



Risikokommunikasjon og finansielle derivater

Effekt på lønnsomhet og selskapsverdi

Magnus Berg og Daniel Håpnes

Veileder: Iver Bragelien

Masteroppgave i økonomi og administrasjon

Økonomisk styring og økonomisk analyse

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Summary

This thesis addresses how firms' risk communication and derivatives usage affect firm value and profitability. We have conducted content analyses of 447 annual reports on 66 companies listed on the Oslo Stock Exchange for the years 2006 to 2014. We used risk communicating words, as a proportion of the annual reports' total words, and NUES ratings provided by EY, as variables for risk communication. For derivatives, both a dummy variable for usage/non-usage, and fair derivative values were investigated. The fair derivative values were measured as a proportion of the companies' total assets, where we considered asset derivatives, liability derivatives, and net derivatives.

From the bivariate analyses, we discovered that risk communication had a non-linear relationship with firm value and profitability. At the same time, we observed that companies' focus on, and work with, risk communication had increased in the period from 2006 to 2014. This builds on the findings of Kallenberg (2002), which found that companies' risk and risk management efforts had increased from 1987 to 2001. In addition, from the initial analysis of the effect of derivatives usage, we found a negative correlation with firm value, but positive for profitability.

The results of the multivariate analyses indicated that risk communication did not have any measurable impact on profitability or firm value. For the derivatives usage, we found that companies that use derivatives have higher firm value and profitability than non-users. The use of financial derivatives to reduce risk therefore appears to give a competitive advantage over those who do not choose to use derivatives. This supports Smith and Stulz (1985) who argue that financial risk management has an effect on firm value, in addition to several renowned empirical studies.

From fair values, we found that asset derivatives have a negative impact on firm value, but positive for profitability, given that you control for companies' profitability in measuring firm value. For profitability, we found that the net value of derivatives had a positive effect, but did not affect firm value. Liability derivatives are shown with no significant impact on either firm value or profitability.

Sammendrag

Denne studien tar for seg påvirkning av risikokommunikasjon og derivater på selskapsverdi og lønnsomhet. Vi har gjennomført innholdsanalyser av totalt 447 årsrapporter i 66 norske, børsnoterte selskaper. Vi brukte andel relevante risikoord i selskapenes årsrapporter, samt Ernst & Youngs vurderinger, som variabler for risikokommunikasjon. For derivater ble både en dummyvariabel for derivatbenyttelse/ikke-derivatbenyttelse, og virkelige derivatverdier benyttet. De virkelige derivatverdiene ble målt som andel av selskapenes totale eiendeler, der vi så på eiendelsderivater, forpliktelsesderivater og nettoderivater.

Fra de bivariante analysene så vi en antydning til at risikokommunikasjon hadde en ikke-lineær sammenheng med selskapsverdi og lønnsomhet. Samtidig fant vi her at selskapers fokus og arbeid med risikokommunikasjon har økt i perioden fra 2006 til 2014. Dette bygger på funnene til Kallenberg (2002) som fant at selskapers arbeid med risiko og risikostyring har økt fra 1987 til 2001. I tillegg, fra innledende analyser for effekt av derivatbenyttelse, fant vi en negativ sammenheng med selskapsverdi, og positiv for lønnsomhet.

Resultatene fra de multivariate analysene viste at risikokommunikasjon ikke har målbar effekt på lønnsomhet og selskapsverdi. For benyttelse av derivater fant vi, i likhet med mye empirisk forskning, at selskaper som benytter derivater har høyere selskapsverdi og lønnsomhet enn selskaper som ikke benytter derivater. Det å bruke finansielle derivater for å redusere risiko ser derfor ut til å gi et konkurransefortrinn over de som ikke velger å bruke derivater. Dette støtter Smith og Stulz (1985) som argumenterer for at finansielle risikostyringstiltak har effekt på selskapsverdi.

Fra virkelige verdier fant vi at eiendelsderivater har en negativ effekt på selskapsverdi, men positiv på lønnsomhet, her gitt at man kontrollerer for selskapenes lønnsomhet i måling av selskapsverdi. For lønnsomhet fant vi at nettoverdien av derivater har en positiv effekt, men at nettoverdien ikke har effekt på selskapsverdi. Forpliktelsesderivater vises med ingen signifikant påvirkning på verken selskapsverdi eller lønnsomhet.

Forord

Denne studien på 30 studiepoeng inngår som vårt siste kapittel i et femårig kompetanse- og dannelseseventyr for å bli siviløkonomer og offisielt få hver vår mastergrad i økonomi og administrasjon fra Norges Handelshøyskole (NHH). Det har vært en innholdsrik, spennende og ikke minst lærerik studietid som mastergradsstudenter på NHH både faglig, sosialt og gjennom NHHS. Gjennom sistnevnte satt for eksempel begge i ledelsen til NHHS Consulting i 2016. Det er med tungt hjerte vi nå forlater NHH, men samtidig ser vi begge frem til å starte for fullt på arbeidskarrieren i september 2017. Man skal heller ikke se bort fra at våre og NHHs veier krysses igjen i forskjellige forbindelser.

Arbeidet med masteroppgaven har vært svært givende, da temaet er noe vi begge interesserer oss for, og siden ingen har gjennomført en slik studie for norske selskaper. Dette gav motivasjon til å lære noe nytt og for å bidra til ny og innsiktsfull forskning. Til utredningen har blant annet forhåndskunnskaper fra masterfagene BUS400, BUS444, BUS450, og ECN402 vært til stor nytte. I tillegg har litteraturen fra litteraturlisten bidratt til å øke vår kunnskapsforståelse om risiko og prestasjonsmål som blant annet Tobins Q og ROA.

For at denne studien skulle bli mulig er det mange personer som fortjener en takk gjennom årene. Først og fremst vil vi takke handelshøyskolen for gode studiefasiliteter og en fantastisk, kunnskapsrik fagstab som har bidratt til å utvikle oss som økonomer, ledere og personer. Ikke minst vil vi takke vår engasjerte masterveileder Iver Bragelien for eksepsjonell, konstruktiv rådgivning gjennom studien. Samtidig vil vi takke Per Henry Wongren fra EY som gjorde deler av studien om risikokommunikasjon mulig ved å gi oss tilgang til EYs Corporate Governance-datasett for alle årene og svarte på alle spørsmål tilknyttet datasettet. Videre ønsker vi å takke familie, slekt og venner for all glede og støtte gjennom årene. Vi benytter også muligheten til å takke for erfaringer fra tidligere verv og jobber som har bidratt til å utvide vår kunnskapshorisont utenfor studiene. Til slutt ønsker vi å takke hverandre for gode faglige diskusjoner og samarbeid gjennom dette forskningsstudiet.

Bergen, 20.06.2017

Magnus Berg

Daniel Håpnes

Innholdsfortegnelse

1 INNLEDNING	15
1.1 Utredningens bakgrunn og formål	15
1.2 Problemstilling.....	16
1.3 Utredningens struktur	17
2 TEORI OG LITTERATURGJENNOMGANG	19
2.1 Lønnsomhet og selskapsverdi.....	19
2.2 Konkurransefortrinn	22
2.2.1 Definisjon av konkurransefortrinn	22
2.2.2 Konkurransekrefter	23
2.2.3 Ressursbaserte syn	25
2.2.4 Oppsummering Konkurransefortrinn	29
2.3 Risiko og risikostyring.....	30
2.3.1 Teori om risiko.....	30
2.3.2 Introduksjon til risikostyring.....	33
2.3.3 Verdien av risikostyring.....	35
2.3.4 Helhetlig risikostyring.....	38
2.3.5 Finansiell risikostyring.....	39
2.3.6 Finansielle derivater.....	40
2.3.7 Oppsummering av risiko og risikostyring.....	44
2.4 Empiri	45
2.4.1 Benyttelse av derivater – effekt på selskapsverdi	45
2.4.2 Derivatverdier – effekt på selskapsverdi.....	47
2.4.3 Risikostyring og risikokommunikasjon – effekt på selskapsverdi og lønnsomhet	49
2.4.4 Oppsummering Empiri.....	51

2.5 Hypoteseutvikling.....	51
2.5.1 Kommunikasjon av risiko og risikostyring – effekt på lønnsomhet og selskapsverdi	52
2.5.2 Derivatbrukere versus ikke-derivatbrukere – effekt på lønnsomhet og selskapsverdi	53
2.5.3 Virkelige verdier av derivater – effekt på lønnsomhet og selskapsverdi.....	54
2.5.4 Endelige hypoteser.....	64
3 FORSKNINGSDESIGN OG DATAMATERIALE.....	65
3.1 Forskningsdesign.....	65
3.2 Datagrunnlag, seleksjon og databehandling	66
3.2.1 Selskapenes årsrapporter.....	67
3.2.2 Ernst & Youngs årlige Corporate Governance-undersøkelse	68
3.2.3 Regnskapsdata.....	70
3.2.4 Markedsdata	70
3.2.5 Seleksjon og databehandling.....	70
3.2.6 Oppsummering Datagrunnlag, seleksjon og databehandling.....	73
3.3 Definerer av relevante variabler	74
3.3.1 Avhengige variabler.....	75
3.3.2 Uavhengige variabler	77
3.3.3 Kontrollvariabler.....	80
3.3.4 Oppsummering Valg av variabler	92
3.4 Kvalitet på datagrunnlaget.....	93
3.4.1 Bekymringer og begrensinger.....	93
3.4.2 Reliabilitet.....	97
3.4.3 Validitet.....	98

4 METODE OG EMPIRISKE FORUTSETNINGER.....	101
4.1 Regresjonsanalyse.....	101
4.1.1 Lineær regresjonsmodeller med en eller flere forklaringsvariabler.....	101
4.1.2 Minste kvadraters metode (MKM)	102
4.1.3 Statistisk generalisering i regresjonsanalyse.....	105
4.1.4 Faste effekter (FE)	107
4.1.5 Tilfeldige effekter (TE).....	108
4.1.6 Minste kvadraters metode, faste effekter eller tilfeldige effekter?	109
4.2 Modellspefiksasjon.....	110
4.2.1 Modellspefiksasjon: Tobins Q	111
4.2.2 Modellspefiksasjon: ROA.....	115
4.2.3 Oppsummering: Endelige modellspefiksasjoner	120
4.3 Valg av regresjonsmetode.....	120
4.4 Forutsetninger for en forventningsrett regresjonsmodell	123
4.4.1 Forutsetning 1: Korrekt spesifiksasjon og linearitet i koeffisientene	124
4.4.2 Forutsetning 2: Ingen perfekt kollinearitet.....	124
4.4.3 Forutsetning 3: Restleddet har en forventning lik null	127
4.4.4 Forutsetning 4: Homoskedastisitet.....	128
4.4.5 Forutsetning 5: Ingen seriekorrelasjon.....	130
4.4.6 Forutsetning 6: Normalfordelte residualer	132
4.4.7 Oppsummering Forutsetninger for en forventningsrett regresjonsmodell.....	134
5 ANALYSE.....	135
5.1 Spesifiksasjon av regresjonsmodeller	135
5.1.1 Risikokommunikasjon	136
5.1.2 Derivater og derivatverdier	138
5.1.3 Oppsummering Spesifiksasjon av regresjonsmodeller.....	141

5.2 Deskriptiv statistikk.....	141
5.2.1 Tobins Q og markedsutvikling.....	142
5.2.2 Lønnsomhet.....	146
5.2.3 Oppsummering og øvrig deskriptiv statistikk.....	148
5.3 Analyseresultateter: Risikokommunikasjon	150
5.3.2 Risikokommunikasjon: År-til-år	155
5.4 Analyseresultater: Derivater	161
5.4.1 Derivatbrukere versus ikke-derivatbrukere.....	162
5.4.2 Virkelige derivatverdier	166
5.5 Oppsummering av funn	174
6 DISKUSJON.....	175
6.1 Innledning til diskusjon	175
6.2 Diskusjon av analyseresultatene	175
6.2.1 Risikokommunikasjon	175
6.2.2 Derivatbenyttelse	178
6.2.3 Virkelige verdier av derivater	180
6.2.4 Kontrollvariabler.....	181
6.3 Begrensninger i studien	184
6.4 Forslag til videre forskning.....	184
7 KONKLUSJON.....	186
REFERANSER.....	189
8 APPENDIKS.....	200
8.1 Appendiks: Regresjonsresultater	200

8.1.2 Effekt av risikokommunikasjon	200
8.1.2 Effekt av derivatbenyttelse.....	208
8.2 Appendiks: Inflasjonsjustering	212

Figurliste

Figur 1: Utredningens struktur	18
Figur 2: Typer av konkurransefortrinn (Kilde: Selvspekt; basert på Barney, 2014).....	23
Figur 3: Porters fem krefter (Kilde: Porter, 1979; Porter, 1980).....	24
Figur 4: Konkurransefortrinns hjørnesteiner (Peteraf, 1993).....	27
Figur 5: Kategorier av risiko (Moeller, 2011).....	32
Figur 6: Sikringsinstrumenters påvirkning på skattekostnader og konkurskostnader (Smith & Stulz, 1985).	37
Figur 7: COSO-rammeverket for helhetlig risikostyring (Meidell, 2016).....	39
Figur 8: Value at Risk (Hull, 2015).....	39
Figur 9: En perfekt sikring/hedge (Galitz, 2013).	41
Figur 10: Bransjefordeling.	74
Figur 11: NUES-score (1-6) – undersøkelsesresultater.....	96
Figur 12: Perfekt lineær sammenheng	102
Figur 13: Minste kvadraters metode – En ikke-perfekt lineær sammenheng	103
Figur 14: Fitted values – Residuals, modell 1-4, 2006-2014.	128
Figur 15: Kernel Tetthetsestimat, modell 1-4, 2006-2014.	133
Figur 16: Deskriptiv statistikk – Tobins Q 2005-2015	142
Figur 17: Markedsutvikling 2005-2015 (Oslo Børs).....	142
Figur 18: Deskriptiv statistikk – Gjennomsnittlig Tobins Q 2005-2015, største og minste 50 %-kvantiler	143
Figur 19: Deskriptiv statistikk – Vektet Tobins Q per år (vektet på total kapital).....	144
Figur 20: Deskriptiv statistikk – Tobins Q per sektor 2005-2015.....	146
Figur 21: Diskriptiv statistikk – Lønnsomhet (ROA, EBITDA-margin og ROCE) 2005-2015.....	146
Figur 22: Deskriptiv statistikk – Gjennomsnittlig ROA 2005-2015, største og minste 50 %-kvantiler	147
Figur 23: Deskriptiv statistikk – Lønnsomhet per sektor 2005-2015.....	148
Figur 24: Andel risikokommuniserende ord i årsrapporter (2006-2014).....	151
Figur 25: Antall risikokommuniserende ord i årsrapporter (2006-2014).....	151
Figur 26: Gjennomsnittlig NUES-score per år (2006-2014).....	151
Figur 27: Gjennomsnittlig NUES-score per sektor (2006-2014).....	151
Figur 28: Risikokommunikasjon (ord) – ROA: Bivariat analyse.	153

Figur 29: Risikokommunikasjon (ord) – Tobins Q: Bivariat analyse.....	153
Figur 30: Risikokommunikasjon (NUES) – Tobins Q: Bivariat analyse.....	154
Figur 31: Risikokommunikasjon (NUES) – ROA: Bivariat analyse.....	154
Figur 32: Andel derivatbrukere i datagrunnlaget (2006-2014).....	162
Figur 33: Sammenhengen mellom avkastning og risikotilnærming (Aas, 2006).....	176

Tabelliste

Tabell 1: Eksempelselskaper – hypoteseutvikling.....	55
Tabell 2: Karakterer og tilhørende vurderingskriterier (Ernst & Young, NUES).....	69
Tabell 3: Ekskluderte observasjoner (2005-2015).....	72
Tabell 4: Sektorer på Oslo Børs.....	73
Tabell 5: Selskapsårsobservasjoner per år.....	73
Tabell 6: Relevansmultiplikator.....	79
Tabell 7: Oppsummering alle variabler.....	92
Tabell 8: Ensidig versus tosidig hypotesetest (Ringdal, 2013).....	105
Tabell 9: Type I- og II-feil ved hypotesetesting (Ringdal, 2013).....	106
Tabell 10: Potensielle kontrollvariabler – Tobins Q.....	111
Tabell 11: Analyse av kontrollvariablers effekt og signifikansnivå på Tobins Q.....	112
Tabell 12: Analyse av kontrollvariabler – Tobins Q – utelatt insignifikans.....	114
Tabell 13: Potensielle kontrollvariabler – ROA.....	115
Tabell 14: Analyse av kontrollvariablers effekt og signifikansnivå på ROA.....	116
Tabell 15: Analyse av kontrollvariabler – ROA – utelatt insignifikans.....	118
Tabell 16: Pearsons korrelasjon ROA-ROA(t-1).....	119
Tabell 17: Resultater av Hausman-test.....	122
Tabell 18: Pearsons korrelasjonsmatrise, 2006-2015.....	126
Tabell 19: Resultater av Breusch-Pagan/Cook-Weisberg-test.....	130
Tabell 20: Resultater av Wooldridge-test for seriekorrelasjon.....	131
Tabell 21: Deskriptiv statistikk – Tobins Q per kvantil.....	143
Tabell 22: Deskriptiv statistikk – Antall observasjoner og gjennomsnittlig Tobins Q per totalkapitalsintervall.....	145

Tabell 23: Deskriptiv statistikk – Samlet deskriptiv statistikk – alle sektorer, 2006-2014.....	149
Tabell 24: 2005-2015, eks. og inkl. forsikringsselskaper, Regresjonsresultater – Kontrollmodell.	152
Tabell 25: 2006-2014, eks. forsikringsselskaper, regresjonsresultater – Risikokommunikasjon (ord), år-til-år	156
Tabell 26: 2006-2014, alle sektorer, regresjonsresultater – Risikokommunikasjon (NUES), år-til-år.....	157
Tabell 27: 2006-2014, eks. forsikringsselskaper, regresjonsresultater – Risikokommunikasjon (ord), forsinkede effekter	159
Tabell 28: 2006-2014, alle sektorer, regresjonsresultater – Risikokommunikasjon (NUES), forsinkede effekter	160
Tabell 29: Derivatbrukere versus ikke-derivatbrukere.....	163
Tabell 30: 2006-2014, eks. finansselskaper, regresjonsresultater – Kontrollmodell	164
Tabell 31: 2006-2014, eks. finansselskaper, regresjonsresultater – Derivatdummy.....	165
Tabell 32: Antall observasjoner eiendels- og nettoderivater.....	166
Tabell 33: 2006-2014, eks. finansselskaper, regresjonsresultater – Virkelige verdier av derivater i eiendelsposisjon og nettoposisjon på Tobins Q	168
Tabell 34: 2006-2014, eks. finansselskaper, regresjonsresultater – Virkelige verdier av derivater i eiendelsposisjon og nettoposisjon på ROA.....	171
Tabell 35: 2006-2014, eks. finansselskaper, regresjonsresultater – Virkelige verdier forpliktelsesderivater.....	173

1 Innledning

I dette hovedkapittelet legger vi frem utredningens bakgrunn og formål. Basert på dette utformer vi studiens problemstilling, og beskriver bakenforliggende faktorer for valg av akkurat denne problemstillingen. Til slutt presenterer vi studiens struktur.

1.1 Utredningens bakgrunn og formål

Å drive et selskap innebærer å ta risiko. Aksjonærer, ledere og kreditorer har interesse av at denne risikoen er så lav som mulig uten at det går utover selskapsverdi og lønnsomhet. I et stadig mer komplisert og globalisert marked med teknologiske og demografiske endringer, øker også sannsynligheten for at uforutsette hendelser inntreffer (Bellamy & Vikdal, 1999; Institute of Risk Management, 2017). Noen av konsekvensene kan i verste fall føre til kroken på døren. Risikostyring har derfor blitt et meget viralt uttrykk de siste ti årene, da flere ser på risikostyring som verdiskapende og ikke en kostnad i seg selv. Alfred Steinherr (1998) beskriver risikostyring som *‘en av de viktigste innovasjonene i det tjuende århundret’*.

I følge det klassiske Modigliani og Miller-teoremet er risikostyring å anse som irrelevant – aksjonærer kan styre sin egen risiko gjennom, for eksempel, å holde veldiversifiserte porteføljer. Nyere teorier foreslår derimot at risikostyring gir en økonomisk verdi som er positiv. Disse teoriene belager seg på introduksjon av markedsfriksjoner som asymmetrisk informasjon, skatter og konkurskostnader, som bryter med Modigliani og Millers ‘perfekte marked’. I realiteten vil imperfeksjoner rasjonalisere risikostyring og sikring for å redusere usikkerhet. Et av de raskest voksende områdene i finansverden er bruk av finansielle derivater for å redusere denne usikkerheten.

Finanskrisen i 2008-2009 skapte mye usikkerhet ved finansielle derivater. Bruken av risikostyringsverktøyer for å redusere usikkerhet, med mål om profitt, medbringer stor risiko. Spørsmålet vi stiller oss er om lønnsomhets- og selskapsverdirelevansen av risikostyring er større enn risikoen den bringer med seg. De fleste empiriske studier har fokusert utelukkende på sammenhengen mellom bruken av sikringsinstrumenter – derivater – og selskapsverdi. Forskning på relevansen av selskapenes helhetlige risikostyring, og

generelle holdning til risiko og usikkerhet, er svært tynn. Det er dette kunnskapsgapet vi vil forsøke å lukke.

For å adressere dette kunnskapsgapet gjennomfører vi innholdsanalyser av totalt 447 årsrapporter i 66 børsnoterte selskaper. Vi studerer selskapenes risikokommunikasjon og benyttelse av finansielle derivater, med mål om å vurdere lønnsomhets- og verdirelevansen av risikostyring. Hvorvidt kommunikasjon av risiko og benyttelse av finansielle derivater er verdi- og lønnsomhetsøkende har ikke vært tema for empirisk forskning i nyere tid, og har heller aldri blitt studert blant norske selskaper. Vi håper at vår utredning vil lukke dette kunnskapsgapet og bidra til å skape et styrket empirisk grunnlag.

1.2 Problemstilling

For å adressere kunnskapsgapet som eksisterer mellom risikokommunikasjon og derivatbenyttelse, og selskapsverdi og lønnsomhet, foreslår vi følgende problemstilling:

Hvordan påvirkes selskapsverdi og lønnsomhet hos selskaper notert på Oslo Børs av risikokommunikasjon og bruk av finansielle derivater?

Vi finner risiko og risikostyring i selskaper spennende av flere årsaker. Hovedgrunnen er at det er såpass sammensatt, og krever både kvantitative og kvalitative analyser for å få et tilnærmet helhetlig bilde av et selskaps totale risiko – selv da er det umulig å fange opp absolutt alt. Det finnes ikke eksakt to streker under svaret når det gjelder hvilken risiko man skal fokusere på og eventuelt endre, så både dyktighet og erfaring kommer godt med i risikostyringsarbeidet, men også en porsjon flaks eller uflaks kan være med å påvirke utfallet. I tillegg kan andre perspektiver enn det økonomiske veie tungt inn i beslutningsprosesser når man skal ta hensyn til risiko og usikkerhet, blant annet det juridiske, moralske eller etiske perspektivet. I denne studien ønsker vi å ta for oss om selskapers fokus og arbeid med risiko kan påvirke den økonomiske delen av selskapet.

For å svare opp til denne problemstillingen, undersøker vi først forskjellene i lønnsomhet og selskapsverdi mellom selskaper som driver ulik grad av kommunikasjon av sin risiko og risikostyring. Deretter analyserer vi hvorvidt det er signifikante forskjeller mellom selskaper

som benytter og selskaper som ikke benytter seg av finansielle derivater. Til slutt ser vi på virkelige verdier av derivater, og dets påvirkning på lønnsomhet og selskapsverdi. Vi relaterer resultatene til eksisterende teori og empiri på lønnsomhet og selskapsverdi, konkurransefortrinn, risiko, risikostyring samt derivat- og derivatverdier.

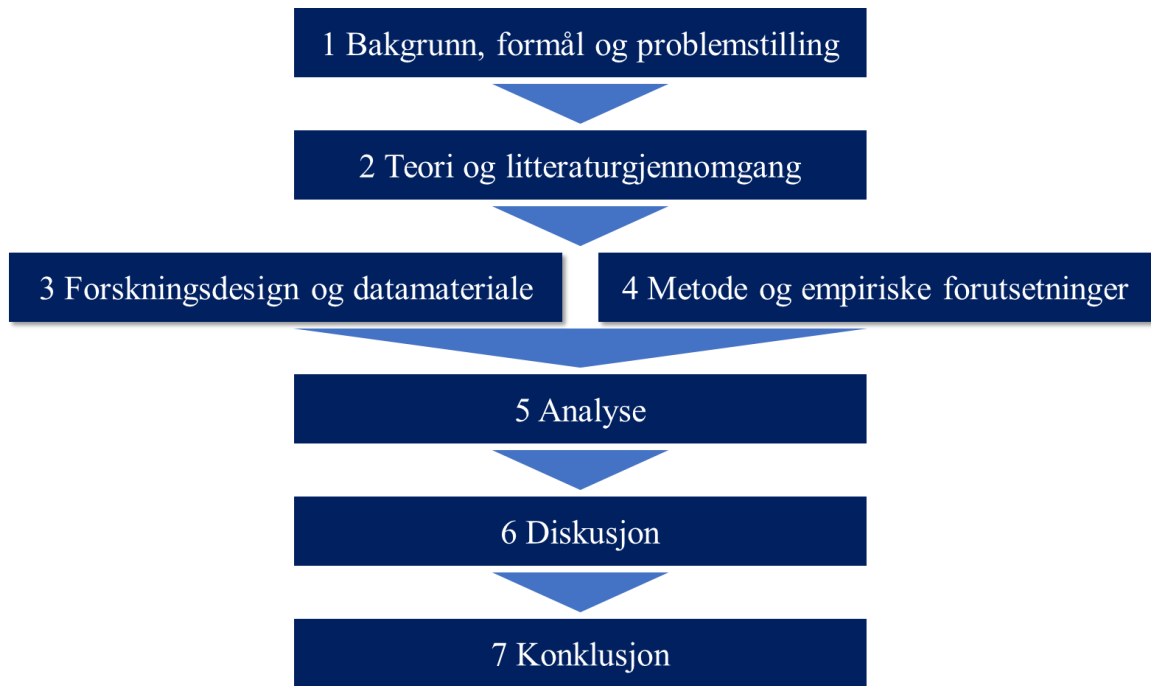
1.3 Utredningens struktur

I dette kapitlet har vi introdusert bakgrunnen for vår valgte problemstilling, samt presentert formålet og relevansen bak studien. I neste kapittel, kapittel 2, presenterer vi teori og empirisk forskning. Her introduserer vi først teori på lønnsomhet og selskapsverdi, etterfulgt av teori tilknyttet konkurransefortrinn. Deretter går vi gjennom og diskuterer den rådende teorien på risiko og risikostyring, før vi presenterer empiri knyttet til vår valgte problemstilling. Kapittel 2 avslutter med en omfattende diskusjon, og endelig valg av, våre hypoteser.

