

Adrian Vareide og Hallvard Sundgot Sunde

Resultatjustering i sammenheng med tilskuddsordninger

En studie av den norske strømstøtten i 2022.

Masteroppgave i Regnskap og revisjon

Veileder: Frode Kjærland

Mai 2024



Adrian Vareide og Hallvard Sundgot Sunde

Resultatjustering i sammenheng med tilskuddsordninger

En studie av den norske strømstøtten i 2022.

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 markerer slutten på vår 2-årige masterutdanning i regnskap og revisjon ved NTNU Handelshøyskole. Vi ønsker å takke veilederen vår, Forde Kjærland, for nyttig veiledning, verdifulle kommentarer og støtte gjennom hele prosessen. Vi ønsker også å takke medstudenter og personalet ved masterstudiet i regnskap revisjon for konstruktive diskusjoner under perioden. Vi tar fullt ansvar for innholdet i denne masteroppgaven.

Trondheim, 23.05.2024



Adrian Vareide



Hallvard Sundgot Sunde

Sammendrag

Denne masteroppgaven utforsker omfanget av tilskuddsordninger og resultatjustering. For å utforske temaet benytter vi energitilskuddsordningen som ble tilbudt for å støtte strømintensive bedrifter under strømkrisen. Gjennom en analyse av et datasett bestående hovedsaklig av unoterte selskaper, oppnådde vi 16 096 observasjoner fra perioden 2015 til 2022. Vi anvender anerkjente modeller som måler resultatjustering gjennom unormale periodiseringer. Våre funn indikerer at selskaper som mottok økonomiske tilskudd viste et høyere nivå av resultatjustering ved hjelp av periodiseringer under strømkrisen i 2022, sammenlignet med de foregående årene (2015-2021). Dette antyder at den generelle kompensasjonsordningen fungerte som et insentiv for ledelsen til å manipulere inntektene for å oppnå støtte gjennom energitilskuddsordningen. Videre analyser viser at selskaper med lav likviditetsgrad og de mindre selskapene viste en større økning i resultatjustering enn sammenligningsgrunnlaget. Våre resultater viste derimot ingen signifikant forskjell i resultatjustering blant sektorene som ble hardest rammet av de høye strømprisene.

Abstract

This thesis explores the extent of subsidy schemes and earnings management. To investigate the topic, we utilize the energy subsidy scheme that was offered to support power-intensive businesses during the electricity crisis. Through an analysis of a dataset consisting mainly of unlisted companies, we obtained 16,096 observations from the period 2015 to 2022. We apply recognized models that measure earnings management through abnormal accruals. Our findings indicate that companies that received financial subsidies exhibited a higher level of earnings management through accruals during the electricity crisis in 2022, compared to the preceding years (2015-2021). This suggests that the general compensation scheme served as an incentive for management to manipulate revenues to qualify for support through the energy subsidy scheme. Further analyses show that companies with low liquidity ratios and smaller companies exhibited a greater increase in earnings management than the baseline comparison. However, our results showed no significant difference in earnings management among the sectors that were most affected by the high electricity prices.

Innholdsfortegnelse

List of Figures	v
List of Tables	v
1 Introduksjon	1
2 Bakgrunn og kontekst	3
2.1 Forskriften for strømstøtte til næringslivet	4
2.1.1 Innledende vilkår	4
2.1.2 Materielle vilkår for strømstøtte	4
2.1.3 Beregning av strømstøtte	5
2.2 Lånegarantiordningen	5
3 Teori, litteratur og utledning av hypotese	6
3.1 Regnskapsbasert resultatjustering	6
3.2 Mislighetstriangelet	8
3.3 Insentiver	10
3.3.1 Effekten av gjeldsgrad og likviditet på resultatstyring.	11
3.3.2 Statlig støtte og resultatjustering	12
3.3.3 Resultatjustering under økonomisk press	13
3.4 Utledning av hypoteser	14
4 Metode	17
4.1 Datainnsamling	17
4.2 Valg av modeller	18
4.2.1 Estimering	23
4.3 Variabler	24
5 Resultater	26
5.1 Deskriptiv statistikk	26
5.2 Resultat hypotese 1	31
5.3 Resultat hypotese 2	33
5.4 Resultat hypotese 3	36
5.5 Resultat hypotese 4	39
5.6 Robusthet	42
6 Diskusjon	43
7 Konklusjon	47
A Vedlegg	55

A.1	Modifisert Jones modell utviklet av Dechow et al. (1995)	55
A.2	Hausman test modifisert Jones modell (1995)	55
A.3	Kothari et al. (2005) modell	55
A.4	Hausman test Kothari et al. (2005) modell	56
A.5	Larcker & Richardson (2004) modell modifisert	56
A.6	Hausman test Larcker & Richardson (2004) modell modifisert	56
A.7	VIF test hypotese 1	57
A.8	VIF test hypotese 2	57
A.9	VIF test hypotese 3	57
A.10	VIF test hypotese 4	58

List of Figures

1	Mislighetstriangelet	9
---	----------------------	---

List of Tables

1	Antall Observasjoner	18
2	Variabeldefinisjoner	25
3	Deskriptiv statistikk	27
4	Deskriptiv statistikk, modellvariabler	28
5	Korrelasjonsmatrise	30
6	Resultatjustering for før og under utdeling av subsidier	31
7	Regresjon med kontrollvariabler	32
8	Testing for nedgående resultatjustering	33
9	t-test for forskjell i gjennomsnitt - Sektor	35
10	Regresjon for sektormodell	36
11	t-test for forskjell i gjennomsnitt - Likviditet	37
12	Regresjonmodell for likviditet	38
13	Testing for nedgående resultatjustering - Likviditet	39
14	t-test for forskjell i gjennomsnitt - Størrelse	40
15	Regresjonmodell for størrelse	41
16	Testing for nedgående resultatjustering - Størrelse	42

1 Introduksjon

Resultatjustering, svindel, earnings management, regnskapsjuks. Kjært barn har mange navn. I dette tilfellet er barnet en 40 år gammel økonomisk teori som beskriver hvordan regnskapresultat ikke alltid er til å stole på. Du vil nok lure på hvordan dette i det hele tatt er et barn, men det er verken hensiktsmessig eller relevant for denne oppgaven. Det som faktisk er relevant, er spørsmålene hvordan og hvorfor. Hvordan blir resultatjustering utledet i praksis, og kanskje enda viktigere; hvorfor blir resultatjustering utledet i praksis.

Hvordan blir undersøkt nærmere i teorikapittelet. Hvorfor blir her sett på gjennom kontaktlinsen subsidieordninger. Krig, pandemi og global oppvarming, har naturlig nok ført til økonomisk uro i verden. I kjølevannet økonomisk uro, gjør staten et forsøk på å roe ned situasjonen i form av subsidieordninger. Økonomiske pakker bestående av skattebetalernes kroner, ment for å holde selskaper over vann, og mennesker i arbeid. Staten har gjort disse mer vanlig de siste årene, samtidig har det blitt påpekt av flere økonomer at de kan virke for gavmilde. Vi vil i tråd med tidligere debatter ta for oss spørsmålet om statlige subsidier bør tilbys økonomiske vanskeligstilte selskap.

Konsekvens av resultatjustering kan være alvorlige, både for økonomi og samfunnet generelt. Det kan føre til feilalokering av midler, hvor tilskudd tildeles virksomheter som nødvendigvis ikke har behov for det. Tilskuddets opprinnelige intensjon kan derfor bli misbrukt. Samtidig kan kompensasjonsordninger være for gavmilde der det blir utgitt mer enn det som strengt tatt er nødvendig. Subsidieordningen under Covid-19 pandemien har av flere blitt betegnet som for generøs, der 57% av selskapene som mottok støtte i 2020, og 49% i 2021 ville gått med overskudd selv uten tilskudd (Feratovic et al., 2022). Dersom tilskuddsordninger blir misbrukt, vil potensielt mer statlige midler gå til områder der det ikke er nødvendig. Dette kan gå på bekostning av andre som har større behov for midlene. Bedrifter som justerer sine resultater for å kvalifisere seg for tilskudd kan også få et urettferdig fortrinn ovenfor konkurrenter, og forstyrre konkurransens naturlige gang.

16. september 2022 la regjeringen fram tilskuddspakken som inkluderte lånegarantier og den nye energitilskuddsordningen til næringslivet for å hjelpe strømintensive bedrifter. Per 2024 har det blitt utdelt totalt 2,785 milliarder kroner i strømstøtte. Utdelingen er fordelt på 3 189 selskaper. For å kvalifisere seg til støtte, måtte bedriftene ha strømkostnader som utgjorde 3 % av inntektene. Selskapene som mottok mest støtte var naturligvis fra sektorene hardest rammet av høye strømpriser. Hotell og- restaurantbransjen og eiendomsbransjen mottok totalt 1,329 milliarder kroner, som utgjør 47,7 % av det totale beløpet.

Studien ønsker å utforske sammenhengen mellom tilskuddsordninger og resultatjustering. Vi vil ta i bruk energitilskuddsordningen for å undersøke om selskapers resultatjustering endrer seg i perioder hvor subsidier tilbys. Vårt forskningsbidrag vil ikke bare fokusere på effek-

ten av energitilskuddsordningen på resultatjustering, men også bredere undersøke hvordan tilskuddsordninger generelt kan motivere selskaper til å engasjere seg i resultatjustering for å oppfylle ulike kvalifikasjonskrav.

Basert på dette har vi kommet fram til følgende problemstilling:

Hvilken sammenheng er det mellom tilskuddsordninger og resultatjustering?

Studien benytter energitilskuddsordningen for å undersøke problemstillingen nærmere. Vi tilbyr et unikt perspektiv på forskningsområdet på flere måter. Selskapene er i all hovedsak private, noe som skiller seg fra tidligere forskning hvor feltet primært fokuserer på offentlige selskap. Vår forskning bringer dermed nye perspektiver til fagfeltet. Vi har tilgang til unike data fra private selskap som mottok strømstøtte, noe som gir oss en spesiell mulighet til å utforske hvordan selskapene kan ha tatt i bruk resultatjustering for å oppnå tilskudd. Dermed bidrar vår forskning til å videreutvikle litteraturen om resultatjustering ved å utforske nye aspekter.

Studien benytter et datasett fra energitilskuddsordningen.no som viser alle selskaper som mottot støtte gjennom denne ordningen. Perioden for vårt studie varer fra 2015 til 2022, hvor 2022 er hendelsesåret. Siden vi opererer med laggede variabler vil vi benytte enkelte variabler fra 2014. Vi har derfor valgt å ikke inkludere selskaper som ikke eksisterte i 2014. Det totale utvalget av de 3 189 selskapene som mottok støtte gjennom energitilskuddsordningen endte på 2012.

Denne masteroppgaven er strukturert i syv kapitler. Kapittel 1 tar for seg bakgrunnens for oppgavens tema og dens relevans for fagfeltet. Oppgavens problemstilling vil også utledes her. I kapittel 2 gir vi en oversikt over energitilskuddsordningen, og går dypere inn i forskriften for strømstøtte og lånegarantiordningen. Kapittel 3 tar for seg teori og tidligere relevante studier for område. Vi tar da for oss regnskapsjustering og mislighetstriangelet, før vi går videre til tidligere litteratur og utledning av hypotesene. I kapittel 4 går vi videre til metode, hvor vi beskriver datasettet og valg av modeller som skal benyttes for å besvare hypotesene. Kapittel 5 presenterer studiens resultater og analyser hvor vi videre i kapittel 6 diskuterer resultatene i sammenheng med kapittel 3. Til slutt runder vi av oppgaven med konklusjon hvor vi kommer med avsluttende kommentarer, svakheter, implikasjoner og forslag til videre forskning.

2 Bakgrunn og kontekst

Strømkrisen rammet norske selskap og privatpersoner hardt i 2022. Men for å forstå hvorfor krisen ble til, må vi mer enn ett tiår tilbake i tid. Selv om strømkrisen i stor grad var et norsk og europeisk problem, startet det hele med en naturkatastrofe i Japan. Et kraftig jordskjelv ved østkysten av øya og en påfølgende tsunami førte til massedestruksjon av flere byer, og over 18 000 døde. Blant de ruinerte bygningene var blant annet Fukushima atomkraftverk. Kraftverket eksploderte etter vanninntaket tsunamien påførte. Tysklands regjering så denne katastrofale hendelsen og bestemte seg umiddelbart for å stenge ned sine atomkraftreaktorer. I 2011 var landet ledende på kjernekraftverk med over 300 reaktorer. Halvparten av disse ble samme år avsluttet, med de resterende planlagt avsluttet i påfølgende år. Tyskland, og resten av Europa, har etter dette vært avhengig av Russlands olje og gass energi for å dekke sitt energiforbruk. Det å være avhengig av Russland for store deler av sitt strømforbruk, skulle i ettertid vise seg å være en dårlig idé.

Over tid har Norge hatt en av de laveste strømprisene i Europa, men i slutten av 2021 og utover 2022 havnet det norske folk og næringslivet under en presset situasjon hvor det ble unormalt høye strømpriser både i Norge og i Europa. Økte priser på gass og kull, påvirkninger fra krigshendelser, og værforhold som påvirket vannmengden i reservoarer er faktorer som har påvirket strømprisene i Norge. Videre har prisene på CO₂-kvoter økt, noe som påvirker kraftprisene i Europa. Norge, som er en del av det nordiske og europeiske kraftmarkedet, påvirkes også av disse faktorene, selv Norge ikke bruker gass- eller kullkraft direkte (Statnett, 2022).

Som et svar til de høye strømprisene la regjeringen fram en tiltakspakke med blant annet en energitilskuddsordning og lånegarantier for næringslivet. Dette ble sagt å skulle hjelpe om lag 20 000 bedrifter i områder med høye strømpriser. Tiltakspakken består av fire grep; 1. Bedre fastprisavtaler, 2. Energitilskuddsordning, 3. Lånegarantiordning, 4. Bygge ut mer fornybar kraft. (Regjeringen, 2022).

Tilskuddsordningen la til rette for at selskap med for høye strømkostnader kunne få noe av dette dekket av staten. Kravet var at strømkostnadene måtte utgjøre minst 3% av selskapets ordinære omsetning ved første halvår i 2022 (Regjeringen, 2022). Selskap som oppfylte vilkårene, ville få 25% av strømkostnadene finansiert når strømprisene var høyere enn 70 øre for månedene oktober til desember. Det ble i tillegg inkludert en høyere støtteordning til selskap som valgte å investere i enøk-tiltak, der 45% av strømkostnadene ble dekket av staten ved en strømpris høyere enn 70 øre, istedenfor 25%.

Regjeringen beskrev energitilskuddsordningen som et nødvendig tiltak for å redde bedrifter og arbeidsplasser for det norske folk (Regjeringen, 2022). Likevel er det enkelt å forestille seg bedrifter som utnytter statens gavmildhet gjennom resultatjustering.

2.1 Forskriften for strømstøtte til næringslivet

2.1.1 Innledende vilkår

Forskriften er anvendelig for bedrifter som betaler skatt til Norge, enten for hele eller deler av virksomheten. For å kvalifisere seg for mottak av strømstøtte må foretaket ha vært registrert senest 31. desember 2021 jf. § 2-5. Foretak som ikke kvalifiserer seg for støtten er spesifisert i forskriftens § 2-8. Det er også en spesifikk omsetningsgrense for ideelle organisasjoner, som må ha en omsetningen på minst 50 000 kroner for å være kvalifisert.

I tråd med næringslivets kompensasjonsordning, må bedriften må ha betalt alle skatter og avgifter som forfalt før 15. november 2022, samt innsendt skattemeldingen og årsregnskapet.

Foretaket må sende inn energikartlegging før søknaden om strømstøtte kan behandles, jf. § 2-3. Denne skal gi en oversikt over hvilke energibærere foretaket benytter, mengden energi som benyttes og kostnader knyttet til energibruken fordelt på energibærere. Foretaket skal deretter ha minimum tre aktuelle tiltak for å redusere energibruken, som skal indentifiseres og settes opp i en prioritert rekkefølge.

2.1.2 Materielle vilkår for strømstøtte

Strømintensitet i første halvår

Strømstøtten gjelder for foretak som hadde en strømintensitet på minimum 3% i løpet av første halvdel av 2022, jf. § 2-1, første ledd. Det vil si, strømkostnadene må utgjøre 3% av foretakets omsetning. Strømintensitet for en gitt periode beregnes gjennom foretakets kostnader til strøm og fjernvarme for perioden, jf. § 1-8 andre ledd, dividert med foretakets omsetning for perioden, jf. § 1-8 første ledd. Kun fakturerte utgifter tas med i denne beregningen. Fakturaer som opprinnelig er utstedt til et annet foretak og deretter viderefakturert til søkeren, kvalifiserer ikke som grunnlag for å søke om støtte, jf. § 2-10 (2). Videre, hvis et foretak formelt er registrert som sluttbruker av strømmen eller fjernvarmen, men faktisk viderefakturerer disse kostnadene til de egentlige brukerne (eks. Leietakere), er det foretakets ansvar å sørge for at eventuell mottatt støtte etter forskriften kommer de reelle sluttbrukerne til gode.

Begrensninger ved utbytte

Foretak som har mottatt strømstøtte, kan ikke foreta utdelinger av utbytte eller andre disposisjoner som faller inn under forskriftens § 2-7 annet ledd. Dette gjelder fra datoen forskriften trådte i kraft, frem til 31. desember 2023, jf. § 2-7 første ledd. Foretak som ønsker å utdele utbytte eller andre disposisjoner, må først tilbakebetale mottatt tilskudd i sin helhet. Dersom foretaket velger å utbetale utbytte eller andre disposisjoner som innebærer en omgåelse av § 2-7, første til tredje ledd, skal det mottatte tilskuddet tilbakebetales etter reglene i § 5-3, jf. § 2-7, fjerde ledd.

2.1.3 Beregning av strømstøtte

Størrelsen på mottatt tilskudd avhenger av om de faller inn under støttrinn 1 eller 2. Ifølge forskriftens § 3-1, første ledd må foretaket ha gjennomført energikartlegging, jf. § 2-3, for å motta tilskudd under begge støttrinnene. Tilskudd under støttrinn 1 bestemmes ved å multiplisere antallet kWh foretaket har brukt på strøm og fjernvarme med 0,25 og med støtteberettiget pris på strøm i kroner per kWh fratrukket 0,7 kroner, jf. § 3-1, andre ledd. Ifølge tredje ledd, beregnes tilskudd under støttrinn 2 som summen av:

- a Foretakets forbruk av strøm for fjernvarme i antall kWh multiplisert med 0,45 og med støtteberettiget pris på strøm i kroner per kWh fratrukket 0,7 kroner, og
- b Budsjettert investeringskostnad for energiltaket/-ene som bedriften har forpliktet seg til å gjennomføre

Foretaket må gjennomføre minst ett energiltak for å kunne motta tilskudd under støttrinn 2. Det er satt en maksimal grense på fem millioner kroner for tilskudd til et enkelt foretak eller konsert, jf. § 3-3 og 3-4 syvende ledd.

