



# Markedsreaksjon ved annonsering av CFO-bytter

*En empirisk analyse av CFO-bytter på Oslo Børs  
i tidsperioden 2010-2020*

**Kristian Schulz og Henrik Stæger-Holst**

**Veileder: Tommy Stamland**

Masteroppgave i Økonomisk Styring

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

## Sammendrag

Denne utredningen undersøker hvordan annonsering av avgangen til finansdirektør (CFO) påvirker selskapers verdsettelse. Ved å gjennomføre en event-studie på et utvalg av 245 annonserte CFO-avganger i perioden 2010 til 2020, undersøker vi markedsreaksjonen gjennom rammeverket til MacKinlay (1997). Ulike modeller estimert på data for ett år med handel i forkant av hendelsen benyttes for å beregne unormal avkastning over et tredagers hendelsesvindu. Avslutningsvis benyttes en kryss-seksjonell analyse av innsamlede selskaps- og hendelsesspesifikke variabler for å undersøke hvilke faktorer som påvirker markedsreaksjonen. For det fulle utvalget finner vi at markedet i snitt reagerer negativt på at CFO forlater selskapet. Den kryss-seksjonelle analysen viser signifikante forskjeller i den unormale avkastningen dersom selskapet annonserer andre nyheter i hendelsesvinduet, og dersom selskapet ikke oppgir årsaken for CFOs avgang.

# Innholdsfortegnelse

<b>SAMMENDRAG</b>	<b>I</b>
<b>INNHOLDSFORTEGNELSE</b>	<b>II</b>
<b>1. INTRODUKSJON</b>	<b>1</b>
1.1 MOTIVASJON	2
1.2 PROBLEMSTILLING OG HYPOTESER	3
1.3 STRUKTUR	3
<b>2. LITTERATUR</b>	<b>4</b>
2.1 EIERSTYRING OG SELSKAPSLLEDELSE	4
2.2 FORMUEEFFEKTER VED BYTTE AV CFO	5
<b>3. DATA</b>	<b>6</b>
3.1 DATAKILDER	6
3.2 KRYSS-SEKSJONELLE VARIABLER	9
3.3 BØRSDATA	16
3.4 BESKRIVENDE STATISTIKK	17
<b>4. METODE</b>	<b>18</b>
4.1 EVENT-STUDIE	18
4.2 REGRESJONSANALYSE	23
<b>5. ANALYSE OG RESULTATER</b>	<b>24</b>
5.1 EVENT-STUDIE	24
5.2 REGRESJONSANALYSE	26
5.3 KRYSS-SEKSJONELL VARIASJON	31
<b>6. OPPSUMMERING</b>	<b>32</b>
<b>7. SVAKHETER VED UTREDNINGEN</b>	<b>33</b>
<b>8. FORSLAG TIL VIDERE FORSKNING</b>	<b>34</b>
<b>9. LITTERATURLISTE</b>	<b>35</b>
<b>10. APPENDIX</b>	<b>38</b>

# 1. Introduksjon

Chief Financial Officer (CFO), økonomi- eller finansdirektør er en betegnelse tradisjonelt brukt om individet med det øverste ansvaret for et selskaps finansielle systemer. Stillingsbetegnelse og ansvarsområde for denne typen stilling varierer mellom land, og tradisjonelle syn på rollen virker ikke lenger å være dekkende. Mian (2001) forklarer at CFOen har det overordnede ansvaret for design og implementering av selskapets finansielle systemer, og har med dette ansvar for en rekke sentrale virksomhetskomponenter. I en beskrivelse av disse sentrale elementene trekker Mian frem: finansiell rapportering, likviditet, skatt, investeringsbeslutninger, kostnadsstyring, budsjettering, finansiell strategi og kapitalinnhenting. I tillegg fungerer CFO som primærkontakt mot finansmarkedene (Karaian, 2014). Der media og folk flest vier oppmerksomheten til den ofte karismatiske topplederen, vil kapitalmarkedene gjerne henvende seg direkte til CFO for de faglige spørsmålene rundt selskapets finansiering og strategi.

En CFO er underlagt selskapets øverste leder, en administrerende direktør, typisk betegnet som Chief Executive Officer (CEO). Der CEO ofte er entusiastisk og optimistisk, fungerer CFO som en naturlig motpol for å opprettholde kontroll (Karaian, 2014). Ingen andre i selskapet forventes og oppfordres til å utfordre sjefen på alle avgjørelser, og Karaian fremhever at CFO gjerne er topplederens viktigste sparringspartner. Mange vellykkede lederteam har denne spenningen mellom en optimistisk og ambisiøs CEO, og en mer forsiktig og uavhengig CFO.

Finansdirektørens rolle har utviklet seg mye og CFOen har fått en viktigere strategisk posisjon i selskapet. KPMG (2015) skriver at den moderne CFOen må håndtere et økosystem med økende kompleksitet, og at rollen til CFO utvides fra tradisjonelle finansielle oppgaver til å inkludere strategi, talentutvikling og teknologi på helt nye måter. Personene som besitter denne stillingen har variert bakgrunn og i senere år har CFOer i større grad blitt rekruttert på basis av selskapets situasjon og spesifikke behov (Karaian, 2014). Hyppigheten av CFO-bytter blant store amerikanske selskaper ligger på omtrent 15 % i året, hvor rundt 40 % av nye CFOer er rekruttert eksternt (Crist|Kolder Associates, 2019). Karaian påpeker at finansdirektørens allsidighet og den økte etterspørselen etter finansiell ekspertise gir CFOer stor innflytelse og et vidt spekter av videre karrieremuligheter.

## 1.1 Motivasjon

I denne utredningen forsøker vi å utforske viktigheten av selskapets finansdirektør fra et investorperspektiv. Litteraturen viser at selskapets toppledelse påvirker selskapets prestasjoner, vekstutsikter og verdsettelse. Tidligere studier har forsøkt å forklare markedsreaksjoner ved annonsering av CEO-bytte, men få har dedikert tiden til den ofte litt mer anonyme finansdirektøren.

En CFO må inneha lederegenskaper og kunne håndtere ansvaret for mange ulike virksomhetsområder. Sammenlignet med CEO er CFO mer innflytelsesrik i avanserte finansielle beslutninger, og både empirien og regulerende myndigheter indikerer at CFO er viktigst i å beskytte aksjonærenes interesser (Jiang, Petroni, & Wang, 2010; Khan, Kalelkar, Miller, & Sanders, 2018). Det er åpenbart at CFO har en viktig rolle i selskapet gjennom sitt finansielle arbeid, men også i økende grad som en strategisk driver i selskapet. Individene som innehar disse stillingene er følgelig høyt kompetente og allsidige. Dyktige CFOer vil rekrutteres til topplederstillingen eller til andre selskaper med bedre betingelser, mens ineffektive CFOer vil bli erstattet.

Det kan være utfordrende å måle effekten av CFOen på verdien av selskapets egenkapital, ettersom en rekke andre faktorer påvirker selskapets prestasjoner. En event-studie av markedsreaksjon ved CFO-bytter er godt egnet til å isolere betydningen av stillingen og individene som besitter den, fra et investorperspektiv. Potensielle markedsreaksjoner kan tilskrives både forventinger om fundamentale endringer grunnet individuelle forskjeller mellom CFOer, og hvilke signaler utskifting av CFO sender investor om fremtidsutsiktene.

## 1.2 Problemstilling og hypoteser

Ved å benytte en event-studie forsøker vi å vurdere markedsreaksjonen gjennom beregning av den unormale avkastningen ved hendelsestidspunktet (MacKinlay, 1997). I tillegg forsøker vi å undersøke mulige faktorer som påvirker markedets reaksjon ved annonsering av CFO-bytte. Denne utredningens overordnede problemstilling og hypoteser er:

*«Hvordan reagerer aksjemarkedet ved annonseringen av CFO-bytte for norske børsnoterte selskaper i perioden 2010-2020, og hvilken innvirkning har hendelses- og selskaps-spesifikke variabler på markedsreaksjonen?»*

*H<sub>1</sub>: Det er unormal aksjeavkastning ved bytte av CFO*

*H<sub>2</sub>: Årsaken for CFOs avgang påvirker unormal avkastning*

*H<sub>3</sub>: Uparet avgang gir ulik unormal avkastning enn paret*

*H<sub>4</sub>: Intern etterfølger gir ulik unormal avkastning enn ekstern*

*H<sub>5</sub>: Selskaps- og hendelsesspesifikke variabler påvirker unormal avkastning*

## 1.3 Struktur

Denne utredningen er delt inn i åtte kapitler. I kapittel 2 presenteres relevant litteratur, og kapittel 3 gir en omfattende gjennomgang av datainnsamling og beskrivende statistikk. Kapittel 4 beskriver de empiriske metodene benyttet i denne utredningen. I det påfølgende kapittel 5 diskuteres resultatene fra metodekapittelet, i lys av litteraturen og CFO-stillingens natur. Avslutningsvis oppsummeres utredningens hovedfunn, potensielle svakheter og forslag til videre forskning i kapittel 6, 7 og 8.

## 2. Litteratur

### 2.1 Eierstyring og selskapsledelse

De fleste børsnoterte selskaper har separert eierskap og kontroll, hvor styret ansetter en administrativ ledelse for å drive selskapet på vegne av aksjonærene. Eier fristilles fra daglig drift, men asymmetrisk informasjon medfører risiko for at ledelsen handler i egen interesse, på bekostning av aksjonærene (Fama & Jensen, 1983). Et av de viktigste verktøyene styret har for å sikre at administrasjonen handler i aksjonærenes interesse er muligheten til avsette og ansette ledere (Alchian & Demsetz, 1972; Furtdao & Karan, 1990; Manne, 1965). Den administrative ledelsen har stor innflytelse over selskapets ressurser, og endringer i ledergruppen er ansett som relevant fra et investorperspektiv.

Litteraturen som omhandler lederbytter er i stor grad fokusert rundt selskapets øverste leder (Hilger, Mankel, & Richter, 2013). Tre overordnede temaer er: tidspunkt for og hyppighet av lederbytter, endringer i operasjonelle forhold, og formueseffekter for aksjonærene (Furtdao & Karan, 1990). Denne utredningen inngår i litteraturens sistnevnte kategori, hvor vi undersøker markedsreaksjonen ved annonsering av CFO-bytte. Litteraturen indikerer at lederbytter kan ha både positive og negative formueseffekter for aksjonærene, hvor ulike markedsreaksjoner i snitt virker å utjevne hverandre (Furtdao & Karan, 1990). De fleste studier av denne typen benytter derfor også en kryss-seksjonell analyse for å undersøke hvilke faktorer som påvirker markedsreaksjonen. Videre trekker Furtado og Karan frem at 30 % av lederbytter sammenfaller med annonsering av andre selskaps-spesifikke nyheter. For å bedre isolere effekten av lederbytte renser derfor mange forskere utvalget for andre annonseringer, eller tester utvalg med og uten mulige konfunderende nyheter.

Effekten av lederbytter man ser i verdsettelsen av selskapers egenkapital består av to komponenter, en real- og en signaleffekt (Bonnier & Bruner, 1989). Realeffekten beskriver andelen av markedsreaksjonen som tilskrives tap eller tilegnelse av humankapital. Signaleffekten har sitt opphav i at ledelsen besitter informasjon om selskapet som markedet ikke har kjennskap til. Endringer i ledergruppen sender signaler til markedet med indikasjoner på selskapets nåværende og fremtidige situasjon. Slike signaleffekter kan eksempelvis være tegn på endringer i selskapets strategi, eller at selskapet presterer dårligere enn det som allerede er priset inn av forventninger.

## 2.2 Formueseffekter ved bytte av CFO

Markedsreaksjonen ved bytte av CEO er allerede godt beskrevet i litteraturen, men tilsvarende litteratur for CFO-bytter er fortsatt mangelfull og fragmentert (Hilger, Mankel, & Richter, 2013; Uhde, Klarner, & Tuschke, 2017). I litteraturen som undersøker CFOens rolle og forholdene rundt CFO-bytte er Mian (2001) ofte sitert. Han finner at CFO-bytter virker å påfølge svake finansielle og operasjonelle resultater. For det fulle datasettet finner Mian ikke signifikant markedsreaksjon over to dager. Han finner derimot at CFO-bytter er assosiert med signifikant negativ markedsreaksjon dersom CFO sier opp og påtroppende CFO rekrutteres internt. Mian finner også at hyppigheten av ekstern etterfølger er betydelig høyere ved bytte av CFO enn for lignende studier av CEO-bytte. Videre er CFO-avgang uten samtidig annonsering av etterfølger assosiert med en signifikant negativ markedsreaksjon i Mians datasett. Han argumenterer for at fratredelse uten samtidig etterfølger i større grad er tvungen avgang, og at disse byttene kommer uventet på markedet.

Mian (2001) klassifiserer årsak for CFO-bytte etter destinasjon for avtroppende CFO, men finner ikke signifikant markedsreaksjon for noen av årsakene. CFO-bytter vil i varierende grad være forventet, og ulike oppgitte årsaker sender ulike signaler til markedet. Lee, Lusk og Halperin (2010) forklarer at selskaper er klar over dette i valg av kommunikasjon, og det kan derfor være vanskelig å tolke den faktiske årsaken til byttet. Et eksempel er funnene til Beams, Huang og Yan (2013). Etter å ha kontrollert for andre predikatorer finner de et signifikant forhold mellom CFO-oppsigelser og påfølgende konkurs. I deres studie trekker de frem at vanligste oppgitte årsak var «følge andre karrieremuligheter» eller «følg andre interesser». De argumenterer for at denne typen vage formuleringer av oppgitt årsak ikke er overraskende, ettersom mange selskaper er klar over at annonseringen kan påvirke aksjekursen.



## 3. Data

Datasettet benyttet i denne utredningen består av CFO-bytter for selskaper notert på Oslo Børs og Oslo Axess i perioden 2010 til 2020. Beregning av markedsreaksjon gjøres ved hjelp av tilhørende kursutvikling for de relevante selskapene. CFO-bytter i perioden er identifisert basert på søkeresultater fra Oslo Børs selskapsmeldingsside, Newsweb (Oslo Børs, 2020). I et forsøk på å identifisere beslutningsrelevant informasjon om bytte som trolig var tilgjengelig for investor på annonseringstidspunktet har vi benyttet supplerende informasjonskilder.

### 3.1 Datakilder

For selskaper notert på Oslo Børs er det informasjonsplikt, og informasjon om endringer i selskapsledelsen er meldepliktig gjennom nettstedet Newsweb (Oslo Børs, 2020). Utvalget av CFO-bytter ble innhentet basert på relevante søkeord i databasen for perioden 2010 til 2020. Søkeordene er relatert til CFO-stillingen, ledelse og organisasjon, både på norsk og engelsk. Datainnhentingene resulterte i 1660 observasjoner, med betydelige duplikater og irrelevante søkeresultater. De innhentede børsmeldingene ble filtrert ved manuell gjennomgang. Kriteriene for denne filtreringsprosessen blir beskrevet i detalj i det påfølgende.

<b>Søkeord</b>	
Management	735
CFO	415
Konsernledelse	116
Organisation	96
Chief Financial Officer	88
Organization	84
Finansdirektør	53
Organisasjon	40
Organisering	27
Ledergruppe	4
Økonomisjef	2
<b>Totalt</b>	<b>1660</b>

Tabell 1: Søkeord fra Newsweb.

#### 3.1.1 Kriterier for filtreringsprosess

##### *Egenkapital, duplikater og irrelevante meldinger*

Vi filtrerte ut meldinger tilknyttet selskaper som kun har noterte obligasjonslån, og ikke børsnotert aksjekapital. Videre ble et betydelig antall observasjoner identifisert som duplikater, både grunnet flere søkeord i samme meldingstittel og annonsering på både norsk og engelsk. Det ble også identifisert 577 irrelevante børsmeldinger, eksempelvis meldepliktig handel fra ledelsen.