Kapittel 3 og 4 er to meget kvantitative, og metodiske kapitler. I kapittel 3 tar vi for oss forskningsdesign og datamateriale, hvor vi blant annet presenterer databehandlingen, definerer relevante variabler og diskuterer kvaliteten på datagrunnlaget. I kapittel 4 gjennomgår vi metodisk fremgangsmåte, presenterer og drøfter empiriske forutsetninger, før vi videre definerer regresjonsmetode, spesifiserer regresjonsmodeller, og tester forutsetninger for en forventingsrett regresjonsmodell. Kapittel 3 og 4 danner grunnlaget for samtlige analyser som gjennomføres i kapittel 5.

Kapittel 5 innledes ved endelig spesifisering av regresjonsmodeller. Videre presenteres deskriptiv statistikk, hvor vi går i dybden på alle relevante variabler i våre modeller. Deretter vises og analyseres alle resultater knyttet til risikokommunikasjons og derivaters effekt på lønnsomhet og selskapsverdi.

Kapittel 6 er vårt diskusjonskapittel. Dette kapitlet diskuterer funnene fra kapittel 5, med en dyptgående analyse av alle relevante funn knyttet til våre hypoteser. I kapittel 6 forsøker vi dermed å forklare funnene med basis i teori- og litteraturgjennomgangen i kapittel 2, og foreslår videre forskning basert på funnene. I siste kapittel, kapittel 7, presenterer vi vår konklusjon. Utredningens totale struktur oppsummeres i figur 1 under.



Figur 1: Utredningens struktur

2 Teori og litteraturgjennomgang

Vårt hovedfokus er å undersøke effekten av risikokommunikasjon og derivatbenyttelse på lønnsomhet og selskapsverdi. I gjennomgangen av litteraturen vil vi først diskutere lønnsomhet og selskapsverdi, der vi analyserer dekomponering av de mest sentrale lønnsomhets- og selskapsverdiindikatorerne. Deretter vil vi ta for oss hvordan lederes og selskapers handlinger kan påvirke lønnsomhet og selskapsverdi, i en gjennomgang av teori på konkurransefortrinn. Etter dette vender vi fokuset mot den eksisterende risiko- og risikostyringslitteraturen, og empirisk forskning på verdi- og lønnsomhetsrelevansen av risikokommunikasjon, risikostyring og derivater. Vi avslutter dette hovedkapittelet ved å utvikle våre hypoteser.

2.1 Lønnsomhet og selskapsverdi

I denne seksjonen søker vi å forstå lønnsomhetsbegrepet, hva som driver lønnsomhet, samt hvilke lønnsomhetsmål som best gir uttrykk for lønnsomhet i ulike selskaper og i ulike industrier. Videre beskriver vi sammenhengen mellom lønnsomhet og selskapsverdi, der vi analyserer dekomponering av de mest sentrale lønnsomhets- og selskapsverdiindikatorerne.

Forskere innen økonomi- og strategifeltet har lenge vært interessert i å forstå determinantene til selskapers lønnsomhet, og derav forstå hva som faktisk påvirker lønnsomhet. I løpet av 60- og 70-tallet ble det skrevet svært mye empirisk litteratur med mål om å forklare selskapers lønnsomhet basert på industrikarakteristika, inkludert markedsføring, selgerkonsentrasjon og R&D-intensitet. Disse studiene ble utfordret på 80-tallet, fordi de hadde en tendens til å anta at industristruktur er fast, uavhengig av selskapenes lønnsomhet (Porter & McGahan, 2002). I respons til denne forskningen var Schmalensee (1985) blant de første til å analysere de ulike komponentene i variasjonen i lønnsomhet. Schmalensee analyserte effekten av industri, markedsandel og eiere (corporate-parent) på total kapitalrentabilitet (ROA) til 465 amerikanske selskaper i 1975. Denne studien konkluderer med at bransjeeffekter var den største forklaringsvariabelen og står for omtrent 20 % av variasjonen, markedsandelseffekter for mindre enn 1 %, og at eiereffekter ikke bidrar signifikant til variasjon i det hele tatt. Schmalensees studie tok imidlertid kun for seg

ett år. På grunn av dette, ble årseffekter eller vedvarende forretningsspesifikke effekter ikke tatt høyde for.

Rumelt (1991) utvidet denne studien med årene 1974-1977, og fant at den største porsjonen av variasjon i lønnsomhet kommer fra forretningsspesifikke effekter, med så mye som 46 %. Studien viser også at den øvrige variasjonen kommer av industrieffekter på 9-16 % og eiereffekter på 1-2 %. Disse funnene støttes av Porter og McGahan (1997), men de setter spørsmålsteget ved Schmalensees (1985) og Rumelts (1991) bruk av data og metode. De kritiserer blant annet at begge studiene kun tar for seg industrielle selskaper på 70-tallet, en periode med uvanlig stor makroøkonomisk usikkerhet (Porter & McGahan, 1997).

Porter og McGahan (2002) oppsummerer de kombinerte funnene fra Schmalensee (1985), Rumelts (1991), Roquebert, Phillips og Westfall (1996) og Porter og McGahan (1997). De finner at 0,4 % kommer fra årseffekter, 10,3 % fra bransjeeffekter, 11,6 % fra eiereffekter, og hele 36 % fra forretningsspesifikke effekter. Selv om Porters og McGahans (2002) modell kun forklarer 58,3 % av totalvariasjonen (41,7 % forblir derav uforklart), forstår vi den akseptert som den mest omfattende dekomponeringen av lønnsomhet i dag. Likevel, forsøker ikke Porter og McGahan å identifisere komponentene til de forretningsspesifikke effektene, eller noen kausale sammenhenger, noe de anerkjenner i sin 2005-artikkel.

Dekomponering av lønnsomhetsvarians blir likevel kritisert av ulike årsaker. Kritikken, særlig fra Brush og Bromiley (1997), bygger i stor grad på at metoden gir for stor vekt til observasjoner langt utenfor gjennomsnittet. Brush og Bromiley (1997) er bekymret for at en analyse av varians på et utvalg av populasjonen kan lede til feilaktige slutninger om populasjonens karakteristika, særlig når populasjonens karakteristika er systematisk bestemt. Porter og McGahan (2005) svarer på denne kritikken og mener at ikke gir noe mening å utelate disse observasjonene, da målet burde være representere populasjonen av selskaper, og deres variasjon.

Det er viktig å bemerke at modellene som til nå har vært gjennomgått belager seg på regnskapsdata, noe som kan inkludere usikkerhet som stammer fra ulik regnskapspraksis. Vi vet for eksempel at svakt presterende selskaper kan velge å inflatere regnskapstall for å virke mer attraktive ovenfor investorer. I motsatt ende kan selskaper også deflatere regnskapstall med mål om å minimere skattebyrde. I samtlige av studiene som til nå er gjennomgått er

total kapitalrentabilitet (ROA) brukt som avhengig variabel, som mål på lønnsomhet. Inntil 1999 var alle gjennomførte studier på dekomponering av variasjon i selskapers ytelse kun basert på ett mål av gangen: enten regnskapsmessig lønnsomhet eller Tobins Q. Tobins Q som mål – som proxy for selskapsverdi – inkorporerer informasjon om investorers forventning til avkastning, og ble først nyttet av Wernerfelt og Montgomery (1988), der de analyserte samme år som Schmalensee (1985), med svært lik konklusjon.

McGahan (1999) utvidet Wernerfelt og Montgomerys (1988) studie betraktelig, og dekket totalt 14 år og 4947 selskaper, sammenliknet med Wernerfelt og Montgomerys 276 selskaper for ett enkelt år. McGahan (1999) bruker i denne studien flere mål, og tar for seg både regnskapsmessig lønnsomhet (ROA) og Tobins Q. McGahans (1999) resultater med basis i Tobins Q er veldig like det Porter og McGahan finner i 2002. Dekomponeringen i variasjonen viser også her at forretningsspesifikke effekter står for den største variasjonen i selskapsverdi på 37 %, sammenliknet med Porter og McGahans (2002) 36 %. Tobins Q viser seg også å være mye mer sensitiv til industrieffekter på 27,9 % av totalvariasjonen, sammenliknet med Porter og McGahans (2002) 10,3 %.

Gjennomgående i McGahans (1999) studie er argumenter for bruk av flere enn ett mål på hvor godt et selskap er. Tobins Q reflekterer et selskaps prospekter for lønnsomhet, der Q kan tolkes som investorers syn på ledelsens evne til å generere mer penger fra eiendeler enn ved å selge eiendelene til høyeste bud (McGahan, 1999). I kontrast, relaterer regnskapsmessig lønnsomhet til selskapets historiske fordeler, og i teorien viser denne at høy lønnsomhet kommer av at selskapets ledelse anskaffet eiendeler på et tidligere tidspunkt til mindre enn deres fulle verdi i planlagt bruk (McGahan, 1999). Bruken av total kapitalrentabilitet (ROA) blir kritisert av Hawawini, Subramanian og Verdin (2003), der kritikken i hovedsak er knyttet til at ROA ikke tar høyde for risikoen som investorer må bære. Hawawini, Subramanian og Verdin forsøker derfor å ta høyde for disse elementene gjennom å også ta hensyn til alternativkostnader (medberegnet kapitalkostnad, eller risiko) i tillegg til total markedsverdi delt på dens sysselsatte kapital. Disse alternative målene tar derav høyde for hovedkritikken til regnskapsmessige lønnsomhetsmål, men viser likevel svært like resultater som ROA i Porter og McGahans 2002-studie. Dette styrker i stor grad ROA som et mål på selskapers ytelse.

Vi har nå studert noen sentrale mål for måling av lønnsomhet og selskapsverdi. Noe vi legger merke til i gjennomgang av litteraturen, er at veldig mye av den strategiske ledelseslitteraturen fokuserer på ledere og deres evne til å påvirke lønnsomhet og selskapsverdi. Dette er også basis for en rekke artikler og studier på konkurransefortrinn – hvilke aktiviteter kan selskaper foreta seg med mål om å generere et varig konkurransefortrinn over sine konkurrenter? Dette er tema for neste del i litteraturgjennomgangen, der vi søker å forstå hvordan selskapers handlinger og aktiviteter kan påvirke selskapenes lønnsomhet og selskapsverdi.

2.2 Konkurransfortrinn

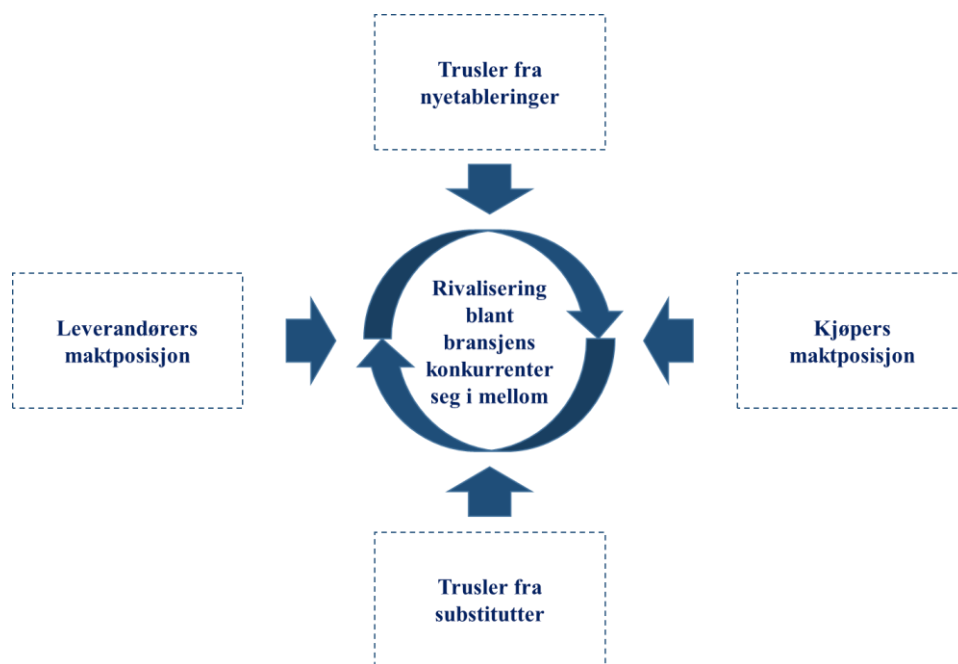
I denne seksjonen søker vi å forstå hvordan selskapers og lederes handlinger kan påvirke lønnsomhet og selskapsverdi. Vi drøfter først ulike definisjoner av konkurransefortrinn, og beskriver forskjellen på midlertidig og vedvarende konkurransefortrinn. Deretter tar vi for oss hvordan selskaper skaper og bevarer konkurransefortrinn, der vi går inn på de to mest aksepterte fremgangsmåtene; makt i markedet, og makt som følge av overlegne ressurser.

2.2.1 Definisjon av konkurransefortrinn

Å forstå kilder til vedvarende konkurransefortrinn er et stort og viktig område i den strategiske ledelseslitteraturen. Konkurransfortrinnskonseptet har lang historie i strategilitteraturen, og det finnes svært mange definisjoner på hvordan selskaper kan oppnå konkurransefortrinn. Ansoff (1965) var en av de første forskerne som forsøkte å definere konkurransefortrinn som 'de isolerte karakteristika i individuelle produktmarkeder som ga et selskap en sterk konkurranseposisjon'. Likevel var det Michael Porter (1985) som virkelig skinte lys på konkurransefortrinnsbegrepet i strategilitteraturen. Porter (1985) sier at konkurransefortrinn stammer fra et selskaps evne til å skape overlegen (superior) verdi for sine kunder. Han legger også til at overlegen verdi kommer av å tilby tilsvarende goder som konkurrentene, men til en lavere pris, eller ved å tilby unike goder som oppveier en høyere pris.

Porter (1985) kommer likevel ikke opp med en eksplisitt definisjon av konkurransefortrinn. Et selskap har konkurransefortrinn når det '... har en høyere økonomisk lønnsomhet enn den

konkurransestrategibegrepet som å 'relatere et selskap til dets miljø', der '[...] det sentrale aspektet til et selskaps miljø er bransjen eller bransjene det konkurrerer i' (Porter, 1980; Teece, Pisano & Shuen, 1997). Konkurransestrategier sikter derfor ofte på å styrke et selskaps posisjon innad i en bransje relativt til sine konkurrenter og interessenter. Porter (1980) utviklet en modell kalt konkurransekraftmodellen, der fem ulike bransjenivåers krefter tas høyde for. I denne modellen er trusler fra nyetableringer og substitutter, leverandørenes og kjøpernes maktposisjon og rivalisering blant bransjens konkurrenter seg imellom, avgjørende for potensialet i en bransje (Porter, 1980). Porters konkurransekraftmodell gir derfor grunnlag for en systematisk tankegang på hvordan konkurransekrefter fungerer på bransjenivå, og hvordan disse kreftene er avgjørende for lønnsomheten i ulike bransjer og bransjesegmenter.



Figur 3: Porters fem krefter (Kilde: Porter, 1979; Porter, 1980).

Den samlede styrken til disse kreftene avgjør derfor det ultimate lønnsomhetspotensialet i en bransje. Selskapers evne til å skape og bevare varige konkurransefortrinn er derfor veldig bransjeavhengig, og ikke minst avhengig av selskapenes evne til å posisjonere seg deretter. Selskaper som klarer å utnytte konkurransekreftene innad i deres bransje bedre enn deres konkurrenter kan klare å generere økonomisk potensiale overlegent til konkurrentenes (Teece, Pisano & Shuen, 1997). Det økonomiske potensialet, ifølge Porter, skapes på

bransjenivå i motsetning til på selskapsnivå, noe som tillater å skape varige konkurransefortrinn selv om selskaper kun eier homogene ressurser og kapabiliteter.

Andre tidlige fremgangsmåter relatert til utnyttelse av markedsrett inkluderer arbeid fra velkjente økonomer som Cournot og Bertrand, som nyttet spillteori for å analysere konkurransemessige interaksjoner mellom rivaliserende selskaper (Teece, Pisano & Shuen, 1997). Hovedformålet med disse fremgangsmåtene er å avsløre hvordan et selskap kan ha innflytelse på andre selskapers atferd og handlinger, og derav påvirke bransjemiljøet (Shapiro, 1989). Nøkkeliéen er derfor, gjennom å påvirke bransjemiljøet, at et selskap kan være i stand til å bedre egen lønnsomhet. Teece, Pisano og Shuen (1997) mener at denne fremgangsmåten taper relevans når konkurrenter ikke er like nok. De argumenterer med at selskaper som har store kostnadsfordeler eller andre konkurransefordeler sammenlignet med konkurrentene, ikke nødvendigvis bør oppslukes av konkurrentenes trekk eller mottrekk. Disse selskaperes konkurransemessige fordeler vil i mye større grad være avhengig av totale etterspørselsforhold, og ikke av hvordan konkurrentene distribuerer og omplasserer deres eiendeler. Likevel kan denne fremgangsmåten gi verdifull innsikt i markedsdynamikk og konkurransekrefter, og videre innsikt dersom det kombineres med andre analytiske fremgangsmåter.

Som nevnt, skiller man gjerne mellom fremgangsmåter som trekker frem utnyttelse av markedsrett, og de som trekker frem effektivitet. I den følgende seksjonen vil vi se på hvordan selskaper kan oppnå konkurransefortrinn utenom rett i markedet. Vi drøfter her en dynamisk innsynsvinkel på selskaper, som tar høyde for heterogene selskapsattributter på selskapets konkurranseposisjon.

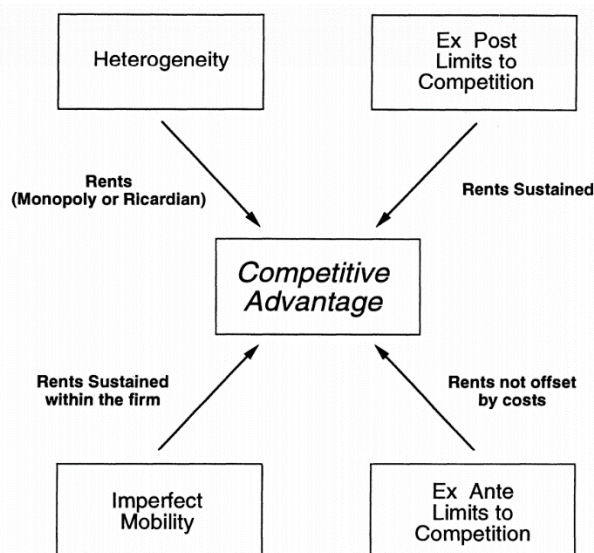
2.2.3 Ressursbaserte syn

I stedet for å fokusere på lønnsomhet som kommer av strategisk markedsposisjonering, fokuserer det ressursbaserte synet på profitt som kommer av knappe, selskaps-spesifikke ressurser (Teece, Pisano & Shuen, 1997). Barney (1991) definerer selskapsressurser som 'alle eiendeler, kapabiliteter, organisatoriske prosesser, selskapsattributter, informasjon, kunnskap etc. kontrollert av et selskap som gjør det mulig å fange og implementere strategier som forbedrer effektivitet'. Hva et selskap kan beherske er ikke bare en funksjon av hvilke muligheter det konfronterer, det handler også om hvilke ressurser det har tilgjengelig og

klarer å nytte (Learned et al., 1969). Learned et al. (1969) foreslår at den virkelige nøkkelen til et selskaps suksess handler om dets evne til å finne og skape 'en kompetanse som er helt særegen'. Det var på bakgrunn av dette det ressursbaserte synet dukket opp, og ble et viktig emne i den strategiske ledelseslitteraturen. Disse ressursene, og selskapenes effektive utnyttelse av dem, er det som fører til vedvarende konkurransefortrinn (Penrose, 1959; Wernerfelt, 1984; Barney, 1991; Peteraf, 1993).

I den ressursbaserte teorien kan vertikal integrasjon og diversifikasjon sees på som måter å oppnå lønnsomhet med basis i knappe, selskapsspesifikke ressurser som er vanskelig å imitere (Penrose, 1959; Teece, 1980; Wernerfelt, 1984). I følge Barney (1991) er det fire empiriske indikatorer en ressurs må tilfredsstille for å kunne være kilde til vedvarende konkurransefortrinn. Den må være verdifull (Valuable) i markedet, sjelden blant konkurrentene (Rare), ikke-imiterbar (Imitable) blant nåværende og potensielle konkurrenter, og selskapet må være forberedt på effektiv utnyttelse av ressursen (Organized). Dette er også kjent som VRIO-analysen, et velkjent strategisk verktøy i både litteraturen og praksis. Graden av konkurransefortrinn ifølge VRIO-rammeverket avhenger av hvor mange av punktene som oppfylles – dersom ressursen oppfyller alle kravene, kan den være kilde til vedvarende konkurransefortrinn (Barney, 1991).

Peteraf (1993) oppsummerer den eksisterende litteraturen og de underliggende forutsetningene bak modellene i litteraturen, og presenterer fire hjørnesteiner til vedvarende konkurransefortrinn. Disse forutsetningene, som ifølge Peteraf alle må møtes, er heterogenitet innad i industrien, ex post limitasjoner til konkurranse, imperfekt ressursmobilitet og ex ante limitasjoner til konkurranse (se figur 4).



Figur 4: Konkurransefortrinns hjørnesteiner (Peteraf, 1993).

Den første av disse forutsetningene, heterogenitet, er den mest grunnleggende forutsetningen i det ressursbaserte synet for å skape og bevare konkurransefortrinn (Barney, 1991).

Heterogenitet impliserer at selskaper med varierende kapabiliteter er i stand til å konkurrere i markedet og, som et minimum, gå break-even. Selskaper med overlegne ressurser vil også kunne oppnå overlegen lønnsomhet (Peteraf, 1993). Etersom de fleste strateger er interessert i lønnsomhet på lengre sikt, må også forutsetningen om heterogenitet være varig for å være verdiskapende. Dette er bare tilfellet dersom det foreligger ex post limitasjoner til konkurranse (Peteraf, 1993). Dette betyr at etter et selskap, i besittelse av heterogene, overlegne ressurser, har oppnådd overlegen lønnsomhet, må det finnes krefter som begrenser konkurransen for denne oppnådde profitten. I det ressursbaserte arbeidet er det fokusert på to kritiske faktorer som begrenser ex post konkurranse: imperfekt imiterbarhet (Barney, 1991) og imperfekt substituerbarhet (Dierickx & Cool, 1989). Substitutter er medvirkende i å redusere absolutt lønnsomhet gjennom å gjøre etterspørselskurvene til monopolister og oligopolister mer elastiske (Dierickx & Cool, 1989), og er kanskje bedre kjent som en av Porters (1980) fem krefter.

Den tredje forutsetningen, faktorimmobilitet, eller imperfekt mobilitet, er også ifølge Peteraf (1993) et viktig krav for å skape vedvarende konkurransefortrinn. Williamson (1979, 1985) beskriver imperfekte, mobile ressurser som omsettelige, men mer verdifulle innad i selskapet som allerede nytter ressursene, enn om de ville vært i et annet selskap. Resurser antas å være imperfekt mobile dersom de til en viss grad er spesialisert til forretningsspesifikke

behov (Williamson, 1985), eller er idiosynkratiske i så stor grad at de ikke har noen nytte på utsiden av selskapet (Williamson, 1979). Ettersom imperfekt mobile ressurser er mindre omsettelige enn andre ressurser, eller mindre verdifulle for andre brukere, kan de ikke like lett bli solgt vekk fra nåværende sysselsetter (Peteraf, 1993). Immobiler ressurser forblir derfor bundet til selskapet og tilgjengelig for bruk over lengre perioder, og vil av den grunn være en kilde til vedvarende konkurransefortrinn. Men selv sammen med heterogenitet og ex post limitasjoner til konkurranse er ikke imperfekt mobilitet tilstrekkelig for å skape vedvarende konkurransefortrinn. En siste forutsetning, ex ante limitasjoner til konkurranse, må ifølge Peteraf (1993) også tilfredsstilles for at et selskap skal ha konkurransefortrinn. Med dette menes at før et selskap etablerer en overlegen ressursposisjon må det være begrenset konkurranse for akkurat denne posisjonen.

Mye av litteraturen på konkurransefortrinn fokuserer på hvordan selskaper kan skape imperfekte, konkurransedyktige produktmarkeder for å fange bedre lønnsomhet enn normalen. Lønnsomheten avhenger derimot ikke bare av om selskapenes strategier er i stand til å skape disse markedene, men også på kostnaden ved implementering av strategiene (Barney, 1986). Det er klart at dersom kostnadene ved strategiimplementering overstiger den oppnådde avkastningen ved å skape imperfekte, konkurransedyktige produktmarkeder, så vil ikke selskapene kunne oppnå lønnsomhet over normalen som resultat av innsatsen. Rumelt (1987) nevner et lignende poeng og mener at med mindre det er en differanse mellom ex post verdien av et tiltak og ex ante kostnaden av å anskaffe de nødvendige ressursene, så vil ikke dette medføre en reell avkastning. Det var som følge av dette, som hjelp for å analysere kostnadene ved strategiimplementeringen, at Barney (1986) introduserte konseptet om et strategisk faktormarked. Når ressurser anskaffes i et strategisk faktormarked, er verdien på disse ressursene avhengig av graden av markedseffektivitet. I et hundre prosent effektivt marked vil prisen på en ressurs være lik verdien på denne ressursen. Av den grunn vil ressurser anskaffet i et effektivt faktormarked ikke være i stand til å skape vedvarende konkurransefortrinn (Dierickx & Cool, 1989). Finansielle ressurser er et eksempel på ressurser med antatt lav verdi, ettersom finansielle markeder er tilnærmet totalt effektive (market efficiency hypothesis) (Bodie, Kane & Marcus, 2011).