2.2 Lånegarantiordningen

I tillegg til energitilskuddsordningen har stortinget vedtatt en lånegarantiordning i regi av energitilskuddsordningen, godkjent av EFTAs overvåkningsorgan ESA. Ordningen var operativ mellom 09.11.2022 til mars 2023. Gjennom denne ordningen vil staten stille som garantist for 90% av summen i nye lån fra banker til virksomheter som under normale markedsforhold ville vært lønnsomme, men som møter en umiddelbar mangel på likviditet på grunn av høye strømkostnader.

Den totale grensen for ordningen er satt til én milliard kroner, og midlene ble tildelt finansinstitusjoner basert på innsendte søknader. Ordningen var, i likhet med energitilskuddsordningen, begrenset til virksomheter som hadde en strømintensitet på minst 3% i første halvdel av 2022. Det maksimale lånebeløpet som kunne innvilges var på 50 millioner kroner for hvert selskap eller konsern. Ordningen var bare tilgjengelig for virksomheter lokalisert i strømprisområder der gjennomsnittsprisen per kWt for månedene juli til september 2022 være minst dobbelt så høy som i samme periode året før.

3 Teori, litteratur og utledning av hypotese

Resultatjustering er avvik fra regnskapsreglene og balanserte estimater gjort på en bevisst måte (Kinserdal, 2017). En av de mest vidt brukte definisjonene på resultatjustering kommer fra Healy & Wahlen (1999):

“Earnings management occurs when managers use judgement 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”.

Definisjonen omfatter all form for resultatjustering, fra små justeringer som er innenfor regnskapslovens regler til regnskapsmanipulasjon i så stor grad at det kan ansees som regnskapssvindel. Ved bruk av ordet "dømmekraft" mener Healey og Wahlen at handlingen må være bevisst, definisjonen dekker derfor ikke feil eller ubevisste handlinger. Om regnskapsmanipulasjonen som forskes på i denne avhandlingen utføres bevisst eller ikke, er generelt vanskelig å fastsette. Vår oppgave tar derfor utgangspunkt i at all form for manipulasjon går under definisjonen på resultatjustering.

Litteraturen dekker flere taktikker benyttet ved utførelse av resultatjustering. Det er her verdt å nevne "smoothing" og "big bath". Smoothing tar sikte på å jevne ut resultatet over en lengre periode. Tanken bak er at stabile inntekter blir sett på som en bra ting av interessenter (Petersen et al., 2017). Big bath kan tenkes som en reset knapp, hvor avskrivninger, nedskrivninger samt periodiseringer økes betraktelig i et regnskapsår. Kostnadene økes derfor i et år, for at fremtidige år skal være mindre påvirket. Taktikken benyttes av blant annet nye ledere i selskap som ønsker å fremstå mer vellykket

3.1 Regnskapsbasert resultatjustering

Nyere forskning rundt resultatjustering fordeles i to hovedgrupper; «accrual-based earnings management» og «real earnings management», oversatt til regnskapsbasert- og aktivitetsbasert resultatjustering (Walker, 2013).

Det er i tillegg verdt å nevne en mindre representert form for resultatjustering innen litteraturen, "Classification Shifting". Metoden benyttes ved å omklassifisere kostnader som "spesielle kostnader" når de i all hovedsak er ordinære (McVay, 2006). Ordinære kostnader er definert som vare-, generelle- og administrative kostnader. Dette er kostnader som omfatter "kjernen" av selskapet, og vil for investorer ha større betydning enn engangskostnader eller spesielle kostnader (Fan et al., 2010). Ved å omklassifisere disse kostnadene som engangskostnader eller "spesielle" kostnader, kan dette påvirke verdien til selskapet. Som eksempel har vi Borden Inc som ble dømt av SEC for å ha klassifisert 192 millioner dollar i

markedsføringskostnader som restruktureringskostnader (McVay, 2006).

Regnskapsbasert resultatjustering endrer på regnskapsposter gjennom utnyttelse av regnskapsreglenes fleksibilitet for å oppnå spesifikke mål. Her har vi eksempler som endring av avskrivningsmetode for eiendeler, utsettelse av nedskrivninger samt for tidlig inntektsføring av kredittsalg (Zang, 2012). Regnskapsloven og dens prinsipper setter begrensninger for utøvelse av denne formen for resultatjustering. Regnskapsestimater og tall er det eneste som blir påvirket, metoden har derfor ingen innvirkning på kontantstrøm.

Ifølge Xie (2001) kan regnskapsbasert resultatjustering deles inn i unormale (discretionary) og normale (non-discretionary) periodiseringer. Normale periodiseringer er periodiseringer som oppstår naturlig i regnskapet uten noen form for resultatjustering. Er resultatjustering lik null, vil normale periodiseringer være det samme som totale periodiseringer (Walker, 2013). Jones modellen bygger på denne forutsetningen, hvor totale periodiseringer kalkuleres ut fra en forutsetning av hva normale periodiseringer skal være (Jones, 1991). Et avvik vil da signalisere resultatjustering.

Aktivitetsbasert resultatjustering har, til forskjell fra regnskapsbasert resultatjustering, en innvirkning på kontantstrømmen. Zang (2012) definerer aktivitetsbasert resultatjustering på følgende måte: «Real activities manipulation is a purposeful action to alter reported earnings in a particular direction, which is achieved by changing the timing or structuring of an operation, investment, or financing transaction, and which has suboptimal business consequences.»

Aktivitetsbasert resultatjustering benytter reelle aktiviteter til å endre på regnskapstall for å oppnå mål. Baber et al. (1991) var en tidlig bidragsyter til emnet hvor forskningen viser klare tegn på aktivitetsbasert resultatjustering, her gjennom kutt i balanseposten FoU for å øke nettoinntekt. Salgsinntekter kan manipuleres ved å gi midlertidige rabatter for å øke antall solgte varer. Samtidig kan kostnader reduseres ved å overprodusere varer, som på den måten oppnår lavere kostnad per enhet (Roychowdhury, 2006).

Forskning viser at resultatjustering forekommer i praksis, men i hvilken grad er vanskelig å anslå. 375 CFO-er i amerikanske selskap mener at 30% av ikke-noterte selskaper og 20% av noterte selskaper til en viss grad tar i bruk resultatjustering (Dichev et al., 2013). Samtidig viser en analyse av selskapene på NYSE at gjennomsnittlig 4% har foretatt resultatjustering hvert år (Zakolyukina, 2018). Sammenlignet med Dichev et al. (2013) kan 4% virke noe lavt, men dette er bare selskapene som har blitt oppdaget og korrigert. Bare de færreste tilfellene av resultatjustering blir oppdaget, offentlig kjent og/eller etterforsket (Kinserdal, 2017). Det er derfor grunn til å anta at andelen er større enn 4%.

Valg av resultatjusterings-metode kan ved flere tilfeller bli sett på som en balansegang mellom hva som er mest kostnadseffektivt (Zang, 2012). Under en kapitalforhøyelse benytter

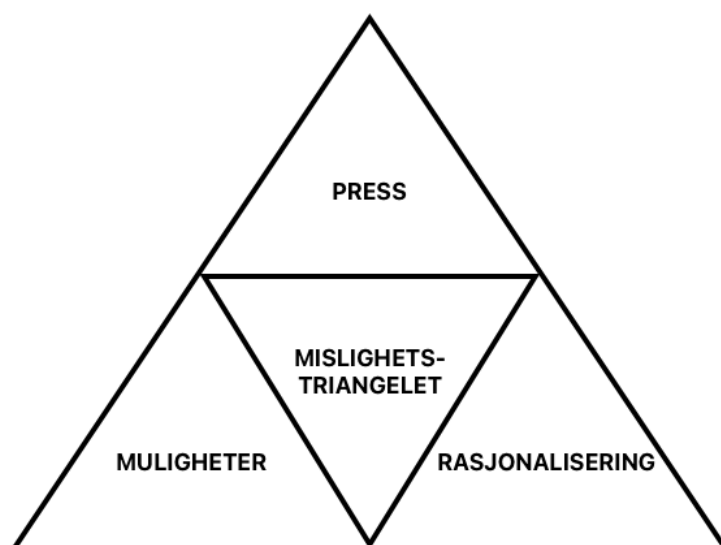
selskaper begge former for resultatjustering, der det avgjørende for hvilken metode som blir brukt er den tilhørende kostnaden (Cohen & Zarowin, 2010). Graham et al. (2005) viser til samme funn i sin kvalitative studie, selskap tar i bruk begge metodene. Metodevalg i ulike selskap vil derfor ikke være ensidig, men avhenge av hva som er mest kostnadseffektivt. Kostnad er her en betegnelse for hendelser som fører til lavere regnskapskvalitet. Cohen & Zarowin (2010) benyttet i sin studie revisorkjennetegn og sannsynligheten for å bli saksøkt som kostnadsgrunnlag.

Til tross for funnene presentert i avsnittet over, vil denne oppgaven kun undersøke selskapers bruk av regnskapsbasert resultatjustering. Studiens kontekst gjør regnskapsbasert resultatjustering til den mest aktuelle formen å se på. Benyttede modeller er videreutviklinger fra tidligere nevnte Jones-modellen, som er godt etablert i litteraturen.

3.2 Mislighetstriangelet

Skal resultatjustering finne sted, må visse forutsetninger være oppfylt. Mislighetstriangelet, som fremhever faktorene press, mulighet og rasjonalisering, bidrar til å forklare hvorfor noen velger å manipulere regnskapet. Forutsetningene tjener som de underliggende årsaker til resultatjustering, og peker på hvorfor resultatmanipulering oppstår. Opprinnelig ble mislighetstriangelet introdusert av kriminolog Donald R. Cressey, hvor det først startet som en generell teori for bedrageri. I senere tid ble triangelet dratt inn i det økonomiske feltet av Steve Albrecht for å forklare bakgrunnen til økonomisk kriminalitet (Homer, 2019). Konseptet mislighetstriangelet tilbyr et perspektiv for å forstå faktorene som driver individer til å begå bedrageri. Elementene er alltid til stede, enten bedrageriet skjer mot et selskap, slik som underslag av ansatte, eller på vegne av et selskap, som bedrageri utført av ledelsen (Albrecht et al., 2008). Selv om mislighetstriangelet opprinnelig beskriver forutsetninger for at bedrageri skal skje, kan det også anvendes som grunnlag på hvorfor resultatjustering har skjedd. De underliggende vilkårene kan ansees som relevante for manipulasjon av regnskap, som understreker triangelets overførbarhet. Bedrageri utført av ledelsen kan regnes som en form for regnskapsmanipulasjon, og passer derfor inn i mislighetstriangelets rammeverk.

Figur 1: Mislighetstriangelet



Notat: Mislighetstriangelet ble skapt av kriminolog Donald R. Cressey og viser det han mente var de tre avgjørende faktorene som er tilstede når bedrageri blir utført.

Press

All form for bedrageri har et bakteppe der opplevd press er en underliggende faktor (Albrecht et al., 2008). Schuchter & Levi (2016) avdekker i sin empiriske studie blant straffedømte innen næringslivet, opplevd press som den største faktoren for hvorfor bedrageri utføres. Her finner vi urimelige forventninger fra ledelsen, aksjemarkedet eller andre tredjeparter som de vanligste formene for opplevd press. Albrecht et al. (2008) er rask med å påpeke betegnelsen "opplevd" som viktig i denne sammenhengen. Hva som oppleves som press vil ikke være likt for alle, satt i kontekst er det derfor viktig å understreke betydningen av forholdene rundt.

Mulighet

Mulighet er en vesentlig faktor i en hver kriminell handling. Ekstreme eksempler som en bank med dårlig sikkerhet kan for noen bli betegnes som en mulighet. Denne studien er litt mindre ekstrem (trenger enda ord), hvor mulighet vil som eksempel være regnskapslovens rammeverk som muliggjør resultatjustering eller selskap med få ansatte og svak internkontroll. Det er større sannsynlighet for resultatjustering i selskap der mangel på internkontroll er høy. Litteraturen nevner her svak sikkerhets- og autorisasjonskontroll som de mest relevante risikofaktorene (Schuchter & Levi, 2016). Små selskap har vanligvis relativt enkle internkontroller, noe som skaper muligheter for å utnytte selskapet (R. Othman & Ameer, 2022). Samtidig viser forskning en høyere risiko for svindel blant små foretak da de ikke har samme ressurser som store foretak. Her siktes det spesielt til sofistikerte sikkerhetskontroller

og revisjonsprosedyrer (Johnson & Rudesill, 2001). Videre viser forskning hvordan små selskap har en finansiell ulempe sammenlignet med store foretak, som gjør risikoen for svindel høyere (R. Othman et al., 2020).

Disse er med på å øke muligheten for misligheter. Risikofaktorene vil være redusert i godt organiserte og strukturerte selskap. Som oftest er det her snakk om de større selskapene, mens mindre selskap med få ansatte vil ha færre kontrollrutiner og sjekkpunkt mellom ulike verdiledd i selskapet. Mulighet for resultatjustering kan derfor være større i små enn store organisasjoner (Albrecht et al., 2008).

Rasjonalisering

Rasjonalisering er tankegangen som finner sted både hos enkeltpersoner og innad organisasjoner. En kriminell handling blir her bortforklart eller unnskyldt med tanker som "alle selskap tar i bruk resultatjustering" (Albrecht et al., 2008). På denne måten blir rasjonaliseringen anvendt som en form for "tillatelse".

3.3 Insentiver

Skal resultatjustering finne sted, må insentivene til å utføre resultatjustering være til stede. Hensikten bak dette er som regel å sikre en fordelaktig vinning, som fører til økonomiske gevinster, enten det er for enkeltpersoner eller for selskapet som helhet. For å avgjøre om det eksisterer en risiko for resultatjustering, bør man være oppmerksomme på ledelsens motivasjoner. Ifølge Giroux (2004) kan motivene fordeles inn i følgende grupper:

1. Resultatjustering for å maksimere verdien for eierne
2. Resultatjustering for å maksimere personlig vinning for ledelsen.

Resultatjustering for å maksimere verdien til eierne henger ofte sammen med heving av inntekter og kapital for å sikre en bedre posisjon i aksjemarkedet, eller ved sammenslåinger og oppkjøp. Likevel kan det å minske inntektene også være til fordel for eierne gjennom reduksjon i skattebyrden, økning i mottatte subsidier, en nedgang i konkurransen på grunn av færre nye aktører i markedet eller reduserte utgifter i lønn og godtgjørelser (Petersen et al., 2017).

Resultatjustering med sikte på å øke ledelsens personlige vinning, er ifølge Petersen et al. (2017) ofte er linket til insentivordninger som bonuser. Bonusene knyttes vanligvis til selskapets inntekter eller aksjekurser, og kan anvendes for å redusere virkningen av konflikten mellom eier og leder (prinsipal-agent-problemet). Samtidig er det med på å sikre at ledelsens mål stemmer overens med eierens. Ledelsen kan også ha egne grunner til å utføre resultatjustering. Dette kan for eksempel være å dekke over dårlige resultater for å fremstå mer lønnsom enn hva virkeligheten tilsier. Tidligere studier undersøker også ledelsens in-

sentiver til å utføre resultatjustering på bakgrunn av kompensasjonsordninger, og om disse ordningene faktisk direkte fører til resultatjustering. Healy (1985) og Holthausen et al. (1995) konkluderer i sine studier med det samme, ledelsen gjennomfører nedgående resultatjustering i tilfeller hvor bonuser har nådd toppen. Samtidig finner DeAngelo (1988) bevis på at ledere under press benytter seg av fleksibiliteten i regnskapsprinsippene for å fremstille egne prestasjoner i et positivt lys ovenfor aksjonærene, i tilfeller hvor toppledelsen konfronteres med risikoen for å miste jobbene sine.

Insentivene til å utføre resultatjustering kan være forskjellige mellom private, ikke-noterte selskaper og børsnoterte selskaper. Coppens & Peek (2005) viser til at der offentlige selskaper kan være drevet av behovet for å overgå kapitalmarkedets forventninger, kan private selskaper være mer påvirket av å justere resultatet for å forhindre rapportering av små underkudd. Dette indikerer at selv i fraværet av kapitalmarkedspres, kan andre interne faktorer motivere private selskaper til å utføre resultatjustering.

Flere studier har undersøkt hvordan kapitalmarkedets forventninger til regnskapstall fungerer som insentiv for resultatjustering. Kasznik & McNicholas (2002) finner i sin studie en høyere grad av periodiseringer blant offentlige selskaper som har møtt prognoserte resultat, som videre forventes å ha en positiv effekt på aksjeavkastning. Resultatene støttes videre av DeGeorge et al. (1999), som finner unormalt høye inntekter rapportert av selskaper, med mål om å møte eller overgå analytikerens prognoser.

3.3.1 Effekten av gjeldsgrad og likviditet på resultatstyring.

Dersom et selskap ikke har tilstrekkelig med likvide midler i reserve, kan dette gi insentiver til å tøyne reglens grenser gjennom resultatjustering. Hvordan et selskap er økonomisk strukturert kan skape insentiver som fører til resultatjustering. Dersom et selskap har behov for lån eller annen form for frisk kapital, kan man for eksempel manipulere regnskapet sitt for å kvalifisere seg til opptak av lån, samt å få lånet sitt billigst mulig ved gode lånebetingelser. I Othman & Zeghals (2006) studie undersøkte de faktorer som kan påvirke regnskapsjustering i de to forskjellige sosioøkonomiske miljøene Frankrike og Canada. Funnene gav bevis for at insentivene for regnskapsjustering for spesielt franske selskaper var spesifikt linket til å unngå høye lånekostnader som blir utgitt av banken ved usikkerhet rundt selskapets økonomi. Rodríguez-Pérez & van Hemmen (2010) ser i likhet med Othman & Zeghal på sammenhengen mellom låneopptak og resultatjustering. Deres funn tilsier en økning i resultatjustering blant selskaper med større andel gjeld. Videre kommer de frem til at diverse betingelser i lånekontraktene kan gi insentiver til å øke sine inntekter for å komme seg innenfor de kravene som kreditorene har satt.

