

Bjørnar Øien og Martin Nilsskog

Ex-utbytte på Oslo Børs

Bestemmer aksjeutbyttet ex-rights prisen?

Masteroppgave i Finansiell Økonomi

Veileder: Snorre Lindset

Trondheim, juni 2018

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Fakultet for økonomi

Institutt for samfunnsøkonomi



NTNU

Kunnskap for en bedre verden

Forord

Når vi leverer denne oppgaven fullfører vi det toårige masterstudiet i finansiell økonomi ved Norges teknisk-vitenskapelige universitet (NTNU). Det har vært en spennende og utfordrende reise, og jeg (Martin) vil gi honnør til Bjørnar, som med sine barn Elisabeth (2) og Kristian (6) virkelig har hatt nok å stå i med.

Arbeidet med masteroppgaven har vært utfordrende. Spesielt har det vært krevende for oss å lære programmering av en begivenhetsstudie i STATA, spesielt fordi vi ikke klarte å komme i kontakt med noen som hadde gjort dette før. Videre har vi til tider grublet godt over hvordan vi skulle løse ulike problemer og utfordringer ved datasettet. På tross av alt slitet har vi begge stort sett hatt det gøy med arbeidet og har satt stor pris på det vi har lært i prosessen.

Vi vil takke vår veileder, professor Snorre Lindset, for forslaget om oppgaven – et tema vi tidligere ikke har kostet en tanke – og ikke minst for raske svar og tilbakemeldinger under arbeidet med selve oppgaven.

Oppgaven er i sin helhet et felles arbeid utført av Bjørnar Øien og Martin Nilsskog.

Trondheim, 2018-06-01

Bjørnar Øien og Martin Nilsskog

Abstract

Miller and Modigliani's *Dividend irrelevance theory* claims that investors are indifferent to the dividend policy of a company, assuming perfect capital markets. This implies that the ex-dividend day stock price should depreciate by the equivalent amount as the dividend. This master thesis is an empirical study of the ex-dividend day stock prices of companies listed on the Oslo Stock Exchange. We investigate the ex-dividend day stock prices in an event study to see if there are abnormal returns and if abnormal returns are explained by the dividend.

Our findings indicate that the stock prices depreciate less than the dividend, even when adjusted for market returns. We also tried controlling for trade volume and market capitalization, still ending up with the dividend-yield accounting for only 90 % of the abnormal return on the ex-dividend day. This deviates from the Dividend irrelevance theory, but aligns well with previous research. Campbell and Beranek (1955) and Elton and Gruber (1970) find that the price to dividend drop ratio (PDDR) is less than one and statistically significant at 0,9 and 0,78, respectively. On the other hand, Boyd and Jagannathan (1994) reject the hypothesis that the PDDR is different from one. Furthermore, we find that the dividend-yield predicts the stock price depreciation more accurately as the dividend-yield increases.

Sammendrag

Miller og Modiglianis *Dividend irrelevance theory* (irrelevansprinsippet) hevder at investorer er likegyldige ovenfor selskapets utbyttepolitikk under forutsetningen om perfekte kapitalmarkeder. Implikasjonen av dette er at selskapets verdi skal falle tilsvarende utbyttet når rettighetene til utbyttet forfaller, når aksjen går ex-utbytte. Denne oppgaven er en empirisk undersøkelse av aksjekursen på ex-utbytte-dagen til selskap som har annonsert kommende utbytte, og som er notert på Oslo Børs. I oppgaven undersøker vi om det er unormal ex-utbytte-avkastning på Oslo Børs. Vi gjennomfører en begivenhetsstudie rundt ex-utbytte-dagen for å undersøke om aksjekursen faller tilsvarende størrelsen på utbyttet.

Funnene våre indikerer at aksjekursen systematisk faller mindre enn det utbyttet skulle tilsi også om vi justerer for markedets avkastning. Selv om vi kontrollerer for handelsvolum og selskapsstørrelse, forklarer utbyttet kun 90 % av unormal ex-utbytte-avkastning. Dette avviker fra irrelevansprinsippet, men samsvarer med tidligere forskning, blant annet Campbell og Beranek (1955) og Elton og Gruber (1970), som finner at ratioen mellom prisfall og utbytte (price to dividend drop-ratio, heretter omtalt som PDDR) i snitt er henholdsvis 0,90 og 0,78. Samtidig strider dette mot Boyd og Jagannathan (1994), som finner at PDDR ikke er signifikant ulik 1 for en 25 års periode på New York Stock Exchange. Videre finner vi at aksjekursens fall blir mer forutsigbar når utbytte-yielden blir høyere

Innhold

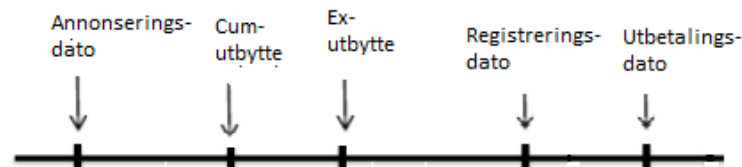
Preface	i
Abstract	ii
Sammendrag	iii
1 Innledning	1
1.1 Bakgrunn og problemstilling	1
1.2 Oppgavens struktur	2
2 Teori og tidligere forskning	3
2.1 Perfekte kapitalmarkeder, Irrelevansprinsippet og klientelleffekthypotesen	3
2.2 Tidligere forskning på PDDR og ex-div	4
2.3 Ex-div på Oslo Børs	7
2.4 Viktige ulikheter mellom tidligere forskning og vår oppgave	7
3 Metode	9
3.1 Begivenhetsstudie	9
3.2 OLS	10
3.3 Statistisk beregning av unormal avkastning	11
3.4 Unormal avkastning	12
3.5 Begivenhetsvindu	12
3.6 Estimeringsvindu	13
3.7 Aggregering av data	14
3.8 Modellseleksjonskriterier AIC og BIC	14
3.9 Homoskedastisitet og robuste standardfeil	15
3.10 Normalitet	16
4 Datautvalg	17
4.1 Fastsettelse av utvalg	17
4.2 Deskriptiv statistikk	18
4.3 Manglende datakvalitet	19
4.4 Skjevheter	19

5 Resultat og Analyse	20
5.1 Unormal avkastning	20
5.2 PDDR sortert etter utbytte-yield	22
5.3 Tverrsnittsanalyse	24
5.4 Modellvalg	29
5.5 Oppsummering og drøfting av funn	30
5.6 Konklusjon	30
Litteraturliste	31

1 Innledning

1.1 Bakgrunn og problemstilling

For et selskap som har annonsert aksjonærutbytte (dividende) er det spesielt fire dager som er av interesse: cum-utbytte, ex-utbytte, registreringsdato og utbetalingsdato (Berk og DeMarzo (2014)). Figur 1 illustrerer en generisk tidslinje som starter ved annonsering av utbytte. I tillegg til utbyttets størrelse, offentliggjøres registreringsdato og ex-utbytte-dato, samt utbyttets utbetalingsdato.



Figur 1: Tidslinje med merkedager i forbindelse med utbetaling av aksjonærutbytte.

Cum-utbytte (heretter cum-div) er den siste dagen hvor investorer kan kjøpe aksjen og fortsatt registreres i tide for å motta det annonserte utbyttet. De som eier aksjen ved cum-div børsslutt er de som mottar utbytte ved utbetaling. Neste dag sier man at aksjen “går” ex-rights eller ex-utbytte (heretter ex-div). Investorer som kjøper aksjen på eller etter ex-div blir ikke registrert som aksjeeiere før registreringsdatoen, ettersom det tar tre virkedager, og nye eiere får dermed ikke rett på utbyttet. Ved en senere anledning skjer den faktiske utbetalingen. Ettersom retten til utbyttet forfaller cum-div, blir overgangen fra cum-div til ex-div den effektive verdioverføringen. Hvis investorer ønsker å trade til seg dividende på kort sikt er dette den relevante hendelsen, og siden penger betales ut av selskapet, forventer man at aksjekursen faller når aksjen går ex-div.

Miller og Modigliani (1961) viser at investorer, i et perfekt kapitalmarked, er likegyldige til selskapets utbyttepolitikk. De viser at i fravær av skatter og transaksjonskostnader, så kan en investor som ønsker utbytte konstruere sitt eget utbytte ved å selge unna aksjer. Dersom selskapet betaler utbytte og en investor ikke ønsker dette, så kan han bruke utbyttet til å kjøpe flere aksjer. Følgelig burde aksjekursen ved ex-div falle tilsvarende utbytte per aksje.

Vi undersøker om dette stemmer gjennom en begivenhetsstudie rundt ex-div-dagen med følgende problemstilling:

Er PDDR på ex-div lik 1? Kan unormal avkastning forklares av utbytte-yield alene?

1.2 Oppgavens struktur

Oppgaven er delt inn i tre deler: Teori, bakgrunnsstoff og tidligere forskning (del I), metode og datautvalg (del II) og empirisk analyse (del III). Del I starter med en gjennomgang av Miller og Modiglianis perfekte kapitalmarkeder og irrelevansprinsippet som hjørnesteiner. Deretter følger et underkapittel om forskning på ex-div-dagen og teorier rundt disse. Vi avslutter med å gjennomgå en tidligere studie av ex-div på Oslo Børs, og hvorfor denne ikke kan brukes til sammenligning. Del II starter med å gjennomgå metoden for en begivenhetsstudie. Videre gjennomgår vi hvilke kriterier som ble brukt på datagrunnlaget, og hvordan, samt en beskrivelse av det endelige utvalget. Resultater og analyse fra studien presenteres i del III. Oppgaven avsluttes med en kort konklusjon.

2 Teori og tidlige forskning

2.1 Perfekte kapitalmarkeder, Irrelevansprinsippet og klientelleffekthypotesen

Miller og Modigliani (1961) introduserer begrepet *perfekte kapitalmarkeder*. Et slikt marked kjennetegnes av følgende karakteristikker:

1. Rasjonelle aktører, det vil si aktører ønsker å øke sin velstand og er likegyldig til å ha verdien som kontanter eller verdipapirer.
2. Fravær av transaksjonskostnader og lik beskatning av dividende og kursgevinst. Ingen aktører er store nok til å påvirke priser gjennom sine aktiviteter.
3. Alle aktører har gratis tilgang på den samme informasjonen og har absolutt sikkerhet om alle fremtidige investeringsaktiviteter og profitter for alle verdipapirer.

Miller og Modigliani hypotiserer at i en verden med perfekte kapitalmarkeder vil utbyttepolitikken for et selskap være irrelevant for aksjekursen. De begrunner dette med at investorer kan replikere kontantstrømmen av sin foretrukne utbyttepolitikk. Hvis man ønsker et større utbytte enn selskapet betaler, så kan man konstruere sitt eget utbytte med å selge unna aksjer. I motsatt tilfelle, hvor utbyttet oppfattes som for stort, kan dette reinvesteres.

