



Norges miljø- og
biovitenskapelige
universitet

Masteroppgave 2019 30 stp

Handelshøyskolen

Faller aksjekurser på Oslo Børs ulikt dividendestørrelsen på ex- dividende dagen?

Adam Braaten & Simen Tajet

Master i økonomi og administrasjon

Forord

Når denne oppgaven blir levert fullfører vi det toårige masterstudiet i økonomi og administrasjon med spesialisering i finansiering og investering ved Norges miljø- og biovitenskapelige universitet. Vi har i løpet av studiene videreutviklet vår interesse for økonomi, og særlig de kvantitative fagene. Det falt dermed naturlig for oss å skrive en masteroppgave innen finans, og da særlig rettet mot det norske aksjemarkedet. I den innledende fasen av masteroppgaven var vi innom mange mulige temaer og problemstillinger, men det var først etter å ha pratet med vår veileder Glenn Kristiansen vi kom inn på temaet i denne oppgaven. Derfra begynte vi å forme rammene for hvordan denne oppgaven skulle se ut.

Å skrive denne masteroppgaven har vært en lærerik og utfordrende prosess, der vi har fått brukt kunnskapen vi har opparbeidet gjennom fem år med økonomistudier. Vi sitter igjen med økt kunnskap og større innsikt innenfor et meget interessant tema.

Vi ønsker å takke vår veileder Glenn Kristiansen som har vært villig til å møte oss på kort varsel på steder som har vært gunstige for oss. Han har bidratt med raske tilbakemeldinger, gode faglige råd og veiledninger underveis i hele prosessen. Spesielt må vi takke for hjelpen med STATA, der hans kunnskap har vært til stor hjelp.

Ås, 2019

Adam Braaten & Simen Tajet

Abstract

In this thesis we examine whether share prices drop differently from what is paid in dividends on the ex-dividend day and at the same time look at what may be the possible reasons for this. We will investigate this in a market that has a high proportion of foreign investors, Oslo Stock Exchange. We use all companies that pay dividends on the Oslo Stock Exchange during the period 2017-2018.

Previously there has been done on a lot of research on this topic, but very little on the Oslo Stock Exchange. Earlier, among others, Campbell and Beranek (1955) have concluded that the share price falls on average by 90% of the dividend size. Elton and Gruber (1970) support their research and also come to the conclusion that the stock prices on NYSE drop significantly less than the dividend size.

To determine if stock prices drop differently from theoretical value, we choose to calculate four different rates: RPR, MAPR, RPDR and MAPDR. Our results identify that stock prices fall by less than theoretical value for both 2017 and 2018 when calculating all rates, where RPDR and MAPDR are significantly lower than theoretical value at 5% significance level. Our results identify that the overall average drop in relation to the dividend size is 99.76% in 2017 and 89.31% in 2018, for the entire period we end up at 94.40%.

Possible reasons why stock prices drop by less than the dividend size, we believe may be client effects on the Oslo Stock Exchange, where 36,6% of the shareholders are foreigners. These investors may have different tax rates on capital gains and dividends, so they will have an incentive to minimize their own tax rate. At the same time, we believe that transaction costs related to switching positions around the ex-dividend day can contribute to share prices falling somewhat less and that this may be part of the difference between real and theoretical drop. After conducting a regression analysis, we found that dividend yield and interaction variable `int_dp5075` were significant at 5% level.

Sammendrag

I denne masteroppgaven undersøker vi om aksjekurser faller ulikt med det som blir utbetalt i dividende på ex-dividende dagen, samtidig ser vi på hva som kan være mulige årsaker til dette. Vi undersøker dette i et marked som har en høy andel av utenlandske investorer, Oslo Børs. Her benyttes alle selskaper som utbetaler dividende i perioden 2017-2018. Det har tidligere blitt forsket mye rundt dette temaet, men svært lite på Oslo Børs. Tidligere har blant annet Campbell og Beranek (1955) kommet frem til at aksjekursen i gjennomsnitt faller med 90% av dividendestørrelsen. Elton og Gruber (1970) støtter deres forskning og kommer også frem til at aksjekursene på NYSE faller signifikant mindre enn dividendestørrelsen på ex-dividende dagen.

For å finne ut om aksjekursene faller ulikt teoretisk verdi, velger vi å beregne fire ulike rater: RPR, MAPR, RPDR og MAPDR. Våre resultater identifiserer at aksjekursene faller med mindre enn teoretisk verdi for både 2017 og 2018 ved beregning av alle ratene, der RPDR og MAPDR er signifikant lavere enn teoretisk verdi på 5% signifikansnivå. Vi identifiserer samtidig at det generelle gjennomsnittlige kursfallet i forhold til dividendestørrelsen er 99,76% i 2017 og 89,31% i 2018, for hele perioden ender vi på 94,40%.

Mulige årsaker til at aksjekursene faller med mindre enn dividendestørrelsen mener vi kan være klientelleffekter på Oslo Børs, der ca 36,6% av aksjonærene er utlendinger. Disse investorene kan ha ulike skattesatser på kursgevinst og dividende, dermed vil de ha et insentiv for å minimere sin egen skattesats. Samtidig mener vi at transaksjonskostnader knyttet til å bytte posisjoner rundt ex-dividende dagen kan bidra til at aksjekurser faller noe mindre og at dette kan være deler av differansen mellom virkelig- og teoretisk fall. I tillegg foretok vi en regresjonsanalyse der vi fokuserte på hva som påvirket aksjekursfallet på ex-dividende dagen. Her kom vi frem til at dividende yield og interaksjonsvariabel `int_dp5075` var signifikante på 5% nivå.

Innholdsfortegnelse

Forord	1
Abstract	2
Sammendrag	3
Innholdsfortegnelse	4
1. Innledning	7
1.1 Bakgrunn for forskningsspørsmål	7
1.2 Forskningsspørsmål	8
1.3 Formål med oppgaven	8
1.4 Introduksjon av det norske markedet og Oslo Børs	9
2. Teori, tidligere forskning og hypotesegenerering	11
2.1 Dividende	11
2.2 Effisient marked hypotesen	12
2.2.1 Svak effisiens	12
2.2.2 Halvsterk	12
2.2.3 Sterk	13
2.3 Signaleffekt hypotesen	13
2.4 Skatt på utbytte/aksjegevinst	14
2.5 Tidligere forskning	15
2.5.1 Irrelevantsteorien	15
2.5.2 Klientelleffekt hypotesen	16
2.5.3 Aksjekursfall på ex-dividende dagen	16
2.5.4 Arbitrasjemuligheter	18
2.5.5 Marked uten skatt	20
2.5.6 Spredningen mellom bid-ask	20
2.5.7 Dividende month premium	20
2.5.8 Tidligere forskning på Oslo Børs	21
2.6 Hypotesegenerering	22
3. Metode og datautvalg	23
3.1 Innhenting av data	23
3.2 Valg av kurstidspunkt	24
3.3 Skjevhet i dataen	24
3.4 Filtrering av datasettet	25
3.5 Nåverdi av dividende	26
3.6 Skatteeffekter på våre funn	26
3.7 Forskingsdesign	28
3.8 Regresjonsanalyse	31

4. Resultater	33
4.1 Deskriptiv data	33
4.2 Inferensstatistikk	34
4.3 Diagnosetester	44
4.3.1 RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for Oslo Børs i 2017	44
4.3.2 RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for Oslo Børs i 2018	45
4.3.3 RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for Oslo Børs sammenlagt	46
4.4 Diagnosetester med filter	46
4.4.1 RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for Oslo Børs i 2017 og 2018	47
4.4.2 RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for Oslo Børs sammenlagt	48
4.5 Diagnosetester med sektorinndeling	48
4.5.1 RPR og MAPR for Oslo Børs i 2017 og 2018	49
4.5.2 RPDR og MAPDR for Oslo Børs i 2017 og 2018	51
5. Diskusjon	53
5.1 Diskusjon av våre resultater	53
5.1.1 Faller aksjekursen på ex-dividende dagen ulikt dividendestørrelsen på Oslo Børs?	53
5.1.2 Hva kan være mulige årsaker til dette?	55
5.2 Forslag til videre forskning	57
5.3 Begrensninger og svakheter i oppgaven	58
6. Konklusjon	60
7. Referanseliste	61
7.1 Litteratur	61
7.2 Nettsider	62
8. Vedlegg	64
8.1 Gjennomsnittlig verdier RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for sektorer på Oslo Børs i 2017	65
8.2 Standardavvik for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for sektorer på Oslo Børs i 2017.	65
8.3 Gjennomsnittlig verdier RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for sektorer på Oslo Børs i 2018	65
8.4 Standardavvik for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for sektorer på Oslo Børs i 2018.	66
8.5 Gjennomsnittlig verdi, t-verdi og p-verdi for RPR og MAPR for sektorer på Oslo Børs i 2017 og 2018.	66
8.6 Gjennomsnittlig verdi, t-verdi og p-verdi for RPDR og MAPDR for sektorer på Oslo Børs i 2017 og 2018.	67
8.7 Standardavvik for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for sektorer på Oslo Børs i 2017 og 2018.	67
8.8 Statistikk for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR i 2017 og 2018 når 5% av de høyeste og laveste observasjonene er fjernet.	68

8.9 Statistikk for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR i 2017 når 5% av de høyeste og laveste observasjonene er fjernet.	68
8.10 Statistikk for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR i 2018 når 5% av de høyeste og laveste observasjonene er fjernet.	69
8.11 Statistikk for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for 2017 og 2018	70
8.12 Statistikk for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for 2017	70
8.13 Statistikk for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for 2018	70
8.14 Deskriptiv statistikk for 2017	71
8.15 Deskriptiv statistikk for 2018	71
8.16 Deskriptiv statistikk for 2017 og 2018.	72

1. Innledning

1.1 Bakgrunn for forskningsspørsmål

Det har tidligere vært flere oppsiktsvekkende teorier innenfor foretaksfinans og hvordan aksjekursene endrer seg på ex-dividende dagen. Det har blitt forsket betydelig på dette området og det er publisert mange forskningsartikler og empiriske studier siden Campbell og Beranek sin forskning i 1955. I 1961 publiserte Miller & Modigliani en artikkel der de kommer frem til at i perfekte kapitalmarkeder, der investorer ikke har transaksjonskostnader, usikkerhet eller skatt bør aksjekursen falle med utbyttebeløpet. På grunnlag av dette har flere forskere publisert ulike forskningsartikler der de har sjekket om dette stemmer, flertallet har kommet frem til at aksjekursen faller mindre enn størrelsen på dividenden.

Den første forskningen som er mest kjent er Campbell og Beranek sin studie i 1955 fra et lite utvalg av selskaper på NYSE. De kom frem til at aksjekursen faller med 90% av størrelsen på dividenden i gjennomsnitt. Deretter fulgte Elton & Gruber opp denne studien i 1970 og kom frem at aksjekursen faller mindre enn utbytte, samme konklusjon som Campbell og Beranek. Etter denne studien begynte flere forskere å se på ulike grunner til at aksjekursene faller med mindre enn utbytte.

Hvis markedene er effisient skal all informasjon være integrert i aksjekursene og det skal ikke være mulig å slå markedet ved å kjøpe over- eller underprisede verdipapirer. I følge markedseffisient hypotesen av Eugene Fama (1970) vil investorer ikke kunne overgå markedet og oppnå avkastning til minimal risiko. Hvis det forekommer arbitrasje i markedene vil det i så fall være noen få investorer som kan utnytte seg av det og muligheten vil bli fjernet av disse investorene umiddelbart og ikke være tilgjengelig over tid.

Bakgrunnen for temaet i denne oppgaven oppsto i samtaler med vår veileder Glenn Kristiansen. Vi fattet umiddelbart interesse for emnet fordi vi begge har handlet aksjer tidligere. I våre porteføljer har vi hatt aksjer med både årlige og

kvartalsvis utbytter på Oslo Børs og lagt merke til at aksjekursene ikke alltid faller likt som verdien av utbyttet. Etter å ha lest gjennom tidligere forskningsartikler om temaet, fant vi ut at det har vært svært lite forskning rundt dette på Oslo Børs og generelt det nordiske markedet. Derfor syntes vi det ville vært svært interessant å sett nærmere på dette.

1.2 Forskningsspørsmål

Vi kommer derfor frem til følgende problemstillinger:

Faller aksjekursen på ex-dividende dagen ulikt dividendestørrelsen på Oslo Børs?

Hva kan være mulige årsaker til dette?

1.3 Formål med oppgaven

Hvor stort fallet i aksjekursen er på ex-dividende dagen vil være viktig informasjon for en investor som planlegger fremtidig investeringer. Oppgaven kan gi nødvendig informasjon om fremtidige aksjekursbevegelser og bidra til å ta beslutninger knyttet til problemstillinger rundt dividende. For eksempel kan det være at markedet favoriserer dividende, selv om det teoretisk skal være likegyldig for en investor om selskapet utbetaler dividende eller ikke.

Hvis aksjekursene faller i gjennomsnitt mer eller mindre enn verdien av dividenden, vil vi se på mulige årsaker til dette. For en investor medfører dette at de har større oversikt over hva som kan skje og hvorfor det skjer. Siden vi fokuserer på Oslo Børs kan vi komme frem til mulige årsaker som er spesifikke til nettopp Oslo Børs. Samtidig mener vi det vil være hensiktsmessig å lage en regresjon som kan bidra til å forklare prisen og se om det er noen uavhengige variabler som signifikant påvirker aksjekursen på ex-dividende dagen. Denne oppgaven øker også vår analytiske evne og kunnskap om adferden til investorer i aksjemarkedet samt kunnskap om markedseffisiens, skatteeffekter og arbitrasjemuligheter.

1.4 Introduksjon av det norske markedet og Oslo Børs

Sammenlignet med de amerikanske- og engelske børsene er Oslo Børs relativt mye mindre, basert på både handelsvolum og total markedsverdi for selskapene som er notert. Uansett har Oslo Børs flere store internasjonale selskaper og store deler av børsen er eid av utenlandske investorer og staten/kommuner. Her er 36,6% av Oslo Børs eid av utlendinger, mens 32,8% er eid av staten/kommuner. Sammenlignet med andre land innebærer dette at Oslo Børs har en relativt høy eierandel fra staten/kommuner.

Staten/kommuner er langsiktige investorer som holder over lange perioder og ikke prøver å oppnå kortsiktige gevinster i markedet ved å gå inn og ut av markedet ved forskjellige anledninger. Resterende aksjonærer på Oslo Børs er aksjefond som har en andel på 7,8%, der 87% av aksjefondene er tegnet som pensjonsfond. 16,7% er private foretak, 4,2% er privatpersoner og 1,9% går i kategorien "andre". I diagram 1, ser vi den totale sammensetningen.

Aksjonærer på Oslo Børs

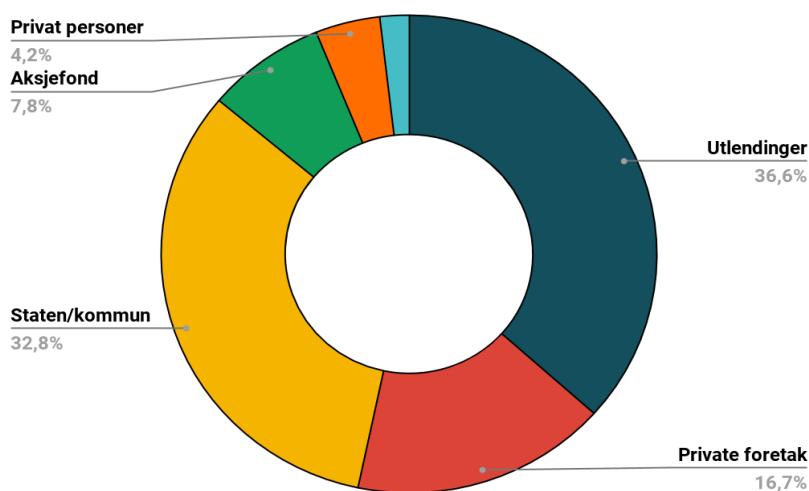


Diagram 1: Sammensetning av aksjonærer på Oslo Børs

På Oslo Børs er energisektoren den desidert største og per 10.07.2018 står den for hele 40,19% av børsen. Energisektoren omfatter selskaper som er relatert til olje i form av leting, produksjon, raffinering og transport. Selskapene kan også ha virksomhet som omfatter bygging eller leveranse av oljerigger/boreutstyr og andre

relaterte tjenester og utstyr til energisektoren. Dette er også en sentral grunn til at Oslo Børs er høyt korrelert med oljeprisen.

Finans er den nest største sektoren på Oslo Børs med 17,64%. Dette omfatter mange selskaper som driver innen bank, investering og forsikring. Deretter følger konsumvarer med en andel på 10,91% og telekommunikasjon med 9,21%. Blant sektorene med laveste andel finner vi forsyning med 0,65% og helsevern med 0,34%. Resterende sektorer er listet opp i synkende rekkefølge i diagram 2.

