

En empirisk analyse af ex-dividend day effekten på det danske
marked i perioden 2008-2018.

af: Sine Flinck (58470)

Speciale

Cand.merc. i Finansiering og Regnskab

Copenhagen Business School

Vejleder: Clara Dyhrberg

15. juni 2020

Antal sider (anslag): 76 (158.107)

Abstract

This paper has examined the ex-dividend day effect on the Danish stock market in the period from 2008-2018. The paper aims to identify the level of price change on the day the stock goes ex-dividend as well as examine the cause of the ex-dividend day effect in a Danish setting. The paper is focused around the major and existing theories explaining the effect, to test how these apply to the Danish market. However, other aspects are included in the analysis based on prior findings in Danish and other smaller studies and the analysis also holds a new aspect of stock momentum and its impact on the price change on the ex-day. In the paper it is shown that the ex-dividend day effect is relevant on the Danish market, where the stock price on average only compensate for 78,22% of the dividend per share. Only limited evidence is found for two of the major theories to apply in a Danish setting, these being the tax-induced clientele effect and the theory of short-term traders impact on the ex-dividend day effect. In this study other factors are shown to impact the effect, among these are stock liquidity and abnormal return on the cum-day. Further a positive development in the price change is identified, which implies that the ex-dividend day effect is decreasing over time on the Danish market. Lastly, a relation between a nine-month stock momentum and the price change is identified, which adds a new potential explanation to ex-dividend day effect.

Indholdsfortegnelse

KAPITEL 1	1
1 INDLEDNING.....	1
1.1 PROBLEMFORMULERING	3
1.2 AFGRÆNSNING	3
1.3 DISPOSITION	4
KAPITEL 2	6
2 LITTERATURSTUDIE	6
2.1 EMPIRISKE ANALYSER AF OG FORKLARINGER PÅ EX-DIVIDEND DAY EFFEKTEN.....	7
2.1.1 Den skatteinducerede klienteleffekt.....	7
2.1.2 Short term traders – skatteinduceret handel.....	9
2.1.3 Market microstructure	9
2.2 EX-DIVIDEND DAY EFFEKTEN – DANSKE ANALYSER	10
2.3 MOMENTUM OG EX-DIVIDEND DAY EFFEKTEN	12
KAPITEL 3	14
3 DATA OG METODE.....	14
3.1 DEFINITION AF EX-DIVIDEND DAY EFFEKTEN.....	14
3.2 PROJEKTETS DATAGRUNDLAG	15
3.3 KORREKTION FOR DET NORMALE AFKAST	17
3.4 STATA.....	19
3.5 KORREKTION FOR EKSTREME OBSERVATIONER.....	19
3.6 ANDRE BEMÆRKELSERVÆRDIGE OBSERVATIONER	21
3.6.1 SPEAS & SCD:	21
4 UDBYTTEPOLITIK I DANMARK.....	24
4.1 MOTIVATION FOR UDBYTTEBETALINGER.....	24
4.2 FÆRRE OBSERVATIONER:	26
4.3 UDBYTTE I DANMARK	27
4.4 BESKATNING AF UDBYTTE OG KURSGEVINST – EJERANDELE AF DANSKE AKTIER.....	28
KAPITEL 5	31
5 EX-DIVIDEND DAY EFFEKTEN PÅ DET DANSKE MARKED I PERIODEN 2008-2018	31
5.1 SAMPLE MED OG UDEN OUTLIERS	31
5.2 EX-DIVIDEND DAY EFFEKTEN OVER PERIODEN FRA 2008-2018.....	32
5.3 KURSUDVIKLING OMKRING EX-UDBYTTE DAGEN	35
5.4 AFRUNDING.....	38
KAPITEL 6	39
6 VALG AF FORKLARENDE VARIABLER	39
6.1 DEN SKATTEINDUCEREDE KLIENTELEFFEKT	39
6.2 SHORT-TERM TRADERS.....	42
6.3 MARKET MICROSTRUCTURES	44
6.4 LIKVIDITET	44
6.5 SEKTORER	47
6.6 UDVIKLING OVER ANALYSENS ÅR.....	48
6.7 MOMENTUM.....	49
6.8 ABNORMAL RETURN	51

6.9	AFRUNDING.....	52
KAPITEL 7		54
7	MULTEPEL REGRESSIONSANALYSE.....	54
7.1	OLS-REGRESSIONSMODELLEN	54
7.2	OPSTILLING AF MODEL:	56
7.3	REGRESSION I	57
7.3.1	<i>Multikollinearitet:</i>	58
7.3.2	<i>Heteroskedasticity</i>	59
7.3.3	<i>Håndtering af heteroskedasticitet</i>	60
7.3.4	<i>Backwards selection</i>	61
7.4	INDDRAGELSEN AF ROC-VARIABLERNE - REGRESSION II	64
7.5	IKKE SIGNIFIKANTE VARIABLER	67
KAPITEL 8		69
8	DISKUSSION AF TO PRIMÆRE FORKLARINGER PÅ EX-DIVIDEND DAY EFFEKTEN	69
8.1	DIVIDEND YIELD.....	69
8.2	OVERNORMAL VOLUMEN	71
8.3	AFRUNDING.....	74
KAPITEL 9		75
9	KONKLUSION	75
LITTERATURLISTE		77
BØGER.....		77
ARTIKLER:.....		77
ÅRSRAPPORTER		79
INTERNET KILDER:		79
TIDLIGERE OPGAVER		80
APPENDIX I.....		81
T-TEST FULDE PERIODE OG ENKELTE ÅR		81
APPENDIX II		86
OMXCGI OVER PERIODEN INDEKSERET		86

OVERSIGT OVER FIGURER

FIGUR 1 – EX-DIVIDEND DAY EFFEKTEN – RESULTATER FRA TIDLIGERE EMPIRISKE ANALYSER	12
FIGUR 2 – ILLUSTRATION AF DATASÆTTES OBSERVATIONER MED OUTLIERS.....	19
FIGUR 3– DIVIDEND YIELD FOR FRASORTEREDE OBSERVATIONER OG ENDELIGT DATASET	20
FIGUR 4– BESKRIVENDE STATISTIK FOR DIVIDEND YIELD MED OG UDEN SPEAS OG SCD	23
FIGUR 5 – ANTAL UDBYTTEBETALENDE BANKER I PERIODEN 2001-2018.....	27
FIGUR 6 - EJER-FORDELING AF DANSKE AKTIER FEBRUAR 2020, KILDE DANMARKS NATIONALBANK 27. MARTS 2020	29
FIGUR 7 - EJERFORDELING AF DANSKE BØRSNOTEREDE AKTIER 2008-2018, KILDE DANMARKS NATIONALBANK 2017 & 2020.	30
FIGUR 8 – BESKRIVENDE STATISTIK FOR EX-DIVIDEND DAY EFFEKTEN, MED OG UDEN OUTLIERS, FØR OG EFTER JUSTERING FOR DET NORMALE AFKAST.....	31
FIGUR 9– EX-DIVIDEND DAY EFFEKTEN FRA 2008-2018	33
FIGUR 10 - $\Delta P * D$ I DANSKE ANALYSER 1988-2018	34
FIGUR 11– KURSUDVIKLING OMKRING EX-UDBYTTE DAGEN JUSTERET FOR NORMALT AFKAST OG INDEKSERET, $t_0 = \text{EX-DAGEN}$	36
FIGUR 12 – PUNKTDIAGRAM OVER $\Delta P * D$ I FORHOLD TIL DIVIDEND YIELD FOR HELE SAMPLE, C25 OG C20 AKTIERNE, KUN AKTIER MED DIVIDEND YIELD UNDER 0,10 INKLUDERET.	37
FIGUR 13 - KURSUDVIKLING OMKRING EX-DAGEN FOR DATASÆTTET OPDELT I FIRE DIVIDEND YIELD KVARTILER.....	38
FIGUR 14 – EX-DIVIDEND DAY EFFEKTEN FORDELT DIVIDEND YIELD FRAKTILER	40
FIGUR 15 – DIVIDEND YIELD, UDVIKLING OVER PERIODEN.....	42
FIGUR 16 – MEDIAN VOLUMEN OMKRING EX-DAGEN INDEKSERET, EX-DAGEN ER $t = 0$	43
FIGUR 17 - $\Delta P * D$, TURNOVER OG VOLUME FOR AKTIER I OG UDEN FOR C25-INDEKSET	46
FIGUR 18 - $\Delta P * D$ OG DIVIDEND YIELD FOR C25 – SPEAS OG SCD.....	47
FIGUR 19 – GENNEMSNITLIG $\Delta P * D$ OG DIVIDEND YIELD FORDELT PÅ SEKTORER	48
FIGUR 20 - $\Delta P * D$ FRA 2008-2018 MED SPEAS OG SCD EKSKLUDERET	49
FIGUR 21 - OMXCGI INDEKSET FRA 2008-2019 (INDEKSERET)	50
FIGUR 22 - CUMULATIVE AVERAGE ABNORMAL RETURN (CAAR)	52
FIGUR 23 – FORVENTNING TIL UDVALGTE VARIABLER.....	53
FIGUR 24 – REGRESSIONSANALYSE I	57
FIGUR 25 – KORRELATIONSMATRICE FOR VARIABLER INKLUDERET I REGRESSIONSANALYSE I.....	58
FIGUR 26 – VARIANCE INFLATION FACTOR (VIF) – REGRESSION I.....	59
FIGUR 27 – REGRESSION I, ROBUST	60
FIGUR 28 – REGRESSION I EFTER BACKWARDS SELECTION, ROBUST.....	62
FIGUR 29 – REGRESSION I UDEN SPEAS OG SCD EFTER BACKWARDS SELECTION, ROBUST	62
FIGUR 30 – KORRELATIONSMATRICE FOR VARIABLER I REGRESSIONSANALYSE II	65
FIGUR 31 – REGRESSION II EFTER BACKWARDS SELECTION, ROBUST	65
FIGUR 32 – $\Delta P * D$ FOR DIVIDEND YIELD FRAKTILER – REPLIKATION AF FIGUR 14 FRA KAPITEL 6, MEN MED SPEAS OG SCD EKSKLUDERET.....	70
FIGUR 33 – OVERNORMALT AFKAST I DAGENDE RUNDT OM EX-DIVIDEND DAGEN	72
FIGUR 34 – OVERNORMAL VOLUMEN 5 DAGE FØR OVER EFTER EX-DAGEN FORDELT PÅ 4 DIVIDEND YIELD FRAKTILER. * MARKERE EN GENNEMSNITLIG OVERNORMAL VOLUMEN SIGNIFIKANT STØRRE END EN, VED ET SIGNIFIKANSNIVEAU PÅ 5%.....	73

Kapitel 1

1 Indledning

I forbindelse med virksomheders udbyttebetalinger, er spørgsmålet vedrørende kursreaktionen på ex-udbyttedagen opstået. Generelt har det vist sig, at kursen falder mindre end udbyttet per aktie den dag udbyttet frafalder. På et perfekt kapitalmarked uden skat og transaktionsomkostninger, forventes kursændringen fra cum- til ex-dagen at svare til udbyttet per aktie, da det reflekterer reduktionen i virksomhedens egenkapital. Denne forventning bygger på Miller og Modigliani (1961), som viste, at en virksomheds udbyttepolitik er irrelevant for dens værdi, under forudsætning af, at udbyttepolitikken ikke påvirker investeringspolitikken. Ud fra dette formodes investorer at være indifferente mellem udbytte og kursgevinst, da udbetalingen bør være afspejlet i kursændringen.

Empiriske analyser, der beskæftiger sig med kursreaktionen i forbindelse med udbyttets frafald, har dog i overvejende grad vist, at den gennemsnitlige kursændring er mindre end udbyttet per akite. Derfor er kursreaktionen i forbindelse med udbyttebetalinger blevet et omdiskuteret emne i finansiel litteratur de seneste 50 år, og fænomenet er kendt som ex-dividend day effekten. Selvom der i litteraturen generelt er konsensus om, at kursen i gennemsnit falder mindre end udbyttet per aktie er der langt fra enighed om, hvad der medfører denne effekt. Elton & Gruber (1970) var blandt dem, der startede diskussionen vedrørende forklaringer på ex-dividend day effekten og de argumenterer for, at beskatning af udbytte og kursgevinst kan forklare effekten. Efterfølgende er der dog blevet udviklet adskillige andre teorier i forsøget på at forklare ex-dividend day effekten, hvoriblandt der er langt fra enighed.

På det danske marked er der også foretaget empiriske analyser af ex-dividend day effekten, hvoriblandt den seneste dækker en periode frem til 2009 (Christensen, 2010). Her er der blandt de seneste fundet en gennemsnitlig prisreaktion på ex-dagen, der er så lav, at den kan være svær at forklare med de mest anerkendte teorier om ex-dividend day effekten (Erichsen, 2004 & Christensen, 2009).

Formålet med dette speciale er både at redegøre for de mest udbredte forklaringer på ex-dividend day effekten, samt foretage en empirisk analyse af ex-dividend day effekten på det danske marked i perioden 2009-2018. Analysen beskæftiger sig derved med en periode, der ikke er inddraget i de tidligere danske analyser. Undersøgelsen er bygget op om den eksisterende litteratur, og de mest udbredte forklaringer på ex-dividend day effekten, vil derfor inddrages i den empiriske analyse, men der inddrages også et nyt perspektiv i form af aktiemomentum som forklarende faktor. Specialet identificerer derved ex-dividend day effekten på det danske marked i nyere tid, samt bidrager til eksisterende teori, ved at undersøge, hvad der kan forklare effekten i en dansk kontekst.

På baggrund af analysen, identificeres en gennemsnitlig kursreaktion på ex-dagen, der svarer til 72,88% af udbyttet per aktie. Dette er markant højere end kursreaktionen identificeret i de seneste danske analyser, og det fremgår, at der over tid har været en reduktion i ex-dividend day effekten, men årsagen til denne ændring kan ikke klart identificeres. Ud fra analysen kan eksisterende forklaringer på ex-dividend day effekten, kun understøttes i et begrænset omfang. Der identificeres en negativ sammenhæng mellem dividend yield og ex-dividend day effekten, som modstrider med de mest udbredte forklaringer, som er den skatteinducerede klienteleffekt og skatteinduceret handel. Hertil identificeres der dog i nogen grad overnormal handelsvolumen i dagene rundt om udbyttets frafald, som er en indikation på at kortsigtet skatteinduceret handel finder sted. Derudover identificeres det, at kursreaktion på ex-dagen svarer til en større andel af udbyttet per aktie, blandt aktier i C25-indekset, som må formodes at være de mest likvide på det danske marked. I forbindelse med inddragelsen af aktiemomentum og overnormalt afkast, ses en sammenhæng mellem aktiers momentum over 9 måneder og kursreaktionen, samt en sammenhæng mellem afkastet på cum-dagen og kursreaktion.

1.1 Problemformulering

Teoretisk set vil aktiekursen på et perfekt kapitalmarked falde med et beløb, der svarer til udbyttet per aktie på ex-dagen. Tidligere empiriske analyser har dog vist, at aktiekursen i gennemsnit flader mindre end udbyttet per aktie. Med udgangspunkt i danske virksomheder, der ved udgangen af 2019 var børsnoteret på Ndaq Copenhagen, vil jeg i dette speciale undersøge ex-dividend day effekten i perioden 2008-2019. Med specialet søger jeg derved at besvare følgende spørgsmål;

- *Hvad er den relative kursreaktion på det danske marked den dag udbyttet går fra og kan teoretiske forklaringer på ex-dividend day effekten forklare denne i en dansk sammenhæng?*

Derudover inddrages underspørgsmålet om, hvorvidt der er en sammenhæng mellem aktiemomentum og den relative kursreaktion på ex-dagen. Dette aspekt går ud over de eksisterende teoretiske forklaringer på ex-dividend day effekten.

1.2 Afgrænsning

Da formålet med analysen er at afdække ex-dividend day effekten på det danske marked i perioden 2008-2018, er dette en naturlig afgrænsning for specialets omfang. Analysen indeholder dog en betragtning af niveauet for ex-dividend day effekten på det danske marked forud for den specificerede periode. Denne betragtning baseres dog på tidligere empiriske analyser, hvis resultater ikke er efterprøvet. Analysen tager i høj grad udgangspunkt i eksisterende teori og forklaringer på ex-dividend day effekten, her er det litterære grundlag baseret på de større artikler på området, hvor specielt den skatteinduceret klienteffekt og skatteinduceret handel har været i fokus, men igen her tages de danske analyser i betragtning. Derudover, inddrages en ny betragtning af relationen mellem aktiemomentum og ex-dividend day effekten, hvor *price rate of change* anvendes som mål for momentum. Til at efterprøve de teoretiske forklaringer på ex-dividend day effekten, anvendes en multipelregressionsanalyse som primær, men tendenser i datasættet bruges også som understøttende evidens.

Analysen er begrænset til kun at beskæftige sig med ex-dividend day effekten, hvilket betyder at der kun tages højde for kontant udbytte og andre former for udlodning ikke betragtes. Derudover er det ikke analysens formål at afdække, hvad der ligger til grund for danske virksomheders udbyttepolitik eller redegøre for *the dividend puzzle*. Der inddrages dog en kort gennemgang af hvad, der er motivationen for at udlodde udbytte, da ex-dividend day effekten kun eksisterer på baggrund af at selskaber udbetaler udbytte.

Eftersom momentum inddrages i analysen som en potentiel forklarende faktor, redegøres der kort for momentumteori. Her skal det understreges, at det ikke er analysens formål at afklare, hvad der forårsager momentumeffekten, men blot at pege på, hvorfor det er fundet relevant at inddrage dette som et aspekt i analysen.

I forbindelse med at måle ex-dividend day effekten på det danske marked, skal prisændringen fra cum- til ex-dagen korrigeres for markedsafkastet, da der anvendes lukkekurser på begge dage. Hertil begrænser analysen sig til anvendelsen af *den simple metode* til at korrigere for markedsafkastet. Denne tilgang er udbredt i analyser af ex-dividend day effekten og testet tilstrækkelig af andre brugere. Der vil blive redegjort yderligere for dette i afsnit 3.3 Korrektion for det normale afkast.

1.3 Disposition

I Kapitel 2 gennemgås et uddrag af eksisterende litteratur, med formålet om at afklare den teoretiske forventede kursreaktion på ex-dagen, samt redegøre for de mest udbredte forklaringer på ex-dividend day effekten. Kapitlet indeholder også en kort gennemgang af, hvorfor aktiemomentum inddrages i analysen.

Kapitel 3 starter med en gennemgang af begrebet ex-dividend day effekten og hvordan det anvendes i denne analyse. Dette er efterfulgt af en redegørelse for analysens datagrundlag og hvordan den relative kursreaktion på ex-dagen måles. Formålet med dette kapitel er at beskrive den anvendte metode, det beskæftiger sig dog primært med den grundlæggende databehandling samt målet af ex-dividend day effekten. I denne analyse er de anvendte metoder beskrevet løbende for at tydeliggøre sammenhængen de anvendes i.

I kapitel 4 redegøres der kort for hvad der driver selskaber til at udbetale udbytte, samt beskrives tendenserne for udbyttepolitik i Danmark over den observerede periode. Derudover indeholder kapitlet en forsimplet gennemgang af dansk beskatning af udbytte og kursgevinst og en redegørelse for ejerandele blandt danske aktier. Dette afsnit er med til at danne grundlag for den kontekst analysen er foretaget i.

Kapitel 5 er en beskrivende analyse af ex-dividend day effekten på danske marked i perioden 2008-2018. Her sammenlignes der løbende med de tendenser identificeret i tidligere danske analyser, både for at kunne udpege lignende tendenser eller mulige ændringer i kursreaktionen omkring udbyttets frafald.

Kapitel 6 gennemgår de variabler der bliver inkluderet i regressionsanalysen. Der er lagt en del vægt i dette afsnit, for at tydeliggøre overvejelserne bag de valgte variabler. Dette afsnit tager udgangspunkt i de eksisterende teorier, vedrørende ex-dividend day effekten samt tendenserne i datasættet.

I Kapitel 7 opstilles regressionsanalysen og resultaterne præsenteres og diskuteres. Specielt med udgangspunkt i modstridende resultater for dividend yield, genbesøges teorierne vedrørende den skatteinducerede klienteffekt og skatteinduceret handel i Kapitel 8. I Kapitel 8 er der fokus på handelsaktiviteten omkring ex-dagen, med udgangspunkt over *overnormal handelsvolumen*.

Analysen afsluttes med en konklusion i Kapitel 9, her redegøres der for de slutninger der er draget ud fra analysens resultater, samt i hvilket omfang specialet besvarer problemformuleringen.

Kapitel 2

2 Litteraturstudie

Før adresseringen af litteratur vedrørende ex-dividend day effekten, fremgår det relevant at berøre teorien, der går forud for spørgsmålet om kursreaktionen på ex-udbytte dagen. Her spiller Miller & Modigliani (1961) en stor rolle, da de viser, at på et perfekt marked bør en virksomheds udbyttepolitik ikke påvirke aktionærenes værdiansættelse heraf. Dette bygger på argumentet om, at virksomhedens værdi afhænger af dens investeringspolitik og fremtidige vækstmuligheder. Udbetaler en virksomhed ikke udbytte kan aktionærerne selv genere cash-inflow, ved at sælge aktier fra deres beholdning. Black & Scholes (1974) understreger, at det er en forudsætning, at virksomhedens udbyttepolitik ikke påvirker investeringspolitikken for, at virksomhedens værdi er uafhængig af denne. På baggrund af Miller & Modiglianis (1961) teori, kendt som *Miller-Modigliani dividend irrelevance theorem*, bør kursen på ex-udbytte dagen falde med det, der svarer til udbyttet per aktie, da dette afspejler reduktionen i egenkapital. Det betyder, at på et perfekt marked uden gnidninger forventes prisændringen fra cum- til ex-udbytte dagen, $P_{Cum} - P_{Ex}$ at være lig udbyttet per aktie, D i forbindelse med udbyttets frafald, så:

$$\frac{P_{Cum} - P_{Ex}}{D} = \frac{\Delta P}{D} = 1 \quad (1)$$

I praksis, har dette dog vist sig ikke at være tilfældet og et overtal af empiriske analyser har vist, at aktiekursen i gennemsnit falder mindre end udbyttet per aktie. Det relativt lave kursfald på ex-dagen blev allerede dokumenteret af Campbell & Bernek (1955) & Durand & May (1960). Dette fænomen er blevet kendt som *the ex-dividend day effect* og har ført til en lang række analyser, der forsøger at forklare årsagen til, at $\frac{\Delta P}{D} < 1$ og identificere de variabler, der påvirker kursændringen i forbindelse med udbyttets frafald. I litteraturen er der i hovedtræk enighed om ex-dividend day effektens tilstedeværelse, hvorimod, forklaringerne herpå er mange.

2.1 Empiriske analyser af og forklaringer på Ex-dividend day effekten

Som nævnt, er der gennem tiden lavet en del analyser af ex-dividend day effekten, hvoraf langt de fleste finder et gennemsnitligt kursfald på ex-dagen, der er lavere end udbyttet per aktie. I dette afsnit redegøres for eksisterende analyser af ex-dividend day effekten samt forklaringer herpå. Hvor der i litteraturen er overvejende enighed om ex-dividend day effektens tilstedeværelse, er der langt fra konsensus om, hvad der er årsag til effekten. Da forklaringerne er utallige, vil følgende afsnit kun inddrage de mest gennemgående, hvilket inkluderer den *skatteinducerede klienteleffekt*, *short-term traders* og *market microstructures*.

2.1.1 Den skatteinducerede klienteleffekt

Det relativt lave kursfald i forbindelse med udbyttebetalinger er blevet et omdiskuteret emne i litteraturen. Elton & Gruber (1970) var dem der for alvor satte gang i diskussionen vedrørende ex-dividend day effekten og forklaringen herpå. I en analyse af ex-dividend day effekten på New York Stock Exchange i en ét årig periode fra 1966-1967, identificerer de et kursfald i forbindelse med udbyttebetaling, der svarer til 78,68 % af udbyttet per aktie. Elton & Gruber (1970) forklarer ex-dividend day effekten ud fra investorers marginale skattesats, og opstiller en model, der illustrerer, hvordan kursændringen i forbindelse med udbyttebetalingen, er afhængig af beskatningen af udbytte og kursgevinst. For at der er ligevægt i markedet, skal prisændringen på ex-udbytte dagen være sådan, at den efterlader både køber og sælger indifferente med om de handler før eller efter aktien går ex-udbytte, dvs.:

$$P_{Cum} - t_c(P_{Cum} - P_C) = P_{Ex} - t_c(P_{Ex} - P_C) + D(1 - t_o) \quad (2)$$

Hvilket kan omskrives som:

$$\frac{P_{Cum} - P_{Ex}}{D} = \frac{1 - t_o}{1 - t_c} \quad (3)$$

Hvor:

P_{Ex} : Prisen på ex-udbytte dagen

P_{Cum} : Prisen på cum-dagen

P_C : Anskaffelsesprisen for aktien

t_o : Beskatning af udbytte

t_c : Beskatning af kursgevinst

D : Udbytte per aktie

Elton & Grubers (1970) analyse bygger videre på klienteleffekten af Miller & Modigliani (1961). Miller & Modigliani (1961) beskriver, hvordan markedsimperfektioner kan medføre, at aktionærer har præferencer mellem udbytte og kursgevinst, så en virksomheds udbyttepolitik påvirker hvem der holder aktien. Forskel i aktionærers beskatning af udbytte og kursgevinst, påvirker derved, hvilke aktier der er attraktive for dem at holde. Er en aktionær højere beskattet af udbytte vil kursgevinst være at foretrække, og ifølge klienteleffekten, vil aktionæren derfor vælge aktier med et relativt lavt payout ratio. Elton & Gruber (1970) identificerer en korrelation mellem ex-dividend day effekten og dividend yield. De tolker dette som at understøtte klienteleffekten, da det gennemsnitlige kursfald for aktier med en lav dividend yield er mindre, end for aktier med en høj dividend yield. Elton & Gruber (1970) mener samtidig, at man kan estimere investorers marginale skattesats ud fra den relative kursændring på ex-dagen.

Elton & Grubers (1970) tolkning af deres empiriske resultat har senere modtaget en vis kritik. Heriblandt fra Brooks & Edwards (1980), som blandt andet påpeger, at Elton & Gruber (1970) overser aktionærer, der ikke har skattemæssige præferencer og arbitragører, som handler i forbindelse med udbytteudbetalinger. Tilstedeværelsen af arbitragører, vil ifølge Brooks & Edwards også føre til en positiv korrelationen mellem dividend yield og $\frac{\Delta P}{D}$, da transaktionsomkostninger, forbundet med handel omkring udbyttets frafald, vil udgøre en større del af udbyttet jo mindre dividend yield er. Dette medfører at Brooks & Edwards (1980) ikke finder, at man kan estimere investorers marginale skattesats ud fra kursændringen i forbindelse med udbyttebetalingen. Kalay (1982) identificerer som Elton & Gruber (1970) en positiv korrelation mellem dividend yield og ex-dividend day effekten, hvilket betragtes som i nogen grad at bakke klienteleffekten op. Men som Brooks & Edwards (1980), mener han ikke, at den marginale skattesats kan estimeres ud fra effekten, da kursreaktionen er påvirket af en kombination af kort og langsigtet handel og derved både skatteforhold og transaktionsomkostninger.