I samme artikkel introduserer Miller og Modigliani sin *Clientele effect hypothesis* (heretter klientelleffekthypotesen). Siden forutsetningene om et perfekt kapitalmarked ikke holder, hevder de at ulike utbyttepolitikker i praksis tiltrekker seg investorer med ulike preferanser, ettersom de beskattes ulikt. Disse preferansene er oftest knyttet til utbyttets hyppighet og størrelse. For eksempel hevder Miller og Modigliani at skattbare bedrifter, på grunn av det gjeldende skattesystemet, favoriserer utbytteaksjer (aksjer med høye og/eller frekvente utbytter), mens rike privatpersoner foretrekker aksjer med lave eller ingen utbytter. De mener at dette ikke utgjør et problem for gyldigheten av irrelevansprinsippet. De begrunner dette med at det finnes tilnærmet utallige utbytteregimer som alle vil tiltrekke sitt optimale klientell. Utbyttepolitikken vil dermed forbli irrelevant ettersom alle investorer har tilgang på aksjer med en utbyttepolitikk som matcher deres preferanser. Det eneste unntaket vil være om en svært stor andel av befolkningen hører til de ekstreme ytterpunktene av preferanser, med andre ord at alle ønsker enten svært høye eller svært lave utbytter.

2.2 Tidligere forskning på PDDR og ex-div

Campbell og Beranek (1955) finner i sin studie av ex-div-dagen at *price dividend drop ratio* (heretter PDDR) = 0,9, som vil si at aksjeprisene i gjennomsnitt faller med ca. 90 % av størrelsen på det annonserte utbyttet. De antyder at dette vil gjøre det gunstig for skattebetalende investorer å selge aksjen før ex-div. Durand og May (1960) finner også at prisen faller med mindre enn utbyttet. Elton og Gruber (1970) utleder sammenhengen mellom skatt på utbytte og kursgevinst og PDDR. De hevder aksjeeiere i perioden som leder opp til ex-div beregner om de er tjent med å selge før eller etter ex-div gitt sin skattemessige posisjon. Elton og Gruber mener likevel at den marginale investor, i likevekt, bør være likegyldig til å selge enten før eller etter ex-div. Ved å forutsette risikonøytrale investorer og fravær av transaksjonskostnader har vi likevekt når aksjeeier oppnår identiske kontantstrømmer ved salg før og etter ex-div. Formelt når

$$P_B - t_c(P_B - P_C) = P_A - (P_A - P_C)t_c + D(1 - t_i), \quad (1)$$

hvor P_B , P_C , og P_A er aksjeprisen henholdsvis ved cum-div, ved anskaffelse og ex-div, D er utbyttens summen og t_c og t_i er skattesatsen på henholdsvis kursgevinst og alminnelig inntekt (herunder også utbytte). Venstresiden av likningen er kontantstrømmen fra å selge før ex-utbytte, høyresiden er for salg etter. De omskriver dette og får

$$(P_B - P_A)/D = (1 - t_i)/(1 - t_c), \quad (2)$$

hvor venstresiden er PDDR som dermed må bestemmes av den marginale skatteraten for den marginale aksjeeieren. Hvis kursgevinst og utbytte skattes likt ($t_c = t_i = t$) blir 2 redusert til

$$PDDR = (1 - t)/(1 - t), \quad (3)$$

som er det samme som

$$PDDR = 1. \quad (4)$$

Med andre ord må skattesatsene for kursgevinst og utbytte være like dersom vi skal forvente at PDDR blir lik 1.

Elton og Gruber bruker dette videre og undersøker om det finnes klientelleffekter ved å dele opp datasettet i desiler sortert etter utbytte-yield i stigende rekkefølge, før de beregner

implisitt skattesats i hver desil. Utbytte-yield beregnes som

$$Yield = \frac{D}{P_B}, \quad (5)$$

som er utbyttet D delt på prisen ved cum-div P_B . De finner at PDDR i gjennomsnitt er 0,78. Videre finner de at investorer med høyere inntektskatt foretrekker kursgevinst foran utbytte, noe som illustrerer rasjonalitet i markedet. Med andre ord støtter funnene Miller og Modiglianis klientelleffekthypotese, da det her er tydelig at ulike utbytteregimer tiltrekker ulike klientell, dersom utbytte og kursgevinst skattes ulikt. De viser også at PDDR blir høyere når utbytte-yield øker. Dette er et ganske ukontroversielt funn. Rent statistisk er det mye lettere å dokumentere en signifikant sammenheng når utbytte-yield er høy enn når den er lav. Ved lav utbytte-yield vil det være vanskelig å se hvor mye av PDDR som faktisk skyldes utbyttet og hva som er støy. De finner til og med at PDDR er større enn 1 for desil 9 og 10. Med andre ord faller aksjekursen med mer enn utbyttet for aksjene med høyst utbytte-yield. Elton og Gruber mener dette skyldes aktører med en uendelig sterk preferanse for utbytte over kursgevinst, først og fremst institusjonelle aktører som ikke betalte skatt på utbytte.

Andre forskere fokuserer på arbitrasjemuligheter ved ex-div. [Heath og Jarrow \(1988\)](#) viser at det i en økonomi uten transaksjonskostnader ikke finnes noen arbitrasjemuligheter, selv om PDDR er ulik én. Dersom dette skal være mulig må arbitrasjeutnyttene være helt sikre (100 % treffsikkerhet) i sine forventninger om PDDR. Slike tilstander forekommer trolig aldri. Dessuten påpeker [Kalay \(1982\)](#) og [Miller og Scholes \(1982\)](#) at det gir lite mening å ignorere transaksjonskostnader og forutsette fravær av dette da transaksjonskostnader ikke er neglisjerbare i forhold til normalt store utbytter. Dette synet støttes av [Karpoff og Walkling \(1990\)](#) som finner positiv korrelasjon mellom ex-div-avkastning og transaksjonskostnader, noe som igjen antyder at transaksjonskostnader også er relevante når utbytte-yield er høy.

[Kalay \(1982\)](#) presenterer også den kjente *short-term trading hypothesis*, som sier at utbytteaksjer tiltrekker seg mange tradere rundt ex-div. [Lakonishok og Vermaelen \(1986\)](#) støtter dette, da de selv dokumenterer signifikant sammenheng mellom unormal handelsvolum rundt ex-div og utbytte-yield. De viser at jo høyere utbytte-yield er, desto mer unormal trading blir det ved ex-div. [Eades, Hess og Kim \(1984\)](#) finner i en studie av ex-div-priser at preferanseaksjer med høy utbytte-yield har lavere unormal avkastning enn vanlige aksjer. Dette tyder på at utbytte-motiverte aktiviteter og strategier er den viktigste driveren av ex-div-priser, i det minste for aksjer med høy utbytte-yield, i tråd med Kaylays *short-term tra-*

ding hypothesis. Eades et al. viser også at aksjeprisene drives opp før ex-div og går ned i dagene etter, et tegn på det rundt ex-div forekommer mer enn vanlig kortsiktig trading. [Michaely \(1991\)](#) støtter dette, da han finner at ex-div-priser i hovedsak bestemmes av kortsiktige, institusjonelle tradere.

[Boyd og Jagannathan \(1994\)](#) oppsummerer tidligere ex-div-forskning til tre stiliserte fakta:

1. Transaksjonskostnader er betydelige og må inkluderes i all troverdig empirisk forskning på emnet.
2. Det finnes flere typer tradere i markedet rundt ex-div med systematisk ulike skatter og/eller transaksjonskostnader.
3. Kortsiktige utbytte-motiverte aktiviteter og strategier utgjør en betydelig del av ex-utbytte-trading, spesielt for aksjer med høy utbytte-yield (*short-term trading hypothesis*).

I samme artikkel finner Boyd og Jagannathan at PDDR ikke er signifikant ulik én på NYSE mellom 1962 og 1987, men heller at $PDDR = 1$ er en god tommelfingerregel. I tillegg mener de at forholdet mellom forventet prisfall og utbytte-yielden ved ex-div ikke vil være lineært i tverrsnittsdata.

I en nyere studie finner [Ainsworth og Nicholson \(2014\)](#) unormal avkastning ved å holde en portefølje bestående av lange posisjoner i alle aksjer som var forventet å betale utbytte den neste måneden og ta kort posisjon i aksjer som var forventet å ikke betale utbytte den neste måneden. De finner at en betydelig andel av det de kalte *the dividend month premium* kommer fra avkastning på ex-utbytte-dagen. Videre kan ikke unormal avkastning på ex-utbytte-dagen forklares av ulik beskatning av skattemessige klientelleffekter. Med andre ord taler disse funnene imot Miller og Modiglianis *cliente effect hypothesis*.

I et forsøk på å forklare unormal ex-div-avkastning undersøker [Dupuis \(2018\)](#) ex-div-avkastning på børsen i De Forente Arabiske Emirater. Dette er et marked uten skatt på utbytte eller kursgevinst og er i så måte gunstig til å undersøke ex-div-avkastning i en økonomi med minimale friksjoner. Dupuis finner at selv om det ikke finnes skatt på hverken utbytte eller kursgevinst, så blir PDDR signifikant mindre enn 1. Han hevder at dette beviser at klientelleffekter og andre skatteeffekter alene ikke kan forklare hvorfor PDDR er mindre enn 1 i markeder med skatt på utbytte og kursgevinst. Han trekker frem illikviditet som en forklaring

og viser at markedet i De Forente Arabiske Emirater i stor grad er eid av noen få, store familier og myndighetene. Resultatet er at det er få investeringsobjekter tilgjengelig, som igjen leder til lavt omsetningsvolum. Dupuis mener denne illikviditeten samt transaksjonskostnader leder til at aksjen ikke får den riktige korreksjonen. En annen mulig årsak bak illikviditet er økt bid-ask-spread. [Ainsworth og Lee \(2011\)](#) viser at illikviditet på ex-div blant annet skyldes økt bid-ask-spread. Bid-ask-spreaden mener de øker blant annet som følge av at kostnaden av å vente med å handle på ex-div er lavere enn før, ettersom man ikke lenger har en deadline foran seg. Dermed er tradere mer opptatt av å få en god pris enn å handle raskt. Da vil tradere legge inn kjøpsordre som er langt lavere enn markedspris og salgsordre langt høyere enn markedspris. Videre blir spreaden stor på grunn av stor usikkerhet rundt prisjusteringen, ettersom ex-div-avkastning fortsatt anses som et noe mystisk fenomen.