<b>Årsak for ekskludering</b>	
Irrelevant	577
Andre lederbytter	298
Duplikat	245
Obligasjon	114
Upåret ansettelse	100
Interim	45
Mangler data	31
M&A	6
<b>Totalt</b>	<b>1415</b>

Tabell 2: Antall observasjoner ekskludert.

### *Midlertidig CFO-bytte*

Det er ikke uvanlig at CFO blir sykemeldt, går ut i foreldrepermisjon eller midlertidig må ta på seg andre ansvarsområder i selskapet. I slike tilfeller annonseres dette i en børs melding, hvor det samtidig informeres om hvem som blir konstituert eller «interim» CFO. Ettersom dette er en midlertidig endring, hvor intensjonen er at den fast ansatte CFOen skal gjenoppta stillingen på et senere tidspunkt, anser vi ikke dette som et CFO-bytte. Vi ekskluderer følgelig denne kategorien av observasjoner fra utvalget. I tilfeller hvor det midlertidige fraværet fra stillingen blir permanent på et senere tidspunkt, velger vi å benytte den endelige annonseringen om permanent fratredelse som tidspunkt for avgang.

### *Mangel på data og andre lederbytter*

I noen tilfeller var det ikke mulig å oppdrive data for aksjekursutvikling rundt CFO-bytte. Meldinger som inngår i denne kategorien er CFO-bytter før eller rett etter børsnotering av selskapet, samt ett tilfelle av langvarig handelsstopp. Observasjoner i denne kategorien hvor nødvendig data ikke er tilgjengelig ekskluderes fra utvalget og kategoriseres som «Mangler data». Den ekskluderte kategorien «andre lederbytter» omfavner utskiftning av andre ledere enn CFO.

### *Oppkjøpsaktivitet*

Seks observerte CFO-bytter sammenfaller med store finansielle transaksjoner, hvor hele eller deler av selskapet blir kjøpt av et annet selskap. Slike oppkjøp impliserer store endringer i eierskapsstruktur og underliggende forretningsvirksomhet. Endringer i premissene for investors verdsettelse, gjerne kombinert med en budkrig kan medføre betydelig prisvolatilitet. Ettersom dette vanskeliggjør beregning av unormal avkastning anser vi det som hensiktsmessig å ekskludere disse observasjonene fra utvalget.

## **3.1.2 Parede og uparede observasjoner**

Et bytte av CFO inneholder minimum to hendelser, en fratredelse fra stillingen, og en påfølgende nyansettelse av erstatteren. I noen tilfeller annonseres de to relaterte hendelsene i samme melding, og i andre tilfeller i separate meldinger med varierende mellomrom. Vi er av den oppfatning at det er annonsering av CFOs avgang som kommer mest overraskende på markedet, ettersom dette annonseres først. Denne utredningen fokuserer derfor på tidspunktet for annonsering av CFOs avgang, og supplerer med kryss-seksjonelle data om etterfølger. Observasjoner hvor annonsering av at nåværende CFO slutter og etterfølger presenteres i samme børs melding ble kategorisert som «Paret». I disse tilfellene vurderer markedet effekten av både avgang og nyansettelse. Meldinger hvor etterfølger ble annonsert på et senere tidspunkt ble klassifisert som «Uparet», og antall dager mellom de to annonseringene ble tilegnet variabelen «Dager mellom».

Selekterte kryss-seksjonelle data om etterfølger ble innhentet for alle CFO-bytter. For parede CFO-bytter hadde investor tilgang på informasjon om etterfølger i hendelsesvinduet, og informasjonen kan derfor benyttes direkte i en kryss-seksjonell analyse. Informasjonen om etterfølger i uparede meldinger var ikke tilgjengelig for investor i hendelsesvinduet og blir følgelig ikke benyttet i den kryss-seksjonelle analysen. En sammenligning av etterfølgerinformasjon for parede og uparede meldinger kan likefullt benyttes for å identifisere systematiske forskjeller mellom de to kategoriene.

### ***Sammenkobling av børsmeldinger***

Informasjonen i alle uparede ansettelse ble innhentet og tilegnet observasjonen for CFOs avgang. Deretter ble observasjon for annonsering av etterfølger markert for sletting i kategorien «Uparede». Registrering av navn på avtroppende og tiltredende CFO, kombinert med den metodiske sammenkoblingen av oppsigelses- og ansettelsesmeldinger, muliggjorde dannelse av CFO-historikk for enkeltsekskapene over tid.

Gjennom prosessen for å koble avtroppende CFO til etterfølger over tid var vi i stand til å identifisere en rekke CFO-bytter utenfor søkerresultatene. Disse ble synliggjort som brudd i «kjeden av CFO-historikk». I disse tilfellene manglet enten annonsering av CFOs avgang, eller etterfølger. Den manglende meldingen ble innhentet ved å gå gjennom børsmeldingene før eller etter hendelsen i Newsweb. Selv om metoden innhentet en rekke manglende observasjoner identifiserer den ikke tilfeller hvor både melding om at CFO slutter og nyansettelsen mangler.

Filtreringsprosessen resulterte i et endelig utvalg på 245 relevante CFO-avganger, med 115 parede og 130 uparede meldinger. Blant de uparede meldingene manglet 17 observasjoner for etterfølgermelding. Dette skyldes enten at etterfølger ikke hadde blitt annonsert på tidspunktet for vår datainnsamling, eller at sekskapet ble fjernet fra Oslo Børs før erstatter ble annonsert.

## 3.2 Kryss-seksjonelle variabler

Litteraturen påpeker at CFO-bytter er ikke heterogene. Dersom noen CFO-bytter gir positiv markedsreaksjon og andre negativ, kan gjennomsnittlig markedsreaksjon i snitt trekkes mot null selv om det finnes betydelige effekter. En analyse av de underliggende driverne for retning og omfang av markedsreaksjonen kan derfor gi ytterligere innsikt (Furtdao & Karan, 1990; Mian, 2001).

Seleksjon av kryss-seksjonelle variabler er gjort basert på litteraturen og hva vi observerer av selskapsspesifikk informasjon rundt hendelsene. Disse datapunktene er samlet inn og registrert ved manuell gjennomgang av innholdet i de relevante børsmeldingene og supplerende kilder. Denne prosessen ble gjort i tråd med strenge kriterier for å oppnå en mest mulig konsekvent klassifisering.

### *Supplerende kilder*

Det er rimelig å anta at investor benytter seg av flere kilder for tilgjengelig informasjon ved annonseringstidspunktet for å danne seg et helhetlig bilde av hendelsen. Følgelig har vi forsøkt å sammenstille informasjonen i børsmeldingen med supplerende data. Vi har benyttet finanspresse, Proff.no (2020), LinkedIn (2020), selskapenes hjemmesider, samt databasene til Compustat, Orbis og Bloomberg.

For informasjon om avtroppende CFO har vi kun benyttet informasjon vi kan datere til, eller vi med rimelighet kan anta var tilgjengelig på hendelsestidspunktet. De samme retningslinjene ble benyttet for innhenting av informasjon om etterfølger i de parede meldingene. For klassifisering av årsak har vi tatt utgangspunkt i informasjonen fra børsmeldingene. Vi har så supplert med artikler fra finanspresse for å kryssjekke oppgitt årsak, eller manglende spesifisering. Ved innhenting av informasjon fra finanspresse ble datering av artikkel sjekket mot relevant hendelsesvindu.

### *Konfunderende nyheter*

En generell problemstilling i event-studier er mulige konfunderende selskapsspesifikke nyheter på samme tidspunkt som hendelsen en ønsker å analysere (Furtdao & Karan, 1990). En slik forstyrrende eller konfunderende variabel er en alternativ variabel som kan forklare kausal relasjon (Svartdal, 2015). Vi observerer at et betydelig antall CFO-bytter i vårt utvalg sammenfaller med andre selskapsspesifikke hendelser som potensielt gir utslag i aksjekursen. Et eksempel kan være at flere medlemmer av selskapsledelsen byttes ut samtidig, hvilket gjør det utfordrende å isolere markedsreaksjonen ved at CFO-byttes.

Det er rimelig å anta at investor vil forsøke å analysere sammenhengen mellom all informasjon tilgjengelig på tidspunktet for å etablere en oppfatning av selskapets fremtidsutsikter. En rekke andre selskapsnyheter er relatert til CFOs valg og prestasjoner. Eksempelvis kan et CFO-bytte som sammenfaller med annonsering av en restruktureringsprosess sende andre signaler til markedet, enn dersom CFO trer av samtidig som selskapet presenterer gode resultater. En kategorisering av sammenfallende konfunderende nyheter kan derfor gi ytterligere innsikt. I likhet med Warner, Watts og Wruck, referert i Furtado og Karan (1990), velger vi derfor å undersøke underutvalg med og uten konfunderende nyheter.

Identifisering og kategorisering av mulige konfunderende nyheter ble utført ved manuell gjennomgang av hendelsesvinduet for alle annonserte CFO-avganger. Potensielle konfunderende nyheter kategoriseres på to ulike måter. Først kategoriseres de etter type nyhet. Deretter kategoriserer vi nyhetene basert på hvorvidt de er direkte koblet til CFOens ansvarsområder, og kan indikere at CFO har underprestert. Vi vil først gjennomgå kategorisering etter type nyhet.

<b>Konfunderende variabler</b>	
Resultatslipp	18
CEO-bytte	17
Reorganisering	8
Restrukturering	6
Kriminell etterforskning	3
Emisjon	2
<b>Totalt</b>	<b>54</b>

Tabell 3: Konfunderende nyhetsvariabler.

For tilfeller hvor CFO-bytter sammenfaller med fremleggelse av kvartals- eller årsresultater kategoriseres konfunderende nyhet som «Resultatslipp». Investor vil i mange tilfeller ha opparbeidet seg et forventet bilde av innholdet i slike rapporter gjennom egen analyse, «guiding» fra selskapet eller analyser fra meglerhus. Finansiell rapportering er både et av CFOs hovedansvar og en indikator på ledelsens prestasjoner. Av den grunn har vi sammenlignet rapportert topplinje, EBITDA og resultat før skatt mot konsensusestimat fra Bloomberg. Tilfeller hvor resultatene skuffet markedet ved å være lavere enn konsensus blir kategorisert som «Negativt». Dersom resultatene virket å være forholdsvis likt konsensus eller bedre, ble disse klassifisert som «Nøytralt». Fem av de observerte resultatslippene manglet samtidig analysedekning, disse ble klassifisert som nøytrale. Blant de 18 resultatslippene var følgelig 14 nøytrale og fire negative.

Nyhetskategorien «CEO-bytte» beskriver tilfeller hvor selskapets CEO byttes samtidig som CFOs avgang annonseres. I denne kategorien inngår tilfeller hvor CEO fratrer eller ansettes samtidig som CFO fratrer, og tilfeller hvor CFO fratrer sin stilling for å bli selskapets nye CEO. Videre ble CFO-avgang i forbindelse med en generell reorganisering av den administrative ledelsen, uten bytte av CEO, kategorisert som «Reorganisering». Observerte CFO-bytter som sammenfaller med annonseringer tilknyttet restruktureringsprosesser kategoriseres som «Restrukturering».

Totalt tre observerte avganger var tilknyttet en kriminell etterforskning av CFO eller selskapet. Disse utgjør kategorien «Kriminell etterforskning». Videre observerte vi to tilfeller av CFO-avgang i forbindelse med en aksjeemisjon, som utgjør kategorien «Emisjon». Det første tilfellet bestod av slutføring av en emisjon. Det andre tilfelle var at en planlagt emisjon ble nedstemt i ekstraordinær generalforsamling, hvor CFO trer ut av stillingen dagen etter. I gjennomgangen av mulige konfunderende nyheter identifiserte vi et fåtall tilfeller hvor flere av de ulike nyhetene nevnt ovenfor ble annonsert på samme tidspunkt. I disse tilfellene har vi forsøkt å identifisere hvilken av nyhetene som kom mest overraskende på markedet, og klassifiserte deretter.

### *CFO-relaterte nyheter*

Vi antar investor vil forsøke å danne seg et holistisk bilde av informasjonen rundt CFOs avgang og andre selskapsspesifikke nyheter i hendelsesvinduet. Et sentralt spørsmål blir hvorvidt andre nyheter anses som relatert til hvorfor CFO trer av, eller om markedet tolker de to nyhetene separat. For å bedre forstå sammenhengen mellom CFO-fratreden og andre nyheter klassifiserer vi også de konfunderende nyhetene etter om de er CFO-relatert eller ikke. Kriteriet benyttet i denne inndelingen er om nyheten informerer om noe som er innenfor CFOs kontrollsfære, og om den kommer overraskende på markedet. I kategorien «CFO-relatert» inngår derfor: kriminell etterforskning, restruktureringsbehov, reorganisering av finansfunksjonen og resultatlipp under konsensus. Resterende mulige konfunderende nyheter er klassifisert som «ikke-CFO-relatert».

## **3.2.2 Variabler**

De kryss-seksjonelle dataene benyttet i regresjonsmodellene kan grovt grupperes i tre overordnede kategorier: Selskapsspesifikke-, avgangsspesifikke- og etterfølgerspesifikke dimensjoner. Kriterier for kategorisering av variabler blir beskrevet i det påfølgende. Beskrivende statistikk for de innsamlede variablene blir gjennomgått i seksjon 3.4.

<b>Selskapsspesifikke dimensjoner</b>	
Selskap	Navn på selskap
Marked	Notert på Oslo Børs eller Oslo Axess ved annonseringstidpunkt
Sektor	Selskapets sektor
Finansielt stresset	Opplevd 30 % fall i markedsverdi og over gjennomsnittet høy volatilitet
Handelsvolum	Gruppering handelsvolum: Tykk/Medium/Tynn
Størrelse	Gruppering markeds kapitalisering: Stor/Middels/Liten

<b>Avgangsspesifikke dimensjoner</b>	
Paret	Etterfølger annonseres i samme børsmelding eller ikke
Dager mellom	Antall dager mellom annonsering av at CFO slutter og ansatt etterfølger
Avtroppende	Navn på avtroppende CFO
Årsak	Kategorisering av årsak for CFOs avgang
Fortsetter	Avtroppende CFO fortsetter å jobbe i selskapet
Børsintern	CFO slutter for å begynne i stilling hos annet børsnotert selskap
Utenlandsk	Statsborgerskap i Norge eller landet selskapet i hovedsak operer
Kjønn	Kjønn avtroppende CFO
Alder	Alder avtroppende CFO ved annonseringstidspunktet
Ansiennitet	Antall år i stillingen for avtroppende CFO
Konfunderende nyhet	Type mulig konfunderende nyhet
CFO-relatert	Konfunderende nyhet innenfor CFOs kontrollsfære

<b>Etterfølgerspesifikke dimensjoner</b>	
Etterfølger	Navn etterfølgende CFO
Intern	Etterfølger rekruttert intern eller eksternt
Sektorerfaring	Påtroppende CFO har erfaring fra sektoren
Utenlandsk etterfølger	Statsborgerskap i Norge eller landet selskapet i hovedsak operer
Kjønn etterfølger	Kjønn etterfølgende CFO
Alder etterfølger	Alder etterfølgende CFO på tidspunktet for ansettelse

### 3.2.3 Selskapsspesifikke dimensjoner

Meldingsinformasjonen fra Newsweb ble benyttet for innhenting av «Dato», tidspunkt på døgnet «Tid», «Marked», «Selskapsnavn» og «Ticker» (Oslo Børs, 2020). Denne informasjonen blir i hovedsak benyttet for identifisering av selskap og korrekt fastsettelse av hendelsestidspunkt.

#### *Sektor*

For å kartlegge utvalget og undersøke kryss-seksjonell variasjon klassifiserte vi selskapene i tråd med sektorinndelingen benyttet av Dagens Næringslivs investorsider (2020). Denne oversikten mangler sektorinndeling for en rekke selskaper som ikke lenger er notert på Oslo Børs. I slike tilfeller ble selskapene tildelt sektor ved manuell gjennomgang, basert på informasjon om selskapenes virksomhetsområde og klassifisering av sammenlignbare selskaper.