Sektorandeler på Oslo Børs

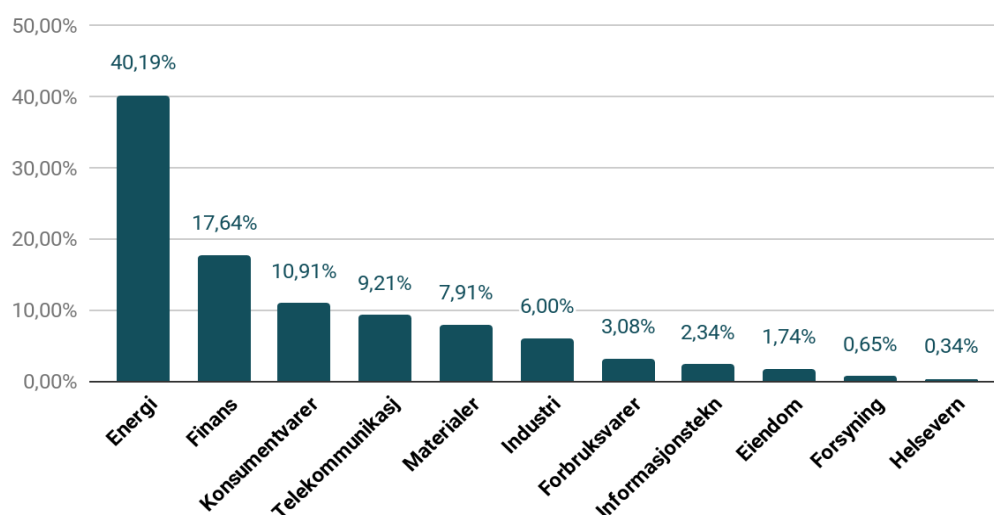


Diagram 2: Sektorandeler på Oslo Børs

2. Teori, tidligere forskning og hypotesegenerering

2.1 Dividende

Dividende er en form for kontantutbetaling av selskapets overskudd etter skatt, som utbetales til selskapets aksjonærer. Størrelsen på utbyttet og antall utbytter per år blir fastsatt av styret og deretter godkjent av aksjonærene på generalforsamlingen. I tillegg kan selskaper gi ut et ekstraordinært utbytte om de for eksempel har bankinnskudd som de ikke har behov for.

Selskaper betaler utbytte av en rekke grunner og det kan gi ulike implikasjoner og tolkninger. Utbytte forventes ofte av aksjonærene som en type belønning for at de har tillit til selskapet og holder aksjene. Selskapets ledelse velger derfor å følge dette ved å gi faste utbytter som ofte har en økende trend. Samtidig reflekterer utbytteutbetalinger et positivt bilde av selskapet og bidrar til å opprettholde tilliten til aksjonærene. Et selskap med høy dividende yield, indikerer også at selskapet har høy avkastning, men samtidig kan det også indikere at de ikke har potensielle prosjekter for å oppnå bedre avkastning og utbetaler derfor i stedet mer penger til aksjonærene, slik at ikke kontantene blir stående uutnyttet på konto.

I motsatt tilfelle med et selskap med lav dividende yield eller som reduserer utbyttet sitt, trenger ikke dette nødvendigvis å bety at selskapet har økonomiske problemer, men derimot at ledelsen er bedre informert om virksomheten, driften og markedet enn aksjonærene. I et slikt tilfelle kan ledelsen i selskapet ha planer om å investere pengene i prosjekter som gir høyere avkastning og potensielt gjøre det mer lønnsomt for aksjonærene i det lange løp i forhold til utbytter. En dividendeutbetaling følger en kronologisk rekkefølge av hendelser for å bestemme utbyttebeløp og hvilke aksjonærer som har krav på utbyttet. Disse dagene er:

Kunngjøringsdato: På denne dagen blir størrelsen på utbyttet, ex-dividende dagen og utbetalingsdato kunngjort av ledelsen i selskapet.

Ex-dividende dato: Ex-dividende dagen er den første handelsdagen der en ny kjøper ikke har krav på utbytte som er annonsert av selskapet.

Record dato: På denne dagen blir det hentet ut informasjon fra aksjonærregisteret for å identifisere hvem som er berettiget til å motta kontantutbyttet. Utbyttet tilfaller dem som er registrert i dette registeret på denne datoen. Record datoen vil normalt være en dag etter ex-dividende dagen.

Utbetalingsdato: Utbetalingsdagen er datoen der selskapet betaler ut dividende til aksjonærene som holdt aksjen frem til ex-dividende dagen.

2.2 Effisient marked hypotesen

Den effisiente marked hypotesen sier at aksjekurser reflekterer all tilgjengelig informasjon og at endringer i aksjekursene er relatert til denne informasjonen. Ifølge denne hypotesen vil aksjer alltid handles til virkelig verdi, noe som gjør det umulig for investorer å oppnå profitt ved å kjøpe aksjer som er undervurdert og selge aksjer som er overvurdert. Dette innebærer at investorer ikke kan oppnå høyere profitt enn markedet ved å foreta tekniske eller fundamentale analyser, den eneste måten en investor kan oppnå høyere avkastning er dermed å ta høyere risiko. Når det lanseres ny informasjon vil aksjekursene umiddelbart reflektere denne informasjonen i et effisient marked (Fama, 1970). Fama anser at kapitalmarkedets grad av effisiens deles inn i tre ulike former: svak, halvsterk og sterk. De ulike formene har blitt testet av Fama og i sin forskningsartikkel konstaterer han at kapitalmarkeder er svak/halvsterk effisiente.

2.2.1 Svak effisiens

Den svake formen av effisiens innebærer at historiske priser reflekterer dagens aksjepris og at ingen form for teknisk analyse kan effektivt benyttes til å hjelpe investorer å ta handelsbeslutninger. Derimot om de benytter fundamentale analyser kan investorer finne over- og undervurderte aksjer og de kan benytte tilgjengelig informasjon som årsregnskapet til å oppnå meravkastning.

2.2.2 Halvsterk

Den halvsterke effisiensteorien sier at aksjeprisen ikke bare reflekterer historisk prisutvikling, men også all publisert og tilgjengelig informasjon. Eksempler på

tilgjengelig informasjon er årsrapporter, kvartalsrapporter, nyheter fra selskapet, foreslåtte dividendeutbetalinger og lignende. Når et marked er halvsterkt vil aksjekursen justeres umiddelbart/tilnærmet umiddelbart når ny informasjon blir publisert. Det er dermed en utfylling av den svake teorien, og det vil dermed ikke være mulig å hente meravkastning basert på tekniske eller fundamentale analyser. Hvis denne teorien holder er det mulig å utnytte informasjon som ikke er lett tilgjengelig for alle.

2.2.3 Sterk

Dette er den sterkeste formen av effisient marked, der all informasjon, både tilgjengelig og ikke tilgjengelig informasjon reflekteres i aksjeprisen. Eksempler på ikke tilgjengelig informasjon er hva en kan få av ansatte, konkurrenter, leverandører eller kunder som er relevant for selskapets fremtidige kontantstrøm. (Berk og DeMarzo, 296) Tankegangen bak hvordan informasjon som ikke er lett tilgjengelig kan reflekteres i kursen er ved at store ressurssterke finanshus har mulighet for å finne og utnytte denne type informasjon. Når de gjør det, og det viser seg å være profitabelt vil flere gjøre det samme, og presser prisene enten ned eller opp. Dermed vil informasjonen bli prisen inn i aksjen på sikt. Hvis markedet er sterkt effisient vil det ikke være mulig å hente ut noe meravkastning utover forventet avkastning. Aktiv forvaltning er dermed ikke profitabelt, og ved ønske om høyere avkastning kan dette kun oppnås ved å påta seg høyere risiko.

2.3 Signaleffekt hypotesen

Når selskaper øker dividende yielden sender dette et positivt signal til investorer om at ledelsen forventer at det blir et høyere overskudd som skal dekke utbetalingen. På den andre siden så sendes det et negativt signal når selskaper velger å redusere dividenden. Investorene får da et signal om at selskapet ikke tror overskuddet er stort nok til å forsvare den tidligere dividenden, og at selskapet dermed må spare penger. Grullon, Michaely og Swaminathan publiserte en artikkel i 2002 der de fant ut at selskaper som økte dividenden med 10% eller mer i perioden 1967 til 1993 økte aksjekursen med 1,34% etter annonseringen. På den andre siden så falt aksjekursen med -3,71% for de selskapene som annonserte at de ville redusere dividenden med 10% eller mer.

Det kan dermed virke som at negative signaler får større effekt enn positive. Dette kan dermed være derfor Berk og DeMarzo (609) hevder at selskaper sjeldent reduserer dividenden, men heller holder den konstant eller øker den. Tatt i betraktning at en investor skal være indifferent mellom dividende eller tilbakekjøp av aksjer, så kan det virke som det er en signaleffekt siden aksjeprisen ikke burde påvirkes av størrelsen på dividenden.

2.4 Skatt på utbytte/aksjegevinst

I utgangspunktet vil realisasjon av gevinst fra salg av aksjer være skattepliktig og realisasjon av tap være fradragberettiget. Det er skatteplikt uavhengig av hvor lenge en investor har eid aksjene og det er irrelevant om aksjene er eid i eller utenfor næringsvirksomhet.

For personlige aksjonærer i 2017 var skatt på alminnelig inntekt på 24% og en oppjusteringsfaktor for utbytte og aksjegevinst på 1,24, som innebærer en effektiv skattesats på 29,76%. I 2018 ble skatt på alminnelige inntekt redusert til 23%, mens oppjusteringsfaktoren ble økt til 1,33. Dette ga en effektiv skattesats på 30,59%, som innebærer en økning på 0,83% fra foregående år. Siden det er identisk skatt på utbytte og aksjegevinst vil i prinsippet en investor være likegyldig om de oppnår aksjegevinst eller mottar utbytte.

For aksjeselskaper, allmennaksjeselskaper og sammenlignbare selskaper gjelder fritaksmetoden. Fritaksmetoden innebærer at disse selskapene i de fleste tilfeller slipper utbytte- og gevinstbeskatning på aksjer og dermed heller ikke oppnår fradrag for tap. Her skal i stedet 3% av aksjegevinsten/utbytte inntektsføres som skattbar inntekt. Grunnen til at fritaksmetoden ble innført var for å unngå at selskaper måtte beskatte aksjeinntekter flere ganger. Derfor blir aksjeinntekter beskattet med den alminnelige skattesatsen for personlige aksjonærer først når gevinst/utbytte går ut av selskapet og til aksjonærene.

2.5 Tidligere forskning

2.5.1 Irrelevantsteorien

I 1961 presenterer Miller og Modigliani et nytt begrep de kaller irrelevantsteorien. Dette innebærer at under perfekte kapitalmarkeder vil en investor være likegyldig mellom å motta dividende eller få kapitalgevinster, når de skal vurdere avkastning på en investering. De begrunner dette med at det eneste som påvirker verdsettelsen av et selskap er framtidsutsikter og inntjeningen, som er et direkte resultat fra investeringspolitikken. Perfekte kapitalmarkeder blir definert som følgende:

1. I perfekte kapitalmarkeder er ingen kjøper eller selger av verdipapirer store nok til at transaksjonen har en merkbar innvirkning på den avgjørende prisen. Alle investorer har lik og kostnadsfri tilgang til informasjon om kurser og annet relevant informasjon om aksjer. Her er det fravær av transaksjonskostnader og det er ingen skattedifferanser mellom utbytte og gevinst.
2. Rasjonell oppførsel innebærer at investorer alltid foretrekker mer formue og er indifferent om økningen kommer fra kontantutbetalinger eller økning i markedsverdien av aksjeholdningen.
3. Perfekt sikkerhet innebærer fullstendig forsikring fra alle investorer om fremtidig investeringsprogram og fremtidig fortjeneste for hvert selskap.

De tar senere i artikkelen teorien et skritt videre og illustrerer situasjoner hvor utbytte ikke er relevante for investorer. For uansett om selskapet betaler dividende eller ikke, er investorene i stand til å skaffe sine egne kontantstrømmer fra aksjene. Hvis en investor trenger mer penger enn utbytte de mottok, kan de alltid selge en del av sine aksjer for å gjøre opp differansen. Det samme gjelder i motsatt tilfelle hvis en investor ikke har behov for kontanter, kan de alltid reinvestere utbytte i nye aksjer. Miller og Modigliani sin teori fastslår derfor at selskapets utbyttepolitikk ikke har noen innflytelse på investeringsbeslutningene til en investor.

2.5.2 Klientelleffekt hypotesen

For å fullføre sin analyse av dividendepolitikken velger Miller og Modigliani å gå vekk fra forutsetningen om perfekt kapitalmarked grunnet bristende forutsetninger. De går nærmere inn på “Clientele effect” som innebærer at investorer er tiltrukket av ulik dividendepolitikk, og når et selskaps endrer dividendepolitikk, vil investorene justere sine beholdninger tilsvarende. Som følge av denne tilpasningen kan aksjekursene svinge. Selskapene som betaler ut store deler av deres overskudd i dividende, gitt alt annet likt, forventes å vokse saktere enn de som har en lavere utbetalingsandel.

Dermed vil de selskapene som har en høy dividende yield tiltrekke seg investorer og selskaper som beskattes lavt. På den andre siden vil de selskapene som forventer å vokse raskere, men med lavere utbytteandel forventes å tiltrekke investorer som tilhører gruppen som betaler høy skattesats. Elton og Gruber (1970) tester om denne effekten eksisterer i markedet, og de observerer at selskaper og investorer som betaler en høyere skattesats på kapitalgevinster enn dividende har en klar tendens til å trekke mot selskaper med høy dividende yield.

2.5.3 Aksjekursfall på ex-dividende dagen

I 1955 lanserer Campbell og Beranek en forskningsartikkel der de ser på sammenhengen mellom aksjekurser og dividende på et utvalg av aksjer som inngår i Dow Jones indeksen. I innledningen av artikkelen snakker de om at aksjonærer og meglere forventer at aksjekursen vil falle like mye som utbytte, som innebærer at RPR (Raw Price Ratio) vil være lik 1. I løpet av sin studie som baserer seg på to perioder: oktober 1949 - april 1950 og september 1953 - desember 1953, finner de derimot ut at gjennomsnittlig aksjekursfall på ex-dividende dagen er ca. 90% av utbyttestørrelsen når markedet er stabilt.

De konkluderer med at for en investor med høy skattesats vil det være lønnsomt å selge dagen før utbytte og kjøpe aksjen tilbake etter ex-dividende dagen. For en skattefri institusjon eller en investor som har en lav skattesats vil det være motsatt, ved at det vil være lønnsomt å kjøpe aksjen før ex-dividende dagen og dermed motta utbytte. De begrunner dette med at skatten på dividende på dette tidspunktet

er høyere enn gevinst på verdipapirer og det vil derfor ikke være lønnsomt for investorer med høy skattesats å motta dividende selv om det faller med 90% av utbyttestørrelsen.

Elton og Gruber (1970) observerer i deres artikkel at det er mulig å teste for skatteeffekter i prisingen av aksjer ved å studere hvordan aksjekursen svinger i perioden rundt ex-dividende dagen. Ved å anta at dagens forventede avkastning er så liten i forhold til dividendeutbetalingen at den er tilnærmet null, og gitt fraværet av transaksjonskostnader og skatteeffekter. Så burde prisfallet for aksjen tilsvare dividendestørrelsen. Dette er naturligvis ikke realistisk, og i en verden med skatt vil RPR ex-dividende dagen kunne gi et estimat for marginalverdien av en dollar gitt i dividende ved å ofre en dollar med kapitalvekst.

Elton og Gruber tester denne hypotesen på et utvalg av aksjer på NYSE som utbetaler dividende i perioden april 1966 til mars 1967. De finner ut at RPR på ex-dividende dagen i gjennomsnitt er 77,67%. Som nevnt tidligere benytter de dette videre og finner at det helt klart eksisterer en klientelleffekt i markedet, der rasjonelle aktører trekker mot den type selskaper som minimerer deres skatt basert på egne skattesatser. Ergo bekrefter de teorien til Miller og Modigliani.

Kalay (1982) er på sin side uenig i Elton og Gruber sin konklusjon om at det relative prisfallet kan forklares fra aksjeeiernes skattesatser. Han velger å fokusere i sine studier på transaksjonskostnadene ved å selge før dividende og kjøpe seg inn igjen på ex-dividende dagen. Siden Elton og Gruber (1970) kommer frem til at RPR er mindre enn 1 vil det i teorien finnes arbitrasjemuligheter, men Kalay mener at denne effekten reflekterer transaksjonskostnader og ikke utelukkende klienteller som ønsker å minimere sine marginale skattekostnader. Kalay går gjennom studien til Elton og Gruber og peker på svakheter i utvalget av observasjoner, der den positive korrelasjonen mellom RPR og dividende yielden kan være basert på feil utvalg av data.

Elton og Gruber bruker i sin studie sluttkurs for ex-dividende dagen. Dette betyr at observasjonene deres er preget av en hel dag med handel, og kan dermed ha utslag på resultatet. En annen kritikk av studien er at det kan eksistere flere

avhengige observasjoner i målingen av korrelasjonen. Kalay justerer for de potensielle forstyrrelsene, og kommer frem til en fortsatt positiv korrelasjon og at RPR er mindre enn 1, men dette er ikke signifikant ved 1%. Han konkluderer med at ved å se på aksjekursens svingninger på ex-dividende dagen kan det ikke bevises at det er en skatteeffekt eller klientelleffekt.

2.5.4 Arbitrasjemuligheter

Heath og Jarrow presenterer i 1988 en teori som tar for seg den tidligere forskningen til Kalay. Her analyserer de forholdet mellom størrelsen på aksjekursfallet og ex-dividende dagen ved å se på arbitrasjemuligheter. De nevner at både Elton og Gruber (1970) og Kalay (1982) kommer frem til at aksjekursen faller mindre enn størrelsen på utbyttet. Kalay kommer samtidig frem til at “short-term traders” vil kunne generere arbitrasjemuligheter hvis de er i skatteklassene som har lave skattesatser. Grunnlaget for dette er at i disse skatteklassene er beskatningen på dividende og kapitalgevinst relativt like. Heath og Jarrow påpeker at det ikke vil være mulig for “short-term traders” å generere arbitrasjemuligheter på fallet i aksjekursen, slik Kalay mener er mulig.

Grunnen til at arbitrasjemulighetene ikke vil oppstå for disse investorene mener Heath og Jarrow er fordi Kalay ikke tar hensyn til transaksjonskostnadene knyttet til kjøp og salg. Hvis de tar hensyn til dette vil arbitrasjemuligheten forsvinne og det vil bli likevekt i markedet. De argumenterer med at hvis noen skal oppnå en arbitrasjemulighet, altså positiv avkastning uten risiko, må sannsynligheten for at dette skal inntreffe være lik 1. Hvis det ikke er det, vil investoren ha risiko og de har ikke en arbitrasjemulighet. Den eneste muligheten for en investor å oppnå en arbitrasjemulighet vil derfor være om de på forhånd vet hva aksjekursen vil være på ex-dividende dagen eller om de vet at den alltid skal falle mer eller mindre enn utbytte. Etter å ha foretatt empirisk analyse av dette kommer de frem til at aksjekursen vanligvis faller mindre enn utbytte, men at det også er tilfeller der det faller mer og de utelukker dermed at det er en arbitrasjemulighet.