2.1.2 Short term traders – skatteinduceret handel

Som beskrevet, blev Elton & Gruber (1970) kritiseret for ikke at tage højde for short term traders i deres analyse af ex-dividend day effekten. Flere har efterfølgende forklaret ex-dividend day effekten ud fra investorers incitament til at handle omkring ex-dagen. Kalay (1982) udvider Elton og Grubers analyse og viser, at short term traders påvirker den forventede værdi af $\frac{\Delta P}{D}$, her specifikt deres skatteforhold og handelsomkostninger. Denne udvidelse af modellen viser, at en kombination af investorers individuelle skatteregler og transaktionsomkostninger, kan forklare, at forholdet mellem kursændring og udbytte per aktie er mindre end én. En short term trader kan udnytte og fjerne forskellen mellem udbyttet per aktie og kursændringen, ved at købe umiddelbart før udbyttets frafald og sælge umiddelbart efter, for så at betale skat af udbyttet, men være fradragsberettiget af kurstabet. Hertil skal der dog tages højde for transaktionsomkostninger. I en verden uden transaktionsomkostninger vil en sådan arbitrage medføre, at kursændringen svarer til udbyttet per aktie, men med transaktionsomkostninger vil dette ikke være tilfældet (Kalay, 1982). Erichsen (2004) pointerer hertil, at der også skal være en skattemæssig asymmetri, for at transaktionsomkostninger kan forklare forskellen i kursfald og udbyttet per aktie.

Hvor mange analyser vedrørende ex-dividend day effekten og short-term traders fokuserer på handelsomkostninger, undersøger Lakonishok & Vermaelen (1984) handelsvolumen omkring ex-udbytte dagen, i en analyse af selskaber listet på NYSE og AMEX i perioden 1970-1981. I analysen identificerer de øget handel omkring ex-udbytte dagen, samt at der er en positiv korrelation mellem dividend yield og handelsaktivitet. De finder at dette understøtter teorien om, at short-term traders påvirker kursreaktionen på ex-dagen.

2.1.3 Market microstructure

Blandt de udbredte forklaringer på ex-dividend day effekten, er market microstructure aspektet, som både Bali & Hite (1998) og Frank & Jagannathan (1998) argumenterer for. Bali & Hite (1998) forklarer, at $\frac{\Delta P}{D}$ afviger fra én, da der er *discreteness* i aktiekurser, i modsætning til udbytte der kan tage en vilkårlig værdi. Den *discreteness* de beskriver, skyldes at aktiekurser er begrænset af en *tick-multipel*, som er en minimumsændring i prisen. Dette betyder, at hvis udbyttet per aktie ligger mellem to *tick-værdier*, vil markedet korrigere ex-udbytte prisen til den nærmeste *tick*, og $\frac{\Delta P}{D}$ vil derfor ikke være lig én. De argumenterer

yderligere, at denne *discreteness* i aktiekurser får stor betydning for resultatet af $\frac{\Delta P}{D}$, da udbyttebetalinger generelt er meget små. Hertil er det vigtigt at bemærke, at deres analyse er foretaget på det amerikanske aktiemarked, hvor der overordnet udbetales udbytte hyppigere end i Danmark, nemlig fire gange årligt fremfor én gang, hvilket kan have betydning for udbyttestørrelsen. Derudover, er *tick-size* over tiden blevet mindre, blandt andet i forbindelse med harmoniseringen af europæiske tick-sizes i 2010, som medførte flere decimaler for OMXC20 og aktier handlet ved en lav kurs (OMX Nasdaq Nordic).

Frank & Jagannathan (1998) har en anden forklaring på *market microstructure effekten*. De eksaminerer data fra Hong Kong, hvor hverken kursgevinst eller udbytte beskattes, men finder stadig, at det gennemsnitlige kursfald er mindre end udbyttet. De kan derfor ikke understøtte den skatteinducerede klienteleffekt, og peger i stedet på, at det bid/ask spread, der er årsagen til, at aktiekursen falder mindre end udbyttebetalingen. Argumentet for dette, bygger på at reinvestering er besværligt for individuelle investorer, men ikke for *market makers*. Derfor, vil *market makers* typisk købe aktien før ex-dagen og sælge efter, hvilket medfører, at der forekommer flest transaktioner til bid-prisen før ex-dagen og flest til ask-prisen efter ex-dagen. Dette påvirker $\frac{\Delta P}{D}$ i en nedadgående retning. Andre analyser foretaget i skatteneutrale markeder, har også dokumenteret ex-dividend day effekten, hvilket som Frank & Jagannathan (1998), peger på, at den skatteinducerede klientel effekt ikke alene kan forklare effekten (Woolridge, 1983, Eades et. al., 1984, Grinblatt et. al 1994).

2.2 Ex-dividend day effekten – Danske analyser

Gennem tiden er der også lavet empiriske analyser af ex-dividend day effekten på det danske marked, blandt dem er Ankerstjerne & Møller (1985), Erichsen (2004) og Christensen (2010). Til sammen dækker analyserne 1984 og 1990-2009, men har ikke konsensus om ex-dividend day effektens tilstedeværelse på det danske marked.

Møller & Ankerstjerne (1985) som tester for effekten i 1984, er blandt de få, der ikke mener, at kursen falder mindre end forventet på ex-dagen. De finder, at kursen i gennemsnit falder med 90% af udbyttet, og at der derfor kun er tale om en svag tendens. De anerkender dog, at spredningen i den relative kursreaktion er stor. Møller & Ankerstjerne (1985) er blandt dem, der er skeptiske overfor Elton & Grubers (1970) *klienteleffekt*-fortolkning og mener ikke, at de

ikke tager hensyn til arbitrage. De argumenterer for, at en arbitragetør kan udnytte skatteasymmetri ved at handle omkring ex-dagen og at transaktionsomkostningerne er årsag til korrelationen mellem dividend yield og ex-dividend day effekten, da arbitrageomkostningerne vil udgøre en større del af dividenden, jo mindre dividend yield er¹.

I modsætning til Møller & Ankerstjerne (1985), viser Erichsen (2004), at ex-dividend day effekten er tilstede på det danske marked. I en analyse af perioden fra 1990-2002 finder Erichsen (2004), at aktiekursen i gennemsnit falder med 38.21% af udbyttet. En effekt der er så stor, at hun ikke finder de eksisterende teorier tilstrækkelige til at forklare den. Samtidig, vises det i analysen, at der er en arbitrage mulighed, som kan udnyttes ved at handle 25 dage før udbyttets frafald, og sælge umiddelbart efter. Denne arbitrage skyldes, at der i perioden op til udbyttebetalingen, er et over normalt afkast. Som i mange andre analyser identificerer Erichsen (2004) en stor spredning i kursreaktion og peger på det som mulig årsag til, at spekulanter ikke har udnyttet arbitragen. Interessant for analysen er det, at for de mere likvide aktier, i det daværende KFX-indeks, ses det overnormale afkast i perioden op til udbetalingen ikke og den gennemsnitlige relative kursreaktion er markant højere på 58.19% for disse. I tråd med Erichsen (2004) vises i den seneste af de tre danske analyser et gennemsnitligt kursfald på 41.37% af udbyttet i perioden 1988-2009 (Christensen, 2010). Christensen (2010) finder også at likviditet er relevant i forhold til ex-dividend day effekten.

De seneste danske analyser viser tydeligt at ex-dividend day effekten har været til stede på det danske marked i en lang årrække (Erichsen, 2004, Christensen, 2010). Analyserne formår dog ikke at sætte en finger på, hvad der forårsager effekten og hvorfor den potentielle arbitrage der opstår, ikke bliver udnyttet. Det er derfor stadig meget aktuelt at beskæftige sig med dette emne på det danske marked.

Som det fremgår af ovenstående, er de foreslåede forklaringer på ex-dividend day effekten mange, og selv om der i overvejende grad er enighed om at kursændringen på ex-dagen generelt er lavere end udbyttet per aktie, er der ikke konsensus i årsagen hertil. Selv i de få

¹ Møller & Ankerstjerne (1985) beskriver arbitrageomkostningerne som proportionale med $\frac{P_{Ex} + P_{Cum}}{2}$, da arbitragen kræver køb før og salg efter udbyttebetalingen. Så prisændringen fra cum- til ex-dagen med arbitrage bliver $(D - a(P_{Cum} - P_{Ex}))$, hvor a er de relative transaktionsomkostninger.

analyser, der kun dokumenterer $\frac{\Delta P}{D}$ tæt på én, og som derfor ikke anerkender ex-dividend day effekten, observeres der en stor spredning i $\frac{\Delta P}{D}$.

Dokumenteret effekt i tidligere analyser			
Forfatter	Periode for empiri	Marked	$\Delta P^*/D$
Elton & Gruber (1970)	1966-1967	USA	0,7868
Kalay (1982)	1966-1967	USA	0,8810
Møller & Ankerstjerne (1985)	1984	Danmark	0,9000
Franj & Jagannathan	1980-1993	Hong Kong	0,4324
Erichsen (2004)	1990-2002	Danmark	0,3821
Christensen (2010)	1988-2009	Danmark	0,4137

* Justerede for markedsbewægelser - forskellige metoder anvendt.

Figur 1 – Ex-dividend day effekten – resultater fra tidligere empiriske analyser

2.3 Momentum og ex-dividend day effekten

Der eksisterer ikke større analyser som betragter relation mellem momentum i aktier og ex-dividend day effekten. I dette afsnit vil der kort redegøres for, hvad momentum effekt er og hvorfor det er relevant at inddrage i denne analyse af ex-dividend day effekten på det danske marked. Afsnittet vil derfor kun indeholde et begrænset uddrag af litteratur inden for momentum teori.

Momentum og Reversal:

Momentum som er hastigheden i prisændringen på en aktie, er et meget berørt emne inden for finansiell litteratur. Momentumeffekt beskrives som tendensen til, at en aktie, der inden for en kort periode, har performet godt (dårligt) vil forsætte med at over-performe (under-performe). Reversal derimod, er en vending i aktiekursen, hvor aktier der over en lang periode har performet godt (dårligt) efterfølgende vil under-performe (over-performe), så tendensen for aktiens prisudvikling skifter retning.

Jagadeesh & Titman (1993) er blandt de første, der dokumenterer momentumeffekten, og finder, at aktier der nyligt har performet godt fortsætter med at over-performe over de næste 3-12 måneder, relativt til lavt performende aktier i samme periode. Og ud fra momentumeffekten kan der opnås et positivt afkast ved samtidig at 'købe *winners* og sælge *losers*'. Samtidig dokumenterer Jagadeesh & Titman (1993), at en del af det overnormale

afkast, der genereres inden for det første år ved denne strategi, forsvinder i de efterfølgende to år, hvilket er med til, at momentum effekten skal betragtes som kortsigtet. Dette er konsistent med De Bondt & Thaler (1984), som forud for Jagadeesh & Titman (1993) finder at på en 3-årig tidshorisont vil tidligere *losers* præstere bedre end tidligere *winners*.

Momentumeffekt er i lang tid blevet anset som at falde under adfærdsøkonomi, da effekten opstår når investorer ikke handler rationelt. Barberis et al. (1998) er blandt dem, der klassificerer momentum som en kognitiv bias, og antager at effekten opstår, da investorer underreagerer på nyheder, hvorfor prisen ved positive nyheder, vil stige i en periode efterfølgende, da den umiddelbare prisreaktion var for lille. I nyere tid, er der dog analyser der forklarer momentum ud fra rationel opførsel.

Det er i forbindelse med inddragelsen af momentum effekt vigtigt at understrege, at udbetalingen af udbytte, ikke betragtes som en nyhed, da annonceringen af udbytte ofte sker længe forinden udbetalingen. Der findes flere analyser på det danske marked, som beskæftiger sig med udbytteannonceringseffekten, hvori der blandt andet bliver identificeret en overnormal kursreaktion i forbindelse med uforventet udbytteforøgelse (Raaballe & Laustrop, 2006, Raaballe & Bechmann, 2004). I denne analyse, er det dog ikke formålet at analysere, hvordan markedet reagerer på en nyhed, eller tage stilling til hvad der forårsager aktie-momentum, men derimod undersøge, om der er en korrelation mellem momentum i aktierne og $\frac{\Delta P}{D}$. Ud fra Barberis et al. (1998) tese om, at markedet underreagerer på nyheder, kan det forventes at aktier med højere positivt momentum vil justere mindre for udbyttet, så der er en negativ korrelation mellem momentum og $\frac{\Delta P}{D}$, da prisen samtidig justerer for den forudgående under-reaktion. I afsnittet, Mome, redegøres der for, hvordan momentum måles og inddrages i den statistiske analyse.

Kapitel 3

3 Data og Metode

3.1 Definition af ex-dividend day effekten

Da analysen er bygget op om ex-dividend day effekten, er det vigtigt at skabe klarhed om, hvad begrebet dækker over. Dette afsnit indeholder derfor en gennemgang af ex-dividend day-effekten både fra et teoretisk perspektiv, men også i form af et fiktivt eksempel og et eksempel fra projektets dataset. Hertil skal det understreges, at forklaringen til ex-dividend day effekten er baseret på antagelsen om et perfekt kapitalmarked.

Som beskrevet bygger forventningerne til den relative kursreaktion på ex-udbytte dagen på *Miller-Modigliani dividend irrelevance theorem*, hvor udbyttepolitik ikke bør have betydning for en virksomheds værdi. For at dette kan være opfyldt skal kursændringen fra cum- til ex-dagen falde med det der svarer til udbyttet per aktie, da det reflekterer reduktionen i virksomhedens egenkapital. Det betyder, at på et perfekt kapitalmarked kan kursen på ex-dagen skrives som;

$$P_{Ex} = P_{Cum} - D \quad (4)$$

Hvor P_{Ex} er aktiekursen på ex-dagen, P_{Cum} er aktiekursen på cum-dagen og D er udbyttet per aktie. Handles en aktie til 100 kr. forud for udbyttebetalingen og der udloddes 2 kr. i udbytte per aktie, vil kursen falde til 98 kr. på ex-dagen, hvilket er ex-udbytte kursen. Dette resulterer i en relativ kursændring fra cum- til ex-dagen, der er lig én;

$$\frac{\Delta P}{D} = \frac{100 - 98}{2} = 1$$

Den relative kursændring kan i praksis afvige fra en i både en negativ og positiv retning, afhængig af ex-udbytteprisen. I det ovenstående eksempel, vil den relative kursændring være større (mindre) end en, når $P_{Ex} > 98$ ($P_{Ex} < 98$). Ex-dividend day effekten beskriver, når den relative kursændring er mindre end en. Begrebet er, som beskrevet, opstået da en række

empiriske analyser har vist, at aktiekursen på ex-dagen i gennemsnit falder mindre end udbyttet per aktie.

For at give et praktisk eksempel på ex-dividend day effekten, inkluderes en observation fra analysens dataset. På den årlige generalforsamling i 2016, godkendte Coloplasts aktionærer et udbytte per aktie på 9 kr. Køber en aktionær aktien senest på cum-dagen, d. 5. december 2016 har vedkommende ret til udbyttet, handles der derimod på ex-dagen d. 6 december, frafalder købers ret til udbyttet. Kursen på cum-dagen var i 2016 på 448,30 kr. og med et udbytte på 9 kr. forventes der en ex-udbyttepris på 439,30 kr. Dette var dog ikke tilfældet, kursen faldt derimod til 442,20 kr., så kursændringen fra cum- til ex-dagen svarede til 67,78% af udbyttet.

$$\frac{\Delta P}{D} = \frac{448,30 - 442}{9} = 0,6778$$

En relativ kursreaktion på under en, fortæller os at kursen falder mindre end udbyttet per aktie, hvorimod en relativ kursreaktion på over en, er i tilfældet, hvor kursen falder mere end udbyttet per aktie. I eksemplet med Coloplast er der, alene set ud fra teorien om udbyttets irrelevans, en potentiel arbitrage mulighed ved at handle i forbindelse med udbyttets frafald. Det skal hertil understreges, at der i det givne eksempel ikke er taget højde for markedsbevægelser. Når formålet er at undersøge kursændringen forårsaget af en udbyttebetaling, er det nødvendigt at korrigere aktiekursen for de almindelige bevægelser i markedet. Metoden anvendt til dette, vil blive beskrevet i afsnittet; Korrektion for det normale afkast, vil den relative prisændring svare til 78,48% af udbyttet, når der justeres for det normale afkast. Efter justeringen er ex-dividend day effekten mindre udtalt, da $\frac{\Delta P}{D}$ er tættere på én. Senere i analysen vil det blive tydeligt, at der er en stor spredning i den relative kursændring fra cum- til ex-dagen. Når man taler om ex-dividend effekten, ser man derfor ikke på enestående eksempler, som der er brugt her til at forklare effekten, men derimod på de generelle tendenser på tværs af en række observationer, i form af eksempelvis et gennemsnit.

3.2 Projektets datagrundlag

For at kunne analysere ex-dividend day effekten på det danske aktiemarked, har det været nødvendigt at indsamle en betydelig mængde data i form af kurs- og udbytte information. Til at indsamle denne information er Datastream anvendt. Datastream er en finansiell database,

der giver adgang til historisk finansiel og økonomisk information (CBS, 2020). De primære informationer indsamlet og anvendt fra Datastream er lukkekurs for de enkelte aktier, udbytte per aktie samt dato for ex-udbyttedagen. Både lukkekurs og udbytte per aktie tager højde for aktiesplit.

Udbytte- og kursinformation er indhentet for danske børsnoterede virksomheder i perioden 2008-2018. For at virksomhederne inddrages i analysen, skal de have udbetalt udbytte i den 10-årige periode fra 2009-2018. For at de enkelte observationer inddrages i analysen, skal der have været handel på både cum- og ex-udbytte dagen. Kravet om handel på ex- og cum-dagen grunder i, at kursreaktionen på udbyttets frafald ikke kan observeres uden, da det netop er handel, der får effekten frem. I tilfælde, hvor en virksomhed har mere end én aktieklasser noteret på børsen, er det kun B-aktier, der tages højde for i analysen, da disse antages at være mest likvide. Analysen er baseret på virksomheder, der januar 2020 var børsnoteret på Nasdaq Copenhagen på enten Main Market eller First North GM. Det resulterer i, at virksomheder børsnoteret over perioden, men afnoteret før januar 2020, ikke er inkluderet i analysen. Blandt virksomheder afnoteret før januar 2020 er blandt andet Dansk Industri Invest (tidligere Dantherm) og BoConcept. Dansk Industri Invest, som blev afnoteret september 2016, har ikke udbetalt udbytte i perioden og det påvirker derfor ikke analysen, at selskabet ikke inddrages (Dantherm Årsrapport 2007, 2011 & 2015). BoConcept, som blev afnoteret august 2016, har ikke udbetalt udbytte siden 2012, og det er derfor kun enkelte observationer, der går tabt ved ikke at inddrage selskabet i analysen (BoConcept Årsrapport 2014/15). I tilfælde af fusioner, er det kun den per januar 2020 eksisterende virksomhed, der er inkluderet i analysen. Det betyder at Monberg & Thorsen A/S og Højgaard Holding A/S, som fusionerede til MT Højgaard Holding A/S april 2019, betragtes som ét selskab i analysen. Det er hertil relevant at nævne, at Højgaard Holding A/S ikke udbetalte udbytte i perioden.

Det samlede dataset består af 626 observationer, hvilket inkluderer både ordinære og ekstraordinære udbyttebetalinger. Dette udgør samtlige udbyttebetalinger blandt danske børsnoterede selskaber i perioden 2009-2018, med undtagelse af de ovenfor nævnte, og det er derfor ikke muligt at opnå bedre statistisk sikkerhed, ved at inddrage flere observationer.

3.3 Korrektion for det normale afkast

Til at beregne den relative kursreaktion i forbindelse med udbytteudbetalingen, benyttes lukkekursen på både cum- og ex-dagen. Når lukkekursen på ex-dagen anvendes, vil resultatet være påvirket af markedsbevægelser på dagen, det *normale afkast*. For at identificere kursændringen forårsaget af udbyttets frafald, det *overnormale afkast*, skal kursen på ex-dagen korrigeres for det normale afkast. Kalay (1982) beskriver korrektionen som nødvendig for at finde den 'første' ex-udbytte pris, og det er nedenfor illustreret, hvordan den relative kursændring er bias med det forventede afkast, hvis ikke kursen på ex-dagen korrigeres:

$$\frac{P_{Cum} - P_{Ex}}{D} = \frac{P_{Cum} - P_X - \bar{r}P_{Ex}}{D} \quad (5)$$

Hvor:

P_{Cum} er lukkekursen på cum-dagen

P_{Ex} er lukkekursen på ex-dagen

P_X er den første ex-udbytte pris

$\bar{r}$ er det normale afkast

D er udbyttet per aktie

$\frac{\bar{r}P_{Ex}}{D}$ repræsenterer den bias, der opstår, hvis lukkekursen på ex-dagen anvendes uden, at der korrigeres for det normale afkast (Kalay, 1982). I de eksisterende analyser af ex-dividend day effekten er der konsistens i anvendelsen af lukkekursen på begge dage. Dette skyldes blandt andet, at åbningskursen på ex-dagen ikke forventes at afspejle en markedsligevægtspris, og derfor ikke repræsenterer den første ex-udbytte pris (Elton & Gruber, 1970). Derimod er der i litteraturen ikke konsistens i metoden anvendt til at korrigere for det normale afkast. Det er derfor her relevant kort at redegøre for overvejelserne i forbindelse med metoden anvendt i denne analyse.

I analysen anvendes den simple metode, hvor det antages, at et markedsindeks afspejler det normale afkast. Her er det valgte indeks OMX Copenhagen GI (OMXCGI), som er et totalindeks, der inkluderer alle aktier noteret på Nasdaq Copenhagen og er korrigeret for udbyttebetalinger (Nasdaq OMX Nordic). Det normale afkast, $\bar{r}$ estimeres som afkastet på ex-dagen for OMXGI, R_{OMXCGI} . Lukkekursen på ex-udbytte dagen, P_{ex} diskonteres med det

estimerede normale afkast, R_{OMXCGI} , for at estimere den første ex-udbytte pris, altså prisen uden påvirkning af det normale afkast på ex-dagen, P^* :

$$P^* = \frac{P_{Ex}}{1 + R_{OMXCGI}} \quad (6)$$

Således at den relative kursændring beregnes som:

$$\frac{\Delta P^*}{D} = \frac{P_{cum} - \left(\frac{P_{Ex}}{1 + R_{OMXCGI}} \right)}{D} \quad (7)$$

Denne fremgangsmåde er i høj grad inspireret af Christensen (2010), Michaely (1991) og den anvendt i mit business projekt 2019 (Flinck & Sørensen, 2019). En af fordelene ved at bruge en metode, der stemmer overens med den anvendt af Christensen (2010) i hans analyse af ex-dividend day effekten på det danske marked i perioden 1987-2009 er, at det giver et godt sammenligningsgrundlag.

Variationer i den simple metode, er i høj grad anvendt i analyser af ex-dividend day effekten, bl.a. af Elton & Gruber (1970), der ofte betragtes som dem, der satte gang i diskussionen vedrørende kursreaktionen i forbindelse med udbyttebetalinger. Der findes andre metoder til at justere for det normale afkast, heriblandt markedsmodellen, hvor det forventede daglige afkast estimeres for de enkelte virksomheder. Kalay (1982), finder den simple metode tilstrækkelig til at måle den gennemsnitlige markedsreaktion på ex-dagen, men at den kan give et misvisende resultat i en korrelationsanalyse, hvis der er en korrelation mellem det forventede daglige afkast (det normale afkast) og dividend yield. I forbindelse med eventstudier, er det som udgangspunkt anbefalet at anvende mere end en metode til at korrigere for det normale afkast, som en test for robustheden af metoden, ved at tjekke at begge giver samme resultat (Kliger & Gurevich, 2014). I danske analyser af udbytteannonceringseffekten, hvor både den simple metode og markedsmodellen er anvendt, er der ikke fundet betydelige afvigelser i resultatet ved anvendelsen af den simple metode (Raaballe & Laustrop, 2006). Kalay (1982), der ellers er fortalende for anvendelsen af markedsmodellen, finder heller ikke stor variation i resultatet ved anvendelse af den simple metode fremfor markedsmodellen. Derfor forventes den simple metode at være tilstrækkelig til

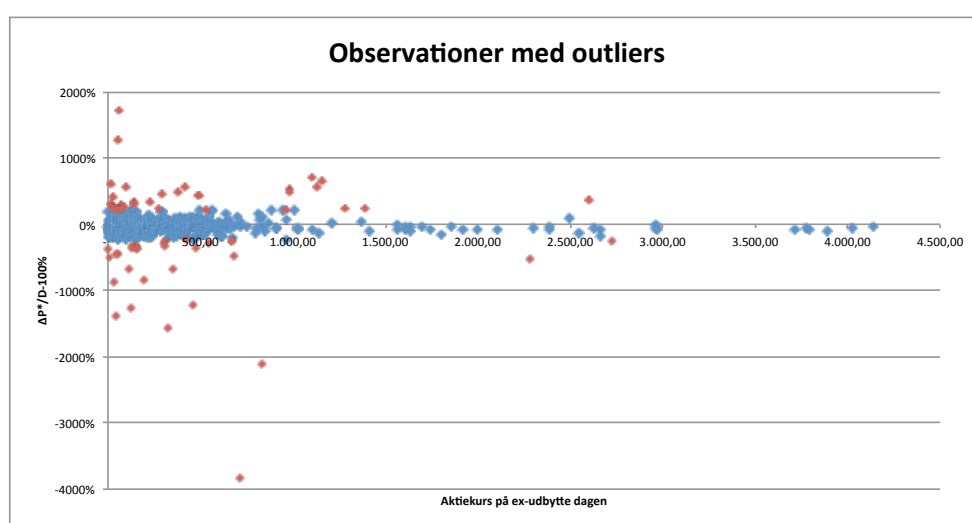
at besvare specialets problemformulering, samtidig med at metoden stemmer overens med, hvad der ofte er anvendt i analyser af ex-dividend day effekten.

3.4 Stata

Til den statistiske analyse af ex-dividend day effekten på det danske marked, anvendes det statistiske software værktøj Stata. Programmet anvendes, da det er et hurtigt og præcist værktøj til at behandle store datasæt (Stata, 2019). Metoderne anvendt i forbindelse med den statistiske analyse vil blive uddybet løbende, i forbindelse med anvendelsen heraf.