#### *Markedskapitalisering og handelsvolum*

Gjennom Wharton Research Data Services fikk vi tilgang til databasen Compustat, hvor vi kunne hente ut aksjekurs for selskapene i perioden 2009-2020 (WRDS, 2020). Databasen tillot også nedlastning av antall aksjer notert for hver handelsdag i perioden, samt daglig handelsvolum. Data for aksjekurs, antall aksjer og handelsvolum tillater kategorisering av hvert selskap gjennom perioden etter markedskapitalisering, grad av handel i aksjen og endringer i selskapsverdien over tid. Vi definerer et selskap som har falt mer enn 30% i markedsverdi siste handelsår, og som har over gjennomsnittet høyt standardavvik, som «Finansielt stresset».

### 3.2.4 Avgangspesifikke dimensjoner

Innhenting av datapunkter for dimensjoner tilknyttet CFOs avgang ble gjort i tråd med et tydelig kriterium at informasjonen må ha vært allment tilgjengelig i hendelsesvinduet. Navn på avtroppende CFO blir i all hovedsak tilgjengeliggjort i børsmelding som annonserer CFO-byttet. Kjønn, nasjonalitet, alder og ansiennitet ble i varierende grad oppgitt i meldingene, og ved behov ble supplerende kilder benyttet.

#### *Alder og nasjonalitet*

I tilfeller hvor hverken børsmelding eller selskapets hjemmeside oppga alder på avtroppende CFO ble proff.no, Orbis eller Bloomberg benyttet for å fastsette fødselsår. I åtte tilfeller var det ikke mulig å spore fødselsår gjennom disse metodene og her ble CFOens LinkedIn-profil benyttet for å gi et estimat. Vi har her antatt at fødselsår er 20 år før påbegynt høyere utdanning. «Utenlandsk» er kategorisert som «JA» dersom CFO ikke har statsborgerskap i Norge eller landet hvor selskapet i hovedsak operer.

<b>Alder avtroppende CFO</b>	
N	245
Ung (< 42 år)	33 %
Middels (43-49 år)	31 %
Eldre (> 49 år)	36 %

<b>Alder etterfølger</b>	
N	115
Ung (< 42 år)	43 %
Middels (43-49 år)	34 %
Eldre (> 49 år)	23 %

Tabell 4: Alder på avtroppende og etterfølgende CFO.

#### *Årsak for CFOs avgang*

Mian (2001) benytter tilgjengelig informasjon i The Wall Street Journal for å klassifisere utvalget i kategorier basert på destinasjonen for avtroppende CFO. Basert på kommunikasjonen i børsmeldingene og tilgjengelig informasjon i finanspresse har vi også kategorisert observasjonene etter årsak for CFOs avgang. En betydelig andel av de observerte CFO-byttene blir forklart ved av CFO går over i ny stilling. Forklaringen er tydelig begrunnet enten i børsmeldingen eller finanspresse. Dersom CFO forlater selskapet for å ta en annen stilling eksternt ble årsaken kategorisert som «Ny jobb». Tilfeller hvor CFO fratrer sin stilling og begynner i en annen jobb internt, med unntak av CEO-stillingen, ble kategorisert som «Omplassert». Kategorien «Blir CEO» omhandler alle CFO-bytter hvor det oppgis at CFO fratrer sin nåværende stilling for å overta stillingen som selskapets øverste leder. Kategorien overlapper delvis med kategorisering av konfunderende nyhet «CEO-bytte», og følgelig vil det være en viss korrelasjon mellom de to variablene, noe vi tar høyde for videre i den kryss-seksjonelle analysen.

<b>Klassifisering av årsak</b>	
Ny jobb	72
Ikke spesifisert	61
Vag formulering	37
Omplassert	33
Periodisk	22
Blir CEO	15
Avskjediget	5
<b>Totalt</b>	<b>245</b>

Tabell 5: Årsaker for CFO-avganger identifisert i arbeidet med denne utredningen.



En rekke observerte CFO-bytter forklares med årsaker av en periodisk natur. Ved ni tilfeller begrunnes CFOs avgang med pensjon. Videre observerte vi ti tilfeller hvor selskapet flytter lokasjon og CFO sier opp sin stilling fordi personen ikke ønsker å flytte bosted. Tre selskaper benyttet «Management for hire»-avtaler, hvor de leier en CFO på kontraktbasis. Ved utgangen av perioden eller ved kontraktsbrudd ble bytte av CFO iverksatt. Pensjon, lokasjon og CFO-for-hire som oppgitt årsak utgjør kategorien «Periodisk».

Vi observerer en rekke meldinger hvor det ikke er oppgitt noen tydelig årsak for at CFO slutter, eller hvor det rår usikkerhet rundt det faktiske hendelsesforløpet. Både Mian (2001) og Lee et al. (2010) påpeker at den faktiske årsaken bak CFOs avgang i mange tilfeller er uklart. Hvorvidt dette skyldes dårlig kommunikasjon eller et ønske fra ledelsen om å holde tilbake informasjonen er uvisst. Dette vanskeliggjør også tolkning av forklaringer gitt i meldinger med fastsatt årsak, da det kan stilles spørsmål ved hvor pålitelig den er.

Kun ved fem tilfeller kunne vi med sikkerhet fastsette at CFO ble avskjediget eller tvunget til å si opp sin stilling. Tre av disse avskjedigelser var forbundet med en kriminell etterforskning. Litteraturen er klar på at sparking og ansettelse er et av de viktigste verktøyene styret har for å opprettholde eierskapskontroll. Det er derfor påfallende at styret kun virker å kommunisere avgangen som en avskjedigelse dersom ledelsen har gjort noe kriminelt. Dette antyder at en rekke tilfeller som i praksis er avskjedigelser, heller blir vinklet i kommunikasjonen som at CFO har valgt å fratrukke stillingen.

I 22 tilfeller er årsak oppgitt med en fraserings av typen: «fratrer stillingen for å følge andre karrieremuligheter» eller «forfølge andre interesser», uten noen indikasjon på at CFO har ny jobb. Vi observerte også 15 tilfeller hvor selskapet kommuniserer at CFO fratrukker grunnet personlige eller helsemessige årsaker. Beams et al. (2013) argumenterte for at selskapene er klar over at bytter kan gi utslag i aksjekursen, og at bruk av vage formuleringer er et bevist valg. I en artikkel fra The New York Times viser Hafner (2006) til en lang tradisjon for å benytte generiske oppgitte årsaker som «følge andre interesser», og personlige årsaker som «bruke mer tid med familien», for å skjule avskjedigelser. Videre viser hun til en rekke eksempler fra amerikanske selskaper hvor denne typen fraserings oppgis, og avtroppende likefullt tar en lignende stilling i etterkant. Hafner argumenterer for at avtroppende i mange tilfeller ikke frivillig har skiftet jobb, og at selskapet har søkt å avdramatisere det som i realiteten er en avskjedigelse. Vi kategoriserer både personlige- og helsemessige årsaker, og denne typen vage fraserings som «Vag formulering».

For 61 observerte CFO-avganger ble det hverken oppgitt informasjon om årsak i børsmeldinger eller i finanspresse under hendelsesvinduet. I disse tilfellene antar vi at den gjennomsnittlige investor tolket årsak som «Ikke spesifisert». En gjennomgang av avtroppende CFOs profil på LinkedIn avslørte i flere tilfeller at vedkommende gikk inn i ny stilling i et annet selskap innen relativt kort tid. Selv om vi i etterkant var i stand til å innhente denne informasjonen kan vi ikke anta at det samme var tilgjengelig for investor på annonseringstidspunktet. Det er også uklart hvorvidt vedkommende sa opp for å akseptere denne nye stillingen, eller om CFO ble avskjediget og så fikk tilbud om ny stilling i etterkant.

### ***Børsintern***

Ved 14 tilfeller blir markedet gjort oppmerksom på at CFO fratrer stillingen for å begynne i ny jobb hos et annet børsnotert selskap. Disse observasjonene ble registrert i en egen variabel, «Børsintern». Blant disse observasjonene ble CFOer rekruttert både mellom konkurrenter og på tvers av sektorer.

### ***Ansiennitet***

Variabelen ansiennitet er definert ved en kategorisering av antall år i stillingen for avtroppende CFO. I mange tilfeller oppgis dette i børsmeldingen, og ellers har LinkedIn,

<b>Ansiennitet</b>	
N	245
Kort (< 3 år)	39 %
Middels (4-6 år)	31 %
Lang (> 6 år)	30 %

Bloomberg og tidligere børsmeldinger blitt benyttet for å innhente informasjonen. Dersom vedkommende var interim CFO før fast ansettelse, har vi kun inkludert tiden som fast ansatt i ansiennitet. Dersom CFO midlertidig har tredd ut av rollen for å bekle en «interim-rolle» innad i selskapet, og så blir CFO igjen, inkluderes hele perioden. I tilfeller hvor CFO har sluttet, og så returnert til rollen som CFO på et senere tidspunkt inkluderes kun siste periode.

*Tabell 6: Ansiennitet for sittende CFO.*

### **3.2.5 Etterfølgerspesifikke dimensjoner**

Klassifisering av variablene «Navn etterfølger», «Alder etterfølger», «Kjønn etterfølger» og «Utenlandsk etterfølger» ble samlet inn etter samme kriterier som for avtroppende CFO. Det er kun for de 115 parete observasjonene at etterfølgerspesifikke dimensjoner benyttes i den kryssseksjonelle analysen. Informasjon om etterfølger i uparede meldinger er også samlet inn, men kun for bruk i deskriptiv statistikk.

Mian (2001) undersøkte forekomsten av eksternt og internt rekruttert etterfølger. Resultatene i Mians forskning indikerer at det amerikanske markedet i tidsperioden reagerte negativt dersom CFO sa opp og ble erstattet internt. Vi har derfor også kategorisert hvorvidt etterfølgeren i det norske markedet ble rekruttert eksternt eller internt, i variabelen «Intern». Basert på meldingsinnholdet og etterfølgers LinkedIn-profil, har vi også undersøkt hvorvidt vedkommende har erfaring fra sektoren eller ikke i variabelen «Sektorerfaring». Alle interne etterfølgere har sektorerfaring og de to variablene bør følgelig behandles separat i regresjonsanalysen for å minimere problemer med multikollinearitet.

### 3.3 Børsdata

Kursinformasjon for selskapene i utvalget ble innhentet gjennom databasen Compustat (WRDS, 2020). Daglige kurser er lagt til grunn i analysene og informasjonen ble hentet basert på aksjenes unike identitetsnummer, ISIN. I tilfeller hvor aksjer er strøket fra Oslo Børs har vi benyttet WRDS og tjenesten Marketscreener (2020) til å identifisere selskapenes ISIN. Kursinformasjonen fra WRDS har ved store utslag blitt sjekket mot data på Oslobors.no (2020), der vi har observert uregelmessigheter i kursutvikling. Søk i Newsweb har avdekket at kursinformasjonen ikke er korrigert for aksjesplitt- og spleis, og i tilfeller hvor dette har vært aktuelt har vi korrigert manuelt. Vi har også forsøkt å korrigere for eventuelle emisjoner og utbytter dersom dette var en del av datasettet over estimeringsperioden.

Børsmeldingene fra Newsweb inneholder både dato og tidspunkt for annonsering av informasjon. I flere tilfeller annonseres CFOs avgang etter børsens stengtids tid eller på dager der Oslo Børs er stengt. Vi har her fastsatt hendelsestidspunkt til første handelsdag etter annonsering. Noen meldinger kommer på røde dager i Norge, hvor utenlandske selskaper driver som normalt. Disse dagene handles hverken aksjen eller indeks i Norge, og vi har derfor korrigert disse dagene til å sammenstille første handelsdag hvor indeks handles. Vi har hentet ut kursdata fra 252 handelsdager før til 7 dager etter annonseringstidspunkt for hver observasjon.

### 3.4 Beskrivende statistikk

Utvalget på 245 observasjoner består av 159 unike selskaper og 360 individer. Sektorsammensetningen til utvalget er fire prosentpoeng tyngre vektet mot energi enn Oslo Børs, som trolig skyldes at børsen er mindre oljeeksponert i dag enn den historisk har vært. For de andre sektorene er samtlige innenfor 1-2 prosentpoengs avvik fra sektorvektene til Oslo Børs i dag.

Gjennomsnittlig aksjeavkastning siste handelsår for CFOs avgang er -6.12 %, med en spredning fra -98.9 % til +452.83 %. En dimensjon vi tror påvirker markedsreaksjonen er selskapets finansielle situasjon og prestasjoner før annonsering av avgang. Variabelen for finansielt stresset viser at 12 % av utvalget faller innenfor denne kategorien.

Blant de 245 relevante CFO-avgangene ble 115 parede annonseringer observert, samt 130 uparede. Etter vår kategorisering virker omtrent en fjerdedel av avtroppende CFOer å fortsette i selskapet etter avgangen. Gjennomsnittsalderen for avtroppende CFO er 47 år, og de har i gjennomsnitt en ansiennitet på 5 år ved avgang.

For de parede meldingene har tre av fire nyansatte CFOer erfaring fra sektoren og 41 % av nye CFOer er internt rekruttert. Rapporten fra Crist|Kolder Associates (2019) viste til sammenligning at rundt 60 % av nye CFOer for amerikanske selskaper var rekruttert internt. I underkant av 10 % har utenlandsk bakgrunn og i gjennomsnitt er erstatteren 44 år, tre år yngre enn avtroppende CFO. For de uparede meldingene går andelen med sektorerfaring ned til 64 %, og andelen internt ansatte er halvert. Andelen menn, utenlandsk og gjennomsnittsalder har mindre endringer.

<b>Totalt utvalg</b>	
Antall observasjoner	245
Antall selskaper	159
Små selskaper	24 %
Mellomstore selskaper	39 %
Store selskaper	36 %
Selskaper med fin. stress	12 %

<b>Avtroppende CFO</b>	
Antall CFO-bytter	245
Paret	47 %
Fortsetter i selskapet	23 %
Utenlandsk	8 %
Børsintern	5 %
%-andel menn i utvalget	90 %
Gjennomsnittsalder	47 år
Ansiennitet	5 år

<b>Påttroppende CFO</b>		
	<b>Paret</b>	<b>Uparet</b>
Utvalg	115	113
Sektorerfaring	75 %	64 %
Intern	41 %	20 %
Utenlandsk	8 %	12 %
%-andel menn i utvalget	90 %	85 %
Gjennomsnittsalder	44 år	43 år

Tabell 7: Beskrivende statistikk.

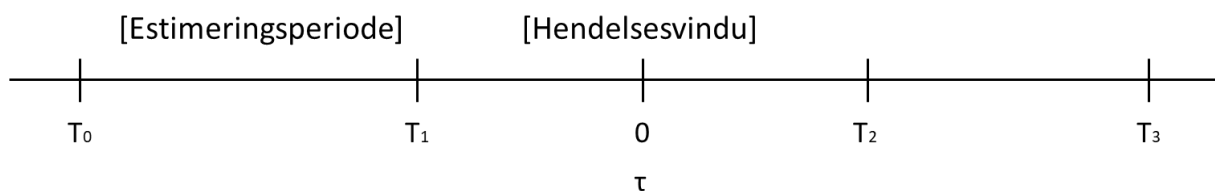
## 4. Metode

Vi har i denne utredningen gjennomført en event-studie etter rammeverket til MacKinlay (1997), etterfulgt av en kryss-seksjonsanalyse. Vi har testet om den unormale avkastningen ved annonsering av CFOs avgang er signifikant forskjellig fra null ved ulike metoder for beregning av unormal avkastning og ulike statistiske tester. Deretter har vi gjennomført en regresjonsanalyse for å teste om hypotesene om variasjon i markedsreaksjon kan forklares gjennom de selskaps- og hendelsesspesifikke variablene definert i datainnsamlingsprosessen.