Lakonishok og Vermaelen (1986) ser også nærmere på Kalay sin hypotese om “short-term traders”. Kalay mener at kortsiktige investorer trekkes mot bestemte aksjer nærme ex-dividende dagen og at dette kan begrunnes med at

handelsvolumet øker i dagene rundt denne dagen. Lakonishok og Vermaelen bekrefter dette etter å ha foretatt en empirisk analyse av selskaper notert på NYSE fra 1970-1981. Her kommer de frem til at det er signifikant høyere handelsvolumer i dagene før ex-dividende dagen og i dagene etter. I tillegg finner de ut at det er signifikant høyere handelsvolumer på de aksjene som har høy dividende yield i forhold til de som har lav dividende yield, noe som vil være naturlig på grunn av at kortsiktig investorer vil oppnå så høy avkastning som mulig. På grunnlag av funnene i analysen støtter de dermed Kalay sin hypotese om at kortsiktige investorer kjøper seg inn på grunn av utbytte og at dette fører til større variasjonen i kursene rundt ex-dividende dagen.

Bali og Hite foreslår i 1998 et annet alternativ enn skattebaserte forklaringer. De mener at størrelsen på et "tick" vil være vesentlig når det kommer til aksjekursen på ex-dividende dagen. De forklarer i sin forskningsartikkel at dividendene til selskaper vanligvis er relativt små og at dette kan bidra til at aksjekursen ikke faller identisk med utbytte.

Et eksempel de kommer med er en aksje som handles til minimum tick på \$0,125 og en dividende på \$0,20. Her vil det være umulig at aksjekursen faller med dividende verdien, siden ticket i aksjekursen ikke kan bli \$0,20. I disse tilfellene vil ofte investorene oppnå en ex-dividende premium på differansen, som i dette eksempelet er på 0,625. Samtidig kan også investorene oppnå et tap fordi aksjekursen "rundes ned" og faller med et ekstra tick, men Bali og Hite mener at dette forekommer svært sjeldent.

De konkluderer med at det ikke vil være mulig å oppnå arbitrasje på grunn av transaksjonskostnader og fordi langsiktige investorer har høyere skattesats på dividende og dermed ikke er villig til å betale full pris på dividende. Resultatene fra analysene deres viser at prisen faller i gjennomsnitt mindre enn utbyttet, men innenfor et tick av utbyttet og dette gjør det ikke mulig å få arbitrasje ved å handle rundt ex-dividende dagen.

2.5.5 Marked uten skatt

I likhet med Bali og Hite så ønsker Frank og Jagannathan (1998) å se på alternativer til Elton og Gruber sin teori om skatt og klientelleffekter. De velger å se på Hong Kong markedet siden det ikke skatt på dividende og kapitalvekst. I deres observasjoner legger de merke til at aksjekursen i gjennomsnitt faller mindre enn dividendestørrelsen på ex-dividende dagen. Dette forklarer de i stor grad med at det her foreligger en tick størrelse effekt, som er i samsvar med hva Bali og Hite foreslår. Dermed mener de at tickstørrelsen kan forklare hvordan en investor oppfører seg i markedet, og om de dermed enten kjøper seg inn eller selger både før og etter dividende.

Frank og Jagannathan ser og at det er relativt store endringer i handlingsvolumet på cum-dividende dagen og ex-dividende dagen, der det blir flere kjøpsordre på ex-dividende dagen og flere salgsordre cum-dividende dagen. Dette resulterer i at aksjekursen vil øke på ex-dividende dagen, uavhengig av hva utbytte er. Selv om de studerer et marked uten skatt på dividende og kapitalvekst mener de at funnene deres er overførbare til det amerikanske markedet siden de ser lik effekt der.

2.5.6 Spredningen mellom bid-ask

Ainsworth og Lee gjør i 2011 en studie på det australske markedet i perioden 1990-2008 for å kartlegge spredningen mellom bid-ask på ex-dividende dagen. De observerer en betydelig økning i spredningen når aksjen handles ex-dividende, med en økning på 28 til 37% i forhold til cum-dividende og dager uten spesielle hendelser. Deres hypotese er at tradere føler et press på å gjennomføre handler cum-dividende på grunn av deadlinen og kostnaden det medfører å holde aksjen en dag til. Ergo får tradere insentiver til å gjennomføre handler og dette fører til at spredningen bli mindre. På ex-dividende dagen vil tradere være mer tålmodig og søker dermed en bedre pris både på salg og kjøp.

2.5.7 Dividende month premium

I 2013 lanserer Hartzmark og Solomon en ny forskningsartikkel der de ser nærmere på avkastningen til aksjer som har ex-dividende dag innen en måned. Her kommer de frem til at selskaper med ex-dividende dag innen en måned har en signifikant høyere avkastning i forhold til selskaper som ikke har ex-dividende

dag innen en måned. Dette omtaler de som “dividende month premium”. I dividendemåneden finner de flere funn av unormal avkastning. Blant annet er det en unormal avkastning på 12 basispunkter når ex-dividende datoen annonseres, 26 basispunkter på ex-dividende dagen og 17 basispunkter i perioden mellom annonseringsdagen og ex-dividende dagen.

De argumenterer for at denne effekten er drevet av prispress fra utbyttesøkende investorer, som foretrekker utbytte på grunn av psykologiske- og/eller skattemessige grunner. Samtidig ser de at i en periode på 40 dager etter ex-dividende dagen at dette reverseres og aksjene har en signifikant lavere avkastning. Med funnene de kommer frem til i denne rapporten mener de at investorene har to muligheter: ha en portefølje med lange posisjoner i selskaper som har ex-dividende dag om en måned og en portefølje med short posisjoner i selskaper som akkurat har passert ex-dividende dagen.

2.5.8 Tidligere forskning på Oslo Børs

I 2009 publiserte Dai og Rydquist en forskningsartikkel der de undersøkte prisendringer rundt cum-dividende dagen og ex-dividende dagen for utvalgte selskaper som utbetalte dividende på Oslo Børs. Her benyttet de data fra perioden 1992-2005 gjennom å bruke Boyd og Jagannathan sin “costly arbitrage model”. Her undersøker de to arbitrasjemuligheter: når aksjen går ex-dividende, om kursen ikke faller mindre enn verdien av utbyttet og når skattekreditten blir utdelt.

Skattekreditt var et virkemiddel som ble benyttet for å unngå dobbeltbeskatning under RISK-systemet. Dobbeltbeskatning innebærer at selskapet først betaler skatt på overskudd og at en investor deretter må skatte av kapitalgevinst/utbytte. For å derfor unngå dette ble det ikke betalt skatt på kapitalgevinst/utbytte og det ble hvert år godskrevet en skattekreditt som var identisk med selskapets betalbare skatt.

De konkluderer senere med at det ikke vil være mulig å oppnå arbitrasje fordi det er for høy usikkerhet knyttet til kontantstrømmene og at det samtidig vil være transaksjonskostnader som fjerner samme mulighet, men de kommer frem til at utbytte faller gjennomsnittlig med mindre enn dividendestørrelsen.

2.6 Hypotesegenerering

Vi har tidligere skrevet om økt handelsvolum rundt cum-dividende dagen, og lavere handelsvolum i perioden etter ex-dividende dagen. Den forskningen som er gjort på dette tidligere gir ingen informasjon om markedet går spesielt bra eller dårlig. Det er naturlig å tenke at handelsvolumet følger trender, og dermed hvis markedet er i en oppadgående trend vil prisene øke, og motsatt hvis det er en nedadgående trend. Lakonishok og Vermaelen (1986) og Kalay (1982) mener at handelsvolumet er signifikant større i perioden før og på ex-dividende dagen. Dette fører til større utslag på prisen. Ainsworth og Lee (2011) sine resultater sier likevel at investorer på ex-dividende dagen ikke er i en tidsklemme, og kan dermed søke en mer korrekt pris. Tatt dette i betraktning så vil det gi større utslag på aksjekursene hvis markedet er i en oppadgående trend.

Flere av artiklene vi har sett på mener at grunnen til at prisetallet er mindre enn teoretisk verdi, skyldes investorenes handlingsmønster for å minimere deres skatt. På grunn av at utbytte og kapitalvekst beskattes likt i Norge, burde denne effekten ikke være tilstede i vår data. Det er likevel noe å tenke på siden en stor andel av investorene på Oslo Børs er utenlandske (36,6%). Vi vet ikke hvilke land disse kommer fra, men kan ikke utelukke at i deres hjemland så har de ulik skatt på utbytte og kapitalvekst. Både Campbell og Beranek (1955) og Elton og Gruber (1970) mener at investorer som beskattes ulikt kan ha strategier der de kjøper og selger på cum-dividende dagen og ex-dividende dagen. Basert på dette kan det dermed være klientelleffekter i vår data.

Det som er felles for de fleste av artiklene vi har sett på er at de finner ut at aksjekursen faller mindre enn hva utbytteutbetalingen er på. Vi ser at både Bali og Hite (1998) og Frank og Jagannathan (1998) mener at dette skyldes tickstørrelsen til hver enkelt aksje. Deler av deres forskning samsvarer også med Vermaelen og Lakonishok om økt volum når det nærmer seg ex-dividende dagen, selv om de tolker disse observasjonene ulikt.

Siden flesteparten av artiklene beregner at aksjekursen faller signifikant mindre enn utbyttestørrelsen kommer vi frem til følgende hypoteser:

Hypotese 1: Det generelle fallet i aksjekursen (RPR) og MAPR på ex-dividende dagen er i gjennomsnitt mindre enn den teoretiske verdien på 100% for selskapene på Oslo Børs.

Hypotese 2: Den generelle prisfall raten (RPDR) og Markedsjustert prisfallrate (MAPDR) er i gjennomsnitt lavere enn dividende yielden på ex-dividende dagen for selskapene på Oslo Børs.

3. Metode og datautvalg

3.1 Innhenting av data

For å svare på vår problemstilling vil vi hente data hovedsakelig fra to kilder, Eikon og Thomson Reuters Datastream. Når vi bruker Eikon benytter vi oss av funksjonen “screener” og filtrerer slik at kun selskaper notert på Oslo Børs kommer frem. Deretter finner vi selskapenes markedsverdi, egenkapitalbeta, sektor, daglig avkastning, dividende yield og dividende per aksje for vår tidsperiode. Eikon er et anerkjent program som profesjonelle aktører benytter seg av, og informasjonen vi henter ut bør være korrekt. Likevel viser det seg at Eikon ikke har informasjon om alle selskaper på Oslo Børs, og vi benytter også Thomson Reuters Datastream til å hente ut mye av den samme informasjonen. Vi velger å gjøre dette for å få fylt ut det som manglet, men også for å sjekke at de samsvarer.

I Thomson Reuters Datastream henter vi ut dividende per aksje, utbyttedatoer, markedsverdi, egenkapitalbeta, aksjekurser (både sluttkurs og åpningskurs) og Oslo Børs sin avkastning. Det viste seg også her at ikke alle egenkapitalbetaene lå inne, og vi har da benyttet oss av E24.no sine oppgitte betaer for de få selskapene det gjelder. Vi fant også et problem når det gjaldt dividende per aksje, da disse ble summert for de selskapene som hadde flere utbytter i året. Måten vi løste dette på var at vi gikk manuelt inn på selskapenes publiseringer på oslobors.no og fant ut hva de utbetalte i dividende hver gang og datoen for ex-dividende dagen.

Vi føler oss sikre på at dataen vi har hentet inn er korrekt, og at grunnlaget for videre beregninger er tilstrekkelig. Oslo Børs sin avkastning blir brukt som markedsavkastningen, og refererer da til avkastningen den aktuelle dagen selskapet går ex-dividende. Betaen vi bruker blir en konstant sats, da vi ikke kunne finne noe informasjon om at den har endret seg, selv om vi hentet inn “daglige kurser”.

3.2 Valg av kurstidspunkt

Beslutningen for om vi benytter sluttkurser eller åpningskurser på ex-dividende dagen er avgjørende for resultatene i vår studie. Av de som har gjort lignende studier tidligere så er det benyttet ulike fremgangsmåter, der alle poengterer svakheter ved metodene de selv ikke benytter. Kort oppsummert vil det være negativt med åpningskursen da dette er kursen før handel er i gang, og dermed ikke nødvendigvis gjenspeiler hva markedet mener er den riktige korreksjonen. Det er dermed kun et estimat av den virkelige verdien (Elton og Gruber 1970).

Det er naturlig å følge Elton og Gruber sin argumentasjon, og vi kan benytte sluttkursen. Som vi har nevnt tidligere kritiserte Kalay (1982) Elton og Gruber sin studie for dette valget. Det er naturlig at aksjer som er notert på en børs vil følge markedet i en eller annen grad, og observasjoner av sluttkursen vil naturligvis inneholde en del støy derfra. Kalay behandler dette ved å justere sluttkursen for markedets svingning på ex-dividende dagen. Vi vil i våre beregninger benytte både sluttkurs, men også en markedsjustert sluttkurs for å se forskjellen.

3.3 Skjevhet i dataen

I vår data vil vi ha med flest mulig observasjoner, og har dermed inkludert utbyttene i selskaper uavhengig om det er årlig-, halvårlig- eller kvartalsutbytter. Vi får i utgangspunktet dermed en naturlig skjevhet ved at de selskapene som har flere utbetalinger får flere observasjoner enn de med kun et utbytte per år. For våre to år vil det dermed innebære at de som har kvartalsvis utbytter får totalt åtte observasjoner, mens de som har et årlig utbytte vil ende opp med kun to. Et resultat av dette er at estimeringer vi gjør vil være vridd i mer eller mindre grad mot selskapene som har flere utbytter, og de får dermed større signifikant

betydning. Måten vi velger å håndtere denne skjevheten på er å summere utbyttene til selskapene som har flere enn ett utbytte i året, og dermed ender alle selskapene opp med å utgi et utbytte i året i vår data.

Vi observerer at selskapene som har kvartalsvis utbytter ofte har en svært lav dividende yield, og ved å summere dem kommer vi frem til en mer normal dividende yield i likhet med de andre selskapene. Hvis vi hadde behandlet observasjonene separat vil de på grunn av sin lave dividende yield gi store utslag i beregningen av RPR. Disse utslagene vil dermed bli redusert ved å summere utbyttene.

3.4 Filtrering av datasettet

Først startet vi med å matche aksjekursen med ex-dividende dagen og cum-dividende dagen for å finne ut hvilke selskaper som utbetalte dividende, hvor mange ganger per år de utbetalte dividende og om de hadde utbetalt et eller flere ekstraordinære utbytter. Her fant vi ut at 86 av selskapene på Oslo Børs ikke har hatt utbytte i 2017 eller 2018, så disse ble fjernet fra datasettet. Samtidig fant vi ut at 58 selskaper betaler ut utbytte en gang per år, 16 selskaper betalte ut utbytte to ganger per år og ni selskaper betalte ut utbytte fire ganger per år. Her valgte vi å inkludere selskapene selv om de har årlig-, halvårlig- eller kvartalsutbytter.

Vi hadde også noen problemer med enkelte selskaper som ble lastet ned fra Thomson Reuters Datastream og Eikon, her var det et selskap vi ikke hadde tilgjengelige aksjekurser på ex-dividende dagen og et annet selskap som hadde aksjekurser som ikke samsvarte med virkelige kurser når dette ble sjekket nærmere. Vi valgte derfor å ekskludere disse selskapene fra datasettet. I tillegg kommer mange av selskapene med kvartalsrapport eller andre nyheter på ex-dividende dagen som kan føre til store kurssvingninger ved et bedre/dårligere resultat enn forventningene. Dette har vi løst ved å teste to ganger, en der vi har med alle selskapene og en der vi fjerner de mest ekstreme tilfellene, slik at de ikke bidrar til å manipulere datasettet.

3.5 Nåverdi av dividende

Som vi har nevnt tidligere blir dividende utbetalt på en tidligere bestemt utbetalingsdato, og som oftest er rundt tre uker etter ex-dividende dagen. Basert på tidligere teori skal alle fremtidige utbetalinger diskonteres ned til dagens verdi. Det er dermed mulig å hevde at prisfallet til en aksje ikke skal falle eksakt med utbyttestørrelsen, men heller nåverdien. Formelen for beregningen av nåverdien:

$$PV = FV_n * \frac{I}{(I + i)^n} \quad (1)$$

Hvor:

- PV = Nåverdi
- FV = Fremtidig verdi
- i = Diskonteringsrente
- n = Periode

I vårt tilfelle med tre uker fra ex-dividende til utbetalingsdato vil det måtte brukes en rente som reflekterer den korte tiden. Det ville vært naturlig å benytte en norsk statsobligasjon på grunn av at vi ser på det norske markedet, men den korteste er for tre år og passer dermed ikke. Det kan hevdes at selv om det er et norsk marked er mange internasjonale institusjoner aktive også, og vi velger dermed å bruke NIBOR som diskonteringsrente. Denne renten oppgis med ulike tidsperspektiver, men mest nærliggende er NIBOR 1 week. Her får vi en årsrente som må omgjøres til ukesrente. Når dette er gjort kan vi legge renten inn i formelen ovenfor, og sette inn 3 for n. I skrivende stund vil det bety en diskonteringsrente på 0,02% i uken. Vi mener dermed at dette vil gi tilnærmet ingen utslag på våre beregninger, og benytter ikke nåverdi av utbytte videre i oppgaven.