3.5 Korrektion for ekstreme observationer

For at undgå, at undersøgelsens resultater påvirkes af ekstreme outliers, fjernes 10% af observationerne, således at 5% i hver ende af intervallet af $\frac{\Delta P^*}{D}$ ekskluderes fra analysen. Denne fremgangsmåde er i overensstemmelse med de seneste to danske analyser (Erichsen, 2004, Christensen, 2010). Dette resulterer i at 62 observationer frasorteres og den endelige analyse er baseret på 564 observationer. Nedenstående plot viser observationerne inden frasortering, hvor de røde punkter repræsenterer de frasorterede observationer. Fra plottet er det tydeligt, at datasættet før frasorteringen indeholder nogle ekstreme værdier for $\frac{\Delta P^*}{D}$, som falder langt fra de inkluderede observationer.



Figur 2 – Illustration af datasættets observationer med outliers

For at understrege relevansen for at ekskludere ekstreme observationer og tjekke for fejl i datasættet, er der foretaget en gennemgang af alle outliers. Denne gennemgang har vist, at et overtal af de ekskluderede observationer har været kurspåvirket af andre faktorer på ex-dagen, hvilket bekræfter, at de ikke bør inddrages i analysen, da kursændringen forårsaget af udbyttebetaling ikke kan isoleres. Blandt de frasorterede observationer er blandt andet DFDS' udbytte, som frafaldt den 19. August 2016, her måles $\frac{\Delta P^*}{D} = -5,76$, hvilket betyder, at der er en positiv prisændring fra cum- til ex-dagen. Dette kan blandt andet forklares ved, at selskabet kom med en positiv delårsrapport dagen forinden, hvor de også opjusterede det aktuelle udbytte (DFDS Delårsrapport 2016). Det må derfor antages, at kursreaktionen er påvirket af selskabsmeddelelsen, hvilket gør det relevant at have ekskluderet observationen fra analysen. I den anden ende af intervallet, er der blandt andet Novo Nordisks udbytte, som frafaldt 19. marts 2009, hvor $\frac{\Delta P^*}{D} = 3,33$, hvilket betyder at kursen faldt over 3 gange så meget som udbyttet fra cum- til ex-dagen. Dette store kursfald formodes at være påvirket af dollarens svækkelse der faldt voldsomt fra den 18. til 19. marts (4,11%) (Nationalbanken.dk). Novo Nordisk beskrev i sit årsregnskab 2008, at et fald i dollaren ville påvirke selskabets resultat negativt (Novo Nordisk Årsrapport 2008). I overensstemmelse med disse eksempler er flere af de ekskluderede observationer kurspåvirket af andre faktorer end udbyttets frafald.

Det bemærkes også, at der blandt de frasorterede observationer er tendens til lav dividend yield. Figur 3 viser, hvordan både dividend yield gennemsnit og median er lavere for de frasorterede observationer, end i det endelige dataset. Indlysende betyder et lav dividend yield, at udbyttet per aktie er lavt relativt til kursværdien. Ved lavt dividend yield, vil $\frac{\Delta P^*}{D}$ derfor være mere følsom for kursændringer, og der er derved større sandsynlighed for ekstreme værdier for $\frac{\Delta P^*}{D}$.

	Dividend yield	
	Outliers	Inkluderet
Middel	1,01%	9,36%
Median	0,69%	2,53%

Figur 3– dividend yield for frasorterede observationer og endeligt dataset

3.6 Andre bemærkelsesværdige observationer

Ud over den 10% frasorteringen af observationer baseret på $\frac{\Delta P^*}{D}$ intervallet, er der i forbindelse med analysen, foretaget en grundig gennemgang for fejl i datasættet. Datasættets størrelse har gjort det muligt manuelt at forholde sig til observationer, der skiller sig ud samt efterprøve om disse skyldes fejl og skal frasorteres. I denne gennemgang har der været fokus på de variabler, der vil blive inkluderet i den statistiske del af analysen. De anvendte variabler, vil blive præsenteret i Kapitel 6, men blandt selskaberne inkluderet i analysen, er der specielt to, der adskiller sig fra andre, primært i forhold til deres udbyttepolitik. Derfor er der her inddraget en kort gennemgang af de to selskaber, deres udbyttepolitik og hvilket omfang de er inddraget i analysen.

3.6.1 SPEAS & SCD

De to selskaber er Scandinavian Private Equity A/S (SPEAS) og Small Cap Danmark A/S (SCD), begge selskaber går under kategorien formueforvaltning (Morningstar, Nasdaq Nordic). SPEAS, som blev likvideret februar 2020, investerede i private equity fonde i Norden og SCD investerer primært i nordiske små til mellemstore børsnoterede selskaber. Som beskrevet, er det i høj grad på virksomhedernes udbyttebetalinger de skiller sig ud fra de resterende selskaber i analysen. For de fleste selskaber i analysen ligger dividend yield på godt under 10%, hvor det for SPEAS og SCD ligger fra 20% og op til over 100%.

Som beskrevet, er frasorteringen af outliers baseret på den relative kursreaktion på ex-dagen, hvilket gør, at hovedparten af observationer fra SPEAS og SCD er inddraget i analysen, da kursreaktionen i forbindelse med de to selskabers udbyttebetalinger isoleret set ikke skiller sig ud. $\frac{\Delta P^*}{D}$ ligger for de to selskaber på mellem 0,1086 og 0,3724 for SPEAS og -0,0061 og 0,3464 for SCD. Dette er lavt med en forventning om at $\frac{\Delta P^*}{D} = 1$, men inden for det inkluderede interval. Selvom det er inden for intervallet, er det bemærkelsesværdigt at alle observationerne ligger i den lave ende af $\frac{\Delta P^*}{D}$ - alle observationerne er blandt de 30% laveste. Som illustreret i Figur 3 er dividend yield blandt de frasorterede observationer lav, og dette forventes i nogen grad at hænge sammen med, at $\frac{\Delta P^*}{D}$ værdien, er mere følsom i forhold til kursændringer, når

dividend yield er lav. Med høj dividend yield, som SPEAS og SCD, kræver det en større kursændring før $\frac{\Delta P^*}{D}$ bliver voldsomt påvirket.

Baseret på de eksisterende forklaringer på ex-dividend day effekten, forventes der en positiv sammenhæng mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$. Denne forventning bygger både på Elton & Grubers (1970) skatteinducerede klientel forklaring og Brooks & Edwards (1980) teori om kortsigtet handel i forbindelse med udbyttebetalinger. Ud fra den skatteinducerede klienteleffekt vil aktionærer, som er lavere beskattet af udbytte end kursgevinst, foretrække at holde aktier med højt dividend yield i forhold til en aktionær som er højere beskattet af udbytte i forhold til kursgevinst. Derfor vil ex-dividend day effekten være lavere, og $\frac{\Delta P^*}{D}$ derved tættere på en, blandt aktier med høj dividend yield, da aktionærerne, der holder disse, forventes at være lavt beskattet af udbytte. I forhold til teorien om kortsigtet handel i forbindelse med udbyttebetalinger, er det transaktionsomkostninger, der forklarer ex-dividend day effekten. Jo lavere udbyttet er jo større en andel vil transaktionsomkostninger udgøre, og $\frac{\Delta P^*}{D}$ forventes derfor at bevæge sig mod en, jo større udbyttet er. Denne forventning om en positiv sammenhæng mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$, er med til at SPEAS og SCD er i øjenfaldende, da der på trods af deres ekstremt høje dividend yield, kun er en relativ lav kursreaktion på ex-dagen, for alle udbyttebetalingerne.

Ud fra $\frac{\Delta P^*}{D}$ alene, er observationerne fra SPEAS og SCD ikke outliers og selskaberne har konsekvent haft høje udbyttebetalinger over hele perioden. SCD har dog i 2016 og 2018 udbetalt mere i udbytte end i de andre år og SPEAS har en stigende dividend yield, da kursen er faldet over perioden, formentlig i takt med de store udbyttebetalinger. Derudover, har SPEAS kun udbetalt udbytte fra 2014 og frem. Dette er relevant når der ses på udviklingen i dividend yield over den observerede periode, da de to selskaber kan påvirke niveauet, specielt i de seneste år.

Da observationerne fra SPEAS og SCD falder ind under de krav, der er opstillet for at blive inkluderet i analysen, bliver de ikke frasortet. De to selskaber repræsenterer trods alt danske udbyttebetalende selskaber, og det er ikke formålet at tilpasse datasættet for meget ud for forventningerne til effekten. Med det sagt, anerkendes det at selskaberne skiller sig ud og at inkluderingen af dem kan påvirke resultater og konklusioner. Derfor vil der gennem analysen

blive kommenteret på effekten af at inddrage de to selskaber og den senere regressionsanalyse vil blive gennemført både med og uden inddragelsen af de to.

Dividend yield		
	Med SPEAS & SCD	Uden SPEAS & SCD
Middelværdi	0,0936	0,0346
Median	0,0253	0,0244
Standardfejl	0,0155	0,0016
Standardafvigelse	0,3681	0,0374
Varians	0,1355	0,0014
Kurtosis	105,4296	37,1558
Skewness	9,1989	4,7009
Minimum	0,0019	0,0019
Maksimum	5,2346	0,4375
Antal observationer	564	536

Figur 4– beskrivende statistik for dividend yield med og uden SPEAS og SCD

Kapitel 4

4 Udbyttepolitik i Danmark

Dette afsnit starter med en kort gennemgang af, hvad der driver selskabers motivation til at betale udbytte. Dette er inkluderet da diskussionen om ex-dividend day effekten kun eksisterer på baggrund af selskaber udlodder kontant udbytte. Efterfølgende redegøres der for de generelle tendenser for udbyttepolitik i Danmark og for den specifikke periode observeret i denne analyse. Dette er med til at give et overblik over udgangspunktet for analysen og hvordan dette adskiller sig fra eksisterende analyser. Et sådan overblik er aktuelt da hovedparten af de eksisterende analyser finder sted på andre markeder end det danske, i denne analyse refereres der i overvejende grad til analyser foretaget på det amerikanske marked, hvortil det er relevant at forstå de overordnede forskelle. Yderligere adskiller den observerede periode sig fra dem inddraget i tidligere danske analyser, ved at have færre observationer. En forklaring herpå inkluderes i nedenstående afsnit.

4.1 Motivation for udbyttebetalinger

Som beskrevet er det *Miller-Modigliani dividend irrelevance theorem*, der danner grundlaget for forventningen til kursreaktionen på ex-dagen. Netop det, at en virksomheds udbyttepolitik ikke bør have betydning for dens værdi, under forudsætningen af udbyttepolitikken ikke påvirker virksomhedens investeringspolitik, gør at vi forventer en kursreaktion, der svarer til udbyttet per aktie. Hertil er det interessant at forstå, hvad der driver virksomheders motivation til at udbetale udbytte, når det som udgangspunkt ikke har betydning for værdien. I dette afsnit vil der kort blive redegjort for, hvad der er motivationen for, at virksomheder udbetaler udbytte, da diskussionen om ex-dividend day effekten kun eksisterer på baggrund af udbyttebetalinger.

Blandt de mest almindelige argumenter for udbytteudlodning er, at udbetalingen af frie reserver, forbeholder ledelsen fra at misbruge eller spilde ressourcer (Brealey et. al, 2017). Denne formodning bygger på nogle antagelser om principal-agent-teorien. Antages det, at ledelsen er perfekte agenter for investorerne, er det ud fra ovenstående ikke nødvendigt at udbetale udbytte. Antages det derimod at ledelsen ikke er perfekte agenter for investorerne, kan udbetaling af udbytte ses som en agent-betaling. Ved ledelsen, at kursen har risiko for at

falde, hvis investorerne er nervøse for at frie reserver ikke blive brugt optimalt, kan det være et incitament til at udlodde udbytte, specielt i situationer, hvor ledelsen selv har aktier (Brealey et. al, 2017). I forlængelse af forventningen om, at ledelsen ikke er perfekte agenter for investorerne, argumenterer Esterbrook (1984) for, at udbytte kan forbedre overvågning af ledelsen. Argumentet bygger på, at udbetaling af frie reserver, kan gøre det nødvendigt for selskabet at hente midler i kapitalmarkedet. Derigennem vil kapitalmarkedet, som långiver bidrage til overvågningen af ledelsen, hvilket reducerer agentbetalingen for investorerne. Udbyttebetalinger bliver fra dette perspektiv set som et middel til at forene ledelsen og investorernes interesser. Disse argumenter, kan dog ikke forklare, hvorfor et selskab skal vælge kontant udbytte, fremfor aktietilbagekøb, som umiddelbart vil give samme resultat.

En stor del diskussionen vedrørende incitamenter til at udlodde frie reserver, beskæftiger sig med valget mellem kontant udbytte og aktietilbagekøb. I litteraturen argumenteres der ofte for, at aktietilbagekøb bør være at foretrække, da udbytte ofte er højere beskattet end kursgevinst². På trods af dette, fastholder selskaber at udlodde i form af kontant udbytte, og spørgsmålet herom er ofte refereret til som *the dividend puzzle* (Bechmann & Raaballe, 2010, Black, 1976).

En af forklaringerne på, at selskaber vælger kontant udbytte, er signalværdi. Bernheim (1991) viser, at selskaber kan signalerer rentabilitet og kvalitet ved at udlodde frie reserver til aktionærerne. I forlængelse af denne forklaring er der en del diskussion om, hvordan selskaber bedst opstiller deres udlodningspolitik for at signalere høj kvalitet, hvilket tydeliggør, at udbyttepolitik ikke er tilfældigt valgt. I en danske analyse af udbytteannoncerings effekten, er det illustreret, hvordan der i markedet er en positiv (negativ) reaktion ved annoncering af et højere (lavere) udbytte end forventet (Laustrop & Raaballe, 2006). Dette kan understøtte, at kontant udbytte har en positiv signalværdi, om ikke andet, at det er velmodtaget i markedet.

Klienteleffekten er også relevant i forhold til udlodning af udbytte. Black & Scholes (1974) argumenterer for, at virksomheder er klar over, at investorer har heterogene præferencer i forhold til dividend yield. Der er nyere empiriske analyser, der peger på, at demografiske

² Ikke altid tilfældet, i Danmark er institutionelle investorer beskattet ud fra lagerprincippet, hvilket betyder at udbytte og kursgevinst er beskattet ens.

³ Antal oplyst uden outliers, den procentlige ekskludering af outliers er konsistent for alle tre analyser.

⁴ Indeholder både Main Market og First North.

forhold har betydning for udlodningspræferencer, men investorers marginale skattesats er den primære årsag til klienteller i forhold til fortrukne udlodningspolitik (Miller & Modigliani, 1961). Som det allerede er beskrevet i forhold til ex-dividend day effekten, forventes aktionærers marginalbeskatning at have betydning for om de foretrækker kontant udbytte eller kursgevinst. Dette kan også være en driver for selskabers motivation for at udbetale kontant udbytte.

Som det fremgår af dette afsnit, er der forskellige teorier om, hvad der er motivationen for kontant udbyttebetaling. Det skal understreges at dette emne er større end ex-dividend day effekten i finansiel litteratur, og det derfor kun er afdækket i et meget forsimplet format. Formålet med at gennemgå dette, er at understrege at selskabers udbyttepolitik ikke er tilfældig og er meget nuanceret. Selv på det danske marked er der stor diversitet i, hvordan selskaber tilgår udlodning, hvilket også er reflekteret i det relativt lave antal af udbyttebetalende selskaber.

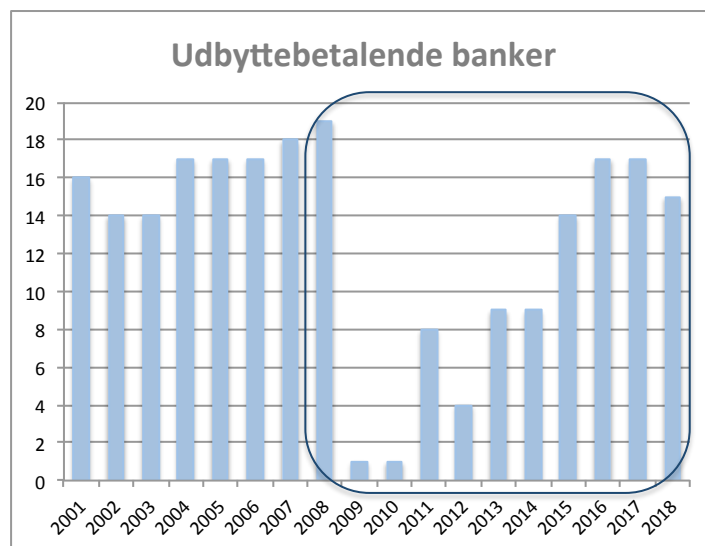
4.2 Færre observationer

Som beskrevet dækker denne analyse over udbyttebetalinger for danske selskaber i perioden 2008-2018. På trods af, at selektionen af observationer er konsistent med metoden anvendt af Erichsen (2004) og Christensen (2010), indeholder denne analyse gennemsnitligt færre observationer per år end de to tidligere. Erichsens analyse har med sine 891 observationer et årligt gennemsnit på ~69 og Christensen har med sine 1610 observationer et årligt gennemsnit på ~73, hvor denne analyse kun har et årligt gennemsnit på ca. 56. Der er to primære årsager til dette, den første er at antallet af børsnoterede selskaber i Danmark er faldet³. I dag er det kun 157 børsnoterede virksomheder på Nasdaq OMX Copenhagen (Nasdaq OMX Nordic)⁴. Den anden skyldes det, at denne analyse beskæftiger sig med perioden efter finanskrisen i 2008. I forbindelse med finanskrisen, stillede staten, for at sikre finansiel stabilitet, garanti for alle indlån og simple fordringer i danske pengeinstitutter. Dette er kendt som Bankpakke 1, der indeholdt en klausul, som forbeholdte bankerne fra at udbetale udbytte i en to årig periode, hvorefter udbytte kun måtte betales af løbende overskud (Danmarks Nationalbank). Nedenstående tabel, viser antallet af danske udbyttebetalende banker i perioden 2001-2018,

³ Antal oplyst uden outliers, den procentlige ekskludering af outliers er konsistent for alle tre analyser.

⁴ Indeholder både Main Market og First North.

her fremgår der tydeligt, at der efter 2008 er en reduktion i banker der betaler udbytte, hvilket påvirker antallet af observationer i denne analyse.



Figur 5 – Antal udbyttebetalende banker i perioden 2001-2018

Bankerne udgør en betydelig del af de udbyttebetalende selskaber i Danmark, men andre selskaber, som DFDS, DSV, Royal Unibrew mfl. forbeholdt sig også fra at udbetale udbytte i en periode efter finanskrisen. DSV skriver bl.a. i deres årsrapport 2008, at de grundet den finansielle situation ikke udlodder udbytte (DSV Årsrapport 2008).

4.3 Udbytte i Danmark

I Danmark er aktieselskabers udlodning af udbytte reguleret af Selskabsloven kapitel 11, hvor der skelnes mellem ordinært og ekstraordinært udbytte. Beslutningen om ordinært udbytte træffes på generalforsamlingen på baggrund af frie reserver fra senest godkendte årsregnskab, dog er det selskabets centrale ledelsesorgan, der sætter loftet for det mulige udbytte. I Danmark udbetales ordinært udbytte altså kun på årlig basis. Overordnet gælder de samme regler for ekstraordinært udbytte, generalforsamlingen kan dog bemyndige det centrale ledelsesorgan til at beslutte om der skal udbetales ekstraordinært udbytte. Ekstraordinært udbytte kan derved udbetales i løbet af et regnskabsår ud fra en mellembalance, for eksempel på baggrund af halvårsregnskabet eller kvartalsregnskab. Ekstraordinært udbytte kan derved øge hyppigheden af et selskabs udbyttebetalinger. I denne analyse skelnes der ikke mellem ordinært og ekstraordinært udbytte, da kursreaktionen forventes at være den samme i

forbindelse med udbetalingen. Derudover, er der kun udbetalt ekstraordinært udbytte i begrænset omfang over den observerede periode.

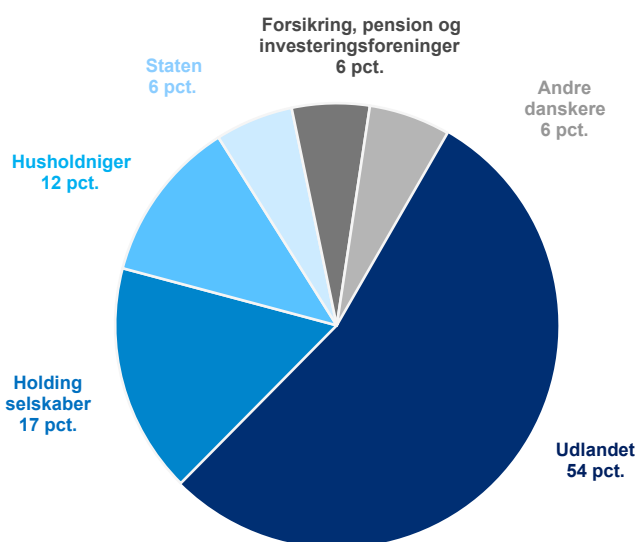
Det er blandt andet i hyppigheden af udbyttebetalinger, danske aktieselskaber adskiller sig fra de amerikanske, hvorpå mange af de eksisterende analyser er baseret. Hvor ofte der udbetales udbytte, forventes at påvirke udbyttestørrelsen, og Erichsen (2004) identificerer, at udbytter på det danske marked, typisk er større end på det amerikanske. Udbyttets relative stykstørrelse kan have indflydelse på betydningen af Bali & Hites (1998) teori om market microstructure, der tager udgangspunkt i tick-værdier.

4.4 Beskatning af udbytte og kursgevinst – ejerandele af danske aktier

I forbindelse med den skatteinducerede klientel effekt, er det relevant at betragte beskatningen af udbytte og kursgevinst på det danske marked. Hertil skal det understreges at de danske skatteregler er komplicerede, og dette afsnit derfor kun giver en let oversigt over beskatningen og betydningen heraf. Der er tre primær grupper, som betragtes i denne forbindelse; institutionelle investorer, udenlandske investorer og danske private investorer.

Institutionelle investorer beskattes ifølge Aktieavancebeskatningsloven efter lagerprincippet, hvilket betyder at der ingen forskel er i beskatningen af udbytte og kursgevinst. Dette resulterer i, at man alene ud fra et skattemæssigt synspunkt, kan forvente at $\frac{\Delta P}{D} = 1$. Private danske investorer beskattes ud fra realisationsprincippet, hvor både kursgevinst og udbytte beskattes som aktieindkomst. I modsætning til lagerprincippet beskattes kursgevinst dog først når dette realiseres, altså når aktien sælges. Der kan, grundet at det kun er avancen mellem købspris og salgspris der beskattes, være tendens til, at private danske investorer foretrækker kursgevinst fremfor udbytte. Den maksimale beskatning af aktieindkomst er på nuværende tidspunkt 42% plus eventuel kirkeskat, der ligger tæt under 1%. Antages en investor at være skattefri af kursgevinst da aktien holdes, men beskattes op til maksbeløbet af udbytte vil $\frac{\Delta P}{D}$ forventes at være mellem 0,57 og 1. Hertil er det vigtigt at understrege, at danske private investorer kun udgør en lille andel af ejerne af danske aktier (Danmarks Nationalbank, 2020), og derfor ikke forventes at være de marginale investorer og have stor betydning for ex-dividend day effekten. For udenlandske investorer er den, i nyere tid meget omtalte, kildeskat (den danske withholding tax) relevant. Udenlandske investorer er ikke beskattet af kursgevinst

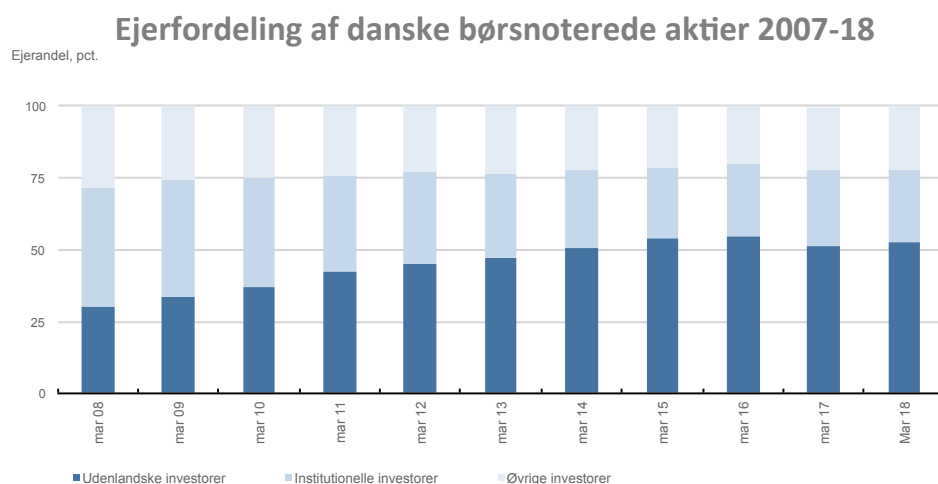
fra dansk side, men skal som udgangspunkt betale 27% i kildeskat af udbytte jf. KLS § 65. Danmark har dog indgået en del dobbeltbeskatningsaftaler der følger OECD's modeloverenskomst og kun berettiger Danmark til at pålægge en endelig udbytteskat på 15%. I denne analyse tages der udgangspunkt i de 15%, da det er tilstrækkeligt til at forklare effekten af den skæve beskatning. Dette resulterer i, at man ud fra de udenlandske investorers skatteforhold kan forvente at $\frac{\Delta P}{D}$ er mellem 0,85 og 1. Igen skal det understreges, at dette er et meget simpelt overblik over de danske skatteregler for udbytte og kursgevinst, hvor der for eksempel ikke taget højde for små ændringer i procentsatsen for beskatningen af aktieindkomst for private investorer under perioden. Dette lette overblik giver dog et tilstrækkeligt udgangspunkt for analysen.



Figur 6 - Ejer-fordeling af danske aktier februar 2020, kilde Danmarks Nationalbank 27. marts 2020

Ser vi på ejer-fordelingen af danske aktier i dag, bekræftes det, at danske private investorer (Husholdninger) kun udgør en lille andel af ejerne af danske aktier, hvilket understøtter, at disse ikke forventes at være de marginale investorer (Figur 6, Danmarks Nationalbank, 2020). Yderligere, fremgår det at udenlandske investorer ejer over halvdelen af danske aktier (Figur 6). Dette har dog ikke været tilfældet under hele den observerede periode. I 2008 ejede udenlandske investorer kun lidt over 25% af danske aktier, en andel der er blevet næsten fordoblet frem til 2018 (Figur 7, Danmarks Nationalbank, 2017). Udenlandske investorer udgør derved i dag den største ejergruppe, hvilket sammen med ændringen i andel over perioden, gør det relevant at betragte i forbindelse med ex-dividend day effekten. Derudover,

skal det bemærkes, at udenlandske investorers ejerandel er større blandt C20 aktierne end de resterende, de ejer over 50% af C20 aktierne og ca. 25% af de øvrige danske aktier (Danmarks Nationalbank, 2017). Som beskrevet ovenfor er udenlandske investorer kun beskattet af udbytte fra dansk side, og det kan derfor forventes at kursen vil falde mindre end udbyttet per aktie inden for rammerne af kildebeskatningen, specielt i de år, hvor udenlandske investorer udgør en større ejerandel, og alene ud fra dette perspektiv vil effekten forventes at være stigende over perioden. Yderligere kan der ud fra den skatteinducerede klienteleffekt antages at kildebeskatningen af udbytte medfører, at udenlandske investorer foretrækker aktier med lavt dividend yield. Dette kan dog ikke bekræftes ud fra analysens datagrundlag, men som det vil blive beskrevet i Kapitel 5, er dividend yield stabil over perioden og er ikke lavere for C25 aktierne end de resterende⁵. Mens ejerandelen af udenlandske investorer stiger, falder andelen ejet af institutionelle investorer, med udgangspunkt i at de beskattes ud fra lagerprincippet, bakker dette op om, at man kan forvente en stigning i effekten over perioden som andelen af udenlandske investorer stiger. Det skal understreges at disse forventninger og antagelser er lavet alene med fokus på den skatteinducerede klienteleffekt, der som beskrevet er langt fra den eneste eksisterende forklaring på ex-dividend day effekten, og på et forsimplet skattegrundlag.