### 4.1 Event-studie

Event-studier har vært brukt til å analysere hvordan hendelser påvirker verdsettelsen av selskaper siden James Dolley undersøkte priseffekten ved aksjesplitt i 1933. Det finnes et mangfold av akademiske artikler på hvordan en slik studie kan gjennomføres, men mest sitert av alle er Mackinlay's «Event Studies in Economics and Finance» fra 1997. MacKinlay forklarer at dersom en forutsetter rasjonalitet i markedet vil effekten av en hendelse reflekteres i aksjekursen umiddelbart.

Det finnes ingen altomfattende metode for en event-studie, men en generell arbeidsflyt for denne typen studier kan forklares på følgende måte: først identifiseres tidsrommet hvor en antar at en hendelse påvirker aksjekursen til selskapene i studiet. Denne perioden omtales som hendelsesvinduet og det er vanlig å inkludere mer enn én dag for å fange opp de kumulative verdsettelseeffektene. MacKinlay (1997) spesifiserer at både dagen for hendelsen og dagen etter bør inkluderes i hendelsesvinduet. I tillegg er det mulig at deler av informasjonen om hendelsen treffer markedet før offisiell annonsering. Av den grunn er det vanlig å undersøke en periode før annonsering også. I vår utredning fastsettes hendelsesvinduet til dagen for hendelsen, samt dagen før og etter. Hendelsesvinduet strekker seg dermed over tre dager, fra  $t_{-1}$  til  $t_1$ .



Figur 1: Estimeringsperiode og hendelsesvindu.

Måling av hendelsens effekt på selskapets verdsettelse gjøres gjennom beregning av unormal avkastning. Den unormale avkastningen er definert som den faktiske ex-post aksjeavkastningen,  $R_{it}$ , minus normalavkastningen til selskapet i eventvinduet. Normalavkastningen defineres som forventet avkastning for selskapet, gitt at hendelen ikke hadde forekommet,  $E(R_{it}|X_{\tau})$ .

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}|X_{\tau})$$

I henhold til rammeverket presentert av MacKinlay (1997) har vi beregnet unormal avkastning for aksjene i utvalget ved hjelp av enkle og et utvalg mer avanserte metoder. Vi benytter konstant gjennomsnitts- og markedsjustert-metode, samt markedsmodellen. For modeller som benytter historisk avkastning defineres et estimeringsvindu. I denne utredningen starter estimeringsvinduet 250 handelsdager før hendelsen og avsluttes 10 dager før hendelsen.

### ***Konstant gjennomsnitt (Constant Mean)***

Det finnes mange metoder for å beregne unormal avkastning, men den enkleste av dem regnes å være en konstant gjennomsnittmodell. Selv om modellen er forholdsvis enkel gir den ofte lignende resultater som mer sofistikerte modeller (Brown og Warner, referert i MacKinlay 1997). I denne modellen antas den forventede avkastningen til en aksje å være konstant over tid, gitt ved modellen:

$$R_{it} = \mu_i + \zeta_{it}$$

$$E(\zeta_{it}) = 0 \quad \text{var}(\zeta_{it}) = \sigma_{\zeta_i}^2$$

### ***Markedsmodell (Market Model)***

Markedsmodellen er en statistisk modell som relaterer avkastningen på en aksje til avkastningen på markedsporteføljen. Modellens lineære spesifisering følger av en antagelse om normalfordelt multivariat aksjeavkastning. For hver aksje beregnes alfa og beta basert på sammenhengen mellom aksjen og et referansemarked. Forventet avkastning for en aksje på et gitt tidspunkt er gitt ved:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

$$E(\varepsilon_{it}) = 0 \quad \text{var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$$

Hensikten med denne modellen er å redusere variansen til unormal avkastning ved å fjerne komponenten som kan forklares med variasjon i markedet den gitte dagen (MacKinlay, 1997). Ved å forklare avkastning i aksjen gjennom variasjon i markedet reduseres også effekten av makroforhold som påvirker prising av hele markedet og ikke bare enkeltelskapene. Markedsmodellen er et eksempel på en enfaktormodell, hvor markedet er en faktor som forklarer aksjeavkastningen. Mer avanserte modeller eksisterer, men som MacKinlay påpeker, er gevinstene ved å benytte slike modeller i en event-studie begrenset.

### ***Markedsjustert (Market Adjusted)***

Dyckman, Philbrick, & Stephan (1985) finner at en markedsjustering av avkastning ofte kan være bedre enn konstant gjennomsnitt. Modellen kan også være godt egnet dersom parameterne i markedsmodellen ikke lar seg estimere på en god måte. Denne modellen setter forventet avkastning for en gitt dag,  $R_{it}$ , lik markedsavkastningen samme dag,  $R_{mt}$ . En slik justering setter forventet avkastning til å være konstant over alle selskaper på en gitt dag, men ikke over tid. Dette tilsvarer en markedsmodell med forutsetninger om at  $\alpha = 0$  og  $\beta = 1$ .

Generelt anbefaler MacKinlay (1997) en bred aksjeindeks som markedsportefølje i modellene. Som referansemarked har vi valgt å benytte hovedindeksen på Oslo Børs, OSEBX. Denne indeksen inneholder et representativt utvalg av alle noterte aksjer på børsen i Norge (Oslo Børs, 2020).

### ***Unormal avkastning***

I likhet med MacKinlay (1997) har vi lagt hovedfokuset for denne utredningen på markedsmodellen. Vi har i tillegg supplert med utregninger av unormal avkastning ved de andre modellene. Den unormale avkastningen for en aksje er beregnet som feilledet til markedsmodellen, hvor modellens parametere er beregnet ved OLS-regresjon over estimeringsvinduet.

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{mt}$$

Variansen til den unormale avkastningen er gitt ved følgende uttrykk, hvor  $L_1$  er definert som lengden på estimeringsvinduet:

$$\sigma^2(AR_{it}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2 + \frac{1}{L_1} \left[ 1 + \frac{(R_{mt} - \hat{\mu}_m)^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right]$$

Det første leddet er variansen til feilledet, og det andre leddet er varians som oppstår ved utvalgsfeil (sampling error) i  $\alpha_i$  og  $\beta_i$ . Når lengden på estimeringsvinduet  $L_1$  øker vil det andre leddet gå mot null og variansen til den unormale avkastningen blir  $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ .

### ***Kumulativ unormal avkastning***

For å føre inferens over hendelsesvinduet aggregeres den unormale avkastningen. Dette gjøres både over antall dager i hendelsesvinduet og på tvers av aksjene i utvalget. MacKinlay (1997) definerer kumulativ unormal avkastning (CAR) fra  $\tau_1$  til  $\tau_2$  som summen av unormal avkastning for utvalget i perioden. Gitt tilstrekkelig lengde på estimeringsvinduet  $L_1$  vil CAR gjennom hendelsesvinduet og tilknyttet varians for selskap  $i$  være gitt ved:

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} AR_{i\tau}$$

$$\sigma_i^2(\tau_1, \tau_2) = (\tau_2 - \tau_1 + 1)\sigma_{\varepsilon_i}^2$$

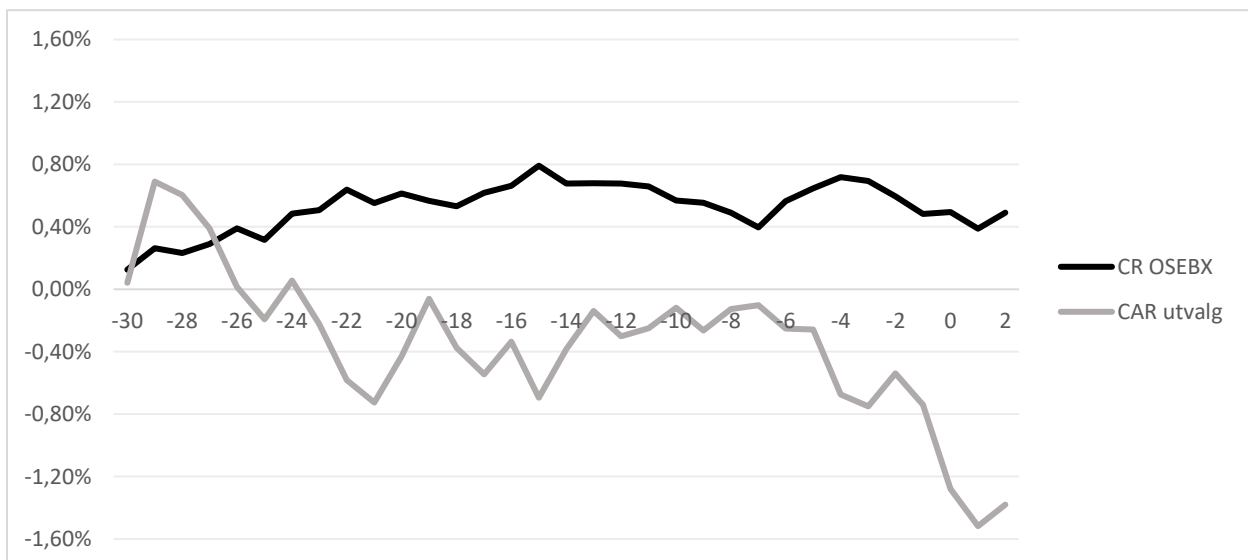
Den unormale avkastningen for hver observasjon aggregeres over hendelsesvinduet, og på tvers av selskapene i utvalget. For de N ulike CFO-byttene i datasettet er  $\overline{CAR}$  og variansen til  $\overline{CAR}$  gitt ved henholdsvis:

$$\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i(\tau_1, \tau_2)$$

$$var(\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2(\tau_1, \tau_2)$$

Inferens om den kumulative unormale avkastningen gjøres ved å benytte forutsetningen om at  $\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)$  er tilnærmet normalfordelt. Nullhypotesen om at kumulativ unormal avkastning er lik null, testes ved testestimatoren:

$$\theta_1 = \frac{\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)}{var(\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2))^{\frac{1}{2}}} \sim N(0,1)$$



Figur 2: Kumulativ unormal avkastning (CAR) i perioden fra 30 handelsdager før annonsering til 3 dager etter annonsering for vårt utvalg, og kumulativ avkastning for referansemarkedet i samme periode. Markedsmodell har blitt brukt for å beregne unormal avkastning. Figuren viser at utvalget i gjennomsnitt faller mer enn referansemarkedet i hendelsesvinduet.



## 4.1.2 Justeringer

En bias beskrevet av MacKinlay (1997) knytter seg til mangelfull handel, som påvirker markedsmodellens estimater. Der hvor MacKinlay konkluderer med at justeringer i beta ikke gir signifikante utslag på datasettet med amerikanske data, finner Bartholdy, Olson og Peare (2006) at en justering for «thin trading» er nødvendig for mindre børser. De anbefaler å dele datasettet inn i tynn, medium og tykk handel, og se på disse separat. En oversikt over fordeling av aksjene i vårt utvalg viser at to tredjedeler har mindre enn 10 dager uten omsetning i aksjen gjennom handelsåret. Totalt 50 observasjoner har mellom 10 og 100 dager uten handel, og 32 observasjoner har mer enn 100 dager uten handel i estimeringsvinduet. En gjennomgang av vårt datasett avslører store forskjeller i hvorvidt modellene fungerer som ønsket mellom disse gruppene.

Som vi ser er gjennomsnittlig beta for aksjene med tykk handel 0.83, sammenlignet med 0.20 for selskapene med tynn handel. En teoretisk forklaring på dette kan være at selskapene med tynn handel har lavere markedsrisiko. Det er mer sannsynlig en målefeil hvor selskapsavkastningen fremstår som 0% de dagene det ikke er handel, hvilket senker både standardavvik og beta uforholdsmessig mye. Bartholdy et al. (2006) skriver at «trade-to-trade» justering av avkastning gir en bedre modell i disse tilfellene. På bakgrunn av dette har vi korrigert observasjonene ved denne metoden. Dette innebærer at vi kun ser på avkastning de dagene det er handel i aksjene, hvor denne representerer kursendring over dagene uten handel. Som vi ser blir beta høyere med disse korreksjonene, og vi finner større standardavvik og forklaringskraft ved «trade-to-trade» justering.

	All data			Trade-to-trade justert		
	Thick	Medium	Thin	Thick	Medium	Thin
Daglig avkastning (%)	-0.14 %	-0.16 %	-0.10 %	-0.13 %	-0.16 %	-0.10 %
Standardavvik (%)	4.47 %	4.95 %	4.33 %	4.49 %	5.50 %	6.90 %
Skjevhet	(0.25)	(0.48)	(0.83)	(0.22)	(0.46)	(0.26)
Kurtose	14.36	16.34	23.73	14.45	13.52	10.16
Beta	0.83	0.35	0.20	0.83	0.37	0.28
Forklaringskraft (R <sup>2</sup> )	0.14	0.02	0.02	0.14	0.02	0.07
Antall observasjoner	163	50	32	163	50	32

Tabell 8: Inndeling av observasjoner fordelt på handelsvolum, med og uten trade-to-trade justering. Tabellen viser at standardavvik og beta økes ved trade-to-trade justeringer for handelsgruppene medium og thin.

### 4.1.3 Statistisk programvare

Som en validering av våre egne beregninger, gjort etter fremgangsmåten beskrevet av MacKinlay (1997), har vi benyttet statistisk programvare for event-studier på vårt utvalg. Et utvalg statistikere med Dr. Simon Müller i spissen har utviklet nettstedet eventstudytools.com. Her finnes en API til statistisk programvare som beregner unormal avkastning for aksjer ved opplasting av det fulle datasettet (Müller, Levchenko, Patel, Schimmer, & Zaydlin, 2020). Gjennom kjøp av tilgang til deres AXC-kalkulator har vi benyttet tester fra eventstudytools.com for å kontrollere våre egne resultater. På denne måten har vi kunne verifisere våre egne beregninger av CAR ved markedsmodellen, konstant gjennomsnitt og markedsjustert modell. I tillegg returnerer eventstudytools.com ytterligere parametriske og ikke-parametriske statistiske tester som Patell- og Rank-test.

## 4.2 Regresjonsanalyse

For å undersøke kryss-seksjonell variasjon i markedsreaksjonen benytter vi OLS-modeller med både indikatorvariabler og kontinuerlige variabler. Vi har sammenlignet våre egne resultater med funnene beskrevet i Mian (2001). Alle modeller benytter den kumulative unormale avkastningen (CAR) for hendelsesvindu -1 til 1, beregnet med en markedsmodell basert på MacKinlay (1997). For utvelgelse av regresjonsmodeller har vi benyttet ulike tilnærminger for å teste våre hypoteser. I likhet med Mian har vi forsøkt å forklare kryss-seksjonell variasjon i CAR med årsaken til CFOs avgang, hvorvidt meldingen var paret eller ikke, og om etterfølger ble rekruttert internt eller eksternt. Vi har utover dette testet variablene beskrevet i seksjon 3.2., og forsøkt å korrigere for mulige konfunderende nyheter.

## 5. Analyse og resultater

### 5.1 Event-studie

#### Resultater på aggregert nivå

Resultatene for de ulike modellene brukt i beregning av unormal avkastning presenteres i Tabell 9. For alle observasjonene blir gjennomsnittlig CAR ved bruk av markedsmodell -0.98 % i hendelsesvinduet, signifikant på 5 %-nivå. Resultatene på tvers av ulike fremgangsmåter virker å være relativt like.

Alle observasjoner	Observasjoner	CAR	Std. err	t-verdi	p-verdi	Gj. beta
Markedsmodell	245	-0.98 %	0.49 %	(1.98)	0.05	0.65
MM Trade-to-trade	245	-1.10 %	0.55 %	(2.00)	0.05	0.67
Markedsjustert	245	-1.36 %	0.49 %	(2.75)	0.01	1.00
Konstant gjennomsnitt	245	-1.15 %	0.50 %	(2.29)	0.02	

Tabell 9: Resultater fra utregninger basert på MacKinlay (1997). Alle metodene gir en p-verdi på 0.05 eller lavere.

