertid et skifte fra aktivitetsbasert resultatjustering til regnskapsbasert resultatjustering når renten er på det høyeste nivået. Dette underbygges også av tidligere funn som finner det samme skiftet når selskaps økonomiske situasjon forverres.

Som litteraturen og diskusjonen viser ligger det mange potensielle forklaringer og motargumenter til grunn for våre funn. Det gjør det vanskelig å påstå en bestemt retning på

forekomsten av resultatjustering med noe særlig høy grad av sikkerhet. Resultatet, sammen med robusthetstesten, antyder imidlertid at resultatjusteringspraksisen endres i takt med rentenivået, og skifter fra aktivitetsbasert til mer regnskapsbasert. Dette bekrefter til en viss grad at det foreligger et bytteforhold mellom regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering, noe som samsvarer med Zang (2012).

5.3 Begrensninger ved studien

Modellene som benyttes for å se etter indikasjoner på regnskapsbasert resultatjustering er i nyere tid kritisert i litteraturen. Jackson (2018) mener blant annet at det er problematisk å anta at alle avvik fra bransjegjennomsnittet, altså residualene i modellene, er bevis på regnskapsbasert resultatjustering. Han stiller i likhet med Ball (2013) spørsmål ved at forskere kan identifisere regnskapsbasert resultatjustering uten at dette, hverken i forkant eller etterkant, er fanget opp av andre parter som revisorer, varslere, styret, analytikere, myndigheter og andre kontrollorganer. I tillegg er det grunn til å være skeptisk til at det alltid blir foreslått alternative forklaringer som er like plausible som resultatjustering.

Også modeller av Roychowdhury (2006) som benyttes for å undersøke aktivitetsbasert resultatjustering, er kritisert. Blant annet kan modellene være feilspesifiserte da de ikke kontrollerer for ulike konkurransestrategier innen de ulike bransjene. Deler av dette kan imidlertid håndteres gjennom inkludering av kontrollvariabler, for eksempel ved å kontrollere for størrelse og lønnsomhet, noe som også vi har gjort i denne studien (Srivastava, 2019).

Både modellene tilknyttet regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering kan som nevnt kritiseres. I hovedsak handler denne kritikken om modellene faktisk måler resultatjustering eller ikke. De er imidlertid anerkjente og brukes også i nyere tid på forskningsfeltet, blant annet av Li et al. (2020), Viana et al. (2023) og Yan et al. (2022). I denne studien anses de benyttede modellene som tilstrekkelig til vårt formål, nemlig å se etter antydninger til sammenheng mellom høyrentetid og resultatjusteringspraksis.

Andre begrensninger ved studien knytter seg til inkludering av kontrollvariabler, definisjon av høy gjeldsandel og faktorer tilknyttet event- og kontrollperioden. Det er relativt høy sannsynlighet for at vi har utelatt flere relevante variabler i vår regresjonsmodell, ettersom det er mange faktorer som kan forklare resultatjustering og som benyttes i varierende grad i

litteraturen. Dette håndteres imidlertid til en viss grad ved å gjennomføre en FE-modell som kontrollerer for uobserverbare faste effekter mellom bransjegruppene. Hva som anses som høy gjeldsandel vil variere avhengig av hvilken bransje et selskap tilhører. I denne studien har vi imidlertid benyttet oss av medianverdien til hele utvalget, uavhengig av bransje, i samsvar med tidligere litteratur, som et skille på hva som er høy gjeldsandel.

Eventperioden vår består av syv kvartal, noe som er en relativt lang periode. Det betyr også at det er en del som skjer samtidig i tillegg til en renteøkning, og som kan være et forstyrrende element i vår studie. Blant annet er det vanskelig å skille ut den spesifikke effekten av renten fra andre makroøkonomiske faktorer som korrelerer. I og med at det er et klart skille på rentenivået i eventperioden og kontrollperioden, kan en signifikant forskjell mellom periodene være et bevis på at den høye renten er årsaken (Studenmund, 2017, s. 483).

Kontrollperioden vår er fra og med tredje kvartal 2020 til og med fjerde kvartal 2021. Denne perioden var preget av Covid-19 pandemien. Det vil være rimelig å si at det forelå en viss grad av økonomisk press under pandemien, som påvirket mange av selskapene i utvalget vårt. Forskjellene i resultatjusteringspraksis mellom høyrentetid og lavrentetid, som vårt resultat antyder, kan derfor være forstyrret av en unormal kontrollperiode. Samtidig vil vi også fremme at selskapene i USA fikk betydelig økonomisk hjelp av myndighetene. Dette har redusert presset som følge av Covid-19, samtidig som det også kan ha påvirket resultatjusteringspraksis i form av inntektsreduserende resultatjustering for å nå kriterier for kompensasjon (Nygård et al., 2023).