Figur 7 - Ejerfordeling af danske børsnoterede aktier 2008-2018, Kilde Danmarks Nationalbank 2017 & 2020

⁵ Dette er når SCD og SPEAS som ikke er C20 ekskluderes fra analysen, medregnes de er DY stigende og gennemsnitligt højere for aktier uden for C20 da DY er ekstremt for disse to selskaber.

Kapitel 5

5 Ex-dividend day effekten på det danske marked I perioden 2008-2018

Dette afsnit indeholder en deskriptiv analyse af ex-dividend day effekten i den observerede periode. De tidligere danske analyser anvendes som den primære reference i dette afsnit, da perioden inkluderet i denne analyse går ud over den inkluderet i de eksisterende. Afsnittet indeholder en oversigt over effekten både for den samlede periode og over de 11 år, samt en beskrivelse af, hvordan resultaterne adskiller sig fra tidligere år. Derudover, inkluderes et overblik over kursudviklingen omkring udbyttets frafald, hvilket også sammenlignes med tidligere resultater.

5.1 Sample med og uden outliers

For at understrege effekten af metoden anvendt i forbindelse med justering for det normale afkast og frasorteringen af outliers, giver Figur 8 et overblik over den forklarende statistisk for $\frac{\Delta P}{D}$ og $\frac{\Delta P^*}{D}$ både før og efter frasorteringen. I den videre analyse vil det dog kun være observationer uden outliers justeret for det normale afkast, der betragtes.

	Med Outliers		Uden Outliers	
	$\Delta P/D$	$\Delta P^*/D$	$\Delta P/D$	$\Delta P^*/D$
Middelværdi	0,5404	0,6328	0,6727	0,7288
Median	0,6611	0,7403	0,6667	0,7403
Standardfejl	0,0989	0,1069	0,0375	0,0344
Standardafvigelse	2,4737	2,6739	0,8902	0,8180
Varians	6,1191	7,1498	0,7924	0,6692
Kurtosis	87,2417	79,8597	5,2992	3,6921
Skewness	- 6,2987	- 5,4286	0,0053	0,3292
Minimum	- 35,9712	- 37,3244	- 3,3898	- 1,3329
Maksimum	10,0000	18,1274	4,8035	3,1858
Antal observationer	626	626	564	564

Figur 8 – Beskrivende statistik for ex-dividend day effekten, med og uden outliers, før og efter justering for det normale afkast.

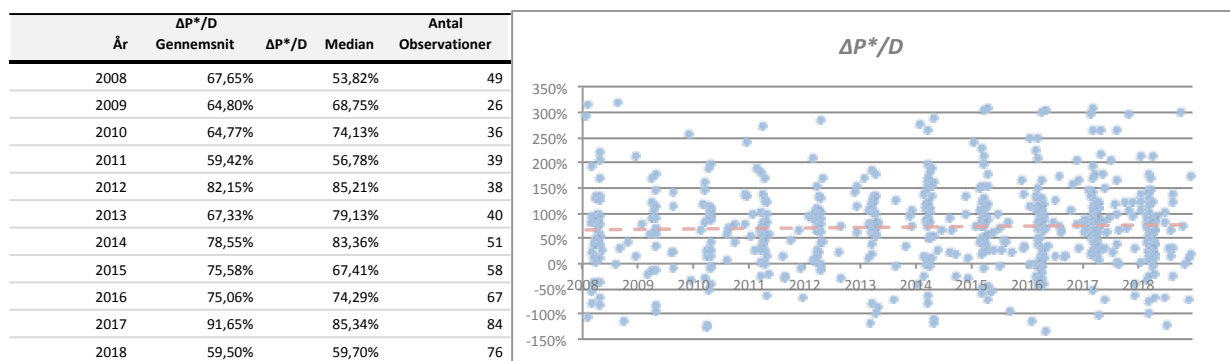
Som det fremgår, er forskellen på middelværdien og medianen mindre efter frasorteringen af outliers⁶. Dette bekræfter at tilstedeværelsen af outliers, påvirker gennemsnittet i en nedadgående retning, da der er en række tilfælde, hvor kursen stiger markant relativt til udbyttet på ex-dagen, som det også fremgår af de store negative minimumsværdier. Det ses også, hvordan datasættet går fra at være meget venstreskæv (*negatively skewed*), til at være let højreskæv (*positively skewed*) efter frasorteringen. Med en *skewness* på 0,3292, befinder datasættet sig inden for intervallet $[-0,5 - +,5]$, hvor fordelingen kan formodes at være approksimativ symmetrisk/normalfordelt (Brown, 2016). Ved frasorteringen af outliers reduceres kurtosis og fordelingen er derved mindre haletung. DeCarlo (1997) mener at kurtosis kan give indikation på tilstedeværelsen af outliers, da kurtosis for $\frac{\Delta P^*}{D}$ uden outliers er over 3 er halerne tungere end ved normalfordeling og det kan pege på, at frasorteringen på 10% ikke har været tilstrækkelig til at fjerne alle outliers. Da standardfejl, standardafvigelse og varians reduceres markant ved frasorteringen, øges nøjagtigheden af målet for $\frac{\Delta P^*}{D}$.

5.2 Ex-dividend day effekten over perioden fra 2008-2018

Over den 11 årige periode måles det gennemsnitlige kursfald til at svare til 72,88% af udbyttet per aktie. Dette resultat er overraskende i forhold til de eksisterende analyser på det danske marked, da $\frac{\Delta P^*}{D}$ er markant højere end tidligere observeret. Både Erichsen (2004) og Christensen (2010) finder et kursfald tæt på 40% af udbyttet per aktie over perioden for deres analyser. Gennemsnittet for de enkelte år i denne analyse ligger på mellem 59,42-91,65%, dette er med til at understrege forskellen fra de to danske analyser. Erichsen som beskæftigede sig med perioden 1990-2002 observerede et årligt gennemsnit på mellem 24,19-42,95% og Christensen, der beskæftigede sig med perioden 1988-2009 identificerede et årligt gennemsnitligt på mellem 11,03-76,84% af udbyttet per aktie. Den relative kursændring identificeret i denne analyse, er derfor tættere på den fundet af Møller & Ankerstjerne (1985), som var på ca. 90% af udbyttet per aktie. Da det i Ankerstjerne & Møllers undersøgelse ikke er tydeliggjort, hvordan observationer er udvalgt, samt at analysen kun beskæftiger sig med et enkelt år, er denne i mindre grad anvendt som reference end de to andre danske analyser.

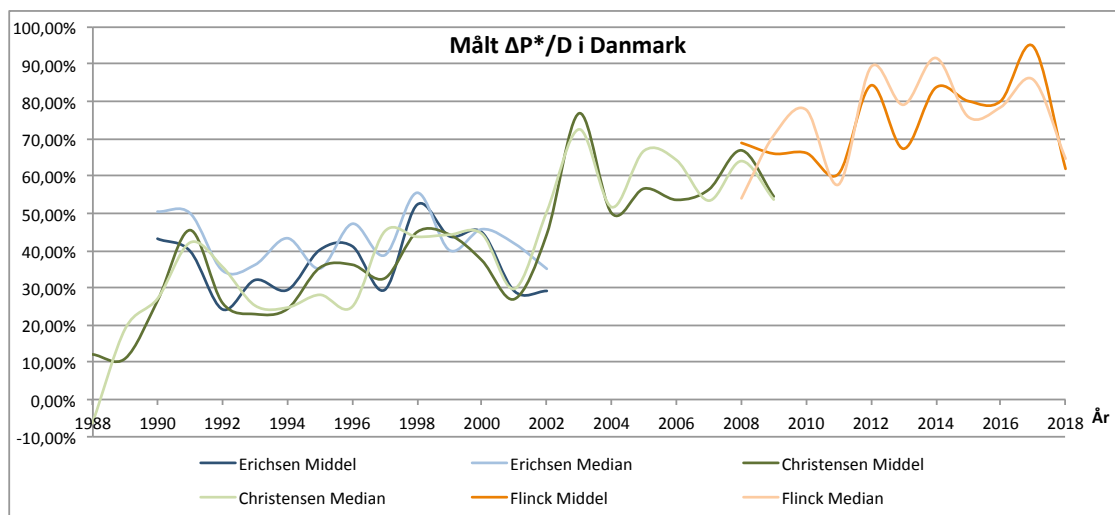
⁶ Outliers fjernet baseret på $\frac{\Delta P^*}{D}$, hvorfor der er difference i median for $\frac{\Delta P^*}{D}$ med og uden outliers.

Ud fra den estimerede gennemsnitlige kursreaktion, må det konkluderes, at ex-dividend day effekten er mindre udtalt i den observerede periode, end hvad den har været tidligere på det danske marked. Nedenstående tabel giver et overblik over effekten i de enkelte år inkluderet i analysen. For alle år, samt den fulde periode, er der foretaget en t-test for at undersøge om gennemsnittet er signifikant mindre end en ved et signifikansniveau på 95% (Appendiks I). Dette er tilfældet i den fulde periode, samt alle år, på nær 2013 og 2017, hvilket bekræfter at der stadig er en ex-dividend day effekt på det danske marked.



Figur 9– Ex-dividend day effekten fra 2008-2018

Ovenstående plot, viser den relative kursreaktion for de enkelte observationer fordelt over perioden og her fremgår det, at tendensen for $\frac{\Delta P^*}{D}$ er let stigende over de 11 år. Derfor er det interessant at overveje, hvad der kan have medført denne udvikling i ex-dividend day effekten, som ser ud til løbende at blive reduceret. I de tidligere danske analyser er der ikke kunne påvises en trendende sammenhæng mellem år og $\frac{\Delta P^*}{D}$, men Erichsen (2004) argumenterer for at udviklingen i aktiemarkedet mod lavere handelsomkostninger og højere likviditet burde føre til en lavere ex-dividend day effekt. Christensen (2010) identificerer et skift i niveauet for $\frac{\Delta P^*}{D}$ fra 2001 til 2002. I perioden fra 1990-2001 er gennemsnittet for $\frac{\Delta P^*}{D}$ på 34,51%, hvor det for 2002-2009 er på 57,23% og derved, mere på niveau med den relative kursreaktion identificeret i denne analyse. For at se udvikling i $\frac{\Delta P^*}{D}$ forud for denne analyse, er resultaterne fra Erichsen (2004) og Christensen (2010) plottet i nedenstående figur, sammen med det estimerede årlige gennemsnit fra 2008-2018. Her ses det tydeligt, at ex-dividend day effekten er blevet reduceret.



Figur 10 - $\frac{\Delta P^*}{D}$ i danske analyser 1988-2018

Kilde: Erichsen 2004, Christensen 2010 samt input fra denne analyse

Det kan ud fra ovenstående figur virke overraskende, at der er lette afvigelser i det identificerede gennemsnit og medianen for de enkelte år, når der analyserne imellem er overensstemmelse i den anvendte selektionsproces og i justering for det normale afkast. Den lette afvigelse, kan tilskrives tre primære årsager; virksomheder inddraget, frasortering af outliers og mål for det normale afkast. Alle tre analyser har en ens selektionsproces, hvor en udbytteobservationen kun inddrages, har der været handel på cum- og ex-dagen. Datastream anvendes som kilde og analysernes datagrundlag er derved afhængige af datatilgængeligheden i Datastream, Christensen (2010) beskriver, hvordan udbytteobservationer er ekskluderet grundet manglende information vedrørende kursinformation og ex-dato. Yderligere, skal det bemærkes, at denne analyse tager udgangspunkt i virksomheder der var børsnoteret januar 2020, hvilket betyder at virksomheder afnoteret siden Christensens (2010) analyse ikke er inddraget. Den anden faktor, der kan give en afvigelse i $\frac{\Delta P^*}{D}$ er justeringen for det normale afkast. Metoden til at korrigere for det normale afkast er konsistent analyserne imellem, men der kan være en afvigelse i det anvendte indeks. Analyserne anvender dog alle et totalindeks for alle aktier på Københavns Fondsbørs/OMX Nasdaq Copenhagen. Den tredje faktor er frasorteringen af outliers, her frasorteres der de 10% mest ekstreme observationer, da analyserne beskæftiger sig med forskellige tidsperioder, er der ingen garanti for at de samme observationer frasorteres i de enkelte år.

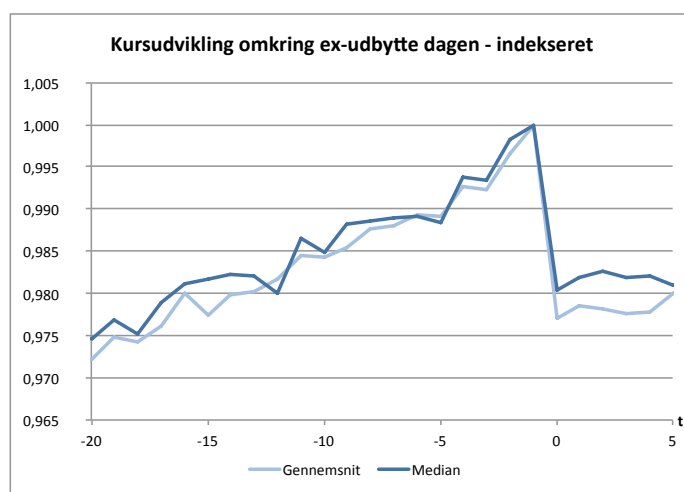
På trods af de små variationer, ses der en klar udvikling i niveauet for kursreaktionen fra 1988 til 2018 (Figur 10). Der bør tages let på resultaterne i 1988 og 1989, da disse i høj grad er påvirket af datatilgængelighed i Datastream (Christensen, 2010). Men selv når der ses bort fra de to første analyserede år i Danmark, fremgår det klart at ex-dividend day effekten løbende er blevet reduceret. Som beskrevet viser de to tidligere analyser ikke en signifikant sammenhæng mellem år og $\frac{\Delta P^*}{D}$. Christensen (2010) kan ej heller sætte en direkte finger på, hvad der forårsager skiftet i $\frac{\Delta P^*}{D}$ fra 2001 til 2002, men påviser dog, at der er øget handel omkring ex-dagen i perioden fra 2002 og frem, og tilskriver derfor skiftet en øget tilstedeværelse af short-term traders.

I forhold til udviklingen i $\frac{\Delta P^*}{D}$ observeret for perioden 2008-2018, vil det løbende blive evalueret gennem analysen. Det bemærkes dog, at der fra 2008 og frem, har været en udvikling i likviditet på det danske aktiemarked (Finanstilsynet 2019). Likviditet er i Finanstilsynets analyse målt i udviklingen i bid-ask spread, som er faldet siden 2008, muligheden for købe og sælge større portioner en større del af tiden og en reduktion i bid-ask spread ved større handler. I forlængelse af Erichsens (2004) argument om, at likviditet burde have en positiv effekt på $\frac{\Delta P^*}{D}$, formodes denne udvikling at kunne have haft indflydelse på effekten.

5.3 Kursudvikling omkring ex-udbytte dagen

På trods af at kursreaktionen på ex-dagen svarer til en større del af udbyttet per aktie end i de tidligere danske analyser, er der mange ligheder i kursændringen både på og omkring ex-dagen. Erichsen (2004) identificerer en arbitragemulighed, som kan udnyttes ved at købe aktien 25 dage før udbyttets frafald og sælge umiddelbart efter. Dette skyldes, at kursen stiger i perioden op til udbyttets frafald og som beskrevet kun falder med ca. 40% af udbytte per aktie. Stigningen på de 25 dage op til cum-dagen, svarer til det kursfald der er på ex-dagen, og derved vil en arbitrageør kunne vinde hvad der svarer til udbyttet per aktie, hvis der ikke tages højde for transaktionsomkostninger, marginale skattesatser m.v.. Christensen identificerer en lignende tendens, hvor aktien skal handles 17-20 dage inden udbyttets frafald og sælges umiddelbart efter. Nedenstående figur viser den indekserede kursudvikling omkring ex-dividend dagen i perioden 2008-2018. Her ses samme tendens, hvor aktiekursen stiger frem til

cum-dagen. Som det fremgår, er stigningen i de 20 dage op til udbyttets frafald større end den reduktion der finder sted på ex-dagen, hvor den indekserede kurs falder fra 1 til 0,977, som er på niveau med hvad vi ser på dag $t = -15$. Interessant er det, at på trods af at kursreaktionen er højere for den observerede periode, end i de tidligere danske analyser, er kursstigningen i perioden op til højere end faldet på ex-dagen. Altså som beskrevet identificerede Erichsen (2004) en kursstigning som svarede til de 40% af udbyttet per aktie og derved den kursreaktion der var på ex-dagen. I denne analyse identificeres en større kursreaktion på ex-dagen med en tilsvarende/større kursstigning frem til cum-dagen.

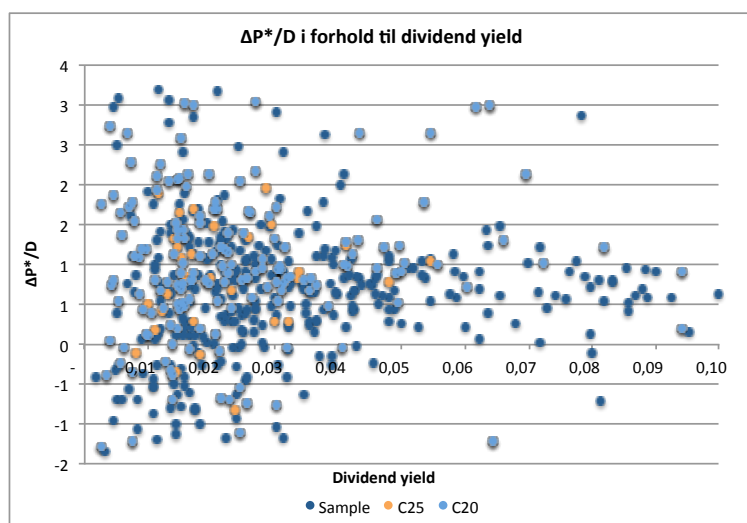


Figur 11– Kursudvikling omkring ex-udbytte dagen justeret for normalt afkast og indekseret, $t_0 = \text{ex-dagen}$

Erichsen (2004) finder, at kursudviklingen op til cum-dagen er anderledes for aktierne i det daværende KFX-indeks. For denne gruppe af aktier er kursudviklingen flad op til cum-dagen og kursreaktionen på ex-dagen er større. For perioden 2008-2018 ses der dog ikke en betydelig forskel i kursudviklingen op til cum-dagen, for hverken C20- eller C25-indekset i forhold til de resterende aktier. I overensstemmelse med Erichsen (2004) identificeres der dog en højere kursreaktion på ex-dagen for aktierne i to indeks, som er på henholdsvis 95,69% og 98,20%.

Det kan virke overraskende, at der stadig ses en kursstigning op mod udbyttets frafald, når denne kursadfærd gentagende gange er blevet dokumenteret på det danske marked som en arbitragemulighed. Dette leder til en af de andre ting, der typisk observeres på ex-dagen, i danske såvel som de internationale analyser, nemlig en stor spredning i den relative kursændring. Erichsen (2004) argumenterer for, at det netop er spredningen i $\frac{\Delta P^*}{D}$, som holder

spekulanter væk. I denne analyse ses samme tendens og som beskrevet ligger $\frac{\Delta P^*}{D}$ uden outliers på mellem -1,33 og 3,18. Hvilket betyder at den justerede kursændring svinger mellem at stige mere end hvad der svarer til udbyttet per aktier og falde mere end tre gange af udbyttets værdi. Nedenstående plot viser $\frac{\Delta P^*}{D}$ i forhold til dividend yield, og her fremgår det at kursreaktionen er meget spredt. Dette kan være årsagen til at arbitragemuligheden ikke er udnyttet, da der er stor usikkerhed ved spekulation i ex-dividend day effekten.

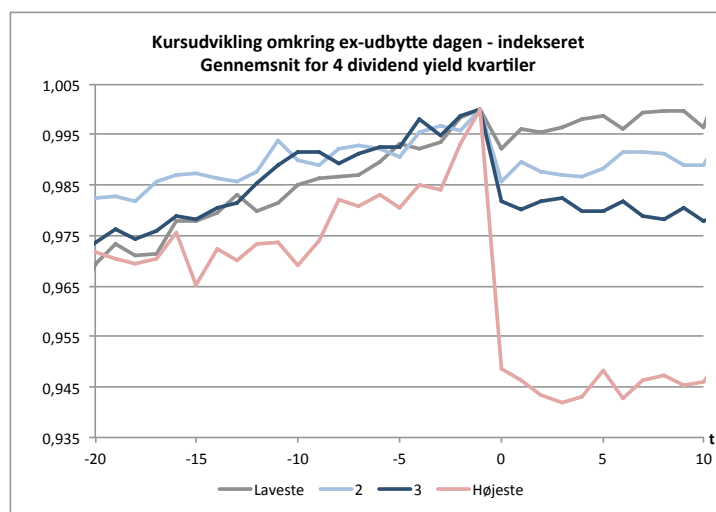


Figur 12 – Punktdiagram over $\frac{\Delta P^*}{D}$ i forhold til dividend yield for hele sample, C25 og C20 aktierne, kun aktier med dividend yield under 0,10 inkluderet.

På trods af at ex-dividend day effekten er tæt på ikke eksisterende for aktierne i C25 og C20 indekset, ses der udover samme kursudvikling op til ex-dagen også en stor spredning i kursreaktionen på ex-dagen. Blandt aktierne i de to indeks er der observationer i begge ender af $\frac{\Delta P^*}{D}$ -intervallet.

I eksisterende analyser af ex-dividend day effekten, er en positiv sammenhæng mellem dividend yield og den relative kursreaktion på ex-dagen ofte dokumenteret. Derfor er datasættet i nedenstående plot, opdelt i fire fraktiler, baseret på dividend yield, for at undersøge om kursudviklingen omkring ex-dagen er forskellig afhængig af det relative udbytte. Her fremgår det, at kursudvikling op til udbyttets frafald, ikke svarer til udbyttet per aktie for den øvre fraktile. For alle fraktilerne, på nær den 2., er kursudviklingen fra 20 dage før og frem til cum-dagen på samme niveau, men kursfaldet på ex-dagen afhænger af udbyttets relative størrelse. For den øvre fraktile, vil en arbitragør, grundet den relative lave kursstigning, ikke

kunne vinde hvad der svarer til udbyttet per aktie ved at købe 15-20 dage inden og sælge umiddelbart efter udbyttets frafald. For den laveste dividend yield fraktile vil en arbitragør derimod kunne vinde mere end udbyttet per aktie, ved samme transaktion, men mod et mindre udbytte. Ifølge Lakonishok & Vermaelen (1985) vil arbitragører (short-term traders), der handler ud fra skattemæssig asymmetri, være mere tilbøjelige til at købe aktier med højt dividend yield fremfor lavt, da transaktionsomkostninger vil udgøre større andel af gevinsten ved lavt dividend yield. Ud fra nedenstående plot fremgår det, at kursudviklingen op cum-dagen i nogen grad kompenserer for dette.



Figur 13 - kursudvikling omkring ex-dagen for datasættet opdelt i fire dividend yield kvartiler

5.4 Afrunding

Det kan ud fra denne deskriptive analyse af ex-dividend day effekten på det danske marked i perioden 2008-2018 konkluderes, at kursen falder mindre end udbyttet per aktie når udbyttet frafalder, hvilket bekræfter, at ex-dividend day effekten stadig er aktuel. Ex-dividend day effekten er dog blevet reduceret bemærkelsesværdigt over tid og fra 1988 og frem til 2018, har der været en positiv udvikling i den relative kursreaktion. På trods af udviklingen ses der stadig en kursstigning frem til cum-dagen og en stor spredning i den relative kursreaktion på ex-dagen. Formålet med den videre analyse er at identificere variabler, der kan forklare variation i

$$\frac{\Delta P^*}{D}$$

Kapitel 6

6 Valg af forklarende variabler

I dette afsnit redegøres der for variablerne inkluderet i den statistiske analyse af ex-dividend day effekten. Variablerne er valgt ud fra bedst muligt at besvare projektets problemformulering. Derfor, tages der udgangspunkt i de eksisterende forklaringer på ex-dividend day effekten, redegjort for i litteraturstudiet, for at undersøge om disse kan understøtte forklaringen på ex-dividend day effekten på det danske marked. Tendenser i projektets dataset er også taget i betragtning i forbindelse med valget af variabler, her inddrages også betragtninger fra eksisterende analyser, specielt de danske. Til sidst i afsnittet redegøres der for, hvordan momentum måles og inkluderes i denne analyse.

6.1 Den skatteinducerede klienteleffekt

Som beskrevet, forventes asymmetri i beskatningen af udbytte og kursgevinst at påvirke ex-dividend day effekten. Dividend yield er en variabel, der gentagende er fundet signifikant i analyser af ex-dividend day effekten. Denne sammenhæng mellem dividend yield og den relative kursreaktion på ex-dagen er af Elton & Gruber (1970) blevet tolket som at understøtte teorien om den skatteinducerede klienteleffekt, hvor investorer foretrækker aktier med specifik dividend yield ud fra deres marginale skattesats. I følge Elton & Gruber (1970) foretrækker aktionærer med højere beskatning af udbytte end kursgevinst, aktier med lav dividend yield, og omvendt for aktionærer med en relativ lavere beskatning af udbytte. Ud fra den skatteinducerede klienteleffekt forventes der derfor en positiv sammenhæng mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$. Dette forklares ved, at aktionærer med relativ lav beskatning af udbytte holder aktier med høj dividend yield, og at udbyttet er mere værd når beskatningen heraf er lav. Ifølge denne teori, er det beskatningen der får effekten frem.

For at sammenligne tendenserne identificeret af Elton & Gruber (1970) opstilles datasættet i 10 dividend yield fraktiler, hvortil gennemsnittet, median og standardafvigelsen for $\frac{\Delta P^*}{D}$ beregnes. Dividend yield fraktilerne er opstillet i nedenstående tabel. I modsætning til Elton & Gruber (1970), ses der ikke en konsekvent stigning i $\frac{\Delta P^*}{D}$, som man bevæger sig op i dividend

yield fraktilerne. Her bør der tages højde for, at den tiende fraktil indeholder alle SCD og SPEAS observationerne, som påvirker den gennemsnitlige $\frac{\Delta P^*}{D}$ negativt. Ses der kun på de ni andre fraktiler, er tendensen stadig ikke overbevisende.