#### Voluminndeling

I tråd med argumentasjonen til Bartholdy et al. (2006) har vi beregnet testestimator for de ulike handelsgruppene, og observerer her stor variasjon. Standardfeilen til markedsmodellen øker fra 0.49 % for hele utvalget til 1.32 % for selskapene med lite handel. Redusert antall observasjoner i underutvalgene øker gjennomsnittlig standardfeil, slik at standardfeil er høyere for underutvalgene enn for utvalget i sin helhet. Samtidig medfører en høyere standardfeil og uendret CAR at gruppene «Thin» og «Medium» ikke har CAR signifikant forskjellig fra null.

Markedsmodell	Observasjoner	CAR	Std. err	t-verdi	p-verdi	Gj. beta
Thin	32	-0.90 %	1.32 %	(0.68)	0.50	0.20
Medium	50	-0.41 %	1.20 %	(0.34)	0.74	0.35
Thick	163	-1.17 %	0.59 %	(1.99)	0.05	0.83

Tabell 10: Utregning for ulike handelsvolum, hvor handelsgruppene thin og medium ikke er signifikant. Beta for disse gruppene er lavere enn for thick.

#### Korreksjon for konfunderende nyheter

Som diskutert tidligere har vi identifisert konfunderende nyheter i deler av utvalget. Litteraturen håndterer dette på ulike måter. Dersom vi velger å ekskludere disse observasjonene fra utvalget gjenstår 191 observasjoner, med gjennomsnittlig CAR på -0.23 %, hvilket ikke er signifikant.

Markedsmodell	Observasjoner	CAR	Std. err	t-verdi	p-verdi	Gj. beta
Alle observasjoner	245	-0.98 %	0.49 %	(1.98)	0.05	0.65
Uten konfunderende	191	-0.23 %	0.55 %	(0.43)	0.67	0.61
Bare konfunderende	54	-3.49 %	1.14 %	(3.06)	0.00	0.77

Tabell 11: Utregninger basert på MacKinlay (1997) der vi har separert observasjonene med og uten mulige konfunderende nyheter. Resultatene viser at unormal avkastning for observasjonene med konfunderende nyheter er signifikant ulik null.

Fra disse analysene kan det virke som det er observasjonene med konfunderende nyheter som trekker resultatene i negativ retning, hvor de 54 observasjonene har en CAR på -3.49 %. Disse observasjonene gir fortsatt signifikans på 1 %-nivå, men grunnet de andre annonseringene kan man ikke isolere effekten av CFO-bytte i disse tilfellene. Et sentralt diskusjonsmoment her er hvorvidt dette tilsier at det ikke er noen signifikant markedsreaksjon ved annonsering av CFOs fratreden, eller om CFO-avgangene som gir signifikant utslag sammenfaller med eller ses i lys av andre annonseringer. De signifikant negative resultatene for observasjoner med konfunderende nyheter kan også indikere at disse nyheten ikke bare er tilfeldig sammenfallende annonseringer. Dette vil bli undersøkt videre i den kryss-seksjonelle analysen.

### 5.1.2 Statistisk programvare (Eventstudytools)

For å kontrollere våre egne beregninger har vi i tillegg sjekket resultatene opp mot eventstudytools.com (Müller et al. 2020). Nettsiden leverer også resultater fra et utvalg parametriske og ikke-parametriske tester. En sammenligning av våre beregninger mot resultatene fra eventstudytools viser noen mindre forskjeller. Rapportene fra nettsiden oppgir at deres kalkulator gjør justeringer i lengden på estimeringsperioden, og eventuelle forskjeller tilskrives trolig dette. Grunnet mangel på detaljert informasjon om hvordan deres modeller beregner resultatene velger vi derfor å basere den videre analysen på egne utregninger.

	CAR	Patell Test	Cross-Sect.	Standardized Cross-Sect.	Generalized Sign Test	Corrado Rank Test	Generalized Rank Test
Markedsmodell	-1.20 %	0.00	0.05	0.04	0.58	0.06	0.12
Markedsjustert	-1.39 %	0.00	0.03	0.01	0.23	0.01	0.04
Konst. gjennomsnitt	-1.36 %	0.00	0.03	0.05	0.56	0.17	0.16
		Parametriske tester			Ikke-parametriske tester		

Tabell 12: Resultater fra eventstudytools.com. Resultatene viser at de parametriske testene gir signifikans for alle modeller.

Resultatene fra ytterligere tester levert av eventstudytools har blitt konvertert til p-verdier, hvor vi ser at samtlige av de parametriske testene gir forkastning av nullhypotesen på 5 %-nivå. Testen «Cross-Sect.» gir resultater tilsvarende testobservatoren til MacKinlay (1997), hvor det beregnes en t-verdi ved forholdet mellom  $\overline{CAR}$  og standardfeilen til  $\overline{CAR}$ . De ikke-parametriske testene gir ikke signifikans for markedsmodellen, som kan tyde på at dataene ikke nødvendigvis oppfyller forutsetningene lagt frem i MacKinlay.

## 5.2 Regresjonsanalyse

Hovedformålet med den kryss-seksjonelle analysen er å undersøke om ulike faktorer påvirker markedsreaksjonen. I likhet med Mian (2001) tar vi først utgangspunkt i variabler for årsak, hvorvidt meldingen var paret eller ikke og om etterfølger ble rekruttert internt eller eksternt. Eventstudiet fant betydelig kryss-seksjonell variasjon mellom underutvalg med og uten potensielle konfunderende nyheter. Effekten av slike sammenfallende nyheter undersøkes først ved å inkludere variabel for hvorvidt de virker å være innenfor CFOs kontrollsfære. Deretter undersøker vi hvordan forskjellige typer konfunderende nyheter påvirker markedsreaksjonen.

Vi tester variabelen årsak og hvorvidt meldingen er paret i modell (1). Vi antar at årsaken «Periodisk» i størst grad vil være forventet av markedet og benytter derfor denne som utelatt kategori. Isolert sett indikerer modellen at mangel på spesifisering av årsak, eller at CFO trer av for å bli CEO, er assosiert med signifikant negativ markedsreaksjon, i forhold til utelatt kategori. Modellen indikerer ikke noen signifikant sammenheng mellom markedsreaksjon og hvorvidt meldingen er paret eller ikke. Vi observerer her at modellen har meget dårlig forklaringskraft og derfor undersøkes effekten av å legge til flere variabler.

Modell (2) viser at dersom en legger til variabel for hvorvidt det observeres konfunderende nyheter som er innenfor CFOs kontrollsfære, forbedres forklaringskraften betydelig. Vi observerer at CFO-avganger som sammenfaller med CFO-relaterte nyheter er assosiert med signifikant negativ markedsreaksjon. For å undersøke hvorvidt etterfølger er rekruttert internt eller eksternt inkluderes kun de 115 parette observasjonene i modell (3). Mians (2001) forskning indikerte at markedet reagerte mer negativt dersom avtroppende CFO ble erstattet med en kandidat rekruttert internt. Vi observerer ikke signifikant effekt for hverken årsak eller internt rekruttert etterfølger, men at modellen har noe høyere forklaringskraft enn modell (2). For dette underutvalget observerer vi også at de ikke-CFO-relaterte nyhetene her er assosiert med en signifikant positiv markedsreaksjon. Undersøkelser av modellenes residualer viser at datasettet inneholder betydelige uteliggere.

I litteraturen testes en rekke andre faktorer, og vi har også innsamlet datapunkter for andre variabler. Vi har testet de resterende variablene beskrevet i seksjon 3.2., men finner at dette hverken forbedrer modellenes forklaringskraft eller indikerer signifikant påvirkning på markedsreaksjon. Modell (4) inkluderer et utvalg forklaringsvariabler som ikke gir signifikante resultater for vårt utvalg.

Avhengig variabel:

	CAR			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Årsak Avskjediget	-0.062 (0.048)	0.020 (0.047)		0.033 (0.048)
Årsak Omplassert	-0.019 (0.026)	-0.013 (0.025)	0.008 (0.027)	-0.011 (0.025)
Årsak Ny jobb	-0.037 (0.024)	-0.032 (0.022)	-0.015 (0.029)	-0.027 (0.024)
Årsak Ikke spesifisert	-0.058** (0.024)	-0.046** (0.023)	-0.027 (0.027)	-0.045* (0.023)
Årsak Vag formulering	-0.021 (0.026)	-0.018 (0.024)	0.013 (0.028)	-0.018 (0.025)
Årsak Blir CEO	-0.064** (0.032)	-0.086** (0.034)	-0.061 (0.042)	-0.080** (0.034)
Paret JA	-0.003 (0.013)	0.001 (0.013)		0.006 (0.013)
`CFO-relatert` NEI		0.035* (0.020)	0.058** (0.026)	0.028 (0.021)
`CFO-relatert` JA		-0.129*** (0.023)	-0.104*** (0.029)	-0.140*** (0.024)
Intern JA			-0.005 (0.016)	
Alder etterf. Eldre			0.011 (0.022)	
Alder etterf. Ung			-0.011 (0.019)	
Finansielt stresset JA				0.005 (0.020)
Børsintern JA				-0.040 (0.027)
Erfaring Lang				-0.004 (0.015)
Erfaring Kort				-0.011 (0.014)
Størrelse Stor				0.010 (0.016)
Størrelse Liten				0.017 (0.015)
Kjønn Mann				-0.019 (0.020)
Alder avtr. Eldre				0.001 (0.015)
Alder avtr. Ung				0.015 (0.015)
Konstant	0.028 (0.023)	0.024 (0.021)	0.005 (0.023)	0.032 (0.031)
Observasjoner	245	245	115	245
R <sup>2</sup>	0.039	0.171	0.215	0.192
Justert R <sup>2</sup>	0.010	0.139	0.139	0.127
Residual Std. Error	0.096 (df = 237)	0.089 (df = 235)	0.082 (df = 104)	0.090 (df = 226)
F Statistic	1.369 (df = 7; 237)	5.394*** (df = 9; 235)	2.842*** (df = 10; 104)	2.980*** (df = 18; 226)

Note: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Tabell 13: Regresjonsutskrift fra statistisk programvare som forklarer krysseksjonell variasjon. Modell (3) benytter kun de pårde observasjonene. Modell (4) inkluderer for å vise et utvalg variabler som ikke gir signifikante resultater. Se appendix for resterende variabler som ikke gir signifikans.

For event-studiet observerte vi at mulige konfunderende nyheter virket å ha betydelig påvirkning på resultatene. I håp om å bedre forklare kryss-seksjonell variasjon i CAR forsøker vi videre å inkludere kategorisering av konfunderende nyheter. Modell (5) inkluderer kun type konfunderende nyhet som forklaringsvariabel. Kategorien «Ingen» konfunderende er utelatt kategori. Vi observerer her at de konfunderende nyhetene virker å forklare en større andel av variasjonen i CAR, enn årsak og paret. Modellen indikerer at samtidige annonseringer tilknyttet restrukturering eller emisjon er assosiert med signifikant negativ CAR. Emisjoner medfører i mange tilfeller utvanning av dagens aksjonærer, og restrukturingsprosesser iverksettes typisk dersom selskapet er i finansielle vanskeligheter. Det er derfor ikke overraskende at dette gir negativt utslag i markedsreaksjonen. Hvorvidt markedsreaksjonen kan tilskrives de annonserte prosessene eller CFOs avgang er uklart. Kapitalinnhenting og restruktureringer er et av CFOs hovedansvar, og kan indikere at CFO ikke har forvaltet selskapets ressurser på en bærekraftig måte. Det må likevel påpekes at det er forholdvis få observasjoner som inngår i disse kategoriene, og det er uklart hvor overførbare funnene er.

Modell (6) inkluderer de samme forklaringsvariablene som modell (2), men benytter type konfunderende nyheter istedenfor CFO-relatert nyhet. Forklaringskraften bedres sammenlignet med modell (2), men vi observerer at justert  $R^2$  er marginalt lavere enn for modell (5). Videre skifter «Årsak Avskjediget» fortegn og «Årsak Blir CEO» er ikke lenger signifikant. Det bør her påpekes at det er en viss korrelasjon mellom forklaringsvariablene, og vi er derfor forsiktige med å tolke endringer for enkeltvariabler.

I litteraturen diskuteres det hvorvidt en kan stole på oppgitt årsak for avgang kommunisert fra selskapets side. Beams et al. (2013) fant at det var vanlig for selskapet å ordlegge seg vagt i kommunikasjonen rundt avgangen ettersom de er klar over signalene det sender til markedet. Hafner (2006) forklarer også hvordan amerikanske selskaper har lang tradisjon for å skjule avskjedigelser med generiske formuleringer. Som diskutert tidligere observerte vi påfallende få avskjedigelser, men en rekke observasjoner i kategorien «Vag formulering». Denne typen årsaker omtalt av Beams et al. og Hafner virker ikke å gi signifikante resultater for vårt utvalg.

Koeffisienten for de 61 observasjonene hvor årsaken ikke spesifiseres virker å være signifikant negativ i modell (1), (2) og (6). Det er naturlig å anta at investor reagerer negativ på selskapets motvillighet til å oppgi en forklarende årsak. Dersom markedet tolker dette som at CFO ble avskjediget grunnet svake prestasjoner, sender det signaler om svakere fremtidsutsikter enn det som allerede er priset inn. Uten informasjon må investor også forholde seg til hva dette i verste fall betyr. Dersom ikke annet oppgis kan investor frykte at avgangen signaliserer risiko for ytterligere dårlige nyheter. Beams et al. (2013) fant en signifikant sammenheng mellom CFO-oppsigelser og

sannsynlighet for påfølgende konkurs. Det er uklart hvorvidt lignende sammenhenger eksisterer i det norske markedet, men selv små endringer i konkurssannsynlighet kan påvirke verdsettelsen av selskapet i stor grad. Selv om det er uklart hva den underliggende årsaken er, antyder funnene at markedet anser mangel på kommunikasjon som negativt.

I modell (7) benyttes underutvalget for parede meldinger for å undersøke effekten av hvorvidt etterfølger er intern eller ikke. Sammenlignet med modell (3), og de andre modellene, er forklaringskraften til denne modellen vesentlig høyere. Intern etterfølger og ikke spesifisert årsak har negative koeffisienter, men er ikke signifikante for hverken i modell (3) eller (7). Vi observerer at koeffisienten til årsaken «Blir CEO» her skifter fortegn og er signifikant positiv i denne modellen.

En undersøkelse av residualene for alle våre modeller indikerer brudd på forutsetningene bak OLS. Q-Q-plottet viser også en viss s-form og histogrammet av residualene for modellene er preget av betydelige uteliggere. Ved å inkludere type konfunderende nyhet virker utfordringene med disse uteliggerne å bli noe redusert. For modell (5) til (7) fremstår histogrammet i større grad å ha klokkeform, men vi observerer fortsatt s-form i Q-Q-plottet. Selv om vi ser signifikante effekter i våre regresjonsmodeller medfører mulige brudd på OLS-forutsetningene at resultatene må tolkes med varsomhet.