Barney (1986) hevder at i fravær av imperfeksjoner i strategiske faktormarkeder, vil ikke kjøpere være i stand til å utvinne overlegen lønnsomhet fra noen som helst faktor, siden kostnaden ved å anskaffe ressursen tilnærmet vil tilsvare den økonomiske verdien til disse

ressursene så snart de brukes til å implementere produktmarkedsstrategier. Dette er nødvendigvis ikke helt riktig, ettersom markedene i de fleste tilfeller vil være imperfekte i noen grad. Kjøpere har sjelden de samme forventningene til den fremtidige verdien til en ressurs (Barney, 1986), og som et resultat er selskaper i posisjon til å kjøpe undervurderte ressurser gjennom flaks eller overlegen informasjon. I tillegg, er det heller ikke gitt at verdien til en spesifikk ressurs er den samme for ulike selskaper. Som et resultat av ressursheterogenitet er det usannsynlig at selskaper besitter akkurat de samme ressursene. Selv om Barney (1986) fokuserer på markedsimperfeksjoner, mener Dierickx og Cool (1989) at det sentrale spørsmålet heller er om de nødvendige ressursene for å implementere en strategi faktisk kan kjøpes i markedet. Immaterielle eiendeler, som omdømme eller humankapital, er ikke nødvendigvis mulig å handle i faktormarkedene. Fellesnevneren her er at disse ressursene heller akkumuleres over tid (Dierickx og Cool, 1989).

2.2.4 Oppsummering Konkurransetrinn

Vi har nå drøftet hvordan selskapers og lederes handlinger kan påvirke lønnsomhet og selskapsverdi. Vi har utforsket ulike definisjoner av konkurransefortrinn, samt definert forskjellen på midlertidig og vedvarende konkurransefortrinn. De mest aksepterte fremgangsmåtene når det kommer til å utforske konkurransefortrinn, kan deles i de som tar utgangspunkt i makt i markedet, og de som tar utgangspunkt i makt som følge av overlegne ressurser. Når det gjelder makt i markedet, har vi spesielt lagt vekt på Porters (1980) femkrefters modell. Porter mener at potensialet i en bransje avgjøres av trusler fra nyetableringer og substitutter, leverandørenes og kjøpernes maktposisjon, samt rivalisering blant bransjens konkurrenter seg i mellom. Vi har også lett drøftet en annen fremgangsmåte som bygger på makt i markedet; klassisk spillteori. Teorien bak en spillteoretisk fremgangsmåte, bygger på forutsetningen om at et selskaps handlinger kan ha innflytelse på andre selskapers atferd og handlinger. Ideen her er at gjennom å påvirke bransjemiljøet, har selskaper mulighet til å bedre egne fordeler og lønnsomhet.

Den andre av fremgangsmåtene, makt som følge av overlegne ressurser, har også blitt diskutert. Dette kalles også det såkalte ressursbaserte synet på konkurransefortrinn. Her, heller enn å fokusere på lønnsomhet som kommer av strategisk markedsposisjonering, fokuserer det ressursbaserte synet på lønnsomhet som kommer av knappe, selskaps-spesifikke ressurser. Teorier og modeller som bygger på det ressursbaserte synet mener at dette er en

viktig kilde til vedvarende konkurransefortrinn. Vi har her diskutert Barneys (1991) VRIO-analyse, samt Peterafs (1993) utgreining av konkurransefortrinns hjørnesteiner, og Barneys (1986) strategiske faktormarked. I neste seksjon retter vi fokus mot hovedtemaet i studien; risiko og risikostyring. Den teoretiske bakgrunnen fra lønnsomhet og konkurransefortrinn, kombinert med risiko- og risikostyringsbegrepene, vil være viktige grunnsteiner i utvikling av våre hypoteser.

2.3 Risiko og risikostyring

I denne seksjonen drøfter vi risiko og risikostyring, og sammenhengen mellom disse begrepene. I første del går vi inn på risiko som begrep og dets opprinnelse. Deretter gjennomgår vi ulike definisjoner og kategorier av risiko, og hvordan mennesket påvirker og blir påvirket av risiko, og risikoens rolle i selskaper. Vi introduserer risikostyring som begrep, og risikostyrings utvikling og formål. Vi bruker pareto-prinsippet som argument for hvilke risikoer man bør fokusere på å redusere. Videre søker vi innsikt i klassisk finansteori for å undersøke verdirelevansen av risikostyring. Til slutt presenterer vi tre typer risikostyring, der vi spesielt diskuterer finansiell risikostyring og derivater.

2.3.1 Teori om risiko

Hver dag brukes risiko som begrep i ulike former, både i organisasjoner, prosjekter og i det private hjem. For noen selskaper er det blant annet risiko knyttet til om kunden betaler for seg, endring i råvarepriser, brann i arbeidslokale eller at medarbeidere gjør feil. Disse har en oppside (positiv verdi) og nedside (negativ verdi) som varierer med omfanget (størrelsen) av hendelsen. Fra dette skjønner vi at risiko kan være komplekst og sammensatt. Aristoteles (384-322 f.Kr.) skal ha sagt følgende: *‘Det er sannsynlig at noe usannsynlig vil skje’*.

Opprinnelsen av ordet risiko er antatt å komme fra enten det arabiske ordet ‘risq’ eller det latinske ordet ‘riscum’ (Merna & Al-Thani, 2008). Det arabiske ordet betyr *‘noe som har blitt gitt til deg, og fra der du henter profitt’*, og assosieres med et tilfeldig og gunstig utfall. Det latinske ordet henviser til utfordringen som et korallrev gir en sjømann; noe som kan assosieres med en like tilfeldig, men ugunstig hendelse. I følge Bernstein (1996) kommer det

engelske begrepet 'risk' fra det italienske ordet 'risicare' som betyr å våge, og i den forstand er risiko et valg, ikke en skjebne.

Risiko som konsept har endret seg med tiden, fra å være negativt tilknyttet fare, til en positiv oppfatning som en del av verdiskapningen (Meidell, 2016). I førmoderne tid så man på risiko som skjebne, overtro eller synd. Dette utviklet seg i moderne tid til noe som er mulig å kalkulere og kvantifisere. I perioden fra 1654 til 1970 var det flere relevante hendelser innen risiko, hvor tre av disse var:

- *'1654 – De franske matematikerne Blaise Pascal og Pierre de Fermat gir for første gang et formelt og matematisk grunnlag for teorien om sannsynlighet.*
- *1952 – Den amerikanske økonomen Harry Markowitz demonstrerte matematisk at risiko og forventet avkastning er direkte relatert til hverandre, men at investorer kan redusere variansen til avkastningen på investeringen ved å diversifisere. Dette uten å redusere forventet avkastning.*
- *1970 – De amerikanske akademikerne Fischer Black og Myron Scholes publiserte en matematisk modell for å kalkulere verdien av en opsjon' (Financial Times, 2001).*

Det finnes i dag forskjellige definisjoner av risikobegrepet som er avhengig av fagmiljø og kontekst (Aven, 2007). Man kan blant annet se på risiko som en mulighet, usikkerhet eller trussel (Meidell, 2016). I Concise Oxford English Dictionary defineres risiko som '*fare, sannsynlighet for dårlige konsekvenser, tap eller eksponering for ulykke*' (McNeil, Frey & Embrechts, 2015). Uansett hvilken definisjon av risiko som benyttes, er det likevel en ting som er felles; alle definisjoner refererer til fremtiden (Athearn, 1971).

I 1921 laget Frank H. Knight (1921) et skille mellom risiko og usikkerhet. Knight mente at risiko er en tilstand der man ikke vet hva fremtidig hendelse kommer til å bli, men at man har mulighet til å beregne sannsynlig utfall. Usikkerhet – som i etterkant av 1921 har blitt kjent som Knightian usikkerhet (Walker, 2013) – er en tilstand der man ikke vet hva sannsynlighetene er. Eksempler på slike ikke-målbare risikoer er at det oppstår et jordskjelv, eller et nytt terrorangrep på In Amenas-anlegget til Statoil i Algerie – en sort svane.

Et selskap står ovenfor ulike typer risiko, for eksempel risiko knyttet til industri, HR, rentesvingninger eller informasjonstilgang. Disse risikoene kan deles opp i forskjellige

kategorier og underkategorier. Nordahl (2016) deler risiko inn i de som er nødvendige for forretningen, de som følger av finansielle beslutninger og de forretningsbetingende, som det er mulig å eliminere eller redusere. Kaplan og Mikes (2012) bruker kategoriene strategirisiko, ekstern risiko og forebyggende risiko. Moeller (2011) nytter hovedkategoriene strategisk risiko, driftsrisiko, finansrisiko og informasjons- og teknologirisiko. Disse har igjen to til tre underkategorier, som kan sees i figuren under. En alternativ måte å kategorisere risiko er systematisk og usystematisk risiko, som ofte brukes ved investering i aksjemarkedet (Bredesen, 2012; Bodie, Kane & Marcus, 2011).

Strategic Risks		
External Factors Risks		Internal Factors Risks
<ul style="list-style-type: none"> ■ Industry Risk ■ Economy Risk ■ Competitor Risk ■ Legal and Regulatory Change Risk ■ Customer Needs and Wants Risk 		<ul style="list-style-type: none"> ■ Reputation Risk ■ Strategic Focus Risk ■ Parent Company Support Risk ■ Patent/Trademark Protection Risk
Operations Risks		
Process Risks	Compliance Risks	People Risks
<ul style="list-style-type: none"> ■ Supply Chain Risk ■ Customer Satisfaction Risk ■ Cycle Time Risk ■ Process Execution Risk 	<ul style="list-style-type: none"> ■ Environmental Risk ■ Regulatory and Government Compliance Risk ■ Policy and Procedures Risk ■ Litigation Risk 	<ul style="list-style-type: none"> ■ Human Resources Risk ■ Employee Turnover Risk ■ Performance Incentive Risk ■ Training Failure Risk
Finance Risks		
Treasury Risks	Credit Risks	Trading Risks
<ul style="list-style-type: none"> ■ Interest Rate Risk ■ Foreign Exchange Risk ■ Capital Availability Risk 	<ul style="list-style-type: none"> ■ Capacity Risk ■ Collateral Risk ■ Concentration Risk ■ Default Risk ■ Settlement Risk 	<ul style="list-style-type: none"> ■ Commodity Price Risk ■ Duration Risk ■ Measurement Risk
Information and Technology Risks		
Financial Risks	Operational Risks	Technological Risks
<ul style="list-style-type: none"> ■ Accounting Standards Risk ■ Budgeting Risk ■ Financial Reporting Risk ■ Taxation Risk ■ Regulatory Reporting Risk 	<ul style="list-style-type: none"> ■ Pricing Risk ■ Performance Measurement Risk ■ Employee Safety Risk 	<ul style="list-style-type: none"> ■ Information Access Risk ■ Business Continuity Risk ■ Virus and Improper Systems Access Risk ■ Availability Risk ■ Infrastructure Risk

Figur 5: Kategorier av risiko (Moeller, 2011).

Irrasjonell menneskeatferd og psykologiske effekter på individ- og organisasjonsnivå er noe som gjør risikobildet mer komplekst og utfordrende. Mennesket tar egne skjønnsmessige betraktninger, og dette subjektive forholdet medfører at opplevd risiko kan avvike fra faktisk risiko (Johnsen, 2005). Kaplan og Mikes (2012) viser til studier som har funnet at mennesker har overdreven selvtillit til nøyaktigheten i prognoser og risikovurderinger. For eksempel overestimerer mennesket sin påvirkningskraft når det meste egentlig bestemmes av

tilfeldigheter. En annen tendens er bekreftelsesskjevhet. Med dette menes at man ofte favoriserer informasjon som understøtter egne meninger, og undertrykker motsigende informasjon.

Det å drive et selskap innebærer å ta risiko. Interessenter som aksjonærer, kreditorer og ansatte har interesse av at denne risikoen er så lav som mulig, uten at det går utover avkastning og selskapsverdi. I teorien er det slik at økte lønnsomhetskrav medfører høyere risiko og at lavere lønnsomhetskrav medfører lavere risiko – man må gjøre en avveining (Bredesen, 2012). På grunn av denne avveiningen, er det viktig at selskapet uttrykker sin risikoappetitt – ‘risikoappetitten uttrykker grad av risiko som virksomheten har til hensikt å ta for å forfølge verdiskapende muligheter’ (Aven & Aven, 2015) – og styrer risikoen etter beste evne for å nå målet.

2.3.2 Introduksjon til risikostyring

Før i tiden trengte man ikke å ta hensyn til potensielle konkurrenter i nabobygda, mens i dag må man ta hensyn til konkurrenter på den andre siden av jordkloden. I et verdensmarked som stadig er i endring, og som blir mer globalisert og komplisert, øker også sannsynligheten – volatiliteten – for at flere avhengige og uavhengige hendelser kan inntreffe. Noen av konsekvensene kan i verste fall føre til kroken på døren. Alfred Steinherr (1998) beskrev risikostyring som: ‘[...] en av de viktigste innovasjonene av det 20. århundre.’ Vi skal nå se på risikostyringens opprinnelse og historie, dets formål og definisjoner, og til slutt hvordan vi kan finne ut hvilke risikoer det er viktig å redusere for selskaper.

Sannsynligvis fra menneskets første skritt på jorden har det å ta gode beslutninger vært viktig i møte med risiko og usikkerhet (Fraser & Simkins, 2010). Mennesket overlevde trolig ved å utvikle et instinktivt og kontinuerlig forsvar mot risikoen knyttet til usikkerheten rundt egen eksistens. Dette genetiske uttrykket kan tolkes som begynnelsen på risikostyring (Walker, 2013). Fra den tid har risiko og risikostyring fulgt hverandre i alle sivilisasjoner frem til i dag. Likevel har risikostyring som konsept i virksomheter kun utviklet seg de siste århundrene. For veien videre skriver Crouhy, Galai og Mark (2014) om potensielle trender innen risikostyring i årene fremover, hvor et større fokus på makronivå, og ansettelse av risikoansvarlige i selskapene kommer mer og mer til syne.

Formålet med et selskap er å maksimere aksjonærenes formue (Bredesen, 2012). Litteraturen tilsier at målet med implementering av risikostyring i selskaper er å gjøre bevisste tiltak for å skifte oddsen til egen favør; ved å øke sjansene for gode resultater og redusere oddsen for lave resultater (Borge, 2001). Aven (2007) argumenterer for at formålet med risikostyring er å sikre riktig balanse mellom det å utvikle og skape verdier, og det å unngå ulykker, skader og tap. Et annet aspekt fra risikostyringslitteraturen er ifølge Beasley, Frigo og Litman (2007) å øke sannsynligheten for at selskaper oppnår sine mål, ved å styre risiko til å være innenfor aksjonærenes risikoappetitt. Samtidig kan det å redusere volatiliteten i kontantstrømmene og oppnå stabile resultater være et argument for risikostyring (Graham, Harvey & Rajgopal, 2005). Det å lage en passende definisjon av risikostyring er like vanskelig som å lage en universelt akseptert definisjon av risiko (Hopkin, 2012). Likevel er det allmenn akseptert at risikostyring bør omfatte muligheter, usikkerhet og farer. Terje Aven (2007) skriver: 'Med risikostyring forstås alle tiltak og aktiviteter som gjøres for å styre risiko'. London School of Economics definerer risikostyring som: 'Utvalg av de risikoer et selskap bør ta og de som bør unngås eller reduseres, etterfulgt av tiltak for å unngå eller redusere risikoen' (Hopkin, 2012). Mens Hopkin (2012) definerer risikostyring som: '[...] et sett av aktiviteter i organisasjonen for å levere det mest gunstige utfallet og redusere volatiliteten eller variasjonen av det utfallet.'

Et sentralt spørsmål innen risikostyring er om man skal fokusere på å redusere alle risikoer selskapet møter, eller om man skal fokusere på et utvalg av disse (Aven, 2007). Det man for eksempel kan gjøre er å ta utgangspunkt i formelen nedenfor. Ved å medberegne risiko i diskonteringsrenten og tilhørende tiltak som investeringskostnad, får man en nåverdi med tiltak. Sammenligner man denne verdien mot verdien uten tiltak, får man en indikator på hvorvidt tiltaket er lønnsomt eller ikke. Om kostnaden er høyere enn nytten, kan man vurdere alternative tiltak som å implementere tydelige prinsipper og verdier i organisasjonen. Vi presiserer at dette er en forenklet modell av virkeligheten og har til hensikt å illustrere kost-nytte vurderinger som bør gjøres.

$$NV = I_0 + \sum_{t=1}^n \frac{a_t}{(1+i)^t}$$

der

- I_0 = *Investeringskostnad ved tidspunkt 0*

- $a_t = \text{Kontantstrøm ved tidspunkt } t$
- $i = \text{diskonteringsrenten}$

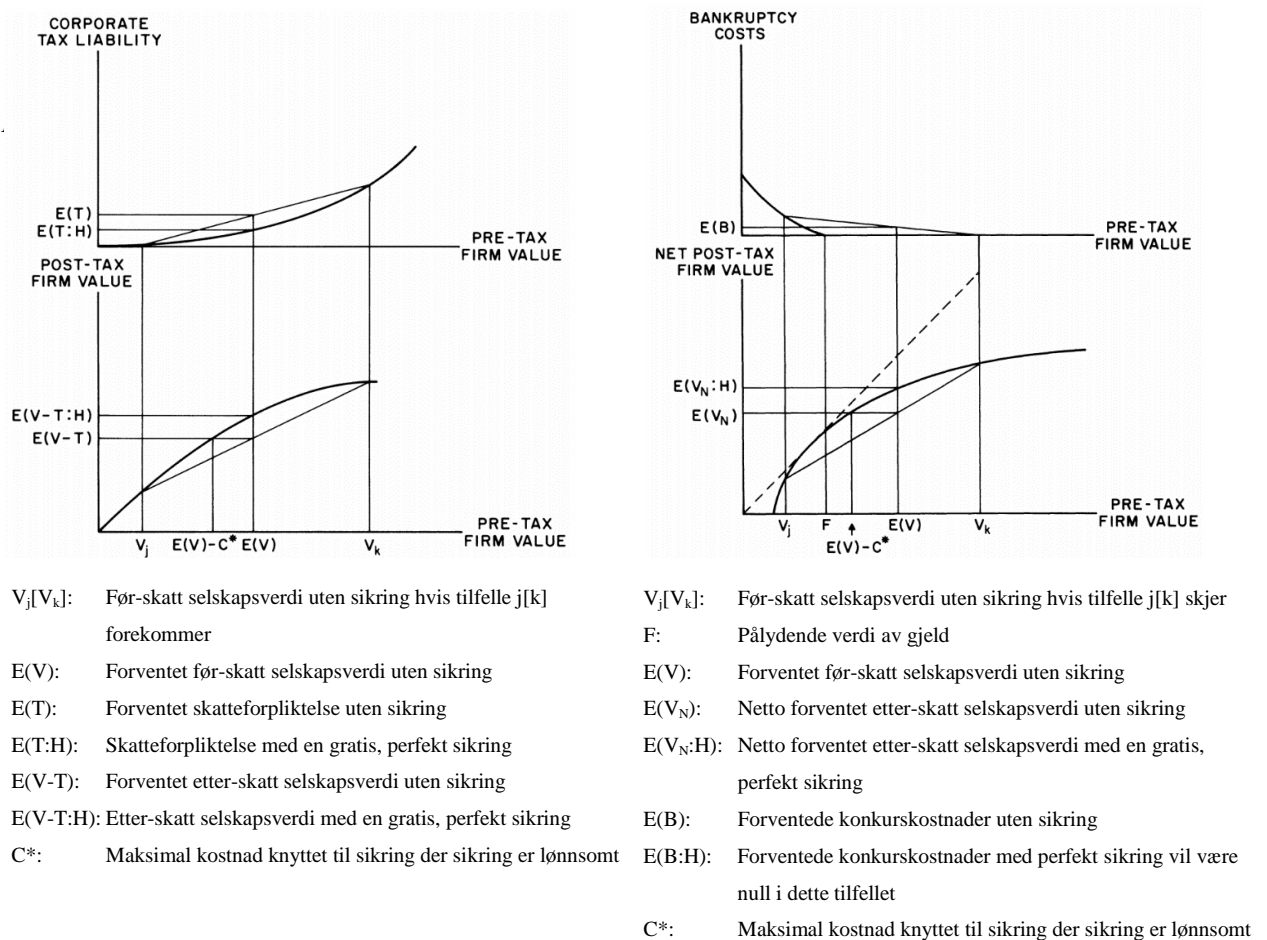
I 1937 utviklet Joseph Juran en forklaringsmodell for det såkalte Pareto-prinsippet, også kalt 80/20-regelen (Johnsen, 2005). Opprinnelig kommer funnene fra Vilfredo Pareto (1948-1923) som i 1906 presenterte sine funn knyttet til at 80 prosent av all eiendom i Italia var eid av 20 prosent av befolkningen. I risikoforstand kan dette overføres til at 80 prosent av alle skader stammer fra 20 prosent av årsakene. Prinsippet virker å stemme godt med virkeligheten, noe som tilsier en ubalanse mellom årsak og virkning. Det skal presiseres at man her ikke kan ta prinsippet bokstavelig, da prosentforholdet sannsynligvis er annerledes. Hovedpoenget er heller at man spesielt bør fokusere på den mindre andelen årsaker som utgjør den store andelen skader. Fra dette forstår vi at man ikke kan fokusere på å håndtere absolutt alle risikoer, ettersom dette vil skape et negativt kost-nytte forhold. Med mål om å vurdere alle risikoer, argumenterer Aven og Aven (2015) at man har mulighet til å ta utgangspunkt i enten verdikjeden eller de ulike risikokategoriene. Etter at risikoen er observert, finnes det fire grunnleggende alternativer for å håndtere den; man kan unngå, redusere, overføre eller beholde risikoen, alt etter situasjon og hva som er best for selskapet (Hubbard, 2009).

2.3.3 Verdien av risikostyring

Med tanke på problemstillingen vår, søker vi nå teoretisk innsikt i hvorvidt risiko faktisk fører til økt verdi. For å finne ut av dette tar vi først utgangspunkt i klassisk finansteori, nærmere bestemt MM-teoremet av Modigliani og Miller (1958). MM-teoremet sier at en endring i kapitalstrukturen til et selskap, altså en endring i ratioen mellom egenkapital og gjeld, kun redistribuerer den totale risikoen til selskapets avkastning mellom eiere og kreditorer (Gersbach, Haller & Müller, 2015). I følge teoremet til Modigliani og Miller er et selskaps verdi uavhengig av selskapets risikostyringspolicy, og derav benyttelse av risikostyringsverktøyer som forsikring eller derivater (Froot, Scharfstein & Stein, 1993; Boyer, Boyer & Garcia, 2005). Med denne kunnskapen, betyr det at ansvaret for å sikre seg mot risikoeksponeringen som selskapet står ovenfor bør ligge hos aksjonærene. Denne kapitalstrukturirrelevansen er derimot bare relevant i fravær av friksjoner i et effektivt marked (Naito & Laux, 2011). Når den virkelige verdens friksjoner som asymmetrisk informasjon, skatter, konkurskostnader og kostbar, ekstern finansiering introduseres, vil det

perfekte markedet som Modigliani og Millers modell avhenger av, forsvinne (Naito & Laux, 2011; Nordahl, 2015). Dermed åpner dette for bruk av verdiskapende risikostyringspolicy.

Ved markedsimperfeksjoner, og dermed brudd på Modigliani og Millers forutsetninger, kan man ved benyttelse av risikostyringsverktøy redusere de negative faktorene, og dermed øke selskapsverdien (Smith & Stulz, 1985). Både skattekostnader og konkurskostnader vil medføre at risikostyring vil kunne gi en økning av selskapsverdi. Figur 6 (modell til venstre) illustrerer at med konvekse skattekostnader, vil selskapsverdien etter skatt være en konkav funksjon av selskapets verdi før skatt. Dersom sikringsinstrumentene reduserer volatiliteten av selskapsverdi før skatt, så reduseres forventede skattekostnader og dermed øker forventet selskapsverdi etter skatt, gitt at sikringskostnadene ikke er for store. Figur 6 (modell til høyre) viser at dersom sikringsinstrumenter reduserer volatiliteten til selskapsverdien før skatt, så faller også selskapets forventede konkurskostnader, og dermed øker forventet netto selskapsverdi etter skatt, gitt at sikringskostnadene ikke er større enn nytten. Den matematiske argumentasjonen for begge situasjonene har blant annet blitt vist av Smith og Stulz (1985). I tillegg til dette er det ikke sikkert at eierne er veldiversifiserte, og da vil selskapers risikostyring redusere risikoen som både eierne og selskapet eksponeres for (Bragelien, 2015).



Figur 6: Sikringsinstrumenters påvirkning på skattekostnader og konkurskostnader (Smith & Stulz, 1985).

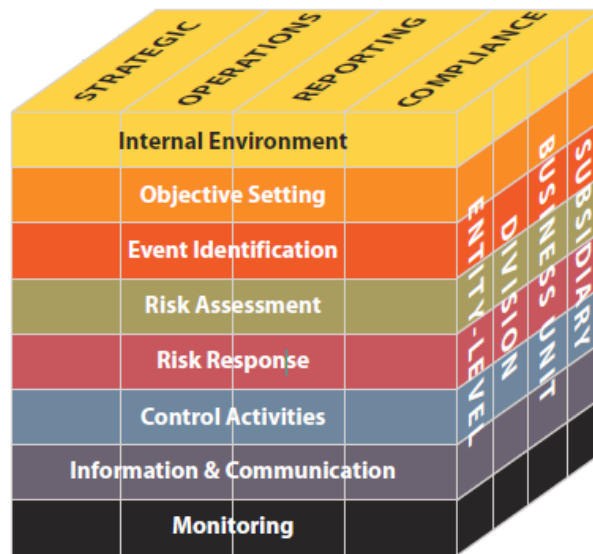
I litteraturen henvises det i hovedsak til tre hovedkategorier risikostyring; helhetlig risikostyring, finansiell risikostyring og styring av porteføljerisiko (Nordahl, 2016). Nordahl (2016) skriver at helhetlig risikostyring er en kvalitativ metode som ser på alle mulige risikoer et selskap står ovenfor, men med hovedfokus på operasjonell risiko, og tiltak for å reduksjon av disse risikoene. Finansiell risikostyring er en kvantitativ metode, der man måler alle typer finansiell risiko og effekten av potensielle tiltak. Styring av porteføljerisiko handler om måling av finansiell risiko og prestasjonsmål for en portefølje. Vi skal nå se på helhetlig risikostyring, etterfulgt av finansiell risikostyring.