DY Fraktil	DY Gennemsnit	$\Delta P^*/D$ Median	$\Delta P^*/D$ Gennemsnit	$\Delta P^*/D$ Standardafvigelse
1	0,69%	48,38%	58,15%	112,73%
2	1,27%	64,37%	65,70%	101,88%
3	1,58%	82,42%	89,81%	85,11%
4	1,95%	84,95%	84,19%	90,15%
5	2,34%	80,04%	62,59%	77,74%
6	2,78%	87,05%	85,93%	76,96%
7	3,41%	75,40%	72,93%	63,66%
8	4,39%	77,16%	79,66%	52,68%
9	6,63%	86,01%	90,94%	75,76%
10	65,65%	29,58%	40,87%	39,48%

Figur 14 – Ex-dividend day effekten fordelt dividend yield fraktiler

Som beskrevet i kapitel 2, mener Elton & Gruber (1970), at investorers marginale skattesats af kursgevinst og udbytte kan beregnes ud fra den relative kursreaktion på ex-dagen, og at sammenhængen mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$ er evidens for den skatteinducerede klienteleffekt. Elton & Gruber (1970) er dog blevet kritiseret for, ikke at tage højde for kortsigtet handel. Ifølge Brooks & Edward (1980) vil en positiv sammenhæng mellem dividend yield og den relative kursreaktion også ses med tilstedeværelsen af short-term traders. Dette skyldes, at transaktionsomkostninger ved handel i forbindelse med udbyttebetalinger udgør en større andel af den potentielle gevinst, ved lavt dividend yield. En positiv sammenhæng mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$, kan altså både understøtte teorien om den skatteinducerede klienteleffekt samt tilstedeværelsen af short term traders, der foretager skatteinduceret handel.

I forbindelse med skatteforklaringen, har den relativ lave kursreaktion på ex-dagen, identificeret på det danske marked, medført at Erichsen (2004) mener, at skat kun i begrænset omfang kan forklare ex-dividend day effekten. Som beskrevet, beskattes danske institutionelle investorer efter lagerbeskatningen, hvilket betyder at de beskattes ens af udbytte og kursgevinst. Ud fra et beskatningsperspektiv forventes de danske institutionelle investorer at være indifferente mellem kursgevinst og udbytte. Derfor er det ifølge Erichsen (2004) hovedsageligt udenlandske investorer, som fra dansk side ikke beskattes af kursgevinst men

påføres 15% i dansk withholding tax, der påvirker effekten. Baseret på Elton & Gruber (1970), vil denne beskatning af udenlandske investorer, medføre en kursreaktion, der svarer til 85% af udbyttet, jf. formel (3);

$$\frac{P_{cum} - P_{Ex}}{D} = \frac{1 - t_o}{1 - t_c} = \frac{1 - 0,15}{1 - 0} = 0,85$$

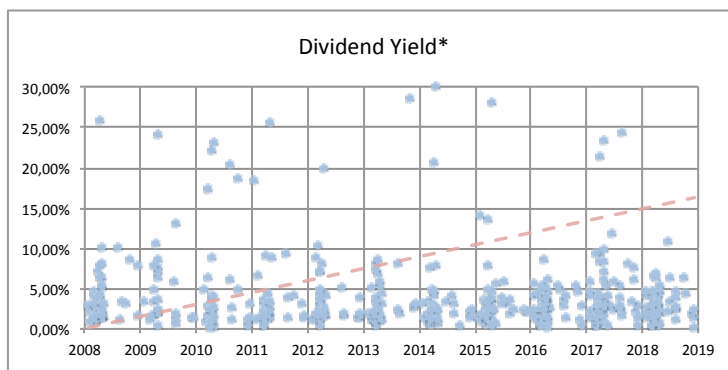
Over den observerede periode, er der kun ét enkelt år, hvor gennemsnittet for $\frac{\Delta P^*}{D}$ er over 0,85, hvilket er i 2017. Dette er interessant i forhold til ejerandelene for danske aktier. Ifølge nationalbanken, har der over perioden været en stigning i andelen af danske aktier ejet af udenlandske investorer, andelen er steget fra ca. 25% til lige over 50% (Danmarks Nationalbank, 2017). Ud fra dette og Erichsens (2004) argument kan effekten $\frac{\Delta P^*}{D}$ forventes at stige over perioden. Dette er ikke tilfældet – effekten er let faldende over perioden ($\frac{\Delta P^*}{D}$ stiger) og er tættest på én i 2017, hvor antallet af udenlandske investorer topper. Yderligere skal det bemærkes, at andelen af ejere, der består af udenlandske investorer er højere for de største danske aktier, heriblandt en stor del af aktierne i C25-indekset (Danmarks Nationalbank, 2017). Blandt C25 aktierne er $\frac{\Delta P^*}{D}$ højere end for de resterende aktier, hvilket også modstrider med Erichsens (2004) skatteforventning.

Ses der på udviklingen i dividend yield over perioden, fremgår den fra nedenstående graf stigende. Her skal der tages højde for SCD og SPEAS, som har meget høje udbyttebetalinger, der falder i slutningen af perioden (ikke alle SCD og SPEAS observationer fremgår i tabellen). Udviklingen i dividend yield er flad, hvis SPEAS og SCD ikke medtages, hvilket afspejles i medianen. Den flade udvikling i dividend yield, er i overensstemmelse med, at der ikke har været nogle markante ændringer i dansk udbyttepolitik over perioden. I forhold til forventningerne om en sammenhæng mellem dividend yield og den relative kursreaktion på ex-dagen, er det iøjnefaldende, at udviklingen i dividend yield er flad over perioden, samtidig med at $\frac{\Delta P^*}{D}$ er let stigende⁷. Det må derfor formodes, at udviklingen i $\frac{\Delta P^*}{D}$ ikke er påvirket af dividend yield. Dividend yield medtages som en forklarende variabel i regressionsanalysen, og

⁷ Her er der tale om udviklingen i både dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$ uden inkluderingen af SPEAS og SCD.

en positiv og signifikant sammenhæng mellem dividend og $\frac{\Delta P^*}{D}$ vil tolkes som både at kunne understøtte den skatteinducerede klienteleffekt og kortsigtet skatteinduceret handel.

År	DY Gennemsnit	DY Median	Antal Observationer
2008	3,92%	2,68%	49
2009	4,94%	2,90%	26
2010	5,07%	2,54%	36
2011	4,94%	2,30%	39
2012	3,66%	2,42%	38
2013	3,76%	2,33%	40
2014	8,88%	2,15%	51
2015	10,57%	2,37%	58
2016	14,29%	2,84%	67
2017	8,69%	2,82%	84
2018	20,23%	2,59%	76

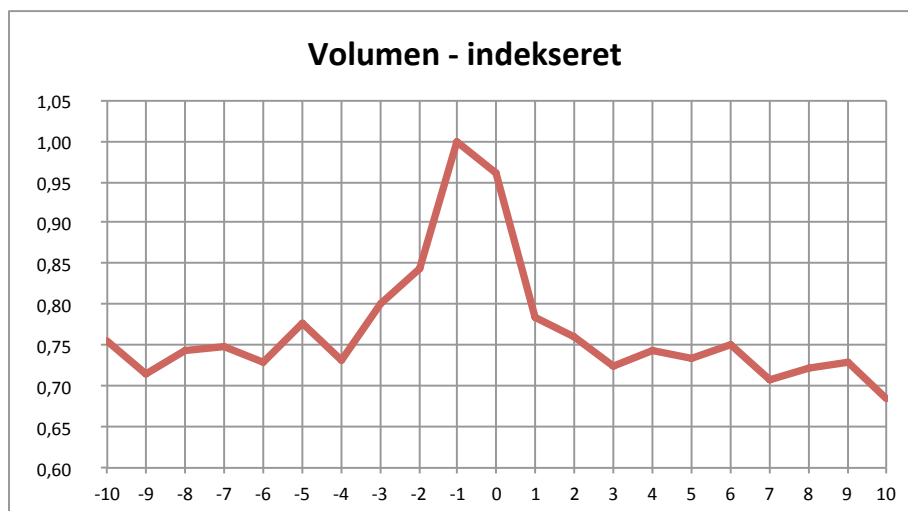


*DY over 30% ikke illustreret. Men Specielt SPEAS og SCD har høje DY som trækker gennemsnittet op i de senere år.

Figur 15 – Dividend yield, udvikling over perioden

6.2 Short-term traders

Ud fra Elton & Grubers (1970) forklaring på ex-dividend day effekten, kan det virke overraskende, at analyser foretaget i markeder uden beskatning af udbytte og kursgevinst, stadig finder, at kursen falder mindre end udbyttet per aktie. Dette er blandt andet tilfældet for Frank & Jagannathan (1998), som beskæftiger sig med aktiemarkedet i Hong Kong. Dette peger på, at skatte-forklaringen ikke kan stå alene i forklaringen på, at kursen falder mindre end udbyttet per aktie, hvilket bekræftes af de mange analyser, der jagter forklaringen på effekten. Blandt forklaringer er effekten af short term traders tilstedeværelse. Hertil er det vigtigt at understrege at teorien om short term traders, ikke udelukker betydningen af skatteforhold, da det netop er asymmetri i skatteforhold short-term traders kan udnytte i forbindelse med udbyttebetalinger. Hvis short-term traders har indflydelse på kursreaktionen i forbindelse med udbyttebetalinger, bør det ifølge Lakonishok & Vermaelen (1984) kunne ses på handelsvolumen omkring udbyttets frafald. Nedenstående figur viser handelsvolumen omkring udbyttets frafald, indekseret til cum-dagen. Herfra fremgår det, at handelsniveauet er højere på cum og ex-dagen, end i de omkringliggende dage. Dette understøtter tilstedeværelsen af short-term traders.



Figur 16 – Median volumen omkring ex-dagen indekseret, ex-dagen er $t = 0$

Handelsvolumen inkluderes ikke i regressionsanalysen, men senere i analysen vil jeg dog vende tilbage til handelsvolumen og teste for, om der er et overnormalt handelsniveau i dagene omkring udbyttets frafald. Denne del af analysen vil laves ud fra en af Lakonishok & Vermaelens (1984) definitioner af overnormal volumen.

Som beskrevet, vil tilstedeværelsen af short-term traders, også resultere i en positiv sammenhæng mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$. Dette illustrerer Brooks & Edward (1980) og Ankerstjerne & Møller (1985) i en udvidelse af Elton & Grubers (1970) model. Modellen illustrerer, hvordan transaktionsomkostninger medfører den positive relation mellem dividend yield og den relative kursreaktionen på ex-dagen. I forbindelse med skatteinduceret handel ved udbyttebetalinger, udgør transaktionsomkostningerne arbitrageomkostningerne.

Ifølge modellen er transaktionsomkostningerne proportionelle med $(P_{Ex} + P_{Cum})/2$, hvilket grunder i, at arbitrage i denne forbindelse kræver køb før udbyttet frafald og salg efter. Dette resulterer i en prisændring på $(D - a(P_{Cum} + P_{Ex}))$, hvor a repræsenterer de relative transaktionsomkostninger. Det er ifølge Ankerstjerne & Møller (1985) derfor, at der ses en positiv korrelation mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$, da jo lavere dividend yield, jo større en andel vil transaktionsomkostningerne udgøre. Dette gør det interessant at inddrage transaktionsomkostninger i analysen. Der er i tidligere analyser af ex-dividend day effekten fundet korrelation mellem transaktionsomkostninger og effekten. Karpoff & Walking (1988) finder, at $\frac{\Delta P^*}{D}$ bevæger sig mod én, når transaktionsomkostninger falder. Blandt de danske

analyser, er denne sammenhæng ikke dokumenteret. Christensen (2010), der tager udgangspunkt i Karpoff & Walkings proxy for transaktionsomkostninger, finder ikke denne variabel signifikant. I denne analyse anvendes en simpel proxy for transaktionsomkostninger. Karpoff & Walking (1988) dokumenterer en positiv korrelation mellem bid-ask spread og transaktionsomkostninger, og bid-ask spread anses derfor som at kunne anvendes som en proxy for transaktionsomkostninger. Grundet datamæssige begrænsninger er det high-low spread, der anvendes. High-low spread, er tidligere blevet dokumenteret som en acceptabel proxy bid-ask spread (Nieto, 2018), og anvendes derfor som proxy.

6.3 Market Microstructures

Som beskrevet i litteraturstudiet, er market microstructures blandt en af de gennemgående forklaringer på ex-dividend day effekten. Dette aspekt findes dog ikke aktuelt at inddrage i analysen. Dette skyldes blandt andet, at argumentet vedrørende *discreteness* i aktiekurser, er blevet mindre relevant. Som beskrevet er tick-værdien blevet mindre i forbindelse med harmoniseringen på Nasdaq Nordic (OMX Nasdaq Nordic). Yderligere gør den lavere frekvens af udbyttebetalinger i Danmark i forhold til det amerikanske marked, at udbyttets stykstørrelse generelt set er større, og tick-værdi har derfor mindre betydning. Dette ræsonnement understøttes af de eksisterende danske analyser, som heller ikke inddrager market microstructures aspektet, på trods af, at de finder sted før den omtalte harmonisering, der reducerede tick-størrelsen.

6.4 Likviditet

Likviditet, eller mangel herpå, er ikke blandt de mest udbredte forklaringer på ex-dividend day effekten. Men i et uddrag af tidligere analyser, er der evidens for, at likviditet kan forklare noget af variationen i kursreaktionen på ex-dagen. Dette er tilfældet både i de danske analyser og i enkelte nyere analyser af ex-dividend day effekten, heriblandt Dupuis (2019). Derudover, er der i datasættet tendenser, der peger på at likviditet har betydning for kursreaktionen på ex-dagen. Derfor inddrages en betragtning af likviditet som en forklarende faktor for variationen i $\frac{\Delta P^*}{D}$ i denne analyse.

Som tidligere beskrevet, argumenterer Erichsen (2004) for, at øget likviditet på det danske aktiemarked, forventes at medføre en reduceret ex-dividend day effekt. Erichsen (2004) finder, at den relative kursreaktion blandt de danske KFX-aktier er markant større end når hele det danske marked betragtes⁸. KFX-aktierne må forventes at være blandt de mest likvide i Danmark, da dette er kriteriet for at være en del af indekset⁹. Erichsen (2004) inddrager en KFX-dummy i sin analyse, og finder at koefficienten for denne er positiv og signifikant forskellig fra en, ved et konfidensinterval på 95%. KFX-dummyen bliver ikke direkte beskrevet som en proxy for likviditet i Erichsens analyse, men hun konstaterer dog at aktierne i indekset er blandt de mest højlikvide på markedet. Christensen (2010) inddrager også et likviditets mål i sin analyse, hvorigennem han viser, at likviditet i aktien er positivt korreleret med $\frac{\Delta P^*}{D}$, hvilket betyder, at kursen korrigerer mere ved høj likviditet. Christensen (2010) anvender en dummy baseret på handel 20 dage inden og efter ex-dagen som likviditetsmål, og klassificerer yderligere alle aktier i C20-indekset som højlikvide. Christensen (2010) finder også en positiv koefficient for sin likviditetsdummy, som er signifikant ved et 90% konfidensinterval.

Ses der udover de danske analyser, er der i en analyse af ex-dividend day effekten i United Arab Emirates, fundet en sammenhæng mellem likviditet og den relative kursreaktion på ex-dagen (Dupuis, 2019). Ifølge analysen vil øget likviditet reducere det overnormale afkast på ex-dagen ved en større kursreaktion. I analysen anvender (Dupuis, 2019) Daily Volume over free-float som et likviditetsmål/illikviditetsmål. Lignende resultater ses i andre mindre analyser af effekten.

På trods af, at det kun er et lille uddrag af de eksisterende analyser der inddrager et likviditetsmål, ses der hovedsageligt en positiv relation mellem likviditet og den relative kursreaktion i de analyser, der gør. Der er dog ikke konsistens i de anvendte likviditetsmål analyserne imellem. Det forekommer ikke overraskende, at likviditet er fundet positivt korreleret med kursreaktionen, da det som tidligere beskrevet er netop handel, der skaber kursreaktionen.

⁸ Kursreaktionen på det danske marked i perioden 1990-2002 var i gennemsnit 38,21%, hvor den for aktier i KFX-indekset var 58,19% i samme periode (Erichsen, 2004).

⁹ KFX-aktierne udvælges to gange årligt ud fra to kriterier, størst omsætning målt i kursværdi samt oftest omsatte aktier (DST – Aktieindekset KFX).

I perioden 2008-2018, ses der i overensstemmelse med Erichsen (2004), en tydelig forskel i kursreaktionen for aktierne i C25 indekset mod de resterende aktier. Som det fremgår af nedenstående tabel, er den gennemsnitlige $\frac{\Delta P^*}{D}$ meget på tæt på at være 100% af udbyttet for C25-aktierne, hvorimod kursen i gennemsnit falder med lige over 60% af udbyttet for aktierne uden for indekset. C25-indekset kan betragtes som den nye version af KFX-indekset, og er en udvidelse af C20-indekset, som blev foretaget i slutningen af 2018. Udvælgelsen af aktierne i indekset er derfor i overensstemmelse med kriterierne beskrevet for KFX-indekset; størrelse og omsættelighed. Derfor, kan en C25-dummy anvendes som en proxy for likviditet. Som det yderligere fremgår af nedenstående, er turnover og volumen højere for aktier i C25 indekset, dette er indlysende givet de beskrevne kriterier, og bakker op om anvendelsen af C25 som proxy for likviditet i aktierne. Et mere specifikt mål for aktie-likviditet kunne være anvendt, som *Share Turnover* eller *Amihud Illiquidity Measure*, men C25 forventes at være tilstrækkelige i denne analyse. Turnover inddrages dog også i analysen, for at undersøge om $\frac{\Delta P^*}{D}$ primært er forbundet med om aktierne er en del af indekset eller om effekten i højere grad er knyttet til i hvilket omfang aktierne er omsat i forbindelse med udbyttebetalingen.

	$\Delta P^*/D$		Turnover	Volume
	Antal observationer	Gennemsnit	Gennemsnit	Gennemsnit
Alle	564	72,88%	78.898.006,30	29,06
Aktier uden for	371	61,01%	7.078.618,54	45.144,90
Aktier i C25 ind	193	95,69%	216.210.721,76	808.628,41

Figur 17 - $\frac{\Delta P^*}{D}$, turnover og volume for aktier i og uden for C25-indekset

I forbindelse med brugen af C25 som en proxy for likviditet, er det relevant også at betragte, hvad, der ellers adskiller C25 aktierne fra de andre i forbindelse med udbyttebetaling. I nedenstående tabel ses en oversigt over dividend yield for selskaber i og uden for indekset. Hertil skal det bemærkes, at selskaberne uden for indekset inkluderer SPEAS og SCD, som har bemærkelsesværdige høj dividend yield, hvilket er reflekteret i forskellen på gennemsnit og median. Som tidligere nævnt, skiller disse selskaber sig ud fra de andre børsnoterede selskaber, hvorfor der er inkluderet et mål for både dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$ uden SPEAS og SCD. Dette kan hjælpe med at forudsige og forstå de to selskabers indflydelse på resultatet ved anvendelsen af denne proxy.

	Dividend Yield				Dividend Yield u/ Speas & SCD		
	Antal observationer	Gennemsnit	Median		Antal observationer	Gennemsnit	Median
Alle	564	9,36%	2,53%		536	3,46%	2,44%
Aktier uden for C25	371	12,93%	2,93%		343	4,00%	2,69%
Aktier i C25 indekset	193	2,49%	2,00%		193	2,49%	2,00%

	$\Delta P^*/D$				$\Delta P^*/D$ u/ Speas & SCD		
	Antal observationer	Gennemsnit	Median		Antal observationer	Gennemsnit	Median
Alle	564	72,88%	74,03%		536	75,58%	76,84%
Aktier uden for C25	371	61,01%	61,09%		343	64,26%	65,87%
Aktier i C25 indekset	193	95,69%	91,91%		193	95,69%	91,91%

Figur 18 - $\frac{\Delta P^*}{D}$ og dividend yield for C25 – SPEAS og SCD

Som det fremgår er dividend yield højere for aktierne uden for indekset, selv når der tages højde for SPEAS og SCD. Da der med udgangspunkt i den skatteinducerede klientel effekt, forventes en positiv sammenhæng mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$, er det overraskende, at den relative kursreaktion er højere blandt C25 aktierne, hvor dividend yield i gennemsnit er lavere end blandt de resterende aktier. Dette understøtter interessen i at inddrage likviditet som forklaringsårsag i analysen.

6.5 Sektorer

Et branchemål er inddraget i et uddrag af analyser af ex-dividend day effekten, heriblandt de to danske af Erichsen (2004) og Christensen (2010), der dog ikke har overensstemmende resultater. Erichsen (2004) finder at ex-dividend day effekten er signifikant mindre for banksektoren, hvorimod Christensen ikke finder banksektoren eller andre brancher signifikante. I forlængelse af dette inddrages et branchemål også i denne analyse.

Nedestående tabel giver et overblik over tendensen for $\frac{\Delta P^*}{D}$ og dividend yield, for sektorene i analysen. Sektorerne er klassificeret i overensstemmelse med Børsen og Nasdaq Nordic. I oversigten, kan det ses, hvordan nogle af de klassificerede sektorer indeholder meget få observationer, hvilket skyldes, at disse sektorer kun indeholder enkelte udbyttebetalende selskaber. Derfor, kan der i grupperne med få observationer ikke i samme grad tales om en

tendens i dividend yield, men derimod enkelte selskabers udbyttepolitik. Derfor er det kun grupperne med flest observationer der vil betragtes i denne analyse. Dette inkluderer Finans, Industri og Sundhedspleje, hvor det skal bemærkes at SPEAS og SCD hører under Finanssektoren. Ekskluderes de to selskaber fra sektoren er gennemsnit for $\frac{\Delta P^*}{D}$ 68,19% og medianen 79,29% - gennemsnit for dividend yield 3,70% og medianen 2,78%. Derved, er sundhedspleje den, der skiller sig mest ud, med lavt dividend yield og en gennemsnitlig kursreaktion der stort set svarer til udbyttet per aktie.

Sektor	observationer	$\Delta P^*/D$		Dividend yield	
		Gennemsnit	Median	Gennemsnit	Median
Basismaterialer	5	-20,86%	-67,84%	1,30%	1,13%
Finans	157	59,03%	52,58%	24,82%	3,23%
Forbrugstjenester	28	57,43%	60,49%	9,18%	4,76%
Forbrugsvarer	59	75,83%	70,49%	2,84%	2,07%
Forsyning	4	10,19%	41,76%	2,97%	2,68%
Industri	188	67,78%	69,13%	3,74%	2,79%
Olie & Gas	4	87,68%	78,15%	1,64%	1,57%
Sundhedspleje	89	101,98%	98,24%	1,73%	1,57%
Teknologi	30	121,55%	110,77%	2,38%	2,15%

Figur 19 – gennemsnitlig $\frac{\Delta P^*}{D}$ og dividend yield fordelt på sektorer

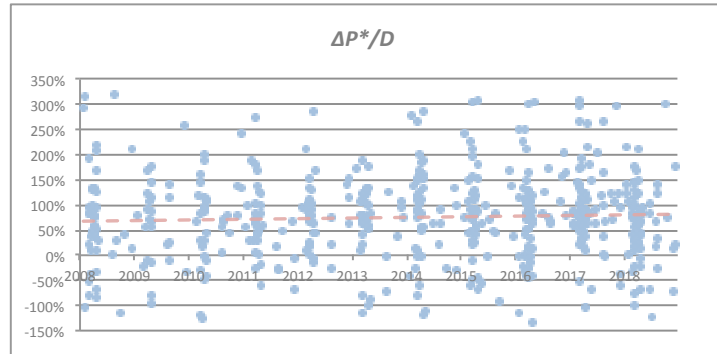
I sundhedssektoren er der 9 udbyttebetalende selskaber, hvoraf kun 2 ikke er en del af C25 indekset, hvilket resulterer i, at sektoren kun indeholder 14 observationer udenfor indekset. Dette kan være årsaget til, at der ses samme tendens til lav dividend yield og høj kursreaktion, som for aktierne i C25-indekset.

6.6 Udvikling over analysens år

Som tidligere illustreret, er der over perioden en let stigning i $\frac{\Delta P^*}{D}$. Denne tendens er dog ikke helt konsekvent, da $\frac{\Delta P^*}{D}$ medianen for 2018 er i den lave ende og høj allerede i 2010, hvorefter der ses en let nedgang. Men ses udviklingen sammenlignet med de tidligere danske analyser, er der en klar reduktion af ex-dividend day effekten, og $\frac{\Delta P^*}{D}$ har bevæget sig tættere på en. I nedenstående figur, er udviklingen i $\frac{\Delta P^*}{D}$ illustreret, efter at SPEAS og SCD er ekskluderet, og heraf fremgår det stadig, at der er en positiv udvikling i $\frac{\Delta P^*}{D}$, der er en anelse mere konsekvent,

end når de to selskaber inddrages. For at teste om udviklingen over år er signifikant, inkluderes en trend-variabel får år i regressionsanalysen. Variablen er sat op, så den er 0, hvis udbyttebetalingen falder i 2008, 1 hvis den falder i 2009 osv.