2.3 Ex-div på Oslo Børs

Det er til dags dato gjennomført lite forskning på ex-div anomali på Oslo Børs. [Dai og Rydqvist \(2009\)](#) undersøker prisbevegelser rundt ex-div i perioden 1992-2006 gjennom [Boyd og Jagannathan \(1994\)](#) sin *costly arbitrage model*. I denne perioden beskattes utbytte og kapitalgevinster etter RISK-systemet (Regulering av Inngangsverdi med Skatlagt Kapital) som er en del av flere tiltak mot å skille arbeidsinntekt fra kapitalinntekt. Norske aksjeeiere betaler ikke skatt på mottatt utbytte under dette regimet, men godskrives hvert år en skattekreditt tilsvarende selskapets betalbare skatt for å forhindre dobbel beskatning av kapitalgevinst. Dette medfører at en aksjeeier ikke betaler noe skatt på kursgevinst så lenge tilbakeholdt overskudd vokser med samme eller høyere rate enn aksjekursen. Rydqvist og Dai undersøker i sin studie muligheten for arbitrasjegevinst rundt to hendelser. Den første er ved utdeling av skattekreditt, den andre gjelder for perioden når aksjen går ex-div. Også de konkluderer med at arbitrasjegevinst ikke er mulig på grunn av usikkerheten i kontantstrømmene.

2.4 Viktige ulikheter mellom tidligere forskning og vår oppgave

RISK-systemet avløses i 2006 av dagens Aksjonærmodell som skatter utbytte og kapitalgevinst etter andre kriterier. Den nye aksjonærmodellen unngår også dobbelbeskatning av selskap som mottar utbytte, selv om 3 % av utbyttet kommer til beskatning som alminnelig inntekt. Private aksjonærer mottar kun skattefri kapitalgevinst opp til et skjermingsfradrag som beregnes ut ifra renten på korte statsobligasjoner og kostprisen på aksjene. Vi kommer

til å følge [Michaely \(1991\)](#) sine funn og antar at ex-div-priser bestemmes av institusjonelle tradere, og at skattekostnaden dermed blir neglisjerbar.

Å sammenligne dette skattesystemet med RISK-modellen blir som å sammenligne epler og appelsiner, da de to regimene beregner skatt ut i fra helt forskjellige variable. Som nevnt skatter RISK-modellen kun kursgevinst som overstiger vekstraten i tilbakeholdt overskudd, slik at en beregning av skatt her avhenger av endring i pris og tilbakeholdt overskudd. Denne endringen gjør det vanskelig å sammenligne resultatene fra Rydqvist og Dai med vår analyse, da det her er snakk om et fundamentalt skift. Et annet viktig punkt å påpeke er at mye av tidligere internasjonal forskning på området baserer seg på premisset at utbytte og kursgevinst skattes ulikt. Dette er ikke tilfellet i Norge, hvor skatt på utbytte og kursgevinst er lik.

3 Metode

For å undersøke om det faktisk finnes systematisk unormal avkastning rundt ex-div vil vi gjennomføre en begivenhetsstudie hvor vi bruker finansielle data fra selskaper notert på Oslo Børs. Vi følger metodologien gitt av [MacKinlay \(1997\)](#).

3.1 Begivenhetsstudie

En begivenhetsstudie benytter seg av finansielle data rundt en spesifikk begivenhet (et event) og effekten dette har på et selskaps verdi ([MacKinlay \(1997\)](#)). Da vi som økonomer ikke har muligheten til å foreta kontrollerte eksperimenter av effekter fra enkelthendelser i laboratorium, er begivenhetsstudier vår beste tilnærming til dette. Et estimat av begivenhetens økonomiske innvirkning kan konstrueres ved hjelp av observerte aksjepriser før, under og etter selve begivenheten.

Vi lar $\tau = 0$ representere dagen aksjen går ex-div. For hver aksje i kan avkastningen i perioden τ i forhold til begivenheten, $R_{i\tau}$, defineres som:

$$R_{i\tau} = F_{i\tau} + e_{i\tau}, \quad (6)$$

hvor $F_{i\tau}$ er den forventede avkastningen og $e_{i\tau}$ er den delen av avkastningen som ikke er forventet, og kan anses som unormal. Vi kan deretter skrive dette om til

$$e_{i\tau} = R_{i\tau} - F_{i\tau}. \quad (7)$$

Med andre ord er den unormale avkastningen lik differansen mellom den faktiske og den forventede avkastningen. Før vi kan definere den unormale avkastningen som oppnås på grunn av begivenheten, må vi spesifisere en modell som estimerer normal avkastning for hvert selskap. Her står det vanligvis mellom to alternativer. Den første er markedsmodellen og antar en stabil og lineær sammenheng mellom avkastningen til en aksje og avkastningen til markedsporteføljen. Modellen forutsetter at både markedets og de enkelte aksjenes avkastning er normalfordelte. Den andre er *constant mean return model* (konstant gjennomsnittlig avkastning), som antar at en aksje har konstant gjennomsnittlig avkastning over tid.

Vi velger å bruke markedsmodellen og velger en énfaktormodell, blant annet fordi det er presentert gode argumenter blant annet fra [Elton og Gruber \(1994\)](#) for at flere faktorer ikke

øker prediksjonen til modellen signifikant. Dette underbygges også av [MacKinlay \(1997\)](#) som kun anbefaler å bruke en flerfaktormodell hvis det er ytterst nødvendig, da det kan oppstå skjevheter etter hvilke restriksjoner man bruker i modellen.

En en-faktors markedsmodell forutsetter at den systematiske risikoen til en aksje kan forklares ved hjelp av én enkelt makroøkonomisk faktor som kan representeres via en markedsindeks. Man antar dermed at:

1. Markedsindeksen fanger opp alle makroøkonomiske hendelser som påvirker selskapet, for eksempel endringer av rentenivået, lønnskostnader valutakurser, råvarepriser etc., og at dette kan brukes til å måle de individuelle selskapenes sensitivitet til makroøkonomiske sjokk β_i, \dots, β_k .
2. Selskapsspesifikk/usystematisk risiko kan diversifiseres bort og derfor ikke er relevant.

En enfaktor markedsmodell kan for aksje i spesifiseres som:

$$R_{i\tau} = \alpha_i + \beta_i R_{m\tau} + \epsilon_{i\tau}, \quad (8)$$

med

$$E(\epsilon_{i\tau} = 0) \quad \text{var}(\epsilon_{i\tau}) = \sigma_{\epsilon_i}^2 \quad (9)$$

hvor α_i er et konstantledd, $R_{i\tau}$ og $R_{m\tau}$ er avkastningen for henholdsvis aksje i og markedsporteføljen for perioden τ , $\epsilon_{i\tau}$ er feilledd med forventningsverdi lik null og β_i er faktor-sensitiviteten til aksje i , her i forhold til markedsporteføljen. Som tilnærming til markedsporteføljen er det vanlig å bruke en bred aksjeindeks. Vi velger Oslo Børs All-Share Index (OSEAX), som inneholder alle selskaper notert på Oslo Børs. Vi velger denne indeksen for å få et så bra estimat som mulig for markedsporteføljen.

3.2 OLS

For å estimere markedsmodellen benytter vi oss av minste kvadraters metode (heretter OLS) på daglige finansielle data innenfor vårt definerte estimeringsvindu. Vi denoterer τ tidspunkt eller tidsrom, og fortsetter med $\tau = 0$ som begivenhetsdatoen. Videre definerer vi $\tau = T_1 + 1$ til $\tau = T_2$ som begivenhetsvinduet, $\tau = T_0 + 1$ til $\tau = T_1$ er estimeringsvinduet og $L_1 = T_1 - T_0$ angir lengden på estimeringsvinduet. Parameterne vi estimerer er:

$$\hat{\beta}_i = \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} \frac{(R_i - \hat{\mu}_i)(R_{m\tau} - \hat{\mu}_m)}{(R_{m\tau} - \hat{\mu}_m)^2} \quad (10)$$

og

$$\hat{\alpha}_i = \hat{\mu}_i - \hat{\beta}_i \hat{\mu}_m, \quad (11)$$

hvor variansen til feilledet er

$$\hat{\sigma}_{\epsilon i}^2 = \frac{1}{L_1 - 2} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{i\tau} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m\tau})^2, \quad (12)$$

og $\hat{\mu}_i$ er estimert gjennomsnittsavkastning for aksje i

$$\hat{\mu}_i = \frac{1}{L_1} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} R_{i\tau} \quad (13)$$

og $\hat{\mu}_m$ er estimert gjennomsnittsavkastning for markedsporteføljen

$$\hat{\mu}_m = \frac{1}{L_1} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} R_{m\tau}. \quad (14)$$

$R_{i\tau}$ og $R_{m\tau}$ er henholdsvis den daglige avkastningen i periode τ estimeringsvinduet for henholdsvis aksje i og markedsporteføljen m .

3.3 Statistisk beregning av unormal avkastning

Når vi har beregnet forventet avkastning ut fra markedsmodellen kan vi bruke parameterne over til å beregne unormal avkastning for selskapene i datasettet. Den unormale avkastningen for selskap i kan da skrives som

$$AR_{i\tau} = R_{i\tau} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m\tau}, \quad (15)$$

som er den faktiske avkastningen for aksje i minus den forventede avkastningen gitt parametrene i markedsmodellen. Hvis vi ser bort fra begivenhetsdatoen skal den unormale avkastningen ifølge MacKinley være normalfordelt, med en forventningsverdi lik null og varians lik

$$\sigma^2(AR_{i\tau}) = \sigma_{\epsilon i}^2 + \frac{1}{L_1} \left[1 + \frac{(R_{m\tau} - \hat{\mu}_m)^2}{\hat{\mu}_m^2} \right]. \quad (16)$$

MacKinlay argumenterer for at variansen vil bestå av to komponenter: variansen fra markedsmodellen $\sigma_{\epsilon_i}^2$, og variansen som følge av utvalgsfeil i α_i og β_i . Den siste komponenten i variansen fører til seriekorrelasjon, men ettersom lengden på estimeringsvinduet L_1 øker vil denne komponenten gå mot null og den virkelige variansen til unormal avkastning vil være $\sigma_{\epsilon_i}^2$. Det vil derfor i utgangspunktet være gunstig med så langt estimeringsvindu som mulig. Vi diskuterer valg av estimeringsvindu senere.

3.4 Unormal avkastning

Vi velger å se på unormal avkastning i begivenhetsvinduet ikke hensyntatt utbytte. Dette på bakgrunn av at vi ønsker å undersøke hvor mye av endringen i unormal avkastning som forårsakes av utbyttet, og om utbyttet kan forklare all endring i unormal avkastning i begivenhetsvinduet.