2.3.4 Helhetlig risikostyring

Helhetlig risikostyring (Enterprise Risk Management – ERM) brukes av alle typer bedrifter og offentlige institusjoner (Nordahl, 2016). Nordahl (2016) argumenterer for at ERM inkluderer alle mulige risikoer, men det er da viktig å presisere i hvilket perspektiv man ser risiko. Organisasjoner kan ha risikostyring både i person- og oppgaveperspektiv, uten at resultatet blir til det beste for foretaket, som følge av suboptimal risikostyring (Aven & Aven, 2015). Et eksempel på oppgaveperspektivet er et internt prosjekt eller en avdeling som kjøper forsikring for å sikre sin del av driften, selv om dette ikke er til selskapets beste. På grunn av dette ser man helhetlig risiko i et selskapsperspektiv. Et slikt holistisk syn tar hensyn til hvordan risikoer korrelerer ulikt med hverandre, og man unngår dermed å håndtere risiko i siloer, slik det historisk har blitt gjort. Dette betyr at risikoen kan reduseres ved at korrelerte nedside- og oppsiderisikoer utligner hverandre og skaper en såkalt naturlig sikring (Frestad & Beisland, 2010).

Som med både risiko og risikostyring, finnes det flere definisjoner av helhetlig risikostyring. Vi har valgt å bruke COSO (2004) sin definisjon på ERM, som er: *'[...] en prosess, gjennomført av virksomhetens styre, ledelsen og annen personell, anvendt i fastsettelse av strategi og på tvers av virksomheten, utformet for å identifisere potensielle hendelser som kan påvirke virksomheten, håndtere risiko til å være innenfor dens risikoappetitt og for å gi rimelig grad av sikkerhet for oppnåelse av virksomhetens målsettinger'*. Fra dette skjønner vi at helhetlig risikostyring er en omfattende og kontinuerlig prosess.

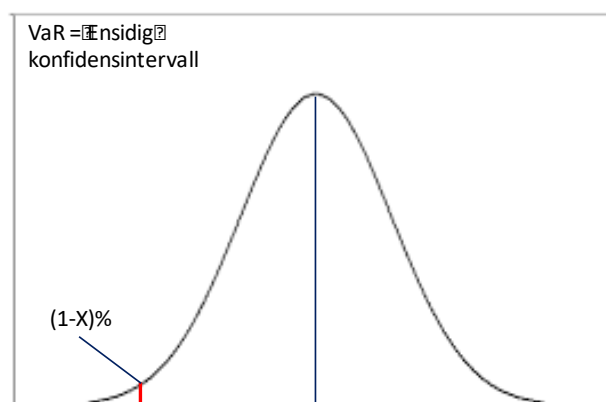
Det finnes i dag flere verktøy for å måle og styre risiko på en helhetlig måte. Vi velger å ikke gå detaljert inn på disse i vår studie, men nevner likevel tre internasjonale standarder; Australia/New Zealands standard for risikostyring, COSO, og ISO 31 000 (Meidell, 2016; Moeller, 2011). Av disse er COSO det mest kjente rammeverket som deler risiko opp i fire grupper, består av åtte komponenter og relaterer seg til fire ulike nivåer i organisasjonen – se figuren under. I tillegg til dette finnes det flere bøker som inneholder ulike styringsverktøy. Aven, Røed og Wiencke (2008) presenterer deriblant ulike prinsipper og metoder som kan være nyttige i risikostyringsarbeidet.



Figur 7: COSO-rammeverket for helhetlig risikostyring (Meidell, 2016).

2.3.5 Finansiell risikostyring

Finansiell risikostyring fokuserer på måling av alle typer finansiell risiko, og effekten av potensielle tiltak (Nordahl, 2016). Den finansielle risikoen kan kvantifiseres ved bruk av ulike metoder. Alle disse metodene opererer imidlertid med en forenkling av virkeligheten, som skaper usikkerhet i hvorvidt testresultatene er nøyaktige, siden de ikke fanger opp alt som skjer. For eksempel, Value at Risk, heretter VaR, er ofte brukt som et mål på risiko og forteller at man er X prosent sikker på at selskapet ikke vil tape mer enn V kroner i tid T (Hull, 2015). X og T velger man ut fra ønsket konfidensintervall og periode, og V kroner er det man risikerer å tape (VaR). Effekten av tiltak kan i dette tilfellet måles ved se hvor mye VaR reduseres med tiltak, opp mot VaR uten tiltak.



Figur 8: Value at Risk (Hull, 2015).

Virkemidler for å minimere risiko kan være bruk av derivater eller forsikringer (Nordahl, 2016). Sistnevnte er mye brukt for å redusere usystematisk risiko og er en sentral del av finansiell risikostyring. Vi vil nå drøfte finansielle derivater, og dets bruksområde, som i økende grad blir brukt av selskaper for å styre finansiell risiko.

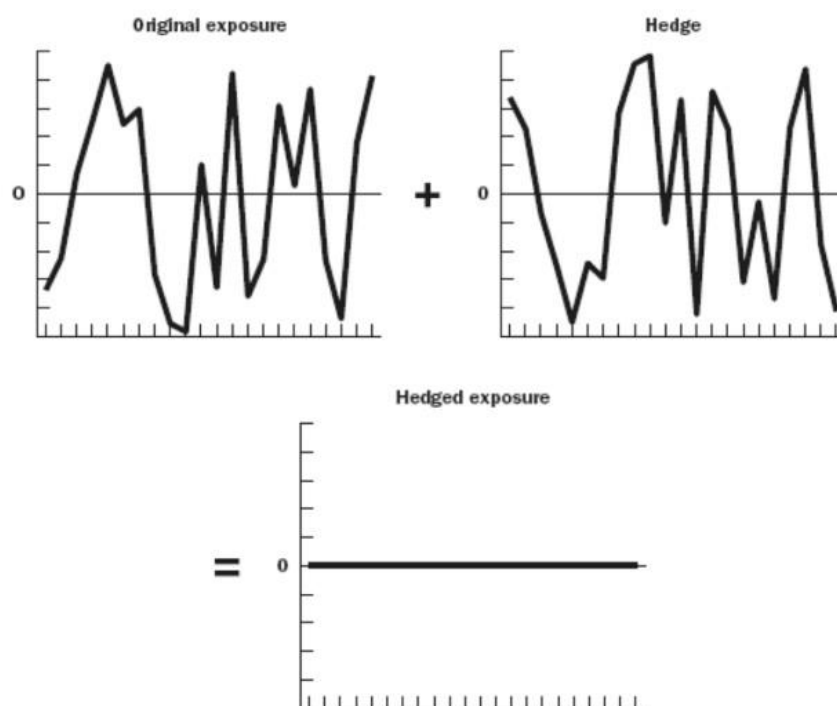
2.3.6 Finansielle derivater

Derivater spiller en viktigere og viktigere rolle i finansielle markeder (Bodie, Kane & Marcus, 2011). Ettersom verdien på derivater avhenger av verdien på andre verdipapirer, kan de være kraftfulle verktøy for både sikring og spekulasjon. Risikostyring, og derav sikring av risiko, er avgjørende for optimal porteføljeforvaltning. Et av de raskest voksende områdene i finansverden er derfor nettopp bruk av finansielle derivater for sikring av risiko.

Vi søker derfor her å forstå hvorfor og hvordan derivater benyttes, og ikke minst hvordan derivater kan være et uttrykk for styring av risiko. I flere ulike studier på risikostyrings effekt på lønnsomhet og selskapsverdi nyttes nettopp derivater som et mål på grad av risikostyring. Vi undersøker først hensikten ved benyttelse av derivater, før vi nærmere undersøker hvordan selskaper benytter derivater i sikringsaktiviteter og spekulasjon. Seksjonen slutter av med en diskusjon av IAS 39s påvirkning på måling av regnskapsmessig verdi av derivater.

Mindre selskaper kjøper ofte forsikringer for å overføre risiko fra deres eiendeler (Li et al., 2015). I nyere tid, da særlig for de større foretakene, har selskapene støtt på flere ikke-forsikringsbare risikoer. Enkeltstående forsikringsprodukter har derfor i større og større grad mislyktes i å møte selskapers behov til risikostyring. Et økende antall selskaper har snudd mot bruk av derivater for å kontrollere risiko (Allayannis, Ihrig & Weston, 2001). Som et komplement til tradisjonell porteføljestyring, brukes derivater ofte for å drive likviditetsstyring, taktiske skift, bedring av lønnsomhet/avkastning og til risikostyring og -kontroll (Cowell, 2006). Vi tar her for oss derivater til benyttelse for å drive risikostyring og -kontroll, før vi går inn på utfordringene ved bruk av derivater som mål på risikostyring som følge av interessekonflikter, agentproblemer og spekulasjon. De sentrale risikoene som kan styres og kontrolleres ved bruk av derivater klassifiseres som markedsrisiko, kredittrisiko, likviditetsrisiko, oppgjørskrisiko (settlement risk) og transaksjons- og teknologirisiko (McKenzie, 1992).

Opsjoner, futures og forwards byr på svært mange muligheter når det kommer til å sikre seg mot risiko og potensielle tap. Bruk av finansielle instrumenter for å restrukturere en eksisterende finansiell profil med mål om å skape mer fordelaktige egenskaper omtales gjerne som finansiell engineering, og oppsummeres under fire hovedkategorier: sikring (hedging), spekulasjon, arbitrasje og strukturering (Galitz, 2013). To av disse bruksområdene – sikring og spekulasjon – omtales her i noe større detalj, med mål om å forstå hvordan selskaper måler sikringseffektivitet, og videre hvorfor spekulasjon skaper utfordringer med tanke på måling av grad av risikostyring. Sikring dreier seg om selskaper som allerede er eksponert for risiko, og forsøker å eliminere denne eksponeringen ved å adoptere en motstridende posisjon i ett eller flere sikringsinstrumenter (Galitz, 2013). Blant de enkleste applikasjonene har vi blant annet kjøp og salg av valutaforwards for sikring av uønsket markedsrisiko, eller kjøp av aksjeindeks- eller obligasjonsfutures for å styre likviditet, som beskytter porteføljen mot underinvestering i et stigende marked (Cowell, 2006). En perfekt sikring (a perfect hedge) er sikring der sikringsinstrumentet matcher den originale eksponeringen til minste detalj – dersom et slikt instrument er tilgjengelig kan risiko elimineres fullstendig (se figur 9) (Galitz, 2013). I praksis, er korrelasjonen vist i figur 9 sjelden oppnåelig.



Figur 9: En perfekt sikring/hedge (Galitz, 2013).

DeMarzo og Duffie (1995) studerer informasjonseffekter som kommer av finansiell risikostyring. De finner at finansiell sikring ofte kan regnes som et signal på ledelsens evner og prosjektkvalitet, og at dersom lønnsomheten går opp som følge av benyttelse av sikringsinstrumenter, vil dette være et steg i riktig retning av å eliminere ekstern støy. DeMarzo og Duffie argumenterer videre for at sikringsstrategien ledere velger avhenger av typen regnskapsinfo som gjøres tilgjengelig for interessenter. Tufano (1996) finner her bevis på at valget av sikringsstrategi ofte kan påvirkes av lederes preferanser, og ikke maksimering av aksjonærers nytte. Av dette forstår vi at det kan foreligge interessekonflikter mellom ledere og aksjonærer, ettersom aksjonærer vil ønske at ledelsen velger sikringsstrategier som maksimerer markedsverdi og begrenser risikoeksponering, der ledelsen potensielt heller vil nytte kapital på andre goder. Smith og Stulz (1985) argumenterer for at eierskap av interne i selskapet kan være et viktig insentiv for å maksimere selskapsverdi og begrense risikoeksponering. De fokuserer på lederes risikoaversjon som en driver av risikostyring og benyttelse av sikringsinstrumenter. I tilfeller der lederes kapital er svakt diversifisert vil de i stor grad ønske å redusere den risikoen de eksponeres for (Smith & Stulz, 1985).

Finansielle derivater brukes også til spekulasjon, med mål om å utnytte et bestemt syn på markedet, og spekulere i forventede endringer (Galitz, 2013). Spekulasjon er ofte så enkelt som å kjøpe noe der prisen er forventet å gå opp, eller selge noe der prisen er forventet å gå ned. Spekulasjon ved bruk av derivater muliggjør blant å sette sammen komplekse strategier. Spekulanter aksepterer imidlertid en stor dose risiko med mål om profitt i fremtiden (Stout, 1995). For eksempel kan et finansselskap som egentlig ikke er utsatt for endringer i oljepris kjøpe oljefutures dersom selskapet forutser en prisøkning. Gjennom å gjøre dette utsetter selskapet seg for en helt ny kilde til variasjon. I mange tidligere studier (se for eksempel Bartram et al., 2011) utelates finansselskaper i utforskning av derivatbenyttelses effekt på selskapsverdi, ettersom finansselskaper er antatt å handle derivater med spekulative hensikter. Gjennom å ekskludere finansselskapene i studie av denne sammenhengen, vil man i stor grad eliminere selskaper som ikke utelukkende benytter derivater med sikringsformål.

Uten å gå i dybden på hvordan verdsettelse av derivater fungerer, er det for vår studie viktig å forstå hvordan verdien av derivatene kan brukes som et mål på risikostyring. Hague (2011) trekker frem de viktigste, underliggende prinsippene knyttet til gjenkjenning, måling og sikringsbøkføring i henhold til IAS 39, og deres konsekvenser for gitte regnskapsmessige krav. For det første skal alle finansielle sikringsinstrumenter balanseføres, men kun eiendeler

og forpliktelser skal føres i balansen. Ved IAS 39s gjenutgivelse i 2005, ble de underliggende prinsippene for regnskapsføring av finansielle instrumenter endret i forstand av at virkelig verdi skulle benyttes i balanseføring av derivater (IAS 39 – Financial Instruments: Recognition And Measurement, 2016). Når finansielle instrumenter føres til virkelig verdi, må gevinst og tap som resulterer av deres endring i verdi rapporteres i regnskapet. Disse gevinstene eller tapene har derimot ikke de essensielle karakteristika til eiendeler eller forpliktelser (Hague, 2011). Derfor føres gevinst eller tap i resultatregnskapet eller egenkapitalkonti, og de reelle instrumentene til virkelig verdi i balanseregnskapet. Derivater med antatt gevinst i fremtiden (positiv nåverdi) føres som eiendeler i balansen, og derivater med antatt tap i fremtiden (negativ nåverdi) føres som forpliktelser i balansen (Hague, 2011; Lins, Servaes & Tamayo, 2011).

Det er imidlertid viktig å merke seg at den virkelige verdien av et derivat kommer an på verdien av underliggende (Bodie, Kane & Marcus, 2011). Dersom for eksempel et selskap inngår en kontrakt for kjøp av en handelsvare til en gitt pris en gang i fremtiden, så påvirkes den virkelige verdien på kontrakten av prisen på handelsvaren, og vil svinge i takt med denne (Black, 1975). Si for eksempel at prisen på olje i dag er 100 kroner, og at man inngår en kontrakt som sier at man må kjøpe olje til 100 kroner om ett år. Dersom markedsprisen på den underliggende handelsvaren – oljen – går opp i løpet av denne perioden, så vil den virkelige verdien av kontrakten gå opp ettersom sannsynligheten for gevinst i fremtiden er større. I dette tilfellet vil kontrakten – derivatet – føres som en eiendel i balansen, ettersom man nå har mulighet til å kjøpe oljen til en lavere pris enn markedspris. Dersom prisen på olje går ned, til for eksempel 90 kroner, så er man fremdeles bundet til å kjøpe oljen til 100 kroner. I dette tilfellet vil kontrakten føres som en forpliktelse i balansen, ettersom sannsynligheten for tap i fremtiden er større (Black, 1975; Hague, 2011). Verdien på en slik kontrakt er alltid null ved $t=0$, og skal gjenspeile den forventede spotprisen ved $t=s$, der s er et tidspunkt i fremtiden (Black, 1975; Bodie, Kane & Marcus, 2011). Dette kalles også forward/future-spot paritet, der logikken ligger i å unngå å arbitrasjemuligheter – profitt uten risiko. Den virkelige verdien av derivatet påvirkes derfor av prissvingninger som forekommer etter $t=0$.

Før innføringen av virkelig verdi-rapportering var mange derivater ikke rapportert i regnskapene, og prisene var heller ikke justert for å gjenspeile den virkelige verdien (Lins, Servaes & Tamayo, 2011). Hague (2011) argumenterer for at virkelig verdi på derivater gir

et mye mer relevant og forståelig mål enn pålydende verdier. Den virkelige verdien av et derivat gjenspeiler kontantverdien, altså prisen det kan omsettes for i dag, og ikke prisen på en tidligere transaksjon. I tillegg vil den virkelige verdien av et derivat ikke være avhengig av hvem som holder derivatet eller hva det skal brukes til i fremtiden. Den pålydende prisen er ofte veldig lav sammenliknet med nytten eller eksponeringen det skaper, og derivater kan ofte omsettes eller selges til sin virkelige verdi. Virkelig verdi-informasjon er essensielt for selskapenes interesser for å forstå selskapenes risikoeksponering knyttet til derivater (DeMarzo & Duffie, 1995; Hague, 2011).

Lins, Servaes og Tamayo (2011) undersøker hvorvidt og hvordan selskaper endret sin risikostyringspolicy som følge av kravet om virkelig verdi-rapportering. For å undersøke denne sammenhengen nytter de data fra en global undersøkelse besvart av finansdirektører i 36 ulike land. De finner at en vesentlig andel av selskapene (42 %) endret sin risikostyringspolicy som følge av kravet om virkelig verdi-rapportering. Deres funn indikerer også at rapporteringskravet førte til en reduksjon i spekulative aktiviteter, da spesielt for selskaper som pleide å ta aktive posisjoner i såkalte ikke-lineære sikringsinstrumenter. De definerer ikke-lineære sikringsinstrumenter som alle 'opsjoner på futures', OTC-opsjoner (over-the-counter-opsjoner) og børshandlede opsjoner, som i stor grad nyttes utelukkende av selskaper med spekulative hensikter.

2.3.7 Oppsummering av risiko og risikostyring

I en globalisert verden i stadig endring, fylt med risiko og usikkerhet, kreves det i dag at selskaper klarer å håndtere dette på en god måte og samtidig levere stabile verdier til aksjonærene. Vi vet nå at i et ufullkomment marked, kan risikostyring i teorien bidra til høyere selskapsverdi og dermed også høyere aksjonærverdi. Det å ha et helhetlig syn på risikoen er avgjørende for optimal risikostyring. Da kan man dra nytte av korrelerte oppside- og nedsiderisikoer som gir en naturlig sikring. De risikoene det er viktigst å redusere er de som gir størst utslag om de inntreffer, der blant annet en kost/nytte-analyse kan utføres for å avgjøre om tiltaket gir høyere nytte enn kostnaden, gitt at man tar hensyn til mennesker og naturen. Tar vi det beste av helhetlig risikostyring og finansiell risikostyring, får vi et holistisk syn som ser både kvalitativt og kvantitativt på risikohåndteringen. Dermed kan man for eksempel bruke derivater til å redusere betydelig risiko, gitt at det ikke er andre risikoer som påvirker selskapsverdien i motsatt retning.

2.4 Empiri

Nå som vi har etablert en samlet oversikt angående risiko og risikostyring i den eksisterende litteraturen, så vel som teorien bak lønnsomhets- og selskapsverdideterminanter og konkurransefortrinn, snur vi vårt fokus mot empirisk forskning gjennomført på risikostyring så langt. Vi tar først for oss verdirelevansen i bruken av finansielle derivater, der vi drøfter flere ulike studiers empiriske resultater. Deretter ser vi på empirien på sammenhengen mellom selskapers totale risikostyringsaktiviteter og selskapsverdi og lønnsomhet. Fra disse gjennomgangene, sammen med den teoretiske oversikten, utvikler vi våre hypoteser i seksjon 2.5.

2.4.1 Benyttelse av derivater – effekt på selskapsverdi

I denne seksjonen tar vi for oss verdirelevansen av derivatbenyttelse. Studiene som gjennomgås her nytter alle dummyer for benyttelse eller ikke-benyttelse av derivater. Smithson og Simkins (2005) gir en grundig gjennomgang av litteraturen av verdien av derivatbenyttelse. Av studiene undersøkt av Smithson og Simkins, tar én i betraktning rente- og valutarisikostyring i finansielle institusjoner, fem ser på rente- og valutarisikostyring i industriselskaper, én tar i betraktning råvarepriserisikostyring blant råvarekjøpere, og tre råvarepriserisikostyring blant råvareseiere. Ni av disse ti studiene nytter Tobins Q som proxy for selskapsverdi.

I det følgende gjennomgår vi empirien drøftet av Smithson og Simkins (2005), med tillegg av øvrig empiri knyttet til effekten av derivatbenyttelse. Blant disse er Allayannis og Westons (2001) studie fra 2001. Allayannis og Weston gransket bruk av valutaderivater (FX/FCD derivater) i et utvalg bestående av 720 store, amerikanske, ikke-finansselskaper i perioden 1990-1995, der resultatene tyder på en positiv sammenheng mellom bruk av finansielle sikringsinstrumenter og selskapsverdi (Tobins Q). Resultatene viser at selskaper, gjennomsnittlig, som møter på valutarisiko og er brukere av valutaderivater har 4,9 % høyere verdi enn selskaper som ikke bruker valutaderivater. Selv om definisjoner og metode varierer noe mellom studier, ble lignende resultater også funnet av Nain (2004) for årene 1997-1999 og Bartram, Brown og Fehle (2004) for 2000-2001. Nain finner at det i konkurranseutsatte industrier er, dersom valutasikring er uvanlig, forventet at prisene positivt samvarierer med vekslingskursrelaterte kostnadssjokk, noe som gir selskapene en

‘naturlig sikring’. Videre, etterhvert som bruken av valutaderivater i en industri øker, blir prisene mer sensitive til vekslingskurser, noe som gjør profitt mer tilfeldig. Oppsummert konkluderer hun med at bruken av valutaderivater er positivt korrelert med selskapsverdi i industrier der mange konkurrenter nytter valutaderivater, men har ingen påvirkning i industrier med få brukere.

Smithson og Simkins (2005) gjennomgår også studier som tar for seg verdirelevansen av derivater blant råvarekjøpere og råvareselgere. Blant disse analyserer Carter, Rogers og Simkins (2006) sammenhengen mellom bruken av flydrivstoffssikring og selskapsverdi til amerikanske flyselskaper for perioden 1992-2003. Generelt sett finner de her at perioder med høyere flydrivstoffpriser er konsistent med lavere lønnsomhet, og derav lavere kjøpekraft – som videre viser at flyindustriens investeringsmuligheter korrelerer negativt med flydrivstoffprisen. De konkluderer med, vist ved Tobins Q, at bruken av råvareprissikring i flyindustrien henger positivt sammen med selskapsverdien. Studien finner at bruken av flydrivstoffssikring gir økt selskapsverdi på mellom 5 og 10 prosent, noe de konkluderer med at i stor grad kan tilskrives økningen i tilgjengeligheten i interne midler til bruk i investeringsmuligheter.

Carter, Rogers og Simkins (2006) finner altså en positiv sammenheng mellom derivatbenyttelse og selskapsverdi blant råvarekjøpere. Spørsmålet vi nå stiller oss, er hvorvidt denne sammenhengen også er gjeldende blant råvareselgere. Jin og Jorion (2005) undersøker denne sammenhengen ved å analysere om bruken av råvareprisderivater har en positiv effekt på selskapsverdi blant amerikanske olje- og gassprodusenter for årene 1998-2001. De finner imidlertid ingen signifikans, noe som kan tyde på at den positive sammenhengen kun er gjeldende for råvarekjøpere. Callahan (2002) undersøker også denne sammenhengen blant 20 nordamerikanske gullutvinningsselskaper for årene 1996-2000, her målt ved råvareprisderivaters effekt på aksjekursutvikling. Han finner at bruken av slike derivater har en negativ effekt på aksjekursutviklingen. Dette styrker argumentet om at bruken av råvareprisderivater kun er verdiøkende blant råvarekjøpere. Det er imidlertid viktig å merke seg at Jin og Jorion (2005) og Callahan (2002) kun tar for seg selskaper i svært volatile industrier, med få års datagrunnlag.

2.4.2 Derivatverdier – effekt på selskapsverdi

Med unntak av Jin og Jorions (2005) og Callahans (2002) studier så er den generelle empiriske konsensus at bruken av derivater er positivt relatert til selskapsverdi, målt ved Tobins Q. Det vi imidlertid merker oss er at lite av empirien på derivaters effekt tar for seg verdier på derivatene, men heller bruk av dummyvariabler for benyttelse eller ikke-benyttelse av de gitte, spesifikke sikringsinstrumentene. Virkelige verdier på derivater i empirien, som etablert i den teoretiske gjennomgangen, som mål på risikostyring, er i klart mindretall. Vi søker derfor nå, med basis i den forskningen som eksisterer, å danne et empirisk grunnlag på derivatverdiers effekt på selskapsverdi.

Naito og Laux' studie fra 2011 er blant de få som tar for seg virkelige verdier i undersøkelse av derivaters effekt på selskapsverdi, igjen målt ved Tobins Q. De tar her i betraktning 434 ikke-finans-, S&P 500-selskaper, og bruker både virkelige og pålydende verdier på selskapers derivater, som andel av totale eiendeler, for å avgjøre hvorvidt derivatbruk øker eller reduserer selskapsverdi. Som vi vet balanseføres derivater med antatt gevinst (positiv nåverdi) som eiendeler, og derivater med antatt tap (negativ nåverdi) som forpliktelser. Den virkelige verdien av et derivat er avhengig av verdien på underliggende, der derivatverdien svinger i takt med verdien på underliggende (Black, 1975; Bodie, Kane & Marcus, 2011).