I likhet med Othman & Zeghals (2006) og Rodríguez-Pérez & van Hemmen (2010), ser også Gombola et al. (2016) på sammenhengen mellom gjeld og regnskapsjustering, med likviditet

som ekstra variabel. Studien undersøker effekten av gjeldsgrad og likviditet på resultatjustering ved amerikanske kommersielle banker over perioden fra 1999 til 2013. Resultatene til Gombola et al. (2016) viser en signifikant negativ sammenheng mellom grad av resultatjustering og likviditetsgrad, noe som indikerer at jo mer et selskap driver med resultatjustering, desto lavere er selskapets likviditet. Resultatene viser derimot en betydelig positiv sammenheng mellom likviditet og resultatjustering i perioden etter finanskrisen. Bankene med lavere likviditet ble hindret fra å drive med resultatjustering av myndighetene, som videre peker på økt oppmerksomheten blant selskaper med lav likviditet for å begrense muligheten til å manipulere inntektene, spesielt etter finanskrisen. Moghaddam & Abbaspour (2017) utforsker samme område hvor resultatene talte for at høyere finansiell giring og likviditet har en signifikant positiv effekt på resultatjustering. Her vil muligheten for bruk av unormale periodiseringer øke.

3.3.2 Statlig støtte og resultatjustering

Statlige støtter kan forekomme i flere former, som for eksempel refusjoner av merverdiavgift, refusjoner av selskapsskatt, diverse tilskudd til teknologi og innovasjon eller andre statsstyrte initiativer som har til hensikt å påvirke samfunnets økonomi. Denne studien ser hovedsakelig på direkte utbetalte statlige støtter, i dette tilfellet utbetalinger av kontanter og/eller lånegarantiordninger.

Ifølge tidligere litteratur skaper statlige subsidier sterke insentiver blant selskaper. Mottak av tilskuddene har betydelige implikasjoner for selskapenes fremtidige verdier og bistår de som står ovenfor kapitalrestriksjoner (Claro, 2006). Forskning viser til selskaper som benytter nedadgående resultatjustering for å kvalifisere seg til statlige subsidier. Jones (1991) belyser hvordan eksplisitt bruk av regnskapstall i reguleringen av importlettelse skaper incentiver for ledere til å justere inntektene nedover. Dette bidrar til økt sannsynlighet for oppnåelse av importlettelse samt utvidelse av omfanget for den innvilgede lettelsen. Dette perspektivet er ytterligere utforsket av Lim & Matolcsy (1999) og Navissi (1999), som utvider diskusjonen til å omfatte priskontroller i Australia og New Zealand, i motsetning til Jones' (1991) fokus på importlettelse. De understreker insentivet til resultatjustering som et svar på regulatoriske endringer og på den måten tillot selskaper å søke om prisøkninger ved dokumentasjon av økonomiske utfordringer. Disse utfordringene ble demonstrert gjennom overdrivelse av økonomiske vanskeligheter ved å enten overvurdere utgifter eller undervurdere inntekter. Jo lavere et selskaps rapporterte inntekter var, desto større var sannsynligheten for godkjente søknader.

Jones' (1991) resultater støtter hypotesen om at selskaper benyttet inntektsreducerende periodiseringer under undersøkelser av importlettelse. Lignende funn av Lim & Matolcsy (1999) og Navissi (1999) indikerer nedadgående resultatjustering blant selskaper som var gjenstand for offentlig høring. Lim & Matolcsy (1999) konkluderer med at deres resultater hovedsakelig

er drevet av regnskapsmessige valg foretatt av ledelsen. Dette understreker betydningen av å forstå sammenhengen mellom regulatoriske rammebetingelser og selskapenes regnskapspraksis, og hvordan dette kan påvirke både selskapets strategiske beslutninger og regulatoriske tiltak.

Litteraturen om offentlig finans og økonomisk politikk finner interessante paralleller mellom energitilskuddsordningen og den finanspolitiske desentraliseringen i forskjellige geografiske kontekster, særlig i Kina. Dette gir innsikt i hvordan selskaper endrer oppførsel i forhold til regnskapsjustering når myndighetene engasjerer seg ved å tilby attraktive goder som subsidier i form av kontanter.

En nøkkelkomponent i denne diskusjonen er hvordan bedrifter tilpasser sin oppførsel og regnskapspraksis i lys av offentlige tilskuddsordninger. Studier, slik som Wang & Wang (2013), antyder et fravær av nødvendig støtte til bedrifter i nød kan eskalere økonomiske utfordringer på kort sikt, som potensielt kan lede til lokal økonomisk ustabilitet, konkurser, og økende arbeidsledighet. Dette understreker betydningen av målrettet og effektiv subsidieutdeling.

Videre bidrar forskningen til Jiang et al. (2018) og Zhao et al. (2019) med verdifull innsikt i forholdet mellom bedrifters regnskapspraksis, spesielt nedgående resultatjusteringer, og mottak av statlige subsidier. Jiang et al. (2018) identifiserer en signifikant positiv korrelasjon mellom nedgående resultatjusteringer og mottak av statlige subsidier, med funn som tyder på at politiske tilknytninger kan spille en kritisk rolle i å sikre offentlige midler for underpresterende selskaper, mens vellykkede bedrifter ofte overses.

Zhao et al. (2019) bekrefter disse funnene gjennom sin studie av kinesiske offentlige nyttebedrifter, hvor de observerer at praksisen med nedgående resultatjusteringer ofte belønnes med økt offentlig støtte, spesielt i form av politiske subsidier rettet mot å støtte svakere enheter. Disse studiene illustrerer hvordan politisk innflytelse og strategisk regnskapsjustering kan påvirke selskapers evne til å motta statlig støtte, noe som igjen har betydelige implikasjoner for økonomisk stabilitet og rettferdighet i subsidiefordelingen.

3.3.3 Resultatjustering under økonomisk press

Litteraturen har i stor grad sett på endring i mikroøkonomiske forhold, mens de makroøkonomiske faktorene holdes konstante (Kjærland et al., 2020). Økonomiske kriser som blant annet Covid pandemien har i nyere tid gitt økt oppmerksomhet som mulig insentiv. Konklusjonene rundt temaet har dog vært tvetydig.

Arthur et al. (2015) argumenterer for at EU selskap har høyere rapporteringskvalitet og mindre resultatjustering under finanskrisen i 2008 enn før. Cimini (2014) ser på privateide selskap i EU og kommer til en nokså lik konklusjon, majoriteten av landene i studien opplever

en reduksjon i resultatjustering i 2008. Nasjonale lover kan være en viktig faktor når en ser på differanse blant land. Mer spesifikt kan grad av investorbeskyttelse ha en stor påvirkning. Leuz et al. (2003) påpeker dette i studien som ser på resultatjustering på tvers av landegrensene i Europa. Blant annet finner resultatene Norge som et av landene med lavest grad av resultatjustering med tilhørende konklusjon at landet har høy grad av investorbeskyttelse. Studiene viser en til dels samlet konklusjon, økonomiske kriser øker ikke grad av resultatjustering. Ahmad-Zaluki et al. (2011) er av den oppfatning at dette skyldes mangel på insentiv. Ledere har ikke behov for å endre på negative resultat da markedet er mer aksepterende for dårlige prestasjoner.

Habib et al. (2013) ser på resultatjustering blant finansielt pressede selskap i New Zealand under finanskrisen. Landet opplevde i denne perioden flere konkurser innenfor finanssektoren, noe som gjorde situasjonen spesielt kritisk. Blant de observerte selskapene finner artikkelen tendenser til negativ resultatjustering, men uten markant endring under finanskrisen. DeAngelo et al. (1994) tar utgangspunkt i økonomisk pressede selskap på NYSE. Artikkelen har ikke økonomisk krise som makroøkonomisk variabel, men studiets resultat står i stil med Habib et al. (2013). Selskap under press har en tendens til å redusere inntekt gjennom negativ resultatjustering og unormale nedskrivninger. Intuitivt kan en tenke at ledere i pressede situasjoner vil velge å oppjustere inntekt for å minske dårlige resultat. Studiene viser her at ledere i større grad velger å stå i resultatet eller til en viss grad forverrer situasjonen. DeAngelo et al. (1994) mener reforhandling av kontrakter med kreditorer, staten og/eller ledelsen er forklaringen.

Studier med fokus på Norske selskap er knapp. Kjærland et al. (2020) ser på Norske oljeselskaps sammenheng mellom resultatjustering og priskrakken i 2014. Artikkelen finner en signifikant økning i regnskapsbasert resultatjustering etter prissjokket. Studiet mener selskapene har tatt i bruk strategien "big bath" som mekanisme for å påvirke resultatet i negativ retning. Filip & Raffournier (2014) finner på sin side en klar trend til mindre resultatjustering under en økonomisk krise. Utgangspunktet var 16 europeiske land under finanskrisen i 2008. Norge var her et av landene som viste klare tegn på økt rapporteringskvalitet under krisen, sammenlignet med før krisen.

3.4 Utledning av hypoteser

Presentert teori i kapittel 2 viser hvordan eksisterende litteratur gir motstridende synspunkter angående resultatjustering. Utledning av hypoteser må derfor gjennomføres med bakgrunn i tidligere forskning kombinert med en grad av intuisjon.

Oppgaven tar utgangspunkt i et datasett bestående i all hovedsak av private selskaper. Her skiller vi oss fra det meste av tidligere forskning, som hovedsakelig tar i bruk offentlige selskap. Resultatjustering med Norge som empirisk setting er og uvanlig. Tidligere nevnte Leuz

et al. (2003), har funn som tyder på lav grad av resultatjustering sammenlignet med resten av Europa. Filip & Raffornier (2014) er av samme oppfatning om Norge, og viser til mindre resultatjustering i landet under finanskrisen i 2008. Kjærland et al. (2020) har motstridende synspunkt, og finner en økning i regnskapsbasert resultatjustering for norske oljeselskap under oljepriskrakken. Forskning utenfor Norge viser samme resultat (Habib et al. 2013; DeAngelo et al. 1994), hvor økonomiske pressede selskap benytter inntektsreducerende resultatjustering som middel for å påvirke regnskapet.

Vi ser altså variert svar på hva en kan forvente av resultatjustering. Likevel tillegger subsidieordningen et ekstra insentiv som må vektlegges tilstrekkelig. Tidligere forskning er samstemte i påvirkningskraften dette kan ha på grad av resultatjustering, hvor det vises til en signifikant korrelasjon (Jiang et al. 2018; Zhao et al. 2019). Studiene er riktignok foretatt i Kina, men skaper bevisgrunnlag for denne oppgavens utgangspunkt; selskap har tatt i bruk resultatjustering for å få tilgang til subsidieordningen. Mer spesifikt ser vi i likhet med Jiang et al. (2018) og Zhao et al. (2019) på inntektsreducerende resultatjustering da dette vil være mest påfallende for vår studie. Med bakgrunn i dette presenterer vi følgende hypoteser:

Hypotese 1: Selskap som har mottatt støtte fra energitilskuddsordningen, har en økning i resultatjustering i 2022 sammenlignet med foregående år.

De klart største mottakerene av energitilskuddsordningen finner vi innenfor hotell- og eiendomssektorene. Ashari et al. (1994) undersøkte hvordan selskap innenfor disse sektorene utnyttet resultatjustering, sammenlignet med andre sektorer. Resultatene viste en trend til høyere resultatjustering innenfor hotell- og eiendomssektorene kontra sammenligningsgrunnlaget. Her var "smoothing" utpekt som benyttet metode. Turner & Guilding (2011) identifiserer motivasjonen blant hotellsektoren for å utøve resultatjustering ofte er drevet som kostnadsføring av eiendeler for å øke skattefradragene. Videre viser Esteban & Devesa (2011) at ledere i hotellbransjen ikke var likegyldige til resultatutfallene og hadde evnen til å manipulere fortjeneste og inntektsfall.

Som nevnt er majoriteten av selskapene som mottok strømstøtte gjennom energitilskuddsordningen var innen hotell- og eiendomsnæringen, og basert på tidligere studier og diskusjon har vi kommet fram til følgende hypotese:

Hypotese 2: De fem sektorene som mottok mest støtte fra energitilskuddsordningen, har en større økning i resultatjustering i 2022 sammenlignet med andre sektorer.

Selskap under økonomisk press vil ha større nytte av subsidieutdeling enn andre. Vi har tidligere sett hvordan resultatjustering er benyttet for å oppnå bedre lånebetingelser blant pressede selskap (Othman & Zeghal, 2006). Rodríguez-Pérez & van Hemmen (2010) er av samme oppfatning, hvor en økning i gjeldsgrad kan føre til en økning i resultatjustering. Vi har og sett hvordan likviditetsgrad kan ha samme påvirkning, der selskap med lav likviditets-

grad viser en større tendens til resultatjustering (Gombola et al., 2016).

Intuisjon tilsier en større grad av resultatjustering for selskap under økonomisk press. Tidligere nevnte studier har dog funnet inntektsøkende resultatjustering, grad av relevans for denne oppgaven kan derfor diskuteres. Likevel viser tidligere forskning at resultatjustering benyttes av selskap under økonomisk press. Muligheten subsidieordningen skaper, tilsier derfor en økning av resultatjustering, selv om denne i så tilfelle vil være inntektsreducerende. Med dette som bakgrunn presenterer vi følgende hypotese:

Hypotese 3: Selskap med lavest likviditetsgrad (av de) som mottok støtte fra energitilskuddsordningen, har en større økning av resultatjustering i 2022 sammenlignet med resterende selskap.

Det antydes at selskapets størrelse kan være en signifikant faktor i forekomsten av svindel, der små selskaper som ofte opererer med svakere interne kontroller og enklere regnskapspraksiser, opplever en høyere frekvens av svindel sammenlignet med større selskaper (Othman & Ameer, 2022). Ifølge Johnson & Rudesill (2001) kan den økte sårbarheten i mindre selskaper delvis forklares av mangel på de omfattende sikkerhetskontrollene, og revisjonsprosedyrer som er mer vanlige i større selskaper. Videre forsterkes risikoen av det faktum at små selskaper ofte har en finansiell ulempe som gjør dem mer tilbøyelig til å engasjere seg i regnskapsjustering for å oppnå økonomiske fordeler (R. Othman et al., 2020). Dermed er det sannsynlig at regnskapslovens rammeverk, kombinert med svak internkontroll i små selskaper, skaper et miljø hvor svindel ikke bare er mer mulig, men også potensielt mer sannsynlig.

Denne hypotesen bygger på at "mulighet" er en kritisk faktor i slik atferd og tidligere forskning understøtter idéen om at interne svakheter kan øke risikoen for svindel, og kan overføres til regnskapsjustering. Vi har dermed utledet følgende hypotese.

Hypotese 4: Vi kan observere en høyere økning av resultatjustering blant de mindre selskapene som mottok støtte gjennom energitilskuddsordningen i 2022, sammenlignet med de større selskapene.

4 Metode

4.1 Datainnsamling

For å utføre denne studien, er det viktig å først definere det spesifikke hendelsestidspunktet – i dette tilfellet den signifikante økningen i strømpriser som inntrådte mot slutten av 2021, mer spesifikt i desember. Vurderingen av bedrifters berettigelse til strømstøtte ble foretatt basert på deres regnskaper for 2022. Følgelig, har vi besluttet å ekskludere regnskapsdata fra 2021 fra hendelsestidspunktet og vil utelukkende fokusere på regnskapsdata fra 2022. Den valgte foregående perioden for denne studien strekker seg fra 2015 til 2021. Innsamlede data fra denne perioden vil muliggjøre en sammenligning av paneldata før og under implementeringen av energitilskuddsordningen. Valg av perioden er basert på et ønske om å få størst mulig datamengde samtidig som man opprettholder majoriteten av bedriftene som mottok subsidier. Dette ledet til et endelig utvalg av bedrifter som ble vurdert passende, gitt studiens omfang og de innhentede dataenes relevans.

Studien bygger på sekundærdata samlet i et datasett bestående av informasjon innhentet fra Energitilskuddsordningen og Brønnøysundregisteret. Informasjon om bedrifter som mottok subsidier er offentlig og ligger tilgjengelig på energitilskuddsordningens hjemmeside (Energitilskuddsordningen, 2023). Datasettet vi hentet inn regnskapstallene fra er utviklet og gjort tilgjengelig av Wahlstrøm (2022). Datasettet omfatter alle ukonsoliderte årsregnskaper for private og offentlige norske aksjeselskaper, og strekker seg fra 2006 til 2022. Datasettet er unikt og tilbyr et rikt antall observasjoner for særlig små og mellomstore aksjeselskaper. Med dette datasettet fikk vi innhentet alle relevante regnskapstall som vi trengte til å føre inn i de utvalgte forskningsmodellene. På grunn av størrelsen i datasette, ble det nesten umulig å innhente relevant regnskapstall for hånd. vi skrev derfor en python-kode der organisasjonsnummer og tilhørende regnskapstall automatisk ble uthentet fra Wahlstrøms datasett.

Datasettet fra energitilskuddsordningen presenterer en omfattende oversikt over alle bedrifter som mottok støtte i løpet av 2022, og det opprinnelige utvalget bestod dermed av 3 189 selskaper. Vår første vurdering var å begrense fokuset til de 200 selskapene som mottok mest støtte, da disse tilfellene kunne tilby dypere innsikt i påvirkningen til støtteordningen. Imidlertid, med tilgang til Wahlstrøms (2022) datasett, som tillot automatisk innhenting av regnskapsdata, innså vi verdien i å inkludere hele det opprinnelige utvalget i analysen. Valget ble også motivert av et ønske om å minimere potensiell skjevhet i vårt datasett. Vi erkjente at finansielle forhold varierer betydelig mellom ulike bransjer, noe som kunne føre til misvisende konklusjoner hvis ikke et bredere utvalg ble undersøkt. Ved å inkludere et større spekter av selskaper, kunne vi sikre en mer nyansert og representativ forståelse av sammenhengen mellom energitilskuddsordningen og resultatjustering i næringslivet.

Når det gjelder sammensetningen av utvalget, dominerte private, ikke-noterte aksjeselskaper,

mens to selskap var offentlige selskaper listet på Oslo Børs. Offentlig noterte selskaper er pliktige til å utgi kvartalsvise finansielle rapporter, noe som gir en mer hyppig innsikt i deres økonomiske situasjon. På den andre siden, leverer ikke-noterte selskaper hovedsakelig årlige finansielle rapporter. Siden det er tydelig at børsnoterte selskaper var mer sjeldne mottakere av strømstøtten, påvirket dette vår metodiske tilnærming. Vi valgte derfor å basere vårt utvalg på årlige observasjoner per selskap, fremfor kvartalsvise.