3.5 Begivenhetsvindu

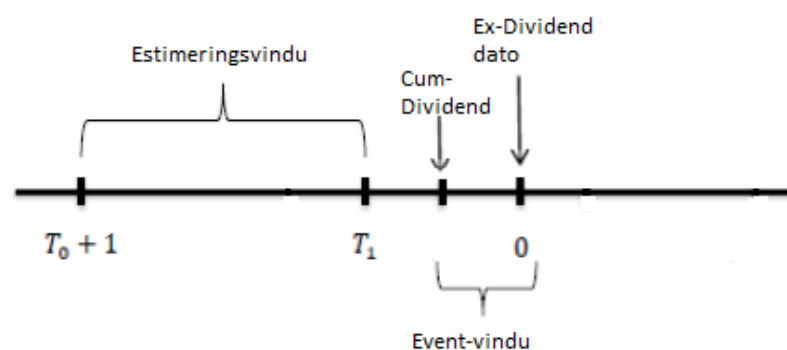
Begivenhetsvinduet er den perioden hvor selskapene inkludert i studien vil bli undersøkt. Med andre ord vil begivenhetsvinduet som minimum inkludere ex-div-dagen. Ifølge [Kothari og Warner \(2007\)](#) vil mindre begivenhetsvinduer ofte gi høyere signifikans, men at dette kun gjelder dersom den unormale avkastningen fra begivenheten faktisk kan fanges opp av et lite og konsentrert begivenhetsvindu. I praksis blir det derfor gjerne en avveining om å få med alle relevante effekter, samtidig som man klarer å holde intervallet så lite som mulig. For å lykkes med dette er god forståelse av begivenheten viktig.

Tidsrommet mellom annonsering av utbytte og ex-div følger ingen bestemte regler, og vi har ikke funnet noen statistikk over hva som er praksis. Vi antar likevel at markedet tilpasser seg den nye informasjonen raskt. Videre representerer ikke ex-div noen ny informasjon som igjen tar tid for markedet å tilpasse seg; man har kun passert fristen for å eie aksjen med rett til å motta utbytte. Vi tror derfor at avkastningen kun vil være unormal mellom cum- og ex-div. Vi undersøker og rettfærdiggjør dette senere i oppgaven. Vi fastsetter først det overordnede begivenhetsvinduet til å gjelde 7 dager: fra T_1 , som er $\tau = -3$ til og med T_2 som er $\tau = +3$. Basert på dette velger vi deretter et nytt og mindre begivenhetsvindu til videre analyse.

3.6 Estimeringsvindu

Estimeringsvinduet brukes til å estimere hva som er normal avkastning for en aksje i begivenhetsvinduet, med andre ord hvilken avkastning vi kunne forventet i fravær av begivenheten. Derfor er det viktig å unngå at estimeringsvinduet overlapper neste eller forrige begivenhetsvindu, hvis ikke kan normalavkastningen bli påvirket av selve begivenheten. Når det gjelder størrelsen på estimeringsvinduet er det slik at en lengre estimeringsperiode gjerne gir økt statistisk signifikans. Samtidig bør det ikke bli for langt, da man ikke ønsker at normalavkastningen skal være preget av gammel og irrelevant data. MacKinlay (1997) foreslår alternativt å benytte et *post-begivenhetsvindu*, et estimeringsvindu etter selve begivenheten, for å fange opp eventuelle fundamentale skift i et selskaps risiko som følge av begivenheten.

Vårt viktigste kriterium for estimeringsvinduet er å unngå at normalavkastningen påvirkes av forrige begivenhet. Med andre ord må vi unngå at estimeringsvinduet er så langt at det overlapper med forrige ex-div. Selv om de fleste selskap betaler utbytte halvårlig eller sjeldnere er spesielt ekstraordinære utbytter nettopp mindre ordinære. Ekstraordinære utbytter kan komme i rask suksisjon, for eksempel i forbindelse med likvidering eller salg av forretningsenheter, eller de kan komme som første utbytte på flere år. Figur 2 viser tidslinjen for en begivenhetsstudie. Vi velger på bakgrunn av tidligere diskusjon å ha et estimeringsvindu som strekker seg over 60 dager fra $T_0 + 1$ som er 63 dager før begivenheten til T_1 som er 4 dager før begivenheten.



Figur 2: Tidslinje for begivenhetsstudie.

3.7 Aggregering av data

For at vi skal kunne utnytte observasjonene må vi aggregere dataene. Dette gjøres normalt langs to dimensjoner, langs tid og over individuelle begivenheter. Siden vi er interesserte i de daglige avkastningene i begivenhetsvinduet vil det kun være nødvendig for oss å aggregere unormal avkastning over individuelle begivenheter. Vi bruker de daglige avkastningene til å identifisere et mer kompakt begivenhetsvindu til den videre analysen.

Den unormale avkastningen kan aggregeres ved å benytte $AR_{i\tau}$ fra ligning 15 for hver begivenhetsperiode $\tau = T_1 + 1, \dots, T_2$. Gitt N begivenheter kan vi skrive den aggregerte unormale avkastningen for periode τ som

$$\overline{AR}_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i\tau}, \quad (17)$$

og ved stor L_1 får vi variansen

$$\text{Var}(\overline{AR}_\tau) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_{\varepsilon_i}^2. \quad (18)$$

All data i analysen aggregeres på tvers av begivenheter

3.8 Modellseleksjonskriterier AIC og BIC

Selv om nyttig innsikt om modellens forklaringskraft kan finnes ved å sammenligne justert- R^2 bør ikke dette brukes som modell seleksjonskriterium. Akaikes og Bayesian-Schwartz informasjonskriterium (herved henholdsvis AIC og BIC) brukes til å avgjøre hvilken modell man skal velge, med tanke på forklaringskraft i forhold til antall parametre og observasjoner (Enders (2015)). Begge kriteriene er *parsimoniske*, det vil si at de søker etter den beste og enkleste modellen (færrest parametre). Kriteriene beregnes henholdsvis

$$AIC = -2 * \ln(L) + 2k \quad (19)$$

og

$$BIC = -2 * \ln(L) + k * \ln(N), \quad (20)$$

hvor k = antall parametre, N = antall observasjoner og $\ln(L)$ er maximized log-likelihood. Kriteriene velger modellen med laveste score. Selv om AIC og BIC er likestilte alternativer vil BIC være å foretrekke ved større prøver/utvalg. Dette fordi BIC straffer dårlige parametre

hardere enn AIC ved “store” utvalg ($\ln N > 2$ hvis $N > 7$). Vi kan si at marginalkostnaden av å legge til nye parametre er større med BIC enn AIC. Dette gjør også at ved store utvalg (mange observasjoner) blir BIC asymptotisk konsistent, mens AIC vil bli skjev mot overparametriserte modeller. Ideelt sett ønsker man at både AIC og BIC velger samme modell, da dette vil være et sterkt signal om at denne modellen er den beste. Dersom kriteriene velger forskjellige modeller bør man undersøke og reflektere over årsaken til dette, spesielt hvis verdiene avviker mye.

3.9 Homoskedastisitet og robuste standardfeil

Homoskedastisitet er Gauss-Markovs femte antagelse, denne må holde for at vi skal kunne utføre pålitelige beregninger av variansen og videre T- og F-tester. Ved homoskedastisitet har feilledet u den samme variansen uavhengig av størrelsen på forklaringsvariabelen, formelt $E(u|x_1, x_2, x_3, \dots, x_n) = \sigma^2$ (Wooldridge (2016)). Motsatt betyr heteroskedastisitet at variansen korrelerer med forklaringsvariabelen. Dette er et naturlig fenomen. Hvis man for eksempel vil forklare konsum ved hjelp inntekt er det lett tenkelig at variansen er lavere for individer med lav inntekt, ettersom de uansett må konsumere for nesten hele inntekten. Dersom vi har heteroskedastisitet vil ikke dette påvirke OLS estimatorene, kun variansen til feilledet, som igjen leder til ugyldige T- og F-tester. For å unngå problemer forbundet med heteroskedastisitet benytter vi i denne oppgaven utelukkende robuste standardfeil.

Ved å benytte robuste standardfeil får vi gyldige signifikanstester, uansett grad av heteroskedastisitet (også ved homoskedastisitet). For å beregne en valid estimator for den robuste variansen bruker Wooldridge

$$\widehat{var}(\hat{\beta}_j) = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{r}_{ij}^2 \hat{\mu}_i^2}{SSR_j^2}, \quad (21)$$

hvor \hat{r}_{ij} er den i -ende residualen fra regresjonen av x_j på alle andre uavhengige variable og SSR_j er summen av de kvadrerte residualene for regresjonen. Hvis vi tar kvadratroten av dette vil vi få den robuste standardfeilen.

Det er vanlig i empirisk forskning å alltid benytte robuste standardfeil, ettersom det er lett tilgjengelig i de fleste statistikkprogrammer og gir robuste resultater. Vi velger å benytte robuste standardfeil av de samme årsakene.

3.10 Normalitet

Den siste forutsetningen for OLS omhandler normalitet og sier at feilledet må være uavhengig av forklaringsvariablene, samtidig som at det er normalfordelt rundt 0, med konstant varians σ^2 (Wooldridge (2016)). Normalitet er den strengeste forutsetningen og er ofte vanskelig å tilfredsstillere i empirisk arbeid. Likevel kan OLS ifølge Wooldridge fortsatt gi gyldige resultater selv om normalitet ikke holder så lenge utvalget er stort nok. Han viser ved hjelp av *sentralgrenseteoremet* at når antallet observasjoner går mot uendelig vil summen av uavhengige og identiske variabler gå mot en normalfordeling, nemlig asymptotisk normalitet.

Hvis \bar{X} er gjennomsnittet av n uavhengige identiske fordelte stokastiske variabler X_i , nemlig

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad (22)$$

med

$$E(X_i) = \mu \qquad \qquad \qquad \text{Var}(X_i) = \sigma^2, \quad (23)$$

så blir \bar{X} normalfordelt med forventningsverdi μ og standardavvik $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$. Dermed får vi

$$\bar{X} = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \rightarrow Z, \quad n \rightarrow \infty, \quad (24)$$

og vi ser at utvalget nærmer seg en normalfordeling desto flere observasjoner vi har i utvalget.

4 Datautvalg

4.1 Fastsettelse av utvalg

Vi henter først ut finansielle data fra TITLON for alle selskaper som i perioden 01/2010-07/2017 er notert på en Norsk børs.