Til slutt presiseres det at robusthetstesten kan avsløre en svakhet med vårt opprinnelige resultat. Som diskutert ovenfor finnes det imidlertid også logiske og rimelige forklaringer på de motstridende funnene.

6.0 Konklusjon

Studiens første bidrag er å belyse forskjeller mellom resultatjusteringspraksis i høyrentetid og lavrentetid. Den antyder også at resultatjusteringspraksisen til selskap med mye gjeld ikke avviker fra andre i høyrentetid, noe som er overraskende. Vi spekulerer i om det kan skyldes at rentenivået ikke har vært høyt nok til at regnskapsbasert resultatjustering har blitt oppfattet som nødvendig. Dermed har også selskap med mye gjeld hatt mulighet til å benytte seg av aktivitetsbasert resultatjustering samtidig som de har redusert sannsynligheten for å bli oppdaget. Vårt andre bidrag er derfor økt innsikt i resultatjusteringspraksisen blant selskap med høy gjeldsandel i høyrentetid.

I tillegg støtter studien tidligere forskning som finner et bytteforhold mellom regnskapsbasert og aktivitetsbasert resultatjustering, og finner en antydning til at forholdet endrer seg med rentenivået. Det kan se ut til at selskap benytter seg av aktivitetsbasert resultatjustering frem til et visst punkt, hvor kostnaden ved å avvike fra optimal drift blir så høy at selskap heller tyr til regnskapsbasert resultatjustering. Dermed hensyntar de ikke lenger risikoen for å bli oppdaget i like stor grad. Våre funn antyder også at et økt rentenivå påvirker selskap med mye gjeld i større grad, ettersom robusthetstesten viser mer forekomst av begge resultatjusteringsstrategiene. For det tredje bidrar dette til en mer nyansert forståelse av hvordan selskap velger resultatjusteringsstrategi i en periode med et høyt rentenivå.

Regnskapsbrukere bør være oppmerksomme på at en renteøkning kan gi incentiver til å bruke resultatjustering, og kanskje særlig blant selskap med høy gjeldsandel. De bør også hensynta bytteforholdet mellom resultatjusteringsstrategiene, og at disse brukes om hverandre avhengig av situasjon. Myndigheter og standardsettere bør til slutt være oppmerksomme på at økt overvåking og strengere regler kan medføre at selskap endrer strategi for å unngå å bli oppdaget, og dermed at slike tiltak ikke nødvendigvis medfører mindre resultatjustering.

Vi foreslår flere muligheter for videre forskning. Studien vår antyder en forsinket effekt av økt rente og motstridende resultater når kun perioden med høyest rentenivå inkluderes. Det kan være interessant å undersøke disse sammenhengene senere når en kan inkludere flere kvartal med høy rente. Det vil gi et større utvalg, noe som vil kunne gi mer robuste resultater. Et annet alternativ kan være å inkludere en variabel for økonomisk press og makroøkonomiske variabler for å skille ut renteeffekten i større grad, samt for å skaffe større innsikt i de ulike gradene av økonomisk press.