3.6 Skatteeffekter på våre funn

En forutsetning i denne oppgaven er at alle investorer ønsker å maksimere deres egen velstand etter skatt, og tatt dette i betraktning følger vi Elton og Gruber (1970) sin modell som viser hvordan skatt skal tas med på beregning av prisfallet. Hvis en investor ønsker å selge på cum-dividende dagen vil velstanden være

(P_{cum}) minus skatten han betaler på kapitalveksten han har fått ved å eie aksjen fra dagen han kjøpte (P_a) til dagen han selger $t_c(P_{cum} - P_a)$.

Hvis investoren derimot velger å selge aksjen den dagen den går ex-dividende, vil velstanden være lik dividenden (D) multiplisert med 1 minus den skattesatsen han betaler på utbytte (t_u) som gir $D(1 - t_u)$. I tillegg vil investoren få avkastningen på aksjegevinsten etter skatt fra dagen han kjøpte til dagen han selger (P_{ex}) og vi ender dermed opp med:

$$P_{ex} - t_c(P_{ex} - P_a) \quad (2)$$

For at investoren skal være indifferent mellom når de selger så må den oppnådde velstanden være lik for begge alternativene uavhengig av tidspunktet. Dette blir dermed:

$$P_{cum} - t_c(P_{cum} - P_a) = P_{ex} - t_c(P_{ex} - P_a) + D(1 - t_u) \quad (3)$$

Venstre side er salg på cum-dividende dagen og høyre er på ex-dividende dagen.

Hvor:

- P_{cum} = Pris cum-dividende
- P_{ex} = Pris ex-dividende
- P_a = Pris på anskaffelsestidspunkt
- t_c = Skatt på kapitalvekst
- t_u = Skatt på utbytte
- D = Dividende

Vi omroterer ligningen på denne måten:

$$P_{cum} - P_{ex} = t_c(P_{cum} - P_a) - t_c(P_{ex} - P_a) + D(1 - t_u) \quad (4)$$

$$P_{cum} - P_{ex} = t_c * P_{cum} - t_c * P_{ex} + D(1 - t_u) \quad (5)$$

$$1 = t_c + D \frac{(1-t_u)}{(P_{cum}-P_{ex})} \quad (6)$$

Og vi ender i tråd med Elton og Gruber opp med denne ligningen:

$$\frac{P_{cum} - P_{ex}}{D} = \frac{(1 - t_u)}{(1 - t_c)} \quad (7)$$

Venstre side er dermed det vi kaller for RPR, og som vi kan se på ligningens høyre side vil det i tilfeller der det er lik skatt på både dividende og kapitalvekst resultere i: $t_c = t_u = t$, og vi ender dermed opp med:

$$\frac{P_{cum} - P_{ex}}{D} = 1 \quad (8)$$

Resultatet blir dermed at RPR burde være lik 1 hvis det er lik skatt på dividende og kapitalvekst, som er tilfellet i Norge. Elton og Gruber nevner dog at i denne ligningen er det ikke tatt høyde for transaksjonskostnader, som innebærer at resultatene kan være feil med ca. 1%.

3.7 Forskingsdesign

I et perfekt kapitalmarked vil fallet i aksjekursen på ex-dividende dagen (P_{ex}) være like stort som dividende (D). Dette innebærer at $P_{cum} - P_{ex} = D$, i dette tilfelle er P_{cum} aksjekursen på cum-dividende dagen. Ved å dele begge sider på D , kommer vi frem til den teoretiske ex-dividende raten som blir kalt “raw price ratio” (RPR).

$$\mathbf{RPR} = \frac{P_{cum} - P_{ex}}{D} = \frac{D}{D} = 1 \quad (9)$$

RPR måler prisendringen mellom cum-dividende dagen og ex-dividende dagen i forhold til dividendeutbetalingen. Tidligere forskning har benyttet tre ulike fremgangsmåter for å beregne RPR, disse metodene har blitt benyttet tidligere:

1. Bruke sluttkurs på cum-dividende dagen og åpningskurs på ex-dividende dagen.
2. Bruke sluttkurs på cum-dividende dagen og sluttkurs på ex-dividende dagen

En tredje metode som har blitt benyttet kalles MAPR. Denne bygger videre på RPR, her brukes det sluttkurs på cum-dividende dagen og sluttkurs på ex-dividende dagen, men man justere prisendringen for markedsavkastningen.

$$\text{MAPR} = \frac{P_{cum} - \frac{P_{ex}}{(1+R_m*\beta)}}{D} = 1 \quad (10)$$

Grunnen til at denne justeringen brukes er fordi Kalay (1982) og Michaely (1991) fant ut at aksjekurser på ex-dividende dagen også blir påvirket av den daglige markedsavkastningen (R_m) og velger derfor å justere prisendringene for dette. Basert på det velger vi også å benytte sluttkurs på cum-dividende dagen og sluttkurs på ex-dividende dagen, men istedenfor å kun benytte markedsavkastningen, velger vi å gjøre den selskapsspesifikk ved å multiplisere den daglige markedsavkastningen med hvert enkelt selskap sin betaverdi.

Som vist over er de teoretiske verdiene for RPR og $\text{MAPR} = 1$ og vi kommer derfor frem til at alternativhypoteser blir at $\text{RPR} \neq 1$ og $\text{MAPR} \neq 1$.

Ved beregningen av RPR så oppstår i følge en rekke forfattere, blant annet Vermaelen og Lakonishok (1986) og Frank og Jagannathan (1998) og Michaely (1991) et problem med heteroskedastisitet og uavhengighet som de adresserer i deres studier. Heteroskedastisiteten oppstår på grunn av at i beregningen av RPR så divideres prisendringen med størrelsen på dividenden, og dermed vil observasjoner med lav dividende få langt større utslag enn ved observasjoner med høy dividende. En mulighet for å håndtere dette er og beregne prisendringen fra cum-dividende dagen til ex-dividende dagen dividert med cum-dividende. Denne formelen defineres som "Raw Price Drop Ratio (RPDR)" av Milonas (2006).

$$\mathbf{RPDR} = \frac{P_{cum} - P_{ex}}{P_{cum}} = \frac{D}{P_{cum}} \quad (11)$$

I likhet med RPR kan også denne formelen beregnes på tre måter. Den første er å benytte sluttkurs på cum-dividende dagen og åpningskurs på ex-dividende dagen. Det andre alternativet er å bruke sluttkurs på cum-dividende dagen og sluttkurs på ex-dividende dagen. Vi vil bruke den andre metoden, da vi følger Kalay (1982) sitt argument om at åpningskursen kun vil være et estimat av hva dividenden er, og ikke hva markedet verdsetter det til. Et tredje alternativ som vi har valgt å bruke, er å justere sluttkursen på ex-dividende dagen med svingningene i markedet den aktuelle dagen. Denne formelen kalles markedsjustert prisfallrate (MAPDR). Vi ser at Milonas (2006) bruker formelen:

$$\mathbf{MAPDR} = \frac{P_{cum} - \left(\frac{P_{ex}}{(1+R_m)}\right)}{P_{cum}} = \frac{D}{P_{cum}} \quad (12)$$

Vi ønsker i vårt tilfelle å ikke kun justere for markedsavkastningen, da flere av selskapene i vårt datasett ikke beveger seg helt likt markedet ($\beta=1$). I tilfeller der selskaper har negativ beta og en positiv markedsavkastning vil prisen på ex-dividende dagen ved beregning av MAPDR bli diskontert ned, mens den i realiteten burde øke. Vi velger dermed å multiplisere betaen til selskapet inn i markedsavkastningen for å få den selskapsspesifikk og ender dermed opp med følgende formel:

$$\mathbf{MAPDR} = \frac{P_{cum} - \left(\frac{P_{ex}}{(1+R_m*\beta)}\right)}{P_{cum}} = \frac{D}{P_{cum}} \quad (13)$$

RPDR og MAPDR har en teoretisk verdi lik dividende yielden, og siden vi ønsker å se om fallet er ulikt verdien på dividenden formulerer vi alternativhypotesene til å bli at $RPDR \neq DY$ og $MAPDR \neq DY$.

3.7 Hypotesetesting

For å avgjøre om vi skal forkaste nullhypotesene vil vi benytte oss av t-tester og p-verdier. Det vil hovedsakelig bli benyttet en alfa på 5%, med kritisk verdi på 1,96, men vi vil og se om vi kan forkaste nullhypotesene på 10% og 1%. Da blir kritiske verdier på 1,645 og 2,576 benyttet. Siden vi ikke kun er interessert i om ratene er større enn hva nullhypotesen sier, vil vi bruke en tosidig t-test for å se om den også kan være mindre. Vi forkaster dermed nullhypotesen på t-verdier større enn 1,96 (5%) og mindre enn -1,96 (5%).

3.8 Regresjonsanalyse

I tillegg til å utføre hypotesetesting på ratene, ønsker vi å finne svar på vår problemstilling ved å benytte oss av en multippel regresjon. Når vi skal utføre regresjonen vil vi få et problem med at vi har en tidsserie på to år, med to observasjoner for nesten alle selskapene. For å løse dette problemet vil vi benytte oss av paneldata. Målet for modellen er ikke bare å finne mulige forklaringer på selvet prisfallet, men også hva som påvirker størrelsen på fallet. Det vil være essensielt at vi finner uavhengige variabler som måler det vi ønsker. I tråd med vår problemstilling er det naturlig at vi bruker RPR som den avhengige variabelen, siden det måler det faktiske prisfallet fra cum-dividende til ex-dividende.

Det første som er naturlig at forklarer noe av prisfallet er dividenden, og da størrelsen på utbetalingen. Vi må velge enten å bruke dividende yield eller dividende per aksje. Begge vil gi samme resultat siden dividende yield er et produkt av dividende per aksje, og de forklarer dermed like mye av prisfallet. Siden yield er sammenlignbart på tvers av selskapene, mens dividende per aksje ikke er det, velger vi å bruke dividende yield i vår regresjon.

Avkastningen til aksjer som er notert på Oslo Børs påvirkes i stor grad av hvordan markedet beveger seg på ex-dividende dagen. Derfor ønsker vi å ta med avkastningen til Oslo Børs den aktuelle dagen aksjen går ex-dividende som en uavhengig variabel. Den neste variabelen vi ønsker å ha med i modellen vår er beta, da den er selskapsspesifikk, måler den systematiske risikoen til selskapet og

gjenspeiler svingningene til aksjen. Det vil være naturlig at det er mer svingninger i aksjekursen til et selskap som har høy betaverdi i forhold til et selskap med lav betaverdi, og vi mener det er sentralt at regresjonen tar hensyn til dette.

Deretter velger vi å ha med slope-dummyvariabler for markedsstørrelsen, som vi deler inn i fire kategorier. Vi bruker slope-dummy isteden for vanlig dummy fordi de vil forsvinne i en regresjon der paneldata benyttes, mens slope-dummy ikke gjør det. Vi lager kun tre dummyvariabler for å unngå å gå i dummyfellen. Disse er gitt navnene: $d_størrelse_p25$, $d_størrelse_p2550$, $d_størrelse_p5075$. Der $d_størrelse_p25$ er selskapene som er blant de 25% med lavest markedsverdi, $d_størrelse_p2550$ er selskapene med markedsverdi i intervallet 25-50% og $d_størrelse_p5075$ som er de selskapene som ligger i intervallet 50-75%.

I tillegg lager vi interaksjons-dummyvariabler som viser sammenhengen mellom dividende yield og størrelsen på selskapene. Denne lages ved å multiplisere dividende yield med størrelse ($DY \times p25$, $DY \times p2550$, $DY \times p5075$). Disse dummyvariablene kaller vi int_dp25 , int_dp2550 og int_dp5075 .

Vi kommer dermed frem til følgende regresjon:

$$\begin{aligned} RPR = & B1 + B2 * DY + B3 * Rm + B4 * Beta + B5 & (14) \\ & * d_størrelse_p25 + B6 * d_størrelse_p2550 + B7 \\ & * d_størrelse_p5075 + B8 * int_dp25 + B9 \\ & * int_dp2550 + B10 * int_dp5075 + \varepsilon \end{aligned}$$

4. Resultater

I denne delen vil vi først gå igjennom den deskriptive statistikken for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR. Deretter viser vi resultatene av regresjonen som er utført. Videre kommer diagnostester mot hypotesene vi har utarbeidet hvert av årene 2017 og 2018, i tillegg til at vi legger begge årene sammen. Vi vil starte med å gjennomgå resultatene der samtlige selskaper på Oslo Børs er med, deretter presenterer vi resultatene der vi filtrerer vi bort de 5% høyeste- og laveste verdiene før vi til slutt viser resultatene når selskapene er delt inn i sektorer.

4.1 Deskriptiv data

2017 og 2018	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Mean	94,40%	88,53%	2,23%	2,16%
Standard Error	10,02%	11,17%	0,18%	0,19%
Median	89,85%	93,33%	2,08%	2,18%
Standard Deviation	151,33%	168,64%	2,67%	2,80%
Sample Variance	2,29003	2,84380	0,00071	0,00078
Kurtosis	9,21	37,06	3,56	4,07
Skewness	1,12	-2,89	0,11	-0,19
Range	15,23	24,12	0,22	0,22
Minimum	-631,7%	-1497,0%	-9,9%	-9,8%
Maximum	891,4%	914,5%	12,5%	12,6%
Count	228	228	228	228

Tabell 1: Deskriptiv statistikk av RPR, MAPR, RPDR og MAPDR

Tabell 1 viser deskriptive statistikken for hele datasettet vårt, og vi ser at gjennomsnittet for RPR og MAPR ligger under 100%. Det kommer og frem at standardavviket er svært høyt, og det skyldes nok i stor grad at maksimum og minimum verdiene som observeres spriker mye. Vi har sett i vår data at flesteparten av observasjonene er sentrert, men at vi har noen ekstreme verdier. Mulige årsaker til den store spredningen vil vi komme inn på senere i oppgaven.

	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
RPR	1			
MAPR	0,8512	1		
RPDR	0,5666	0,4947	1	
MAPDR	0,5108	0,5762	0,9407	1

Tabell 2: Korrelasjonsmatrise for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR.

I henhold til korrelasjonsmatrisen i tabell 2, ser vi at det er høy samvariasjon mellom ratene som har samme teoretisk verdi. Her er korrelasjonen mellom RPR og MAPR 0,8512, mens korrelasjonen mellom RPDR og MAPDR er på 0,9407. Sammenligner vi ratene med ulik teoretisk verdi ser vi at den er meget redusert, men MAPR og MAPDR har som forventet noe høyere samvariasjon siden begge ratene inkluderer markedsjustert avkastning.

4.2 Inferensstatistikk

Vi starter analysen med å kjøre en Hausman-test for å finne ut om vi skal bruke en «fixed effect» eller «random effect» modell når vi skal analysere paneldataen. Vi formulerer alternativhypotesen: Forskjellen i koeffisientene er systematisk. Dermed tester vi for at den foretrukne modellen er “Random effects”. Alternativt må vi benytte “Fixed effects”.

Test:	
HO: differences in coefficients not systematic	
HA: differences in coefficients is systematic	
$\chi^2(5) = (b-B)'((V_b - V_B)^{-1})(b-B)$	
.=	3,95
Prob>chi2 =	0,5568

Tabell 3: Testresultat for Hausman-test

Resultatet av testen gir p-verdien 0,5568, og er dermed ikke signifikant. Vi beholder nullhypotesen, og benytter “Random effects” for modellen. Siden Hausman-testen indikerer at vi bør bruke “random effects” over “fixed effects”, er det nødvendig å teste om vi kan benytte en OLS-regresjon i stedet for “random-effects”. Dette kan vi gjøre ved å benytte en Breusch-Pagan Lagrange Multiplier test, der alternativhypotesen er om avvikene på tvers av enhetene er ulik 0.

Breusch-Pagan multiplier test for random effects		
rprcped(selskaper_num,t) = Xb + u(selskaper_num) + e(selskaper_num,t)		
Estimated results:		
	Var	sd = sqrt(Var)
rprcped	1,4133	1,1888
e	0,9671	0,9834
u	0,5266	0,7257
Test: Var(u) = 0		
	chibar2(01)	2,25
	Prob > chibar2	0,067

Tabell 4: Testresultater for Breusch-Pagan Lagrange test

Her får vi en p-verdi på 0,067 som innebærer at vi beholder nullhypotesen. Siden testen ikke er statistisk signifikant, tilsier det at det ikke er betydelige nok forskjeller mellom selskapene til å måtte utføre «random-effects» modeller i stedet for en enkel OLS-regresjon.