*Avhengig variabel:*

	CAR		
	(5)	(6)	(7)
Konf. CEO-bytte	-0.008 (0.022)	0.039 (0.047)	-0.066 (0.059)
Konf. Res. Negativ	-0.081* (0.043)	-0.080* (0.044)	-0.077** (0.030)
Konf. Res. Nøytral	0.015 (0.024)	0.008 (0.024)	0.024 (0.023)
Konf. Kriminell etterf.	0.044 (0.050)	0.044 (0.059)	0.152** (0.059)
Konf. Reorganisering	0.040 (0.031)	0.035 (0.031)	0.014 (0.027)
Konf. Restrukturering	-0.235*** (0.036)	-0.230*** (0.037)	-0.196*** (0.059)
Konf. Emisjon	-0.258*** (0.061)	-0.223*** (0.066)	-0.783*** (0.086)
Årsak Avskjediget		-0.036 (0.051)	
Årsak Omplassert		-0.018 (0.024)	-0.002 (0.018)
Årsak Ny jobb		-0.036* (0.022)	-0.021 (0.019)
Årsak Ikke spesifisert		-0.044** (0.022)	-0.031 (0.019)
Årsak Vagt		-0.024 (0.024)	-0.0004 (0.021)
Årsak Blir CEO		-0.087 (0.054)	0.138** (0.065)
Paret JA		-0.005 (0.012)	
Intern JA			-0.019 (0.012)
Konstant	-0.003 (0.006)	0.030 (0.021)	0.016 (0.016)
Observasjoner	245	245	115
R <sup>2</sup>	0.222	0.242	0.630
Justert R <sup>2</sup>	0.199	0.196	0.582
Residual Std. Error	0.086 (df = 237)	0.086 (df = 230)	0.057 (df = 101)
F Statistic	9.674*** (df = 7; 237)	5.250*** (df = 14; 230)	13.230*** (df = 13; 101)

*Note:* \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

*Tabell 14: Regresjonsutskrift fra statistisk programvare som forklarer karyss-seksjonell variasjon inkludert konfunderende nyheter.*

## 5.3 Kryss-seksjonell variasjon

Et flertall av de kryss-seksjonelle variablene gir ikke signifikante resultater i våre modeller. Selv om vi tolker resultatene med varsomhet, virker manglende spesifisering av årsak å gi signifikant negative resultater i flere modeller. Den økte usikkerheten rundt hva som har skjedd ved mangelfull informasjon fremstår i vårt utvalg som avskrekkende for investor, og markedet kan tolke mangel på informasjon som noe negativt selskapet ikke ønsker å dele.

Gjennom denne utredningen har vi diskutert forekomsten av mulige konfunderende nyheter som sammenfaller med CFOs avgang. I event-studiet observerte vi signifikant negativ markedsreaksjon for det fulle utvalget. For underutvalg uten konfunderende nyheter observerte vi ikke den samme effekten. I den kryss-seksjonelle analysen observerer vi også at de mulige konfunderende nyhetene virker å forklare en betydelig andel av variasjonen i CAR. Vi har forsøkt å kontrollere for dette i regresjonsmodellene, og finner at det i våre modeller er den overordnede variabelen «CFO-relatert konfunderende» og nyhetstypene «Restrukturering» og «Emisjon» som assosieres med signifikant negativt utslag i unormal avkastning.

Det er uklart hvorvidt det eksisterer en markedsreaksjon som følge av CFOs avgang, eller om det er andre konfunderende annonseringer som driver den observerte markedsreaksjonen. Samtidig kan det tenkes at CFOer gjerne fratrer stillingen samtidig som andre nyheter treffer markedet. Det er emisjoner og restruktureringer som har signifikant effekt på markedsreaksjon i våre modeller, to nyhetskategorier som begge ligger innenfor CFOs kontrollsfære. Det er derfor ikke usannsynlig at det er en sammenheng mellom disse nyhetskategoriene, CFOs fratredelse og endringer i verdsettelsen av selskapets egenkapital.

## 6. Oppsummering

I denne utredningen har vi undersøkt markedsreaksjonen ved annonsering av et CFO-bytte. Ved bruk av rammeverket til MacKinlay (1997) finner vi en signifikant negativ markedsreaksjon for bytte av CFO. I snitt er den unormale avkastningen  $-0.98\%$  for alle observasjonene over et tredagers hendelsesvindu som inkluderer annonseringsdagen, samt dagen før og etter. Ulike justeringer og modeller for unormal avkastning gir innsikt i hva som driver den unormale avkastningen. Fjerner vi alle observasjoner som har mulige konfunderende annonseringer i hendelsesvinduet forsvinner signifikans i testobservatoren, men gjennomsnittlig kumulativ unormal avkastning er fortsatt negativ.

De konfunderende nyhetene virker også å forklare den største andelen av den kryss-seksjonelle variasjonen. I våre modeller er det konfunderende annonseringer tilknyttet emisjoner og restruktureringsprosesser som gir signifikant negativt utslag i CAR. Denne typen prosesser er innenfor CFOs kontrollsfære, og det kan være en sammenheng mellom CFOs avgang og denne typen konfunderende nyheter. Vi finner også at manglende spesifisering av årsak for CFOs avgang er assosiert med signifikant negativ markedsreaksjon, sammenlignet med periodiske utskiftninger i våre modeller. For en rekke av de innsamlede variablene tilknyttet hendelsen finner vi ikke signifikante sammenhenger mellom faktoren og markedsreaksjonen. Sammenlignet med litteraturen på CFO-bytter finner vi ikke signifikante effekter for hvorvidt meldingene er parete eller ikke. Det samme gjelder for hvorvidt etterfølger er internt eller eksternt rekruttert.

## 7. Svakheter ved utredningen

En generell svakhet ved event-studie-metodologien er at aksjeavkastning kun vil reflektere den uventede komponenten av CFO-avgangen. I vår utredning har vi forutsatt at annonseringstidspunkt for avgangen er det første tidspunktet informasjonen når markedet. Datasettet viser negativ unormal avkastning de siste fire dagene før annonsering, som kan tyde på at nyhetene «slipper ut» før selskapet melder dette til markedet. Vi kan derimot ikke si dette sikkert, og det kan tenkes at utvalget eksempelvis er skjevt mot pressekonferanser som øker volatiliteten i hendelsesvinduet. Ved å velge et estimeringsvindu som stopper 10 dager før annonseringen har vi forsøkt å redusere påvirkningen av dette.

MacKinlay (1997) diskuterer effekten av overlappende begivenheter. Vi observerer i vårt utvalg noen delvis overlappende hendelsesvinduer, men har ikke fjernet disse observasjonene. En annen svakhet ved modellene i vår utredning er at mange aksjer er illikvide sammenlignet med liknende studier. Dette reduserer robustheten til beregnet normalavkastning. Vi har forsøkt å korrigere for dette med trade-to-trade-avkastning, men gjennomsnittlig beta for illikvide aksjer er fortsatt 0.28 (opp fra 0.20), sammenlignet med et veldiversifisert marked på 1.00.

Vi har i utredningen vært nødt til å ta flere valg ved en manuell gjennomgang av datasettet, som påvirker utredningens replikerbarhet. Vi har forsøkt å beskrive valg tatt underveis, men det er fortsatt flere av kategoriseringene som er åpen for skjønn.

En gjennomgang av residualene fra våre regresjonsmodeller indikerer brudd på forutsetningene for OLS. Resultatene fra den kryss-seksjonelle analysen må derfor tolkes med varsomhet. Det eksisterer også en generell risiko for at selskapene og bransjespesialister har forutinntatte oppfatninger av hva ulike kommuniserte årsaker betyr. En intervjuopprosess av analytikere, CFOer eller andre spesialister kunne vært oppklarende i så tilfelle.

## **8. Forslag til videre forskning**

Det er fortsatt et uutforsket fagfelt innenfor CFO-universet. Det finnes flere forskningsartikler internasjonalt som er svært gjennomført på CEO-nivå, som etter vår mening også burde se på hvordan CFO påvirker verdsettelsen av selskaper. Etter vår kjennskap er vi de første som har samlet et såpass gjennomført datasett i Norge, og det ligger stort potensiale for lignende studier på norske data. Datainnsamlingen har vært ekstremt tidkrevende, så det er viktig at man i fremtiden klarer å utnytte tilgjengelige verktøy og strukturere denne prosessen godt.

## 9. Litteraturliste

- Alchian, A. A., & Demsetz, H. (1972). Production, Information Costs, and Economic Organization. *The American Economic Review*, Vol. 62, No. 5, 777-795.
- Bartholdy, J., Olson, D., & Peare, P. (2006). *Conducting event studies on a small stock exchange*. Aarhus: Working Paper.
- Beams, J. D., Huang, H.-W., & Yan, Y.-C. (2013). Top Management Resignation and Firms' Subsequent Bankruptcy. *Accounting and the Public Interest*, Volume 13, 39-54.
- Bonnier, K.-A., & Bruner, R. F. (1989). An analysis of stock price reaction to management change in distressed firms. *Journal of Accounting and Economics*, Volume 11, Issue 1, 95-106.
- Bureau Van Dijk. (2020). *orbis.bvdinfo.com*. Hentet fra *orbis.bvdinfo.com*: <https://orbis.bvdinfo.com/>
- Crist|Kolder Associates. (2019). *CRIST|KOLDER ASSOCIATES Volatility Report 2019*. Hentet fra CRIST|KOLDER ASSOCIATES: <http://www.cristkolder.com/volatility-report/>
- Dagens Næringsliv. (2020, April 27). *DNinvestor*. Hentet fra DN.no: <https://investor.dn.no/#!/Kurser/Aksjer/>
- Dyckman, T., Philbrick, D., & Stephan, J. (1985). A Comparison of Event Study Methodologies. *Journal of Accounting Research*.
- Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983). Separation of Ownership and Control. *The Journal of Law & Economics*, Vol. 26, No. 2, 301-325.
- Furtdao, E. P., & Karan, V. (1990). Causes, Consequences, and Shareholder Wealth Effects of Management Turnover: A Review. *Financial Management*, Vol. 19, No. 2, 60-75.
- Hafner, K. (2006, Desember 23). *Canned Phrases for Making an Exit*. Hentet fra The New York Times: <https://www.nytimes.com/2006/12/23/business/23family.html?fbclid=IwAR0zjcD-66DxHRU4InSztQESmn84Ooh6cHIKLOdC4x4-C5cQKVJJnmi6Wm0>
- Hilger, S., Mankel, S., & Richter, A. (2013). The use and effectiveness of top executive dismissal. *The Leadership Quarterly*, Vol 24. Issue 1, 9-28.

- Jiang, J., Petroni, K. R., & Wang, I. Y. (2010). CFOs and CEOs: Who have the most influence on earnings management? *Journal of Financial Economics, Volume 96, Issue 3*, 513-526.
- Karaian, J. (2014). *The Chief Financial What CFOs do, the influence they have, and why it matters*. London: The Economist.
- Khan, S., Kalelkar, R., Miller, S. R., & Sanders, G. (2018). Executive migration: How information cues from departing firms and the labor market affect shareholder value. *Corporate Governance An International Review, Volume 26, Issue 4*, 293-308.
- KPMG. (2015). *The view from the top*. KPMG International.
- Lee, C.-H., Lusk, E. J., & Halperin, M. (2010). CFO resignations: their underlying performance and behavioural context. *Int. J. Behavioural Accounting and Finance, Vol. 1, No. 4*, 312-334.
- LinkedIn. (2020). *LinkedIn.com*. Hentet fra LinkedIn.com: <https://www.linkedin.com/>
- MacKinlay, C. (1997, Mars). Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, 35, 13-39.
- Manne, H. G. (1965). Mergers and the Market for Corporate Control. *Journal of Political Economy, Vol. 73, No. 2*, 110-120.
- MarketScreener. (2020). *Marketscreener*. Hentet fra Marketscreener.com: <https://www.marketscreener.com/>
- Mian, S. (2001). On the choice and replacement of chief financial officers. *Journal of Financial Economics 60*, ss. 143-175.
- Müller, S., Levchenko, A., Patel, P., Schimmer, M., & Zaydlin, B. (2020). *SIGNIFICANCE TESTS FOR EVENT STUDIES*. Hentet fra eventstudytools.com: <https://www.eventstudytools.com/significance-tests>
- Oslo Børs. (2020). *Hovedindeksen*. Hentet fra Oslo Børs: <https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSEBX.OSE/overview>
- Oslo Børs. (2020, February). *Newsweb*. Hentet fra Oslobors.no: <https://newsweb.oslobors.no/>
- Proff.no. (2020). *Proff.no*. Hentet fra Proff.no: <https://proff.no/>

Svartdal, F. (2015, Juli 1). *forstyrrende variabel*. Hentet fra snl.no:  
[https://snl.no/forstyrrende\\_variabel](https://snl.no/forstyrrende_variabel)

Uhde, D. A., Klarner, P., & Tuschke, A. (2017). Board monitoring of the chief financial officer: A review and research agenda. *Corporate Governance: An International Review, Volume 25, Issue 2*, 116-133.

WRDS. (2020). *Get Data*. Hentet fra Wharton Research Data Services: [https://wrds-web.wharton.upenn.edu/wrds/query\\_forms/subscriptions.cfm?subscribed=true&\\_ga=2.10725181.882719931.1589621338-1243835269.1584017084](https://wrds-web.wharton.upenn.edu/wrds/query_forms/subscriptions.cfm?subscribed=true&_ga=2.10725181.882719931.1589621338-1243835269.1584017084)



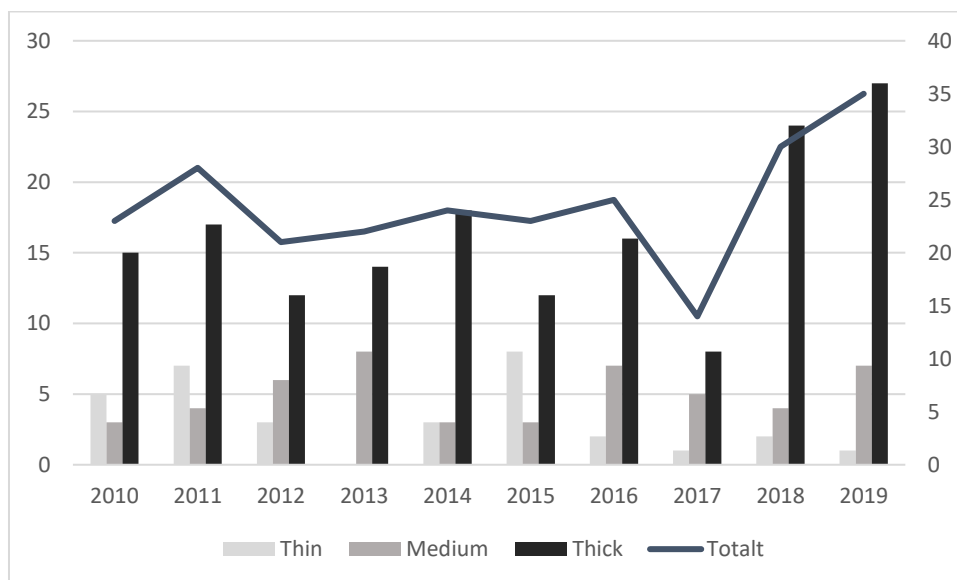
## 10. Appendix

### 10.1.1 Sektorsammensetning i utvalget

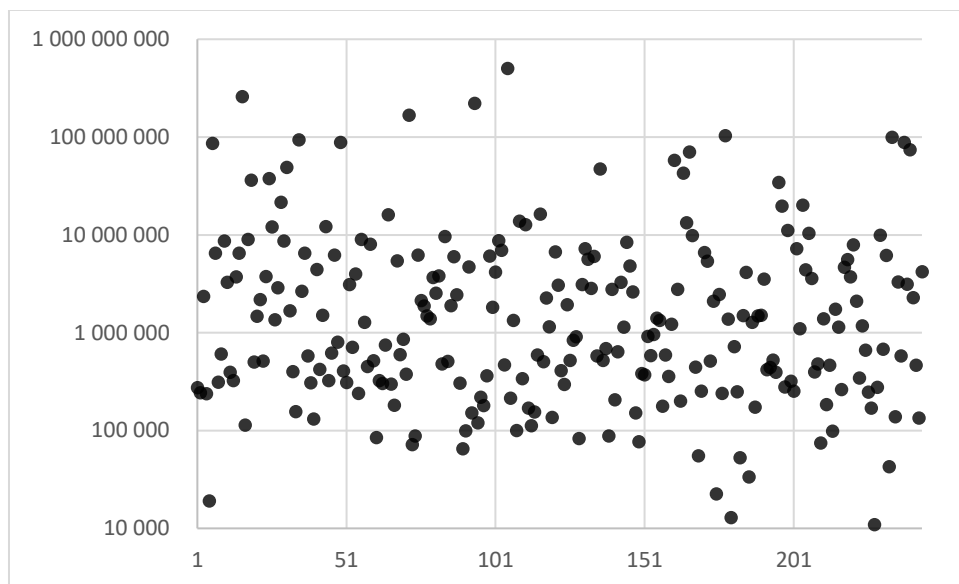
	Utvalg	Oslo Børs
Energi	33 %	29 %
Industri	20 %	19 %
IT	12 %	12 %
Finans	8 %	8 %
Konsumvarer	7 %	6 %
Materialer	7 %	5 %
Helsevern	5 %	8 %
Telekom	3 %	5 %
Eiendom	3 %	4 %
Forbruksvarer	2 %	4 %

### 10.1.2 Antall observasjoner hvert år, fordelt på handelsgruppe.

Antall observasjoner i hver kategori vises på venstre akse, og summen av disse til høyre.