Referanseliste

- Aljughaiman, A. A., Nguyen, T. H., Trinh, V. Q. & Du, A. (2023). The Covid-19 outbreak, corporate financial distress and earnings management. *Int Rev Financ Anal*, 88, 102675-102675. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102675>
- An, Z., Li, D. & Yu, J. (2016). Earnings management, capital structure, and the role of institutional environments. *Journal of Banking & Finance*, 68, 131-152. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.02.007>
- Anagnostopoulou, S. C. & Tsekrekos, A. E. (2017). The effect of financial leverage on real and accrual-based earnings management. *Accounting and business research*, 47(2), 191-236. <https://doi.org/10.1080/00014788.2016.1204217>
- Arthur, N., Tang, Q. & Lin, Z. (2015). Corporate accruals quality during the 2008–2010 Global Financial Crisis. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 25, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.intaccudtax.2015.10.004>
- Awuye, I. S. & Aubert, F. (2022). The impact of leverage on earnings management and the trade-off between discretionary accruals and real earnings management. *Journal of Accounting and Taxation*, 14(1), 89-101. <https://doi.org/10.5897/JAT2022.0519>
- Ball, R. (2013). Accounting informs investors and earnings management is rife: Two questionable beliefs. *Accounting horizons*, 27(4), 847-853. <https://doi.org/10.2308/acch-10366>
- Bhattacharjee, A. & Han, J. (2014). Financial distress of Chinese firms: Microeconomic, macroeconomic and institutional influences. *China economic review*, 30, 244-262. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2014.07.007>
- Burgstahler, D. & Dichev, I. (1997). Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of accounting & economics*, 24(1), 99-126. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(97\)00017-7](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(97)00017-7)
- Burgstahler, D. & Eames, M. (2006). Management of Earnings and Analysts' Forecasts to Achieve Zero and Small Positive Earnings Surprises. *Journal of business finance & accounting*, 33(5-6), 633-652. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2006.00630.x>
- Campa, D. & Camacho-Miñano, M.-d.-M. (2015). The impact of SME's pre-bankruptcy financial distress on earnings management tools. *International review of financial analysis*, 42, 222-234. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2015.07.004>
- Cimini, R. (2015). How has the financial crisis affected earnings management? A European study. *Applied economics*, 47(3), 302-317. <https://doi.org/10.1080/00036846.2014.969828>
- Cohen, D. A., Dey, A. & Lys, T. Z. (2008). Real and Accrual-Based Earnings Management in the Pre- and Post-Sarbanes-Oxley Periods. *The Accounting review*, 83(3), 757-787. <https://doi.org/10.2308/accr.2008.83.3.757>
- Cohen, D. A. & Zarowin, P. (2010). Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics*, 50(1), 2-19. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.01.002>
- Dechow, P., Ge, W. & Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 344-401. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.09.001>
- Dechow, P. M., Hutton, A. P., Kim, J. H. & Sloan, R. G. (2012). Detecting Earnings Management: A New Approach. *Journal of accounting research*, 50(2), 275-334. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2012.00449.x>
- Dechow, P. M., Kothari, S. P. & Watts, R. L. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, 25(2), 133-168. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(98\)00020-2](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(98)00020-2)

- Dechow, P. M., Sloan, R. G. & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *Accounting review*, 193-225. <http://www.jstor.org/stable/248303>
- DeFond, M. L. & Jiambalvo, J. (1994). Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of accounting & economics*, 17(1), 145-176. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(94\)90008-6](https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90008-6)
- Dichev, I. D., Graham, J. R., Harvey, C. R. & Rajgopal, S. (2013). Earnings quality: Evidence from the field. *Journal of Accounting and Economics*, 56(2, Supplement 1), 1-33. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2013.05.004>
- El Ghoul, S., Guedhami, O., Kim, Y. & Yoon, H. J. (2021). Policy uncertainty and accounting quality. *The Accounting review*, 96(4), 233-260. <https://doi.org/10.2308/TAR-2018-0057>
- Fernández-Gámez, M. Á., Soria, J. A. C., Santos, J. A. C. & Alaminos, D. (2020). European country heterogeneity in financial distress prediction: An empirical analysis with macroeconomic and regulatory factors. *Economic modelling*, 88, 398-407. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.09.050>
- Fields, T. D., Lys, T. Z. & Vincent, L. (2001). Empirical research on accounting choice. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1), 255-307. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00028-3](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00028-3)
- Filip, A. & Raffournier, B. (2014). Financial crisis and earnings management: the European evidence. *The International journal of accounting education and research*, 49(4), 455-478. <https://doi.org/10.1016/j.intacc.2014.10.004>
- Flores, E., Weffort, E. F. J., Silva, A. F. d. & Carvalho, L. N. G. (2016). Earnings management and macroeconomic crises. *Journal of Accounting in Emerging Economies*, 6(2), 179-202. <https://doi.org/10.1108/JAEE-07-2013-0037>
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P. & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of accounting & economics*, 39(2), 295-327. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.06.003>
- Frankel, R. M., Johnson, M. F. & Nelson, K. K. (2002). The relation between auditors' fees for nonaudit services and earnings management. *The Accounting review*, 77(s-1), 71-105. <https://www.jstor.org/stable/3203326>
- FRED. (2024, 01.05.2024). *Federal Funds Effective Rate*. FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis. Hentet 02.05.2024 fra <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS#0>
- Graham, J. R., Harvey, C. R. & Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of accounting & economics*, 40(1), 3-73. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2005.01.002>
- Habib, A., Costa, M. D., Huang, H. J., Bhuiyan, M. B. U. & Sun, L. (2020). Determinants and consequences of financial distress: review of the empirical literature. *Accounting and finance (Parkville)*, 60(1), 1023-1075. <https://doi.org/10.1111/acfi.12400>
- Habib, A., Uddin Bhuiyan, B. & Islam, A. (2013). Financial distress, earnings management and market pricing of accruals during the global financial crisis. *Managerial finance*, 39(2), 155-180. <https://doi.org/10.1108/03074351311294007>
- Healy, P. M. & Wahlen, J. M. (1999). A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting. *Accounting horizons*, 13(4), 365-383. <https://doi.org/10.2308/acch.1999.13.4.365>
- Hernandez Tinoco, M. & Wilson, N. (2013). Financial distress and bankruptcy prediction among listed companies using accounting, market and macroeconomic variables. *International review of financial analysis*, 30, 394-419. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2013.02.013>
- Hoang, K. M. T. & Phung, T. A. (2019). THE EFFECT OF FINANCIAL LEVERAGE ON REAL AND ACCRUAL-BASED EARNINGS MANAGEMENT IN VIETNAMESE