År	$\Delta P^*/D$		Antal Observationer
	Gennemsnit	Median	
2008	68,96%	54,00%	48
2009	66,01%	70,91%	25
2010	66,20%	77,78%	35
2011	60,60%	57,72%	38
2012	84,33%	89,29%	37
2013	67,33%	79,13%	40
2014	83,75%	91,69%	47
2015	80,12%	75,88%	53
2016	80,12%	78,48%	61
2017	94,83%	85,90%	80
2018	61,93%	64,67%	72



Figur 20 - $\frac{\Delta P^*}{D}$ fra 2008-2018 med SPEAS og SCD ekskluderet

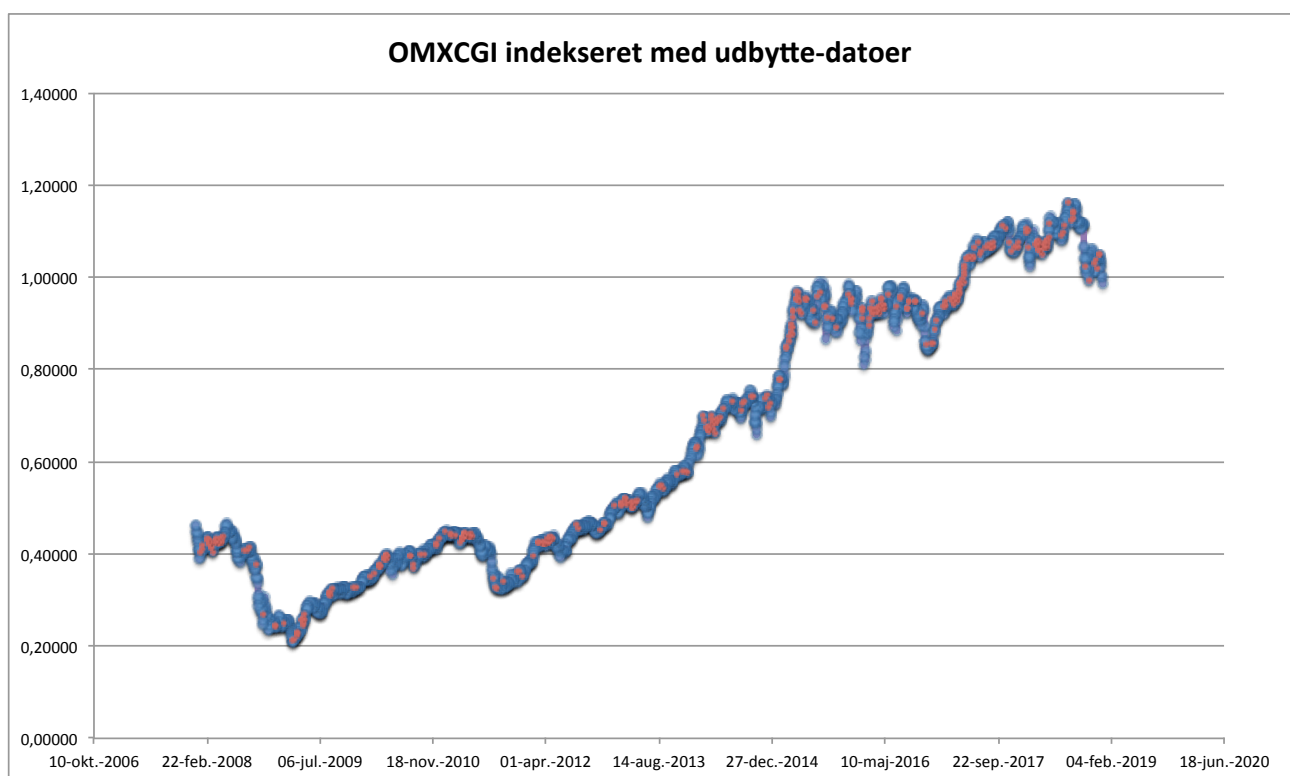
Det fremgår ikke helt klart, hvad der har påvirket $\frac{\Delta P^*}{D}$ positivt over tid. Som beskrevet er udviklingen i dividend yield ret stabil over perioden, hvis SPEAS og SCD ikke medtages. Christensen (2010) tilskriver i nogen grad udvikling en øget tilstedeværelse af short-term traders, men i denne analyse er der ikke blevet identificeret en stigning i overnormal handelsvolumen omkring ex-dagen. Dog har der ifølge en analyse fra Finanstilsynet (2019) været en stigning i likviditet på det danske aktiemarked, hvori en reduktion i handelsomkostninger er blevet identificeret. Dette kan have påvirket ex-dividend day effekten.

6.7 Momentum

Som beskrevet, betragter eksisterende analyser ikke en potentiel sammenhæng mellem aktiemomentum og ex-dividend day effekten. I denne analyse vil dette perspektiv inddrages, for at undersøge om der kan være en sammenhæng mellem aktiers performance og deres kursreaktion i forbindelse med udbyttets frafald. Hertil skal det understreges, at analysens formål ikke er at finde en forklaringsårsag til momentum-effekten. Til at måle momentum anvendes *the price rate of change* (ROC), som måler den procentvise prisændring. Til formålet tages der udgangspunkt i cum-dagen, således at ROC beregnes:

$$Price\ ROC = \frac{P_{Cum} - P_{Cum-n}}{P_{Cum-n}} \quad (8)$$

Hvor n er 1-, 3-, 6-, 9- og 12-måneder, hvilket resulterer i 5 ROC-mål. Selvom de danske udbyttebetalingerne hovedsageligt falder i samme periode af året, vil forskellen i hvornår udbetalingen frafalder, gøre at de respektive ROC-værdier ikke vil være sammenlignelige observationerne imellem. Dette skyldes, at målene må forventes at være påvirket af tendenserne i markedet over den målte periode. I de fleste af de 11 år inkluderet i analysen, er der vækst i markedet, som det ses i nedenstående plot over OMXCGI indekset. Kun i 2008, 2011, 2016 og 2018 er afkastet for indekset negativt, hvoraf det er mest bemærkelsesværdigt i 2008 og 2011 (Se Appendiks II). De røde plots afspejler de dage, hvor udbyttebetalingerne frafalder, og som det ses er der forskellige tendenser i markedet i perioderne op til de respektive cum-datoer. Derfor, er der taget højde for markedsafkastet i samme periode som ROC er målt.



Figur 21 - OMXCGI indekset fra 2008-2019 (indekseret)

Fra et adfærdsøkonomisk perspektiv, kan der forventes at være en negativ korrelation mellem $\frac{\Delta P^*}{D}$ og kortsigtede mål for ROC, da prisen korrigerer for tidligere underreaktion. Denne antagelse laves i forlængelse med Barberis et al. (1998) klassificering af momentum. En

negativ korrelation mellem $\frac{\Delta P^*}{D}$ og kortsigtede mål for ROC, betyder at kursen vil falde mindre når ROC er højere. Det modsatte kan forventes af ROC for 12 måneder, grundet mean reversion. Da momentum ikke er inddraget i tidligere analyser, laves regressionsanalyserne både med og uden ROC mål. Dette giver et bedre udgangspunkt for at sammenligne med de eksisterende analyser, samt vurdere hvordan ROC påvirker analysen og forklaringsgraden.

6.8 Abnormal return

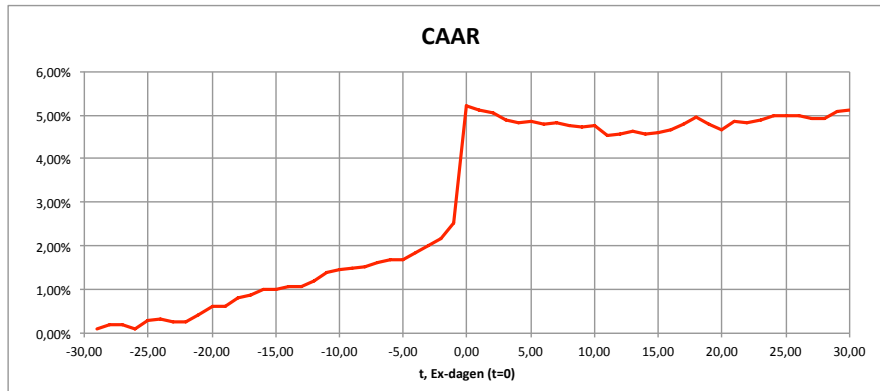
I forlængelse af inddragelsen af momentum, er abnormal return (det overnormale afkast) i dagende rundt om ex-udbytte dagen også observeret. Dette er gjort i 30 dage inden og 30 dage efter ex-udbytte prisen. Det overnormale afkast, måles i overensstemmelse med Kliger & Gurevich (2014), hvor afkastet korrigeres for det normale afkast, så det på ex dagen beregnes som;

$$AR_{t=0} = \frac{P_{EX} - P_{Cum} + D}{P_{Ex}} - R_{OMXCGI} \quad (9)$$

På de resterende dage beregnes det overnormale afkast som;

$$AR_{tx} = \frac{P_x - P_{x-1}}{P_x} - R_{OMXCGI} \quad (10)$$

Observeres det Cumulative average abnormal return (CAAR), som er det kumulerede overnormale afkast, over perioden, giver det samme billede som prisudviklingen, nemlig at der er et overnormalt afkast i perioden op til udbyttets frafald. Samtidig viser afkastet fra cum-dagen, ($t = -1$) til ex-dagen, ($t = 0$) at prisen ikke justerer fuldt ud for udbyttet, hvilket resulterer i et positivt overnormalt afkast. Ud fra CAAR fremgår det ikke, at prisen justerer for det overnormale afkast efter udbyttets frafald, dette er også i tråd med prisudviklingen, som flader ud efter udbyttets frafald. Det skal bemærkes, at CAAR er påvirkelig af enkelte observationer, med højt overnormalt afkast, men ser vi på median, giver det samme billede som på nedenstående plot.



Figur 22 - Cumulative average abnormal return (CAAR)

Det er det overnormale afkast i dagene op til udbyttets frafald, der inddrages i den statistiske analyse. Da der allerede ved ROC inddrages et mål for stigningen i måneden op til udbyttets frafald, er det et kortsigtet mål af det overnormale afkast dagen inden udbyttets frafald der inddrages.

6.9 Afrunding

For at opsummere ovenstående, vil følgende variabler blive inkluderet i den statistiske analyse; dividend yield, high-low spread, en C25-dummy, Turnover, en sektor-dummy for Finans, Industri og sundhedspleje sektoren, en trend-variable for år, Price rate of change over 1, 3, 6, 9, og 12 måneder og overnormalt afkast målt på cum-dagen.

Ud fra dette afsnit, er der forud for den statistiske del af analysen, nogle forventninger til resultaterne, forventningerne er opsummeret i Figur 23. Der forventes en positiv korrelation mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$, da dette er blevet dokumenteret i hovedparten af de eksisterende analyser og understøtter både den skatteinducerede klienteffekt, samt tilstedeværelsen af short term traders. High-low spread anvendes som en proxy for transaktionsomkostninger, der forventes en negativ korrelation mellem denne proxy og $\frac{\Delta P^*}{D}$, da $\frac{\Delta P^*}{D}$ bør bevæge sig mod én når transaktionsomkostningerne falder. Her skal der dog tages højde for, at det ikke er en perfekt proxy, der anvendes. C25 dummyen og Turnover forventes at være positivt korrelerede med $\frac{\Delta P^*}{D}$, da øget likviditet i aktien forventes at fjerne effekten. Analysen vil blive kørt med og uden turnover for at undersøge om $\frac{\Delta P^*}{D}$ er afhængig af, at aktierne er i C25 indekset, eller i

højere grad af omsætningen af aktien. Sektor-dummyerne inkluderes for at undersøge om der er en sammenhæng mellem sektor og $\frac{\Delta P^*}{D}$. Som beskrevet er størstedelen af selskaberne i sundhedspleje-sektoren del af C25 indekset, hvilket vil være med i betragtningerne, når modellen testes for multikollinearitet. Trend-variablen for år inkluderes for at vise om der er nogen udvikling over tid, og der forventes her en positiv korrelation, da $\frac{\Delta P^*}{D}$ er let stigende over perioden. Regressionsanalyserne vil blive foretaget med og uden price rate of change variablerne, da disse er en udvidelse til tidligere analyser. Derfor vil betydningen af inddragelsen af variablerne også blive berørt. Det overnormale afkast på cum-dagen inddrages derimod som udgangspunkt i regressionsanalyserne. Regressionsanalyserne opstilles ud fra disse variabler, og er beskrevet i næste kapitel.

Variabel	Forventning til koefficient	Kommentar:
Dividend Yield	+	Medtages i forbindelse med den skatteinducerede klienteffekt og Skatteinduceret handel
High-Low Spread	-	Proxy for transaktionsomkostninger, skatteinduceret handel
C25-dummy	+	Proxy for likviditet
Turnover	+	Proxy for likviditet
Sektordummys		Medtages for at undersøge om effekten er sektorafhængig
År-trend	+	Trendvariablen medtages for at teste om udviklingen er signifikant
Abnormal Return		Det overnormale afkast på cum-dagen
ROC	+/-	Proxy for momentum, forventes en negativ for de kortsigtede og positiv for langsigtede mål

Figur 23 – Forventning til udvalgte variabler

Kapitel 7

7 Multipel regressionsanalyse

I dette afsnit opstilles regressionsanalysen. Formålet med analysen er at estimere en årsagssammenhæng imellem ex-dividend day effekten og variableerne beskrevet i forrige afsnit. Regressionsanalysen baseres på observationer uden outliers, hvilket betyder, at der indgår 564 observationer i analysen. Regressionsanalysen opstilles som en ordinary least squared (OLS) regressionsanalyse, hvortil de underliggende antagelser også vil blive evalueret i dette afsnit.

7.1 OLS-regressionsmodellen

OLS-regressionsmodellen, som på dansk hedder Mindste Kvadraters Metode (MK), er en simpel statistisk model. Modellen hviler på en række underliggende antagelser, som skal være opfyldt inden for en vis grad før, at resultaterne kan anvendes. Blandt disse antagelser er der tre modelspecifikationer, som er, at regressionsmodellen skal indeholde relevante uafhængige variable, den afhængige variabel må ikke påvirke de uafhængige (ingen endogenitet) og der skal være en lineær sammenhæng mellem de uafhængige og den afhængige variabel. Den lineære sammenhæng gælder dog kun i forhold til modellens metriske variable og ikke de binære, begge vil indgå i denne model. Derudover er de underliggende antagelser (Lind et. al, 2015);

- 1) Ingen ekstreme observationer
- 2) Fravær af multikollinearitet
- 3) Ingen autokorrelation
- 4) Homoskedasticitet
- 5) Data kommer fra tilfældigt udvalgt stikprøve

Antagelserne forventes ikke at kunne opfyldes perfekt, men i analysen vil der testes for multikollinearitet og heteroskedasticitet, både for at kunne forstå effekten ved ikke at opfylde kravene, men også for at kunne reformulere modellen om nødvendigt. Autokorrelation inddrages ikke, da der arbejdes med cross-sectional data. Multikollineariteten vil blive evalueret ud fra variablernes korrelation og deres *variance inflation factor* (VIF). Der vil testes

for heteroskedasticitet både visuelt med scattor plots og med Breusch-Pagan F-testen, som begge kan hjælpe med at identificere, hvis der ikke er konstant varians i fejlledet. I forbindelse med testen af multikollinearitet og heteroskedasticitet, vil konsekvenserne af ikke at opfylde antagelserne blive uddybet.

At datasættet ikke skal indeholde ekstreme observationer, skal forstås som, at datasættet ikke må have uforholdsmæssige indflydelsesrige observationer (Lind et. al, 2015). Dette er til dels imødekommet ved frasorteringen af outliers, hvor 5% er fjernet i hver ende af $\frac{\Delta P^*}{D}$ -intervallet. De uafhængige variabler er gennemgået for potentielle fejl, men her kan der forekomme indflydelsesrige observationer, hvis en observation ligger langt fra gennemsnittet. Dividend yield for SPEAS og SCD er, tidligere i denne opgave, blevet identificeret som ekstreme observationer for dividend yield-variablen. SPEAS og SCD har ekstremt høj dividend yield for alle år de indgår i perioden, men $\frac{\Delta P^*}{D}$ ligger i den lave ende af intervallet. Denne form for indflydelsesrige observationer i de forklarende variabler kan påvirke koefficienterne, hvilket er med i begrundelsen for, at modellen bliver testet med og uden inddragelsen af SPEAS og SCD. Da datasættet består af alle observationer i perioden, med handel på cum- og ex-dagen, er der ikke tale om en stikprøve, og kravende til datasættets karakter anses for at være opfyldt.

En oversigt over variablerne inddraget i analysen, er givet i nedenstående tabel. Dette er variablerne udvalgt og beskrevet i det foregående afsnit, *Valg af forklarende variabler*.

Forklaring på de inddragede variabler

$\frac{\Delta P^*}{D}$:	<i>Kursreaktion relativt til udbyttebetaling nr. i.</i>
DY_i :	<i>Dividend yield for udbyttebetaling nr. i.</i>
$Spread_i$:	<i>High-low spread på ex-dagen for selskabet med udbyttebetaling nr. i.</i>
$C25_i$:	<i>Dummyvariabel som er 1 hvis udbyttebetaling i falder fra et C25 selskab.</i>
$Turnover_i$:	<i>Absolut turnover på ex-dagen for selskabet med udbyttebetaling nr. i.</i>
$Finans_i$:	<i>Dummyvariabel som er 1 hvis udbyttebetaling nr. i udbetales af et selskab i finans-sektoren</i>
$Industri_i$:	<i>Dummyvariabel som er 1 hvis udbyttebetaling nr. i udbetales af et selskab i Industri-sektoren</i>
$Sundhedspleje_i$:	<i>Dummyvariabel som er 1 hvis udbyttebetaling nr. i udbetales af et selskab i Sundhedspleje-sektoren</i>
Δr_i :	<i>Trendvariabel som er 0, hvis udbyttebetaling nr. i falder i 2008, 1 hvis udbetalingen falder i 2009 osv.</i>
AR_{t-1_i} :	<i>Overnormalt afkast på cum-dagen for selskaber med udbyttebetaling nr. i.</i>
ROC_{xm_i} :	<i>Price rate of change for x-måneder for selskaber med udbyttebetaling nr. i</i>

7.2 Opstilling af model:

Som beskrevet vil analysen gennemføres af to omgange, den første regression, der gennemføres er uden *ROC*-variablerne, hvorefter *ROC*-variablerne medtages i regression II. Grundet *ROC*-variabernes natur, forventes de at være korrelerede, hvilket bryder med de underliggende antagelser i OLS-modellen om ingen kollinearitet mellem kovariaterne. Inddragelsen af *ROC*-variablerne, vil derfor blive behandlet i et afsnit for sig. Den første regression, *regression I*, er derved opstillet som følgende;

$$\frac{\Delta P^*}{D} = \alpha_i + DY_i \beta_{i,1} + Spread_i \beta_{i,2} + C25_i \beta_{i,3} + Turnover_i \beta_{i,4} + Finans_i \beta_{i,5} + Industri_i \beta_{i,6} + Sundhedspleje_i \beta_{i,7} + \dot{A}r_i \beta_{i,8} + ARt_{-1,i} \beta_{i,9} + \varepsilon$$

Modellen vil blandt andet blive fortolket ud fra den justerede forklaringsgrad, R^2_{just} . Den justerede forklaringsgrad er valgt fremfor den ujusterede, da den ujusterede altid vil give en højere forklaringsgrad når flere variabler tilføjes. Dette tager den justerede forklaringsgrad højde for, da den kun øges når en ny variabel forbedrer regressionsmodellen. Dette gør det muligt at sammenligne resultaterne fra modellen med og uden *ROC*-variablerne, samt betydningen af ændringer i inkluderede variabler. Til at evaluere resultaterne foretages to hypotesetests. For at afgøre om der er *joint significance*, og om modellen formår at forklare nogen grad af variationerne i $\frac{\Delta P^*}{D}$, foretages en F-test, hvor hypotesen opstilles som følgende;

$$H_0: R^2 = 0$$

$$H_A: R^2 \neq 0$$

Nul-hypotesen skal tolkes som at alle koefficienter er nul og modellen forklarer derfor ingen variation i den afhængige variabel. Denne kan afvises, hvis $R^2 \neq 0$, da mindst en koefficient så ikke vil være lig nul og modellen derved forklarer nogen grad af variation i den afhængige variabel. Derudover testes det om koefficienterne for de enkelte variabler er statistisk signifikante. Hertil opstilles en hypotesetest, hvor nul-hypotesen er, at koefficienterne ikke er signifikant forskellig fra én. Hypotesen testes ved en tosidet t-test, hvor t beregnes som et ratio mellem koefficienten og standardfejlen. Hypotesetesten opstilles som følgende:

$$H_0: \beta_i = 0$$

$$H_A: \beta_i \neq 0$$

Regressionsmodellen testes også i forhold til at opfylde de underliggende antagelser for OLS-modellen. Dette fører til nogle nødvendige ændringer i modellen, og den endelige evaluering af modellens resultater vil derfor først blive diskuteret efter ændringerne. Dette gør det også muligt at redegøre for ændringernes betydning.

7.3 Regression I

$$\frac{\Delta P^*}{D} = \alpha_i + DY_i \beta_{i,1} + Spread_i \beta_{i,2} + C25_i \beta_{i,3} + Turnover_i \beta_{i,4} + Finans_i \beta_{i,5} + Industri_i \beta_{i,6} + Sundhedspleje_i \beta_{i,7} + \text{\AA}r_i \beta_{i,8} + AR_{t-1} \beta_{i,9} + \varepsilon$$

Resultat fra regression I, alle variabler uden ROC					
	Koefficient		t-test		p-værdi
Konstant		0,4340		3,88	0,000
DY	-	0,1674	-	1,76	0,079
Spread	-	0,0004	-	0,53	0,594
C25		0,2841		3,18	0,002
Turnover		0,0000		0,45	0,651
Finans	-	0,0499	-	0,51	0,607
Industri		0,0041	-	0,04	0,965
Sundhedspleje		0,1703		1,46	0,144
\AA r		0,0237		2,17	0,030
AR _{t-1}		4,2486		2,56	0,011
Adj. R ²					0,0656

Figur 24 – Regressionsanalyse I

Ud fra regression I, hvor alle variabler, bortset fra ROC-variablerne, er inkluderet, fremgår det at kun C25-dummen, trendvariablen for år og abnormal return på cum-dagen er signifikante ved et konfidensinterval på 95%. For de resterende variabler kan nul-hypotesen, $\beta_i = 0$, ikke afvises da koefficienterne ikke er signifikant forskellige fra en ved det givne konfidensinterval. Mest iøjnefaldende er det dog, at dividend yield har en negativ koefficient. Som beskrevet, har et overtal af de eksisterende empiriske analyser af ex-dividend day effekten fundet en positiv og signifikant korrelation mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$, som er i overensstemmelse med både skatteforklaringen og short-term traders. Køres samme regression uden SPEAS og SCD ændrer koefficientens fortegn sig ikke, men den absolutte t-værdi reduceres, så nul-hypotesen er langt fra at kunne blive afvist. Inden resultatet analyseres yderligere, testes modellen for de

underliggende OLS-antagelser, da disse har relevans for, hvorvidt der kan drages konklusioner af resultatet.

7.3.1 Multikollinearitet:

For at teste for multikollinearitet beregnes korrelationsmatricen for de inkluderede variabler. Her fremgår det, at der er en høj korrelation mellem turnover og C25, Sundhedspleje og C25 og en høj negativ korrelation mellem industri og finans. Da sundhedssektoren i overvejende grad består af aktier i C25 indekset, er det ikke overraskende at de to variabler har en høj korrelation. Det samme gælder for korrelationen mellem C25 og turnover, da det er påvist at turnover er markant højere blandt aktierne i C25-indekset end for de resterende.

Korrelationsmatrice, Regressionsanalyse I										
	$\Delta P^*/D$	DY	Spread	C25	Turnover	Finans	Industri	indhedsple	År	AR _{t-1}
$\Delta P^*/D$	1,0000									
DY	-0,1142	1,0000								
Spread	-0,0427	0,2228	1,0000							
C25	0,2212	-0,1403	0,0177	1,0000						
Turnover	0,1502	-0,0793	0,1038	0,5112	1,0000					
Finans	-0,0927	0,2719	0,0474	-0,1683	-0,1165	1,0000				
Industri	-0,0501	-0,1118	0,1594	-0,1467	-0,1309	-0,4375	1,0000			
Sundhedspleje	0,1641	-0,0923	-0,115	0,4462	0,2814	-0,2750	-0,3125	1,0000		
År	0,0689	0,1184	0,0348	-0,0023	0,0960	0,1521	-0,1971	-0,0434	1,0000	
AR _{t-1}	0,0720	0,0040	0,0008	-0,1185	-0,0346	-0,0168	0,0154	-0,1021	-0,0830	1,0000

Figur 25 – korrelationsmatrice for variabler inkluderet i regressionsanalyse I

Som beskrevet er en af de underliggende antagelser for OLS-modellen, at der ikke må være multikollinearitet eller perfekt kollinearitet mellem de uafhængige variabler. Er variablerne højt korrelerede, kan det være en udfordring at afgøre, hvilken variabel der er mest afgørende. Multikollinearitet kan reducere præcisionen af koefficienterne for variablerne, da det øger variansen og kan gøre p-værdien upålidelig, hvilket påvirker om variabelen bliver fundet signifikant. Derfor testes VIF også for alle de uafhængige variabler. VIF er en faktor, der fortæller hvor mange gange større variansen er for koefficient på grund af multikollinearitet. VIF beregnes ved;

$$VIF = \frac{1}{1 - r^2} \quad (11)$$

Hvor r^2 beregnes for hver af de forklarende variabler. Der er for VIF ikke nogen bestemt kritisk værdi, for hvilken multikollinearitet kan afvises, men ofte forbindes et niveau på over 2,5 med et *rødt flag* og indikation på høj multikollinearitet (Lind et. al, 2015). Umiddelbart fremgår VIF-værdierne for regressionen relativt lave, alle variabler har en værdi under 2,5 og er højest for Industri- og finans-variablerne som er på henholdsvis 1,78 og 1,72. Derfor fremgår multikollinearitet ikke som en stor bekymring i denne model.

Uafhængige variabler	VIF
Industri	1,78
Finans	1,72
Sundhedspleje	1,68
C25	1,66
Turnover	1,47
DY	1,16
Spread	1,14
År	1,09
AR _{t-1}	1,03

Figur 26 – Variance Inflation Factor (VIF) – Regression I

7.3.2 Heteroskedasticity

Der testes for heteroskedasticitet, da en af forudsætningerne for OLS-modellen er, at der er varianshomogenitet i fejlleddet for alle værdier af de uafhængige variabler. Varianshomogenitet i fejlleddet betyder, at der er samme varians i fejlleddet for alle observationer, altså at variansen i fejlleddet ikke afhænger af den afhængige variabel. Heteroskedasticitet er en bekymring for modellen, blandt andet på grund af fordelingen af dividend yield i forhold den afhængige variabel, $\frac{\Delta P^*}{D}$. Her ligner det, at der er en tendens til, at spredningen i $\frac{\Delta P^*}{D}$ er større ved lavere dividend yield end ved en høj dividend yield, så spredningen i fejlleddet forventes at være højere ved lavt dividend yield og derfor ikke at være homoskedasticitet. Plottes residualerne mod dividend yield, ligner det, at der er tale om en omvendt trompetform, hvilket bryder med forudsætningen om homoskedasticitet. Dette er også tilfældet for andre variabler, som Spread og Turnover. Grundet datatæthed evalueres heteroskedasticitet ikke ud fra disse plots alene.

Til at teste statistisk for heteroskedasticitet anvendes Breusch-Pagan F-testen, hvor der opstilles en regression med de uafhængige variabler fra den originale model og de kvadrerede residualer som den afhængige variabel. Dette resulterer i en F-værdi på 3,95 med en p-værdi på 0,0001, og homoskedasticitet kan derfor afvises, hvilket betyder at de uafhængige variabler formodes at være signifikante i forudsigeligheden af de kvadrerede residualer. Heteroskedasticitet påvirker standardfejlen så t-værdierne ikke er pålidelige, hvilket er problematisk for hypotesetesten.