Dataene vi bruker i denne oppgaven ble hentet fra TITLONs database 14.02.2018. Fra dette datasettet ekskluderer vi selskaper og hendelser med følgende karakteristika:

1. Selskap som ikke står med registrert utbytte i perioden (04.01.2010-31.06.2017).
2. Selskaper som ikke var notert på Oslo Børs.
3. Duplikater (doble datapunkter), falske begivenheter og begivenheter med ekstremverdier som vi ikke fant bekreftende eller avkreftende data til.
4. Begivenheter hvor det finnes mindre enn 60 dager med aksjekurser i forkant eller mindre enn 6 dager i etterkant.
5. Selskaper med 0 handelsvolum på ex-div-dagen.

Vi henter først data for selskaps-ID (*CompanyID*), justert aksjepris (*CorpAdj*), utbyttets valutakurs (*Forex*), handelsvolum, markedsverdi (*MarketCap*) og ex-div-dato (*EventDate*). Aksjesplitt og aksjespleis leder til nominelle prisendringer, uten at realverdien av selskapet er endret, og vi må derfor bruke justerte aksjepriser i hele analysen. Selskaps-ID kombineres med ex-div-datoer for å generere unike begivenhets-IDer (*eventID*) til hver begivenhet. I tillegg henter vi daglige verdier for OSEBX til beregning av markedsavkastning.

Vi ser kun på selskap på Oslo Børs hovedsakelig for å unngå lave handelsvolum, noe som ofte er tilfellet på for eksempel Oslo Axess og Merkur Market. For å minimere muligheten for systematiske feil i datasettet sjekker vi for feil. Dette gjør vi ved å systematisk teste ekstremverdiene for variablene utbytte-yield, daglig avkastning og PDDR, ved å sortere datasettet og sjekke de 15-20 høyeste og laveste verdiene mot publisert data blant annet fra Netfonds og selskapenes egen hjemmeside. De feilene vi finner blir rettet opp, eventuelt blir observasjonene fjernet fra datasettet hvis det er overveiende bevis for at det ikke var en ex-div-dag på denne datoen. Vi tester også for duplikater i datasettet, det vil si flere datapunkter for samme ex-div. Alle duplikater blir deretter fjernet. Siden det er umulig (les, for tidkrevende) å sjekke

alle datapunktene i datasettet, vil vi etter disse justeringene stole på at datasettet nå stemmer og at det ikke oppstår noen skjevhet i dataene som følge av feilinformasjon.

4.2 Deskriptiv statistikk

Vi vil nå kort gå igjennom våre data. Tabell 1 er deskriptiv data for alle dager. Vi ser at den gjennomsnittlige daglige avkastningen er på 0,0368 % med en median på 0. Noe av dette skyldes at nesten en fjerdedel av observasjonene i datasettet har en daglig avkastning på null. Til sammenligning er gjennomsnittlig unormal avkastning på begivenhetsdagen - 4,19 % og median lik - 3,02 %. Gjennomsnittlig daglig markedsavkastning er 0,0377 % og medianen 0,079 %. Vi ser flere steder at ekstremverdier påvirker gjennomsnittet merkbart. Dette er spesielt synlig på handelsvolum, hvor minste observasjon er på 27,50 NOK og største er på over 2,8 mrd NOK.

Tabell 1: Deskriptiv data for datasettet (alle dager).

VARIABLES	obs	mean	min	median	max
Handelsvolum	1.538e+06	6.815e+07	27.50	3.733e+06	2.817e+09
Markedsverdi	1.538e+06	2.287e+10	3.380e+07	5.119e+09	4.001e+11
Daglig Markedsavkastning	1.538e+06	0.000377	-0.0560	0.000790	0.0559
Daglig avkastning	1.538e+06	0.000368	-0.893	0	4

Tabell 2 viser deskriptiv data på begivenhetsdagen ($\tau = 0$) for parameterne markedsavkastning, utbytte-yield, PDDR og unormal avkastning. Den gjennomsnittlige utbytte-yielden i datasettet er på 5,02 % med en median på 3,27 %. Gjennomsnittlig PDDR er på 0.809 med en median på 0.88. Den gjennomsnittlige unormale avkastningen på begivenhetsdagen er på - 4,19 % med en median på - 3,02 %.

Tabell 2: Deskriptiv data for begivenhetsdagen ($\tau = 0$).

VARIABLES	obs	mean	min	median	max
Markedsavkastning	919	0.000554	-0.0428	0.00121	0.0559
Utbytte-yield	919	0.0502	0.00296	0.0327	0.905
PDDR	919	0.809	-10	0.880	19.26
Unormal avkastning	919	-0.0419	-0.891	-0.0302	0.316

4.3 Manglende datakvalitet

Selv om vi ønsker å undersøke om handelsvolumet er unormalt i perioden rundt ex-div, velger vi å avstå fra dette i denne analysen. Årsaken er mangelfull data på handelsvolum i TITLON, hvor mange dager mangler informasjon om handelsvolum. Dette problemet ser ikke ut til å diskriminere, og forekommer for både store og små selskap. Det vil derfor være liten troverdighet i estimert normalt handelsvolum, og følgelig også liten troverdighet i analyse av unormalt handelsvolum.

Et annet valg vi foretar er å ikke kontrollere for selskapenes sektor eller bransje. Også dette på grunn av manglende datakvalitet. Problemet er at selskap som er vanskelige å kategorisere eller opererer i flere sektorer får generert én daglig observasjon for hver sektor de er kategorisert i. Som eksempel får Norsk Hydro triple observasjoner, én for energi, én for industri og én for materialer. Dersom vi forsøker å korrigere dette, må vi i tillegg velge hvilken sektor vi mener er den “riktige”. Dette mener vi ville gitt et lite troverdig grunnlag for videre analyse.

4.4 Skjevheter

Våre eksklusjonskriterier vil kunne medføre flere skjevheter. En årsak til dette er at vi kun inkluderer selskap som har betalt utbytte i perioden. Dette kan lede til *clustering* - at selskapsspesifikke effekter korrelerer med noen av forklaringsvariablene. Videre oppstår det en skjevhet ved at selskaper som betaler utbytte mer frekvent får flere datapunkter med i regresjonene. Følgelig får disse selskapene større statistisk vektning, og dermed vil våre estimater være noe skjeve mot selskapene med de hyppigste utbyttene. Hyppige utbytter vil trolig lede til at PDDR blir mindre enn ellers, ettersom det blir et mer normalt tilfelle. Vi mener likevel at dette ikke skader gyldigheten av statistikken, ettersom det er få selskap som betaler oftere enn hver sjette måned, og nesten 80 % betaler utbytte årlig, ifølge [Ainsworth og Nicholson \(2014\)](#).

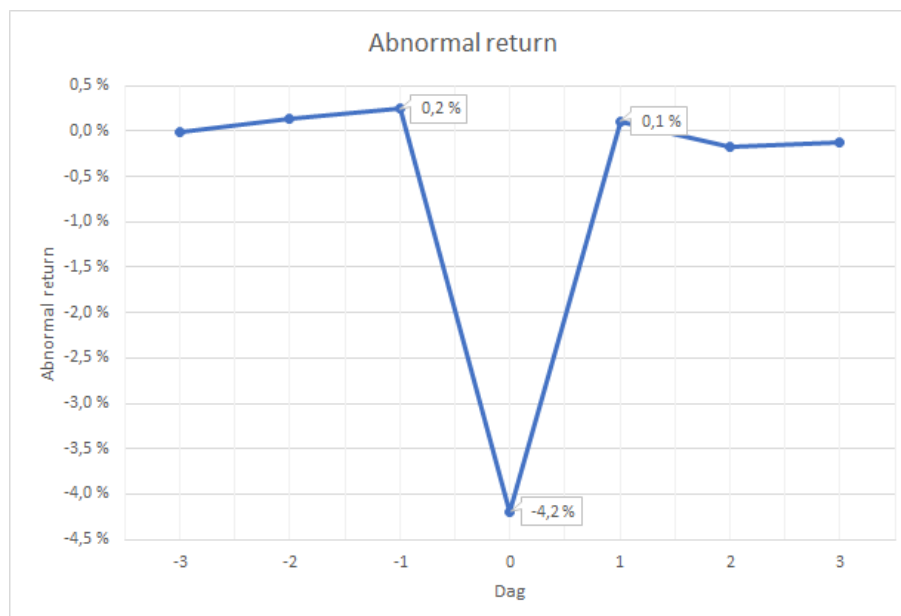
For å unngå problemer med heteroskedastisitet benytter vi robuste standardfeil. I vårt utvalg sitter vi etter seleksjon igjen med 919 observasjoner. Det finnes ikke en absolutt grense for hva som regnes som et stort utvalg. Det er likevel en etablert enighet om at man må ha minst 30 observasjoner før sentralgrenseteoremet blir gyldig. Vi føler oss derfor trygge på at vårt utvalg er stort nok til å tilfredsstillende asymptotisk normalitet og dermed gi gyldige estimater.

5 Resultat og Analyse

5.1 Unormal avkastning

Vi vil nå presentere og gjennomgå resultatene fra analysen. Samtidig vil vi forsøke å forklare funnene og hvorvidt de stemmer overens med tidligere forskning og teorier.

Først vil vi rettferdiggjøre vårt valg av begivenhetsvindu, som er endringen fra cum-div til ex-div. Vi ser i figur 3 *mean abnormal return* (den daglig gjennomsnittlige unormale avkastningen) i perioden rundt ex-div (fra dag - 3 til 3). Merk at det ikke er kumulativ avkastning, kun dag-til-dag-avkastning. Mest påfallende er det markante fallet i unormal avkastning på ex-div til - 4,19 %, påfulgt av en umiddelbar tilbakevending til normalen, hvor ingen av de påfølgende dagene har noen signifikant unormal avkastning. Fra tabell 3 ser vi at dag - 2 og - 1 har signifikant unormal avkastning på henholdsvis 5 % og 1 % signifikansnivå. Vi kan dermed si at aksjer som skal betale utbytte systematisk har positiv unormal avkastning de siste to handelsdagene før aksjen går ex-div. Det virker sannsynlig at dette kommer av at mange investorer ønsker å kjøpe aksjen med rett til utbytte og at dette presser opp prisene frem til ex-div. Selv om unormal avkastning på dag - 2 og - 1 har veldig lave verdier, så er det viktig å huske at dette er dag-til-dag-avkastning på henholdsvis 0,14 % og 0,258 % høyere det som er normalt. Det er med andre ord snakk om en signifikant systematisk prisstigning. Dette støtter *short-term trading hypothesis* i at unormalt stor aktivitet blant kortsiktige tradere presser opp prisene i forkant av en ex-div (Kalay (1982)). Vi finner derimot ikke signifikant bevis for at aksjeprisene systematisk går ned i dagene etter; kun dag 3 er signifikant negativ, og dette bare på et 10 % signifikansnivå.