- FIRMS. *Economics & Sociology*, 12(4), 299-312,333. <https://doi.org/10.14254/2071-789X.2019/12-4/18>
- Jackson, A. B. (2018). Discretionary accruals: earnings management... or not? *Abacus*, 54(2), 136-153. <https://doi.org/10.1111/abac.12117>
- Jelinek, K. (2007). The Effect of Leverage Increases on Earnings Management. *The Journal of business and economic studies (Fairfield, Conn.)*, 13(2), 24.
- Jones, J. J. (1991). Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of accounting research*, 29(2), 193-228. <https://doi.org/10.2307/2491047>
- Kaszniak, R. (1999). On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of accounting research*, 37(1), 57-81. <https://doi.org/10.2307/2491396>
- Khoja, L., Chipulu, M. & Jayasekera, R. (2019). Analysis of financial distress cross countries: Using macroeconomic, industrial indicators and accounting data. *International review of financial analysis*, 66, 101379. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.101379>
- Kinsersdal, F. (2017). Hva er regnskapsmanipulasjon, og hvordan kan den best avdekkes?: en gjennomgang av større regnskaps-skandaler og metodene som ble benyttet. *Magma - Tidsskrift for økonomi og ledelse*, 20(1), 69-78. <http://hdl.handle.net/11250/2452550>
- Kjærland, F., Kosberg, F. & Misje, M. (2021). Accrual earnings management in response to an oil price shock. *Journal of commodity markets*, 22, 100138. <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2020.100138>
- Kothari, S. P., Leone, A. J. & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.11.002>
- Kousenidis, D. V., Ladas, A. C. & Negakis, C. I. (2013). The effects of the European debt crisis on earnings quality. *International review of financial analysis*, 30, 351-362. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2013.03.004>
- Lang, M., Raedy, J. S. & Wilson, W. (2006). Earnings management and cross listing: Are reconciled earnings comparable to US earnings? *Journal of Accounting and Economics*, 42(1-2), 255-283. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2006.04.005>
- Lazzem, S. & Jilani, F. (2018). The impact of leverage on accrual-based earnings management: The case of listed French firms. *Research in international business and finance*, 44, 350-358. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.103>
- Leuz, C., Nanda, D. & Wysocki, P. D. (2003). Earnings management and investor protection: an international comparison. *Journal of financial economics*, 69(3), 505-527. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(03\)00121-1](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00121-1)
- Li, Y., Li, X., Xiang, E. & Geri Djajadikerta, H. (2020). Financial distress, internal control, and earnings management: Evidence from China. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 16(3), 100210. <https://doi.org/10.1016/j.jcae.2020.100210>
- Muljono, D. R. & Suk, K. S. (2018). Impacts of financial distress on real and accrual earnings management. *Jurnal akuntansi*, 22(2), 222. <https://doi.org/10.24912/ja.v22i2.349>
- Nygård, K. A., Undall, W. R., Kjærland, F. & Kristoffersen, T. (2023). *Earnings management in response to generous government grants: Evidence from Norwegian firms during Covid-19* [Master thesis, NTNU]. NTNU Open. <https://hdl.handle.net/11250/3088047>
- Ringdal, K. (2018). *Enhet og mangfold: Samfunnsvitenskapelig forskning og kvantitativ metode* (4. utg.). Fagbokforlaget.
- Roychowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. *Journal of accounting & economics*, 42(3), 335-370. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2006.01.002>