7.3.3 Håndtering af heteroskedasticitet

Da hypotesen om homoskedasticitet i residualernes varians kan afvises med et meget højt signifikansniveau, er det nødvendigt at ændre regressionen for opfyldte antagelserne i en OLS-model. Da heteroskedasticitet påvirker standardfejlen og derved t-værdierne, kan det medføre, at der drages forkerte konklusioner om hvilke forklarende variabler, der er signifikante. Heteroskedasticitet kan håndteres på flere måder, blandt andet ved non-linear transformation, for at forbedre det lineære forhold mellem variablerne eller ved at bruge en weighted least squares-model (WLS). I denne analyse bliver heteroskedasticiteten håndteret ved at anvende robuste standardfejl, hvilket fører til nedestående resultat;

Resultat fra regression I, alle variabler uden ROC - Robust				
	Koefficient		t-test	p-værdi
Konstant		0,4340	3,39	0,001
DY	-	0,1674	- 4,62	0,000
Spread	-	0,0004	- 0,96	0,337
C25		0,2841	3,19	0,002
Turnover		0,0000	0,52	0,602
Finans	-	0,0499	- 0,49	0,628
Industri		0,0041	0,04	0,968
Sundhedspleje		0,1703	1,19	0,223
År		0,0237	2,11	0,035
AR _{t-1}		4,2486	2,11	0,035
Adj. R ²				0,0656

Figur 27 – Regression I, Robust

Som forventet er der for flere af variablerne en deflation i standardfejlen, hvilket gør det nemmere for variablerne at blive vurderet signifikante. Standardfejlen er ikke inkluderet i ovenstående tabel, men kan skrives som en funktion af koefficienten og t-værdien, og da koefficienterne ikke ændres, er dette reflekteret i t-værdierne. Da standardfejlene typisk reduceres, kan det være en fordel at være mere konservativ i forhold til signifikans niveauet, der vil dog fortsat tages udgangspunkt i et signifikansniveau på 95%. Sammenlignes resultatet med inden anvendelsen af robuste standardfejl, ses det at dividend yield nu også er signifikant, men at det ellers er de samme variabler, der signifikante ved et 95% konfidensinterval; C25-dummyen, År trend-variablen og AR_{t-1} . I forhold til dividend yield skal det understreges at denne variabel absolut ikke er signifikant når SPEAS og SCD ekskluderes før anvendelsen af robuste standardfejl. Dette er i tråd med forventningerne til de to selskabers indflydelse, da observationerne kan betragtes som ekstreme og derfor påvirker standardfejlen, hvilket ses i resultaterne når robuste standardfejl anvendes.

7.3.4 Backwards selection

Da det forud for analysen ikke har været klart, hvilke variabler, der vil skabe den bedste forklaringsgrad for $\frac{\Delta P^*}{D}$, er alle variablerne som udgangspunkt inkluderet i analysen. Som beskrevet, er udvælgelsen af variabler baseret på empiri fra eksisterende analyser, samt tendenser i datasættet, men dette stiller ikke garanti for, at de enkelte variabler bidrager til forudsigeligheden af $\frac{\Delta P^*}{D}$. For at forbedre modellen og maksimere forklaringsgraden foretages en *backwards elimination*, hvor forklarende variabler, der ikke bidrager til modellen fjernes stepvist. Forud for denne eliminering skal det bemærkes at modellen nu indeholder flere variabler med ekstremt lave koefficienter og t-værdier, hvortil nul-hypotesen ikke kan afvises og der ikke kan identificeres nogen sammenhæng mellem dem af den forklarende variabel¹⁰. I eliminationen fjernes variabler med signifikansniveau på under 5% fra modellen stepvist, dette resulterer i en endelig model bestående af fire variabler, der formuleres;

$$\frac{\Delta P^*}{D} = \alpha_i + DY_i \beta_{i,1} + C25_i \beta_{i,2} + \text{År}_i \beta_{i,3} + AR_{t-1,i} \beta_{i,4} + \varepsilon^{11}$$

¹⁰ For Turnover skyldes dette den store variation i turnover virksomhederne imellem, transformeres variabelen for at kompensere for dette, øges t-værdien ikke.

¹¹ Regressionen er foretaget med robuste standard fejl

Resultat fra regression I efter eliminering - Robust			
	Koefficient	t-test	p-værdi
Konstant	0,4337	4,99	0,000
DY	- 0,1986	- 5,39	0,000
C25	0,3659	5,03	0,000
År	0,0224	2,06	0,040
AR _{t-1}	4,1344	2,10	0,036
Adj. R ²			0,0664

Figur 28 – Regression I efter backwards selection, Robust

Ved denne eliminering er de variabler med højere korrelation ekskluderet fra modellen, og VIF for de tilbageværende variabler ligger meget tæt på én (mellem 1,03-1,02), og modellen bryder derfor ikke med antagelsen om multikollinearitet. Det justerede R^2 ændrer sig ved elimineringen fra 6,56% til 6,64%, hvilket er en lille forbedring, men indikerer, at variablerne i analysen kun forklarer begrænset variation i $\frac{\Delta P^*}{D}$ ¹². Foretages elimineringen uden SPEAS og SCD er dividend yield ikke med i den endelige analyse, da t-værdien er lav og p-værdien derfor er uden for konfidensintervallet. Nedenstående tabel viser resultatet af den endelige model, når SPEAS og SCD ekskluderes fra analysen.

$$\frac{\Delta P^*}{D} = \alpha_i + C25_i \beta_{i,1} + \text{År}_i \beta_{i,2} + \text{AR}_{t-1} \beta_{i,3} + \varepsilon^{13}$$

Resultat fra regression I uden SCD & Speas - Robust			
	Koefficient	t-test	p-værdi
Konstant	0,4462	5,11	0,000
C25	0,3576	4,90	0,000
År	0,0217	1,97	0,037
AR _{t-1}	4,1169	2,05	0,036
Adj. R ²			0,0534

Figur 29 – Regression I uden SPEAS og SCD efter backwards selection, Robust

Med ekskluderingen af SPEAS og SCD og derved dividend yield, er heterodeskacitet ikke et problem og regressionen kan gennemføres uden robuste standardfejl. Dette ændrer dog ikke

¹² Justeret R^2 er beregnet ud fra modellen uden robuste standardfejl, da R^2 ikke ændres ved anvendelsen af robuste standardfejl.

¹³ Regressionen er foretaget med robuste standard fejl

på, hvilke variabler, der er signifikante og som beskrevet, er koefficienterne ikke påvirket af heteroskedasticitet. Så ekskluderingen af SPEAS og SCD ændrer overordnet set kun på evalueringen af dividend yield¹⁴.

Som beskrevet, er resultatet for dividend yield overraskende, da koefficienten er negativ. Dette modstrider med langt de fleste eksisterende analyser og forklaringer som den skatteinducerede klienteleffekt og kortsigtet handel i forbindelse med udbyttebetalinger. Derfor, vil jeg allerede være tilbøjelig til ikke at konkludere for meget ud fra resultatet for dividend yield variabelen, på trods af, at begge nul-hypoteser kan afvises når modellen opstilles med robuste standardfejl. At dividend yield variabelen ikke er signifikant når observationerne fra SPEAS og SCD ekskluderes, viser at standardfejlen i høj grad er påvirket af disse og, at de kan betragtes som ekstreme observationer. Som beskrevet ændrer ekskluderingen af de to, ikke på koefficientens fortegn, dog reduceres den og bliver langt fra signifikant. At variabelen ikke klart er signifikant, er i sig selv overraskende, da det er en af de variabler der gentagende gange er fundet signifikant i statistiske analyser af ex-dividend day effekten. Blandt de tidligere danske analyser er der også fundet en positiv og signifikant relation mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$ (Erichsen, 2002, Christensen, 2010). Resultatet i denne analyse er dog i tråd med de tendenser, der er påvist i datasættet. Blandt andet sås der en lavere dividend yield blandt aktierne i C25 indekset, hvor den gennemsnitlige $\frac{\Delta P^*}{D}$ var højere end for de resterende aktier. Derudover, ses der over perioden en let stigning i $\frac{\Delta P^*}{D}$, hvorimod udviklingen i dividend yield er flad, når der ikke tages højde for SPEAS og SCD, som påvirker de sidste år af perioden.

Udover dividend yield er det kun de tre variabler, C25, År og AR_{t0} , der er fundet signifikante i variationen af $\frac{\Delta P^*}{D}$. Alle tre var også signifikante før anvendelsen af robuste standardfejl og eliminering af variabler. C25-dummyen er binær og det betyder at koefficienten skal tolkes anderledes end for de metriske variabler. For en binærvariabel er koefficienten 'et skift' i basislinjen, holdes de andre forklarende variabler konstante vil $\frac{\Delta P^*}{D}$ være 0,3693 højere for selskaber i C25-indekset, altså er det forskellen i skæringspunktet. Umiddelbart er dette en stor forskel, da det svare til en ændring på 36,93% af udbyttet per aktie, hvilket dog er i god

¹⁴ Som det fremgår har SPEAS og SCD en betydning for koefficienternes værdi og standardfejl, men fortegn er det samme og alle tre variabler er signifikante uafhængigt af inddragelsen af de to selskaber, anvendelsen af robuste standard fejl og dividend yield som en del af modellen.

tråd med tendenserne i datasættet, hvor $\frac{\Delta P^*}{D}$ gennemsnittet for aktierne i C25-indekset, som påvist, er næsten 35% højere end for de resterende.

Koefficienten for AR_{t-1} , som er abnormal return på cum-dagen, er positiv og signifikant. AR_{t0} er en metrisk variabel, og derfor skal koefficienten tolkes som hældning. Den positive koefficient for AR_{t0} , indikerer, at et over normalt afkast på cum-dagen fører til en større kursreaktion på ex-dagen, altså en stigning i $\frac{\Delta P^*}{D}$. Det er svært at pege direkte på, hvad der er årsag til dette. Der er som påvist en stigning i aktiekursen i dagene op til udbyttets frafald, hertil kan det være interessant at undersøge om der er en sammenhæng mellem aktiernes kursudvikling op til udbyttets frafald og $\frac{\Delta P^*}{D}$. ROC_{1m} vil være relevant i denne sammenhæng. Den positive koefficient kan også tolkes som 'en lokal' reversion, hvor der på ex-dagen både skal korrigeres for udbyttet og det overnormale afkast på cum-dagen.

For trend-variablen for år, er koefficienten også positiv og signifikant. Dette er fint i overensstemmelse med den observerede trend for $\frac{\Delta P^*}{D}$, som stiger let over perioden. Der er ikke, blandt de tidligere danske analyser, kunne påvises en sammenhæng mellem $\frac{\Delta P^*}{D}$ og år, men som illustreret er effekten reduceret på det danske marked siden 1988. Det kan ud fra denne analyse ikke identificeres, hvad der er forklaringen på reduktionen i effekten, men det kan påpeges at Finanstilsynet (2019) har identificeret øget likviditet i det danske aktiemarked fra 2008 og frem.

7.4 Inddragelsen af ROC-variableerne - regression II

I denne del af analysen inddrages ROC-variableerne. Modellen opstilles som første step i regression II, hvorefter der foretages backwards elimination for kun at bevare variableerne signifikante ved et 95% konfidensinterval. Som beskrevet, forventes der høj korrelation mellem ROC-variableerne og derfor, at de ikke alle kan inddrages uden at bryde antagelsen om fravær af multikollinearitet. Forventningen bliver bekræftet i korrelationsmatricen mellem alle variable og ved høje VIF for ROC-variableerne på 3-12 måneder, når regressionen opstilles som;

$$\frac{\Delta P^*}{D} = \alpha_i + DY_i \beta_{i,1} + Spread_i \beta_{i,2} + C25_i \beta_{i,3} + Turnover_i \beta_{i,4} + Finans_i \beta_{i,5} + Industri_i \beta_{i,6} + Sundhedspleje_i \beta_{i,7} + År_i \beta_{i,8} + AR_{t-1} \beta_{i,9} + ROC_{xm} \beta_{i,10} + \varepsilon$$

Korrelationsmatrice, Regressionsanalyse II															
	$\Delta P^*/D$	DY	Spread	C25	Turnover	Finans	Industri	Sundh.	År	AR_{t-1}	ROC_{1m}	ROC_{3m}	ROC_{6m}	ROC_{9m}	ROC_{12m}
$\Delta P^*/D$	1,0000														
DY	-0,1137	1,0000													
Spread	-0,0590	0,1518	1,0000												
C25	0,2356	-0,1463	-0,0391	1,0000											
Turnover	0,1603	-0,0791	0,1363	0,5157	1,0000										
Finans	-0,0819	0,2700	-0,0126	-0,1751	-0,1347	1,0000									
Industri	-0,0613	-0,1040	0,2192	-0,1507	-0,1405	-0,4120	1,0000								
Sundhedspleje	0,1883	-0,0936	-0,1229	0,4268	0,2725	-0,2934	-0,3387	1,0000							
År	0,0377	0,1194	0,0098	-0,0508	0,1098	0,2023	-0,1929	-0,0966	1,0000						
AR_{t-1}	0,0824	0,0153	0,0181	-0,1332	-0,0217	0,0303	0,0669	-0,1381	-0,0420	1,0000					
ROC_{1m}	-0,0108	-0,0078	-0,0238	-0,0122	-0,0780	-0,1061	0,0678	0,0195	-0,1296	0,2550	1,0000				
ROC_{3m}	-0,0474	0,0023	-0,0327	0,0176	-0,0336	-0,1134	0,0306	0,0474	-0,0248	0,0417	0,5347	1,0000			
ROC_{6m}	-0,0171	-0,0654	-0,1045	0,0709	-0,0289	-0,1467	0,0460	0,0698	-0,0611	0,0401	0,2735	0,6084	1,0000		
ROC_{9m}	-0,1062	-0,1219	-0,1159	0,0444	-0,0381	-0,0549	0,0085	0,0570	-0,0036	0,0334	0,2408	0,4092	0,7159	1,0000	
ROC_{12m}	-0,0571	-0,1246	-0,1316	0,0494	-0,0357	-0,0843	-0,0236	0,0774	0,0146	0,0270	0,2121	0,3307	0,5916	0,8693	1,0000

Figur 30 – korrelationsmatrice for variabler i regressionsanalyse II

Gennemføres backwards stepwise elimination med et konfidensinterval på 95% og med robuste standardfejl opnås en model som indeholder variablerne dividend yield, ROC_{9m} , C25, AR_{t-1} og Sundhedspleje. Dette er en tilføjelse af ROC_{9m} og Sundhedspleje og en eliminering af År, i forhold til før inkluderingen af ROC-variablerne. For denne model er det også tilfældet, at dividend yield variabelens koefficient ikke er signifikant forskellig fra én, når SPEAS og SCD ekskluderes fra analysen.

$$\frac{\Delta P^*}{D} = \alpha_0 + DY_i \beta_{i,1} + C25_i \beta_{i,2} + Sundhedspleje_i \beta_{i,3} + AR_{t-1,i} \beta_{i,4} + ROC_{9m,i} \beta_{i,5} + \varepsilon$$

Resultat fra regression I efter eliminering - Robust				
	Koefficient	t-test	p-værdi	
Konstant	0,5795	0,00	0,000	
DY	- 0,1835	- 5,07	0,000	
C25	0,3147	0,00	0,000	
AR_{t-1}	6,0686	0,01	0,012	
Sundhedspleje	0,2562	0,04	0,036	
ROC_{9m}	- 0,4567	0,00	0,002	
Adj. R ²			0,0968	

Figur 31 – Regression II efter backwards selection, Robust

Fortegnet for variablerne, der går igen, er uændret ved inddragelsen af ROC-variablerne. For C25-dummyen ses der, at forskydningen i skæringspunktet er reduceret, og nu er lavere end den umiddelbare forskel målt i aktierne inden og uden for indekset. Sektor-dummyen, sundhedspleje har også en positiv koefficient, hvilket er i overensstemmelse med, at der er identificeret en højere kursreaktion blandt selskaberne i sundhedssektoren. Da der er identificeret en sammenhæng mellem C25- og sundhedssektor-dummyen er VIF regnet for de to, og faktoren er relativ lav for begge. Den positive og signifikante koefficient for AR_{t-1} , blev tidligere koblet med prisudviklingen i perioden op til cum-dagen, men da ROC_{1m} koefficient ikke er signifikant forskellig fra nul, kan der ikke drages en konklusion om, at der er en sammenhæng mellem kursudviklingen op til cum-dagen og $\frac{\Delta P^*}{D}$. Hertil skal det understreges at den øgede kursudvikling op til udbyttes frafald kun løber over 15-20 dage og ROC_{1m} derfor afdækker en længere periode.

Blandt ROC-variablerne er ROC_{9m} den eneste, hvor koefficienten er fundet signifikant forskellig fra en, og som derfor er inkluderet i modellen. Koefficienten er negativ, hvilket indikerer, at en stigning i overnormalt afkast i 9 måneder op til udbyttets frafald, fører til en lavere kursreaktion på ex-dagen. Anses 9 måneder for at være kortsigtet, er dette i tråd med forventningerne om, at der vil være en sammenhæng mellem aktiemomentum og $\frac{\Delta P^*}{D}$. Dog er ingen af de andre ROC-variabler signifikante ved et konfidensinterval på 95%, hvilket gør det svært at understøtte, at der er en sammenhæng mellem aktiemomentum og ex-dividend day effekten. Havde lignende sammenhæng kunne påvises for ROC_{6m} og ROC_{3m} , ville tesen være bakket bedre op.

For dividend yield er konklusionen den samme som før inddragelsen af ROC-variablerne. I forhold til eksisterende analyser er det negative fortegn overraskende, koefficienten er kun signifikant forskellig fra en, når SPEAS og SCD inddrages i analysen og den negative koefficient er ikke overraskende, når man ser på tendenserne i datasættet. I forlængelse af dividend yield for C25-selskaberne og udviklingen over perioden, er dividend yield for selskaberne i sektoren sundhedspleje med til at understrege dette, da denne sektor har tæt på laveste dividend yield og højeste kursreaktion på ex-dagen. Ud fra tendenserne i datasættet og koefficienten for dividend yield, kan hverken den skatteinducerede klientel effekt eller teorien om short term traders understøttes og det fremgår at ex-dividend day effekten i højere grad er påvirket af andre faktorer.

Det justerede R^2 er for denne model på 9,68%, og det fremgår derfor at denne model i højere grad kan forklare variation i $\frac{\Delta P^*}{D}$.

7.5 Ikke signifikante variabler

Som beskrevet i udvælgelsen af de forklarende variabler, er alle variabler inkluderet i analysen med en forventning om at kunne forklare nogen variation i $\frac{\Delta P^*}{D}$. Derfor har variablerne, der ikke er fundet signifikante ved et konfidensinterval på 95% betydning for de slutninger, der kan drages ud fra regressionsanalysen. De forklarende variabler inddraget i analysen er primært valgt ud fra eksisterende teori om ex-dividend day effekten, for at undersøge om de også kan forklare variation i den relative kursreaktion i en dansk sammenhæng. Dette afsnit indeholder derfor en gennemgang af variablerne, hvis koefficient ikke er fundet signifikant forskellig fra en. Her er der tale om variablerne; Turnover, Spread, sektor-dummyerne Finans og Industri og ROC-variablerne for 1, 3, 6 og 12 måneder.

Koefficienten for Turnover er stort set lig nul i begge regressioner, dette skyldes blandt andet den store forskel i turnover virksomhederne imellem. Dette kunne være imødekommet ved at anvende den naturlige logaritme af turnover. Men ud fra p-værdien kan turnover på ex-dagen ikke forklare variation i $\frac{\Delta P^*}{D}$, hvilket ikke ændrer sig, hvis variablen log-transformeres. Turnover er inddraget sammen med C25-dummyen, som et likviditetsmål, her skal det bemærkes at C25-dummyen konsekvent er fundet signifikant gennem analysen. Som beskrevet, består C25-indekset af de mest omsatte aktier, og turnover er derfor generelt højere for disse, også på ex-dagen som vist i Figur 18. Derfor er der som forventet, en relativ høj korrelation mellem C25-dummyen og Turnover på ex-dagen. Ekskluderes C25-dummyen fra regressionen, bliver turnover variablen signifikant, hvilket peger på, at det har større betydning om aktierne er en del af C25-indekset end i hvilket omfang de omsættes på ex-dagen. Som alternativ til likviditetsmål kunne markedsværdi anvendes, dette er tidligere brugt i analyser af udbytter i Danmark (Laustrop & Raaballe, 2006). Turnover vil i nogen grad også kunne forbindes med forklaringen om short-term traders' indflydelse på ex-dividend day effekten. Denne teori bliver i høj grad bakket op, når der er øget handel omkring udbyttets frafald. Som påvist i Figur 16 er volumen højere på cum- og ex-dagen for aktierne inkluderet i analysen, hvilket kan betragtes som et tegn på tilstedeværelsen af short-term traders. Ved øget volume vil turnover alt andet

lige også være højere. I forhold til at bakke teorien om short-term traders' indflydelse på ex-dividend day effekten op, vil det, som Lakonishok & Vermaelen (1984), være mere relevant at se på overnormal volume eller turnover fremfor absolut turnover.

Spread, der indgår som en proxy for transaktionsomkostninger, har en let negativ koefficient, hvilket er i overensstemmelse med forventningen om at højere transaktionsomkostninger vil være forbundet med en større ex-dividend day effekt, i.e. $\frac{\Delta P^*}{D}$ vil være mindre end en. Men koefficienten er ikke signifikant forskellig fra en, og nul hypotesen kan derfor ikke afvises. Hertil må det understreges at high-low spread ikke er en perfekt proxy for transaktionsomkostninger, hvilket kan have haft indflydelse på analysens resultater.

Sektordummyerne Finans og Industri har henholdsvis en negativ og positiv koefficient, men er ikke fundet signifikante. Sektordummyer er inddraget i tidligere danske analyser. Erichsen (2004) identificerer modstridende koefficienter til denne analyses resultat, men finder ikke variablerne signifikante ved et konfidensinterval på 95%. Christensen (2010) inddrager en sektordummy for banksektoren og tjenesteydelser, men finder ingen af dem signifikante. Det er blandt de to industrier, at der er flest udbyttebetalinger over perioden. Som beskrevet, er antallet af årlige udbyttebetalinger fra finanssektoren lavere end i tidligere danske analyser. Banker udgør generelt en betydelig andel af udbyttebetalende selskaber i Danmark, men var efter bankpakkerne i forbindelse med finanskrisen, forbeholdt fra at betale udbytte. Ser man bort fra SPEAS og SCD skiller de to sektorer sig hverken ud i forhold til dividend yield eller ved den relative kursreaktion, hvorimod dette er anderledes for sektoren sundhedspleje, som adskiller sig ved lavt dividend yield og en høj kursreaktion. Umiddelbart er det fint af de to sektorer ikke adskiller sig markant fra datasættet i forhold til dividend yield, da dette giver et bedre grundlag for at teste om $\frac{\Delta P^*}{D}$ er sektorafhængig. Ud fra analysens resultater, kan det ikke bekræftes at være tilfældet. Det er blandt sektordummyerne kun sektoren sundhedspleje, der bliver fundet signifikant i regression II, og som beskrevet har denne sektor generelt et lavere dividend yield og indeholder mange selskaber, som er en del af C25 indekset.

Endeligt er størstedelen af ROC-variablerne ikke fundet signifikante, på nær ROC_{9m} . Derfor er det svært helt at bakke tesen om en sammenhæng mellem aktiemomentum og $\frac{\Delta P^*}{D}$ op. Det kan dog ikke forkastes, at ROC_{9m} er signifikant, men det havde styrket tesen, hvis samme tendens sås for de andre kortsigtede ROC-variabler.

Kapitel 8

8 Diskussion af to primære forklaringer på ex-dividend day effekten

Ud fra den statistiske analyse, kan hverken teorien om den skatteinducerede klienteleffekt eller short-term traders skatteinducerede handels indflydelse på ex-dividend day effekten understøttes. Dette er interessant, eftersom, at de to forklaringer er blandt de mest udbredte i litteraturen om ex-dividend day effekten. Derfor genbesøges de to forklaringer i dette afsnit, hvor der med udgangspunkt i analysens dataset evalueres nogle af de tendenser, som i tidligere analyser er brugt som evidens til at understøtte den skatteinducerede klienteleffekt og skatteinduceret handel. Elton & Gruber (1979) og Lakonishok & Vermaelen (1986) vil være de primære referencer i dette afsnit, da de to analyser har været med til at danne grund for diskussionen af de to forklaringer i litteratur om ex-dividend day effekten.

En positiv sammenhæng mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$, bliver i forlængelse af Elton & Gruber (1970) ofte tolket som den skatteinducerede klienteleffekt, hvor aktionærer holder aktier afhængig af deres marginale skattesats og selskabers udbyttepolitik. I forlængelse af den forklaring er short-term traders indflydelse på ex-dividend day effekten, grundet skatteinduceret handel. Som tidligere beskrevet, vil skatteinduceret handel også give en positiv sammenhæng mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$. Der, hvor det forventes at kunne adskille de to forklaringerne på ex-dividend day effekten, er i niveauet af handelsaktivitet omkring udbyttets frafald. Elton & Grubers model, tager ikke højde for kortsigtet handel, og med udgangspunkt i den, vil handelsniveauet ligge på et normalt niveau i dagene omkring udbyttets frafald. Antages der derimod, at der er investorer, der handler ud fra skattemæssig asymmetri i beskatningen af udbytte og kursgevinst, bør der i dagene omkring udbyttets frafald kunne observeres et handelsniveau, der ligger over det normale.

8.1 Dividend yield

I denne analyse er der ikke fundet en positiv relation mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$, men derimod en negativ, der dog ikke findes signifikant, når SPEAS og SCD ekskluderes fra

analysen. Derudover er proxyen for transaktionsomkostninger ikke fundet signifikant i forklaringen på variation i $\frac{\Delta P^*}{D}$. Det er netop dette, der gør at analysen ikke understøtter de to forklaringer. På trods af, at koefficienten for dividend yield er negativ, blev der i Kapitel 6 identificeret en tendens for dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$, som i nogen grad minder om resultaterne fra Elton og Grubers (1970) analyse. Opdeles datasættet i 10 dividend yield fraktiler, er $\frac{\Delta P^*}{D}$ lavest for fraktilerne med lavest dividend yield, der ses i nogen grad en stigning i $\frac{\Delta P^*}{D}$ som man bevæger sig op i dividend yield fraktilerne, dog er stigningen i $\frac{\Delta P^*}{D}$ ikke konsekvent. Noget af det, der yderligere skal bemærkes er, at variationen i $\frac{\Delta P^*}{D}$ er højere ved lav dividend yield og mindre jo højere man bevæger sig op i dividend yield fraktilerne. Denne tendens formodes, at hænge sammen med at $\frac{\Delta P^*}{D}$ er mere følsom for kursændringer, når dividend yield er lav.