Source	SS	df	MS	Number of obs	139	
Model	18,6177	9	2,0663	F(9, 129) =	1,51	
Residual	176,4203	129	1,3676	Prob > F =	0,15	
Total	195,0380	138	1,4133	R-squared =	0,0955	
				Adj R-squared =	0,0323	
				Root MSE =	1,1694	
rprcped	Coef.	Std. Err.	t	P>t	(95% Conf. Interval)	
beta	0,1935	0,2070	0,940	0,351	-0,2160	0,6031
dividendeyield	-15,3951	13,6785	-1,130	0,262	-42,4583	11,6681
rm	2,8832	14,3283	0,200	0,841	-25,4657	31,2322
d_størrelse_p25	-0,6926	0,4812	-1,440	0,153	-1,6448	0,2595
d_størrelse_p25	-1,0100	0,5761	-1,750	0,082	-2,1498	0,1299
d_størrelse_p50	0,4120	0,5971	0,690	0,491	-0,7693	1,5933
int_dp25	12,9200	13,9395	0,930	0,356	-14,6597	40,4997
int_dp2550	18,3945	17,4007	1,060	0,292	-16,0332	52,8222
int_dp5075	-14,5332	19,4298	-0,750	0,456	-52,9755	23,9091
_cons	1,4753	0,4484	3,290	0,001	0,5881	2,3624

Tabell 5: OLS regresjon

Som en kan se i tabell 5 får vi ingen signifikante funn etter å ha kjørt regresjonen. Basert på den deskriptive statistikken vet vi at det er noen ekstremverdier, og vi ønsker dermed å sjekke standardiserte residualer for uteliggere. Testen viser oss at det er ni uteliggere og vi fjerner dermed disse. Vi kjører en ny regresjon uten uteliggerne og får følgende resultater:

Source	SS	df	MS	Number of obs	130	
Model	8,6093	9	2,0663	F(9, 129) =	0,73	
Residual	157,3727	20	1,3676	Prob > F =	0,6812	
Total	165,9820	129	1,4133	R-squared =	0,0519	
				Adj R-squared =	-0,0192	
				Root MSE =	1,1452	
rprcped	Coef.	Std. Err.	t	P>t	(95% Conf. Interval)	
beta	0,1850	0,2056	0,900	0,370	-0,2221	0,5921
dividendyield	-14,7290	13,7294	-1,070	0,286	-41,9123	12,4543
rm	2,9684	15,2130	0,200	0,846	-27,1522	33,0891
d_størrelse_p25	-0,7215	0,6000	-1,200	0,232	-1,9095	0,4665
d_størrelse_p25	-0,9860	0,5777	-1,710	0,090	-2,1297	0,1578
d_størrelse_p50	0,1171	0,7074	-0,170	0,869	-1,5177	1,2836
int_dp25	13,8780	17,4667	0,790	0,428	-20,7049	48,4608
int_dp2550	17,7628	17,2954	1,030	0,306	-16,4809	52,0064
int_dp5075	-1,0100	21,5925	-0,050	0,963	-43,7616	41,7416
_cons	1,4554	0,4597	3,170	0,002	0,5454	2,3655

Tabell 6: OLS modell uten uteliggere

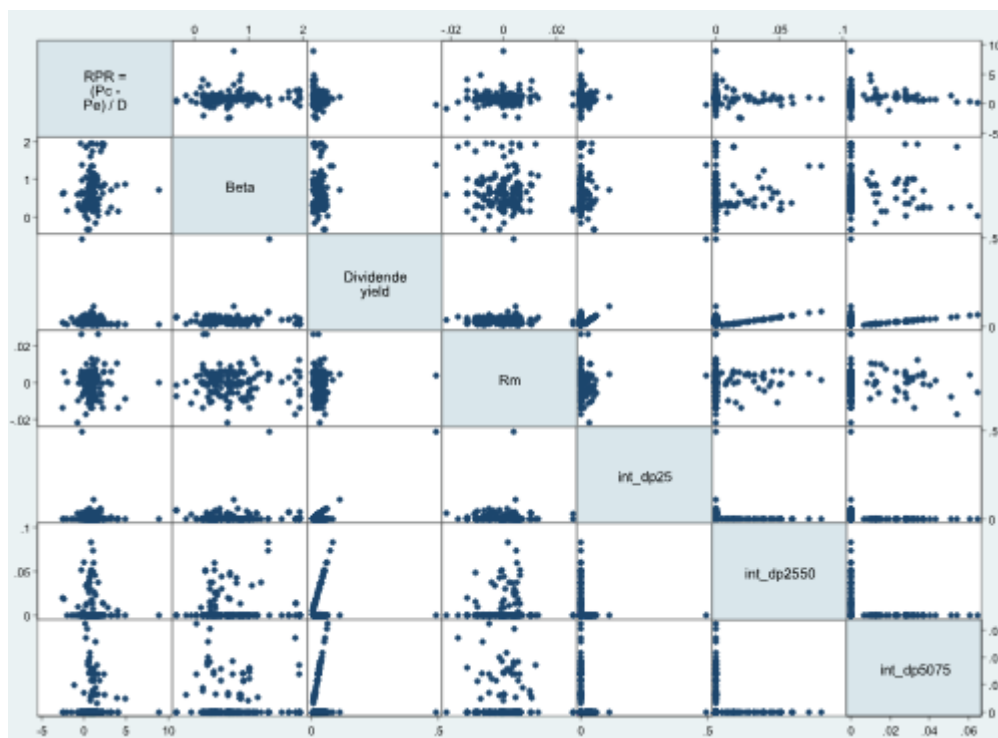
Etter å ha foretatt en ny regresjon får vi fremdeles ingen signifikante funn, slik vi kan se i tabell 6. Det totale antall observasjoner har nå gått ned til 130 på grunn av de ni observasjonene som var uteliggere. Siden vi ikke finner noen signifikante funn ønsker derfor å sjekke om det er noen variabler som er utelatt, og foretar en Ramsey RESET test. Alternativhypotesen blir at det er noen variabler som er utelatt. I STATA brukes kommandoen “ovtest”, og vi får følgende resultat:

Ramsey RESET test using power of the fitted values of rprcped		
H0: Model has no omitted variables		
HA: Model has omitted variables		
	F(3,126) =	0,38
	Prob > F =	0,7658

Tabell 7: Testresultat for RESET-test

Testen gir en P-verdi på 0,7658 og er dermed ikke signifikant. Vi beholder dermed nullhypotesen. Det gir en indikasjon på at det ikke er noen utelatte variabler i modellen.

Det neste vi ønsker å gjøre er å teste variablene for linearitet. Det er en forutsetning for regresjonsmodeller at det er en lineær sammenheng mellom den avhengige og de uavhengige variablene.



Figur 1: Linearitet mellom variablene

Ut i fra figuren over så ser vi i på lineariteten mellom RPR og beta, dividende yield, markedsavkastning, int_dp25, int_dp2550 og int_dp5075. Det første vi legger merke til er uteliggerne i datasettet vårt, da de ligger en god del over og under resten av observasjonene. Derimot når vi studerer variablene så finner vi ingen tegn til mønstre som utelukker en lineær sammenheng.

Det neste vi velger å gjøre er å teste for heteroskedastisitet ved å benytte testen Breusch-Pagan/Cook-Weisberg. Her er nullhypotesen at det foreligger konstant varians i feilleddet, altså er homoskedastisk. Alternativhypotesen er at det ikke er konstant varians i feilleddet og at feilleddet dermed er heteroskedastisk. Kommandoen vi bruker i STATA er “hetttest”.

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	
H0: Constant variance	
HA: Not constant variance	
Variables: fittet values of rprcped	
chi2(1) =	33,24
Prob > chi2 =	0,0000

Tabell 8: Testresultat for Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test

Vi får en høy testverdi og p-verdi på 0. Ergo er vi nødt til å forkaste nullhypotesen vår om homoskedastisitet. Feilledet vårt har dermed ikke konstant varians og er heteroskedastisk. Vi blir derfor nødt til å kjøre en regresjon med robuste standardfeil.

				Number of obs	139		
				F(9, 129) =	6,1		
				Prob > F =	0,0000		
				R-squared =	0,0955		
				Root MSE =	1,1694		
rprcped	Coef.	Std. Err.	t	P>t	(95% Conf. Interval)		
beta	0,1935	0,1668	1,16	0,248	-0,1364	0,5235	
dividendeyield	-15,3951	25,2384	-0,61	0,543	-65,3299	34,5397	
rm	2,8832	14,8781	0,19	0,847	-26,5534	32,3198	
d_størrelse_p25	-0,6926	0,9790	-0,71	0,481	-2,6296	1,2443	
d_størrelse_p25	-1,0100	1,0552	-0,96	0,340	-3,0978	1,0778	
d_størrelse_p50	0,4120	1,0503	0,39	0,695	-1,6660	2,4900	
int_dp25	12,9200	25,3154	0,51	0,611	-37,1671	63,0071	
int_dp2550	18,3945	26,7113	0,69	0,492	34,4545	71,2436	
int_dp5075	-14,5332	27,6676	-0,53	0,600	-69,2742	40,2077	
_cons	1,4753	0,9869	1,49	0,137	-0,4773	3,4279	

Tabell 9: Regresjon med robuste standardfeil

Tabell 9 viser at det fortsatt ikke er noen signifikante funn. Siden en av forutsetningene i regresjonsanalyse er at det ikke foreligger multikollinearitet mellom de uavhengige variablene ønsker vi å teste for dette. Vi foretar derfor en VIF-test etter å ha kjørt regresjonen med robuste standardfeil. Kommandoen vi bruker i STATA er “vif” og testen gir følgende resultater:

Variable	VIF	1/VIF
int_dp25	39,03	0,0256
dividendeyield	34,48	0,0290
int_dp2550	8,2	0,1220
int_dp5075	7,61	0,1314
d_størrelse_p5075	7,08	0,1412
d_størrelse_p2550	6,11	0,1637
d_størrelse_p25	4,43	0,2257
RM	1,05	0,9524
beta	1,03	0,9709
Mean VIF	12,11	0,0826

Tabell 10: VIF-test

En tommelfingerregel er at hvis VIF er høyere enn 10, foreligger multikollinearitet. Det kommer klart frem i tabellen at interaksjonsvariabelen int_dp25 og dividende yield er kollineære siden de har $VIF > 10$. Vi ønsker dermed å se på korrelasjonsmatrisen for å se hvordan variablene korrelerer med hverandre.

	rprpeped	beta	dividendyield	rm	d_størrelse_p25	d_størrelse_p25	d_størrelse_p25	d_størrelse_p50	int_dp25	int_dp2550	int_dp5075
rprpeped	1										
beta	0,0906	1									
dividendyield	-0,1326	0,1059	1								
rm	0,0376	-0,0447	0,0311	1							
d_størrelse_p25	-0,0866	0,0353	0,1941	-0,1074	1						
d_størrelse_p2550	-0,1378	-0,0676	-0,0246	0,0831	-0,3237	1					
d_størrelse_p5075	0,115	0,0119	-0,0836	0,0402	-0,3494	-0,3361	1				
int_dp25	-0,1044	0,1103	0,909	0,0202	0,4645	-0,1503	-0,1623	1			
int_dp2550	-0,0953	-0,0082	0,1054	0,0902	-0,2654	0,8199	-0,2755	-0,1233	1		
int_dp5075	0,0037	-0,0101	0,0141	-0,0299	-0,3006	-0,2891	0,8603	-0,1396	-0,237	1	
											1

Tabell 11: Korrelasjonsmatrise

Det vi kan tolke ut fra tabell 11 er at dividende yield og interaksjonsvariabelen `int_dp25` korrelerer med 0,909, som er meget høyt. Derfor velger vi å fjerne `int_dp25` fra modellen vår før vi kjører regresjonsmodellen med robuste standardfeil på nytt.

					Number of obs =	139
					F(8, 130) =	2,54
					Prob > F =	0,0133
					R-squared =	0,0894
					Root MSE =	1,1688
<code>rprcped</code>	Coef.	Std. Err.	t	P>t	(95% Conf. Interval)	
<code>beta</code>	0,2069	0,1598	1,30	0,198	-0,1092	0,5230
<code>dividendeyield</code>	-2,9299	1,0524	-2,78	0,006	-5,0119	-0,8478
<code>rm</code>	3,9488	14,8005	0,27	0,790	-25,3322	33,2298
<code>d_størrelse_p25</code>	-0,3345	0,3183	-1,05	0,295	-0,9642	0,2952
<code>d_størrelse_p2550</code>	-0,6720	0,5320	-1,26	0,209	-1,7246	0,3805
<code>d_størrelse_p5075</code>	0,7422	0,5531	1,34	0,182	-0,3521	1,8365
<code>int_dp2550</code>	5,8407	8,2518	0,71	0,480	-10,4844	22,1659
<code>int_dp5075</code>	-26,8292	12,2862	-2,18	0,031	-51,1360	-2,5223
<code>_cons</code>	1,1311	0,3420	3,31	0,001	0,4546	1,8077

Tabell 12: Regresjon med robuste standardfeil og uten `int_dp25`.

Etter å ha fjernet `int_dp25` får vi en t-verdi på -2,78 for dividende yield og den er dermed statistisk signifikant. Samtidig får interaksjonsvariabelen `int_dp5075` en t-verdi på -2,18, som innebærer at også denne er signifikant på 5%. Siden vi har signifikante funn ønsker vi å se hvilken effekt disse variablene har på vår modell. Vi bruker kommandoen “`esize`” i STATA for å få informasjon om Eta-squared.

Source	Eta-Squared	df	(95% Conf. Interval)	
Model	0,0894	8	.	0,1384
<code>beta</code>	0,0077	1	.	0,0624
<code>dividendeyield</code>	0,0105	1	.	0,0694
<code>rm</code>	0,0006	1	.	0,0325
<code>d_størrelse_p25</code>	0,0104	1	.	0,0691
<code>d_størrelse_p2550</code>	0,0172	1	.	0,0837
<code>d_størrelse_p5075</code>	0,0181	1	.	0,0856
<code>int_dp2550</code>	0,0022	1	.	0,0443
<code>int_dp5075</code>	0,0268	1	.	0,1015

Tabell 13: Effektstørrelser for variablene

I Cohen (1988) sin bok skriver han at en Eta-squared på 0,02 betyr at variablene har liten effekt. En medium effekt = 0,13, og at en stor effekt = 0,26. Fra tabell 13

ser vi at dividende yield har en Eta-squared på 0,01 og int_dp5075 på 0,027. I følge Cohen vil det dermed si at ingen av variablene som er signifikante har noen stor effekt på vår modell. Den største er int_dp5075, men fortsatt er det langt opp til medium effekt.

Stats	rprpcpd	beta	dividende yield	rm	d_størrelse_p25	d_størrelse_p2550	d_størrelse_p50	int_dp2550	int_dp5075
mean	0,9754	0,6697	0,0332	-0,0001	0,2289	0,2289	0,2470	0,0073	0,0073
sd	1,2043	0,4800	0,0414	0,0070	0,4214	0,4214	0,4326	0,0164	0,0140
kurtosis	15,9388	3,9103	102,6687	4,9131	2,6653	2,6653	2,3768	8,5481	6,4026
skewness	2,0097	0,9957	9,2295	0,1466	1,2905	1,2905	1,1734	2,4550	1,9999
min	-2,5000	-0,33	0,0045	-0,0217	0	0	0	0	0
max	8,9143	1,94	0,4930	0,2624	1	1	1	0,8320	0,0645

Tabell 14: Deskriptiv statistikk

I tabell 14 foreligger den deskriptive statistikken for utvalget. Vi kan se at gjennomsnittlig RPR ligger på 97,54% med en høy spredning som ligger i intervallet -250% til 891,43%, derfor får vi et høyt standardavvik på 120%. For dividende yield får vi en gjennomsnittlig yield på 3,31%, og et standardavvik på 4,14%. Det kan tolkes som at hoveddelen av observasjonene ligger rundt snittet, selv om den høyeste observasjonen er på 49,3% og laveste på 0,45%.

4.3 Diagnosetester

Tabell 15 viser gjennomsnittlig verdier, teoretiske verdi samt tilhørende t-verdier og p-verdier for ujustert prisfall (RPR), markedsjustert prisfall (MAPR), ujustert prisfallrate (RPDR) og markedsjustert prisfallrate (MAPDR) for Oslo Børs i 2017. Vi har benyttet t-tester og p-verdier for å se om målene er signifikante på 1%, 5% og 10%.

4.3.1 RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for Oslo Børs i 2017

Oslo Børs 2017	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Gjennomsnitt	99,76%	93,85%	2,25%	2,28%
Teoretisk verdi	100%	100%	2,72%	2,72%
T-verdi	-0,0165	-0,4488	-2,2653	-2,0705
P-verdi	0,9869	0,6545	0,0255	0,0407

Tabell 15: RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for 2017

For Oslo Børs i 2017 faller aksjekursene med 99,76% av utbytteverdien som innebærer at RPR er nesten identisk med den teoretiske verdien. På grunn av et lite avvik, gir dette oss en t-verdi på -0,0165 og dermed en høy p-verdi på 0,9869. Når vi tar hensyn til MAPR er gjennomsnittet 93,85%, som innebærer at differansen mellom den teoretiske verdien øker. T-verdien blir dermed på -0,4488 og en redusert P-verdi på 0,6545. Funnene våres viser derfor at i gjennomsnitt faller aksjekursene på ex-dividende dagen med mindre enn dividendestørrelsen, men at verken RPR eller MAPR er signifikant på noen av nivåene vi tester for og vi beholder nullhypotesen.

RPDR og MAPDR har en teoretisk verdi som skal være lik gjennomsnittlig dividende yielden, som for 2017 er på 2,72%. Gjennomsnittlig verdi for disse ratene er på 2,25% og 2,28%, som innebærer at dividende yielden er en del høyere. Med hensyn til denne differansen får vi t-verdier på -2,2653% og -2,0705% med tilhørende p-verdier på 0,0255 og 0,0407. Derfor vil vi kun beholde nullhypotesen på 1% signifikansnivå og forkaste nullhypotesen på 5% for både RPDR og MAPDR.

4.3.2 RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for Oslo Børs i 2018

Oslo Børs 2018	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Gjennomsnitt	89,31%	85,52%	2,21%	2,17%
Teoretisk verdi	100%	100%	3,10%	3,10%
T-verdi	-0,7631	-0,8098	-3,0885	-3,0965
P-verdi	0,4470	0,4197	0,0025	0,0025

Tabell 16: RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for 2018

For Oslo Børs 2018 kan vi se at gjennomsnittlige verdier for RPR og MAPR er på 89,31% og 85,52%. Dette innebærer at prisfallet på ex-dividende dagen er ganske mye lavere enn det den teoretiske verdien tilsier. Vi beregner t-verdiene til å være -0,7631 og -0,8098 med en tilhørende p-verdi på 0,4470 og 0,4197. På grunn av lave t-verdier fører dette til at RPR og MAPR ikke er signifikante på noen av nivåene vi tester og vi beholder derfor nullhypotesen.

De observerte verdiene for RPDR og MAPDR er på 2,21% og 2,17%, som er vesentlig lavere enn dividende yielden på 3,10%. Dette gir høye t-verdier på -3,0885 og -3,0965 og dermed lave p-verdier på 0,0025 i begge tilfellene. RPDR og MAPDR er derfor signifikant lavere enn dividende yielden i 2018 på alle signifikansnivåer og vi forkaster derfor nullhypotesen.