### 10.1.3 Markedskapitalisering til selskapene i utvalget (logaritmisk skala)



### 10.1.4 Utdrag fra observasjonene i utvalget

ID	Dato	CAR	Marked	Ticker	Selskap	Paret	Årsak
590	19.12.2019	0.26 %	OB	SBX	SeaBird Exploration	Ja	Ikke spesifisert
467	02.12.2019	0.26 %	OB	EMGS	Electromagnetic Geoservices	Nei	Ny jobb
463	22.11.2019	0.24 %	OB	AKA	Akastor	Ja	Ny jobb
462	21.11.2019	6.19 %	OB	NAVA	Navamedic	Ja	Ikke spesifisert
461	18.11.2019	3.74 %	OB	HIDDEN	Hidden Solutions	Ja	Periodisk
460	14.11.2019	0.59 %	OB	ORK	Orkla	Ja	Ny jobb
459	06.11.2019	-4.82 %	OB	BDRILL	Borr Drilling	Nei	Ikke spesifisert
455	01.11.2019	-3.59 %	OAX	NOM	Nordic Mining	Nei	Ny jobb
454	25.10.2019	0.65 %	OB	QFR	Q-Free	Nei	Ny jobb
453	11.10.2019	2.90 %	OB	WALWIL	Wallenius Wilhelmsen	Nei	Ny jobb
472	27.09.2019	2.63 %	OB	SVEG	Sparebanken Vest	Ja	Vagt
450	23.09.2019	1.42 %	OB	VISTIN	Vistin Pharma	Nei	Ny jobb
447	23.08.2019	-1.53 %	OB	MGN	Magnora	Nei	Ny jobb
1330	15.08.2019	-11.22 %	OB	PROTCT	Protector Forsikring	Ja	Vagt
446	06.08.2019	-4.95 %	OB	NOR	Norwegian Energy Company	Ja	Ikke spesifisert
441	11.07.2019	-1.05 %	OB	DNB	DNB	Ja	Blir CEO
439	01.07.2019	1.27 %	OB	THIN	Thin Film Electronics	Ja	Periodisk
437	14.06.2019	0.32 %	OB	AKSO	Aker Solutions	Ja	Ny jobb
435	14.06.2019	-1.65 %	OB	AKER	Aker	Ja	Vagt
432	03.06.2019	2.80 %	OB	ZAL	Zalaris	Nei	Ny jobb
427	03.06.2019	0.43 %	OB	POL	Polaris Media	Nei	Ny jobb
1337	15.03.2019	0.63 %	OB	IDEX	IDEX Biometrics	Nei	Ikke spesifisert
425	30.04.2019	-2.62 %	OB	NKR	Nekkar	Nei	Ny jobb
424	29.04.2019	17.99 %	OB	SSC	The Scottish Salmon Company	Nei	Ny jobb
1339	28.03.2019	-2.17 %	OB	SCHA	Schibsted ser. A	Ja	Periodisk

422	21.03.2019	0.74 %	OB	EVRY	TietoEVRY	Nei	Ny jobb
420	19.03.2019	-6.76 %	OB	TEAM	Team Tankers International	Nei	Vagt
419	08.03.2019	0.66 %	OB	MSEIS	Magseis Fairfield	Nei	Ikke spesifisert
412	14.01.2019	-0.45 %	OB	BAKKA	Bakkafrost	Nei	Ikke spesifisert
1343	10.01.2019	-9.05 %	OB	SDRL	Seadrill	Nei	Ikke spesifisert
411	04.01.2019	-4.68 %	OB	SALM	SalMar	Nei	Ikke spesifisert
410	07.12.2018	4.09 %	OB	MULTI	Multiconsult	Nei	Ny jobb
409	04.12.2018	1.29 %	OB	STRONG	StrongPoint	Ja	Omplassert
405	22.11.2018	-15.34 %	OB	ELE	Element	Nei	Ny jobb
397	19.11.2018	-3.27 %	OB	YAR	Yara International	Ja	Ny jobb
402	19.11.2018	-2.66 %	OB	SPU	Spectrum ASA	Ja	Ny jobb
392	12.10.2018	-1.49 %	OB	NONG	SpareBank 1 Nord-Norge	Ja	Periodisk
387	13.09.2018	4.62 %	OB	TRVX	Targovax	Ja	Omplassert
384	03.09.2018	2.65 %	OB	CXENSE	CXENSE ASA	Nei	Ny jobb
385	03.09.2018	1.55 %	OB	NAPA	Napatech	Ja	Vagt
1355	01.08.2018	-3.70 %	OB	FLNG	FLEX LNG	Nei	Blir CEO
382	30.07.2018	0.52 %	OB	EIOF	Eidesvik Offshore	Nei	Ny jobb
381	29.06.2018	5.86 %	OB	KID	Kid	Nei	Ny jobb
368	05.03.2018	-5.63 %	OB	XXL	XXL	Nei	Ny jobb
366	02.05.2018	-2.78 %	OB	NAPA	Napatech	Ja	Vagt
457	28.03.2018	-3.43 %	OB	WEN	Wentworth Resources Limited	Ja	Periodisk
1350	27.03.2018	-1.05 %	OB	SNI	Stolt-Nielsen	Ja	Periodisk
729	23.03.2018	1.18 %	OB	CRAYON	Crayon Group Holding	Ja	Omplassert
1604	21.03.2018	-1.19 %	OB	YAR	Yara International	Ja	Omplassert
1351	19.03.2018	-0.12 %	OAX	NOM	Nordic Mining	Ja	Omplassert
365	06.03.2018	11.95 %	OAX	HUNT	Hunter Group	Nei	Ny jobb
361	28.02.2018	-0.96 %	OB	KOMP	Komplett Bank	Nei	Ny jobb
362	28.02.2018	-0.64 %	OB	WSTEP	Webstep	Nei	Ikke spesifisert
359	15.02.2018	-2.57 %	OB	AXA	Axactor	Ja	Ikke spesifisert
358	02.02.2018	6.57 %	OAX	FIVEPG	5th Planet Games	Ja	Omplassert
356	14.12.2017	-3.04 %	OB	SAS	SAS AB	Ja	Omplassert
767	25.10.2017	1.09 %	OAX	MSEIS	Magseis Fairfield	Nei	Ny jobb
353	12.10.2017	3.15 %	OB	NGT	NEXTGENTEL HOLDING ASA	Ja	Ny jobb
756	06.07.2017	-11.61 %	OB	NAS	Norwegian Air Shuttle	Nei	Ikke spesifisert
345	28.06.2017	-6.40 %	OAX	ALNG	Awilco LNG	Ja	Vagt
344	26.06.2017	16.73 %	OB	RENO	RenoNorden ASA	Ja	Vagt
342	24.05.2017	1.84 %	OB	NKR	Nekkar	Ja	Ny jobb
333	24.04.2017	0.18 %	OB	RENO	RenoNorden ASA	Ja	Ny jobb
332	06.04.2017	2.07 %	OB	QFR	Q-Free	Ja	Ny jobb
495	17.03.2017	-1.29 %	OB	KOG	Kongsberg Gruppen	Nei	Vagt
1606	06.03.2017	0.54 %	OB	WILS	Wilson	Nei	Ikke spesifisert
324	31.01.2017	-1.55 %	OB	EIOF	Eidesvik Offshore	Nei	Vagt
1524	11.01.2017	-0.91 %	OB	B2H	B2Holding	Ja	Omplassert
328	14.12.2016	-0.48 %	OB	GYL	Gyldendal	Nei	Vagt
323	28.11.2016	3.93 %	OB	SADG	Sandnes Sparebank	Nei	Ny jobb
322	02.11.2016	0.57 %	OAX	TRVX	Targovax	Nei	Blir CEO

501	26.09.2016	0.71 %	OB	DNB	DNB	Ja	Periodisk
301	01.09.2016	-13.06 %	OAX	VOW	Vow	Nei	Ny jobb
300	24.08.2016	-6.21 %	OB	OTS	Oceanteam	Nei	Vagt
295	25.07.2016	-0.72 %	OB	PROTCT	Protector Forsikring	Nei	Vagt
1368	13.07.2016	-1.31 %	OB	BON	Bonheur	Ja	Periodisk
293	30.06.2016	3.41 %	OB	AKVA	AKVA Group	Nei	Ny jobb
292	21.06.2016	-10.71 %	OB	NEL	NEL	Ja	Ikke spesifisert
890	14.06.2016	0.51 %	OAX	FLNG	FLEX LNG	Nei	Ikke spesifisert
291	01.06.2016	3.35 %	OB	THIN	Thin Film Electronics	Ja	Vagt
290	24.05.2016	-0.71 %	OB	KOA	Kongsberg Automotive	Nei	Ny jobb
287	25.04.2016	11.87 %	OB	GOGL	Golden Ocean Group	Ja	Blir CEO
286	19.04.2016	25.78 %	OB	ARCHER	Archer	Ja	Vagt
1369	18.04.2016	1.13 %	OB	OTELLO	Otello Corporation	Nei	Vagt
285	07.04.2016	1.94 %	OB	FAR	Farstad Shipping	Ja	Periodisk
284	05.04.2016	2.78 %	OB	KVAER	Kværner	Ja	Vagt
279	19.02.2016	-2.28 %	OB	PROTCT	Protector Forsikring	Nei	Vagt
1374	11.02.2016	-0.16 %	OB	TEAM	Team Tankers International	Ja	Ny jobb
283	01.02.2016	-24.76 %	OAX	REM	Rem Offshore ASA	Nei	Blir CEO
1442	01.02.2016	-22.97 %	OB	PLCS	Polarcus	Ja	Ikke spesifisert
272	01.02.2016	-0.12 %	OB	NAVA	Navamedic	Nei	Vagt
271	06.01.2016	2.88 %	OB	WWI	Wilh. Wilhelmsen Holding ser. A	Ja	Periodisk
266	16.12.2015	-3.10 %	OB	AQUA	AqualisBraemar	Nei	Ny jobb
512	11.11.2015	-3.36 %	OB	TEL	Telenor	Nei	Avskjediget
259	28.10.2015	5.93 %	OB	EMGS	Electromagnetic Geoservices	Nei	Ikke spesifisert
517	21.08.2015	-3.21 %	OB	BOR	Borgestad	Ja	Ny jobb
254	13.08.2015	3.72 %	OB	NOR	Norwegian Energy Company	Nei	Ny jobb
253	03.08.2015	-12.45 %	OB	TIDE	TIDE ASA	Ja	Ny jobb
238	19.06.2015	3.25 %	OB	PROTCT	Protector Forsikring	Nei	Vagt
965	03.06.2015	-1.39 %	OAX	PHLY	Philly Shipyard	Nei	Vagt
522	01.06.2015	-0.64 %	OB	EVRY	TietoEVRY	Ja	Ikke spesifisert
237	28.05.2015	0.97 %	OB	BWLPG	BW LPG	Ja	Ikke spesifisert
969	27.05.2015	1.84 %	OB	PRS	Prosafte	Nei	Ny jobb
232	21.05.2015	7.17 %	OB	NTS	NTS	Nei	Ikke spesifisert
973	12.05.2015	0.27 %	OB	EQNR	Equinor	Ja	Omplassert
228	12.05.2015	8.35 %	OB	ITE	Itera	Nei	Ikke spesifisert
975	08.05.2015	0.01 %	OB	RENO	RenoNorden ASA	Ja	Omplassert
974	08.05.2015	-12.06 %	OB	ENDUR	Endúr	Nei	Ny jobb
258	06.05.2015	-4.40 %	OB	ENTRA	Entra	Nei	Blir CEO
227	06.05.2015	1.84 %	OB	HYARD	Havyard Group	Nei	Ikke spesifisert
252	21.04.2015	-8.77 %	OB	AKER	Aker	Nei	Ny jobb
224	13.04.2015	-3.88 %	OB	COV	ContextVision	Ja	Vagt
223	30.03.2015	0.25 %	OAX	MCG	MultiClient Geophysical ASA	Nei	Ikke spesifisert
1545	30.01.2015	-0.86 %	OB	ATLA NOK	Atlantic Petroleum	Nei	Periodisk
219	02.01.2015	0.31 %	OB	SOLON	Solon Eiendom	Nei	Ny jobb
236	17.12.2014	7.98 %	OB	TGS	TGS-NOPEC Geophysical Company	Nei	Omplassert
218	16.12.2014	-8.21 %	OB	HYARD	Havyard Group	Ja	Omplassert