- Srivastava, A. (2019). Improving the measures of real earnings management. *Review of Accounting Studies*, 24(4), 1277-1316. <https://doi.org/10.1007/s11142-019-09505-z>
- Studenmund, A. H. (2017). *A Practical Guide to Using Econometrics* (7. utg.). Pearson.
- Sullivan, J. H., Warkentin, M. & Wallace, L. (2021). So many ways for assessing outliers: What really works and does it matter? *Journal of Business Research*, 132, 530-543. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2021.03.066>
- Trombetta, M. & Imperatore, C. (2014). The dynamic of financial crises and its non-monotonic effects on earnings quality. *Journal of Accounting and Public Policy*, 33(3), 205-232. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2014.02.002>
- Verbeek, M. (2017). *A guide to modern econometrics* (5. utg.). John Wiley & Sons.
- Viana, J. D. B. C., Lourenço, I., Black, E. L. & Martins, O. S. (2023). Macroeconomic instability, institutions, and earnings management: An analysis in developed and emerging market countries. *Journal of international accounting, auditing & taxation*, 51, 100544. <https://doi.org/10.1016/j.intaccudtax.2023.100544>
- Walker, M. (2013). How far can we trust earnings numbers? What research tells us about earnings management. *Accounting and business research*, 43(4), 445-481. <https://doi.org/10.1080/00014788.2013.785823>
- Yan, H., Liu, Z., Wang, H., Zhang, X. & Zheng, X. (2022). How does the COVID-19 affect earnings management: Empirical evidence from China. *Research in international business and finance*, 63, 101772. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101772>
- Zang, A. Y. (2012). Evidence on the Trade-Off between Real Activities Manipulation and Accrual-Based Earnings Management. *The Accounting review*, 87(2), 675-703. <https://doi.org/10.2308/accr-10196>

Vedlegg

Vedlegg A – Hausman-test og VIF

Tabell 7: Hausman-test tilknyttet utvalg I

Avhengig variabel	Kjikkvadrat	p-verdi	Konklusjon
ABN_MJ	743.09	0.0000	FE
ABN_K	832.79	0.0000	FE
ABN_C	42.10	0.0000	FE
ABN_DISEXP	570.18	0.0000	FE
ABN_PROD	175.08	0.0000	FE
ABN_RM1	387.25	0.0000	FE

Notat: Tabell 7 viser en oversikt over resultatet fra Hausman-test tilknyttet utvalg I for de 6 ulike modellene. Test av H_0 , om regresjonskoeffisientene i en FE- og RE-modell er signifikant forskjellig fra hverandre. FE-modell velges dersom p-verdien er under 0,05.

Tabell 8: Hausman-test tilknyttet utvalg II

Avhengig variabel	Kjikkvadrat	p-verdi	Konklusjon
ABN_MJ	208.86	0.0000	FE
ABN_K	804.72	0.0000	FE
ABN_C	286.91	0.0000	FE
ABN_DISEXP	25.45	0.0006	FE
ABN_PROD	239.50	0.0000	FE
ABN_RM1	955.70	0.0000	FE

Notat: Tabell 8 viser en oversikt over resultatet fra Hausman-test tilknyttet utvalg I for de 6 ulike modellene. Test av H_0 , om regresjonskoeffisientene i en FE- og RE-modell er signifikant forskjellig fra hverandre. FE-modell velges dersom p-verdien er under 0,05.

Tabell 9: VIF-indeks for tilknyttet utvalg I

AEM		REM	
Variabel	VIF	Variabel	VIF
Konstantledd	24.164	Konstantledd	25.389
Gjeldsandel	1.055	Gjeldsandel	1.044
ROA	1.151	ROA	1.139
Tap	1.390	Tap	1.398
Størrelse	1.400	Størrelse	1.420
Kvartal 2	1.498	Kvartal 2	1.504
Kvartal 3	1.508	Kvartal 3	1.514
Kvartal 4	1.574	Kvartal 4	1.579
Høyrentetid	1.089	Høyrentetid	1.085

Notat: Tabell 9 viser en oversikt over VIF tilknyttet de ulike variablene inkludert i de empiriske modellene. En VIF over 5 kan antyde alvorlige problemer med multikolaritet i modellen (Studenmund, 2017, s. 252).