4.3.3 RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for Oslo Børs sammenlagt

Oslo Børs	2017	Teoretisk verdi	2018	Teoretisk verdi	2017 & 2018	Teoretisk verdi
RPR	99,76%	100%	89,31%	100%	94,40%	100%
MAPR	93,85%	100%	85,52%	100%	88,53%	100%
RPDR	2,25%	2,72%	2,21%	3,10%	2,23%	2,90%
MAPDR	2,28%	2,72%	2,17%	3,10%	2,16%	2,90%

Tabell 17: RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for 2017 og 2018

I tabell 17 ser vi et sammendrag for hvert av årene og for hele perioden sammenlagt. Her kommer vi frem til en RPR for sammenlagt for begge årene på 94,40% og MAPR på 88,53%. Sammen med våre funn fra 2017 og 2018, ser vi at RPR og MAPR er mindre enn 100%. Dette fører til at vi får en t-verdi på -0,5590 og -1,0273 for RPR og MAPR med de tilhørende p-verdiene 0,5767 og 0,3095. På grunn av lave t-verdier er RPR og MAPR ikke signifikant lavere enn 100%. Dette er samsvarer delvis med funnene som forskere som Campbell & Beranek og Elton & Gruber har kommet frem til tidligere, men i deres tilfelle var RPR signifikant lavere enn 100% på 5% signifikansnivå.

RPDR i 2017 og 2018 hadde en liten differanse mellom hverandre, men var vesentlig lavere enn dividende yielden i begge årene. For perioden totalt fikk vi en t-verdi på -3,8255 for RPDR og -4,0115 for MAPDR med p-verdier på 0,0002 og 0,0001. Vi kan derfor si at både RPDR og MAPDR er signifikant lavere enn dividende yielden for begge årene lagt sammen på 1% signifikansnivå.

4.4 Diagnosetester med filter

Basert på våre resultater så ser vi at RPR og MAPR ikke er signifikant lavere i verken 2017, 2018 eller begge årene sammenlagt. Det får oss til å lure på om noen ekstreme verdier i våre observasjoner kan gi såpass store utslag, at det vrir hele datasettet vårt. Vi velger dermed å foreta en ny analyse der vi fjerner de 5%

høyeste- og laveste verdiene, ellers alt identisk som tidligere. Datasettet vårt blir helt klart mindre av å gjøre dette, men vi ønsker å se om det vil gi noen effekt. Resultatet vi får for begge årene illustreres i tabell 18.

4.4.1 RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for Oslo Børs i 2017 og 2018

Oslo Børs	2017	Teoretisk verdi	2018	Teoretisk verdi	2017 & 2018	Teoretisk verdi
RPR	82,58%	100%	93,06%	100%	88,48%	100%
MAPR	82,99%	100%	98,81%	100%	90,13%	100%
RPDR	2,18%	2,64%	2,21%	2,57%	2,20%	2,60%
MAPDR	2,16%	2,64%	2,25%	2,57%	1,94%	2,60%

Tabell 18: RPR, MAPR, RPDR og MAPDR med filter for 2017 og 2018

I tabell 18 kommer det en oppsummering av resultatene frem splittet opp i 2017, 2018 og begge årene samlet. Ut i fra tabellen er det relativt tydelig at våre målte resultater avviker fra teoretisk verdi i større grad i 2017 enn i 2018. Dette gjelder alle de beregnede ratene. For å avgjøre om resultatene er signifikante har vi i tabell 19 laget en oversikt over t-verdier og p-verdier.

Oslo Børs	2017		2018		2017 & 2018	
	T-verdi	P-verdi	T-verdi	P-verdi	T-verdi	P-verdi
RPR	-2,7980	0,0062	-0,7748	0,4402	-2,2189	0,0276
MAPR	-2,6614	0,0091	-0,1329	0,8945	-1,892	0,0598
RPDR	-2,7586	0,0069	-0,0399	0,9682	-3,256	0,0000
MAPDR	-2,7971	0,0062	-0,0356	0,9717	-6,0616	0,0000

Tabell 19: T-verdi og P-verdi for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR med filter

Ved å ta for oss 2017 først så observerer vi ganske høye t-verdier på alle de fire ratene, og vi må forkaste nullhypotesen om at raten er lik teoretisk verdi på 1%

signifikansnivå. Vi kan dermed si med 99% sikkerhet at aksjekursen falt i snitt mindre enn utbyttestørrelsen i 2017 for alle ratene vi har beregnet.

I 2018 observeres det høye p-verdier, som innebærer at alle nullhypotesene beholdes. Når vi gjennomførte testene uten filtre var RPDR og MAPDR signifikante, og vi har dermed fått en endring. Vi kan derfor ikke utelukke at aksjekursen falt like mye som utbyttestørrelsen i 2018. Resultatene for 2017 og 2018 samlet er tatt hånd i tabell 20, men vi ser en tendens at disse resultatene blir påvirket av et år som har stor forskjell i prisfall i forhold til utbytte, og et år der det er ganske likt.

4.4.2 RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for Oslo Børs sammenlagt

Oslo Børs	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Gjennomsnitt	88,48%	90,13%	2,20%	1,94%
Teoretisk verdi	100%	100%	2,60%	2,60%
T-verdi	-2,218	-1,8926	-3,2569	-6,0616
P-verdi	0,0276	0,0598	0,0000	0,0000

Tabell 20: RPR, MAPR, RPDR og MAPDR med filter for 2017 og 2018

I tabell 20 kjører vi dataen på nytt for 2017 og 2018 viser at RPR har blitt signifikant lavere enn nullhypotesen på 5% signifikansnivå. Resultatet er dermed i tråd med hva Campbell & Beranek og Elton & Gruber kom frem til. Vi kan ikke forkaste nullhypotesen om at MAPR = 100% på verken 1% eller 5%, men på 10% forkastes den. RPDR og MAPDR er fortsatt signifikant på 5% slik som de var før vi filtrerte dataen. De nye resultatene våre indikerer at det har vært noen få ekstreme verdier som har påvirket det totale bildet i vår første analyse

4.5 Diagnostester med sektorinndeling

I tillegg til å se på Oslo Børs i sin helhet, har vi delt selskapene inn i sektorene de tilhører i henhold til Oslo Børs. Her er det listet opp følgende sektorer: Eiendom, energi, finans, forbruksvarer, forsyning, helsevern, industri, IT, kommunikasjon,

konsumvarer og materialer. I tabell 21 er oversikten over RPR og MAPR for både 2017 og 2018.

For 2017 kommer vi frem til at finanssektoren har en RPR på 45,88% med en t-verdi på 2,26, som innebærer at sektoren faller signifikant mindre på 5% signifikansnivå enn det teoretiske verdien på 100% (vedlegg 1). Derimot i 2018 kommer vi frem til en RPR på 96,89 og en t-verdi på 0,15 som ikke er signifikant på noen av nivåene vi tester for (vedlegg 3).

Vi ser at kommunikasjonssektoren har en RPR for 2018 på 164,87% med en tilhørende t-verdi på 1,68. Dette innebærer at sektoren signifikant har et større kursfall enn utbytte på 10% signifikansnivå. I 2017 beregner vi RPR til å være markant høyere enn 100%, her kommer vi frem til et fall på 156,82% med en t-verdi på 0,43. Selv om fallet er vesentlig høyere enn teoretisk verdi kan vi ikke konkludere med at det er signifikant forskjellig på 10% nivå. IT oppnår en RPR på 65,41% for 2018 som er signifikant på 10% nivå. Når vi ser på tallene for 2017 får vi derimot en RPR på 126,54%, men det er ikke signifikant. For 2017 ser vi også at det er stor variasjon i RPR innen sektoren, som gir et høyt standardavvik og bidrar dermed til en lav t-verdi.

Vi beregnet MAPR for energisektoren til å være 61,19% for 2017 med en t-verdi på 1,81. Dette innebærer at den er signifikant på 10% nivå. For 2018 reduseres MAPR ytterligere, her kommer vi frem til 54,03%, men den er ikke signifikant. For finanssektoren får vi 46,11% i 2017, noe som er svært lavt i forhold til den teoretiske verdien. Samtidig gir dette en t-verdi på 1,93 som innebærer at den er signifikant på 10% nivå og kun 0,03 fra å være signifikant på 5% nivå.

4.5.1 RPR og MAPR for Oslo Børs i 2017 og 2018

2017 & 2018	RPR			MAPR		
Sektorer	Gjennom snitt	T-verdi	P-verdi	Gjennom snitt	T-verdi	P-verdi
Eiendom	84,39%	-0,72	0,48	100,71%	0,03	0,98
Energi	78,80%	-0,84	0,40	57,67%	-0,75	0,45
Finans	70,17%	-1,81	0,09	71,59%	-1,54	0,14
Forbruksvarer	116,93%	1,13	0,30	119,13%	1,89	0,10
Industri	115,16%	0,67	0,51	104,75%	0,13	0,90
IT	92,16%	-0,36	0,72	90,74%	-0,46	0,66
Kommunikasjon	160,53%	0,86	0,41	166,13%	1,14	0,28
Konsumvarer	71,87%	-1,77	0,09	72,49%	-1,41	0,17
Materialer	102,46%	0,12	0,91	108,21%	0,92	0,41

Tabell 21: Gjennomsnittsverdier, t-verdier og p-verdier for RPR og MAPR for 2017 og 2018.

I tabell 21 kan vi se at både finans- og konsumvaresektoren har en RPR 70,17% og 71,87% som er vesentlig mindre enn den teoretiske verdien. Samtidig beregner vi p-verdiene til å være 0,0860 og 0,0887 som innebærer at vi forkaster nullhypotesen og begge er dermed signifikant mindre enn 100% på 10% nivå. Noe overraskende er det derimot at kommunikasjonssektoren oppnår en RPR på 160,53%, selv om den ikke er signifikant.

Energisektoren som er den desidert største sektoren på Oslo Børs beregner vi en RPR på 84,39%, men heller ikke denne er signifikant lavere enn 100%. For de resterende sektorene er det ingen sektorer som har en signifikant RPR. For finanssektoren som er den nest største sektoren på Oslo Børs ser vi en minimal økning fra RPR, MAPR blir beregnet til 71,59% med en t-verdi på -1,54 og p-verdi på 0,1396. Vi har valgt å ikke inkludere helsevern- og forsyningssektoren i tabellene, siden det kun er 1-2 selskaper som utbetaler utbytte innenfor hver sektor og det dermed er for få observasjoner til å konkludere med noe.

For MAPR er det kun forbruksvaresektoren som forkaster nullhypotesen på 10% nivå, her oppnår vi en p-verdi på 0,10 og MAPR på 119,13%. Dette innebærer dermed at sektoren signifikant faller med mer enn verdien til utbytte.

Sammenlignet med RPR reduseres MAPR for energisektoren fra 78,80% til 57,67% som er veldig lavt i forhold til den teoretiske verdien på 100%. Den er derimot ikke signifikant på noen av nivåene vi tester på og har en p-verdi på kun 0,4538. En sentral grunn til dette, mener vi at er på grunn av at standardavviket er høyere enn hva som gjelder de resterende sektorene og gir utslag i en lavere t-verdi som fører til en høyere p-verdi.

For kommunikasjonssektoren får vi en økning i MAPR i forhold til RPR, denne beregnes til å være på 166,13%. En av grunnene til at kommunikasjon har høy RPR og MAPR er fordi de har flere ekstreme tilfeller der flere selskaper innenfor sektoren har falt med 200%-300%, som drar gjennomsnittet betydelig opp.

4.5.2 RPDR og MAPDR for Oslo Børs i 2017 og 2018

2017 & 2018	RPDR			MAPDR			Teoretisk verdi
Sektorer	Gjennomsnitt	T-verdi	P-verdi	Gjennomsnitt	T-verdi	P-verdi	Dividende yield
Eiendom	1,61%	-1,55	0,14	1,72%	-1,38	0,18	2,18%
Energi	1,39%	-1,06	0,29	1,29%	-1,09	0,28	1,94%
Finans	3,27%	-0,71	0,49	3,41%	-0,55	0,59	3,81%
Forbruksvarer	4,35%	1,21	0,26	4,42%	1,38	0,20	3,67%
Industri	1,99%	-1,26	0,21	1,71%	-1,74	0,09	2,64%
IT	2,36%	-4,78	0,00	2,32%	-4,90	0,00	6,53%
Kommunikasjon	4,09%	0,89	0,39	4,15%	0,96	0,35	3,09%
Konsumvarer	2,33%	-1,20	0,24	2,30%	-1,30	0,20	2,94%
Materialer	2,94%	-0,06	0,95	3,08%	0,50	0,64	2,96%

Tabell 22: Gjennomsnittlige verdier, t-verdi og p-verdi for RPDR og MAPDR for 2017 og 2018 samt teoretisk verdi (div.yield)

Hvis dividende yielden er høyere enn gjennomsnittlig verdier for RPDR og MAPDR innebærer det at fallet er mindre enn verdien av utbyttet. Hvis dividende yielden er lavere, innebærer det at fallet er større enn verdien av utbyttet. I tabell 22 kan vi se at IT-sektoren oppnår en gjennomsnittlig RPDR på 2,36% og en dividende yield på 6,53%. Dette gir oss en p-verdi på 0,00 som innebærer at vi forkaster nullhypotesen på 1% og konkluderer med at RPDR faller mindre enn dividende yielden med 99% sikkerhet.

For de resterende sektorene oppnår vi ikke en signifikant RPDR, men legger merke til at alle sektorene har en dividende yield som er høyere enn gjennomsnittlig RPDR utenom forbruksvarer og kommunikasjon. Dette samsvarer delvis også med funnene våres på RPR og MAPR der vi kommer frem til at forbruksvarer og kommunikasjon faller med mer enn den teoretiske verdien. For materialer og industri ble det beregnet en RPDR på 2,94% og 1,99%, men tilhørende dividende yield på 2,96% og 2,64%. Materialer er dermed minimalt mindre enn dividende yielden, mens industri har en vesentlig lavere gjennomsnittlig RPDR enn dividende yielden. For disse to sektorene ble RPR og MAPR beregnet til være på over 100%.

For IT-sektoren beregnes MAPDR til å bli 2,32%, som er en liten reduksjon fra RPDR. MAPDR for IT blir derfor signifikant på 1% nivå med en p-verdi på 0,00. Grunnen til at vi får en p-verdi på 0,00 er fordi det er en meget høy differanse mellom dividende yielden og gjennomsnittlig MAPDR. Samtidig beregner vi MAPDR for industrisektoren til å være 1,71%, som er en reduksjon på 0,28% fra RPDR. Her får vi en t-verdi på -1,74 og en p-verdi på 0,09 og vi kan dermed fastsette at industrisektoren forkaster nullhypotesen på 10% nivå.

MAPDR for materialer er 3,08% som er en økning på 0,14% fra RPDR, dette fører til at dividende yielden på 2,96% er lavere enn MAPDR og fallet i aksjekursene faller med mer enn dividendestørrelsen. Dette samsvarer med tidligere beregninger av RPR og MAPR, men vi får en t-verdi på kun 0,5 og beholder derfor nullhypotesen. Utenom materialer er det kun forbruksvarer og kommunikasjon som har en gjennomsnittlig verdi på MAPDR som er høyere enn dividende yielden, dette stemmer også overens med våre beregninger av RPR og

MAPR. For de resterende sektorene er MAPDR mindre enn den teoretiske verdien.

5. Diskusjon

5.1 Diskusjon av våre resultater

I denne delen av oppgaven vil vi diskutere de resultatene vi har kommet frem til i de øvrige kapitlene. Resultatene vil bli diskutert med bakgrunn i problemstillingen vår, og hvordan de kan tolkes for å få svar på denne. Formålet med oppgaven er å besvare spørsmålet om aksjekursene på ex-dividende dagen faller ulikt dividendestørrelsen på Oslo Børs i 2017 og 2018, og hva som eventuelt kan være mulige årsaker til dette. For å svare på første del har vi valgt å fokusere på ratene RPR, MAPR, RPDR og MAPDR. Den andre delen av problemstillingen vil bli besvart gjennom tidligere forskning og teori.

5.1.1 Faller aksjekursen på ex-dividende dagen ulikt dividendestørrelsen på Oslo Børs?

Tidligere i oppgaven beregnet vi RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for Oslo Børs, først for 2017, så 2018 og til slutt for hele perioden. I henhold til tabell 17, beregnet vi RPR og MAPR for 2017 til å være på 99,76% og 93,85%, og for 2018 til å være 89,31% og 85,52%. På bakgrunn av dette blir gjennomsnittlige verdier for hele perioden på 94,40% og 88,53%.

I følge disse ratene kommer det frem at disse er vesentlig lavere enn den teoretiske verdien på 100%, det eneste unntaket er for RPR i 2017 der det er minimalt lavere enn teoretisk verdi. Derimot får vi lave t-verdier for alle periodene og må derfor beholde nullhypotesen om at RPR og $MAPR = 1$, vi kan dermed ikke utelukke at det skyldes tilfeldigheter at vi kommer frem til at ratene er lavere enn den teoretiske verdien. Her kunne flere observasjoner hjulpet oss til å komme frem til en signifikant verdi, men dette blir mer hypotetisk.

For RPDR og MAPDR i 2017 kommer vi frem til 2,25% og 2,28% i samme periode beregner vi gjennomsnittlig dividende yield til å være 2,72% For 2018 ble

det beregning til å være 2,21% og 2,17% og 3,10% i dividende yield. For hele perioden blir dermed RPDR og MAPDR beregnet til å være 2,23% og 2,16% med en tilhørende dividende yield på 2,90%. For begge årene lagt sammen finner vi dermed ut at både RPDR og MAPDR er statistisk signifikant lavere enn teoretisk verdi på 5% signifikansnivå.

I likhet med RPR og MAPR er fallet mindre i 2018 enn i 2017. Vi kan se at differansen mellom ratene og dividende yielden større i 2018 enn i 2017, men den er fremdeles lavere enn dividende yielden. Dette samsvar med det vi kom frem til ved beregningen av RPR og MAPR, at fallet i 2018 er større enn 2017, men kursfallet er fremdeles mindre enn teoretisk verdi. Dette innebærer at aksjekursene i gjennomsnitt faller mindre enn det som blir utbetalt i dividende som samsvarer med forskningen til Campbell og Beranek (1952).