1378	08.12.2014	-9.25 %	OB	AMSC	American Shipping Company	Nei	Blir CEO
217	28.11.2014	-4.07 %	OB	MGN	Magnora	Ja	Ikke spesifisert
214	24.11.2014	22.35 %	OB	NOR	Norwegian Energy Company	Ja	Blir CEO
206	06.10.2014	4.20 %	OB	BAKKA	Bakkafrost	Nei	Ny jobb
201	21.08.2014	2.40 %	OB	EKO	Ekornes ASA	Nei	Omplassert
202	21.08.2014	-4.63 %	OB	FUNCOM	Funcom	Nei	Ny jobb
199	12.08.2014	-4.18 %	OAX	VOW	Vow	Nei	Ny jobb
190	30.06.2014	4.84 %	OB	SBO	Selvaag Bolig	Ja	Vagt
188	27.06.2014	-2.32 %	OB	NKR	Nekkar	Nei	Ny jobb
1463	17.06.2014	-3.27 %	OB	PEN	Panoro Energy	Nei	Ikke spesifisert
184	03.06.2014	3.96 %	OB	NOR	Norwegian Energy Company	Nei	Ny jobb
1384	21.05.2014	-2.33 %	OAX	SER	Serodus ASA	Ja	Ikke spesifisert
183	12.05.2014	3.31 %	OB	AMSC	American Shipping Company	Ja	Omplassert
176	29.04.2014	2.22 %	OB	ATEA	Atea	Ja	Periodisk
177	29.04.2014	-12.13 %	OB	NOD	Nordic Semiconductor	Nei	Ny jobb
172	02.04.2014	-2.53 %	OAX	IDEX	IDEX Biometrics	Ja	Omplassert
171	13.02.2014	6.27 %	OB	CEQ	Cermaq ASA	Nei	Vagt
168	11.02.2014	7.71 %	OB	HIDDN	Hiddn Solutions	Ja	Periodisk
165	06.02.2014	-5.30 %	OB	ORK	Orkla	Ja	Omplassert
1386	31.01.2014	-1.02 %	OB	EMAS	EMAS Offshore	Ja	Ikke spesifisert
1466	30.01.2014	1.38 %	OAX	CRUDE	Crudecorp ASA	Nei	Periodisk
1387	29.01.2014	-7.24 %	OB	RGT	Rocksource ASA	Nei	Periodisk
157	20.12.2013	-4.34 %	OB	SEVDR	Sevan Drilling ASA	Nei	Ikke spesifisert
535	19.12.2013	-12.39 %	OB	ENDUR	Endúr	Nei	Ny jobb
152	25.11.2013	-1.91 %	OB	NSG	Norske Skogindustrier ASA	Nei	Ikke spesifisert
151	08.11.2013	-4.06 %	OB	HEX	Hexagon Composites	Nei	Ny jobb
150	04.11.2013	-3.20 %	OB	SONG	Songa Offshore SE	Ja	Ikke spesifisert
1095	15.10.2013	-2.45 %	OB	SALM	SalMar	Ja	Omplassert
147	15.10.2013	0.78 %	OB	COP	Copeinca ASA	Ja	Ikke spesifisert
140	04.09.2013	0.00 %	OB	EVRY	TietoEVRY	Nei	Vagt
142	01.08.2013	-4.28 %	OAX	PCIB	PCI Biotech Holding	Nei	Ny jobb
1390	29.07.2013	3.48 %	OB	NEC	Norse Energy Corp. ASA	Nei	Vagt
137	26.07.2013	-1.45 %	OAX	SDSD	S.D. Standard Drilling	Nei	Ikke spesifisert
1108	18.07.2013	45.30 %	OB	NAUR	NORTHLAND RESOURCES SA	Nei	Periodisk
1113	01.07.2013	-1.58 %	OAX	THIN	Thin Film Electronics	Ja	Ny jobb
1392	25.06.2013	-0.28 %	OB	SSC	The Scottish Salmon Company	Nei	Ikke spesifisert
133	08.05.2013	-0.20 %	OB	FOP	Fred. Olsen Production ASA	Ja	Ikke spesifisert
1391	08.04.2013	0.78 %	OAX	PROS	Prospector Offshore Drilling	Nei	Avskjediget
128	14.02.2013	3.13 %	OB	VIZ	Vizrt LTD	Ja	Omplassert
1131	29.01.2013	-4.32 %	OAX	HBC	Hofseth BioCare	Ja	Ikke spesifisert
1132	18.01.2013	-4.25 %	OB	BRIDGE	Bridge Energy ASA	Nei	Ny jobb
122	09.01.2013	2.17 %	OB	KIT	Kitron	Nei	Ikke spesifisert
121	08.01.2013	2.09 %	OB	ELT	Eltek ASA	Nei	Ikke spesifisert
120	18.12.2012	0.01 %	OB	NHY	Norsk Hydro	Ja	Vagt
116	10.10.2012	-2.45 %	OB	COP	Copeinca ASA	Ja	Ny jobb
115	07.08.2012	4.45 %	OB	ITE	Itera	Ja	Vagt

114	05.07.2012	-2.89 %	OB	SUBC	Subsea 7	Ja	Vagt
109	26.06.2012	2.04 %	OB	MOWI	Mowi	Ja	Periodisk
106	21.05.2012	-1.12 %	OB	YAR	Yara International	Nei	Avskjediget
105	16.05.2012	2.59 %	OB	AKERBP	Aker BP	Nei	Ny jobb
1623	10.05.2012	1.92 %	OB	NPEL	Norway Pelagic ASA	Nei	Ny jobb
104	02.05.2012	1.38 %	OAX	SCAN	ScanArc ASA	Ja	Periodisk
1624	18.04.2012	0.71 %	OB	BOR	Borgestad	Nei	Blir CEO
103	21.03.2012	1.42 %	OB	HAFS	Hafslund ASA	Nei	Blir CEO
1625	19.03.2012	-0.24 %	OB	LSG	Lerøy Seafood Group	Nei	Ny jobb
98	16.03.2012	-0.66 %	OB	IOX	Interoil Exploration and Production	Ja	Omplassert
1184	13.03.2012	-1.96 %	OB	ASC	ABG Sundal Collier Holding	Ja	Ikke spesifisert
97	09.03.2012	-85.46 %	OB	NORD	NorDiag ASA	Nei	Ikke spesifisert
96	07.03.2012	-4.73 %	OB	COP	Copeinca ASA	Ja	Omplassert
102	13.02.2012	3.18 %	OB	NOCC	Norwegian Car Carriers ASA	Nei	Blir CEO
1198	02.02.2012	0.72 %	OB	SDRL	Seadrill	Ja	Vagt
1405	16.12.2011	-13.68 %	OB	MORPOL	Morpola ASA	Nei	Ikke spesifisert
1407	15.12.2011	-9.72 %	OB	EMS	Eitzen Maritime Services ASA	Ja	Ny jobb
78	15.11.2011	-9.76 %	OB	PHO	Photocure	Nei	Vagt
77	27.10.2011	-5.71 %	OB	SOLON	Solon Eiendom	Nei	Ikke spesifisert
1223	13.10.2011	-6.95 %	OB	SBX	SeaBird Exploration	Nei	Ikke spesifisert
1414	06.09.2011	-0.29 %	OB	HRG	Hurtigruten ASA	Ja	Periodisk
65	01.09.2011	5.18 %	OB	SALM	SalMar	Nei	Ikke spesifisert
66	01.09.2011	6.80 %	OAX	NETCO	NetConnect ASA	Ja	Ny jobb
60	26.08.2011	2.22 %	OB	RISH	GC Rieber Shipping	Ja	Ikke spesifisert
59	17.08.2011	-10.64 %	OB	SBX	SeaBird Exploration	Ja	Ikke spesifisert
57	09.08.2011	5.70 %	OB	FBU	Fornebu Utvikling ASA	Nei	Vagt
1233	04.08.2011	23.91 %	OB	FLOAT	Floatel International Ltd.	Ja	Omplassert
53	20.06.2011	-1.52 %	OB	MORPOL	Morpola ASA	Nei	Avskjediget
75	09.06.2011	-1.68 %	OB	NOCC	Norwegian Car Carriers ASA	Nei	Ikke spesifisert
565	01.06.2011	-5.74 %	OB	ENDUR	Endúr	Nei	Ny jobb
50	01.06.2011	-4.51 %	OB	IOX	Interoil Exploration and Production	Nei	Ikke spesifisert
49	20.05.2011	1.37 %	OB	BOR	Borgestad	Ja	Periodisk
567	16.05.2011	-0.18 %	OB	GJF	Gjensidige Forsikring	Ja	Ny jobb
47	03.05.2011	0.59 %	OB	KOG	Kongsberg Gruppen	Nei	Omplassert
1587	02.05.2011	0.58 %	OB	AKVA	AKVA Group	Nei	Ny jobb
1416	02.05.2011	-3.27 %	OB	ARCHER	Archer	Ja	Omplassert
46	15.04.2011	3.40 %	OAX	SPU	Spectrum ASA	Ja	Omplassert
1493	04.04.2011	-2.65 %	OB	EMS	Eitzen Maritime Services ASA	Ja	Ikke spesifisert
44	25.02.2011	-0.16 %	OB	SAS	SAS AB	Ja	Ikke spesifisert
43	09.12.2010	-3.13 %	OB	INC	Incus Investor	Nei	Ny jobb
1660	24.01.2011	1.87 %	OB	STB	Storebrand	Ja	Blir CEO
39	23.12.2010	3.28 %	OB	NOR	Norwegian Energy Company	Nei	Ny jobb
1593	20.12.2010	3.06 %	OB	PRS	Prosafe	Ja	Omplassert
38	10.12.2010	7.21 %	OB	EVRY	TietoEVRY	Nei	Ikke spesifisert
34	25.11.2010	0.67 %	OB	BOR	Borgestad	Ja	Omplassert
27	29.09.2010	-0.69 %	OB	GGG	Grenland Group ASA	Nei	Ny jobb

1278	07.09.2010	-0.79 %	OB	TECH	Techstep	Nei	Vagt
21	12.07.2010	1.39 %	OB	EVRY	TietoEVRY	Nei	Ny jobb
22	12.07.2010	-1.77 %	OB	SINO	SINOCEANIC SHIPPING ASA	Ja	Ny jobb
1293	29.06.2010	1.40 %	OB	MAMUT	Mamut ASA	Nei	Ikke spesifisert
1296	31.05.2010	5.42 %	OB	OTS	Oceanteam	Nei	Vagt
14	11.05.2010	2.24 %	OB	NOF	NORTHERN OFFSHORE LTD	Nei	Periodisk
582	07.05.2010	-4.53 %	OB	POL	Polaris Media	Ja	Omplassert
13	05.05.2010	-8.30 %	OB	SOLON	Solon Eiendom	Ja	Ikke spesifisert
1499	03.05.2010	4.32 %	OB	SONG	Songa Offshore SE	Ja	Omplassert
10	28.04.2010	3.96 %	OB	GOGL	Golden Ocean Group	Nei	Ikke spesifisert
8	26.04.2010	1.52 %	OB	AKERBP	Aker BP	Nei	Ikke spesifisert
583	14.04.2010	2.06 %	OB	HAFS	Hafslund ASA	Nei	Ny jobb
1418	13.04.2010	0.52 %	OB	NAUR	NORTHLAND RESOURCES SA	Ja	Ikke spesifisert
1320	25.01.2010	-4.54 %	OB	AKVA	AKVA Group	Ja	Vagt
3	20.01.2010	7.02 %	OB	DESSC	Deep Sea Supply	Ja	Blir CEO
1	04.01.2010	-15.11 %	OB	RXT	Reservoir Exploration Technology ASA	Ja	Ikke spesifisert
64	31.08.2011	-10.65 %	OB	MGN	Magnora	Nei	Omplassert
80	16.11.2011	-13.12 %	OB	ECHEM	Eitzen Chemical ASA	Nei	Ikke spesifisert
92	08.02.2012	6.28 %	OB	JSHIP	Jason Shipping ASA	Ja	Ikke spesifisert
126	17.12.2012	0.56 %	OB	IOX	Interoil Exploration and Production	Nei	Ikke spesifisert
364	02.03.2018	1.80 %	OB	SONG	Songa Offshore SE	Nei	Ikke spesifisert
416	05.02.2019	-0.03 %	OAX	PPG PREF	Pioneer Property Group	Nei	Periodisk
542	09.04.2013	-1.71 %	OB	VEI	Veidekke	Nei	Omplassert
636	28.05.2019	-11.66 %	OB	DDASA	Dolphin Drilling	Nei	Avskjediget
666	17.01.2019	4.75 %	OB	AKERBP	Aker BP	Ja	Ny jobb
684	15.11.2018	0.85 %	OB	ENDUR	Endúr	Ja	Blir CEO
695	14.09.2018	0.77 %	OB	HLNG	Höegh LNG Holdings	Nei	Ny jobb
696	13.09.2018	4.62 %	OB	TRVX	Targovax	Ja	Omplassert
731	21.03.2018	-1.19 %	OB	YAR	Yara International	Ja	Omplassert
741	28.02.2018	-0.96 %	OB	KOMP	Komplett Bank	Ja	Vagt
868	26.09.2016	-0.14 %	OB	GJF	Gjensidige Forsikring	Ja	Omplassert
1148	24.10.2012	-21.86 %	OB	REC	REC Silicon	Ja	Ny jobb
1334	01.07.2019	2.65 %	OAX	PHLY	Philly Shipyard	Ja	Ny jobb
1413	23.09.2011	-1.42 %	OB	NEC	Norse Energy Corp. ASA	Ja	Vagt
16	25.05.2010	-62.98 %	OB	PAR	PA Resources AB	Ja	Blir CEO
357	18.12.2017	10.90 %	OAX	AEGA	Aega	Nei	Ikke spesifisert

## 10.1.5 Utelatte regresjonsutskriften

*Avhengig variabel:*

	CAR				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Marked OB	-0.002 (0.020)				
Sektor Energi		-0.004 (0.038)			
Sektor Finans		-0.001 (0.043)			
Sektor Forbruksvarer		0.008 (0.060)			
Sektor Helsevern		-0.066 (0.046)			
Sektor Industri		0.005 (0.039)			
Sektor IT		0.018 (0.040)			
Sektor Konsumvarer		0.013 (0.043)			
Sektor Materialer		0.017 (0.043)			
Sektor Telekom		0.007 (0.050)			
Finansielt stresset JA			-0.009 (0.019)		
Handelsvolum Tykk				-0.008 (0.016)	
Handelsvolum Tynn				-0.005 (0.022)	
Størrelse Stor					0.0001 (0.016)
Størrelse Liten					-0.004 (0.014)
Konstant	-0.008 (0.019)	-0.011 (0.036)	-0.009 (0.007)	-0.004 (0.014)	-0.008 (0.010)
Observasjoner	245	245	245	245	245
R <sup>2</sup>	0.00004	0.032	0.001	0.001	0.0003
Justert R <sup>2</sup>	-0.004	-0.005	-0.003	-0.007	-0.008
Residual Std. Error	0.096 (df = 243)	0.096 (df = 235)	0.096 (df = 243)	0.096 (df = 242)	0.096 (df = 242)
F Statistic	0.009 (df = 1; 243)	0.875 (df = 9; 235)	0.234 (df = 1; 243)	0.120 (df = 2; 242)	0.040 (df = 2; 242)

*Note:*

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01



*Avhengig variabel*

	CAR					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Dager mellom	0.00001 (0.00004)					
Frivillig JA		0.005 (0.012)				
Børsintern JA			-0.026 (0.026)			
Erfaring Lang				-0.006 (0.016)		
Erfaring Medium				-0.013 (0.015)		
Utenlandsk avtr. JA					0.046** (0.022)	
Kjønn Male						-0.016 (0.020)
Konstant	-0.008 (0.006)	-0.012 (0.009)	-0.008 (0.006)	-0.003 (0.011)	-0.014** (0.006)	0.005 (0.019)
Observasjoner	228	245	245	245	245	245
R <sup>2</sup>	0.001	0.001	0.004	0.003	0.017	0.003
Justert R <sup>2</sup>	-0.004	-0.004	-0.0001	-0.005	0.013	-0.002
Residual Std. Error	0.081 (df = 226)	0.096 (df = 243)	0.096 (df = 243)	0.096 (df = 242)	0.095 (df = 243)	0.096 (df = 243)
F Statistic	0.115 (df = 1; 226)	0.134 (df = 1; 243)	0.964 (df = 1; 243)	0.418 (df = 2; 242)	4.260** (df = 1; 243)	0.619 (df = 1; 243)

Modell (5) indikerer signifikante effekter for hvorvidt avtroppende CFO er utenlandsk eller ikke. Signifikans forsvinner dersom andre variabler inkluderes i modellen.

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
Alder avtr. Eldre	0.001 (0.015)						
Alder avtr. Ung	0.012 (0.015)						
Fortsetter JA		0.019 (0.069)					
Intern JA			-0.004 (0.017)				
Sektorerfaring JA				0.029 (0.019)			
Alder_etterf. Eldre					-0.002 (0.022)		
Alder_etterf. Ung					-0.024 (0.019)		
Utenlandsk etterf. JA						-0.014 (0.031)	
Kjønn etterf. Mann							-0.010 (0.028)
Konstant	-0.014 (0.010)	-0.028 (0.068)	-0.004 (0.011)	-0.028* (0.016)	0.005 (0.014)	-0.005 (0.009)	0.003 (0.027)
Observasjoner	245	245	115	115	115	115	115
R <sup>2</sup>	0.003	0.0003	0.001	0.020	0.017	0.002	0.001
Justert R <sup>2</sup>	-0.005	-0.008	-0.008	0.012	-0.001	-0.007	-0.008
Residual Std. Error	0.096 (df = 242)	0.096 (df = 242)	0.089 (df = 113)	0.088 (df = 113)	0.089 (df = 112)	0.089 (df = 113)	0.089 (df = 113)
F Statistic	0.373 (df = 2; 242)	0.040 (df = 2; 242)	0.057 (df = 1; 113)	2.333 (df = 1; 113)	0.963 (df = 2; 112)	0.210 (df = 1; 113)	0.121 (df = 1; 113)