Tabell 10: VIF-indeks for tilknyttet utvalg II

AEM		REM	
Variabel	VIF	Variabel	VIF
Konstantledd	24.100	Konstantledd	25.125
ROA	1.181	ROA	1.192
Tap	1.365	Tap	1.356
Størrelse	1.402	Størrelse	1.420
Kvartal 2	1.493	Kvartal 2	1.505
Kvartal 3	1.508	Kvartal 3	1.520
Kvartal 4	1.563	Kvartal 4	1.574
Høyrentetid	1.091	Høyrentetid	1.085

Notat: Tabell 10 viser en oversikt over VIF tilknyttet de ulike variablene inkludert i de empiriske modellene. En VIF over 5 kan antyde alvorlige problemer med multikolaritet i modellen (Studenmund, 2017, s. 252).

Vedlegg B – Resultat robusthetstester

Tabell 11: Resultat tilknyttet robusthetstest

Modell 7	Modified					
	Jones (1)	Kothari (2)	Cimini (3)	DISEXP (4)	PROD (5)	RM1 (6)
Konstantledd	0.1141***	0.1133***	0.0936***	0.1312***	0.0343***	-0.0969***
Gjeldsandel	0.0566	0.0281***	0.0577*	-0.0536	0.0047***	0.0583
ROA	-0.0692	-0.0437**	-0.0608	-0.6655***	0.0013	0.6668***
Tap	-0.0283***	-0.0229***	-0.0273***	-0.0689***	-0.0048***	0.0642***
Størrelse	-0.0117***	-0.0097***	-0.0096**	-0.0014	-0.0020***	-0.0006
Kvartal 2	-0.0081	-0.0127	-0.0110	-0.0261***	0.0031	0.0293***
Kvartal 3	-0.0298**	-0.0305***	-0.0249***	-0.0238***	-0.0036	0.0201***
Kvartal 4	-0.0065	-0.0099***	-0.0053	-0.0169***	0.0009	0.0178***
Høyrentetid	0.0181	0.0180*	0.0108	0.0072***	0.0061**	-0.0010
Bransje faste effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Forklaringsgrad:						
Within	0.0900	0.0678	0.0939	0.5956	0.0343	0.5966
Between	-0.4746	-0.4004	-1.4633	0.6330	-0.0590	0.6037
Overall	0.0921	0.0743	0.0926	0.6016	0.0284	0.6045
F-test p-verdi	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Antall observasjoner	12330	12330	12330	8341	8341	8341

* signifikant ved $p < 0.05$, **signifikant ved $p < 0.01$, ***signifikant ved $p < 0.001$

Modell 8	Modified					
	Jones (1)	Kothari (2)	Cimini (3)	DISEXP (4)	PROD (5)	RM1 (6)
Konstantledd	0.1595**	0.1613***	0.1354*	0.1762***	0.0445***	-0.1317***
ROA	-0.1476	0.0479	-0.1264	-0.1471	0.0038*	0.1510
Tap	-0.0345**	-0.0127*	-0.0325*	-0.0217**	-0.0024***	0.0193**
Størrelse	-0.0124	-0.0137**	-0.0100	-0.0139***	-0.0027***	0.0111**
Kvartal 2	-0.0098	-0.0105	-0.0160***	-0.0156***	0.0020	0.0176***
Kvartal 3	-0.0299**	-0.0265***	-0.0259***	-0.0002	-0.0027	-0.0025
Kvartal 4	-0.0111*	-0.0092*	-0.0115*	-0.0059***	0.0009	0.0068***
Høyrentetid	0.0137	0.0157*	0.0061	-0.0088**	0.0058***	0.0145***
Bransje faste effekter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Forklaringsgrad:						
Within	0.0642	0.0440	0.0531	0.1517	0.0387	0.1399
Between	0.2605	-0.0222	0.1647	0.4963	-0.0139	0.4494
Overall	0.0835	0.0629	0.0723	0.2133	0.0347	0.1959
F-test p-verdi	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Antall observasjoner	5410	5410	5410	3677	3677	3677

* signifikant ved $p < 0.05$, **signifikant ved $p < 0.01$, ***signifikant ved $p < 0.001$

Notat: Tabell 11 viser en oversikt over de seks utførte FE-regresjonene med modell 7 på utvalg I, og modell 8 på utvalg II. Begge utvalgene inkluderer kun de to siste kvartalene i eventperioden. Modellene er estimert seks ganger, en gang med hver av de ulike avhengige variablene (absolutt verdi av residual) fra modell 1-6. Modell 1-3 gjelder regnskapsbasert resultatjustering, mens modell 4-6 gjelder aktivitetsbasert resultatjustering. Tabellen viser koeffisienter og tilhørende signifikansnivå for de ulike variablene i modell 7.