Siden vi opplevde at flere av selskapene hadde observasjoner som var ekstreme valgte vi å fjerne de 5% høyeste- og laveste verdien. Dette bidrar til å redusere standardavviket drastisk for datasettet. Etter at vi filtrerte bort observasjonene kom vi frem til at alle ratene er statistisk signifikant lavere enn teoretisk verdi på 1% nivå i 2017. Her får vi meget lave verdier på RPR og MAPR på 82,55% og 82,99%. I tillegg beregner vi RPDR og MAPDR til å bli 2,18% og 2,16% målt mot dividende yielden på 2,64%.

For 2018 er ikke RPR eller MAPR statistisk signifikante, men vi kommer frem til at RPDR og MAPDR er signifikante på 5% signifikansnivå. Her beregnes RPDR og MAPDR til 2,21% og 2,25% målt mot dividende yielden på 2,57%. Når vi sammenligner med hele perioden oppnår vi en RPR på 88,48% som er signifikant lavere på 5% nivå, MAPR er signifikant på 10% nivå med en verdi på 90,13%. RPDR og MAPDR var signifikante i begge årene og blir derfor også signifikant for hele perioden. Verdien vi beregner for disse ratene er 2,20% og 1,94% sammenlignet med dividende yield på 2,60%.

For å gå dypere i tallene valgte vi å dele opp i sektorer for å se om vi kunne finne signifikant forskjell i kursfallet i de ulike sektorene. Her forventet vi små forskjeller mellom sektorene siden det tidligere ikke har blitt forsket spesielt på

dette og vi har ikke funnet noe grunnlag for at enkelte sektorer bør falle mer/mindre enn andre. Det vi derimot kom frem til var at på 10% signifikansnivå var både finans- og konsumvaresektoren signifikant lavere enn teoretisk verdi når vi beregnet RPR, mens for MAPR var kun forbruksvarer signifikant på 10% nivå. Her var derimot forbruksvaresektoren signifikant høyere enn teoretisk verdi, som ifølge vårt datamateriale innebærer at de faller mer enn størrelsen på utbyttet.

IT-sektoren skiller seg ut med verdier på RPDR og MAPDR på 2,36% og 2,32%, målt mot dividende yelden på 6,53% ga dette en p-verdi på 0,0 som innebærer at de var signifikant lavere på alle signifikansnivåer. For de resterende sektorene var det ingen som hadde signifikant lavere eller høyere gjennomsnittsverdier for RPDR, men på MAPDR var industrisektoren signifikant lavere på 10% nivå. De oppnådde en gjennomsnittsverdi på 1,99% med en dividende yield på 2,64%.

5.1.2 Hva kan være mulige årsaker til dette?

I den andre delen av problemstillingen vår ser vi på hva som kan være årsakene til funnene vi har kommet frem til tidligere. Vi har valgt i denne oppgaven å ikke teste utdypende på ulike teorier, men heller å lage en regresjon som muligens kan forklare noe av årsakene til fallet. I den første delen vil innfallsvinkelen vår på denne delen av problemstillingen være mer teoretisk, før vi diskuterer funnene fra modellen vi har laget.

Som det er nevnt ovenfor så får vi gjennomsnitt for alle ratene som er lavere enn teoretisk verdi, selv om ikke alle er signifikante. Miller og Modigliani (1961) og Elton og Gruber (1970) mente at det eksisterer en klientelleffekt i markedet, men som vi har nevnt tidligere så er det lik skatt på utbytte og kapitalvekst i Norge, noe som taler imot at det skal være en utslagsgivende effekt i våre funn. På motsatt side så vet vi at 36,6% av aktørene på det norske markedet er utenlandske, og disse kan ha insentiver til å minimere sin skatt. Vi vet også at hele 32,8% av aksjene på Oslo Børs er eid av staten eller kommuner. Det er tenkelig at disse ikke er spesielt aktive forvaltere som ofte bytter ut aksjer i porteføljen sin, slik mange andre investorer gjør. En effekt som kan komme av det er at likviditeten i markedet blir mindre, og noen av aksjekursene ikke faller likt teoretisk verdi på grunnlag av det.

Det forklarer likevel ikke hvorfor funnene våre samsvarer med hva andre har funnet på børser der stat eller kommune ikke eier like store andeler. Kalay (1982) mener at prisfallet og utbyttestørrelsen ikke samsvarer fordi alle investorer har transaksjonskostnader. For å bytte posisjon for å kunne utnytte at aksjen ikke faller like mye som utbytte vil dermed gevinsten bli spist opp. Ut i fra måten vi har utført vår undersøkelse har vi ingen forutsetning for å si om dette stemmer eller ikke. Vi ser likevel at det er i tråd med hva Dai og Rydquist (2009) kom frem til i sin studie på Oslo Børs.

En annen mulig forklaring på at vi observerer at prisfallet ikke er likt utbytte er misforholdet mellom utbytte og tickstørrelsen som Frank og Jagannathan (1998) konkluderer med. At aksjene i vårt datasett har tickstørrelser som ikke samsvarer nøyaktig med utbytte er tenkelig, og kan nok forklare noe av funnene våre. Det som ikke blir forklart er at vi observerer at noen av aksjekursene faktisk stiger på ex-dividende dagen. Det fører oss inn på at noen av selskapene i vårt datasett publiserer kvartalsrapporter og resultater på ex-dividendedagen. Hvis de publiserer resultater som er over konsensus vil det komme en korreksjon i prisen, og dermed vil prisfallet på grunn av utbytte enten ikke skje, eller at det blir mindre enn ventet.

Vi har valgt å dele våre resultater opp i 2017 og 2018, og vi har valgt å gjøre det fordi ønsket å se om det var noen forskjell. Det kommer klart frem i våre resultater og funn at det er en ulikhet mellom årene. Vi vet at Oslo Børs steg kraftig i begge årene, fra januar i 2017 startet OSEBX på ca. 690 og økte jevnt frem til oktober i 2018 med en notering på 944. Oktober ble starten på et fall som varte frem til desember med en notering på 799. I utgangspunktet har de fleste av selskapene i datasettet ex-dividende dag i perioden april-mai måned, og dermed er forholdene like for begge årene. Likevel har en del selskaper flere utbytter i året, og dermed kan børsfallet ha påvirket hvordan markedet håndterer utbyttene som kommer mot slutten av året. Vi vet ikke om det er en forskjell mellom å få utbytte når markedet går oppover eller nedover. Rent teoretisk burde det ikke ha noe å si, men kan ikke utelukke at investorer endrer sine preferanser når markedet snur.

I regresjonsanalysen får vi først ingen signifikante funn. Vi tester for uteliggere og fjerner disse, men resultatet blir fortsatt det samme. RESET-testen forteller oss at vi ikke har utelatt noen viktige variabler, og vi velger å fortsette med modellen og tester om vi oppfyller forutsetningene for en lineær regresjonsmodell. I testen for heteroskedastisitet må vi forkaste nullhypotesen og vi blir nødt til å benytte robuste standardfeil.

Videre finner vi ut at det er kollinearitet mellom dividende yield og int_dp25. Når vi fjerner int_dp25 fra modellen finner vi statistiske signifikante funn for dividende yield og int_dp5075. Ut i fra modellen vår kan vi dermed tolke at størrelsen på dividenden yielden har en negativ påvirkning på hvor mye aksjekursen faller på ex-dividende dagen. Siden int_dp5075 også er signifikant kan det tolkes som at dividendestørrelsen for selskaper med markedsstørrelse 25-50% også påvirker fallet negativt. Vi foretar en test for effektstørrelsene til variablene i vår endelige modell, og observerer en lav Eta-squared. Det innebærer at på tross av signifikante funn så har variablene liten effekt på RPR.

5.2 Forslag til videre forskning

For å styrke analysen på prisfallet fra cum-dividende til ex-dividende dagen så trengs mer forskning. Hvis noen skulle gjort noe lignende det som er gjort i denne oppgaven kunne de blant annet forsket på flere år, slik at de kunne sett om kursfallet er signifikant over lengre tid. Vi mener samtidig at forskning på klientelleffekter i det norske markedet vil styrke denne oppgaven. Her kan de fokusere på utenlandske investorer, og hvordan de endrer sine posisjoner for å minimere sin skattesats i hjemlandet. Det er også interessant at hele 32,8% av aksjonærene på Oslo Børs er stat eller kommuner. Siden andelen er så høy er det plausibelt at de kan påvirke likviditeten. Videre forskning kunne dermed sett på hvor aktive disse investorene er, og om det har noen påvirkningskraft.

Vi mener at det kunne vært interessant å se om kursfallet vi har kommet frem til er i tråd hva som er på andre børser. Ergo kunne de forsket på prisfallet i 2017 og 2018 årene på andre børser. En annen vinkling kunne vært å fokusere mer på sektorer på Oslo Børs. Dette er gjort litt i denne oppgaven, men det er her mulig å

utfylle mer og dermed fastsette om det er noen sektorer som skiller seg ut ved å falle mer eller mindre over en lengre tidsperiode.

5.3 Begrensninger og svakheter i oppgaven

I vår oppgave har vi utarbeidet ulike rater og modeller, med ulike forutsetninger for å sammenligne forskjeller og finne mulige forklaringer på problemstillingen vår. Alle våre beregninger er basert på informasjon vi har hentet fra ulike kilder, men primært er det benyttet Eikon og Thomson Reuters Datastream. Vi har kontrollert en del av informasjonen mot andre kilder, men å gjøre det med alt ville vært svært tidkrevende på grunn av den store mengden manuelt arbeid. Blant annet har vi kontrollert dividendestørrelsen fra ulike selskaper, og fant flere feil. På grunn av mengden kan vi ikke kontrollere alle, og vi kan ikke utelukke at det finnes feil som ikke har blitt rettet opp. Våre beregninger er dermed sårbare for feilinformasjon hvis de kildene vi har benyttet inneholder mange feil. Et mulig resultat av dette er at vi kan ende med å konkludere feil. Vi mener dog at på grunn av den store mengden, og at vi har kontrollert større deler, så burde vi kunne komme frem til riktig konklusjon.

Beregningene vi utførte er basert på data i fra 2017 og 2018, og inneholder kun tall fra selskaper som er notert på Oslo Børs. Når vi bestemte oss for temaet i denne masteroppgaven, var en av grunnen vi vektla at det finnes svært begrenset forskning på akkurat Oslo Børs. De artiklene vi har brukt som teoretisk grunnlag har utført sitt arbeid på langt større børser, der vi ser at NYSE er den mest brukte. Vår oppgave får dermed en svakhet i at det ikke er like mange selskaper med i vår undersøkelse, og dermed også færre observasjoner. Det er ikke gitt at det er nødvendig men så store mengder data for å kunne svare på vår problemstilling, men det er naturlig at konklusjonen får mer tyngde når det er større datasett. Vi ser også når vi deler inn datasettet vårt i sektorer at det blir få observasjoner til hver sektor, og vanskelig å finne signifikante funn. Ved bruk av større børser med flere selskaper i hver sektor ville det trolig vært enklere.

I datasettet vårt observerte vi noen få ekstreme verdier som vi lurte på om kunne være med på å vri beregningene våre slik at resultatene ikke ble signifikante. I et forsøk på å få kontroll over dette fjernet vi 5% av de høyeste- og laveste verdiene.

Når vi gjorde det fikk vi andre resultater, og det viser igjen at datasettet vårt kan være litt magert, siden færre observasjoner kan gjøre en forskjell. Hvis datasettet hadde vært langt større ville trolig ekstreme verdier gjort en mindre forskjell på gjennomsnittet. Det er heller ikke spesielt heldig å fjerne observasjoner, så det er en av grunnene til at vi har valgt å fremlegge våre resultater både med filter og uten filter.

I oppgaven har vi utført våre beregninger på et datasett som fra 2017 og 2018, som gjør at våre resultater forteller om vi har funnet grunn til å hevde at aksjekursen faller ulikt utbyttestørrelsen på ex-dividende dagen for de to årene. Vi kan derimot ikke si om dette er en generell trend, eller at det er noe som skjer ofte på Oslo Børs. Hvis det skulle vært tilfelle ville vi vært nødt til å utføre samme undersøkelse på for eksempel 15-20 år. For å gjøre det ville det manuelle arbeidet vært ekstremt, og vi ville ikke kommet i mål innen tidsfristen. En innskrenkning i oppgavens omfang ble dermed nødvendig. Siden vi følte at 2017 og 2018 er to år som både er ferske og ikke inneholdt ekstraordinære hendelser ble disse valgt.

Når vi har lest om temaet for denne oppgaven har vi funnet en rekke artikler som har forsket på det samme temaet. En fellesnevner her er at så og si alle har kommet frem til at prisfallet (RPR) har vært mindre enn 1. Selv om vi har i vår forskning prøvd å være åpensinnert om metoder som kan benyttes og resultater, kan vi ikke utelukke at vi har lid under “Bandwagon effect”, og dermed gjort det samme som andre på grunn av at de før oss har gjort det på den måten. I teoridelen i oppgaven forklarer vi at det er en forventning til våre resultater om at RPR er lavere enn 1 også for Oslo Børs. Denne forventningen kommer av at det som er gjort tidligere har fått dette resultatet.

Dette leder oss videre inn i at vi kan lide av “Confirmation bias”, der vi søker etter eller tolker resultater som bekrefter de forestillingene vi har i forkant. Dermed kan vi ubevisst ha søkt etter resultater der RPR er mindre enn 1. Bias og forutantagelser vil vi aldri kunne bli helt kvitt, men vi har gjort tiltak for å forminske dem i størst mulig grad. Blant annet har vi i oppgaven ikke forsket på om RPR er mindre enn 1, men heller om den er ulik. Dermed er vi åpen for at også RPR kan være større. Vi har også fulgt formler hele veien, uten noen

manipulasjon, og heller ikke utelukket selskaper med spesielle verdier. Når vi filtrerer resultatene våre fjerner vi både de 5% laveste og høyeste, og dermed unngår å få vridd våre resultater mot at RPR blir mindre enn 1 som ville skjedd om vi kun fjernet i den ene enden.

6. Konklusjon

Hovedformålet med denne oppgaven var å finne ut om aksjekursene på Oslo Børs faller ulikt dividendestørrelsen og hva som kan være mulig årsaker til dette. Vi kommer frem til at RPR og MAPR er lavere enn 100% i begge årene, men at de ikke er signifikante og vi kan dermed ikke utelukke at resultatene våre skyldes tilfeldigheter. Derimot får vi at RPDR og MAPDR er signifikant lavere enn teoretisk verdi på 5% signifikansnivå i begge årene og for hele perioden totalt sett.

Når vi ser på mulige årsaker til at fallet er lavere enn dividendestørrelsen mener vi at dette høyst sannsynlig skyldes klientelleffekter, siden 36,6% av Oslo Børs er eid av utenlandske investorer, som kan ha forskjellig skattesatser på dividende og kursgevinst. I tillegg mener vi at andre årsaker som kan ha en påvirkning er transaksjonskostnader, likviditeten i markedet, avrunding av tickstørrelser og at investorer favoriserer aksjer som utbetaler dividende. Til slutt mener vi at påvirkningen aksjekursene har fra nyheter og kvartalsrapporter som ofte blir publisert på ex-dividende dagen, har en sentral påvirkning.

7. Referanseliste

7.1 Litteratur

Ainsworth, A.B., Lee, A. D. (2011). “Ex-dividend Day Bid-Ask Spread Effects in a Limit Order Book Market Setting”. Working Paper, School of Finance and Economics, University of Technology Sydney

Bali, R., Hite, G. L. (1998). “Ex dividend day stock price behavior: discreteness or tax-induced clientele?”. *Journal of Financial Economics*, Vol 47(2), 127-159

Berk, J., DeMarzo, P. (2014). *Corporate Finance*. Third Edition, Pearson: 295-297 og 608-610

Boyd, J. H., Jagannathan, R. (1994). “Ex-Dividend Price Behavior of Common Stocks”. *The Review of Financial Studies*, Vol 7(4), 711-741

Campbell, J.A., Beranek, W. (1955). “Stock Price Behavior on Ex-Dividend Dates”. *The Journal of Finance*, Vol 10(4), 425-429

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Second Edition, Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates

Dai, Q., Rydquist, K. (2009). “Investigation of the Costly-Arbitrage Model of Price Formation Around the Ex-Dividend Day in Norway”. *Journal of Empirical Finance*, Vol 16(4), 582-596

Elton, E. J., Gruber, M. J. (1970). “Marginal Stockholder Tax Rates and the Clientele Effect”. *The Review of Economics and Statistics*, Vol 52(1), 68–74

Fama, E.F. (1970). “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”. *The Journal of Finance*, Vol 25(2), 383-417

Frank, M., Jagannathan R. (1998). “Why do stock prices drop by less than the value of the dividend? Evidence from a country without taxes”. *Journal of Financial Economics*, Vol 47(2), 161-188

Grullon, G., Michaely, R., Swaminathan, B. (2002). “Are Dividend Changes a Sign of Firm Maturity?”. *Journal of Business*, Vol 75(3), 387-424

Hartzmark, S. M., Solomon, D. H. (2013). “The dividend month premium” *Journal of Financial Economics*, Vol 109(3), 640-660

Heath, D. C., Jarrow, R. A. (1988). “Ex-dividend stock price behavior and arbitrage opportunities”. *Journal of Business*, Vol 61(1), 95–108.

Kalay, A. (1982). “The Ex-Dividend Day Behavior of Stock Prices: A Re-Examination of the Clientele Effect”. *The Journal of Finance*, Vol 37(4), 1059–1070

Lakonishok, J., Vermaelen, T. (1986). “Tax-induced trading around ex-dividend days”. *Journal of Financial Economics*, Vol 16(3), 287–319

Michaely, R. (1991) “Ex-Dividend Day Stock Price Behavior: The Case of the 1986 Tax Reform Act”. *The Journal of Finance*, Vol 46(3), 845-859

Miller, M. H., Modigliani, F. (1961). “Dividend policy, growth, and the valuation of shares”. *The Journal of Business*, Vol 34 (4), 411–433.