Figur 3: Daglig gjennomsnittlig unormal avkastning i begivenhetsvindu (-3,3).

Selv om dette er et veldig lite begivenhetsvindu mener vi det kommer frem hvorfor et større begivenhetsvindu ikke er hensiktsmessig i den videre analysen. Den unormale avkastningen øker (i absoluttverdi) for dagene (-2, 0), før den går tilbake til normalområdet for resten av begivenhetsvinduet. Det er med andre ord ingenting som tyder på at deler av effekten er treg. Vi vil derfor videre i analysen fokusere vår oppmerksomhet mot prisendringen fra dag -1 til 0, altså fra cum-div til ex-div.

Tabell 3: Daglig gjennomsnittlig unormal avkastning i begivenhetsvindu (-3, 3). Unormal avkastning er her beregnet som forskjellen mellom *normal avkastning* og faktisk avkastning.

VARIABLES	-3	-2	-1	0	1	2	3
abnormal_return	-0.000137 (0.000650)	0.00140** (0.000681)	0.00248*** (0.000821)	-0.0419*** (0.00278)	0.00107 (0.00445)	-0.00166 (0.00102)	-0.00116* (0.000692)
Observations	919	919	919	919	919	919	919

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Vi begynner med å undersøke PDDR og avslutter med en tverrsnittsanalyse av unormal avkastning.

5.2 PDDR sortert etter utbytte-yield

Vi vil på samme måte som [Elton og Gruber \(1970\)](#) undersøke sammenhengen mellom PDDR og utbytte-yield, foruten beregning av implisitt skattesats.

I tabell 4 er begivenhetene sortert i ti desiler fra minst til størst utbytte-yield. En ensidig t-test ble foretatt for å sjekke om PDDR kan sies å være mindre enn 1 i hver enkel desil. Vi bemerker at den totale gjennomsnittsverdien for PDDR er 0,809, noe som åpenbart er mindre enn 1. Dette samsvarer godt med Elton og Gruber, som i sin artikkel finner at PDDR er 0,78.

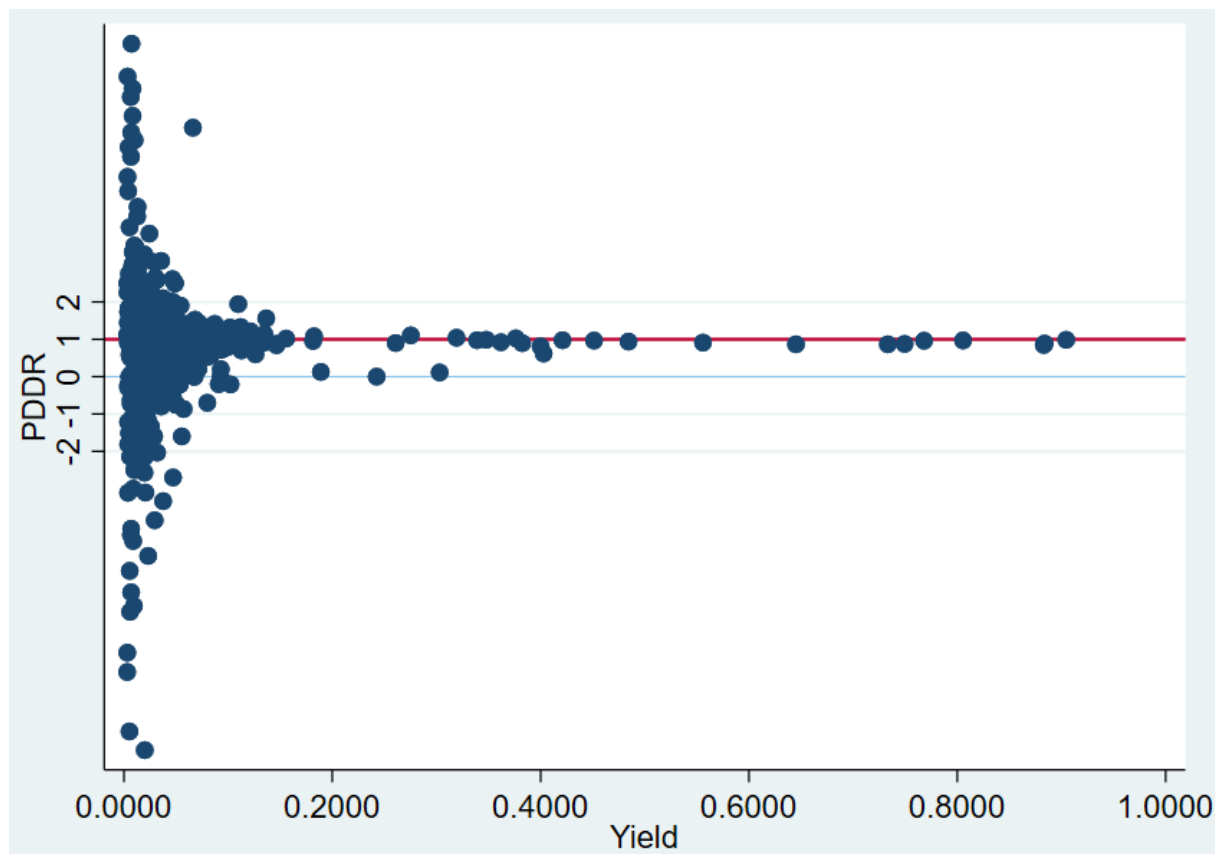
Tabell 4: Desilfordeling av PDDR med t-observator og p-verdi for hypotesetest $PDDR < 1$. Tall i parantes er standardavvik

VARIABLES	Mean Yield	PDDR	Observations	t-stat	p-val
Desil 1	0.00721	0.973 (0.428)	92	-0.0639	0.475
Desil 2	0.0138	0.884 (0.151)	92	-0.769	0.222
Desil 3	0.0198	0.449*** (0.163)	92	-3.381	0.000534
Desil 4	0.0246	0.655*** (0.107)	92	-3.231	0.000859
Desil 5	0.0297	0.856* (0.0945)	92	-1.520	0.0660
Desil 6	0.0362	0.877* (0.0812)	92	-1.510	0.0673
Desil 7	0.0431	0.875*** (0.0517)	92	-2.410	0.00899
Desil 8	0.0510	0.765*** (0.0775)	94	-3.036	0.00156
Desil 9	0.0658	0.898* (0.0753)	90	-1.350	0.0903
Desil 10	0.213	0.862*** (0.0383)	91	-3.602	0.000258
Total	0.0502	0.809*** (0.0525)	919	-3.639	0.000145

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Desil 1 og 2 kan ikke sies å være mindre enn 1. Dette er de laveste utbytte-yieldene, mellom 0-1,5 % i utbytte yield. Dette medfører at til og med små utslag i aksjekursen vil gi store utslag for PDDR, noe som igjen gir store standardavvik. For de resterende desilene får vi skiftende t-verdier, hvor desil 5, 6 og 9 er signifikant ulike 1 på 10 % nivå, og desil 3, 4, 7, 8 og 10

kan sies å være signifikant på 1 %-nivå. Selv om dette ikke kommer tydelig frem av tabell 4 er det en trend her som blir mer synlig ved et plotdiagram. Figur 4 viser tydelig at jo større utbytte-yielden blir, desto mer sentrert blir PDDR mot nedsiden av 1. Intuisjonen bak dette har vi tidligere vært innom, nemlig at når utbytte-yielden øker, så vil utbyttets effekt på prisen bli mindre forstyrret av støy.



Figur 4: Scatterplot for PDDR mot utbytte-yield for $-10 < \text{PDDR} < 10$ (vi har i plottet utelatt de mest ekstreme verdiene for å unngå ytterligere komprimering av figuren).

Det er interessant at den gjennomsnittlige PDDR er målt til å være 0.809, et betydelig avvik fra 1. [Elton og Gruber \(1970\)](#) finner lignende PDDR og hevder at avviket skyldes skattemessige klientelleffekter. Ettersom utbytte og kursgevinst skattes likt i Norge, kan ikke klientelleffekter være årsaken her. Noe av avviket kan tilskrives transaksjonskostnader og støy, men vi finner det vanskelig å forsvare at dette er skyld i et avvik på nesten 0,2. En annen interessant observasjon er at alle utbytte-yieldene over 30 % også har PDDR mindre enn 1. Dersom det stemmer at høyere utbytte-yield skal få PDDR til å nærme seg 1 burde vi også sett verdier større enn 1. En mulig forklaring på at vi ikke får dette er at selskapene som representerer disse observasjonene alle er relativt små og hvor de fleste utbyttene var av ekstraordinær karakter, blant annet likvidering eller tilbakebetaling av midler til aksjonærene.

At selskapene er små kan igjen bety at aksjen allerede er priset med en rabatt (*“discount”*) før cum-div på grunn av større usikkerhet rundt selskapet. I så fall observerer vi bare en del av aksjens prisfall.

En annen mulighet for avviket er at markedsavkastningen i perioden har vært positiv. I neste del justerer vi for markedsavkastningen når vi ser på unormal avkastning.

5.3 Tverrsnittsanalyse

Vi ønsker å undersøke hva som driver den unormale avkastningen, først og fremst om utbytte-yield kan forklare den unormale avkastningen, i tråd med tidligere forskning gjort av [Eades et al. \(1984\)](#). Vi starter med regresjonen:

$$\begin{aligned} abnormal_return_i = & \beta_0 + \beta_{Yield}Yield_i + \beta_{Smallcap}Smallcap_i \\ & + \beta_{HighKonj}HighKonj_i + \beta_{TradeVolume}TradeVolume_i + \epsilon_i, \end{aligned} \quad (25)$$

hvor

- *Yield* er utbytte-yielden til en aksje, $\frac{D}{P_B}$.
- *Smallcap* er en dummyvariabel som er lik 1 hvis selskapsverdien er lavere enn 1,5 milliard NOK og 0 ellers.
- *HighKonj* er en dummyvariabel som er lik 1 hvis vi befinner oss i en høykonjunktur og 0 ellers. Produksjonsgapet gir et mål for den samlede kapasitetsutnyttelsen i økonomien i forhold til et normalnivå og perioder med høykonjunktur er definert ved et positivt produksjonsgap.
- *TradeVolume* er handelsvolumet for en aksje målt i milliarder NOK.