Opprinnelig skulle selskapene i vårt utvalg bidra med 28 701 observasjoner fordelt over 3 189 selskaper. Vi tar i bruk laggede variabler i modellene, som gjør data fra 2014 nødvendig. Med bakgrunn i manglende regnskapstall fra dette året, måtte vi derfor ekskludere 1 163 selskaper fra analysen. 14 selskap har i tillegg blitt fjernet grunnet manglende data fra et eller mer regnskapsår under relevant tidsperiode. Dette er gjort for å skape et balansert paneldatasett. Etter justeringen for fraværet av disse selskapene, består datasettet av årlige observasjoner som totalt utgjør 16 096, fordelt på 2 012 selskaper. Reduksjonen sikrer at analysen baseres på selskaper med fullstendig data over den relevante tidsperioden, noe som styrker påliteligheten til funnene som trekkes fra studien.

Table 1: Antall Observasjoner

Selskap som mottok strømstøtte	3 189
Selskap ikke etablert før 2015	1 163
Selskap fjernet grunnet manglende data	14
Selskap inkludert i datasett	2 012
Totale observasjoner	16 096

Notat: Tabell viser grunnlag for datasett. Mangel på relevant regnskapstall gjorde at 1177 selskap ble fjernet. Totale antall observasjoner er på 16 096.

4.2 Valg av modeller

For å teste våre hypoteser anvender vi forskjellige modeller for unormale periodiseringer som er godt anerkjent innen akademisk forskning. Intuisjonen for disse regresjonsanalyser er at periodiseringer som ikke lar seg forklare gjennom selskapsspesifikke kjennetegn, betraktes som unormale periodiseringer. Disse kan oppstå som følge av utilsiktet feiltolkning eller bevisst manipulasjon av resultatene.

I denne oppgaven fokuserer vi på totale periodiseringer for å beregne unormale periodiseringer. Felles for anvendte modeller er at de bruker totale periodiseringer som avhengig variabel, hvor totale periodiseringer er netto inntekter fratrukket kontantstrøm fra operasjonell drift. Totale periodiseringer blir vanligvis delt inn i to grupper: normale- og unormale periodiseringer. Unormale periodiseringer er justert i finansiell rapportering, og går utover det som er nødvendig for å nøyaktig vise et selskaps faktiske økonomiske ytelse. Normale

periodiseringer er de som følger naturlig av regnskapssyklusen og reflekterer de faktiske økonomiske hendelsene uten ledelsens diskresjonære innflytelse (P. Dechow et al., 2010). Dechow & Dichev (2002) og Francis et al. (2005) understreker betydningen av å vurdere både normale- og unormale periodiseringers påvirkning på de totale periodiseringene. Dette hjelper med å bedre forstå de underliggende driverne bak periodiseringenes kvalitet og hvordan de kan påvirke tolkningen av et selskaps finansielle rapporter. Spesielt peker større standardavvik i residualene på potensielle utfordringer med periodiseringenes kvalitet, noe som kan være en indikasjon på ledelsens forsøk på å manipulere inntektene gjennom skjønnsmessige regnskapsvalg (P. Dechow et al., 2010).

Litteraturen viser til flere ulike tilnærminger for måling av regnskapsbasert resultatjustering. Dechow et al. (1995) evaluerer i sin studie flere ulike metoder for å identifisere resultatjustering. Her finner vi blant annet Jones-modellen (1991) som er en av de mest anvendte innenfor litteraturen. Modellen forsøker å kontrollere for effekten av endringer i en virksomhets økonomiske forhold på normale periodiseringer, at de altså ikke blir manipulert fra ledelsens side (P. Dechow et al., 1995). Videre har Dechow et al. (1995) utviklet en utvidet versjon kjent som den modifiserte Jones-modellen (1995). Endringen er utformet for å eliminere den antatte tendensen hos Jones-modellen til å måle unormale periodiseringer med feil når det utøves skjønnsvurdering over inntekter (P. Dechow et al., 1995). Den reviderte modellen inkluderer altså en vurdering av skjønnsmessige aspekter ved inntekter for å gi en mer nøyaktig indikasjon på manipulering av regnskapet, spesielt gjennom feilaktige fremstillinger av netto kundefordringer. Dette skyldes at den opprinnelige Jones-modellen inkluderer endringer i kredittsalg som en bestemmende faktor for normale periodiseringer, noe som resulterer i fjerning av unormale periodiseringer. For å minimere dette problemet foreslår Dechow et al. (1995) at kontantinntekter brukes i stedet for rapporterte inntekter (P. M. Dechow et al., 2012).

Dechow et al. (1995) sammenligner flere modeller som omhandler måling av resultatjustering, inkludert arbeidet av Healy (1985), DeAngelo (1986), den opprinnelige Jones-modellen (1991), den modifiserte Jones-modellen (1995) og industrianalysemetoden foreslått av Dechow, Sloan & Sweeney (1995). Studien konkluderer med at den modifiserte Jones-modellen stod frem som den mest treffsikre metoden for å identifisere resultatjustering. Til tross for dette, understreket Dechow et al. (1995) at ingen av modellene er gode på å identifisere resultatjustering der omfanget av manipulasjon er lavt.

På grunnlag av denne konklusjonen har vi valgt å ta i bruk den modifiserte Jones-modellen (1995) som skal benyttes til å besvare de utledende hypotesene.

Modell (1) kan formuleres slik:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_3 \left[\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right] + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Hvor:

TA_{it} Totale periodiseringer i år t for selskap i . Utrechnet som netto inntekter fratrukket kontantstrøm fra operasjonell drift.

ΔREV_{it} Endringer i inntekter fra år $t - 1$ til år t for selskap i .

ΔREC_{it} Endringer i kundefordringer fra år $t - 1$ til år t for selskap i .

PPE_{it} Brutto "property, plant and equipment" i år t for selskap i .

A_{it-1} Laggede totale eiendeler for år t for selskap i .

ε_{it} Feilleddet i år t for selskap i .

i 1, ..., n firma-indeks

t 1, ..., T_i , årsindeks inkludert estimeringsperiode for selskap i

Kothari, Leone & Wasley (Kothari et al., 2005) foreslår en modell som utvider den modifiserte Jones-modellen (1995) ved å inkludere avkastning på eiendeler (ROA) som en ekstra variabel. Kothari et al. (2005) har i sin modell prøvd å kontrollere for effekten av et selskaps ytelse på målte diskresjonære avsetninger ved å inkludere ROA som variabel. Motivasjonen for å benytte ROA som variabel fremfor andre variabler er todelt. Basert på tidligere forskning og modellene til Dechow et al. (1998) og Barber & Lyon (1996) viser Kothari et al. (2005) til at sammenligning basert på driftsyttelse som er lik ROA, generelt sett er bedre enn sammenligning basert på andre variabler.

Modell (2) (Kothari-modellen) kan formuleres på følgende måte:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_3 \left[\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Hvor:

ROA_{it} Netto inntekt etter skatt justert for laggede totale eiendeler i år t for selskap i .

De gjenværende variablene i modell (2) er tidligere definert.

I likhet med Kothari et al. (2005), har også Larcker & Richardson (2004) utviklet den modifiserte Jones-modellen (1991) med en litt annen tilnærming. Ved å legge til kontantstrøm fra operasjonell drift som en forklarende variabel unngås bekymringen om at modellene

med skjønnsmessige periodiseringer er feilspesifiserte for firmaer med ekstrem ytelse (Cimini, 2014; P. M. Dechow et al., 2012). De legger også inn «book-to-market ratio» (BM) som variabel i sin modell. BM måles som forholdet mellom bokført verdi av egenkapital til markedsverdien av egenkapital. Den er inkludert som en proxy for forventet vekst i selskapets operasjoner, hvor det antas å se store periodiseringer for voksende selskaper (Larcker & Richardson, 2004). Vårt datasett inneholder i all hovedsak unoterte aksjeselskaper, vi har derfor valgt å fjerne BM som variabel i modellen. Inspirert av Larcker & Richardson (2004) har vi valgt å inkludere kontantstrøm fra operasjonell drift, samt beholde ROA som variabel. Dette følger anbefalingen til Dechow, Sloan & Sweeney hvor ROA benyttes som kontroll for selskapsytelse. Imidlertid sier Dechow et al. (2012) at samtidig som bruk av ROA reduserer feilspesifikasjon i utvalg med ekstrem ROA, overdriver den feilspesifikasjoner i utvalg med ekstrem firmastørrelse.

Modell (3) kan presenteres på følgende måte:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_3 \left[\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 OCF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Hvor:

OCF_{it} Kontantstrøm i år t for selskap i .

De gjenværende variablene i modell (3) er tidligere definert. Hypotese 1 testes ved hjelp av metodikk fra tidligere studier

Modell 1 til 3 blir alle brukt til å besvare hypotese 1. Ved å videre teste hypotese 2 til 4 vil vi kun benytte modell 3. Hypotese 1 testes ved hjelp av metodikk fra tidligere studier som Kjærland et al. (2020), Patten & Trompeter (2003) og Han & Wang (1998). Han & Wang (1998) tar i bruk kvartalsvise dummyvariabler hvor de to hendelseskvartalene er lik 1, og lik 0 ellers. Den samme metoden bruker Kjærland et al. (2020), som henter inspirasjon fra Han & Wang (1998). I vårt tilfelle rapporterer de aller færreste kvartalsvise rapporter, og må benytte oss av årsrapporter. Vi kan dermed se på Patten & Trompeter (2003) som bruker året 1984 som en dummyvariabel, som har en verdi lik 1 ved observasjoner i 1984, og 0 ellers. For å teste våre hypoteser må vi formulere en rekke dummyvariabler. For hypotese 1 bruker vi dummyvariabelen SUB_PERIOD for å teste inntektsreduserende resultatjustering blant selskapene som mottok støtte fra energitilskuddsordningen i 2022.

Her gjør vi samme som Patten & Trompeter (2003) hvor vi har SUB_PERIOD som hendelsesåret og er lik 1 dersom selskapet mottok støtte fra energitilskuddsordningen i 2022, og 0 ellers.

$$DA_{it}(1 - 3) = \beta_1 SUB_PERIOD + \sum FIRM_CONTROL \quad (4)$$

DA(1-3) refererer til "discretionary accruals", og viser verdien av standardavviket til residualene fra modell (1) - (3), som er proxyene for resultatjustering. Verdiene til de estimerte unormale periodiseringene er satt som absoluttverdier. Vi legger til et sett med kontrollvariabler på selskapsnivå, som er navngitt FIRM_CONTROL i modellen.

Kontrollvariabler er tatt med i analysen for å eliminere muligheten for at forholdet mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene skyldes eksterne tredjepartsvariabler som ikke er inkludert i studien. Det er oftest selskaper som presterer dårlig som kan ha tendens til å justere resultatet (Lassoued & Khanchel, 2021). Vi har dermed valgt å gå for både ROA, som beregnes ved å dele netto resultat med totale eiendeler, og operasjonell kontantstrøm for å måle. Vi har i tillegg valgt å ta med tap som binær variabel, som er lik 1 dersom selskapet har en negativ netto inntekt, og 0 ellers. Videre har vi selskapsstørrelse (SIZE), som er beregnet som logaritmen av totale eiendeler. Den siste kontrollvariabelen er revisjonskvalitet. Vanligvis blir denne beregnet som "big 4", men i Norge er BDO også å anse som en av de store. Vi har derfor valgt å beskrive variabelen som BIG5, og inkluderer selskaper som blir revidert av Ernst & Young, KPMG, PWC, Deloitte og BDO. Variabelen BIG5 er en binær variabel, som har verdien 1 dersom selskapet blir revidert av en av de fem store, og 0 ellers.

Hypotese 2 blir testet ved å ta i bruk en bransje-basert dummyvariabel for å se på resultatjustering på bransjenivå. For å finne de spesifikke næringskodene i Norge fra de næringene vi har i vårt datasett, refererer vi til den norske standard for næringsgruppering (SN2007) som er en klassifisering av ulike typer virksomheter, som bygger på EUs tilsvarende standard (NACE Rev.2). Vi har valgt å dele det opp i de fem bransjene som mottok mest støtte fra energitilskuddsordningen, der de resterende selskapene havner i en egen kategori.

Vi har dermed følgende modell:

$$DA_{it}(3) = \beta_1 TOP_SECTOR + \sum FIRM_CONTROL \quad (5)$$

Som forklart tidligere bruker vi bare modell (3) for å videre teste hypotese 2-4. $DA(3)_{it}$ er da verdien av standardavviket til residualene fra modell (3). Vi ekspanderer dermed modell (4) og legger inn bransjespesifikke dummyvariabler. Her er verdien lik 1 dersom selskapet er innenfor de spesifikke bransjene, og vil være 0 ellers. Eksempelvis er TOP_SECTOR lik 1 dersom selskapet opererer innenfor en av bransjene som mottok mest støtte fra energitilskuddsordningen. Merk at selskapene som ikke opererer innen noen av bransjene ovenfor er innbakt i modellen, slik at alle dummyvariablene vil være lik 0 dersom selskapet ikke opererer innenfor de spesifikke bransjene. Vi inkluderer samme kontrollvariabler på selskapsnivå som modell (4).

Hypotese 3 ser på selskapene med svakest likviditet, og om dette eventuelt er en faktor som påvirker grad av resultatjustering. Vi tar her i bruk nøkkeltallet likviditetsgrad 1, beregnet ut

fra innhentet regnskapstall som forholdet mellom omløpsmidler og kortsiktig gjeld. Grensepunktet for hva som regnes som svak likviditet er satt med utgangspunkt i Proff.no. En likviditetsgrad 1 mellom 0,99 og 0,5 klassifiseres som svak, mens en likviditetsgrad $< 0,5$ er ikke tilfreds. Vår modell tar utgangspunkt i at alt under 1 anses som relevant. Vi har derfor generert en dummyvariabel med navn « $L1_{WEAK}$ », der selskap med likviditetsgrad 1 lavere eller lik 0,99 får en verdi på 1, og 0 ellers. Samme sett med kontrollvariabler blir brukt i modellen.

Modellen kan formuleres slik:

$$DA_{it}(3) = \beta_1 L1_{WEAK} + \sum FIRM_CONTROL \quad (6)$$

Siste hypotese ser på sammenhengen mellom selskapets størrelse og grad av resultatjustering. Størrelse finner vi ved å beregne gjennomsnitt av totale eiendeler til alle selskaper i datasettet. Modellen tar i bruk dummyvariabelen "SMALL", med verdi 1 for alle selskaper med mindre verdier enn gjennomsnittet. Resultatet vil vise grad av resultatjustering og om denne er positiv eller negativ basert på selskapets størrelse innenfor datasettet. Måling av selskapenes størrelse baseres på bokført verdi, og er tidligere benyttet i andre studier med de samme forskningsgrunnlag. Samme sett med kontrollvariabler blir brukt i modellen.

$$DA_{it}(3) = \beta_1 SUB_PERIOD + \beta_2 SMALL + \sum FIRM_CONTROL \quad (7)$$

4.2.1 Estimering

Det første steget til mål på regnskapsbasert resultatjustering er å beregne unormale periodiseringer. Dette gjør vi gjennom modell (1) til (3). Vi kjører deretter de unormale periodiseringene i en t-test for forskjell i gjennomsnitt hvor vi tester før-perioden mot subsidie-perioden. Ekstra analyse blir gjennomført hvor vi tar de unormale periodiseringene vi får av modell (1) til (3) inn som avhengig variabel i modell (4) til (7). Modell (4) blir kjørt for alle årene. For å justere for faste tidseffekter og industrieffekter blir det innført dummyvariabler i modellen for å kontrollere for dette. Modell (5) til (7) blir bare kjørt for året 2022 ved å benytte minste kvadraters metode (OLS) for å utforske forskningsområde og teste de de utledede hypotesene som er formulert i det foregående kapittelet.

Datasettet som er brukt i dette studien defineres som et balansert paneldatasett. Som Hamervold (2020) beskriver, følger paneldata enkelte enheter over flere tidsperioder. Det finnes to vanlige tilnærminger for å analysere paneldata, fixed effects (FE) og random effects (RE), som representerer forskjellige måter å håndtere uobserverte variabler på. Fixed effects-metoden kontrollerer for uobserverte egenskaper som er konstante over tid innenfor hver enhet, mens random effects-metoden antar at de uobserverte variablene ikke er korrelert med de observerte. For å avgjøre hvilken metode som er mest passende, brukes en Hausman-test. Null-

hypotesen sier at FE-estimatorene er effisiente estimatorer av de sanne parametere. Hvis dette stemmer, vil det ikke være noen systematisk forskjell mellom FE- og RE-estimatene, noe som gjør RE-estimatene foretrukket. Men hvis nullhypotesen forkastes, bør FE-estimatene anvendes i stedet (Hammervold, 2020).

I vår studie viser resultatene for hausman-testen en p-verdi på 0,000 for alle modellene som er testet. Valget faller da på fixed-effects-estimering. I vedlegget ligger Hausmann-testen for hver modell.

4.3 Variabler

Det viste seg å være vanskelig å direkte innhente variabelen for kontantstrøm fra operasjonelle aktiviteter (OCF) fra det opprinnelige datasettet, ettersom kontantstrømoppstillinger for de små og mellomstore selskapene ofte ikke er lett tilgjengelig informasjon, i motsetning til børsnoterte selskaper. For å beholde flest mulige selskaper i datasettet, og ikke bare ta med de selskaper som hadde denne informasjonen tilgjengelig, var det nødvendig å utregne denne variabelen selv. Gitt at selskapene i datasettet rapporterer sine årsregnskap i henhold til norske regnskapsstandarder og god regnskapsskikk (GRS), ble NRS(F) Kontantstrømoppstilling brukt som grunnlag for å konstruere OCF. Denne standarden er også sannsynlig den som selskapene selv følger når de utarbeider sine kontantstrømoppstillinger. På grunn av begrensninger i tilgjengelig informasjon, ble den indirekte metoden valgt for å beregne OCF, selv om dette krevde visse tilpasninger.