Milonas, N. T., Travlos, N. G., Xiao, J. Z., Tan, C. (2006) “The ex-dividend day stock price behaviour in the Chinese stock market”. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol 14(2), 155–174

7.2 Nettsider

Aftenposten. Utlendinger overtar Oslo Børs. Hentet 22.03.19

<https://www.aftenposten.no/okonomi/i/G1G5OB/Utlendinger-overtar-Oslo-Bors-Borsdirektoren-vil-ha-flere-nordmenn-til-a-spare-i-aksjer>

Aker BP. Utbytte og tilbakekjøp. Hentet 2.03.19

<https://www.akerbp.com/investor/aksjen/utbytte-og-tilbakekjop/>

Awilco Drilling. Dividend Information. Hentet 2.03.19

<https://awilcodrilling.com/dividend-information/>

Equinor. Informasjon angående utbytte for andre kvartal 2018. Hentet 2.03.19

<https://www.equinor.com/no/news/information-dividend-2q-2018.html>

Frontline. 4th Quarter 2018 Results. Hentet 2.03.19

<https://www.frontline.bm/4th-quarter-2018-results/>

Höeg LNG. Press release details. Brukt for utbyttestørrelse. Hentet 2.03.19

<https://www.hoeghlng.com/investors/news/press-release-details/2017/Hegh-LNG-Key-information-relating-to-the-cash-dividend-to-be-paid-by-Hegh-LNG-Holdings-Ltd-7f2c7c80b/default.aspx>

Investing.com. ABG Sundal Collier Holding ASA utbyttehistorikk. Hentet 2.03.19

<https://www.investing.com/equities/abg-sundal-collier-holding-asa-dividends>

KPMG. Aksjegevinster og utbytte mv. for selskaper mv. Fritaksmetoden; stort sett skattefrihet for aksjeinntekter mm, mens det ikke gis fradrag for tap. Hentet 28.03.19

<https://verdtavite.kpmg.no/aksjegevinster-og-utbytte-mv-for-selskaper-mv/>

Norwegian Property. Dividendehistorikk. Hentet 2.03.19

https://www.norwegianproperty.no/meldinger/?xml=http://publish.norwegianproperty.com/v2.0/Release/GetDetail/FAC1E0F0A93D555E&feed_year=2017

Ocean Yield. Dividend. Hentet 2.03.19

<https://www.oceanyield.no/Investor-Relations/Dividend>

Orkla. Utbytte og egne aksjer. Hentet 2.03.19

<https://www.orkla.no/investor/om-orkla-aksjen/utbytte-og-egne-aksjer/>

Oslo Børs. Energi på nye høyder. Hentet 23.03.19

<https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-Oslo-Boers/Nyheter-fra-Oslo-Boers/Energi-paa-nye-hoeyder>

Oslo Børs. NewsWeb. Brukt til å hente utbyttedatoer og størrelser. Hentet 3.03.19

<https://newsweb.oslobors.no/message/>

Oslo Børs. Nibor 1 Week. Hentet 2.04.19

<https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/NIBOR1W.NIBOR/overview>

Stolt-Nielsen. Dividends. Hentet 2.03.19

<https://www.stolt-nielsen.com/en/investors/dividends/#>

Telenor. Utbytte og utbyttepolitikk. Hentet 2.03.19

<https://www.telenor.com/no/investorer/utbytte/>

8. Vedlegg

Sektorinndeling

8.1 Gjennomsnittlig verdier RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for sektorer på Oslo Børs i 2017

År	Sektor	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR	Div. yield
2017	Eiendom	64,51%	76,33%	1,12%	1,26%	1,94%
2017	Energi	82,28%	61,19%	1,64%	1,64%	2,13%
2017	Finans	45,88%	46,11%	2,46%	2,65%	3,74%
2017	Forbruksvarer	116,88%	112,56%	4,36%	4,30%	3,59%
2017	Forsyning	NA	NA	NA	NA	NA
2017	Helsevern	75,00%	64,74%	3,26%	2,81%	3,43%
2017	Industri	136,97%	125,92%	1,91%	1,89%	2,72%
2017	IT	126,54%	128,35%	3,50%	3,57%	3,45%
2017	Kommunikasjon	156,82%	169,69%	2,93%	3,08%	2,37%
2017	Konsumvarer	87,66%	91,17%	2,70%	2,70%	3,16%
2017	Materialer	116,91%	115,75%	3,46%	3,46%	3,14%

8.2 Standardavvik for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for sektorer på Oslo Børs i 2017.

År	Sektor	Standardavvik			
		RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
2017	Eiendom	72,53%	73,57%	1,06%	0,98%
2017	Energi	143,38%	117,58%	1,92%	2,16%
2017	Finans	79,52%	92,78%	2,87%	3,14%
2017	Forbruksvarer	48,36%	44,03%	2,96%	3,07%
2017	Forsyning	NA	NA	NA	NA
2017	Helsevern	106,07%	91,23%	4,61%	3,97%
2017	Industri	208,38%	186,22%	1,58%	1,48%
2017	IT	104,15%	102,72%	1,99%	1,94%
2017	Kommunikasjon	347,31%	347,11%	4,28%	4,20%
2017	Konsumvarer	37,43%	40,61%	1,64%	1,52%
2017	Materialer	56,56%	51,44%	1,19%	1,21%

8.3 Gjennomsnittlig verdier RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for sektorer på Oslo Børs i 2018

År	Sektor	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR	Div. yield
2018	Eiendom	102,28%	122,66%	2,05%	2,13%	2,40%
2018	Energi	75,20%	54,03%	1,13%	0,94%	1,74%
2018	Finans	96,89%	99,63%	4,16%	4,24%	3,89%
2018	Forbruksvarer	116,98%	125,70%	4,34%	4,53%	3,74%
2018	Forsyning	NA	NA	NA	NA	NA
2018	Helsevern	NA	NA	NA	NA	NA
2018	Industri	98,27%	88,36%	2,04%	1,58%	2,57%
2018	IT	65,41%	61,49%	1,47%	1,35%	8,92%
2018	Kommunikasjon	164,87%	161,97%	5,45%	5,40%	3,94%
2018	Konsumvarer	57,21%	55,14%	1,99%	1,93%	2,74%
2018	Materialer	80,77%	96,90%	2,16%	2,51%	2,68%

8.4 Standardavvik for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for sektorer på Oslo Børs i 2018.

		Standardavvik			
År	Sektor	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
2018	Eiendom	110,75%	131,84%	1,90%	1,73%
2018	Energi	236,48%	331,14%	2,48%	2,98%
2018	Finans	64,77%	56,25%	3,54%	3,15%
2018	Forbruksvarer	43,25%	49,93%	2,13%	1,91%
2018	Forsyning	NA	NA	NA	NA
2018	Helsevern	NA	NA	NA	NA
2018	Industri	131,91%	133,62%	2,57%	2,81%
2018	IT	63,10%	67,92%	4,55%	4,58%
2018	Kommunikasjon	94,61%	100,32%	5,33%	5,48%
2018	Konsumvarer	109,04%	110,81%	2,55%	2,61%
2018	Materialer	1,09%	16,58%	0,90%	0,67%

8.5 Gjennomsnittlig verdi, t-verdi og p-verdi for RPR og MAPR for sektorer på Oslo Børs i 2017 og 2018.

2017 & 2018	RPR			MAPR		
Sektorer	Gjennomsnitt	T-verdi	P-verdi	Gjennomsnitt	T-verdi	P-verdi
Eiendom	84,39%	-0,72	0,48	100,71%	0,03	0,98
Energi	78,80%	-0,84	0,40	57,67%	-0,75	0,45
Finans	70,17%	-1,81	0,09	71,59%	-1,54	0,14
Forbruksvarer	116,93%	1,13	0,30	119,13%	1,89	0,10
Industri	115,16%	0,67	0,51	104,75%	0,13	0,90
IT	92,16%	-0,36	0,72	90,74%	-0,46	0,66
Kommunikasjon	160,53%	0,86	0,41	166,13%	1,14	0,28
Konsumvarer	71,87%	-1,77	0,09	72,49%	-1,41	0,17
Materialer	102,46%	0,12	0,91	108,21%	0,92	0,41

8.6 Gjennomsnittlig verdi, t-verdi og p-verdi for RPDR og MAPDR for sektorer på Oslo Børs i 2017 og 2018.

2017 & 2018	RPDR			MAPDR			Teoretisk verdi
Sektorer	Gjennomsnitt	T-verdi	P-verdi	Gjennomsnitt	T-verdi	P-verdi	Dividende yield
Eiendom	1,61%	-1,55	0,14	1,72%	-1,38	0,18	2,18%
Energi	1,39%	-1,06	0,29	1,29%	-1,09	0,28	1,94%
Finans	3,27%	-0,71	0,49	3,41%	-0,55	0,59	3,81%
Forbruksvarer	4,35%	1,21	0,26	4,42%	1,38	0,20	3,67%
Industri	1,99%	-1,26	0,21	1,71%	-1,74	0,09	2,64%
IT	2,36%	-4,78	0,00	2,32%	-4,90	0,00	6,53%
Kommunikasjon	4,09%	0,89	0,39	4,15%	0,96	0,35	3,09%
Konsumvarer	2,33%	-1,20	0,24	2,30%	-1,30	0,20	2,94%
Materialer	2,94%	-0,06	0,95	3,08%	0,50	0,64	2,96%

8.7 Standardavvik for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for sektorer på Oslo Børs i 2017 og 2018.

Sektorer	Standardavvik			
	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Eiendom	94,06%	107,99%	1,59%	1,45%
Energi	193,10%	244,67%	2,21%	2,59%
Finans	75,70%	80,49%	3,24%	3,17%
Forbruksvarer	42,48%	44,14%	2,39%	2,37%
Forsyning	27,07%	42,41%	0,65%	0,93%
Helsevern	79,37%	77,23%	3,27%	2,82%
Industri	168,93%	158,25%	2,18%	2,31%
IT	86,28%	88,63%	3,70%	3,74%
Kommunikasjon	253,10%	253,87%	4,76%	4,78%
Konsumvarer	82,65%	85,07%	2,15%	2,15%
Materialer	44,63%	38,71%	1,19%	1,06%

RPR, MAPR, RPDR og MAPDR etter at 5% høyeste og laveste observasjoner er fjernet

8.8 Statistikk for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR i 2017 og 2018 når 5% av de høyeste og laveste observasjonene er fjernet.

2017 og 2018	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Gjennomsnitt	88,48%	90,13%	2,20%	1,94%
Standardavvik	74,49%	74,82%	1,76%	1,56%
Observasjoner	206	206	206	206
H0	RPR=1	MAPR=1	RPDR=DY	MAPDR=DY
HA	RPR≠1	MAPR≠1	RPDR≠DY	MAPDR≠DY
T-verdi	-2,2189	-1,8926	-3,2569	-6,0616
P-verdi	0,0276	0,0598	0,0000	0,0000
1%: 2,576	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Signifikant	Signifikant
5%: 1,96	Signifikant	Ikke signifikant	Signifikant	Signifikant
10%: 1,645	Signifikant	Signifikant	Signifikant	Signifikant

8.9 Statistikk for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR i 2017 når 5% av de høyeste og laveste observasjonene er fjernet.

2017	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Gjennomsnitt	82,58%	82,99%	2,18%	2,16%
Standardavvik	62,59%	64,24%	1,66%	1,70%
Observasjoner	101	101	101	101
H0	RPR=1	MAPR=1	RPDR=DY	MAPDR=DY
HA	RPR≠1	MAPR≠1	RPDR≠DY	MAPDR≠DY
T-verdi	-2,7980	-2,6614	-2,7586	-2,7971
P-verdi	0,0062	0,0091	0,0069	0,0062
1%: 2,576	Signifikant	Signifikant	Signifikant	Signifikant
5%: 1,96	Signifikant	Signifikant	Signifikant	Signifikant
10%: 1,645	Signifikant	Signifikant	Signifikant	Signifikant

8.10 Statistikk for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR i 2018 når 5% av de høyeste og laveste observasjonene er fjernet.

2018	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Gjennomsnitt	93,06%	98,81%	2,21%	2,25%
Standardavvik	92,63%	87,38%	1,97%	1,91%
Observasjoner	107	107	107	107
H0	RPR=1	MAPR=1	RPDR=DY	MAPDR=DY
HA	RPR≠1	MAPR≠1	RPDR≠DY	MAPDR≠DY
T-verdi	-0,7748	-0,1409	-1,8762	-1,7230
P-verdi	0,4402	0,8945	0,9682	0,9717
1%: 2,576	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Ikke signifikant
5%: 1,96	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Ikke signifikant
10%: 1,645	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Ikke signifikant

RPR, MAPR, RPDR og MAPDR med alle observasjoner

8.11 Statistikk for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for 2017 og 2018

2017 og 2018	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Gjennomsnitt	94,40%	88,53%	2,23%	2,16%
Standardavvik	1,5133	1,6864	0,0267	0,0280
Observasjoner	228	228	228	228
H0	RPR=1	MAPR=1	RPDR=DY	MAPDR=DY
HA	RPR≠1	MAPR≠1	RPDR≠DY	MAPDR≠DY
T-verdi	-0,5590	-1,0273	-3,8255	-4,0115
P-verdi	0,5767	0,3095	0,0002	0,0001
1%: 2,576	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Signifikant	Signifikant
5%: 1,96	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Signifikant	Signifikant
10%: 1,645	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Signifikant	Signifikant

8.12 Statistikk for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for 2017

2017	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Gjennomsnitt	99,76%	93,85%	2,25%	2,28%
Standardavvik	1,5523	1,4448	0,0221	0,0226
Observasjoner	111	111	111	111
H0	RPR=1	MAPR=1	RPDR=DY	MAPDR=DY
HA	RPR≠1	MAPR≠1	RPDR≠DY	MAPDR≠DY
T-verdi	-0,0165	-0,4488	-2,2653	-2,0705
P-verdi	0,9869	0,6545	0,0255	0,0407
1%: 2,576	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Ikke signifikant
5%: 1,96	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Signifikant	Signifikant
10%: 1,645	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Signifikant	Signifikant

8.13 Statistikk for RPR, MAPR, RPDR og MAPDR for 2018

2018	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Gjennomsnitt	89,31%	85,52%	2,21%	2,17%
Standardavvik	1,5147	1,9336	0,0311	0,0324
Observasjoner	117	117	117	117
H0	RPR=1	MAPR=1	RPDR=DY	MAPDR=DY
HA	RPR≠1	MAPR≠1	RPDR≠DY	MAPDR≠DY
T-verdi	-0,7631	-0,8098	-3,0885	-3,0965
P-verdi	0,4470	0,4197	0,0025	0,0025
1%: 2,576	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Signifikant	Signifikant
5%: 1,96	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Signifikant	Signifikant
10%: 1,645	Ikke signifikant	Ikke signifikant	Signifikant	Signifikant

Deskriptiv statistikk for alle observasjoner

8.14 Deskriptiv statistikk for 2017

2017	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Mean	99,76%	93,85%	2,25%	2,28%
Standard Error	14,73%	13,71%	0,21%	0,21%
Median	85,00%	83,39%	2,01%	2,18%
Standard Deviation	155,23%	144,48%	2,21%	2,26%
Sample Variance	2,409697	2,087591	0,000490	0,000511
Kurtosis	12,39	13,09	1,33	1,42
Skewness	2,91	2,58	0,68	0,84
Range	11,50	11,75	0,13	0,12
Minimum	-258,8%	-260,5%	-2,6%	-1,7%
Maximum	891,4%	914,5%	10,3%	10,4%
Count	111	111	111	111
Largest	891,43%	914,52%	10,33%	10,37%
Smallest	-258,80%	-260,52%	-2,65%	-1,75%

8.15 Deskriptiv statistikk for 2018

2018	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Mean	89,35%	85,51%	2,23%	2,19%
Standard Error	13,57%	17,27%	0,28%	0,29%
Median	92,82%	99,02%	2,28%	2,24%
Standard Deviation	147,39%	187,55%	3,05%	3,18%
Sample Variance	2,172242	3,517659	0,000933	0,001009
Kurtosis	5,55	43,22	3,49	4,18
Skewness	-0,84	-5,21	-0,11	-0,53
Range	11,96	19,01	0,22	0,22
Minimum	-631,7%	-1497,0%	-9,9%	-9,8%
Maximum	564,7%	403,9%	12,5%	12,6%
Count	118	118	118	118
Largest(1)	564,68%	403,87%	12,53%	12,60%
Smallest(1)	-631,73%	-1497,02%	-9,86%	-9,81%

8.16 Deskriptiv statistikk for 2017 og 2018.

2017 og 2018	RPR	MAPR	RPDR	MAPDR
Mean	94,40%	88,53%	2,23%	2,16%
Standard Error	10,02%	11,17%	0,18%	0,19%
Median	89,85%	93,33%	2,08%	2,18%
Standard Deviation	151,33%	168,64%	2,67%	2,80%
Sample Variance	2,290038	2,843808	0,000715	0,000781
Kurtosis	9,21	37,06	3,56	4,07
Skewness	1,12	-2,89	0,11	-0,19
Range	15,23	24,12	0,22	0,22
Minimum	-631,7%	-1497,0%	-9,9%	-9,8%
Maximum	891,4%	914,5%	12,5%	12,6%
Count	228	228	228	228
Largest	891,43%	914,52%	12,53%	12,60%
Smallest	-631,73%	-1497,02%	-9,86%	-9,81%



Norges miljø- og biovitenskapelige universitet
Noregs miljø- og biovitenskapelige universitet
Norwegian University of Life Sciences

Postboks 5003
NO-1432 Ås
Norway