For å måle effekten av virkelige derivatverdier benytter Naito og Laux virkelige verdier av derivater i eiendelsposisjon som andel av totalkapital, og virkelige verdier av derivater i forpliktelsesposisjon som andel av totalkapital. De finner at virkelige verdier av derivater har en negativ sammenheng med selskapsverdien, alle signifikante på 1 %-nivå, gjeldende for derivater både i eiendelsposisjon og forpliktelsesposisjon. De argumenterer for at dette er som følge av at markedet ikke skiller mellom derivater i eiendelsposisjon versus derivater i forpliktelsesposisjon i avgjørelse av selskapsverdi. Noe Naito og Laux ikke diskuterer er i hvor stor grad selskapene sikrer seg. Om et selskap har behov for store volum av en handelsvare neste år, har det mulighet til å sikre seg mot prissvingninger ved å kjøpe en future/forward på denne handelsvaren. Det er derimot ikke sikkert at selskapet sikrer hele sitt behov – de kan for eksempel sikre 50 prosent av det totale behovet. Om prisen på underliggende (handelsvaren) går opp i løpet av perioden, vil verdien av derivatet også gå opp som følge av at de nå kan kjøpe til en lavere pris enn markedsverdi. Denne verdistigningen påvirker den virkelige verdien av derivatet i positiv retning, og vil føres som

en eiendel i balansen. I motsatt tilfelle, om prisen på underliggende går ned i løpet av perioden, vil den virkelige verdien av derivatet også gå ned, som følge av at de nå må kjøpe handelsvaren til en høyere pris enn markedsverdi. I dette tilfellet føres derivatet som en forpliktelse i balansen.

Dersom selskapet sikret 50 prosent av sitt behov ved bruk av futures/forwards, må det øvrige, usikrede behovet handles til markedsverdi, uavhengig av om prisen på underliggende har gått opp eller ned. I tilfellet ved prisstigning på den underliggende handelsvaren vil selskapet måtte handle 50 prosent av behovet til den lave, sikrede verdien, og 50 prosent til en høyere markedsverdi. I dette tilfellet vil selskapet komme bedre ut av det enn å ikke ha noen sikring i det hele tatt, ettersom de uten sikring hadde måttet handle hele sitt behov til den høyere markedsverdien. En skulle derfor forventet en positiv sammenheng mellom virkelige verdier av derivater og selskapsverdi, og ikke negativ som funnet av Naito og Laux (2011). En grundigere diskusjon av denne teoretiske sammenhengen følger i hypoteseutviklingen i seksjon 2.5.

I tillegg til å analysere effekten av virkelige verdier, undersøker Naito og Laux også sammenhengen mellom pålydende verdier av derivater og selskapsverdi, men finner ingen signifikante resultater. Teori tilsier at pålydende verdier av derivater ikke nødvendigvis er et godt mål på kvaliteten av risikostyring, ettersom det er umulig å vite om derivatet er en god eller dårlig investering før man har sett hvordan det beveger seg (Hague, 2011). Den pålydende prisen er også ofte veldig lav sammenliknet med nytten eller eksponeringen det skaper. Li, Wang, Yu og An (2015) undersøker også sammenhengen mellom pålydende verdier av derivater og selskapsverdi for årene 2009-2013, men finner heller ikke signifikante sammenhenger. Li et al. argumenterer for at dette er som følge av en ikke-lineær sammenheng mellom den samlede summen av pålydende verdier som andel av total kapital, og selskapsverdi.

Det empiriske grunnlaget på derivatverdiers effekt på selskapsverdi og lønnsomhet er veldig tynt. Etter omfattende litteratursøk, har vi kun funnet studiene av Naito og Laux (2011) og Li et al. (2015), der sistnevnte kun tar for seg pålydende verdier. Benyttelse av virkelige derivatverdier kan imidlertid kritiseres for å ikke være et mål på grad av sikring, men heller om selskapet har valgt de riktige derivatene.

2.4.3 Risikostyring og risikokommunikasjon – effekt på selskapsverdi og lønnsomhet

Med bakgrunn i problemstillingen ønsker vi også å se på sammenhengen mellom risikostyring og risikokommunikasjon og selskapsverdi/lønnsomhet. Studiene som til nå er gjennomgått har alle tatt for seg spesifikke eller generelle sikringsaktiviteter, der derivater er nyttet som mål på selskapenes risikostyring. Det var ingen studier som tok for seg verdirelevansen av selskapers samlede risikostyringsaktiviteter før i 2011 (Hoyt & Liebenberg, 2011). I kontrast til tidligere studier fokuserer ikke Hoyt og Liebenberg på spesifikke former for sikring eller risikostyring, men heller på den helhetlige risikostyringen (Enterprise Risk Management – ERM). Med andre ord, om selskapet følger et ERM-program eller ikke, og hvis det følger et program, hva den assosierte verdien med dette er. De undersøker denne sammenhengen blant 117 forsikringsselskaper i 1998-2005, med totalt 687 selskapsårsobservasjoner. For å identifisere hvorvidt selskapene følger et ERM-program eller ikke, gjennomfører de en grundig gjennomgang av selskapenes årsrapporter og generell offentlig tilgjengelig informasjon. Ved bruk av søkemotorer og spesifikke nøkkelord som 'enterprise risk management' og 'risk committee' finner de hvorvidt selskapet for det gitte året følger eller ikke følger et ERM-program. De forventer at selskaper som følger et ERM-program vil nytte økonomiske gevinster i fremtiden, og forsinker gevinstrealisering deretter (forsinkede effekter – risikostyring år t , vs. lønnsomhets-/verdiøkning år $t+s$). Studien konkluderer med en signifikant positiv sammenheng mellom benyttelse av ERM-programmer og selskapsverdi, igjen målt ved Tobins Q. De finner også en signifikant, positiv sammenheng mellom ERM og totalkapitalrentabilitet (ROA).

Studier på hvorvidt risikostyring har en sammenheng med lønnsomhet og/eller selskapsverdi er i empirien gjennomført på mange forskjellige måter. Utover effekten av derivatbenyttelse, og Hoyt og Liebenbergs (2011) studie, er Aebi, Sabato og Schmidts (2012) studie en av de mest sentrale. De undersøker om risikostyring i 372 amerikanske banker, under den finansielle krisen i 2007/2008, er assosiert med bedre økonomisk ytelse. Dette er for øvrig blant de få studiene som ikke tar for seg Tobins Q som mål på effekten av risikostyring. Som resultatmål benytter de buy-and-hold returns, egenkapitalrentabilitet (ROE) og totalkapitalrentabilitet (ROA). Studien tar for seg eierstyrings- og selskapsledelsesrelaterte mål, derav hvorvidt selskapet har tilstedeværelse av en chief risk officer (CRO) i styret, hvorvidt CRO rapporterer til administrerende direktør eller direkte til styret, og hvorvidt

selskapet har nedsatt en dedikert risikokomité. Ettersom de måler effekten av hvorvidt selskapene har en CRO i styret, er ikke dette forskningsdesignet overførbart til undersøkelse av norske selskaper. Eventuelt kunne man sett på hvorvidt selskapene har en CRO i toppledelsen. Aebi, Sabato og Schmidts studie viser at selskaper som har CRO tilstede i styret har signifikant høyere lønnsomhet enn selskaper som ikke har det, målt ved både ROE og ROA (insignifikant når målt ved buy-and-hold returns, excess returns). Videre vises det at selskaper der CRO rapporterer direkte til styret har signifikant bedre lønnsomhet enn selskaper der CRO rapporterer til administrerende direktør, målt ved buy-and-hold returns. Det finnes i studien ingen sammenheng mellom å ha en risikokomité og lønnsomhet. Det er viktig å merke seg at denne studien kun tar for seg banker i en svært volatil periode, noe som erkjennes i studien. Med noe variasjon i definisjoner og metode gjennomførte også Quon, Zeghal og Maingot (2012) en svært liknende studie av 156 Canadiske, ikke-finansselskaper under den finansielle krisen i 2007/2008. De finner her i all hovedsak ikke-signifikante resultater for år-til-år regresjoner, målt i salgsvekst, EBIT-margin og Tobins Q. Av totalt 24 regresjoner (inklusive både år-til-år og forsinkede effekter), kunne det vises statistisk signifikans i kun tre av disse. Grunnen til at denne studien likevel er relevant i gjennomgang av empirien er at alle de tre signifikante resultatene baserer seg på forsinkede effekter, altså risikostyring i 2008s effekt på salgsvekst (ett signifikant resultat) og Tobins Q (to signifikante resultater) i 2009. Dette tyder på at risikostyring ser ut til å ha forsinkede effekter.

Alle de tre studiene som tar for seg risikostyring i et perspektiv utenom derivatbenyttelse – Hoyt og Liebenberg (2011), Aebi, Sabato og Schmid (2012) og Quon, Zeghal og Maingot (2012) – har alle én spesifikk ting til felles; de har alle sine primære data hentet fra selskapenes årsrapporter. Forskning på området om hvorvidt selskapers kommunikasjon av risiko, usikkerhetsmomenter og risikostyring har en sammenheng med selskapenes lønnsomhet og selskapsverdi er i fåtall. I en studie av Kallenberg (2002) ble risikokommunikasjonen til tre svenske, børsnoterte selskaper studert basert på deres årsrapporter for årene 1987-2001. Den grunnleggende hypotesen her var at selskapenes risikobevissthet, -analyse og arbeid med risiko og risikostyring hadde økt i denne perioden, og at dette var reflektert i deres årsrapporter. Dette viste seg å være tilfellet. Risikoer tidligere kommunisert implisitt kom tydeligere frem og ble mer eksplisitt kommunisert i løpet av perioden. I en senere studie av Kallenberg (2007) diskuteres behovet for en åpen og

direkte kommunikasjon av risiko med omverdenen dersom selskapene skal være i stand til å etablere tillit og opprettholde markedsverdi.

2.4.4 Oppsummering Empiri

Vi har nå gjennomgått empiri knyttet til verdi- og lønnsomhetsrelevansen av derivater, risikostyring og risikokommunikasjon. Majoriteten av studiene finner positive sammenhenger mellom risikostyring og lønnsomhet og/eller selskapsverdi.

Derivatbenyttelse, med unntak av for råvareprisderivater for råvareselgere, synes å ha en gjennomgående positiv sammenheng med selskapsverdi, skjønt med noen modererende effekter. Forskning på sammenhengen mellom derivater og selskapsverdi der det nyttes virkelige verdier på derivatene er imidlertid svært tynn. Naito og Laux (2011) finner negative sammenhenger mellom virkelige verdier av derivater og selskapsverdi, gjeldende for både derivater i eiendelsposisjon og forpliktelsesposisjon. Naito og Laux' studie tar imidlertid kun for seg 434 selskaper i ett enkelt år – en kan derfor sette spørsmålsteget ved validiteten i resultatene.

Studiene som tar for seg risikostyring i et større perspektiv, utover derivatbenyttelse, finner i stor grad positive sammenhenger. Hoyt og Liebenberg (2011) finner at benyttelse av ERM-programmer har en sterk, positiv effekt, og at selskaper som følger et ERM-program har 20 % høyere selskapsverdi enn andre selskaper. I krise- og resesjonstider (2007/2008) er resultatene noe mer uklare. Aebi, Sabato og Schmid (2012) studerer effekten av risikostyring på ROE, ROA og buy-and-hold returns under finanskrisen, og finner blant annet at selskaper som har CRO tilstede i styret kan vise til signifikant høyere lønnsomhet.

2.5 Hypoteseutvikling

Nå som vi har etablert et teoretisk og empirisk grunnlag vil vi utvikle våre hypoteser. Seksjonen tar utgangspunkt i teori og empiri, der alle hypotesene diskuteres i detalj med basis i teorien, og empirisk forskning. Vi vil utvikle hypoteser knyttet til effekten av kommunikasjon av risiko, usikkerhetsmomenter og risikostyring, samt hypoteser som tar for seg derivatbenyttelse og derivatverdier. Selv om det eksisterer empirisk litteratur som allerede har forsket på mange av disse sammenhengene, har området i nyere tid mottatt lite

empirisk oppmerksomhet. Det er aldri gjennomført en liknende studie for norske selskaper innen verken effekten av risikokommunikasjon eller derivater på selskapsverdi og lønnsomhet. Vi håper at vår studie vil bidra til å skape et styrket, empirisk grunnlag.

2.5.1 Kommunikasjon av risiko og risikostyring – effekt på lønnsomhet og selskapsverdi

Først vil vi diskutere hypotesen vår knyttet til effekten av kommunikasjon av risiko, usikkerhetsmomenter og risikostyring. Kallenberg (2007) argumenterer for behovet for en åpen og direkte kommunikasjon av risiko og usikkerhetsmomenter dersom selskapene skal være i stand til å etablere tillit og opprettholde markedsverdi. Hvorvidt dette stemmer er en problemstilling som aldri har blitt forsket på ved bruk av kvantitativ data. Dette er et av flere områder vi håper at vår studie vil kunne bidra til ny innsikt innen ledelseslitteraturen.

Hoyt og Liebenberg (2011) finner en signifikant sammenheng mellom benyttelse av ERM-programmer og selskapsverdi. For å identifisere hvorvidt selskapene følger et ERM-program gjennomfører de en innholdsanalyse av selskapenes årsrapporter og generell offentlig informasjon, noe som i stor grad kan identifiseres som et mål på selskapenes kommunikasjon av risiko og risikostyring. Aebi, Sabato og Schmid (2012) finner at selskaper som har et større fokus på risiko og risikostyring, her målt etter hvorvidt selskapet har en CRO i styret, har signifikant høyere lønnsomhet enn selskaper som har et mindre fokus på risiko og risikostyring. Empirien på risikostyring, målt etter andre mål enn derivatbenyttelse, er likevel svært tynn. Forskingen på den direkte effekten av selskapenes kommunikasjon av risiko og usikkerhetsmomenter har aldri blitt gjennomført i stor skala. Med basis i lite empiri på akkurat dette området, belager vi vår hypotese på Kallenbergs (2007) argumenter, samt Hoyt og Liebenberg (2011) og Aebi, Sabato og Schmidts (2012) funn, og forventer at selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring gjør det bedre enn andre selskaper.

H1: Selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring gjør det bedre enn andre selskaper

Vi deler videre denne hypotesen opp basert på timingen av kommunikasjonen, og i forhold til om denne har effekt på lønnsomheten/selskapsverdien samme år som kommunikasjonen

og/eller året etter kommunikasjonen. Hoyt og Liebenberg (2011) finner blant annet en signifikant positiv sammenheng mellom risikostyring i et år, og gevinster i årene som følger. En kunne her sett på effekten av risikostyring for flere år etter, og forsinket de avhengige variablene med ulikt antall år. For å unngå å skape et ikke-sammenliknbart grunnlag, velger vi her å bygge våre hypoteser utelukkende rundt det å analysere effekten samme år, og året etter.

***H1-1:** Selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring gjør det bedre enn andre selskaper **samme år** som kommunikasjonen (år-til-år)*

***H1-2:** Selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring gjør det bedre enn andre selskaper **året etter** kommunikasjonen (forsinket effekt)*

Vi tester disse hypotesene med både selskapsverdi (Tobins Q) og lønnsomhet (ROA) som avhengige variabler, og forventer, med basis i empirien, positive sammenhenger i begge tilfeller.

2.5.2 Derivatbrukere versus ikke-derivatbrukere – effekt på lønnsomhet og selskapsverdi

Det neste spørsmålet vi ønsker å finne svar på er hvorvidt selskaper som benytter derivater gjør det bedre enn andre selskaper. Dette spørsmålet vil, i likhet med mye tidligere forskning, besvares ved bruk av en dummy på hvorvidt selskapet benytter derivater eller ikke. Etter at denne hypotesen er utviklet vil vi i underseksjon 2.5.3 ta steget videre, og utvikle hypoteser knyttet til virkelige verdier av derivatene.

Med unntak av for råvareprisderivater for råvareselegere, finner alle studiene positive sammenhenger mellom derivatbenyttelse og selskapsverdi. Allayannis og Weston (2001) finner i likhet med Nain (2004) og Bartram, Brown og Fehle (2004) at valuta- og rentederivater har en positiv effekt på selskapsverdi, målt ved Tobins Q. Carter, Rogers og Simkins (2006) finner at også råvareprisderivater for råvareprisselgere har en positiv sammenheng med selskapsverdi. Unntakene, basert på empirien, er råvareprisderivater blant

råvareselegere, der det synes å være en negativ eller insignifikant sammenheng (Callahan, 2002; Jin og Jorion, 2005).

Bruk av finansielle sikringsinstrumenter reduserer volatiliteten i kontantstrømmene, og vil som oftest gi et sikrere samlet resultat enn ingen sikring i det hele tatt (Galitz, 2013). Med basis i dette og det empiriske grunnlaget forventer vi at selskaper som nytter seg av finansielle sikringsinstrumenter – derivater – gjør det bedre enn selskaper som ikke benytter seg av derivater.

H2: Selskaper som benytter derivater gjør det bedre enn andre selskaper

Empirien på effekten av derivatbenyttelse er tynn når det kommer til andre mål enn Tobins Q. Lønnsomhetsrelevansen av derivatbenyttelse har, så vidt vi vet, ikke vært tema for noe empirisk forskning. Et profitabelt selskap er imidlertid mer sannsynlig å ha høyere Tobins Q enn mindre profitable selskaper, ettersom investorer foretrekker lønnsomme selskaper (Hoyt & Liebenberg, 2011). Teorien tilsier også at benyttelse av finansielle sikringsinstrumenter reduserer usikkerhet og volatilitet (Galitz, 2013). Vi forventer derfor også at selskaper som benytter derivater er mer lønnsomme enn andre selskaper. Vi tester hypotese 2 med både selskapsverdi (Tobins Q) og lønnsomhet (ROA) som avhengige variabler, og forventer, med basis i empiri og teori, positive sammenhenger i begge tilfeller.

2.5.3 Virkelige verdier av derivater – effekt på lønnsomhet og selskapsverdi

Den siste hypotesen vi ønsker å utvikle omhandler virkelige verdier av derivater. Det er imidlertid svært lite litteratur på sammenhengen mellom dette og selskapsverdi/lønnsomhet. Naito og Laux (2011) finner negative sammenhenger mellom virkelige verdier av derivater og selskapsverdi, gjeldende for både derivater i eiendelsposisjon og forpliktelsesposisjon. Naito og Laux' studie er den eneste studien vi har funnet som utforsker denne sammenhengen, og tar kun for seg 434 selskaper over ett enkelt år. Vi vil derfor basere denne hypotesen utelukkende på det teoretiske aspektet bak virkelige verdier av derivater. For å illustrere den bakenforliggende teorien vil vi benytte følgende variabelspesifikasjoner:

$$\text{Tobins } Q = \frac{\text{Markedsverdi av EK (MV)} + \text{Bokført verdi av gjeld (G)}}{\text{Totale eiendeler (TK)}}$$

$$\text{Lønnsomhet} = \text{ROA} = \frac{\text{Resultat før rentekostnader og skatter (RES)}}{\text{Totale eiendeler (TK)}}$$

I likhet med svært mye empirisk forskning nytter vi Tobins Q som proxy for selskapsverdi, og ROA for lønnsomhet. En grundig diskusjon av variablene følger i seksjon 3.3. Vi vil illustrere den teoretiske virkningen av derivater på Tobins Q og ROA ved bruk av følgende to eksempelselskaper som begge opererer i samme industri:

(mrd. NOK)	Selskap A	Selskap B
Markedsverdi av egenkapital	12	2
Bokverdi verdi av gjeld (forpliktelsler)	3	3
Bokført verdi av egenkapital	7	7
Totalkapital (eiendeler)	10	10
Resultat før rentekostnader og skatter	2	-2
Tobins Q	1,50	0,50
ROA	20 %	-20 %

Tabell 1: Eksempelselskaper – hypoteseutvikling

Som man ser har selskap A Tobins Q lik 1,50, og selskap B Tobins Q lik 0,50. Selskap A har ROA på 20 %, tilsvarende -20 % for selskap B. Det vi nå ønsker å undersøke er hvordan Tobins Q og ROA påvirkes av en gitt endring i totalkapital (eiendeler) eller gjeld (forpliktelsler) som følge av endring i virkelig verdi av derivater.

Derivater i balansen deles i derivater i eiendelsposisjon (positiv nåverdi) og derivater i forpliktelsesposisjon (negativ nåverdi) (Hauge, 2011). For å forstå påvirkningen av en endring i eiendeler og gjeld, er det viktig å se på eksemplifiseringen isolert sett, og anta at alt annet er fast.

Eksempel 1: Derivatverdiens effekt på Tobins Q

La oss først se hva som skjer med Tobins Q i de to eksempelselskapene ved en økning i virkelige verdier av derivater i eiendelsposisjon. Vi antar at selskapene har tegnet en forward på kjøp av handelsvarer til dagens pris, 1 mrd. NOK, om ett år. I løpet av året går markedsprisen på disse handelsvarene opp til 2 mrd. NOK, noe som fører til at begge selskapene har positiv nåverdi på sine forwards, som føres som eiendeler i balansen, tilsvarende 1 mrd. NOK. Ser man på dette derivatet isolert, vil dette også føre til en økning i markedsverdi på 1 mrd. NOK. Tobins Q skal imidlertid reflektere et selskaps prospekter for lønnsomhet, der markedsværdien i telleren gjenspeiler investorers forventninger til fremtidige kontantstrømmer (McGahan, 1999; Koller, Goedhart & Wessels, 2010). En kan derfor sette spørsmålsteget ved hva som skjer med markedsværdien når selskapene må kjøpe disse handelsvarene til den dyre markedsprisen i fremtiden. Denne hendelsen isolert sett, vil påvirke markedsværdien i positiv forstand, ettersom de unnlater å handle til den dyre prisen nå. For selskap A vil Tobins Q påvirkes på følgende måte:

$$Tobins\ Q_{\text{Selskap A}} = \frac{MV + G}{TK} = \frac{(12 + 1) + 3}{(10 + 1)} = 1,45$$

Vi ser at Tobins Q for selskap A går ned fra 1,50 til 1,45. Spørsmålet vi nå stiller oss er om dette også er gjeldende for selskap B. For selskap B vil Tobins Q påvirkes på følgende måte:

$$Tobins\ Q_{\text{Selskap B}} = \frac{MV + G}{TK} = \frac{(2 + 1) + 3}{(10 + 1)} = 0,55$$

For selskap B ser vi en oppgang i Tobins Q fra 0,50 til 0,55. Selskap A, som i utgangspunktet hadde Tobins Q lik 1,50 har sett en nedgang, mens selskap B, som i utgangspunktet hadde Tobins Q lik 0,50 har sett en oppgang. Teorien tilsier derfor at effekten av virkelige verdier av derivater i eiendelsposisjon er ulikt avhengig av opprinnelig Tobins Q. For selskaper med Tobins Q under 1,0 vil høyere verdier av eiendelsderivater gi økt Tobins Q, men lavere verdier for selskaper med Tobins Q over 1,0. For selskaper med Tobins Q lik 1,0 vil en endring i eiendelsderivater ikke ha noen teknisk effekt på Tobins Q.

Vi har nå sett på denne derivathendelsen isolert sett. Det er imidlertid viktig å merke seg graden av sikring ikke er med i beregningen. Om selskap B hadde sikret en mindre andel av

det totale behovet av handelsvaren enn selskap A, ville dette også spilt inn på markedsværdien i telleren. Om man ser på det større bildet, er det i tillegg vanskelig å si hva som skjer med markedsværdien for alle selskaper i industrien gitt en økning i prisen på den underliggende handelsvaren. For selskap A med Tobins Q over 1,0, vil den tekniske effekten tilsi en nedgang i Tobins Q ved en økning i eiendelsderivater. Markedsværdien på selskapene er imidlertid også avhengig av den prisen de må betale for den usikrede delen av den underliggende handelsvaren, og den prisen de må betale når sikringen ikke lenger er gjeldende. En stor økning i prisen på en viktig vare selskapene handler inn, vil derfor sannsynligvis påvirke markedsværdien til alle selskapene i den gitte industrien i negativ forstand, som vil redusere Tobins Q ytterligere. Videre kan man også anta at selskaper som har positive verdier på derivatene sine vil oppfattes som mer veldrevne enn andre selskaper, noe som kan påvirke markedsværdien i positiv forstand. Vi antar imidlertid at effekten av at selskapene kan oppfattes som mer veldrevne er mindre enn kombinasjonen av den tekniske effekten på Tobins Q, og effekten av store prissvingninger i underliggende handelsvare, og utvikler derfor en foreløpig hypotese angående virkelige verdier av eiendelsderivaters effekt på Tobins Q for selskaper med Tobins Q over 1,0: *Selskaper med Tobins Q over 1,0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater oppnår lavere Tobins Q enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0.*

Om vi nå ser på selskaper med Tobins Q under 1,0, ser vi at den tekniske effekten av en økning i eiendelsderivater påvirker Tobins Q i positiv forstand. Her vil det imidlertid være større usikkerhet med tanke på om retningen av effekten er gjeldende utenfor dette isolerte eksempelet. Etersom markedsværdien på selskapet er avhengig av at de må handle den usikrede delen av den underliggende handelsvaren til den høyere markedsprisen, samt at de må handle til markedsprisen når sikringen ikke lenger er gjeldende, vil dette påvirke markedsværdien, og derav Tobins Q, i negativ forstand. Nettoeffekten av den positive tekniske virkningen og den negative effekten som kommer av markedsprisvolatilitet er usikker. Vi velger derfor ikke å utvikle en hypotese for effekten av eiendelsderivater på Tobins Q for selskaper med Tobins Q under 1,0.