For å beregne kontantstrøm fra drift (OCF) på en nøyaktig måte tok vi ordinært resultat før skatt, justert for endringer i driftsrelevante poster og gevinst/salg av anleggsmidler. Vi la deretter til av- og nedskrivninger før vi trakk fra endring i arbeidskapital. Endringen i arbeidskapital har vi regnet ut som omløpsmidler fratrukket for kortsiktig gjeld. Beregningen krever data fra foregående år, og vi henter dermed data fra 2014.

Table 2: Variabeldefinisjoner

TA_{it}	Totale periodiseringer for selskap i , år t . Utregnet som netto inntekt etter skatt minus netto operasjonell kontantstrøm, som blir delt på laggede totale eiendeler i år t .
DA(1)	Unormale periodiseringer for modell (1), regens ut som verdien av standardavviket til residualene fra modell (1)
DA(2)	Unormale periodiseringer for modell (2), regens ut som verdien av standardavviket til residualene fra modell (2)
DA(3)	Unormale periodiseringer for modell (3), regens ut som verdien av standardavviket til residualene fra modell (3)
A_{it-1}	Laggede totale eiendeler for år t , selskap i .
ΔREV_{it}	Endring i inntekt fra år $t-1$ til år t . Deles deretter på laggede totale eiendeler i år t .
ΔREC_{it}	Endring i kundefordringer fra år $t-1$ til år t . Deles deretter på laggede totale eiendeler i år t .
PPE_{it}	Verdien av eiendom, anlegg og utstyr for selskap i , år t . Deles deretter på laggede totale eiendeler i år t .
ROA_{it}	Netto inntekter delt på laggede totale eiendeler i år t for selskap i .
OCF _{it}	Operasjonell kontantstrøm i år t for selskap i .
SIZE	Logaritmen av totale eiendeler
BIG5	Dummyvariabel. Lik 1 dersom selskapet blir revidert av et av de fem største revisjonsselskapene, 0 ellers.
LOSS	Dummyvariabel. Lik 1 dersom selskapet er en negativ netto inntekt, 0 ellers.
SUB_PERIOD	Dummyvariabel. Lik 1 dersom selskapet mottok støtte gjennom energitilskuddsordningen i 2022, 0 ellers.
TOP_SECTORS	Dummyvariabel. Lik 1 dersom selskapet opererer innen de fem sektorene som mottok mest støtte, 0 ellers.
L1_WEAK	Dummyvariabel. Lik 1 dersom selskapet har en likviditetsgrad på under 0,99, 0 ellers.
SMALL	Dummyvariabel. Lik 1 dersom selskapet har totale eiendeler under gjennomsnittet, 0 ellers.

5 Resultater

5.1 Deskriptiv statistikk

Tabell 3 viser deskriptiv statistikk for selskaper inkludert i vårt datasett. Panel A og B oppsummerer henholdsvis perioden før subsidiene ble utdelt og perioden da utdelingen av subsidier skjedde. Panel C viser t-tester for forskjeller i gjennomsnittet mellom periodene før og under. Den gjennomsnittlige inntekten for selskapene under utdelingsperioden var på 37,7 millioner kroner. Det er en oppgang fra gjennomsnittlig inntekt på 30,9 millioner kroner i før-perioden. Det vises også til en økning i totale eiendeler blant selskapene. I førperioden lå gjennomsnittet på 55,2 millioner kroner, mens i utdelingsperioden har gjennomsnittet økt til 71,3 millioner kroner. I motsetning til inntekter og totale eiendeler kan vi se en nedgående trend hos netto inntekter og ROA (avkastning på total kapital). Gjennomsnittlig netto inntekter har redusert mellom periodene. Under før-perioden var gjennomsnittlig netto inntekter på overkant av 1 million kroner, mens under utdelingsperioden ble den redusert til 691 tusen kroner. Gjennomsnittet av ROA har blitt redusert til 0,38 % fra før-perioden på 2,8 %. Videre kan vi se en økning i gjennomsnittlig operasjonell kontantstrøm. I før-perioden var gjennomsnittlig operasjonell kontantstrøm på 2,9 millioner mot 4,1 millioner under utdelingsperioden.

En t-test for forskjeller i gjennomsnitt mellom før-perioden og utdelingsperioden ble gjennomført i panel C for å se påvirkningen av de høye strømprisene på selskapene i vårt datasett. Her får vi også differansen og tilhørende t-verdi på inntekter, totale eiendeler, netto inntekter, ROA og operasjonell kontantstrøm. For inntektene viser t-testene en signifikant (på 5% nivå) økning på 6,7 millioner kroner. De totale eiendelene og operasjonell kontantstrøm hadde henholdsvis en økning på 16 millioner og 1,2 millioner kroner, der begge endringene er signifikante på 1 % nivå. Endringene i netto inntekter og ROA er det som er bemerkelsesverdig i sammenligningen. Netto inntekter viser en negativ endring på 336 tusen kroner og ROA med en nedgang på 2,41 %. Begge endringene er signifikante på henholdsvis 5 % og 1 % nivå.

Tabell 4 viser deskriptiv statistikk for variablene som inkluderes i modellene. Panel A og B representerer i likhet med tabell 3 henholdsvis før- og under utdelingsperioden. Nærmere undersøkelse av tabell 4 viser at minimums- og maksimumsverdiene til alle modellvariablene er like. Dette er grunnet bruk av winsorizing-metoden på 1 % nivå som reduserer ekstremverdiene til nærmeste 1 %. Dummyvariablene som brukes til å besvare hypotesene er ikke inkludert i modellen. Variablene er binære og inkluderes derfor ikke i den deskriptive statistikken for modellvariablene.

Table 3: Deskriptiv statistikk

Variable	Mean	Median	Std. Dev	Min	Max
<i>Panel A: Pre-Subsidy period (N = 14 084)</i>					
Revenue	30950,44	5931	128776,7	-22379,45	2869015
Total Assets	55229,02	9328,73	221064,5	-45,32	5226212
Net income	1027,29	159,78	5608,95	-19123,4	35979,69
ROA	0,0279	0,0211	0,1887	-0,8083	0,7825
Operating cash flow	2873,87	475,1	11988,64	-30585,18	84802
<i>Panel B: Subsidy period (N = 2012)</i>					
Revenue	37688,17	6749,01	147518,6	-9068,02	2552960
Total Assets	71270,59	10993,75	298469,5	0	5767248
Net income	690,97	90,64	6057,14	-19123,4	35979,69
ROA	0,0038	0,0109	0,1888	-0,8083	0,7825
Operating cash flow	4101,03	843,02	13780,78	-30585,18	84802
<i>Panel C: t-test for difference of means between pre-subsidy and subsidy-period</i>					
Variable	Mean pre-subsidy	Mean subsidy	Difference	t-value	
Revenue	30950,44	37688,17	6737,73	2,1237**	
Total Assets	55229,02	71270,59	16041,57	2,8993***	
Net income	1027,29	690,97	-336,32	-2,4843**	
ROA	0,0279	0,0038	-0,0241	-5,3623***	
Operating cash flow	2873,87	4101,03	1227,16	4,2112***	

Notat: Utvalget består av selskaper som mottok subsidier fra staten gjennom energitilskuddsordningen. Panel A representerer perioden før utdelingen av subsidiene og strekker seg fra 2015 – 2021. Panel B inneholder oppsummering av subsidieutdelingen i perioden 2022. Totale observasjoner er 16 096. Alle variabler unntatt ROA er i TNOK. Panel C representerer t-test for forskjell i gjennomsnittsverdiene mellom før-perioden og subsidieperioden. ***, **, * indikerer henholdsvis en signifikans på 1 %, 5 % og 10 %.

Table 4: Deskriptiv statistikk, modellvariabler

Variables	Mean	Median	Std. Dev	Min	1st Qu	3rd Qu	Max
<i>Panel A: Pre-subsidy period (N = 14 084)</i>							
TA _{it}	-0,0463	-0,0452	0,241	-1,0044	-0,1144	0,0196	0,9639
1/A _{it}	4,63E-07	1,12E-07	1,18E-06	1,13E-09	3,43E-08	3,44E-07	8,78E-06
ΔREV _{it} -ΔREC _{it}	0,0505	0,0073	0,434	-1,5099	-0,0352	0,0939	2,3257
PPE _{it}	0,5301	0,5238	0,3925	0	0,1749	0,8456	1,9918
ROA _{it}	0,0279	0,0211	0,1887	-0,8083	-0,0183	0,0822	0,7825
OCFit	2873,868	475,059	11988,64	30585,18	22,7885	2017,953	84802
DA(1)	0,0643	0,0602	0,0475	4,22E-06	0,0222	0,1003	0,3295
DA(2)	0,0825	0,0668	0,0806	0,0000	0,0351	0,0948	0,6344
DA(3)	0,0914	0,0626	0,1015	0,0000	0,0322	0,1040	1,0814
SIZE	16,094	16,04	1,8127	0,6932	14,92	17,22	22,37
BIG5	0,2954	-	0,4562	0	-	-	1
LOSS	0,3345	-	0,4718	0	-	-	1
<i>Panel B: Subsidy period (N = 2012)</i>							
TA _{it}	-0,0993	-0,0899	0,2477	-1,0044	-0,1738	-0,0088	0,9639
1/A _{it}	3,62E-07	9,49E-08	9,15E-07	1,13E-09	2,93E-08	2,97E-07	8,78E-06
ΔREV _{it} -ΔREC _{it}	0,1375	0,0273	0,4631	-1,5099	-0,0093	0,1995	2,3257
PPE _{it}	0,524	0,4897	0,3713	0	0,1601	0,8211	1,9918
ROA _{it}	0,0038	0,0109	0,18888	-0,8083	-0,0374	0,0625	0,7825
OCFit	4101,03	843,016	13780,78	-30585,18	130,241	3146,532	84802
DA(1)	0,0993	0,1021	0,0123	0,0373	0,0951	0,1071	0,1384
DA(2)	0,1219	0,0998	0,1016	0,000	0,0701	0,1344	0,7152
DA(3)	0,1252	0,0947	0,1123	0,0000	0,0624	0,1442	0,7591
SIZE	16,27	16,22	1,807	8,80	15,09	17,39	22,47
BIG5	0,2744	-	0,4463	0	-	-	1
LOSS	0,4021	-	0,4904	0	-	-	1

Notat: Panel A representerer perioden før utdelingen av subsidiene. Panel B inneholder oppsummering under perioden av subsidieutdelingen. OCF er oppgitt i TNOK. Begge panelene oppgir gjennomsnitt, median, standardavvik, minimumsverdi, 1. kvartil, 3. kvartil og maksimumsverdi.

Korrelasjonsmatrisen, presentert i Tabell 5, inneholder regresjonene med kontrollvariablene. Analyser viser at de primære variablene ofte har en positiv korrelasjon med proxyene for resultatjustering, og disse korrelasjonene er statistisk signifikante på 1 %-nivået. De fleste kontrollvariablene viser også en positiv korrelasjon med proxyene, unntatt ROA, som konsekvent viser en negativ korrelasjon for alle tre proxyene. Kontrollvariabelen BIG5 har en positiv korrelasjon for proxy 2 og 3, men denne er ikke statistisk signifikant. Studenmund (2014) mener verdien av en korrelasjonskoeffisient som overstiger 0,8 kan ansees som for høy.

Videre i analysen har vi foretatt en variance inflation factors test (VIF-test). Vi estimerte opprinnelig ligningene (4) - (7) ved hjelp av minste kvadraters metode (OLS). Vi kan se av vedlegget at multikollinearitet ikke påvirker regresjonsresultatene negativt. Ifølge Studenmund

(2014) er en grei tommelregel at VIF-verdier > 5 indikerer alvorlig multikolinnearitet. Ved undersøkelse gjennom VIF-test for hver uavhengig variabel, viser funnene relativt lave VIF-verdier, der ingen overstiger 5. Multikollinearitet er derfor ikke noe problem for modellene. Dette blir også bekreftet av korrelasjonsmatrisen.

Table 5: Korrelasjonsmatrise

	DA(1)	DA(2)	DA(3)	SIZE	ROA _{it}	OCFit	BIG5	LOSS	SUB_PERIOD	TOP_SECTORS	L1_WEAK	SMALL
DA(1)	1,000											
DA(2)	0,2025***	1,000										
DA(3)	0,1421***	0,7893***	1,000									
SIZE	0,1635***	-0,1942***	0,0654***	1,000								
ROA _{it}	-0,0624***	-0,3696***	-0,2472***	0,0318***	1,000							
OCFit	0,0731***	-0,0810***	0,4471***	0,3897***	0,0659***	1,000						
BIG5	-0,0085	0,0064	0,0061	0,0044	-0,0035	0,0029	1,000					
LOSS	0,0385***	0,4151***	0,2710***	-0,0942***	-0,5751***	-0,0949***	0,0017	1,000				
SUB_PERIOD	0,2499***	0,1551***	0,1091***	0,0337***	-0,0422***	0,0335***	-0,0145*	0,0486***	1,000			
TOP_SECTORS	0,2547***	0,0437***	-0,0170**	0,0287***	-0,0192**	-0,0501***	0,0056	0,0183**	-0,0002	1,000		
L1_WEAK	0,1669***	0,2119***	0,2166***	-0,0555***	-0,1502***	0,0959***	-0,0013	0,1408***	-0,0233***	0,1569***	1,000	
SMALL	-0,1172***	0,0492***	-0,2363***	-0,6718***	0,0099	-0,4053***	-0,0028	0,0354***	-0,0255***	0,0306***	-0,0017	1,000

Notat: ***, **, * indikerer henholdsvis en signifikans på 1 %, 5 % og 10 % nivå.

5.2 Resultat hypotese 1

Hypotese 1 blir testet ved bruk av modell (1) - (3). Vi kjørte modellene for før-perioden og perioden under utdelingen av subsidier hver for seg. Effektene kan på denne måten sammenlignes isolert. For å styrke påliteligheten til estimatene og samtidig ta hensyn til mulig variasjon, anvendte vi bootstrapping prosedyren med 10 000 repetisjoner, der hver repetisjon inneholdt 1000 utvalg. Dette tillot oss å beregne standardavviket til residualene, som deretter ble lagret som en unik variabel i absoluttverdi. Til slutt ble det gjennomført en t-test for å avdekke signifikante forskjeller i gjennomsnittsverdiene mellom de to periodene.

Basert på tallene i Tabell 6, avdekker de tre anvendte modellene en påfallende økning i standardavvikene til residualene i perioden under utdeling av subsidier i sammenligning med perioden før. Denne økningen tyder på en intensivering av inntektsmanipulasjon blant selskapene som mottok støtte gjennom energitilskuddsordningen. Videre ser vi en økning av resultatjustering mellom periodene som er signifikant på 1 % nivå for alle modellene. Resultatene betraktes som robuste ettersom de viser et enhetlig mønster av økt resultatjustering på tvers av alle de anvendte modellene i analysen. Innsiktene gir en indikasjon på at subsidier kan ha utilsiktede effekter på selskapenes atferd for finansiell rapportering.

Table 6: Resultatjustering for før og under utdeling av subsidier

Period	N	Modified Jones	Kothari	Larcker (modified)
Pre-subsidy	14 084	0,0643	0,0825	0,0914
Subsidy	2012	0,0993	0,1219	0,1252
Difference		-0,035	-0,0394	-0,0338
t-value		-72,0583***	-16,6446***	-12,7769***

Notat: Verdiene viser standardavvik til residualene fra Modifisert Jones (1995) $\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_3 \left[\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right] + \varepsilon_{it}$ (1). Kothari et al. (2005) $\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_3 \left[\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$ og Larcker & Richardson (2004) (Modifisert) $\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_3 \left[\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 OCF_{it} + \varepsilon_{it}$. Bootstrapping prosedyre ble anvendt med 10 000 repetisjoner med et utvalg på 1000 per repetisjon. En uavhengig t-test med ulike varianser ble gjennomført for forskjell i gjennomsnittsverdiene mellom før-perioden og subsidie-perioden. ***, **, * indikerer henholdsvis en signifikans på 1 %, 5 % og 10 % nivå.

Tabell 7 viser resultatene fra de grunnleggende regresjonsanalysene med kontrollvariabler, og utforsker subsidieutdelingens innvirkning på resultatjustering. Vi kjører tre regresjoner for hver måling av resultatjustering. Videre estimeres verdien av standardavviket til residualene fra modell (1) - (3), absoluttverdien av estimatene blir benyttet. Verdiene blir satt inn som avhengig variabel med kontrollvariabler og er beskrevet som DA (1) - (3).

Vi ser av tabell 7 at vår hovedvariabel (SUB_PERIOD) av interesse er positiv og signifikant på 1 %-nivå for alle tre modeller. I likhet med t-testen viser alle tre modeller en lik trend.

Dette bekrefter t-testen i forskjell av gjennomsnitt, og forsterker antydningen på at selskaper som mottok støtte gjennom energitilskuddsordningen engasjerte seg mer i resultatjustering sammenlignet med de foregående årene.

Alle kontrollvariablene er signifikante på 1 % nivå, med unntak av BIG5 som ikke er signifikante for noen av modellene. Operasjonell kontantstrøm og netto tap er ikke signifikante i DA(1), men er signifikante på 1 % nivå for DA (2) og (3). De to siste modellene viser til sterk forklaringsgrad, der verdien for alle tre modellene henholdsvis er 0,0823, 0,2122 og 0,3188.

Table 7: Regresjon med kontrollvariabler

Dependent variable: Absolute value of discretionary accruals (DA) from model (1) - (3)

Variables	DA(1)	DA(2)	DA(3)
Cons	0,0399*** (4,26)	0,0708 *** (3,60)	0,0804*** (3,65)
SUB_PERIOD	0.0319 *** (33,15)	0,0303*** (14,97)	0,0208*** (9,19)
SIZE	0,0016*** (2,94)	0,0006*** (0,47)	-0.00004*** (-0,01)
ROAit	0,0007 (0,40)	-0,0781*** (-20,75)	--0,0699*** (-16,59)
OCFit	0,0000** (2,12)	-0,0000*** (-2,73)	0.0000*** (50,19)
BIG5	-0,0008 (-1,33)	0,0005 (0,41)	0,00007 (0,05)
LOSS	0,0029 (3,90)	0,0394*** (25,51)	0,0357*** (20,68)
INDUSTRY_EFFECTS	YES	YES	YES
YEAR_EFFECTS	YES	YES	YES
R ²	0,0823	0,2122	0,3188
F-value (6, 16089)	80,12	98,81	140,01
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000

Notat: Resultatet i tabellen er absoluttverdien av standardavvik til residualene fra modell (1) - (3) benyttes som avhengig variabel, representert ved DA (1) - (3). Beskrevet som modell (4): $DA_{it}(1-3) = \beta_1 SUB_PERIOD + \sum FIRM_CONTROL$. Tall i parentes representerer t-verdien til koeffisienten over. ***, **, * indikerer henholdsvis en signifikans på 1 %, 5 % og 10 % nivå.