Tabell 5 viser resultatene fra OLS-regresjon for fire ulike modeller med unormal avkastning som avhengig variabel. Modell (1) er den enkleste av de to og har kun utbytte-yield, *Yield*, som forklaringsvariabel. Hensikten er å finne ut i hvilken grad utbytte-yielden alene kan forklare variasjon i unormal avkastning. Modell (2) er en utvidelse av modell (1) og inkluderer handelsvolum i milliarder NOK på ex-div, *TradeVolume*, som forklaringsvariabel. Her er tanken at noe av unormal avkastning kan forklares av handelsvolumet.

Vi starter med modell (1). Konstantleddet har en verdi på 0,00292, og er signifikant forskjellig fra null. Det betyr at aksjer med svært lav utbytte-yield oppnår positiv unormal avkastning på ex-div. Det er vanskelig å tenke seg en logisk grunn til at disse aksjene systematisk skal overgå markedet på ex-div. Et mer logisk resultat hadde vært om unormal avkastning på aksjer med lav utbytte-yield IKKE er signifikant forskjellig fra null. Siden utbyttet er for lavt til å tiltrekke seg unormal oppmerksomhet, burde det heller ikke bli unormal avkastning.

Yield har en koeffisient β_{Yield} lik - 0,893 mot unormal avkastning og robust t-verdi lik 4,734. Koeffisienten kan tolkes slik: den unormale avkastningen faller med 89,3 % av utbytte-yielden. I en vanlig t-test er man interessert i å teste om en koeffisient er signifikant forskjellig fra null. For *Yield* er situasjonen annerledes; vi vet at den ulik fra null og det er heller ikke av interesse. Vi vil vite om *Yield* er større enn - 1. Vi foretar en ensidig hypotesetest av hypotesene:

$$H_0: \beta_{Yield} = -1$$

$$H_A: \beta_{Yield} > -1$$

Dette gir oss følgende t-observator: $t = -0,893 - (-1)0,0226 = 4,734$, som er signifikant på 1 % signifikansnivå. Vi forkaster H_0 om at *Yield* forklarer all unormal avkastning på ex-div. Det må med andre ord være flere drivere av unormal avkastning ex-div. *Yield* og tilhørende t-verdi beregnes på samme måte for *Yield* i alle modellene.

Modellen har en justert- R^2 lik 0,8621, noe som betyr at 86,21 % av all variasjon i unormal avkastning på ex-div blir forklart. Når vi allerede i den enkle regresjonen finner så høy forklaringsgrad er det tydelig at vi allerede har funnet den dominerende driveren av unormal avkastning.

Tabell 5: Regresjoner for unormal avkastning estimert med robuste standardfeil. Modell 1, 2 og 3 er basert på samme datamateriale, mens modell 4 er lik modell 1, men hvor de 10 % laveste utbytte-yieldene er ekskludert.

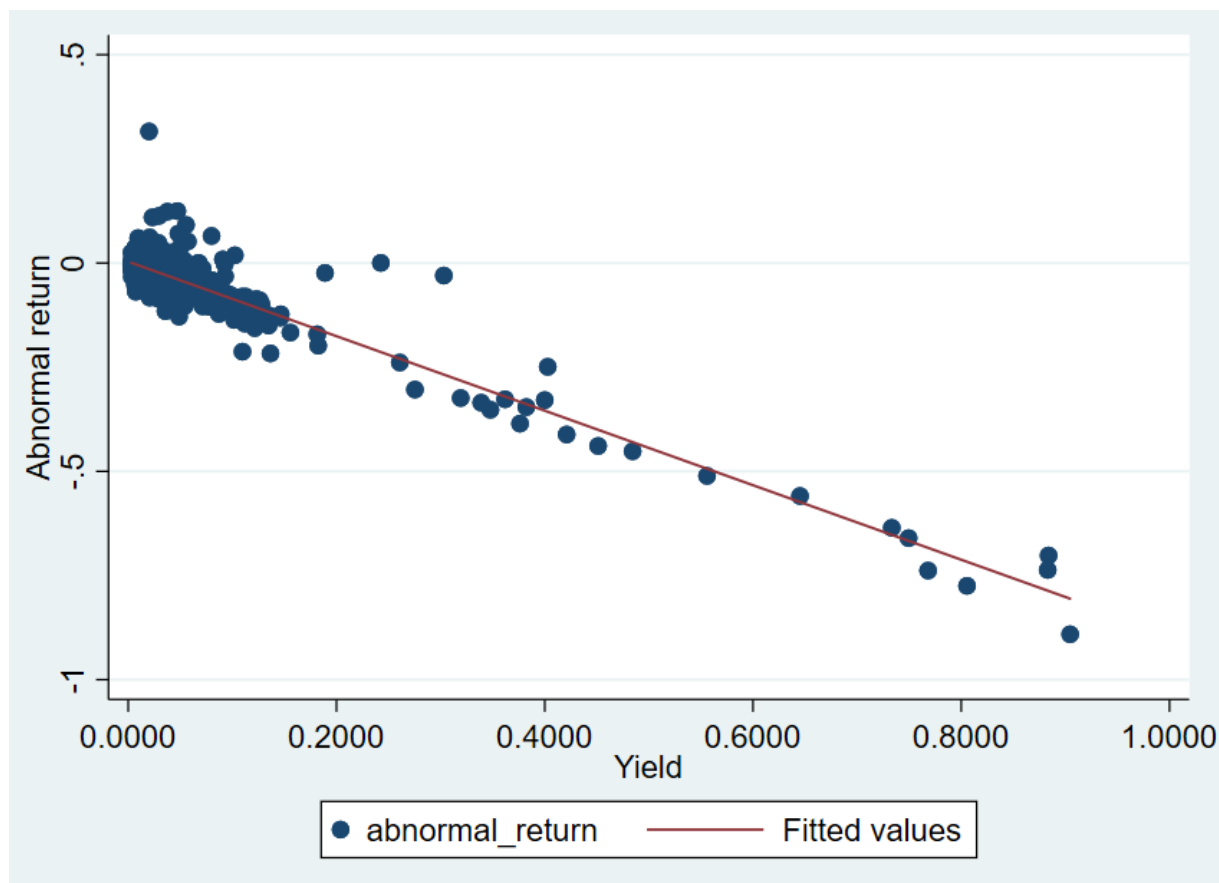
VARIABLES	(1) Modell 1	(2) Modell 2	(3) Modell 3	(4) Modell 4
abnormal_return				
Yield	-0.893*** (4.734)	-0.904*** (3.932)	-0.904*** (3.930)	-0.895*** (4.607)
smallcap		0.00706** (2.107)	0.00696** (2.059)	
HighKonj		-0.00183 (-0.733)		
TradeVolume		-0.0109*** (-2.583)	-0.0108** (-2.542)	
Constant	0.00292** (2.317)	0.00279** (2.192)	0.00235** (2.036)	0.00324** (2.383)
Observations	919	919	919	841
Adjusted R-squared	0.8621	0.8637	0.8638	0.8661
AIC	-3760	-3768	-3769	-3411
BIC	-3750	-3744	-3750	-3402
t-stat	4.734	3.938	3.935	4.607
p-val	1.28e-06	4.43e-05	4.47e-05	2.36e-06

Robust t-statistics in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Figur 5 viser scatterplot av modell (1) med unormal avkastning på y-aksen og utbytte-yield langs x-aksen. Vi ser at det er en tydelig negativ lineær sammenheng. Det er også påfallende at sammenhengen blir tydeligere ved en høyere utbytte-yield. Det ser dermed ut til at modellen blir mer treffsikker ved høyere utbytte-yield. Dette kan skyldes flere årsaker. Det kan være et resultat av støy utgjør en relativt sett mindre andel av prisendringen. En annen mulig forklaring er at aksjer med høyt utbytte blir skviset mer på pris av tradere, og slik tvinger frem den riktige aksjeprisen, slik [Eades et al. \(1984\)](#) beskriver det. En annen forklaring er at støy blir synligere når utbytte-yielden er lav.

I et slikt tilfelle er det interessant å undersøke om vi oppnår bedre forklaringskraft ved å estimere modellen på nytt, hvor vi ekskluderer begivenhetene med lavest utbytte-yield. I modell (4) ekskluderer vi alle begivenheter med en utbytte-yield < 1,0 %, slik at vi sitter igjen med 842 observasjoner. Vi ser at modell (4) ikke skiller seg bemerkelsesverdig fra modell (1).



Figur 5: Scatterplot av unormal avkastning mot utbytte-yield for individuelle begivenheter.

β_{Yield} er 0,002 lavere i modell (4) og konstantleddet øker med 0,00032, slik at vi får en marginalt brattere kurve som starter i et høyere punkt. Det er også en marginal økning i justert- R^2 . Med andre ord forklares noe mer av variasjonen i unormal avkastning av modell (4) enn modell (1). Likevel skal ikke justert- R^2 brukes til å sammenligne og velge modeller, det er dette modellseleksjonskriteriene AIC og BIC brukes til, som vi diskuterte tidligere. Vi ser at selv om modell (4) har den høyeste justert- R^2 , så har modellen også de klart høyeste verdiene for AIC og BIC. Modell (1) er altså foretrukket fremfor modell (4) etter både AIC og BIC. Årsaken til at det blir slik, på tross av høyere justert- R^2 i modell (4), er at AIC og BIC også straffer modell (4) for å ha færre observasjoner enn modell (1). Følgelig må en modell med færre observasjoner ha markant bedre forklaringskraft for å bli valgt. Modellen blir derfor ikke bedre av å ekskludere de laveste utbyttene.

Selv om vi nå har bekreftet at utbytte-yielden forklarer en signifikant del av unormal avkastning på ex-div ønsker vi å identifisere andre mulige drivere. I modell (2) legger vi til tre variabler. *Smallcap* er en dummy-variabel som er lik 1 hvis markedsverdien av selskapet er mindre enn 1,5 milliarder NOK og 0 ellers. *Highkonj* er også en dummy-variabel og er lik 1

dersom økonomien er i en høykonjunktur ved ex-div og 0 ellers.

I modell (2) ser vi at konstantleddet er noe lavere enn i modell (1), og forblir signifikant på 5 % signifikansnivå. β_{yield} endrer seg fra -0,893 til -0,904, men er fortsatt signifikant større enn -1 på alle nivåer. $\beta_{smallcap}$ er lik 0,00702 og er med en t-verdi på 2,043 signifikant på 5 % signifikansnivå. Med andre ord er den unormale avkastningen 0,7 % bedre på ex-div for små selskap. Når det gjelder $\beta_{Highkonj}$ har den en verdi på -0,00178, men er med t-verdi på -0,711 imidlertid ikke signifikant på noen signifikansnivå. For *TradeVolume* ser vi at $\beta_{TradeVolume}$ har en verdi på -0,0111 og er med en robust t-verdi på -2,603 signifikant på 1 % signifikansnivå. For hver økning i omsetningen på 1 milliard NOK på ex-div blir den unormale avkastningen 1,11 % dårligere.