La oss nå se på effekten av forpliktelsesderivater på Tobins Q. Vi antar at selskapene har tegnet den samme forwarden som sist, altså kjøp av handelsvarer til dagens pris, 1 mrd. NOK, om ett år. I dette tilfellet går markedsprisen på disse handelsvarene ned til 500 mill. NOK, noe som fører til at begge selskapene har negativ nåverdi på sine forwards, som føres

som forpliktelser (gjeld) i balansen, tilsvarende 0,5 mrd. NOK. Med samme logikk som ved forrige eksempel, om man ser på dette derivatet isolert sett, vil dette føre til en nedgang i markedsverdi på 0,5 mrd. NOK. Gjelden vil øke med 0,5 mrd. NOK. Sikringsinstrumentene føres til virkelig verdi i balansen, men både urealiserte og realiserte gevinster og tap periodiseres midlertidig i egenkapitalen og føres i resultatet når det underliggende påvirker resultatregnskapet (Deloitte, 2008; Hague, 2011). Som følge av at selskapene nå har et fremtidig, urealisert tap, vil dette midlertidig føres som en nedgang i egenkapital, tilsvarende økningen i gjeld. Derivatforpliktelsen vil dermed påvirke Tobins Q på følgende måte:

$$Tobins\ Q_{\text{Selskap A}} = \frac{MV + G}{TK} = \frac{MV + G}{EK + G} = \frac{(12 - 0,5) + (3 + 0,5)}{(7 - 0,5) + (3 + 0,5)} = 1,50$$

$$Tobins\ Q_{\text{Selskap B}} = \frac{MV + G}{TK} = \frac{MV + G}{EK + G} = \frac{(2 - 0,5) + (3 + 0,5)}{(7 - 0,5) + (3 + 0,5)} = 0,50$$

Vi ser derfor at en økning i gjeld som følge av en økning av derivater i forpliktelsesposisjon i dette isolerte eksempelet ikke vil påvirke Tobins Q i noen retning. Det er også her viktig å bemerke at graden av sikring ikke tas i betraktning. Her vil det selskapet som hadde den laveste andelen av sitt totale behov sikret komme bedre ut av det. I tillegg kan, som følge av et fall i markedsverdien på noe som kan være en viktig handelsvare i industrien, føre markedsverdien til å øke, ettersom de nå kan handle det usikrede behovet av handelsvaren billigere enn tidligere, samt kan kjøpe handelsvaren til en lavere pris når sikringen ikke lengre er gjeldende. Selskaper som har negative verdier på derivatene sine vil imidlertid kunne oppfattes som mindre veldrevne enn andre selskaper, noe som kan påvirke markedsverdien i negativ forstand.

Det vil være stor tvetydighet av retningen på effekten av virkelige verdier av forpliktelsesderivater på Tobins Q. Den tekniske effekten tilsier at virkelige verdier av forpliktelsesderivater ikke har noen effekt på Tobins Q, uavhengig av opprinnelig Tobins Q. Vi vet at høye verdier av forpliktelsesderivater tilsier at prisen på den underliggende handelsvaren sannsynligvis har utviklet seg i riktig retning for industriens beste, noe som vil påvirke markedsverdien i positiv retning. Til slutt kan også markedsverdien utvikle seg i negativ retning ettersom selskaper med høyere verdier av forpliktelsesderivater kan oppfattes som mindre veldrevne enn andre selskaper. Sannsynligvis vil denne tvetydigheten føre til at

vi vil oppnå insignifikante resultater ved analyse av virkelige verdier av forpliktelsesderivater på Tobins Q, og velger derfor her å utvikle en foreløpig hypotese rundt denne antakelsen. Den foreløpige hypotesen er som følger: *Selskapenes virkelige verdier av forpliktelsesderivater har ingen effekt på Tobins Q.*

Vi vil nå slå begge de to gitte hendelsene sammen, og anta at vi opererer med to ulike forwards. Den første forwarden har positiv nåverdi, med antatt gevinst i fremtiden, og føres som eiendelsderivat på 1 mrd. NOK i balansen. Isolert sett, som argumentert, vil dette også føre til at markedsverdien går opp 1 mrd. NOK. Den andre forwarden har negativ nåverdi, med antatt tap i fremtiden, og føres som forpliktelsesderivat på 0,5 mrd. NOK i balansen. Dette vil følgelig også føre til at markedsverdien går ned 0,5 mrd. NOK. Vi danner denne eksemplifiseringen med mål om å utvikle en hypotese på hvordan netto virkelige verdier av derivater påvirker Tobins Q. Selskapenes Tobins Q vil påvirkes følgende:

$$Tobins\ Q_{Selskap\ A} = \frac{MV + G}{TK} = \frac{MV + G}{EK + G} = \frac{(12 + 1 - 0,5) + (3 + 0,5)}{(7 + 1 - 0,5) + (3 + 0,5)} = 1,45$$

$$Tobins\ Q_{Selskap\ B} = \frac{MV + G}{TK} = \frac{MV + G}{EK + G} = \frac{(2 + 1 - 0,5) + (3 + 0,5)}{(7 + 1 - 0,5) + (3 + 0,5)} = 0,55$$

Ettersom forpliktelsesderivatene ikke vil påvirke Tobins Q i noen retning, vil den eneste tekniske virkningen på Tobins Q komme av eiendelsderivatene. Retningen vil derfor være den samme som ved eiendelsderivatene; for selskaper med Tobins Q under 1,0 vil høyere verdier av eiendelsderivater gi økt Tobins Q, men lavere verdier for selskaper med Tobins Q over 1,0. Igjen, dette er kun den tekniske effekten av virkelige derivatverdier – Tobins Q kan påvirkes av en rekke andre forhold. Som ved eiendelsderivatene, ettersom vi nå har vist at den tekniske effekten av netto virkelige derivatverdier kun kommer av eiendelsderivatene, utvikler vi her en foreløpig hypotese for selskaper med Tobins Q over 1,0. Denne foreløpige hypotesen er: *Selskaper med Tobins Q over 1,0 med relativt høyere netto virkelige verdier av derivater oppnår lavere Tobins Q enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0.* Vi velger å ikke utvikle en hypotese for nettoderivatets effekt på selskaper med Tobins Q under 1,0.

Vi har nå utviklet tre foreløpige hypoteser som angår derivatverdiens effekt på Tobins Q. Disse tre er:

- Selskaper med Tobins Q over 1,0 med relativt høyere virkelige verdier av **eiendelsderivater** oppnår lavere Tobins Q enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0
- Selskapenes virkelige verdier av **forpliktelsesderivater** har ingen effekt på Tobins Q
- Selskaper med Tobins Q over 1,0 med relativt høyere **netto** virkelige verdier av derivater oppnår lavere Tobins Q enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0

Før vi konkretiserer endelige hypoteser angående virkelige derivatverdiers effekt på selskapsverdi og lønnsomhet, vil vi også analysere det teoretiske aspektet bak effekten på lønnsomhet, ved ROA.

Eksempel 2: Derivatverdiers effekt på ROA

La oss nå se på virkelige derivatverdiers effekt på lønnsomhet. Vi vil benytte de samme hendelsene som i eksempel 1. Vi ser først på en økning i virkelige verdier av derivater i eiendelsposisjon. Vi antar at vi befinner oss i perioden før gevinsten av derivatet kan realiseres, så resultatet i telleren vil ikke påvirkes. Eiendelsderivatet vil derfor påvirke ROA på følgende måte:

$$ROA_{Selskap A} = \frac{RES}{TK} = \frac{2}{(10 + 1)} = 18 \%$$

$$ROA_{Selskap B} = \frac{RES}{TK} = \frac{-2}{(10 + 1)} = -18 \%$$

Vi ser at selskap A som opprinnelig hadde en ROA lik 20 % ser en nedgang, men at selskap B som opprinnelig hadde en ROA lik -20 % ser en oppgang. Den tekniske effekten tilsier derfor at effekten av virkelige verdier av derivater i eiendelsposisjon er ulik avhengig av opprinnelig lønnsomhet. For selskaper med ROA under 0 vil høyere verdier av eiendelsderivater gi økt ROA, men lavere verdier dersom ROA er over 0. De videre argumentene her er de samme som ved eiendelsderivaters påvirkning på Tobins Q. En økning i verdien av eiendelsderivatene er som følge av en økning i prisen på den underliggende handelsvaren, og vil sannsynligvis påvirke lønnsomheten i negativ forstand i fremtiden. Markedsverdien er derimot i mye større grad avhengig av forventninger til fremtiden enn det lønnsomheten er, ettersom markedsverdien belager seg på prospekter for

lønnsomhet, så utslaget på ROA sammenliknet med Tobins Q vil ikke nødvendigvis være like stort, i hvert fall ikke når ROA måles før realisering.

Hva som skjer med ROA etter realisering av gevinst eller tap avhenger av mange faktorer. Deriblant type underliggende gode i avgjørelse av regnskapsmessig verdi i nevneren, grad av sikring, samt markedsutvikling i løpet av perioden. I dette eksempelet antar vi positive virkelige verdier på derivatene, noe som sannsynligvis er som følge av utvikling i prisen på underliggende handelsvare som er negativ for industrien. Selskapet vil være nødt til å dekke det usikrede behovet til den høyere markedsprisen, samt handle alt til markedspris etter at sikringen ikke lenger er gjeldende. For selskaper med positiv ROA (over 0) tyder også den tekniske effekten, før realisering, på en nedgang i ROA. Med bakgrunn i disse argumentene danner vi derfor følgende foreløpige hypotese: *Selskaper med ROA over 0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater oppnår lavere ROA enn andre selskaper med ROA over 0.*

For selskaper med ROA under 0 tilsier den tekniske effekten at en økning i eiendelsderivater påvirker ROA i positiv forstand. Her vil det være større usikkerhet med tanke på om retningen av effekten er gjeldende utenfor bare den tekniske effekten. Etter realisering, vil selskapet være nødt til å dekke nytt behov til den høyere markedsprisen, noe som påvirker den fremtidige lønnsomheten i negativ forstand. I tillegg er det vanskelig å si hvordan eiendelsderivatene påvirker lønnsomheten uten å vite graden av sikring. Vi velger derfor ikke å utvikle en hypotese for effekten av eiendelsderivater på ROA for selskaper med ROA under 0, på grunn av stor tvetydighet i retningen på effekten.

Totalkapitalen i nevneren tilsvarer selskapets egenkapital pluss gjeld. I eksempel 1 så vi at en endring i forpliktelsesderivater ikke hadde påvirkning på Tobins Q, ettersom urealiserte tap midlertidig periodiseres i egenkapitalen, og at økningen i gjeld vil føre til en tilsvarende nedgang i egenkapital. Vi vet derfor at ROA, før realisering, i dette isolerte eksempelet, ikke vil påvirkes av en endring i forpliktelsesderivater, uavhengig av opprinnelig ROA. Videre vet vi også at høye verdier av forpliktelsesderivater betyr at prisen på den underliggende handelsvaren sannsynligvis har utviklet seg i retning av industriens beste, noe som betyr at fremtidig lønnsomhet sannsynligvis bedres. I tillegg kan ROA også påvirkes i negativ retning ettersom selskaper med høyere verdier av forpliktelsesderivater kan være mindre veldrevne enn andre selskaper. I likhet med den foreløpige hypotesen for

forpliktelsesderivaters effekt på Tobins Q, utvikler vi også her en hypotese knyttet til antakelsen om insignifikans. Denne foreløpige hypotesen er som følger: *Selskapenes virkelige verdier av forpliktelsesderivater har ingen effekt på ROA.*

Ettersom forpliktelsesderivater teknisk sett ikke har noen effekt på ROA, vil ROA, ved bruk av netto virkelige verdier, kun påvirkes av endringen som kommer av eiendelsderivatene. I likhet med for eiendelsderivatenes effekt på ROA, utvikler vi derfor følgende foreløpige hypotese: *Selskaper med ROA over 0 med relativt høyere netto virkelige verdier av derivater oppnår lavere ROA enn andre selskaper med ROA over 0.*

Vi har nå utviklet tre foreløpige hypoteser for derivatverdiers effekt på ROA. Disse tre er:

- Selskaper med ROA over 0 med relativt høyere virkelige verdier av **eiendelsderivater** oppnår lavere ROA enn andre selskaper med ROA over 0
- Selskapenes virkelige verdier av **forpliktelsesderivater** har ingen effekt på ROA
- Selskaper med ROA over 0 med relativt høyere **netto** virkelige verdier av derivater oppnår lavere ROA enn andre selskaper med ROA over 0

Oppsummering – derivatverdiers effekt på Tobins Q og ROA

Empirien på sammenhengen mellom virkelige derivatverdier og selskapsverdi/lønnsomhet er svært tynn. Vi har derfor valgt å basere vår hypoteseutvikling utelukkende på det teoretiske aspektet bak virkelige verdier av derivater. Vi har utviklet tre hypoteser for derivatverdiens effekt på Tobins Q, og tre for ROA, og kombinerer nå disse foreløpige hypotesene inn i to hovedhypoteser. Den første av disse, hypotese 3, angår virkelige verdier av eiendelsderivater og virkelige verdier av netto derivater:

H3: Selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater, og/eller høyere netto virkelige verdier av derivater, gjør det dårligere enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0

Vi deler videre denne hypotesen opp for å gjelde Tobins Q og ROA hver for seg. Hypotese H3-1 tar utgangspunkt i selskaper med opprinnelig Tobins Q over 1,0, og effekten av eiendelsderivater og nettoderivater på disse.

H3-1: *Selskaper med Tobins Q over 1,0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater, og/eller høyere netto virkelige verdier av derivater, oppnår lavere Tobins Q enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0*

Hypotese H3-2 tar utgangspunkt i selskaper med opprinnelig positiv ROA, og effekten av eiendelsderivater og nettoderivater på disse selskapene:

H3-2: *Selskaper med ROA over 0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater, og/eller høyere netto virkelige verdier av derivater, oppnår lavere ROA enn andre selskaper med ROA over 0*

Det utvikles ingen konkrete hypoteser for effekten av eiendelsderivater og nettoderivater på lønnsomhet og selskapsverdi for selskaper med Tobins Q under 1,0 og ROA under 0. Bakgrunnen for å ikke gjøre dette er stor tvetydighet i retningen av effekten. De tekniske effektene for både Tobins Q og ROA tilsier positive effekter, men markedsverdien og lønnsomheten påvirkes i fremtiden i en teoretisk motsatt retning. Nettoeffekten av den positive tekniske virkningen og den negative effekten som kommer av markedsprisvolatilitet er derfor for usikker for å utvikle en konkret hypotese.

I gjennomgang av det teoretiske aspektet bak virkelige derivatverdiers påvirkning dannet vi to foreløpige hypoteser som angår effekten av derivater i forpliktelsesposisjon på Tobins Q og ROA. De foreløpige hypotesene sier begge at derivater i forpliktelsesposisjon ikke har noen virkning på Tobins Q og ROA. Hypotese 4 formuleres derfor på følgende måte:

H4: *Selskapenes virkelige verdier av derivater i forpliktelsesposisjon har ingen effekt på Tobins Q og ROA*

For å teste sammenhengene i hypotese 3 vil vi i analysen dele datagrunnlaget i selskaper med Tobins Q over og under 1,0, og selskaper med ROA over og under 0. For hypotese 4 vil vi ikke gjennomføre en slik oppdeling, ettersom vi antar at insignifikans uavhengig av opprinnelig Tobins Q og ROA.

2.5.4 Endelige hypoteser

Vi har nå drøftet relevant teori og empiri, og utviklet våre hypoteser. Våre hovedhypoteser er som følger:

H1: Selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring gjør det bedre enn andre selskaper

H2: Selskaper som benytter derivater gjør det bedre enn andre selskaper

H3: Selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater, og/eller høyere netto virkelige verdier av derivater, gjør det dårligere enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0

H4: Selskapenes virkelige verdier av derivater i forpliktelsesposisjon har ingen effekt på Tobins Q og ROA

Noe som er viktig å merke seg er at hypotese 2 er motstridende hypotese 3 og 4. Hypotese 2 bygger i mye større grad på en empirisk bakgrunn enn hypotese 3 og 4, men kan likevel understøttes teoretisk. Hypotese 3 og 4 er utelukkende utviklet med bakgrunn i teori, og er ikke understøttet av empiriske funn. Naito og Laux (2011) finner imidlertid en negativ sammenheng mellom virkelige verdier av derivater og selskapsverdi, gjeldende for både derivater i eiendelsposisjon og forpliktelsesposisjon – noe som i noen grad styrker hypotese 3, men svekker hypotese 4. I neste hovedkapittel – Forskningsdesign og datamateriale – vil vi vurdere hvordan vi best mulig kan teste hypotese 1-4.

3 Forskningsdesign og datamateriale

Nå som vi har trukket frem en relevant teoretisk og empirisk oversikt, og utviklet våre hypoteser, vil vi vurdere hvordan vi best mulig kan teste disse hypotesene. I dette hovedkapittelet utforsker vi vårt forskningsdesign og presenterer innsamlingsmetode og det endelige datagrunnlaget. Deretter vil vi i detalj definere relevante variabler, altså avhengige og uavhengige variabler og kontrollvariabler. Etter dette drøfter vi kvaliteten på datagrunnlaget, og studiens reliabilitet og validitet.

3.1 Forskningsdesign

I denne seksjonen presenterer vi vårt forskningsdesign. Vi diskuterer ulike typer forskningsdesign og forskjellen mellom induktiv og deduktiv, og kvalitativ og kvantitativ metode. Seksjonen avsluttes med en presentasjon av vårt totale forskningsdesign som beskriver formålet med studien, samt designet, forskningstilnærmingen og hvilken type forskningsdata vi opererer med.

De fleste lærebøker representerer forskning som en flertrinnsprosess man må følge for å begi seg ut på et forskningsprosjekt. Dette varierer mye i litteraturen, men inneholder som regel formulering og tydeliggjøring av temaet, gjennomgang av litteraturen, designing av forskningen, innsamling av datamaterialet, analyse av dataen, og å få det ned på papiret. Saunders og Lewis (1997) mener derimot at forskning sjelden er så enkelt som dette, og at realiteten ofte er mye mer rotete, der det som i utgangspunktet ser ut som gode ideer noen ganger har liten eller ingen relevans. I realiteten må man mest sannsynlig innom hvert trinn flere ganger. Hver gang du gjenopptar et av trinnene må du man reflektere over de tilknyttede problemstillingene og avgrense ideene, i tillegg til, som trukket frem av Saunders, Lewis og Thornhill (2009), ta høyde for etiske og tilgangsmessige utfordringer.

Saunders, Lewis og Thornhill (2009) foreslår at formålet med et forskningsprosjekt kan ta et av tre design: utforskende, beskrivende eller forklarende. Ettersom vår problemstilling dreier seg om sammenhengen mellom risikokommunikasjon og derivatbenyttelse og lønnsomhet/selskapsverdi, kan det argumenteres at det inneholder aspekter fra alle tre. Ettersom sammenhengen mellom risikokommunikasjon/derivatbenyttelse og lønnsomhet og

selskapsverdi aldri har fått noe empirisk oppmerksomhet for norske, børsnoterte selskaper, kan vår studie sies å ta en utforskende vinkling. Samtidig, ettersom vi søker å etablere kausale sammenhenger mellom disse variablene, er vår studie også forklarende. Til slutt er målet å beskrive våre empiriske funn så nøyaktig og robust som mulig, noe som indikerer et beskrivende forskningsdesign (Saunders, Lewis & Thornhill, 2009). Det forklarende aspektet, altså å forsøke å etablere kausale sammenhenger mellom variablene, synes å være mest relevant for vår studie. Dette resulterer i at vår studie tar et beskrivende-forklarende forskningsdesign.

Saunders, Lewis og Thornhill (2009) skiller videre mellom deduktiv og induktiv forskningstilnærming. Den deduktive forskningstilnærmingen er en tilnærming der man utvikler en teori eller hypotese (eller hypoteser), og designer en forskningsstrategi for å teste hypotesene. Den induktive tilnærmingen innebærer at man samler data og utvikler teorier som et resultat av dataanalyse. I denne studien drar vi nytte av eksisterende litteratur for å forme forventninger og hypoteser om hvordan risikokommunikasjon og derivatbenyttelse påvirker lønnsomhet og selskapsverdi. Med bakgrunn i dette er vår forskning deduktiv, noe som passer godt med vårt beskrivende-forklarende forskningsdesign.

Denne studien nytter både innsamlet data knyttet til risikokommunikasjon og derivatbenyttelse, og regnskaps- og markedsdata. Dataen er derfor å regne som kvantitativ. Ringdal (2013) argumenterer for at en kvantitativ forskningsstrategi som oftest er teoristyrte – derav deduktiv – og passer godt sammen med et beskrivende-forklarende forskningsdesign.

3.2 Datagrunnlag, seleksjon og databehandling

Så, hovedformålet med studien er å undersøke de kausale effektene av risikokommunikasjon og derivatbenyttelse på selskapsverdi og lønnsomhet. For å kunne analysere denne sammenhengen, nytter vi offentlig tilgjengelig regnskaps- og markedsdata, selskapenes årsrapporter, samt Ernst & Youngs årlige Corporate Governance-undersøkelse (ikke offentlig). For å besvare problemstillingen, og teste hypotesene, gjennomgår vi totalt 447 årsrapporter for 66 selskaper i 11 ulike sektorer, og sorterer store mengder ustrukturert data. Vi analyserer dataene ved bruk av statistikkprogramvaren Stata versjon 14.2, og presenterer

våre funn ved bruk av Microsoft Excel 2016. All regnskaps- og markedsdata inflasjonsjusteres med 2014 som basisår.

3.2.1 Selskapenes årsrapporter

Den største og viktigste kilden til informasjon er selskapenes årsrapporter. Alle børsnoterte selskaper er lovpålagt å offentliggjøre årsrapporter senest fire måneder etter regnskapsårets utgang, og skal sørge for at disse forblir offentlige i minst fem år (jf. vphl. § 5-5 første ledd). Årsrapporten skal også inneholde selskapets årsberetning som jf. regnskapsloven §3-3a minimum skal bestå av *'[...] en rettvise oversikt over utviklingen og resultatet av den regnskapspliktiges virksomhet og av dens stilling, sammen med en beskrivelse av de mest sentrale risikoer og usikkerhetsfaktorer den regnskapspliktige står overfor.'* I tillegg til: *'[...] opplysninger om finansiell risiko som er av betydning for å bedømme foretakets eiendeler, gjeld, finansiell stilling og resultat. Opplysningene skal omfatte mål og strategier som er fastsatt for styring av finansiell risiko, herunder strategien for sikring av hver hovedtype av planlagte transaksjoner der sikringsvurdering er benyttet. Det skal gjøres rede for foretakets eksponering mot markedsrisiko, kredittrisiko og likviditetsrisiko.'*

Med bakgrunn i denne lovgivningen forstår vi selskapenes årsrapporter som en av selskapenes viktigste kommunikasjonskanaler av deres risiko- og usikkerhetsmomenter, samt hvordan de arbeider for å redusere eller eliminere disse. Oppbygningen og omfanget i årsrapportene varierer imidlertid mye fra selskap til selskap og fra sektor til sektor. Hvordan selskapene kommuniserer sine risikomomenter og risikostyringspolicyer varierer også svært mye. For å mest mulig effektivt og objektivt måle risikokommunikasjon med utgangspunkt i årsrapportene, tar vi derfor utgangspunkt i de ordene som er å anse som risikokommuniserende, som andel av totalt antall ord i årsrapporten. I tillegg justeres alle regresjoner for industrieffekter, for å ta høyde for at noen industrier er mer risikable eller generelt mer risikokommuniserende. En diskusjon av ordene som nyttes i søkemotorene, samt hvordan øvrige justeringer og kontroller gjennomføres, følger i seksjon 3.3.

I tillegg til risiko- og usikkerhetsmomenter, inneholder årsrapportene selskapenes årsregnskaper. Som nevnt i den teoretiske oversikten, er alle norske, børsnoterte selskaper lovpålagt å føre alle derivater til virkelig verdi i balanseregnskapet (jf. IAS 39), herunder derivater i eiendelsposisjoner med antatte gevinster (positiv nåverdi) og derivater i

forpliktelsesposisjoner med antatte tap (negativ nåverdi). Ved bruk av årsrapportene samler vi derfor inn, i tillegg til en dummy på hvorvidt selskapene er derivatbenyttere eller ikke, verdier av derivater i eiendelsposisjon og forpliktelsesposisjon på konsernnivå. Det skal imidlertid bemerkes at selv om selskapene her er lovpålagt å balanseføre derivatene, er det igjen store variasjoner i hvordan dette gjøres på tvers av selskapene, noe som skaper usikkerhet i hvilke verdier som er korrekte. Til slutt samles også variabler som angår eierstruktur fra årsrapportene – herunder antall aksjer eid av administrerende direktør (CEO) og eierandel største eier. Hvordan den innsamlede dataen vil nyttes i studien, samt hvordan liknende datagrunnlag er nyttet i tidligere forskning, vil drøftes i seksjon 3.3.

3.2.2 Ernst & Youngs årlige Corporate Governance-undersøkelse

Siden 2002 har Ernst & Young (heretter kalt EY) gjennomført omfattende årlige undersøkelser av kvaliteten på rapportering i årsrapportene til selskaper på Oslo Børs hovedindeks (OSEBX). Undersøkelsen innebærer en rekke vurderinger av OSEBX-selskapers rapportering opp mot NUES' (Norsk Utvalg for Eierstyring og Selskapsledelse) norske anbefalinger for eierstyring og selskapsledelse – corporate governance. OSEBX skal være en investerbar indeks som inneholder et representativt utvalg av alle aksjene som er notert på Oslo Børs. Hovedindeksen ble introdusert på Oslo Børs i 2001, der antall selskaper har variert mellom 52 og 81 (oslobors.no, 2016). De siste årene har EY også inkludert enkelte ikke-børsnoterte selskaper i undersøkelsen. Disse selskapene faller bort, ettersom vår studie kun tar for seg børsnoterte selskaper. Selv om undersøkelsen i utgangspunktet er gjennomført alle år fra 2002 til 2014, så ble ikke risikostyring introdusert som måleparameter før i 2006. 2014 var det siste året denne undersøkelsen ble gjennomført – data for 2015 foreligger derfor ikke. Vi fikk tilsendt detaljerte undersøkelsesresultater for alle årene 2006-2014, med opplysning om at selskapsnavn ikke kan nevnes i vår studie.

Av totalt 15 hovedparametere som måles i undersøkelsen er en av disse 'Risikostyring og internkontroll'. EY måler her en rekke parametere som leder ut i en total karakter for selskapets risikostyring og internkontroll. Et utdrag fra NUES-kravene angående dette punktet sier: *'Styret skal påse at selskapet har god intern kontroll og hensiktsmessige systemer for risikostyring i forhold til omfanget og arten av selskapets virksomhet. Internkontrollen og systemene bør også omfatte selskapets verdigrunnlag og retningslinjer for samfunnsansvar. Styret bør årlig foreta en gjennomgang av selskapets viktigste*

risikoområder og den interne kontroll. Styret bør i årsrapporten gi en beskrivelse av hovedelementene i selskapets interne kontroll og risikostyringssystemer knyttet til dets finansielle rapportering. (Ernst & Young, 2015).