Absoluttverdien av unormale periodiseringer er satt inn som avhengig variabel i tabell 7. Unormale periodiseringer kan derfor gå i begge retninger. For å nærmere analysere retningen av resultatjustering blant selskaper, ble det anvendt en regresjonsmodell basert på ligning 4, hvor vi setter den virkelige verdien av de unormale periodiseringene fra modell (1) - (3) inn som avhengig variabel i modell (4) hver for seg. Tabell 8 viser resultatene fra denne analy-

sen. Det primære fokuset i denne undersøkelsen er imidlertid rettet mot dummyvariabelen SUB_PERIOD, som representerer året 2022 – det året subsidiene ble distribuert. Tabell 8 viser at koeffisienten for denne variabelen er negativ og statistisk signifikant på 1 % nivå, hvilket antyder en nedgående resultatjustering blant selskapene som mottok subsidier gjennom energitilskuddsordningen. Funnene støtter og bekrefter hypotese 1 om at selskaper har tatt i bruk nedgående resultatjustering under året hvor subsidiene ble distribuert.

Merk at ROA ikke er med i regresjonen. Dette er fordi ROA har en svært høy korrelasjon under regresjonen med virkelig verdi som avhengig variabel. Vi har derfor fjernet ROA som variabel under testinger for nedgående resultatjustering. Dette gjelder også for hypotese 3 og 4.

Table 8: Testing for nedgående resultatjustering

Dependent variable: Real value of discretionary accruals (DA) from model (1) - (3)

Variables	DA(1)	DA(2)	DA(3)
Cons	0.2077*** (32,36)	0.0986*** (9,32)	0.0741*** (6,69)
SUB_PERIOD	-0.0497*** (-29,28)	-0.0404*** (-14,22)	-0.0333*** (-11,18)
SIZE	-0.0161*** (-62,96)	-0.0066*** (-15,47)	-0.0039*** (-8,77)
OCFit	0,0000*** (10,39)	0.0000*** (4,53)	0.0000*** (81,61)
BIG5	0,0000 (0,01)	-0.00001 (-0,01)	-0.0001 (-0,06)
LOSS	0.0009*** (-6,73)	-0,1266*** (-84,21)	-0,1344*** (-85,33)
INDUSTRY_EFFECTS	YES	YES	YES
YEAR_EFFECTS	YES	YES	YES
R ²	0,2680	0,3285	0,4819
F-value (6, 16089)	197,27	263,24	499,73
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000

Notat: Resultatet i tabellen er fra regresjonen basert på modell (4), hvor virkelig verdi av unormale periodiseringer benyttes som avhengig variabel: $DA_{it}(1-3) = \beta_1 SUB_PERIOD + \sum FIRM_CONTROL$. Tall i parentes representerer t-verdien til koeffisienten over. ***, **, * indikerer henholdsvis en signifikans på 1 %, 5 % og 10 %.

5.3 Resultat hypotese 2

Hypotese 2 tester hvordan bransje påvirker grad av resultatjustering. De fem største sektorene blir sammenlignet med resten av utvalget i to forskjellige perioder, før subsidie og under subsidie perioden. Testen er utført ved hjelp av modell 3, som bygger på Larcker og

Richardsons' versjon av den modifiserte Jones-modellen. Vi har i likhet med hypotese 1 kjørt bootstrapping prosedyre med 10 000 repetisjoner. Færre observasjoner gjorde imidlertid at utvalget måtte reduseres fra 1000 til 300. Resultat fra kjøringen finnes i tabell 9. Panel A og B viser differansen i gjennomsnittlig standardavvik på residual for de to periodene og tilhørende t-test.

T-testen viser at differansen i gjennomsnittlige standardavvik på modellens residualer kun er signifikant på 10% nivå i begge periodene. Vi anser ikke denne differansen som signifikant da den er større enn 5% signifikansnivå. Modellen finner altså ikke en signifikant differanse i unormale periodiseringer når en sammenligner de fem største sektorene med resten av utvalget.

Disse funnene alene er ikke nok til å konstantere riktig konklusjon. Ved å sammenligne endring innad i gruppene for de to periodene med tilhørende t-test vil vi få et mer nyansert bilde på signifikansnivå. Som vi ser i Tabell 9, Panel C, viser t-testen signifikansnivå på 1% for både de fem største sektorene og for resten av utvalget. Vi observerer en signifikant økning av unormale periodiseringer innad i de to gruppene fra før-subsidie perioden til subsidie perioden. T-testene viser altså en ikke signifikant differanse mellom gruppene, men en signifikant differanse innad i gruppene. Vi observerer en økning av unormale periodiseringer for alle sektorer, der de fem største ikke er utslagsgivende.

Table 9: t-test for forskjell i gjennomsnitt - Sektor*Panel A: Pre-subsidy period*

	N	Mean
TOP_SECTORS	8 211	0,0902
Other sectors	5 873	0,0929
Difference		-0,0027
t-value		-1,5378*

Panel B: Subsidy period

	N	Mean
TOP_SECTORS	1 173	0,1214
Other sectors	839	0,1304
Difference		-0,009
t-value		-1,7420*

Panel C: t-test for increase in discretionary accruals

	Mean pre-sub	Mean sub	Difference	t-value
TOP_SECTORS	0,0902	0,1214	-0,0312	-9,2905***
Other sectors	0,0929	0,1304	-0,0375	-8,7840***

Notat: Verdiene viser standardavvik til residualene fra modell (3): $\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_3 \left[\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 OCF_{it} + \varepsilon_{it}$. Verdiene er estimert gjennom en bootstrapping prosedyre med 10 000 repetisjoner og et tilfeldig utvalg på 300 per kjøring. En uavhengig t-test med ulike varianser er så gjennomført for å sammenligne gjennomsnittlig standardavvik av residualen fra perioden før subsidieår og subsidie perioden (Panel A og Panel B). En uavhengig t-test med ulike varianser er videre utført for å teste signifikansen av forskjell i gjennomsnitt fra før subsidie perioden til subsidie perioden (Panel C). ***, **, * viser henholdsvis signifikansnivå på 1%, 5% og 10% nivå.

Hypotese 2 blir videre supplert med en regresjon for sektormodellen under subsidieåret, der absoluttverdien av unormale periodiseringer estimert fra modell tre benyttes som avhengig variabel. Resultatene er utledet i tabell 10. Regresjonsmodellens resultat finner, i likhet med Panel A og B i tabell 9, en ikke signifikant forskjell i de fem største sektorene sammenlignet med resten av utvalget. Koeffisientens t-verdi er her veldig lav, og er derfor ikke signifikant på noen nivå.

Oppsummert ser vi at hypotese 2 er motbevist. De fem sektorene som mottok mest strømtøtte, har ikke signifikant høyere grad av resultatjustering sammenlignet med resten av utvalget. Vi ser dog i likhet med hypotese 1, en signifikant økning av resultatjustering under subsidieåret for alle sektorer.

Table 10: Regresjon for sektormodell

Dependent variable: Absolute value of discretionary accruals (DA) from model (3)

Variables	Coefficient estimates	t-value
Cons	0.2629***	14,47
TOP_SECTORS	0.0033	0,92
SIZE	-0.0107***	-9,61
ROAit	-0.2539***	-21,76
OCFit	0.0000***	27,23
BIG5	0.0052	1,29
LOSS	0.0458***	10,15
Model statistics		
Observations	2,012	
R ²	0,4875	
Adjusted R ²	0,4860	
Residual Std. Error (df=2011)	0,08067	
F-value (10, 2001)	316,16	

Notat: Tabellen viser resultat fra estimert regresjonsmodell (5): $DA_{it(3)} = \beta_1 SUB_PERIOD + \beta_2 TOP_SECTOR + \sum FIRM_CONTROL$. Modell er kjørt for subsidieår 2022. ***, **, * viser signifikansnivå på henholdsvis 1%, 5% og 10% nivå.

5.4 Resultat hypotese 3

I henhold til dataene presentert i tabell 11, har vi undersøkt hvordan selskaper, med en likviditetsgrad under 1, forholder seg til unormale periodiseringer under distribueringen av subsidier. Dette er gjort ved å gjennomføre en t-test for forskjell i gjennomsnittet for unormale periodiseringer. Vi benytter bootstrapping prosedyren med 10 000 repetisjoner. I likhet med hypotese to har vi valgt å kjøre 300 utvalg per repetisjon grunnet et lavere antall observasjoner. Panel A illustrerer en tydelig differanse i gjennomsnittlig unormale periodiseringer mellom selskaper under likviditetsgrensen og de over grensen. Tilhørende t-verdier viser en signifikans på 1 % nivå. Videre, i Panel B ser vi en signifikant økning i gjennomsnittlige unormale periodiseringer under subsidieperioden sammenlignet med før-perioden, både for selskaper med svak og akseptabel likviditetsgrad. Begge forskjellene er signifikante på 1 % nivå, der t-verdien for selskaper med akseptabel likviditetsgrad er høyere, noe som tyder på en mer signifikant endring. Vi ser dog en høyere differansen for selskaper med svak likviditetsgrad enn for selskaper med akseptabel grad. Dette tyder på at selskaper med lavere likviditetsgrad har økt sine unormale periodiseringer mest i perioden under distribuering av subsidier.

Table 11: t-test for forskjell i gjennomsnitt - Likviditet*Panel A: Pre-subsidy period*

	N	Mean
Acceptable L1	9 293	0,0758
L1_WEAK	4 791	0,1215
Difference		-0,0457
t-value		-22,7843***

Panel B: Subsidy period

	N	Mean
Acceptable L1	1 397	0,1049
L1_WEAK	615	0,1714
Difference		-0,0665
t-value		-10,4746***

Panel C: t-test for increase in discretionary accruals

	Mean pre-sub	Mean sub	Difference	t-value
L1_WEAK	0,1215	0,1714	-0,0499	-8,0508***
Acceptable L1	0,0758	0,1049	-0,0291	-11,8567***

Notat: Verdiene viser standardavvik til residualene fra modell (3): $\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_3 \left[\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 OCF_{it} + \varepsilon_{it}$. Bootstrapping prosedyren ble anvendt med 10 000 repetisjoner med et utvalg på 300 per repetisjon. En uavhengig t-test med ulike varianser ble gjennomført for forskjell i gjennomsnittsverdiene mellom før-perioden og subsidie-perioden. ***, **, * indikerer henholdsvis en signifikans på 1 %, 5 % og 10 %.

I likhet med tidligere hypoteser kjører vi en regresjonsmodell der variabel av interesse og kontrollvariabler er inkludert. Resultatene indikerer at både konstanten og variablene L1_WEAK, SIZE, ROA og LOSS er statistisk signifikante på 1 % nivå. Vi ser at koeffisientene for SIZE og ROA er negative, samtidig som de resterende er positive. Interesseevariabelen L1_WEAK er positiv og signifikant, noe som bekrefter Panel B i t-test for forskjell i gjennomsnitt av unormale periodiseringer.

Table 12: Regresjonmodell for likviditet*Dependent variable: Absolute value of discretionary accruals (DA) from model (3)*

Variables	Coefficient estimates	t-value
Cons	0.2436***	13,43
L1_WEAK	0.0287***	7,21
SIZE	-0.0099***	-8,95
ROAit	-0.2422***	-20,80
OCFit	0.0000***	26,40
BIG5	0.0049	1,25
LOSS	0.0445***	13,43
Model statistics		
Observations	2 012	
R ²	0,5003	
Adjusted R ²	0,4988	
Residual Std. Error (df=2011)	0,07966	
F-value (6, 2005)	165,42	

Notat: Tabellen viser resultat fra estimert regresjonsmodell (6): $DA_{it}(3) = \beta_1 L1_{WEAK} + \sum FIRM_CONTROL$. Avhengig variabel er absoluttverdien av standardavvik til residualene fra modell (3). Modell er kjørt for subsidie år 2022. ***, **, * viser signifikansnivå på henholdsvis 1%, 5% og 10% nivå.

I likhet med hypotese 1 tar vi i bruk en regresjonsmodell der unormale periodiseringer er avhengig variabel, og de uavhengige variablene er kontrollvariabler. Modellen benytter realverdier for å undersøke retning på resultatjustering. Resultatene er utledet i tabell 13. Her fokuserer vi hovedsaklig på L1_WEAK og tilhørende fortegn, hvor vi finner en negativ koeffisient med et signifikansnivå på 1%. Dette antyder en nedgående resultatjustering blant selskaper som hadde svak likviditetsgrad og mottok subsidier gjennom energitilskuddsordningen. Funnene støtter dermed hypotesen om at vi kan se en større antydning til nedgående resultatjustering blant selskaper med svak likviditet under året subsidiene ble distribuert.

Table 13: Testing for nedgående resultatjustering - Likviditet*Dependent variable: Real value of discretionary accruals (DA) from model (3)*

Variables	Coefficient estimates	t-value
Cons	0,0316	0,92
L1_WEAK	-0,0345***	-6,70
SIZE	0,00045	0,31
OCFit	0.0000***	-20,21
BIG5	0.0032	0,61
LOSS	-0,1434***	-29,80
Model statistics		
Observations	2 012	
R ²	0,4282	
Adjusted R ²	0,4218	
Residual Std. Error (df=2011)	0,10346	
F-value (6, 2005)	67,32	

Notat: Tabellen viser resultat fra estimert regresjonsmodell (6): $DA_{it}(3) = \beta_1 L1_{WEAK} + \sum FIRM_CONTROL$. Avhengig variabel er virkelig verdi av standardavvik til residualene fra modell (3). Modell er kjørt for subsidie år 2022. ***, **, * viser signifikansnivå på henholdsvis 1%, 5% og 10% nivå.

5.5 Resultat hypotese 4

Hypotese 4 benytter samme bootstrapping prosedyre som de tre foregående testene, med samme antall repetisjoner og tilfeldige utvalg som hypotese 2 og 3. Som vi ser i tabell 14 viser gjennomsnittlig standardavvik for residualen en klar forskjell mellom store og små selskap i de to periodene. Store selskap har i før-subsidie perioden (Panel A) en høyere grad av unormale periodiseringer sammenlignet med små selskap. Panel B forteller oss at det samme er gjeldende for subsidie perioden.

T-test for de to periodene viser at differansen mellom store og små selskap er signifikant på 1% nivå. Resultat viser dog større grad av relevans i før-subsidie perioden i form av høyere t-verdi enn subsidie perioden.

Videre gir Panel C i tabell 14 et bilde på endringen i gjennomsnittlig standardavvik til residualen innad i de to gruppene med tilhørende t-verdi. Differansen i små selskaper for de to periodene er markant større enn for store selskap. Tilhørende t-verdi for differansen i unormale periodiseringer viser at denne er signifikant på 1% nivå for små selskap, mens den for

store selskap bare er relevant på 5% nivå. Vi ser altså en større økning i unormale periodiseringer fra før-subsidie perioden til subsidie perioden for små selskap, kontra store selskap.

Table 14: t-test for forskjell i gjennomsnitt - Størrelse

Panel A: Pre-subsidy period

	N	Mean
Big	2 159	0,1502
Small	11 925	0,0807
Difference		0,0695
t-value		22,4119***

Panel B: Subsidy period

	N	Mean
Big	363	0,1649
Small	1 649	0,1164
Difference		0,0485
t-value		7,1677***

Panel C: t-test for increase in discretionary accruals

	Mean pre-sub	Mean sub	Difference	t-value
Small	0,0807	0,1164	-0,0357	-12,7215***
Big	0,1502	0,1649	-0,0147	-2,1344**

Notat: Verdiene viser standardavvik til residualene fra modell (3): $\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_3 \left[\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 OCF_{it} + \varepsilon_{it}$. Verdiene er estimert gjennom en bootstrapping prosedyre med 10 000 repetisjoner og et tilfeldig utvalg på 300 per kjøring. En uavhengig t-test med ulike varianser er så gjennomført for å sammenligne gjennomsnittlig standardavvik av residualen fra perioden før subsidie år og subsidie perioden (Panel A og Panel B). En uavhengig t-test med ulike varianser er videre utført for å teste signifikansen av forskjell i gjennomsnitt fra før subsidie perioden til subsidie perioden (Panel C). ***, **, * viser henholdsvis signifikansnivå på 1%, 5% og 10% nivå.

Tabell 15 viser påvirkningen variabelen av interesse har på absoluttverdien av unormale periodiseringer. Koeffisienten for SMALL er negativ og statistisk signifikant på 1 % nivå. Dette bekrefter Panel B i tabell 14, som antyder at større selskap har en høyere grad av unormale periodiseringer enn små selskap. For å teste økningen i unormale periodiseringer blant små selskap kjørte vi en egen regresjon for de foregående årene. Koeffisienten for SMALL viste en lavere verdi og en signifikans på 1 % nivå. Dette bekrefter også panel C i tabell 14, som viser til en signifikant økning på 1 % nivå i gjennomsnittlige unormale periodiseringer.

Table 15: Regresjonmodell for størrelse*Dependent variable: Absolute value of discretionary accruals (DA) from model (3)*

Variables	Coefficient estimates	t-value
Cons	0.4071***	14,98
SMALL	-0.0469***	-7,01
SIZE	-0.0170***	-11,93
ROAit	-0.2489***	-21,54
OCFit	0.0000***	25,48
BIG5	0.0047	1,17
LOSS	0.0452***	10,14
Model statistics		
Observations	2012	
R ²	0,4996	
Adjusted R ²	0,4981	
Residual Std. Error (df=2011)	0,07971	
F-value (6, 2005)	331,86	

Notat: Tabellen viser resultat fra estimert regresjonsmodell (7): $DA_{it}(3) = \beta_1 SUB_PERIOD + \beta_2 SMALL + \sum FIRM_CONTROL$. Avhengig variabel er absoluttverdien av standardavviket til residualene fra modell (3). Modell er kjørt for subsidie år 2022. ***, **, * viser signifikansnivå på henholdsvis 1%, 5% og 10% nivå.