DY Fraktil	DY Gennemsnit	$\Delta P^*/D$		
		Gennemsnit	Median	Standard deviation
1	0,67%	62,59%	52,73%	113,72%
2	1,24%	62,89%	58,79%	102,00%
3	1,55%	86,83%	84,14%	89,52%
4	1,88%	87,64%	82,91%	89,28%
5	2,26%	67,73%	81,76%	75,29%
6	2,64%	78,99%	84,00%	75,12%
7	3,19%	68,96%	75,99%	74,04%
8	4,00%	81,87%	74,62%	61,65%
9	5,44%	90,14%	86,46%	65,95%
10	11,65%	68,13%	66,47%	58,64%
Total	3,46%	75,58%	76,84%	82,93%

Figur 32 – $\frac{\Delta P^*}{D}$ for dividend yield fraktiler – replikation af Figur 14 fra Kapitel 6, men med SPEAS og SCD ekskluderet

Ud fra dividend yield fraktilerne, fremgår det, at der er en tendens til en lavere kursreaktion på ex-dagen ved lavt dividend yield. $\frac{\Delta P^*}{D}$ stiger dog ikke konsekvent op igennem dividend yield fraktilerne og her afviger analysens resultat fra Elton & Gruber (1970). Elton & Gruber (1970) finder også en positiv Spearman's rank korrelation mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$, som er signifikant ved et signifikansniveau på 1%. Lignende korrelation kan ikke identificeres i denne

analyse, hvor Spearmans rank korrelation ikke findes signifikant, hverken med eller uden SPEAS og SCD. Yderligere skal det bemærkes, at der over perioden fra 2008 til 2018 er en positiv udvikling i $\frac{\Delta P^*}{D}$, som ikke er reflekteret i dividend yield når SPEAS og SCD ekskluderes fra analysen, og denne udvikling kan derfor ikke forklares ved ændringer i dividend yield.

8.2 Overnormal volumen

Da der er to tolkninger til relationen mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$, er der, i analyser af ex-dividend day effekten, tilføjet elementer, der kan forklare, om relationen i højere grad hænger sammen med skatteinduceret handel fremfor den skatteinducerede klienteffekt. Her er transaktionsomkostninger blandt andet anvendt, da transaktionsomkostninger er arbitrageomkostningerne forbundet ved at udnytte skatteasymmetri i forbindelse med udbyttebetalinger. I denne analyse, er der ikke fundet en signifikant sammenhæng mellem $\frac{\Delta P^*}{D}$ og proxyen for transaktionsomkostninger, hertil må det erkendes, at den anvendte proxy ikke perfekt afspejler transaktionsomkostninger. Udover transaktionsomkostninger, er handelsvolumen brugt i analyser af effekten, som evidens for, at kortsigtet handel finder sted i forbindelse med udbyttebetalinger.

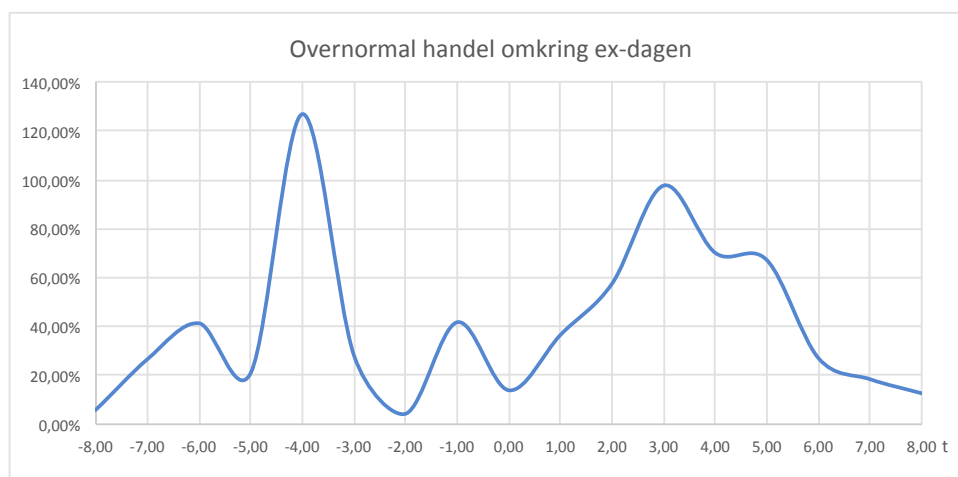
I Kapitel 6 blev der, med handelsvolumen indekseret til cum-dagen, vist at handelsniveauet var højere på cum og ex-dagen end i dagende omkring udbyttets frafald. Dette blev brugt som en indikation på tilstedeværelsen af short-term traders. Som beskrevet vil denne tilstedeværelse føre til øget handelsvolumen før og efter ex-dagen, det er derfor aktuelt at undersøge, om handelsvolumen ligger på et niveau, som er over det normale. For at identificere en stigning i handelsvolumen, skal der korrigeres for den normale volumen. Til dette anvendes en event-time analyse inspireret af Lakonishok & Vermaelen (1986), hvor der for hver event (ex-dag) estimeres normal handelsniveau baseret på en 40 dages periode, som falder forud for ex-dagen. Som Lakonishok & Vermaelen (1986) anvendes perioden fra 64 til 25 dage før ex-dagen til at estimere et handelsgennemsnit, der vil være proxy for den normale volumen (NV). At anvende handelsvolumen frem til 25 dage før ex-dagen er aktuelt for denne analyse, da den normale volumen derved estimeres over en periode, der går forud for den identificerede prisstigning, der finder sted op til udbyttebetalingen. Ud fra den estimerede normalvolumen, beregnes den overnormale volumen (AV) på en 17 dages periode, som løber

fra 8 dage før ex-dagen til 8 dage efter. Den normale volumen og overnormale volumen beregnes som følgende;

$$NV = \frac{v_{t;-64} + \dots + v_{t;-25}}{\text{Antal dage med handel}} \quad (12)$$

$$AV_{it} = \frac{v_{it}}{NV_i} - 1 = \text{overnormalt afkast for aktie } i \quad t \in -8, \dots, +8 \quad (13)$$

Nedenstående tabel giver et overblik over den gennemsnitlige overnormale volumen i otte dage før og efter ex-dagen, 0% svarer til en handelsvolumen på niveau med den estimerede normale volumen. Som det fremgår, er niveauet højest fire dage før ex-dagen og på dag to til fem efter ex-dagen. På disse dage er niveauet meget højt og svinger på mellem 60-120% mere end gennemsnittet for den 40 dages periode brugt til estimere det normale afkast.



Figur 33 – Overnormalt afkast i dagende rundt om ex-dividend dagen

Det overnormale afkast i dagende omkring ex-dagen, er indikation på tilstedeværelsen af short-term traders. Hertil er det dog nødvendigt at undersøge om det overnormale afkast er signifikant. Dette gøres i form af en t-test, hvor der testes om gennemsnittet er signifikant større end 0. I nedenstående tabel er dagene med et overnormalt afkast signifikant større end nul, ved et signifikansniveau på 5%, markeret med en stjerne. Her fremgår det, at det primært er i dagene efter cum-dagen, at det overnormale afkast er signifikant højere end en. Ved tilstedeværelsen af short term-traders forventes der at være en overnormal volumen både før og efter udbyttets frafald, hvilket ud fra denne test kun kan bekræftes på dag 7 og 5 forud for

ex-dagen. På dag $t - 4$ bæres det høje overnormale afkast af en mindre gruppe observationer, hvilket påpeger en del af problematikken ved at anvende et gennemsnitsmål ved et relativt lille sample¹⁵.

	Alle observationer	Dividend yield fraktiler			
		1	2	3	4
AV_{t-8}	5,58%	4,13%	-0,28%	18,76%	-0,78%
AV_{t-7}	*26,69%	14,57%	-3,36%	56,71%	41,32%
AV_{t-6}	41,30%	88,66%	-0,16%	74,39%	-0,31%
AV_{t-5}	*21,07%	28,02%	-0,63%	22,65%	35,60%
AV_{t-4}	126,87%	-2,33%	471,07%	24,98%	3,92%
AV_{t-3}	28,08%	62,25%	6,70%	25,12%	18,12%
AV_{t-2}	4,31%	26,96%	-7,94%	-2,10%	-0,25%
AV_{t-1}	41,76%	124,99%	-3,37%	-3,65%	45,69%
$AV_{t=0}$	*13,90%	29,99%	-6,44%	3,08%	28,58%
AV_{t+1}	*36,58%	2,58%	11,55%	10,58%	123,70%
AV_{t+2}	*57,55%	90,79%	25,61%	23,77%	92,55%
AV_{t+3}	*97,65%	-1,57%	27,16%	122,18%	245,15%
AV_{t+4}	*70,11%	35,44%	17,59%	55,66%	171,03%
AV_{t+5}	*67,13%	17,94%	23,05%	41,95%	184,74%
AV_{t+6}	*27,03%	28,78%	7,64%	8,00%	64,91%
AV_{t+7}	*18,43%	1,87%	30,85%	-6,03%	47,97%
AV_{t+8}	*12,67%	1,65%	18,43%	3,47%	27,03%
Dividend yield gennemsnit		9,36%	1,08%	2,05%	3,32%
				30,98%	

Figur 34 – Overnormal volumen 5 dage før over efter ex-dagen fordelt på 4 dividend yield fraktiler.

* Markere en gennemsnitlig overnormal volumen signifikant større end en, ved et signifikansniveau på 5%.

Ifølge Lakonishok & Vermaelen (1986) vil den relative øgede handelsvolumen være større blandt aktierne med høj dividend yield, da der her vil være en større profit at hente i forbindelse med den skatteinducerede handel. Derfor er datasættet i den ovenstående tabel opdelt i fire dividend yield fraktiler, med 141 observationer i hver, hvortil den gennemsnitlige overnormale volumen er beregnet. I ni ud af de 17 dage er den gennemsnitlige overnormale volumen højest for observationerne i den 4. fraktil, hvor dividend yield er højest. Flere af dagene sammenfalder med dem, hvor gennemsnittet for den overnormale volumen er signifikant større end 0.

¹⁵ Analysen af overnormalt afkast er baseret på det fulde datasæt med fraserterede outliers baseret på $\frac{AP^*}{D}$ og er derfor på 564 observationer. Dette antal kan svinge dagene imellem, hvis der ikke er handel. Alle dage er gennemgået for fejl.

For at undersøge om kortsigtet handel, kan være med i forklaringen af den relativt høje kursreaktion blandt C25 aktierne, er den overnormale handelsvolumen for C25 aktierne sammenlignet med de resterende, men der er ikke store afvigelser i niveauet. Ud fra dette, kan kortsigtet handel ikke forklare forskellen i $\frac{\Delta P^*}{D}$ for C25 aktierne og de resterende.

8.3 Affrunding

Gennemgangen viser, i overensstemmelse med regressionsanalysen, at den skatteinducerede klienteleffekt ikke er understøttet af denne analyse. Selvom den relative kursreaktion i gennemsnit er lavere blandt aktier med lavt dividend yield, stiger den ikke konsekvent i de højere dividend yield fraktiler. På trods af, at der ikke kan identificeres en positiv og signifikant sammenhæng mellem dividend yield og $\frac{\Delta P^*}{D}$, er der i analysen af den overnormale handelsvolumen en indikation af, at skatteinduceret handel finder sted i forbindelse med udbyttebetalinger over den observerede periode. Der identificeres en overnormal volumen specielt i dagene efter udbyttets frafald. Derudover er den overnormale volumen i dagene efter ex-dagen højest blandt aktierne med højt dividend yield, hvilket er i tråd med forventningerne til skatteinduceret handel, da et højt dividend yield giver mulighed for højere profit ved skatteinduceret handel. Den overnormale volumen er dog kun signifikant højere end o i enkelte af de observerede dage forud for ex-dagen.

Det anerkendes, at både den skatteinducerede klienteleffekt og kortsigtet skatteinduceret handel, er blandt de mest anerkendte forklaringer på ex-dividend day effekten, hvorfor de gennemgås igen i dette afsnit, men at resultaterne fra denne analyse ikke kan understøtte de to forklaringer i overbevisende grad, primært med udgangspunkt i den negative koefficient for dividend yield.

Kapitel 9

9 Konklusion

I dette speciale er kursreaktionen den dag udbyttet frafalder blevet analyseret på det danske marked i perioden fra 2008-2018. Formålet med analysen har været at identificere om ex-dividend day effekten stadig er aktuel på det danske marked samt redegøre for forklaringen på effekten. Analysen har i høj grad taget udgangspunkt i de mest udbredte forklaringer på ex-dividend day effekten, for at undersøge om de eksisterende teorier kan forklare effekten i en dansk sammenhæng. Andre aspekter er også inddraget i analysen både med udgangspunkt i tidligere danske empiriske analyser, men også aspektet vedrørende aktiemomentum, som ikke er en del af de eksisterende forklaringer på effekten.

På det danske aktiemarked identificeres der fra 2008-2018 en gennemsnitlig kursreaktion på ex-dagen, som svarer til 72,88% af udbyttet per aktie. Ved dette resultat er det tydeligt, at ex-dividend day effekten er reduceret i forhold til den kursreaktion, der er identificeret i tidligere danske analyser. Gennemsnittet er dog signifikant mindre end en, hvilket vidner om, at effekten stadig er til stede på danske aktiemarked. I denne analyse har det kun i begrænset omfang været muligt at forklare effekten og variation i kursreaktionen ud fra eksisterende teori. Blandt de mest udbredte forklaringer på ex-dividend day effekten er den skatteinducerede klienteffekt og skatteinduceret handel, ud fra disse forklaringer forventes der at være en positiv sammenhæng mellem kursreaktionen og dividend yield, så $\frac{\Delta P^*}{D}$ bevæger sig mod en ved høj dividend yield. I denne analyse identificeres der en negativ sammenhæng mellem dividend og $\frac{\Delta P^*}{D}$, der dog kun er signifikant under bestemte forudsætninger. Ud fra dette kan de to forklaringer ikke understøttes. Der identificeres dog en øget handelsvolumen i dagene omkring udbyttets frafald og handelsvolumen er i nogen grad højere blandt aktierne med høj dividend yield. Dette er i tidligere analyser brugt som evidens for tilstedeværelsen af short-term traders.

I overensstemmelse med tidligere danske analyser, peger analysens resultater på, at der er en sammenhæng mellem likviditet og kursreaktionen på ex-dagen, hvor højlikvide aktier har en

større kursreaktionen. Yderligere identificeres der en udvikling i ex-dividend day effekten. Denne udvikling ses både i forhold til tidligere danske analyser, men er også tilstede over den observerede periode, hvor det fremgår, at ex-dividend day effekten bliver mindre. Ud fra analysen har det ikke været muligt at identificere, hvad der er årsag til denne trend. I tidligere analyser er der peget på, at udviklingen skyldes øget kortsigtet handel, men i denne analyse er der ikke blevet identificeret en øget handelsvolumen over årene. Derimod, peges der i denne analyse på likviditet i markedet som en potentiel forklaring, da likviditeten også har været stigende over perioden og der som beskrevet er en større kursreaktion blandt de højlikvide aktier. Denne forklaring er dog ikke efterprøvet.

Aktiemomentum var inddraget i specialets regressionsanalyse målt i price rate of change for fem perioder. Her blev der identificeret en negativ sammenhæng mellem kursreaktion og price rate of change målet for en ni måneders periode frem til cum-dagen. Dette er i overensstemmelse med forventningerne, der bygger på Barberis et al. (1998) tese om, at markedet underreagerer på nyheder, så aktier med højere positivt momentum vil justere mindre for udbyttet, hvilket resulterer i en negativ korrelation mellem momentum og $\frac{\Delta P}{D}$, da prisen samtidig justerer for den forudgående under-reaktion. Dette åbner op for en ny teori i forhold til elementer der påvirker ex-dividend day effekten. Det skal dog understreges, at det kun er én af price rate of change variablerne der bliver fundet signifikant i analysen.

Litteraturliste

Bøger

- Kliger D. & Gurevich, D. (2014): Event Studies for Financial Research, Germany: Palgrave
- Brealey, R. A., Myers, S. C., Allen, F. (2017): Principles of Corporate Finance, udgave 12, McGraw – Hill
- Lind, D. A., Marchal, W. G. & Wathen, S. A. (2015): Statistical Techniques in Business & Economics, 16. Udgave, McGraw-Hill

Artikler:

- Bali, R. & Hite, G. L. (1998): Ex-dividend day stock price behavior: discreteness or tax-induced clienteles?, Journal of Financial Economics, nr. 47, s. 127-159
- Barberis, N., Shleifer, A. & Vishny, R. (1998): A model of investor sentiment, Journal of Financial Economics 49, s. 307-343
- Bechmann, K. L., Raaballe, J. (2010) Taxable cash dividends – A money-burning signal, The European Journal of Finance
- Bernheim, B. D. (1991) Tax policy and the dividend puzzle. RAND Journal of Economics 22, nr. 4
- Black, Fisher. (1976) The dividend puzzle. Journal of Portfolio Management, nr. 2
- Easterbrook, F. H. (1984): Two Agency-Cost Explanations of Dividends, American Economics Association, udgave 74, nr. 4
- Black, F. & Scholes, S. M. (1974): The effects of dividend yield and dividend policy on common stock prices and returns, Journal of Financial Economics
- Campbell, J. A. & Beranek, W. (1955): Stock Price Behavior on Ex-Dividend Dates, The Journal of Finance
- Christensen, M. C. (2010): En empirisk analyse af ex-dividend day effekten på det danske aktiemarked, Institut for Økonomi Århus Universitet

- De Bondt, W. F. M. & Thaler, R. (1985): Does the Stock Market Overreact?, *Journal of Finance*, nr. 3, s. 793-805
- Dupuis, D. (2019). Ex-dividend day price behavior and liquidity in a tax-free emerging market. Elsevier B. V, *Emerging Markets Review* 38. P. 239-250
- Durand, D. & May, A. M. (1960): The Ex-Dividend Behavior of American Telephone and Telegraph Stock, *The Journal of Finance*
- Elton, E.J. & Gruber, M. J (1970): Marginal Stockholder tax rates and the clientele effect. *Review of Economics and Statistics* 52, s. 68-74.
- Erichsen, L. R. (2004): "Ex-dividend day" effekten på det danske aktiemarked, *Finans/Invest* nr. 5, s. 23-28
- Frank, M. & Jahannathan, 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*, nr. 47, s. 161-188
- Jagadeesh, N. & Titman, S. (1993): Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, *The Journal of Finance*, Nr. 1, s. 65-91
- Kalay, A. (1982): The Ex-Dividend Day Behavior of Stock Prices: A Re-Examination of the Clientele Effect, *Udgave 37* nr. 4, American Finance Association
- Karpoff, M. J. & Walking, A. R. (1988): Short-term trading around ex-dividend days, *Journal of Financial Economics*
- Lakonishok, J. & Vermaelen, T. (1986): Tax-Induced Trading Around Ex-Dividend Days*, *Journal of Financial Economics*, nr. 16, s. 287-319
- Michaely, R. & Murgia, M. (1995): The Effect of Tax Heterogeneity on Prices and Volume around the Ex-Dividend Day – _Evidence from the Milan Stock Exchange, *Oxford Journals*, udgave 8, nr. 2
- Miller, H. M. & Modigliani, F. (1961): Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares, *The Journal of Business*
- Møller, M. & Ankerstjerne, J. (1985): Dividender og aktiekurser, *Københavns Handelshøjskole*, *Finans/Invest* nr. 9-10, s. 29-31.
- Raaballe, J. & Laustrop, E. K. (2006): Udbytteannonceringseffekten i Danmark, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, nr. 2, s. 137-168
- Raaballe, J. & Bechmann, K. L. (2004) Aktiesplit og fondsaktieemissioner i Danmark, *Finans/Invest* nr. 5

Årsrapporter

- BoConcept Årsrapport 2014/15
- Dantherm (2008), Årsrapport 2007
- Dantherm (2012), Årsrapport 2011
- Dantherm (2016), Årsrapport 2015
- DFDS (2016), Delårsrapport 2. Kvartal 2016
- DSV (2009), Årsrapport 2008
- Novo Nordisk (2009), Årsrapport 2008

Internet kilder:

- CBS. (2020). CBS. Hentet 14. februar 2020 fra CBS:
<https://www.cbs.dk/bibliotek/databaser/datastream-adgang-via-eikon>
- Danmarks Nationalbank (3. December 2015) Danmarks Nationalbank: 2008-Finanskrisen og sikring af finansiell stabilitet. Hentet 23. Februar 2020:
http://www.nationalbanken.dk/da/om_nationalbanken/historie/Sider/2008---Finanskrisen-og-sikring-af-finansiell-stabilitet.aspx
- Danmarks Nationalbank (3. marts 2017). *Danmarks Nationalbank*. Hentet 16. februar 2020 fra Danmarks Nationalbank:
http://www.nationalbanken.dk/da/statistik/find_statistik/Sider/2017/Udlaending-e-investerer-primaert-i-de-stoerste-danske-aktier.aspx
- Danmarks Nationalbank (2020); Udlandet ejer over halvdelen af de danske aktier. Hentet 22. April 2020
http://www.nationalbanken.dk/da/statistik/find_statistik/Documents/V%C3%A6rdipapirstatistik/V%C3%A6rdipapirer%2020200327.pdf
- Danmarks Nationalbank (3. marts 2017). *Danmarks Nationalbank*. Hentet 16. februar 2020 fra Danmarks Nationalbank:

http://www.nationalbanken.dk/da/statistik/find_statistik/Sider/2017/Udlaendinge-investerer-primaert-i-de-stoerste-danske-aktier.aspx

- DST – Danmarks statistik udgivelser, Aktieindekset KFX. Hentet 21. marts 2020 fra Danmarks statestik:
- Erhvervsstyrelsen (2001) Aktieselskabets liv. Hentet 13. Marts 2020
<https://erhvervsstyrelsen.dk/vejledning-aktieselskabets-liv>
- Finanstilsynet (2019) Tegn på øget likviditet på det danske aktiemarked siden 2008. Finanstilsynes.dk. Hentet 23. April 2020:
http://www.nationalbanken.dk/da/publikationer/Documents/2004/06/2004_KV_O2_s97.pdf
- Nasdaq OMX Nordiq. (2020). Hentet 16. Februar 2020 fra Nasdaq:
<https://indexes.nasdaqomx.com/Index/Overview/OMXCGI>
- Nasdaq OMX Nordiq. (2020). Hentet 16. Februar 2020 fra Nasdaq:
https://indexes.nasdaqomx.com/docs/Methodology_NORDIC.pdf
- Nasdaq OMX Nordiq (2020), Hentet 23. April 2020 fra Nasdaq:
http://www.nasdaqomxnordic.com/index/index_info?Instrument=DK0060488112

Tidligere opgaver

- Flinck, S. & Sørensen, N. (2019). Cand.merc FIR månedsprojekt 2019 – Ex-dividend day effekten.

Appendiks I

T-test fulde periode og enkelte år

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PKD	564	.728785	.0344456	.8180375	.6611275	.7964426

mean = mean(PKD) t = -7.8737
 Ho: mean = 1 degrees of freedom = 563

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
 Pr(T < t) = 0.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 1.0000

t-test for $\frac{\Delta P^}{D}$ i perioden 2008-2018*

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PD	564	.6727408	.0374826	.8901623	.599118	.7463636

mean = mean(PD) t = -8.7310
 Ho: mean = 1 degrees of freedom = 563

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
 Pr(T < t) = 0.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 1.0000

t-test for $\frac{\Delta P}{D}$ i perioden 2008-2018

One-sample t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PKD	49	.676529	.1440736	1.008515	.3868496	.9662085

mean = mean(PKD) t = -2.2452
Ho: mean = 1 degrees of freedom = 48

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
Pr(T < t) = 0.0147 Pr(|T| > |t|) = 0.0294 Pr(T > t) = 0.9853

t-test for $\frac{\Delta P^}{D}$ i perioden 2008*

One-sample t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PKD	26	.6480131	.1622014	.8270681	.3139531	.9820731

mean = mean(PKD) t = -2.1701
Ho: mean = 1 degrees of freedom = 25

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
Pr(T < t) = 0.0199 Pr(|T| > |t|) = 0.0397 Pr(T > t) = 0.9801

t-test for $\frac{\Delta P^}{D}$ i perioden 2009*

One-sample t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PKD	36	.6477204	.1349999	.8099992	.3736561	.9217847

mean = mean(PKD) t = -2.6095
Ho: mean = 1 degrees of freedom = 35

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
Pr(T < t) = 0.0066 Pr(|T| > |t|) = 0.0133 Pr(T > t) = 0.9934

t-test for $\frac{\Delta P^}{D}$ i perioden 2010*

One-sample t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PKD	39	.5942142	.1129441	.7053354	.365571	.8228575

mean = mean(PKD) t = **-3.5928**
Ho: mean = 1 degrees of freedom = **38**

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
Pr(T < t) = **0.0005** Pr(|T| > |t|) = **0.0009** Pr(T > t) = **0.9995**

t-test for $\frac{\Delta P^}{D}$ i perioden 2011*

One-sample t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PKD	38	.8215208	.1048572	.6463831	.60906	1.033982

mean = mean(PKD) t = **-1.7021**
Ho: mean = 1 degrees of freedom = **37**

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
Pr(T < t) = **0.0486** Pr(|T| > |t|) = **0.0971** Pr(T > t) = **0.9514**

t-test for $\frac{\Delta P^}{D}$ i perioden 2012*

One-sample t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PKD	40	.6732854	.1158275	.7325576	.4390021	.9075687

mean = mean(PKD) t = **-2.8207**
Ho: mean = 1 degrees of freedom = **39**

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
Pr(T < t) = **0.0037** Pr(|T| > |t|) = **0.0075** Pr(T > t) = **0.9963**

t-test for $\frac{\Delta P^}{D}$ i perioden 2013*

One-sample t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PKD	51	.7855237	.128325	.9164234	.5277755	1.043272

mean = mean(PKD) t = -1.6714
Ho: mean = 1 degrees of freedom = 50

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
Pr(T < t) = 0.0505 Pr(|T| > |t|) = 0.1009 Pr(T > t) = 0.9495

t-test for $\frac{\Delta P^}{D}$ i perioden 2014*

One-sample t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PKD	58	.7558171	.1120781	.8535613	.5313846	.9802496

mean = mean(PKD) t = -2.1787
Ho: mean = 1 degrees of freedom = 57

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
Pr(T < t) = 0.0168 Pr(|T| > |t|) = 0.0335 Pr(T > t) = 0.9832

t-test for $\frac{\Delta P^}{D}$ i perioden 2015*

One-sample t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PKD	67	.7506041	.1072101	.8775523	.5365523	.9646559

mean = mean(PKD) t = -2.3262
Ho: mean = 1 degrees of freedom = 66

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
Pr(T < t) = 0.0115 Pr(|T| > |t|) = 0.0231 Pr(T > t) = 0.9885

t-test for $\frac{\Delta P^}{D}$ i perioden 2016*

One-sample t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PKD	84	.916459	.0856494	.7849895	.7461058	1.086812

mean = mean(PKD) t = -0.9754
Ho: mean = 1 degrees of freedom = 83

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
Pr(T < t) = 0.1661 Pr(|T| > |t|) = 0.3322 Pr(T > t) = 0.8339

t-test for $\frac{\Delta P^}{D}$ i perioden 2017*

One-sample t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
PKD	76	.5950378	.0846339	.7378208	.4264386	.7636371

mean = mean(PKD) t = -4.7849
Ho: mean = 1 degrees of freedom = 75

Ha: mean < 1 Ha: mean != 1 Ha: mean > 1
Pr(T < t) = 0.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 1.0000

t-test for $\frac{\Delta P^}{D}$ i perioden 2018*

Appendiks II

OMXCGI over perioden indekseret