Selv om antall selskaper på OSEBX har vært over 50 selskaper årlig, er det imidlertid viktig å merke seg at datasettet vårt av NUES-variabelen ikke vil inneholde alle disse selskapene. En stor andel av selskapene notert på Oslo Børs er utenlandske, der det ikke foreligger norske regnskapsdata. I tillegg er enkelte observasjoner droppet som følge av fisjoner og fusjoner i perioden 2006-2014, som skaper usikkerhet i regnskapsmessige og markedsmessige verdier. En videre diskusjon av dette kan leses under 'Kvaliteten på datagrunnlaget' i seksjon 3.4.

Totalkarakteren som settes på selskapene baserer seg på oppfyllelse av NUES' krav til rapportering av risikostyring og internkontroll, og kan sees i tabellen under:

1	Ingen informasjon
2	Svakt beskrevet med flere mangler
3	Inneholder punktene i NUES med enkelte mangler
4	Alle punktene i NUES er tilstrekkelig beskrevet
5	Alle punktene i NUES er godt beskrevet hvor flere er særskilt bra beskrevet
6	Alle punktene i NUES er beskrevet særskilt bra (ledende praksis)

Tabell 2: Karakterer og tilhørende vurderingskriterier (Ernst & Young, NUES).

3.2.3 Regnskapsdata

Med EYs undersøkelsesresultater som utgangspunkt for hvilke selskaper vi tar med i den totale studien, samler vi regnskapsdata. Alle år selskapene har vært på Oslo Børs blir inkludert om NUES-variabelen er inkludert for minst ett av årene. Det skulle som nevnt vise seg at etter reduksjon av selskaper som følge av at det ikke fantes norske regnskapsdata, eller usikkerhet som følge av fisjoner eller fusjoner, at antall observasjoner var lavere enn vi ønsker. Vi utvider derfor datagrunnlaget med 14 Oslo Børs-noterte selskaper. Disse 14 hentes i 7 ulike sektorer, som også er med på å skape en sektorfordeling som bedre gjenspeiler sektorfordelingen på Oslo Børs (se seksjon 3.2.5). Vi velger disse selskapene basert på hvilke selskaper som ikke allerede er inkludert i datagrunnlaget, og kontrollerer at det er enkelt å oppdrive regnskaps- og markedsdata. Utvidelsen består av totalt 105 selskapsårsobservasjoner, som gir totalt antall selskapsårsobservasjoner lik 487 for årene 2006-2014. Regnskapsdata hentes også ut for årene 2005 og 2015 – regnskapsdata hentes da ut for totalt 578 observasjoner. Regnskapsdataene er eksportert fra Proff Forvalt, som gir 160 regnskapsvariabler.

3.2.4 Markedsdata

Ettersom våre hypoteser omhandler selskapsverdi, i tillegg til lønnsomhet, hentes også aksjepriser og antall aksjer utstedt ut. Aksjepriser og antall aksjer er i hovedsak hentet ut i Bloomberg Terminal. I tilfeller ved mangler eller ekstreme verdier, er verdiene dobbeltsjekket i Norges Handelshøyskoles egen plattform, Amadeus 2.0. Av øvrig markedsdata har vi også hentet ut ett-årlige beta-verdier, ved bruk av det gitte årets ukentlige avkastning, i tillegg til selskapenes dividendeutbetalinger for hvert år. Beta-verdier og dividendeutbetalinger er hentet ut i Bloomberg Terminal. Benyttelsen av de ulike markedsdatavariablene drøftes i seksjon 3.3.

3.2.5 Seleksjon og databehandling

I tillegg til det ovennevnte, vil vi nå diskutere øvrige seleksjonskriteria vi tar i bruk i studien. Her diskuterer vi valgt tidsperiode, utelatte observasjoner som følge av ekstreme verdier eller feilaktigheter og utelatelse av gitte sektorer.

Tidsperiode: 2006-2014 (2005-2015)

Datagrunnlaget vårt fra EYs corporate governance-undersøkelse løper som nevnt fra 2006 til 2014. Det er derfor rimelig å ta utgangspunkt i disse årene ved måling av effekten av de øvrige forklaringsvariablene. Regnskapsdata samles også for årene 2005 og 2015, i tillegg til markeddata for 2015. Med bakgrunn i våre hypoteser, ønsker vi også å se på effekten av risikokommunikasjon og derivatbenyttelse året etter forklaringsvariabelen måles, noe som gjør regnskaps- og markeddataåret 2015 nyttig å innsamle, for å unngå innskrenkning av datagrunnlaget. Regnskapsåret 2005 samles også, ettersom 'salgsvekst' og 'tidligere profitabilitet' er blant våre kontrollvariabler (se seksjon 3.3).

I september 2008 erklærte den amerikanske investeringsbanken Lehman Brothers seg konkurs, noe som indikerte starten på finanskrisen (Campello, Graham & Harvey, 2009). Finanskrisen var en periode med stor økonomisk usikkerhet, og markedene var således svært volatile. Finanskrisen reiste mange spørsmål med tanke på eierstyrings- og selskapsledelse, og hvorvidt selskaper som aktivt drev risikostyring ble mindre eksponert for denne volatiliteten. En kunne bygget datagrunnlaget rundt å starte i 2010, for å unngå perioder med usikkerhet og stor volatilitet under finanskrisen. Dette innskrenker vårt datagrunnlag for mye. Derfor, for å ta høyde for finanskrisen, inkluderer vi som gitt årene før (2006-2007), under (2008-2009) og etter (2010-2014) finanskrisen i alle regresjoner, og forventer at årene før og etter finanskrisen utligner periodene med stor volatilitet. Samtlige regresjoner vil også kontrolleres for års- og industrieffekter – en dypere diskusjon av dette følger i seksjon 3.3.

Fullstendig og rimelig datagrunnlag

Selskaper med manglende, sentrale variabler ekskluderes fra datasettet. Selskaper med urimelige data vil også ekskluderes i henhold til tabellen nedenfor. Her definerer vi urimelige verdier som de som sannsynligvis er resultat av feilaktigheter eller målefeil. I tillegg utelates de minste selskapene i datagrunnlaget, definert som selskaper med totale driftsinntekter under 50 MNOK, eller totale eiendeler under 100 MNOK.

	<i>Totalt</i>	<i>Utelatt</i>
<i>Originalt datasett</i>	578	
<i>Driftsinntekter < 50 MNOK</i>	550	28
<i>Totale eiendeler < 100 MNOK</i>	546	4
<i>-100 % < ROA > 100 %</i>	546	0
<i>0.1 < Tobins Q > 10</i>	539	8
<i>-100 % < EBITDA-margin > 100 %</i>	535	4

Tabell 3: Ekskluderte observasjoner (2005-2015).

Datagrunnlaget består opprinnelig av 578 selskapsårsobservasjoner inkludert årene 2005 og 2015. Etter å ha utelatt observasjoner i henhold til tabell X, sitter vi nå igjen med 535 observasjoner. 28 av disse utelates som følge av ekskludering av de minste selskapene målt etter driftsinntekter, i tillegg til 4 ekskluderinger målt etter totale eiendeler. Utelatelse av selskaper med Tobins Q mindre enn 0,1 og større enn 10,0, fører til ekskludering av totalt 8 selskapsårsobservasjoner. En diskusjon av utelatte observasjoner som følge av ekstreme Tobins Q-verdier følger i seksjon 3.4. Til slutt utelates også selskaper med EBITDA-margin under -100 % og over 100 %. Etter alle utelatelser besitter vi nå et datagrunnlag bestående av rimelige observasjoner innenfor de gitte ekstremverdiene.

Utelatelse av sektorer

Som nevnt i den teoretiske oversikten er det ikke uvanlig å kutte finansselskaper i undersøkelse av sammenhengen mellom derivatbenyttelse og selskapsverdi og lønnsomhet. Imidlertid inkluderer vår studie mer enn utforskning av denne sammenhengen – risikokommunikasjons effekt vil også måles. Derfor, i regresjoner der vi måler effekten av derivater vil alle finansselskaper utelates, mens vi inkluderer disse i regresjoner om risikokommunikasjon. Risikokommunikasjon, som videre diskuteres i seksjon 3.3, deles her opp i to hovedvariabler – en for risikokommunikasjon i selskapenes årsrapporter (andel ord), og en for EYs corporate governance-undersøkelse. I regresjoner der vi måler effekten av andel ord i selskapenes årsrapporter utelates imidlertid alle forsikringsselskaper, ettersom disse selskapene antas å være svært mye mer kommunikative av deres risiko- og usikkerhetsmomenter. I utforskning av resulater av EYs corporate governance-undersøkelse inkluderes alle selskaper.

Vi opererer her med Oslo Børs' sektorfordeling for børsnoterte selskaper – totalt 11 sektorer.

Finanssektoren deles som nevnt, i vår studie, opp i to undersektorer – selskaper som driver forsikringsvirksomhet, og selskaper som ikke driver forsikringsvirksomhet.

1	Energi
2	Materialer
3	Industri
4	Forbruksvarer
5	Konsumvarer
6	Helsevern
7a	<i>Finansselskaper som ikke driver forsikringsvirksomhet</i>
7b	<i>Finansselskaper som driver forsikringsvirksomhet</i>
8	IT
9	Telekom
10	Forsyning
11	Eiendom

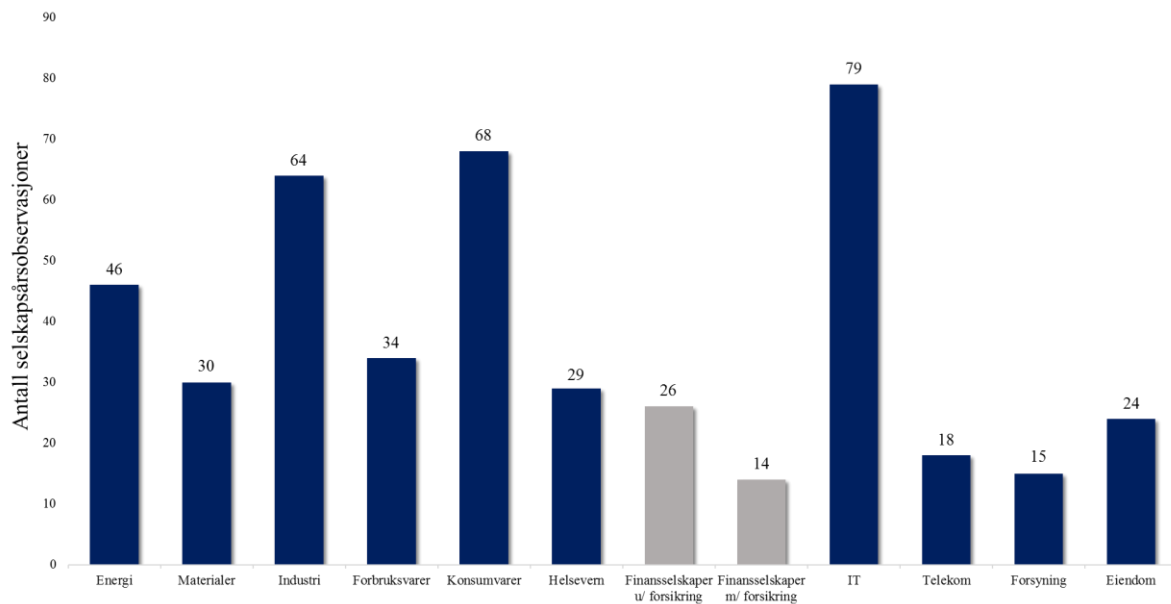
Tabell 4: Sektorer på Oslo Børs.

3.2.6 Oppsummering Datagrunnlag, seleksjon og databehandling

Etter de ovennevnte utelatelsene består datasettet av totalt 447 selskapsårsobservasjoner – 535 medberegnet regnskaps- og markedsdata for årene 2005 og 2015. Antall observasjoner per år i perioden 2006-2014 varierer fra 47 til 53, men er likevel observasjoner fra totalt 66 selskaper. Dette fører til at vi opererer med ubalansert paneldata – paneldata der de individuelle tidsseriene har ulik lengde (Biørn, 1999). Antall selskapsårsobservasjoner per år kan sees i tabell 5, og per sektor i figur 10.

2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2005	2015
53	52	50	50	50	47	50	49	47	44	43

Tabell 5: Selskapsårsobservasjoner per år.



Figur 10: Bransjefordeling.

Utelatelse av finansselskaper innebærer en reduksjon på 40 selskapsårsobservasjoner, i underkant av 9 prosent av det totale datagrunnlaget. Denne ekskluderingen forekommer, som nevnt, derfor kun i regresjonene der derivatbenyttelse er vår forklaringsvariabel. Regresjoner der risikokommunikasjon (andel ord) nyttes som forklaringsvariabel, innebærer en utelatelse av kun 14 selskapsårsobservasjoner, omtrent 3 prosent av det totale datagrunnlaget. En videre diskusjon av datagrunnlaget, og dets reliabilitet og validitet, følger i seksjon 3.5.

3.3 Definerings av relevante variabler

Denne seksjonen tar for seg variablene vi vil nytte i modellene våre, definert som uavhengige og avhengige variabler, og kontrollvariabler. Først tar vi for oss hvilke avhengige variabler vi vil nytte for å måle lønnsomhets- og selskapsverdieffekter, herunder Tobins Q, ROA, EBITDA-margin og ROCE. Deretter drøfter vi våre uavhengige variabler, altså hvordan vi i modellene vil måle risikokommunikasjon og derivatbenyttelse. Etter dette tar vi for oss kontrollvariabler som kan fungere som modererende effekter på lønnsomhet og selskapsverdi, og effekten av risikostyring. I seksjon 4.2 vil vi analysere effekten av alle kontrollvariabler på lønnsomhet og selskapsverdi, som vil være grunnlag for det endelige valget av variabler.

3.3.1 Avhengige variabler

Vårt fokus er på selskapsverdi og lønnsomhet, og deres sammenheng med risikokommunikasjon, risikostyring og derivater. På bakgrunn av dette defineres det derfor to avhengige variabler, Tobins Q og totalkapitalrentabilitet (ROA). I tillegg til Tobins Q og ROA, defineres også driftsresultat før renter, skatt, avskrivninger og nedskrivninger som andel av salg (EBITDA-margin) og avkastning på sysselsatt kapital (ROCE). Regresjoner gjennomført ved EBITDA-margin og ROCE følger ROA-modellen, og vil nyttes i robusthetstester og øvrige kontroller.

Konsistent med generell praksis i litteraturen, nytter vi Tobins Q som proxy for selskapsverdi. Tobins Q er en ratio som sammenligner markedsverdien av et selskaps eiendeler til dets gjenanskaffelseskost. Tobins Q er gjennomgående brukt for å måle verdieffekter av faktorer som gjenspeiler risikostyring og derivatbenyttelse (Smithson & Simkins, 2005), i tillegg til faktorer som innsideeierskap (McMorck, Schleifer & Vishny, 1988; McConnell og Servaes, 1990), diversifikasjon (Lang & Stulz, 1994; Servaes, 1996) og styresammensetninger (Yermack, 1996). Lang og Stulz (1994) argumenterer at Tobins Q dominerer andre ytelsesmål ettersom Tobins Q, ulikt andre mål, ikke krever risikojustering eller normalisering. Videre, ettersom Tobins Q reflekterer markedsverdi, og derav markedets forventninger (Koller, Goedhart & Wessels, 2010), er det relativt fritt for ledelsesmessig manipulering (Hoyt & Liebenberg, 2011).

Konsistent med Carter, Rogers og Simkins (2006), Naito & Laux (2011), Hoyt og Liebenberg (2011) og McShane, Nair og Rustambekov (2011) måler vi selskapsverdi ved bruk av den 'enkle' tilnærmingen til Tobins Q. Tobins Q defineres derfor som markedsverdi av egenkapitalen pluss bokført verdi av gjeld delt på bokført verdi av eiendeler. Chung og Pruitt (1994) finner at denne enkle tilnærmingen gir bemerkelsesverdig like resultater som ved bruk av mer 'sofistikerte' formuleringer. Allayannis og Weston (2001) følger deriblant Lewellen og Badrinaths (1997) formulering for kalkulering av Tobins Q, en mer avansert fremgangsmåte som blant annet nytter avskrivningsmønstre av anleggsmidler og bokførte verdier av varelager i tillegg til LIFO-reserver. Allayannis og Weston konstruerer også en tabell som sammenlikner deres valgte Tobins Q-formulering og den 'enkle' formuleringen. Korrelasjonen mellom Lewellen og Badrinaths formulering av Tobins Q og den 'enkle' Tobins Q vises her til å være 93 prosent. I tillegg gir Lewellen og Badrinaths formulering en

gjennomsnittlig Tobins Q på 1,18, sammenliknet med den 'enkle' formuleringens 1,20. Med bakgrunn i dette synes den 'enkle' formuleringen å være robust.

$$Y_1 = \text{Tobins } Q = \frac{\text{Markedsverdi av egenkapital} + \text{Bokført verdi av gjeld}}{\text{Bokført verdi av eiendeler}}$$

Som hovedmål for lønnsomhet benytter vi total kapitalrentabilitet (ROA). Målet ved bruken av ROA, i tillegg til Tobins Q, er å vurdere effekten av risikokommunikasjon, risikostyring og derivatbenyttelse på selskapers evne til å drive profitt i konkurransutsatte markeder. ROA måler hvor godt et selskap utnytter sine eiendeler for å tjene penger for sine investorer. ROA er definert som et selskaps resultat før rentekostnader og skatter, altså inklusive finansinntekter, delt på total kapital, og er et svært vanlig resultatmål i finans- og ledelsesforskningen. Vi deler her på gjennomsnittlig total kapital, definert som gjennomsnittet av total kapital ved årsslutt i år t-1 og ved årsslutt i år t. I tillegg trekkes utsatt skattefordel ut av nevneren – utsatt skattefordel oppstår på grunn av underskudd og skal ikke være med når man ellers gjør en før-skatt beregning (Bragelien, 2015).

$$Y_2 = \text{Total kapitalrentabilitet (ROA)} = \frac{\text{Resultat før rentekostnader og skatter}}{\text{Total kapital}}$$

Vi benytter også EBITDA-margin som et annet mål for lønnsomhet. EBITDA-margin er en tilnærming som sier noe om kontantstrømgenerering per enhet salg. Med bakgrunn i ulik regnskapspraksis, der det er usikkerhet i hva som er salgsinntekter og hva som er øvrige driftsinntekter, benyttes totale driftsinntekter som proxy for salgsinntekter. Driftsinntekter regnskapsmessig er å regne som salgsinntekter med tillegg av andre driftsinntekter.

$$Y_3 = \text{EBITDA} - \text{margin} = \frac{\text{EBITDA}}{\text{Driftsinntekter}}$$

Definert som EBITDA delt på driftsinntekter, gir denne variabelen en indikasjon på hvor effektivt et selskap klarer å snu én krone salg inn til én krone kontantstrøm. På bakgrunn av store sektorvariasjoner, er vi interesserte i å eliminere skatte- og kapitalstruktureffekter, noe som gjør EBITDA-margin til et bedre mål enn EBIT-margin. EBITDA-marginen nyttes kun

i robusthetstester og øvrige kontroller, og vil ikke være en del av regresjonene som gjennomføres i hovedanalysen.

Vårt siste lønnsomhetsmål, som i likhet med EBITDA-margin kun vil brukes i robusthetstester og øvrige kontroller, er avkastning på sysselsatt kapital (ROCE). ROCE er et finansielt mål som måler et selskaps lønnsomhet og hvor effektivt selskapet sysselsetter sin kapital. ROCE har samme teller som for totalkapitalrentabilitet, og kan forenkles som resultat før rentekostnader og skatter delt på sysselsatt kapital. Man trekker i nevneren her fra tilsynelatende rentefri gjeld, der telleren allerede reflekterer kostnaden (Bragelien, 2015). En høyere ROCE reflekterer mer effektiv bruk av kapital.

$$Y_4 = \text{Avkastning på sysselsatt kapital (ROCE)} = \frac{\text{Resultat før rentekostnader og skatter}}{\text{Totalkapital} - \text{rentefri gjeld}}$$

Ettersom vi her, i likhet med for ROA, gjør en før-skatt beregning, så inkluderes utsatt skatt og betalbar skatt i nevneren, mens utsatt skattefordel trekkes ut (Bragelien, 2015). Her igjen velger vi å nytte gjennomsnittlig totalkapital.

3.3.2 Uavhengige variabler

Fokusvariabel: Risikokommunikasjon

Kommunikasjon av risiko har tradisjonelt vært tema for svært lite empirisk forskning. Vi kjenner ikke til at det finnes noen norm for hvordan man mest nøyaktig og effektivt kan måle risikokommunikasjon. Ved analyse av kommunikasjon av risikos effekt på selskapsverdi og lønnsomhet tar vi for oss to uavhengige variabler – andel relevante ord som kommuniserer risiko i selskapenes årsrapporter, og Ernst & Youngs Corporate Governance-undersøkelse.

Førstnevnte av disse – andel relevante ord som kommuniserer risiko – er samlet inn med bakgrunn i selskapenes årsrapporter. For å bestemme hvilke ord som faktisk kvalifiserer som ‘risikokommuniserende’ gjorde vi en overordnet analyse av oppbygning og kommunikasjon i årsrapporter til et utvalg selskaper i alle sektorer. Det viste seg her at hvordan selskapene kommuniserer sine risikoer, risikostyringsprinsipper og usikkerhetsmomenter varierte mye fra selskap til selskap, og fra sektor til sektor. Vi erfarte store variasjoner i antall dedikerte

sider til selskapenes risikostyringspolicyer, samt store variasjoner i hva som faktisk var relevant, selv ved søk på enkle ord som 'risiko' og 'usikkerhet'. For å fastsette hvilke ord som kvalifiserte som 'risikokommuniserende' gjorde vi en dyptgående analyse av totalt seks årsrapporter, i seks ulike sektorer. Ord som 'risikostyring', 'risiko', 'usikkerhet' og 'forsikring' viste seg i svært mange tilfeller å fortelle noe om selskapenes risiko, og kvalifiserte stort sett i stor grad som kommuniserende av risiko.

Etter disse analysene falt vi ned på totalt tre søkeord, som alle sa noe om selskapenes risiko og risikostyring. Det første ordet vi har valgt å inkludere er 'risik'. Søk på dette ordet gir også resultater for ordene 'risikostyring', 'risikoer', 'risiki', 'markedsrisiko' og liknende. I tilsvarende engelske årsrapporter (selskaper med årsrapporter offentliggjort på både norsk og engelsk), ga 'risk' tilnærmet like mange treff i alle tilfeller. 'Risk' svarer også opp til ord og fraser som 'risk management', 'risks', 'market risk', 'chief risk officer' og liknende. Det neste ordet vi falt ned på, etter dyptgående analyser, var 'sikker'. Søk på 'sikker' gir også resultater for ordene 'usikkerhet', 'usikker', 'sikkerhet' og 'sikkert', og svarer opp til både oppside- og nedsiderisiko. I tilsvarende engelske årsrapporter, ga 'certain' tilnærmet like mange treff i alle tilfeller. 'Certain' gir også resultater på ord som 'uncertainty', 'uncertain' og 'certainty'. Det tredje og siste ordet vi valgte til våre analyser er 'forsikr'. Hvorvidt selskapene kommuniserer sin benyttelse av forsikringsordninger, er en viktig indikator for risikokommunikasjon, ettersom svært mange bruker forsikringer i sin risikostyring (Nordahl, 2015). Søk på 'forsikr' gir resultater for ordene 'forsikring', 'forsikre', 'forsikret' og liknende. I tilsvarende engelske årsrapporter, ga 'insur' tilnærmet like mange treff i alle tilfeller. 'Insur' svarer her opp til ord som 'insure', 'insurance' og 'insuring'.

Det skulle vise seg, etter søk på disse ordene, at ikke alle treff var like relevante for selskapenes risiko. For å justere for irrelevans, gjorde vi en gjennomgang av fire årsrapporter i hver sektor, totalt 44 årsrapporter, der vi kategoriserte treffene som relevante eller ikke-relevante. For enkelte årsrapporter var det over tusen treff på blant annet 'risik', noe som gjorde denne jobben svært omfattende, og ugjennomførbar for alle 447 selskapsårsobservasjonene for årene 2006-2014. Med bakgrunn i dette, antar vi at snittet av relevansen i hver sektor er representativt for øvrige selskaper i samme sektor. Med fire observasjoner i hver sektor, randomisert på selskap, år og årsrapportspråk, utformet vi multiplikatorer som multipliseres med antallet av hver av de gitte ordene.