I likhet med hypotese 1 og 3 blir en relevant regresjonsmodell for subsidie perioden tatt med for å utforske retning av periodisering. Som vi ser i tabell 16, er koeffisienten til konstanten negativ og signifikant på 1%. Konstanten kan her tolkes som den forventede verdien til store selskap når ingen andre påvirkende faktorer tas med i betraktning. Store selskap har, i likhet med små selskap, negative unormale periodiseringer. Estimert koeffisient for små selskap er negativ og signifikant på 5% nivå. T-verdi viser høyere grad av relevans for koeffisienten til konstanten sammenlignet med t-verdi til små selskap.

Hypotese 4 er bekreftet. Store selskap har, til forskjell fra små selskap, høyere grad av periodisering når vi analyserer gjennomsnittlig standardavvik av residualen. Dette gjelder for begge periodene. Likevel ser vi en signifikant større økning i unormale periodiseringer blant små selskap. Uansett størrelse ser vi tegn til inntektsreduserende unormale periodiseringer.

Table 16: Testing for nedgående resultatjustering - Størrelse*Dependent variable: Real value of discretionary accruals (DA) from model (3)*

Variables	Coefficient estimates	t-value
Cons	-0.0713***	-20,20
SMALL	-0.0019**	-2,25
SIZE	-0.0007***	-4,19
OCFit	-0.0000***	-20,04
BIG5	0.0004	0,78
LOSS	-0,1472***	-30,52
Model statistics		
Observations	2012	
R ²	0,4169	
Adjusted R ²	0,4105	
Residual Std. Error (df=2011)	0,10447	
F-value (6, 2005)	64,69	

Notat: Tabellen viser resultat fra estimert regresjonsmodell (7): $DA_{it}(3) = \beta_1 SUB_PERIOD + \beta_2 SMALL + \sum FIRM_CONTROL$. Avhengig variabel er absoluttverdien av standardavviket til residualene fra modell (3). Modell er kjørt for subsidie år 2022. ***, **, * viser signifikansnivå på henholdsvis 1%, 5% og 10% nivå.

5.6 Robusthet

Hypotese 1 tar i bruk tre ulike modeller som alle viser et konsistent mønster av resultatjustering blant utvalget. Hvis flere modeller med ulike underliggende variabler viser en konsistent trend, er det mindre sannsynlig at denne trenden er et resultat av modellspesifikke egenskaper. Resultatene fra de anvendte modellene kan derfor betraktes som robuste

6 Diskusjon

Studiens hypoteser som her er presentert bygger på forutsetningen om en merkbar endring i resultatjustering som følge av energitilskuddsordningen. Samtidig ligger det en forventning om nedgående resultatjustering blant selskapene som mottok subsidiene. Antagelsen er at selskaper justerer inntekter, og på den måten havner innenfor 3 % grensen som er satt for å kvalifiseres til subsidier.

Av beskrivende statistikk kan vi se av tabell 3 at alle de relevante regnskapstallene unntatt netto inntekter og ROA har økt fra perioden før energitilskuddsordningen. Det er naturlig å anta at inntekter og eiendeler vil vise en gjennomsnittlig økning i subsidieperioden sammenlignet med perioden før. Under før-perioden reflekterer tallene en periode av relativ stabilitet og vekst i norsk næringsliv fra 2015 til 2021. Når vi beveger oss over til 2022 ser vi en naturlig og forventet vekst både i inntekter og totale eiendeler. Til tross for denne økningen, viser netto inntekter og ROA en nedgang. Dette kan reflektere at selv om det er en økning i inntekter og eiendeler, så følger ikke nødvendigvis lønnsomheten etter. Dette vil være et forventet utfall i subsidieperioden. Det norske næringslivet ble truffet hardt av den økte strømprisen, og det vil dermed være forventet å se en reduksjon i selskapenes lønnsomhet som følge av dette.

Mislighetstriangelet fremhever tre sentrale faktorer: muligheter, press og rasjonalisering. Faktorene interagerer for å forklare forekomsten av økonomiske misligheter. Tidligere litteratur diskuterer selskapers motivasjon og muligheter for å justere resultatene sine, enten for å møte markedets forventninger eller for å dra nytte av finansielle insentiver som statlige subsidieordninger. Kasznik & McNichols (2002) diskuterer hvordan ledelsens ønske om å oppfylle analytikernes forventninger kan motivere til manipulasjon av regnskapet. Støtte for dette finner vi i DeGeorge et al. (1999) som viser til en økning i inntekt for å overgå markedsforventninger. Fenomenet, hvor bedrifter manipulerer resultatene for å møte eksterne forventninger, åpner for en diskusjon om hvordan lignende motiver kan drive selskaper til å justere sine resultater i lys av tilbud om statlige subsidier (Jones, 1991). Denne formen for nedgående resultatjustering blir ofte brukt når selskaper står ovenfor regulatoriske undersøkelser eller andre situasjoner hvor lavere rapporterte inntekter kan føre til økonomiske fordeler. Våre resultater, som vist i tabell 6 og 8 bekrefter dette ved antydning til nedgående resultatjustering blant selskaper. Observasjonene samsvarer med funnene til Jiang et al. (2018) og Zhao et al. (2019) som ser direkte på statlige subsidier og nedgående resultatjustering, hvor Jiang et al. (2018) identifiserer en signifikant positiv korrelasjon mellom nedgående resultatjustering og mottak av statlige subsidier. Dette blir også bekreftet av Zhao et al (2019) som kommer frem til like funn.

I hypotese 1 antar vi en høyere forekomst av regnskapsbasert resultatjustering blant selskaper som mottok subsidier gjennom energitilskuddsordningen. Hypotesen ble testet gjen-

nom bruk av modifisert Jones-, Kothari- og Larcker & Richardson- (modifisert) modellene, med unormale periodiseringer som avhengig variabel. Her ser vi av regresjonen i tabell 8 at koeffisienten til dummyvariabelen som representerer året subsidiene ble utdelt er både signifikant og negativ. Dette indikerer en nedgående regnskapsbasert resultatjustering. Antagelsen om at selskaper driver med inntektsreducerende resultatjustering for å havne innenfor 3 % grensen forsterkes. Dette støtter også Kjærland et al. (2020) som viser en signifikant økning blant selskaper i Norsk oljesektor under priskrakket i 2014, hvor nedgående resultatjustering ved bruk av "big bath" metoden benyttes. Til kontrast viser Arthur et al. (2015) og Cimini (2014) at EU-selskaper rapporterte høyere kvalitet og mindre resultatjustering ender finanskrisen i 2008 enn før, noe som typer på at økonomisk press ikke nødvendigvis fører til en økning i resultatjustering.

Funnene indikerer en økning i resultatjustering som respons på høye strømpriser. Dette kan bryte med tidligere funn om resultatjustering i Norge hvor Filip & Raffournier (2014) finner en klart større tegn på rapporteringskvalitet under finanskrisen, sammenlignet med andre land.

Basert på studiene av Ashari et al. (1994), Turner & Guilding (2011), og Esteban & Devesa (2011), som påpeker en betydelig tilbøyelighet til resultatjusteringer innen hotell- og eiendomsnæringen, spesielt under forhold som påvirker økonomisk rapportering og skattefradrag. Her har vi sett etter en sammenheng i vår egen undersøkelse av selskaper som mottok energitilskudd, hvor vi ser på sektorene som mottok mest støtte. I hypotese 2 er antagelsene at forekomsten av regnskapsbasert resultatjustering er høyere for selskaper som ligger innenfor sektorene som mottok mest subsidier. I dette tilfellet har vi sett på selskaper innen sektorene som mottok mest støtte mot resten av datasettet. Vi har her tatt videre modifiseringen av Larcker & Richardson (2004). Vi kan se av tabell 9 at antagelsen viste seg å ikke stemme. Av Panel B kan vi se resultatene fra en sammenligning av gjennomsnittlige unormale periodiseringer mellom toppsektorene som mottok mest støtte og andre sektorer under subsidieperioden. Overraskende nok viser resultatene fra vår analyse en annen trend enn tidligere studier. Det observeres en noe lavere unormal periodisering (0,1214) blant toppsektorene, sammenlignet med andre sektorer (0,1304) under subsidieperioden. Denne negative differansen på -0,009 mellom toppsektorene og andre sektorer var ikke som forventet og tyder på en lavere intensitet av resultatjustering blant de mest subsidierte sektorene.

Funnene motstrider det vi kunne forvente gitt antagelsen om at mer støtte skulle føre til mer intensiv resultatjustering. Dette blir også bekreftet av regresjonen i tabell 10 som viser at koeffisienten ikke er signifikant.

Med tanke på vår studie, der vi analyserer omfanget av resultatjustering i sammenheng med subsidieordningen, var disse resultatene uventede. Imidlertid kan tidligere forskning på "smoothing" av økonomisk pressede selskaper være mer relevant i dette tilfellet. Sektorene

som mottok mest har opplevd finansielt press, og ved å implementere smoothing-strategier har de muligens kunnet utjevne resultatene for å fremstå mer stabile økonomisk. Det er også rimelig å anta at resultatjustering ikke var nødvendig, gitt at sektorene muligens allerede opplevde betydelige økninger i strømkostnader. Ytterligere inntektsreducerende tiltak for å møte kvalifikasjonskrav ville derfor vært hensiktsløst.

Energitilskuddsordningen inkluderer ikke bare statlige subsidier, men også en lånegarantiordning. Ordningen gjør det lettere for selskaper å sikre lån fra banker da staten stiller som garantist for 90 % av lånesummen, og vil være mulig for selskaper som er innenfor 3 %-grensen for strømintensitet. Tilgjengeligheten av en lånegarantiordning kan potensielt skape incentiver for selskaper. Dette støttes av tidligere studier om selskapers motivasjoner til å engasjere seg i resultatjustering for å komme innenfor grenser slik at lån blir innviglet. Othman & Zeghals (2006) og Rodríguez-Pérez & van Hemmen (2010) ser begge på sammenhengen mellom lån og resultatjustering, hvor resultatene til Rodríguez-Pérez & van Hemmen (2010) viser at betingelser i lånekontrakten kan gi incentiver til å øke sine inntekter for å havne innenfor de kravene som er satt av kreditorene.

Reguleringen rundt energitilskuddsordningen kan ha skapt muligheter for resultatjustering. Tilbudet om finansielle subsidier tilgjengeliggjør midler for bedrifter som ellers ville hatt vanskeligheter med å dekke sine strømkostnader. For bedrifter som ligger like under 3 %-grensen, kan det oppstå en sterk motivasjon for å manipulere finansielle poster. Utsettelse av inntektsføring til etterfølgende perioder, er med på å midlertidig redusere omsetning. På denne måten vil strømkostnadene utgjøre en større prosentandel av inntektene.

Som følge av de høye strømprisene, virker det av resultatene som at økonomisk press fungerer som en drivkraft for økning i resultatjustering. Presset oppstår når en bedrift står ovenfor finansielle utfordringer som truer videre drift av selskapet, økonomisk stabilitet eller videre vekstmuligheter. Tidligere litteratur viser til en økt antydning til resultatjustering under tøffe økonomiske tider (Habib et al., 2013; DeAngelo et al., 1994). Finansielt pressede selskaper hadde en tendens til å engasjere seg i negativ resultatjustering. Dette støtter våre funn som viser til en økning i unormale periodiseringer.

I hypotese 3 ser vi at selskaper med svak likviditetsgrad har en høyere andel unormale periodiseringer under subsidieperioden. T-verdiene viser en signifikant forskjell på 1% nivå, både innad og på tvers av gruppene. Tilhørende regresjonsmodell i tabell 12 peker på nedjustering av inntekter for selskaper med likviditetsgrad under 1. Resultatene fra hypotese 3 bekrefter dermed vår antagelse om en høyere indikasjon på resultatjustering blant selskaper med lav likviditetsgrad. Dette støtter tidligere litteratur som ser på sammenhengen mellom resultatjustering og likviditetsgrad. Resultatene til Gombola et al. (2016) finner en signifikant sammenheng som viser at desto lavere likviditetsgraden til selskaper er, desto større indikasjon på resultatjustering. Dette blir støttet av funnene til Moghaddam og Abbaspour

(2017), som også rapporterer at økt finansiell giring og større banklikviditet forsterker tendensen til bruk av unormale periodiseringer og resultatjusteringer.

Hypotese 4 bekrefter at store selskaper har høyere grad av unormale periodiseringer enn små selskaper, både før og etter innføring av subsidier. Små selskaper viser imidlertid en signifikant større økning i unormale periodiseringer i subsidieperioden sammenlignet med store selskaper. Dette er understøttet av statistisk signifikante forskjeller på 1 % nivå for små selskaper. Resultatene indikerer også at både store og små selskaper engasjerer seg i inntektsreducerende unormale periodiseringer. Likevel støttes vår antagelse om at små selskaper har en større økning i resultatjustering. Tidligere litteratur fremhever at små selskaper, ofte mangler strenge internkontroller og revisjonsprosesser (Othman & Ameer, 2022; Johnson & Rudesill, 2001), og det kan dermed være enklere for mindre selskaper å justere sine inntekter for å komme innenfor visse terskler. Slike selskaper kan også ha en større finansiell ulempe i forhold til store selskaper (Othman et al., 2020), og føle et større press for å justere regnskapene sine, spesielt under tilskuddsordninger, for å sikre fordeler eller overleve økonomiske utfordringer.

Rasjonalisering i mislighetstriangelet refererer til de forklaringer og rettferdiggjørelse individer bruker for å legitimere deres misligheter som resultatjustering. Her kan selskaper nærme seg grensen for å kvalifisere seg til statlige subsidier føle seg presset til å justere sine inntekter for å sikre seg fordelene. Studiens funn tyder totalt sett på en trend mot nedgående resultatjustering blant selskaper som mottar subsidier, og stemmer overens med tidligere forskning. Selskaper nær 3 %-grensen kan bruke økonomisk press som legitim grunn til å engasjere seg i resultatjustering for å kvalifisere seg til subsidiene. Dette kan sees som et nødvendig onde for å sikre bedriftens overlevelse eller beskytte arbeidsplasser, noe som kan gjøre det lettere for ledere å rettferdiggjøre slike handlinger for seg selv og andre.

7 Konklusjon

Denne studien har undersøkt effekten av tilskuddsordninger på resultatjusteringer blant private selskap. Dette er utført ved hjelp av energitilskuddsordningen for norsk næringsliv i 2022. Analysen avslørte en økning i resultatjusteringer blant mottakerne, primært gjennom inntektsreducerende justering, noe som støtter antagelsen om at selskapene brukte slik justering for å kvalifiseres for subsidier (Jiang et al., 2018). Videre ble det ikke funnet signifikante forskjeller i resultatjustering mellom de fem sektorene som mottok mest støtte og andre sektorer, til tross for antagelser om høyere justeringsnivåer i sektorer som fast eiendom og hotellnæringen.

Studiens funn bekreftet også at selskaper med lav likviditetsgrad hadde større tendens til nedgående resultatjusteringer. Dette understøttes av tidligere litteratur som anvendes i analysen, hvor både muligheten skapt av subsidieordningen og press fra lav likviditet fremheves som drivkrefter for resultatjusteringer (Zhao et al., 2019; Gombola et al., 2016). Resultatene indikerer også at selskapets størrelse påvirker graden av resultatjustering, der små selskap hadde en signifikant større økning i resultatjustering enn store selskap.

Funnene gir viktige innsikter i insentivstrukturen under økonomiske kriser, og viser at tilskuddsordninger kan føre til økt resultatjustering blant selskaper. Dette står i kontrast til tidligere forskning (Filip & Raffournier 2014; DeAngelo et al. 1994; Habib et al. 2013) som ofte har rapportert en nedgang i resultatjustering under kriser, hvor mangel på insentiver ofte har vært forklaringen. Våre funn viser en generell økning i inntektsreducerende resultatjusteringer blant mottakerne av subsidier. En av de mest sentrale oppdagelsene er at tilskuddsordninger kan og faktisk blir utnyttet for resultatjustering under spesielle økonomiske vilkår. At studien finner konkret bevis for EM i en unik setting som en nasjonal krisetid, er i seg selv et betydelig vitenskapelig funn. Dette viser at selv under ekstreme forhold, hvor man kunne forvente at normale økonomiske motivasjoner og atferder ville bli satt til side, opprettholder bedrifter sine strategier for å maksimere egen fordel.

Denne studien gir et verdifullt bidrag til forskningsfeltene regnskapsbasert resultatjustering og tilskuddsordninger gjennom sin omfattende empiriske analyse som baseres på et utvalg over lengre tid. I motsetning til tidligere studier, som hovedsaklig ser på resultatjustering blant børsnoterte selskaper, utforsker denne studien regnskapsbaserte resultatjusteringer blant private selskaper. Datasettet skiller seg ut med et høyt antall observasjoner over en betydelig tidsperiode, noe som tillater en mer detaljert analyse av trender og mønstre. Kombinasjonen av temaene resultatjustering og tilskuddsordninger bidrar til et forskningsområde som enda er lite utforsket.

Våre funn avdekker viktige implikasjoner for nasjonale styringsorganer, bedriftsstyring og andre interessenter. Funnene indikerer at bedrifter er tilbøyelige til å utnytte slike gen-

erøse tilskuddsordninger i økonomisk pressede tider, noe som understreker behovet for en ikke-naiv tilnærming til utforming av tilskuddsordninger. Dette tilbyr verdifulle innsikter for nasjonale myndigheter når nye tilskuddsordninger skal etableres i fremtiden, og det er essensielt at både myndigheter og andre interessenter er oppmerksomme på dette potensialet for misbruk. I et større perspektiv kan dette peke på styringsmakter med lite kunnskap, og som konsekvens av dette fører til sløsing av offentlige midler.

Naturlig nok har oppgaven sine begrensninger. Regnskapsbasert resultatjustering og tilhørende modeller har mottatt en del kritikk. Fields et al. (2001) påpeker i sin studie en overvurdering av reliabilitet fra modeller som måler regnskapsbasert resultatjustering. Det vises til en fare for type 1 feil i modellene. Samtidig er hendelsesåret relativt lite kontra sammenligningsperiode. Vi har heller ikke tilgang på data året etter hendelsesåret, vi kan derfor ikke utforske strategier som big bath og hvordan denne er blitt nyttet.