Det er mulig at konjunktursituasjonen faktisk ikke har noen systematisk effekt på ex-div avkastning. En annen forklaring på at *Highkonj* ikke er signifikant er at vårt datautvalg mangler betydelig variasjon i konjunkturer, ettersom norsk økonomi har vært i lavkonjunktur i hele perioden, med unntak av 01/2012-10/2013 (Norges Bank, PPR 4/17 2017). Dessuten er nesten hele perioden innenfor mellom $[(-1\%) - (+1\%)]$ av produksjonsgapet, slik at konjunktorene kan være for like til å utgjøre en forskjell på ex-div avkastning.

Som respons til resultatene i modell (2) ekskluderer vi *Highkonj* i modell (3). Konstantleddet og er fortsatt signifikant på 5 % signifikansnivå. β_{yield} er uendret på -0,904. β_{Small} synker marginalt til 0,00693 og holder seg signifikant på 1 % signifikansnivå. $\beta_{TradeVolume}$ øker til -0,0109 og er signifikant på 5 % signifikansnivå.

Som vi ser er alle variablene i modell (3) signifikante på 5 % signifikansnivå, *Yield* også på 1 % signifikansnivå. Unormal avkastning faller med ca. 90 % av utbytte-yielden. I tillegg har selskap med markedsverdi < 1,5 milliarder NOK i snitt 0,693 % bedre unormal avkastning på ex-div. Med andre ord faller aksjeprisen mindre for små selskap enn store på ex-div. Dette kan skyldes at mange av de mindre selskapene har sentralisert eierstruktur med langsiktige eiere og derfor er relativt illikvide og får derfor ikke den "riktige" priskorreksjonen, slik som Dupuis (2018) viser. At *TradeVolume* er signifikant og negativ støtter denne forklaringen. Jo høyere omsatt volum desto mer faller aksjens verdi, hvilket betyr at lite omsatte aksjers verdi faller mindre, slik at likvide aksjer får en riktigere priskorreksjon. Følgelig vil det også være vanskelig for investorer å utvinne arbitrasjeprofit her ved å trade på smallcaps, ettersom det ofte er lite tilgjengelige aksjer og store BID/ASK spreads.

5.4 Modellvalg

Nå kan vi bruke modellseleksjonskriteriene til å avgjøre hvilken av modellene som er best egnet til å forklare unormal avkastning. Ideelt sett skal både AIC og BIC velge samme modell og dermed fjerne all tvil om hvilken modell som er best, selv om BIC har bedre egenskaper ved stort utvalg, som tidligere diskutert.

Tabell 6: Utsnitt av regresjonen i tabell 5.

Parameters	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Observations	919	919	919	841
Adjusted R-squared	0.8621	0.8637	0.8638	0.8661
AIC	-3760	-3768	-3769	-3411
BIC	-3750	-3744	-3750	-3402

Robust t-statistics in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Vi ser fra tabell 6 at alle modellene er innenfor et 0,005 intervall for justert- R^2 , noe som betyr at alle modellene forklarer omtrent like mye av den totale variasjonen i unormal avkastning på ex-div og at modell (4) scorer høyest. På AIC og BIC scorer derimot modell (4) tydelig dårligere enn (1), (2) og (3), som til gjengjeld er veldig jevne også etter seleksjonskriteriene. Årsaken er at modell (4) er lik modell (1), men hvor de begivenhetene med den laveste utbytte-yielden har blitt ekskludert, slik at modell (4) har færre observasjoner enn de andre modellene. Flere observasjoner gjør modellen bedre til å beskrive populasjonen. Når det gjelder modell (1), (2) og (3) scorer de relativt sett jevnt.

Vi ser at BIC scorer modell (1) og (3) likt, men at AIC velger (3) foran (2). Her er det snakk om så små forskjeller at det ikke har noen hensikt å snakke om at den ene modellen forklarer bedre enn den andre, basert på scorene i AIC og BIC. Likevel, hvis vi må velge én basert på scorene, så velger vi modell (3), siden begge modellene scorer likt på BIC men modell (3) har en lavere AIC verdi. Vi mener at modell (3) viser at selskapsstørrelse og handelsvolum har effekt på unormal avkastning på ex-div.

5.5 Oppsummering og drøfting av funn

Vi finner at gjennomsnittlig PDDR er 0,809 og mindre enn 1 på 1 % signifikansnivå. Selv når justerer for normalisert markedsavkastning og inkluderer variable for selskapsstørrelse og handelsvolum finner vi at aksjeprisen faller med 90,4 % av utbytte-yielden. Selv med flere modifikasjoner i ulike modeller forblir effekten av utbytte-yielden relativt lik, mellom - 0,893 og - 0,904, og holder på alle signifikansnivå. Dette betyr at rundt 10 % av ex-div fortsatt er uforklart. Vi tror en del av disse 10 % kan forklares av transaksjons -og likviditetskostnader. I tidligere forskning er det et gjengående tema at transaksjonskostnader er en viktig årsak til hvorfor PDDR er mindre enn 1, og selv om vi ikke undersøker dette eksplisitt, mener vi dette er en plausibel forklaring. Videre ser vi at høyt handelsvolum leder til et større prisfall, samtidig som at små bedrifter får mindre prisfall. Dette tyder på at likviditeten spiller en rolle for unormal avkastning ved ex-div. En annen mulig relevant faktor er sektor/bransje. Det kan tenkes at bransjer med ulike risikoprofiler reagerer ulikt på utbytte. Som vi har diskutert er det for lav datakvalitet på selskapenes sektortilhørighet som hindrer oss i å undersøke dette.

Våre funn samsvarer med det meste av tidligere forskning i det aspektet at vi får en PDDR signifikant mindre enn 1, og at vi ikke helt klarer å belyse hvorfor. Vi får veldig signifikante og like koeffisienter for utbytte-yield på tvers av ulike modeller, noe som viser at størrelsen av utbyttet definitivt er den viktigste driveren av ex-div-avkastning.

5.6 Konklusjon

I denne utredningen har vi sett på hvilken effekt utbyttet har på aksjeverdien når aksjen går ex-div for selskap listet på Oslo Børs i perioden januar 2010-juli 2017. Vi finner at aksjens verdi ved ex-div systematisk faller mindre enn det utbytte-yielden skulle tilsi. Vi finner PDDR på 0,809 og at utbytte-yielden forklarer - 89,3 % av markedsjustert unormal avkastning i en enkel regresjon. Når vi inkluderer variable for selskapenes markedsverdi og handelsvolum forklarer utbytte-yielden - 90,4 %. Selskap med markedsverdi under 1,5 mrd. NOK (smallcaps) får høyere unormal avkastning, mens større handelsvolum trekker motsatt vei, og leder til større prisfall på ex-div. Med andre ord faller aksjene for små og illikvide selskaper mindre enn for større og mer likvide selskaper, noe som tyder på at jo mer likvid en aksje er, desto bedre er utbytte-yielden til å predikere unormal avkastning ved ex-div.

Litteraturliste

- Ainsworth, A. B. og Lee, A. D. (2011): "Ex-dividend Day Bid-Ask Spread Effects in a Limit Order Book Market Setting." Working Paper, The University of Sydney.
- Ainsworth, A. B. og Nicholson, M. (2014): "Can Dividend Schedules Predict Abnormal Returns? International Evidence." Working Paper, The University of Sydney.
- Berk, J. B. og DeMarzo, P. M. (2014): *Corporate finance 3rd, Global Edition*. Pearson Education.
- Boyd, J. H. og Jagannathan, R. (1994): "Ex-dividend price behavior of common stocks." *The Review of Financial Studies* 7(4), 711–741.
- Campbell, J. A. og Beranek, W. (1955): "Stock price behavior on ex-dividend dates." *The Journal of Finance* 10(4), 425–429.
- Dai, Q. og Rydqvist, K. (2009): "Investigation of the costly-arbitrage model of price formation around the ex-dividend day in Norway." *Journal of Empirical Finance* 16(4), 582–596.
- Dupuis, D. (2018): "Ex-Dividend Day Price Behavior and Liquidity in a Tax-Free Emerging Market." Working Paper, School of Business Administration, American University of Sharjah.
- Durand, D. og May, A. M. (1960): "The Ex-Dividend Behavior Of American Telephone And Telegraph Stock." *The Journal of Finance* 15(1), 19–31.
- Eades, K. M., Hess, P. J. og Kim, E. H. (1984): "On interpreting security returns during the ex-dividend period." *Journal of Financial Economics* 13(1), 3–34.
- Elton, E. J. og Gruber, M. J. (1970): "Marginal Stockholder Tax Rates and the Clientele Effect." *The Review of Economics and Statistics* 52(1), 68–74.
- Elton, E. J. og Gruber, M. J. (1994): "Multi-index models using simultaneous estimation of all parameters." *A Practitioner's Guide to Factor Models, (The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts* (4), 31–58.
- Enders, W. (2015): *Applied Econometrics Time Series (Fourth Edi.)*. John Wiley & Sons.

- Heath, D. C. og Jarrow, R. A. (1988): "Ex-dividend stock price behavior and arbitrage opportunities." *Journal of Business*, 95–108.
- Kalay, A. (1982): "The ex-dividend day behavior of stock prices: a re-examination of the clientele effect." *The Journal of Finance* 37(4), 1059–1070.
- Karpoff, J. M. og Walkling, R. A. (1990): "Dividend capture in NASDAQ stocks." *Journal of Financial Economics* 28(1-2), 39–65.
- Kothari, S. og Warner, J. (2007): "Econometrics of event studies." *Handbook of empirical corporate finance* 1, 3–36.
- Lakonishok, J. og Vermaelen, T. (1986): "Tax-induced trading around ex-dividend days." *Journal of Financial Economics* 16(3), 287–319.
- MacKinlay, A. C. (1997): "Event studies in economics and finance." *Journal of economic literature* 35(1), 13–39.
- Michaely, R. (1991): "Ex-dividend day stock price behavior: the case of the 1986 Tax Reform Act." *The Journal of Finance* 46(3), 845–859.
- Miller, M. H. og Modigliani, F. (1961): "Dividend policy, growth, and the valuation of shares." *the Journal of Business* 34(4), 411–433.
- Miller, M. H. og Scholes, M. S. (1982): "Dividends and taxes: Some empirical evidence." *Journal of Political Economy* 90(6), 1118–1141.
- Wooldridge, J. M. (2016): *Introductory econometrics: A modern approach (Sixth Edi.)*. Nelson Education.