References

- Ahmad-Zaluki, N. A., Campbell, K., & Goodacre, A. (2011). Earnings management in Malaysian IPOs: The East Asian crisis, ownership control, and post-IPO performance. *The International Journal of Accounting*, 46, 111–137. <https://doi.org/10.1016/j.intacc.2011.04.001>
- Albrecht, W. S., Albrecht, C., & Albrecht, C. C. (2008). Current trends in fraud and its detection. *Information Security Journal: A Global Perspective*, 17, 2–12. <https://doi.org/10.1080/19393550801934331>
- 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.intaccaudtax.2015.10.004>
- Ashari, N., Koh, H. C., Tan, S. L., & Wong, W. H. (1994). Factors affecting income smoothing among listed companies in Singapore. *Accounting and Business Research*, 24, 291–301. <https://doi.org/10.1080/00014788.1994.9729488>
- Baber, W. R., Fairfield, P. M., & Haggard, J. A. (1991). The effect of concern about reported income on discretionary spending decisions: The case of research and development. *The Accounting Review*, 66, 818–829. <https://www.jstor.org/stable/248158>
- Barber, B. M., & Lyon, J. D. (1996). Detecting abnormal operating performance: The empirical power and specification of test statistics. *Journal of Financial Economics*, 41, 359–399. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(96\)84701-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(96)84701-5)
- Cimini, R. (2014). How has the financial crisis affected earnings management? A European study. *Applied Economics*, 47, 302–317. <https://doi.org/10.1080/00036846.2014.969828>
- Claro, S. (2006). Supporting inefficient firms with capital subsidies: China and Germany in the 1990s. *Journal of Comparative Economics*, 34, 377–401. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2005.12.001>
- Cohen, D. A., & Zarowin, P. (2010). Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics*, 50, 2–19. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.01.002>
- Coppens, L., & Peek, E. (2005). An analysis of earnings management by European private firms. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 14, 1–17. <https://doi.org/10.1016/j.intaccaudtax.2005.01.002>
- DeAngelo, H., DeAngelo, L., & Skinner, D. J. (1994). Accounting choice in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics*, 17, 113–143. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(94\)90007-8](https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90007-8)
- DeAngelo, L. E. (1986). Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders. *The Accounting Review*, 61, 400–420. <https://www.jstor.org/stable/247149>

- DeAngelo, L. E. (1988). Managerial competition, information costs, and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics*, 10, 3–36. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(88\)90021-3](https://doi.org/10.1016/0165-4101(88)90021-3)
- 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, 344–401. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.09.001>
- Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77, 35–59. <https://doi.org/https://doi.org/10.2308/accr.2002.77.s-1.35>
- Dechow, P. M., Hutton, A. P., Kim, J. H., & Sloan, R. G. (2012). Detecting earnings management: A new approach. *Journal of Accounting Research*, 50, 275–334. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679x.2012.00449.x>
- Dechow, P. M., Kothari, S., & L. Watts, R. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, 25, 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. *The Accounting Review*, 70, 193–225. <https://www.jstor.org/stable/248303>
- DeGeorge, F., Patel, J., & Zeckhauser, R. (1999). Earnings management to exceed thresholds. *The Journal of Business*, 72, 1–33. <https://doi.org/10.1086/209601>
- Dichev, I. D., Graham, J. R., Harvey, C. R., & Rajgopal, S. (2013). Earnings quality: Evidence from the field. *Journal of Accounting and Economics*, 56, 1–33. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2013.05.004>
- Energitilskuddsordningen. (2023). Statistikk for energitilskuddsordningen. *www.energitilskuddsordningen*. Retrieved February 21, 2024, from <https://www.energitilskuddsordningen.no/statistikk-for-energitilskuddsordningen>
- Esteban, L. P., & Jesús Such Devesa, M. (2011). Earnings management in the spanish hotel industry. *Cornell Hospitality Quarterly*, 52, 466–479. <https://doi.org/10.1177/1938965511402930>
- Fan, Y., Barua, A., Cready, W. M., & Thomas, W. B. (2010). Managing earnings using classification shifting: Evidence from quarterly special items. *The Accounting Review*, 85, 1303–1323. Retrieved May 1, 2024, from <https://www.jstor.org/stable/20744160?sid=primo&seq=2>
- Feratovic, L., Solberg, E., & Bakken, J. B. (2022). Bedriftene som fikk koronastøtte leverte større overskudd og utbytter i 2021 enn før pandemien – nå gir økonomer støtte til en statlig låneordning i strømkrisen. Retrieved May 10, 2024, from <https://www.dn.no/marked/strom/stromstotte/korona/bedriftene-som-fikk-koronastotte-leverte-storre-overskudd-og-utbytter-i-2021-enn-for-pandemien-na-gir-okonomer-stotte-til-en-statlig-laneordning-i-stromkrisen/2-1-1283625>

- Fields, T. D., Lys, T. Z., & Vincent, L. (2001). Empirical research on accounting choice. *Journal of Accounting and Economics*, 31, 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*, 49, 455–478. <https://doi.org/10.1016/j.intacc.2014.10.004>
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39, 295–327. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.06.003>
- Giroux, G. (2004). *Detecting earnings management* (1st ed.). John Wiley & Sons.
- Gombola, M. J., Ho, A. Y.-F., & Huang, C.-C. (2016). The effect of leverage and liquidity on earnings and capital management: Evidence from u.s. commercial banks. *International Review of Economics & Finance*, 43, 35–58. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.10.030>
- Graham, J. R., Harvey, C. R., & Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 40, 3–73.
- 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, 155–180. <https://doi.org/10.1108/03074351311294007>
- Hammervold, R. (2020). *Multivariate analyser med stata : En kort innføring* (1st ed.). Fagbokforlaget.
- Han, J. C. Y., & Wang, S.-W. (1998). Political costs and earnings management of oil companies during the 1990 persian gulf crisis. *The Accounting Review*, 73, 103–117. Retrieved March 17, 2022, from <https://www.jstor.org/stable/248343>
- Healy, P. M. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics*, 7, 85–107.
- Healy, P. M., & Wahlen, J. M. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons*, 13, 365–383. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.2308/acch.1999.13.4.365>
- Holthausen, R. W., Larcker, D. F., & Sloan, R. G. (1995). Annual bonus schemes and the manipulation of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 19, 29–74. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(94\)00376-g](https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)00376-g)
- Homer, E. M. (2019). Testing the fraud triangle: A systematic review. *Journal of Financial Crime*, 27, 172–187. <https://doi.org/10.1108/jfc-12-2018-0136>
- Jiang, H., Hu, Y., Zhang, H., & Zhou, D. (2018). Benefits of downward earnings management and political connection: Evidence from government subsidy and market pricing. *The International Journal of Accounting*, 53, 255–273. <https://doi.org/10.1016/j.intacc.2018.11.001>

- Johnson, G. G., & Rudesill, C. L. (2001). An investigation into fraud prevention and detection of small businesses in the united states: Responsibilities of auditors, managers, and business owners. *Accounting Forum*, 25, 56–78. <https://doi.org/10.1111/1467-6303.00055>
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29, 193–228. <https://doi.org/10.2307/2491047>
- Kaszniak, R., & McNichols, M. F. (2002). Does meeting earnings expectations matter? evidence from analyst forecast revisions and share prices. *Journal of Accounting Research*, 40, 727–759. <https://doi.org/10.1111/1475-679x.00069>
- Kinserdal, F. (2017). Hva er regnskapsmanipulasjon, og hvordan kan den best avdekkes? *Magma - Tidsskrift for økonomi og ledelse.*, 1, 69–78. <http://hdl.handle.net/11250/2452550>
- Kjærland, F., Kosberg, F., & Misje, M. (2020). Accrual earnings management in response to an oil price shock. *Journal of Commodity Markets*, 100138. <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2020.100138>
- Kothari, S., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163–197. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.11.002>
- Larcker, D. F., & Richardson, S. A. (2004). Fees paid to audit firms, accrual choices, and corporate governance. *Journal of Accounting Research*, 42, 625–658. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679x.2004.t01-1-00143.x>
- Lassoued, N., & Khanchel, I. (2021). Impact of covid-19 pandemic on earnings management: An evidence from financial reporting in european firms. *Global Business Review*. <https://doi.org/10.1177/09721509211053491>
- Leuz, C., Nanda, D., & Wysocki, P. D. (2003). Earnings management and investor protection: An international comparison. *Journal of Financial Economics*, 69, 505–527. [https://doi.org/10.1016/s0304-405x\(03\)00121-1](https://doi.org/10.1016/s0304-405x(03)00121-1)
- Lim, S., & Matolcsy, Z. (1999). Earnings management of firms subjected to product price controls. *Accounting and Finance*, 39, 131–150. <https://doi.org/10.1111/1467-629x.00021>
- Lovdata. (2022, November). Forskrift om midlertidig ordning for energitilskudd til næringslivet som følge av ekstraordinære strømavgifter - lovdata. *lovdata.no*. Retrieved March 11, 2024, from <https://lovdata.no/dokument/LTI/forskrift/2022-11-21-1994>
- McVay, S. E. (2006). Earnings management using classification shifting: An examination of core earnings and special items. *The Accounting Review*, 81, 501–531. Retrieved May 1, 2024, from <https://www.jstor.org/stable/4093104?sid=primo>
- Moghaddam, A., & Abbaspour, N. (2017). The effect of leverage and liquidity ratios on earnings management and capital of banks listed on the tehran stock exchange. *International Review of Management and Marketing*, 7, 99–107.

- Navissi, F. (1999). Earnings management under price regulation. *Contemporary Accounting Research*, 16, 281–304. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1999.tb00582.x>
- Norsk Regnskapsstiftelse. (1995). Nrs(f) kontantstrømoppstilling foreløpig norsk regnskapsstandard kontantstrømoppstilling. Retrieved February 26, 2024, from <https://www.regnskapsstiftelsen.no/wp-content/uploads/2015/01/NRSF-Kontantstr%C3%B8moppstilling-2011-des.pdf>
- Othman, H. B., & Zeghal, D. (2006). A study of earnings-management motives in the anglo-american and euro-continental accounting models: The canadian and french cases. *The International Journal of Accounting*, 41, 406–435. <https://doi.org/10.1016/j.intacc.2006.09.004>
- Othman, R., & Ameer, R. (2022). In employees we trust: Employee fraud in small businesses. *Journal of Management Control*, 33. <https://doi.org/10.1007/s00187-022-00335-w>
- Othman, R., Laswad, F., & Berkahn, M. (2020). Financial c.r.i.m.es in small businesses: Causes and consequences. *Journal of Financial Crime, ahead-of-print*. <https://doi.org/10.1108/jfc-03-2020-0032>
- Patten, D. M., & Trompeter, G. (2003). Corporate responses to political costs: An examination of the relation between environmental disclosure and earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy*, 22, 83–94. [https://doi.org/10.1016/s0278-4254\(02\)00087-x](https://doi.org/10.1016/s0278-4254(02)00087-x)
- Petersen, C. V., Plenborg, T., & Kinserdal, F. (2017). *Financial statement analysis : Valuation : Credit analysis : Performance evaluation*. Fagbokforlaget.
- Regjeringen. (2022, September). Nå kommer hjelpen til de mest strømutsatte bedriftene. *Regjeringen.no*. Retrieved February 5, 2024, from <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/stromtiltak-for-naringslivet-vilkar-og-avgrensninger/id2930025/>
- Rodríguez-Pérez, G., & van Hemmen, S. (2010). Debt, diversification and earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy*, 29, 138–159. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2009.10.005>
- Roychowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. *papers.ssrn.com*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=477941
- Schuchter, A., & Levi, M. (2016). (pdf) the fraud triangle revisited. https://www.researchgate.net/publication/271270579_The_Fraud_Triangle_Revisited
- Statnett. (2022). Om strømpriser. *Statnett*. <https://www.statnett.no/om-statnett/bli-bedre-kjent-med-statnett/om-strompriser/>
- Studenmund, A. H. (2014). *Using econometrics : A practical guide* (6th ed.). Pearson Education Limited.
- Turner, M. J., & Guilding, C. (2011). An investigation of the motivation of hotel owners and operators to engage in earnings management. *Qualitative Research in Accounting & Management*, 8, 358–381. <https://doi.org/10.1108/1176609111189882>

- Wahlstrøm, R. R. (2022). Financial statements of companies in norway. *arXiv (Cornell University)*. <https://doi.org/10.48550/arxiv.2203.12842>
- Walker, M. (2013). How far can we trust earnings numbers? what research tells us about earnings management. *Accounting and Business Research*, 43, 445–481. <https://doi.org/10.1080/00014788.2013.785823>
- Wang, X., & Wang, S. (2013). Chairman's government background, excess employment and government subsidies: Evidence from chinese local state-owned enterprises. *China Journal of Accounting Research*, 6, 51–74. <https://doi.org/10.1016/j.cjar.2012.08.005>
- Xie, H. (2001). The mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review*, 76, 357–373. Retrieved March 11, 2024, from https://www.cuhk.edu.hk/acy2/workshop/June2009Wasley/Xie_AR_01.pdf
- Zakolyukina, A. A. (2018). How common are intentional gaap violations? estimates from a dynamic model. *Journal of Accounting Research*, 56, 5–44. <https://doi.org/10.1111/1475-679x.12190>
- Zang, A. Y. (2012). Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management. *The Accounting Review*, 87, 675–703. Retrieved March 6, 2024, from https://www.jstor.org/stable/23245619?searchText=&searchUri=&ab_segments=&searchKey=&refreqid=fastly-default%3A20390276ebc5f1ecb547970ca7cc2213&seq=2
- Zhao, Y., Zhou, D., Zhao, K., & Zhou, P. (2019). Is the squeaky wheel getting the grease? earnings management and government subsidies. *International Review of Economics & Finance*, 63, 297–312. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2019.03.012>

A Vedlegg

A.1 Modifisert Jones modell utviklet av Dechow et al. (1995)

Variables	Pre-subsidy		Subsidy-period	
	Coefficient estimates	t-value	Coefficient estimates	t-value
Constant	-0,0174	-0,66	0,0496	-0,79
1/A _{it}	17964,07***	4,91	936,15	0,15
ΔREV _{it} -ΔREC _{it}	0,0522***	10,04	0,0201	1,62
PPE _{it}	-0,1408***	-13,60	-0,0116	-0,76
Model statistics				
Observations	14 084		2 012	
R ²	0,0291		0,0147	
Wald chi2	12,88***		1,48*	

Notat: Dette er ligningen for den modifiserte Jones modellen utviklet av Dechow et al. (1995): $\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_3 \left[\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right] + \varepsilon_{it}$

A.2 Hausman test modifisert Jones modell (1995)

chi2	47,37***
Prob>chi2	0,0000

Notat: Test av H0: forskjellen i koeffisienter er ikke systematisk. Estimatoren for fixed effects velges hvis p-verdien er < 0,05.

A.3 Kothari et al. (2005) modell

Variables	Pre-subsidy		Subsidy-period	
	Coefficient estimates	t-value	Coefficient estimates	t-value
Constant	-0,0301	-1,27	-0,0919***	-6,36
1/A _{it}	12575,14***	3,84	8283,35	0,70
ΔREV _{it} -ΔREC _{it}	-0,0194***	-4,01	-0,0233	-1,29
PPE _{it}	-0,1225***	-13,21	-0,0192	-0,84
ROA _{it}	0,6687***	54,64	0,6615***	12,76
Model statistics				
Observations	14 084		2 012	
R ²	0,222		0,2496	
Wald chi2	118,47***		176,12***	

Notat: Dette er ligningen for Kothari et al. (2005) modellen: $\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_3 \left[\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$

A.4 Hausman test Kothari et al. (2005) modell

chi2	17,71***
Prob>chi2	0,0000

Notat: Test av H0: forskjellen i koeffisienter er ikke systematisk. Estimatoren for fixed effects velges hvis p-verdien er < 0,05.

A.5 Larcker & Richardson (2004) modell modifisert

Variables	Pre-subsidy		Subsidy-period	
	Coefficient estimates	t-value	Coefficient estimates	t-value
Constant	-0,0109	-0,50	-0,1217**	-2,07
1/A _{it}	7235,29**	2,40	3181,42	0,27
ΔREV _{it} -ΔREC _{it}	-0,0193***	-4,34	-0,0238	-1,32
PPE _{it}	-0,1083***	-12,72	-0,0078	-0,34
ROA _{it}	0,6825***	60,76	0,6809***	13,31
OCFit	-0,0000***	-47,52	-0,0000***	-9,07

Model statistics

Observations	14 084	2 012
R ²	0,3448	0,3082
Wald chi2	211,26***	337,65***

Notat: Dette er en modifisert ligning inspirert av Larcker & Richardson (2004): $\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_3 \left[\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 OCF_{it} + \varepsilon_{it}$

A.6 Hausman test Larcker & Richardson (2004) modell modifisert

chi2	18,34***
Prob>chi2	0,0000

Notat: Test av H0: forskjellen i koeffisienter er ikke systematisk. Estimatoren for fixed effects velges hvis p-verdien er < 0,05.

A.7 VIF test hypotese 1

Variables	VIF	1/VIF
SUB_PERIOD	1,01	0,99500
SIZE	1,19	0,84319
ROAit	1,50	0,66806
OCFit	1,19	0,84353
BIG5	1,00	0,99974
LOSS	1,51	0,66180
Mean VIF	1,23	

Notat: Ifølge Studenmund (2014) er en vanlig tommelfingerregel for VIF-er at $VIF > 5$ indikerer alvorlig multi-kollinearitet.

A.8 VIF test hypotese 2

Variables	VIF	1/VIF
TOP_SECTORS	1,01	0,98897
SIZE	1,25	0,79935
ROAit	1,50	0,66643
OCFit	1,26	0,79639
BIG5	1,00	0,99831
LOSS	1,51	0,66418
Mean VIF	1,25	

Notat: Ifølge Studenmund (2014) er en vanlig tommelfingerregel for VIF-er at $VIF > 5$ indikerer alvorlig multi-kollinearitet.

A.9 VIF test hypotese 3

Variables	VIF	1/VIF
L1_WEAK	1,06	0,94296
SIZE	1,26	0,79478
ROAit	1,53	0,65347
OCFit	1,27	0,78986
BIG5	1,00	0,99847
LOSS	1,51	0,66343
Mean VIF	1,27	

Notat: Ifølge Studenmund (2014) er en vanlig tommelfingerregel for VIF-er at $VIF > 5$ indikerer alvorlig multi-kollinearitet.

A.10 VIF test hypotese 4

Variables	VIF	1/VIF
SMALL	2,09	0,47813
SIZE	2,09	0,47786
ROAit	1,51	0,66392
OCFit	1,30	0,76799
BIG5	1,00	0,99811
LOSS	1,51	0,66417
Mean VIF	1,58	

Notat: Ifølge Studenmund (2014) er en vanlig tommelfingerregel for VIF-er at $VIF > 5$ indikerer alvorlig multi-kollinearitet.