<u>Sektor:</u>	<u>'Risik' / 'Risk'</u>	<u>'Sikker' / 'Certain'</u>	<u>'Forsikr' / 'Insur'</u>
1 - Energi	0,9783	0,8725	0,9308
2 - Materialer	0,9766	0,6421	0,4874
3 - Industri	0,9472	0,9575	0,7064
4 - Forbruksvarer	0,9655	0,7901	0,8519
5 - Konsumvarer	0,9571	0,7042	0,5854
6 - Helsevern	0,9028	0,7264	0,9063
7a - Finans u/ forsikring	0,9756	0,6571	0,7313
7b - Finans m/ forsikring	0,9766	0,8408	0,4857
8 - IT	0,9610	0,7270	0,7674
9 - Telekom	0,9723	0,8148	0,6250
10 - Forsyning	0,9902	0,7892	0,8250
11 - Eiendom	0,9708	0,6860	0,5000

Tabell 6: Relevansmultiplikator.

$$X_1 = \text{Risikokommunikasjon (ord)} = \frac{\text{Antall relevante ord} * \text{Relevansmultiplikator}}{\text{Totalt antall ord i årsrapport}}$$

Den neste uavhengige variabelen tar utgangspunkt i Ernst & Youngs årlige Corporate Governance-undersøkelse. Et at kriteriene som vurderes i denne undersøkelsen er selskapers rapportering av risikostyring og internkontroll. Det brukes som nevnt en skala fra 1 til 6, der karakter 1 betyr at selskapet ikke skriver noe informasjon om risikostyring og internkontroll i årsrapportene, og 6 betyr at alle punktene i NUES er beskrevet særskilt bra.

$$X_2 = \text{Score (1 – 6) for rapportering av Risikostyring og internkontroll NUES}$$

Fokusvariabel: Derivater

Når det kommer til derivatbenyttelses effekt på lønnsomhet og selskapsverdi, er forskningen mye bredere. Det meste av empirien utforsker effekten av benyttelse av spesifikke typer derivater på selskapsverdi, målt ved Tobins Q. For den første uavhengige variabelen under derivatbenyttelse, ønsker vi helt enkelt å utforske sammenhengen mellom hvorvidt selskapet benytter derivater, og selskapsverdi/lønnsomhet. Denne informasjonen finnes alltid oppgitt, dersom selskapet er derivatbruker, i selskapenes årsrapporter, oftest under seksjonen for risikostyringspolicyer eller finansiell risiko.

$$X_3 = \text{Derivatdummy} = [1_{\text{Derivater=Ja}} \text{ eller } 0_{\text{Derivater=Nei}}]$$

Videre ønsker vi, i likhet med Naito og Laux (2011) å se på effekten av virkelige verdier av derivater. I henhold til IAS39 er alle børsnoterte selskaper pålagt å oppføre virkelige verdier av derivater i eiendelsposisjon og derivater i forpliktelsesposisjon i balanseregnskapet. Naito og Laux studerer denne effekten ved bruk av variabler lik virkelig verdi av eiendelsderivater som andel av totale eiendeler og virkelig verdi av forpliktelsesderivater som andel av totale eiendeler. Som nevnt i den teoretiske oversikten, er derivater i en eiendelsposisjon å regne som derivater med positiv verdi, med antatt gevinst i fremtiden. For forpliktelsesderivatene er det motsatt, altså antatt tap i fremtiden. Noe Naito og Laux ikke forsøkte å empirisk bevise var om virkelig verdi av netto derivater, derivater i en eiendelsposisjon fratrukket derivater i gjeldsposisjon, hadde effekt på Tobins Q. Vi inkluderer derfor også en uavhengig variabel som defineres som netto virkelig verdi av derivater som andel av totale eiendeler.

$$X_4 = \text{Eiendelsderivater} = \frac{\text{Virkelig verdi av derivater i eiendelsposisjon}}{\text{Totale eiendeler}}$$

$$X_5 = \text{Forpliktelsesderivater} = \frac{\text{Virkelig verdi av derivater i forpliktelsesposisjon}}{\text{Totale eiendeler}}$$

$$X_6 = X_4 - X_5 = \frac{\text{Virk. verdi av eiend. derivater} - \text{virk. verdi av forpl. derivater}}{\text{Totale eiendeler}}$$

3.3.3 Kontrollvariabler

Nå som avhengige og uavhengige variabler er etablert, retter vi fokus mot andre karakteristika som kan påvirke selskapers lønnsomhet og selskapsverdi. Disse effektene – selskapskarakteristikaene – har en tendens til å fungere som modererende effekter på både lønnsomhet og selskapsverdi, og effekten av risikostyring. Ettersom vi opererer med både Tobins Q som proxy for selskapsverdi, og ROA som proxy for lønnsomhet, vil det her være nødvendig å definere to sett med kontrollvariabler. Vi gjennomgår derfor først kontrollvariabler som potensielt kan nyttes i begge modellene. Deretter drøfter vi ulike variabler som har vist seg som gode variabler bak risikostyrings effekt på Tobins Q, før vi til slutt tar for oss en variabel spesifikk for ROA-modellen. Etter at vi har drøftet disse

variablene vil vi i seksjon 3.4 analysere effekten av alle kontrollvariabler på lønnsomhet og selskapsverdi. Denne analysen vil være grunnlag for det endelige valget av kontrollvariabler.

Kontrollvariabler felles for modellene

Størrelse

Det finnes et stort empirisk grunnlag som sier at selskapsstørrelse påvirker selskapers lønnsomhet og verdi. Konseptet bak stordriftsfordeler er tilstede i nesten enhver strategilærebok, og relaterer til selskapsstørrelse. Baumol-hypotesen (Hall & Weiss, 1967) sier at store selskaper har alle de samme mulighetene som små selskaper, men har i tillegg mulighet til å investere i linjer som er i såpass stor skala at de mindre selskapene ekskluderes. En rekke størrelseseffekter, som stordriftsfordeler og reduserte kostnader knyttet til arbeidskapital er inkludert i moderne litteratur under 'etableringsbarrierer' trukket frem av Porter (1980). Empirisk er det likevel blandede resultater. En rekke av studiene bak risikostyrings effekt på selskapsverdi finner positive sammenhenger mellom størrelse og selskapsverdi (Carter, Rogers & Simkins, 2006; Hoyt & Liebenberg, 2011). Aebi, Sabato og Schmid (2012) finner også positiv sammenheng mellom størrelse og lønnsomhet målt ved ROE. Andre igjen finner negative sammenhenger mellom størrelse og selskapsverdi, noe som kan tyde på stordriftsulempen eller andre negative effekter av å håndtere store og varierende selskaper (Allayannis & Weston, 2001; Naito & Laux, 2011; Li et. al, 2015). Forskning viser at det er mer sannsynlig at større selskaper har ERM-systemer på plass (Colquitt, Hoyt & Lee, 1999; Liebenberg & Hoyt, 2003). Derfor, med basis i våre hypoteser om at risikostyring og kommunikasjon av risiko og –styring har positiv effekt på lønnsomhet og selskapsverdi, forventer vi en positiv sammenheng mellom størrelse og lønnsomhet/selskapsverdi. Etter å ha testet med både totale eiendeler, omsetning samt samlet inn og testet med antall ansatte, som størrelsesvariabler i regresjonene våre, finner vi at totale eiendeler har størst forklaringskraft, med oftest høy signifikans. I likhet med mye av den tidligere forskningen benytter vi derfor logaritmen av totale eiendeler som variabel for størrelse.

$$\text{Størrelse}_{Tobins Q, ROA} = \ln(\text{Totale Eiendeler})$$

Profitabilitet og tidligere profitabilitet

Et profitabelt selskap har ofte høyere Tobins Q enn mindre profitable selskaper (Allayannis & Weston, 2001; Jin & Jorion, 2006; Hoyt & Liebenberg, 2011). I empirien bak

risikostyrings effekt på selskapsverdi benyttes det gjennomgående en kontroll for lønnsomhets effekt på Tobins Q, som oftest angitt ved ROA. Størsteparten av empirien finner her en positiv sammenheng mellom profitabilitet og Tobins Q, men ikke alltid med signifikans. For å vurdere effekten av profitabilitet i modellene der Tobins Q benyttes som avhengig variabel, brukes ROA det samme året, som proxy for lønnsomhet.

I en effektiv økonomi skal overlegen profitt over og under normen raskt forsvinne (Mueller, 1977). Likevel, kan usikkerhet, innovasjon eller endring i preferanser føre til gevinster eller tap for gitte selskaper eller gitte industrier. Lønnsomhet i tidligere år er generelt i empirien antatt å påvirke fremtidig lønnsomhet. Ideen bak vedvarende lønnsomhet er støttet av mange empiriske funn (McDonald, 1999; McGahan, 1999; Porter & McGahan, 2002), der det vises at lønnsomheten et gitt år, ofte påvirker lønnsomheten det påfølgende året. I modellene ved bruk av lønnsomhet (ROA) som avhengig variabel benyttes derfor lønnsomhet i foregående år som kontroll for tidligere profitabilitet, i samsvar med empirien, og i likhet med Aebi, Sabato og Schmidts (2012) studie av risikostyrings effekt på lønnsomhet under finanskrisen (her brukes ROE_{t-1} som kontrollvariabel).

$$\textit{Profitabilitet}_{Tobins\ Q} = ROA_t$$

$$\textit{Profitabilitet}_{ROA} = ROA_{t-1}$$

Vekst

Det er velkjent at markedsverdien av et selskap avgjøres av nåverdien av fremtidige kontantstrømmer. Selskaper skaper verdi for sine eiere gjennom å investere penger nå med mål om å generere mer penger i fremtiden (Koller, Goedhart & Wessels, 2010). I studiene der Tobins Q benyttes som proxy for selskapsverdi, er det gjennomgående at effekten av investeringer og investeringsvekst tas i betraktning som en modererende effekt, og kontrolleres for. Myers (1977) og Smith og Watts (1992) argumenterer for at selskapsverdi er avhengig av fremtidige investeringsmuligheter. Etersom selskaper som benytter derivater eller aktivt driver risikostyring er antatt å ha større fremtidige investeringsmuligheter (Froot, Scharfstein & Stein, 1993), er det viktig å kontrollere for denne effekten.

Allayannis og Weston (2001), i likhet med Naito og Laux (2011) og Jin og Jorion (2006), kontrollerer for dette ved bruk av kapitalkostnader som andel av omsetning som proxy. En

annen mulighet her er å benytte R&D-kostnader som proxy for investeringsmuligheter, som også tidligere er benyttet for å kontrollere for effekten av teknologisk fremskritt og ekspertise (Allayannis og Weston, 2001). Beklageligvis er svært mange observasjoner som behøves i kalkulasjon av R&D-kostnader og kapitalkostnader ikke-eksisterende i store deler av vårt datasett. I likhet med Hoyt og Liebenberg (2011) og McShane, Nair og Rustambekov (2008) kontrollerer vi derfor for dette ved bruk av historisk salgsvekst som proxy for fremtidige vekstmuligheter. Salgsvekst er også en velkjent kontrollvariabel i studier der lønnsomhet benyttes som avhengig variabel. Med basis i dette benyttes ettårig salgsvekst – i likhet med Hoyt og Liebenberg (2011) – som kontrollvariabel for fremtidige vekstmuligheter i modellene for både lønnsomhet og selskapsverdi. Argumentet for bruken av driftsinntekter i både teller og nevner her er den samme som for definisjon av EBITDA-margin – med bakgrunn i ulik regnskapspraksis, der det er usikkerhet i hva som er salgsinntekter og hva som er øvrige driftsinntekter, benyttes totale driftsinntekter som proxy for salgsinntekter.

$$\text{Salgsvekst}_{Tobins Q, ROA} = \frac{\text{Driftsinntekter}_t - \text{Driftsinntekter}_{t-1}}{\text{Driftsinntekter}_{t-1}}$$

Kapitalstruktur

Under perfekte markedsforhold er ikke selskapsverdi påvirket av kapitalstruktur (Modigliani & Miller, 1958), og derfor implisitt uavhengig av valg av kapitalstruktur. I nyere litteratur er det vist at ikke dette er tilfellet, der det vises at kapitalstrukturens påvirkning på lønnsomhet og selskapsverdi kan ha en sammenheng i både negativ og positiv forstand. Blant annet fant Jensen og Meckling (1976) bevis på sammenhengen mellom agentkostnader og kapitalstruktur. Jensen (1986) finner videre bevis for at kapitalstruktur, målt ved gjeld som andel av eiendeler ('giring') har en positiv effekt på selskapsverdi i den forstand at det reduserer pengeflyten som i andre tilfeller ville blitt investert av selvinteresserte ledere i ikke-optimale prosjekter. På en annen side kan giring også øke sannsynligheten for konkurs og føre til at aksjonærer må bære kostnadene av økonomisk nød. Lang, Ofek og Stulz (1995) finner blant annet en signifikant, negativ sammenheng mellom giring og selskapenes fremtidige vekst på selskapsnivå og, for diversifiserte selskaper, på forretningssegmentnivå. Denne negative sammenhengen Lang, Ofek og Stulz finner mellom giring og vekst holder bare for selskaper med lav Tobins Q, men ikke for selskaper med høy Tobins Q i høy-Tobins Q-industrier. Påstanden om at kapitalstruktur har en sammenheng mellom

konkurransmessige og lønnsomhetsmessige utfall er videre også støttet av en rekke andre studier (Campello, 2003; Margaritis & Psillaki, 2010).

I likhet med tidligere studier, inkludert studier på risikostyrings sammenheng med lønnsomhet og selskapsverdi, kontrollerer vi for denne effekten. Med basis i tidligere forskning på girings effekt på lønnsomhet selskapsverdi kan giring ha både en positiv og negativ sammenheng. Vi antar derfor en ikke-lineær sammenheng, og kontrollerer for dette ved å også inkludere variabelen i andrepotens. Som kontrollvariabel benytter vi selskapenes rentebærende gjeld delt på bokført egenkapital.

$$Giring_{Tobins\ Q, ROA} = \frac{Rentebærende\ gjeld}{Egenkapital}$$

$$(Giring)^2_{Tobins\ Q, ROA} = \left(\frac{Rentebærende\ gjeld}{Egenkapital} \right)^2$$

Likviditet

I tillegg til giring ønsker vi også å vurdere effekten av noen av de andre viktigste finansielle valgene et selskap tar. Vi inkluderer derfor en faktor som gjenspeiler selskapets beholdning av likvide midler. Likviditet er et mål på selskapets evne til å møte sine kortsiktige forpliktelser, der mangel på likviditet kan bety at selskapet må overstå positive investeringsmuligheter (Wang, 2002). I litteraturen på risikostyrings effekt på selskapsverdi er det mange som finner negative sammenhenger (Bartram, Brown & Fehle, 2009; Hoyt & Liebenberg, 2011). Av øvrige studier, der lønnsomhet er benyttet som avhengig variabel, er det imidlertid en gjennomgående positiv sammenheng mellom likviditet og lønnsomhet (Wang, 2002; Fresard, 2010). Vi forventer derfor en negativ sammenheng mellom likviditet og Tobins Q, og en positiv sammenheng mellom likviditet og ROA.

Hoyt og Liebenberg (2011), i likhet med Pagach og Warr (2010), kontrollerer for denne effekten ved bruk av finansiell 'slakk'. Denne kontrollvariabelen defineres som kontanter og omsettelige verdipapirer som andel av totale eiendeler. Hoyt og Liebenberg argumenterer for at ERM-brukere sannsynligvis har høyere finansiell slakk som følge av vektlegging av risikostyring, som reduserer sannsynligheten for økonomisk nød. Dessverre er kontantervariabelen mangelfull for en stor andel av observasjonene i vårt datasett. Vi vil derfor, i

likhet med Bartram, Brown og Fehle (2009) og Bartram, Brown og Conrad (2011) kontrollere for denne effekten ved bruk av likviditetsgrad 2 (på engelsk; 'quick ratio'). Likviditetsgrad 2 defineres som selskapets omløpsmidler fratrukket varelager, delt på kortsiktig gjeld (Bartram, Brown & Fehle, 2009; Bartram, Brown & Conrad; 2011; e-conomic.com; 2016).

Ved bruk av likviditetsgrad 2 er det imidlertid viktig å merke seg at selskapets varelager nyttes i kalkulasjonen. Alle norske selskaper underlagt IFRS, som inkluderer alle børsnoterte selskaper (Berg et. al, 2009), må følge IAS 2 – varelager. IAS 2 tilsier at varelager skal verdsettes etter FIFO (first-in first-out) eller vektet gjennomsnittskost (Iasplus.com, 2016). Som følge av regnskapsfleksibilitet, og derav noe ulik regnskapspraksis, kan sluttbalansen av varelageret bli ulik for ulike selskaper, eller for de samme selskapene over ulike år (Petersen & Plenborg, 2012). For amerikanske selskaper, underlagt GAAP, inkluderes til og med en tredje lovlig verdsettelsesmetode av varelageret; LIFO (last-in first-out) (Street, Nichols & Gray, 2000). LIFO er ikke godkjent for norske, børsnoterte selskaper, men Bartram, Brown og Fehles (2009) og Bartram, Brown og Conrads (2011) studier inkluderer likevel selskaper fra flere ulike land, med alle de overnevnte regnskapspraksisene – inklusive LIFO. Med bakgrunn i at disse studiene nytter likviditetsgrad 2 som kontrollvariabel, med signifikante resultater, velger vi også benytte denne.

$$Likviditet_{Tobins Q, ROA} = \frac{Omløpsmidler - Varelager}{Kortsiktig gjeld}$$

Eierstruktur

Eierskap av interne i selskapet kan være et viktig insentiv for å maksimere selskapsverdi og limitere risikoeksponering. Smith og Stulz (1985) fokuserer her på lederes risikoaversjon som en driver av risikostyring. I tilfeller der lederes kapital er svakt diversifisert vil de stor grad ønske å redusere den risikoen de eksponeres for. Dersom ledere beslutter at det vil være mindre kostbart for dem å la selskapet styre risikoen enn å styre denne på egen basis, vil de lede selskapet inn i å engasjere seg i risikostyring. Smith og Stulz' (1985) modell sier derfor videre at ledere med store aksjeeierskap i selskapet vil foretrekke mer risikostyring.

Det er også utallige studier som viser sammenhengen mellom innsideeierskap og selskapsverdi. Litteraturen viser her at lave nivåer av innsideeierskap er effektivt når det

kommer til å sammenstille ledes og aksjonærs interesser. McConnell og Servaes (1990) undersøker sammenhengen mellom innsideeierskap og selskapsverdi for årene 1976 og 1986. De finner her en signifikant krumlinjet sammenheng mellom Tobins Q og aksjeandeler eid av innsideeiere. Kurven de her finner når omtrent 40-50 % eierskap, før sammenhengen viser seg signifikant negativ. Med noe variasjon i metode og definisjoner, er disse resultatene svært like Morck, Shleifer og Vishnys (1988) og Hermalin og Weisbachs (1987) studier, som undersøker sammenhengene, men for ulike selskaper i andre år enn McConnell og Servaes (1990). For å kontrollere for denne effekten inkluderer vi daglig leders (CEO) eierskap i selskapet som en kontrollvariabel.

Spesifikt vil kontrollvariabelen defineres som den naturlige logaritmen av absolutt NOK-verdi av alle aksjer eid av daglig leder. Motivasjonen for å bruke absolutte verdier, i likhet med Aebi, Sabato og Schmid (2012) og Tufano (1996), er at mer penger investert i absolutte termer kan gi sterke insentiver for daglig leder sammenliknet med en høyere prosentandel. I store selskaper kan en absolutt eierandel på 100 MNOK tilsvare 0,5 %, eller tilsvarende over 20 % i de mindre selskapene i vårt datasett. I begge tilfeller er dette sterke finansielle insentiver for daglig leder ettersom dette sannsynligvis gjenspeiler en svært stor andel av hans eller hennes personlige formue.

Et relatert sett med litteratur har fokusert på det presset som kommer fra store, eksterne aksjonærer, og deres evne til å tvinge selskaper inn i verdimaksimering, uavhengig av ledes eierskapsposisjoner (McConnell & Servaes, 1990). McConnell og Servaes finner her en signifikant, positiv sammenheng mellom Tobins Q og andel aksjer eid av institusjoner (definert som alle selskaper med mer enn 5 % eierskap i selskapet). Press fra eksterne interessenter er videre ansett som en viktig driver bak adopsjon av ERM-programmer (Miccolis & Shah, 2000; Lam, 2001; Hoyt & Liebenberg, 2011). Institusjoner har relativt større evne til å påvirke, enn enkeltstående aksjonærer, i å presse selskapene inn i risikostyring. I likhet med Li et al. (2015) antar vi at den største eieren vil ha størst påvirkningskraft ovenfor selskapet. Vi forventer derfor, med basis i empirien, at selskaper med høy prosentandel eid av største eier har høyere selskapsverdi og er mer sannsynlig å engasjere seg i risikostyring.

Innsideeiere $Tobins\ Q, ROA = \ln(\text{Daglig leders NOK} - \text{verdi av eide aksjer})$

$$\text{Største eier Tobins } Q, \text{ ROA} = \frac{\text{Antall aksjer største eier}}{\text{Totalt antall aksjer utestående}}$$

Kredittrating

Sannsynligheten for konkurs er en viktig faktor når det kommer til finansielle tøyler, og hvorvidt selskapene er i stand til å bruke tid og kapital på risikostyring. I studiene av Allayannis og Weston (2001) og Carter, Rogers og Simkins (2006) benyttes 'kredittrating' som et mål på kredittkvaliteten til selskapenes gjeld. Allayannis og Weston benytter her dummyer for AAA-selskaper, BBB-selskaper og liknende, mens Carter, Rogers og Simkins bruker S&Ps kredittrating på en skala fra 1 til 28. Allayannis og Weston finner, som de forventer, at selskaper med høy kredittkvalitet har høyere Tobins Q enn selskaper med lav kredittkvalitet. Carter, Rogers og Simkins finner imidlertid ingen signifikante resultater når det kommer til kredittkvalitet.

Naturligvis ville vi ønsket å vurdere effekten av kredittrating. Beklageligvis inneholder ikke vårt datasett denne variabelen. Likevel, er det også andre studier av blant annet Bartram, Brown og Fehle (2004), Jin og Jorion (2006) og Hoyt og Liebenberg (2011) som ekskluderer denne variabelen.

Industriell og geografisk diversifikasjon

Teorien foreslår at det å operere i flere industrier – industriell diversifikasjon – er assosiert med både kostnader og fordeler. På en side kan industriell diversifikasjon bedre selskapsytelse som følge av fordeler knyttet til skala- og breddefordeler, større interne markeder og risikoreduksjon (Teece, 1980). På en annen side kan diversifikasjonen redusere ytelse dersom den er grunnlag for forverring av agentkostnader, og leder til ineffektiv kryss-substitusjon og svaktytende selskaper (Jensen, 1986; Berger & Ofek, 1995). Disse argumentene kan ifølge Hoyt og Liebenberg (2011) også overføres til geografisk (internasjonal) diversifikasjon. For å kontrollere for disse effektene nytter Hoyt og Liebenberg, i likhet med Allayannis og Weston (2001) og Bartram, Brown og Conrad (2011), dummyer eller absolutte verdier av internasjonalt salg, for hvorvidt selskapet er diversifisert industrielt eller geografisk. Jin og Jorion (2006) uttaler også at de ønsker å kontrollere for disse effektene, men gjør ikke dette grunnet for få observasjoner.

Jin og Jorions argument for utelatelse av disse variablene gjelder beklageligvis også for vår modell. Regnskaps- eller markedsdataen i vårt datasett gir ingen indikatorer på hvorvidt selskapene er industrielt eller geografisk diversifisert. I likhet med Jin og Jorion, ekskluderer Carter, Rogers og Simkins (2006) også disse variablene. I tillegg inkluderer McShane, Nair og Rustambekov (2011) kun variabelen for industriell diversifikasjon. Vi skulle gjerne ønsket å inkludere disse variablene for å vurdere viktigheten av diversifikasjon, men håper at utelatelse av disse ikke signifikant påvirker våre resultater.

Selskapsalder

Selskapsalder kan påvirke både selskapets tilstedeværelse, branding, og makt i det gitte markedet. Ettersom selskaper er organisasjoner som kan restruktureres etterhvert som behov endres, er det i utgangspunktet ingen årsak til at selskaper 'eldres' (Loderer & Walchli, 2010). I stedet, etterhvert som de modnes, burde selskapene være i stand til å lære. Selskapsalder kan være et signal på kvalitet og selskapsstyrke, noe som kan lede investorer inn i å foretrekke eldre selskaper (Bernanke, Gertler & Gilchrist, 1996). Geroski (1995) estimerer at i overkant av 50 % av nye markedsaktører vil bli tvunget til å forlate markedet i løpet av de første fem årene etter etablering, noe som tyder på at eldre, modne selskaper ofte besitter stor markedsrett. Empirien på området tyder på varierende resultater. Loderer & Walchli (2010) finner blant annet at etterhvert som selskaper blir eldre, synes en nedgang i lønnsomheten. De finner også signifikante resultater som tyder på at eldre selskaper har lavere veksthastighet, og at investeringer og R&D-aktiviteter reduseres. Hopenhayn (1992) finner derimot at eldre selskaper nyter høyere profitt og høyere selskapsverdi. Dette funnet støttes av Baker og Kennedy (2002) som finner at eldre selskaper synes å ha betraktelig lavere konkursrate enn de yngre selskapene.

Som ved størrelse, er det klart at selskapsalder er en viktig indikator på hvilken fase selskapet befinner seg i, selv om empirien er noe tvetydig. Vi kontrollerer for denne effekten ved å dele opp selskapene i fire kategorier: 0-5 år, 6-15 år, 16-30 år, som alle kontrolleres mot selskaper over 30 år. Denne fordelingen syntes å være mest hensiktsmessig, ettersom dette ga en jevnest mulig fordeling over de ulike dummyene, samt at man kan se effekten av 'nyetablerte' selskaper i dummyen 0-5 år. Selskapsalder defineres som observasjonsår minus stiftelsesår.

Års- og industridummyer

Til slutt inkluderes års- og industridummyer for begge modellene. Dette gjøres for å være sikre på at modellene fanger alle års- og industrieffekter, og dermed gi best mulig estimat av fokusvariablenes effekt på selskapsverdi og lønnsomhet. Med disse variablene kontrollerer vi for, i den grad det er mulig, eventuelle års- og industrieffekter som kan skape utelatt variabelskjevhet og forstyrre sannferdigheten og validiteten av resultatene. For år lages én dummy per år for alle årene 2006-2015. For industri lages én dummy for alle sektorer på Oslo Børs (finanssektor delt i to undersektorer).

$$\text{Årseffekter}_{Tobins Q, ROA}^s = [\mathbf{1}_{\text{År } t=s} \text{ eller } \mathbf{0}_{\text{År } t \neq s}]$$

$$\text{Industrieffekter}_{Tobins Q, ROA}^j = [\mathbf{1}_{\text{Industri } i=j} \text{ eller } \mathbf{0}_{\text{Industri } i \neq j}]$$

Kontrollvariabler – Avhengig variabel: Tobins Q

Vi går nå over til kontrollvariabler spesifikt for modellen der Tobins Q er vår avhengige variabel. Disse kontrollvariablene er generelt gjennomgående i tidligere forskning på risikostyrings sammenheng med Tobins Q, men til vår etterretning ikke benyttet i liknende studier av risikostyrings effekt på lønnsomhet.

Tilgang til finansielle markeder

Dersom selskaper som driver sikring av risiko gir avkall til prosjekter fordi de ikke har evne til å innhente den nødvendige finansieringen, vil Tobins Q forbli høy ettersom de kun vil påta seg positiv-NPV-prosjekter (Lang & Stulz, 1994). Mange forskere mener at ledere benytter dividende for å signalisere deres syn på fremtidige inntjeningsutsikter (DeAngelo, DeAngelo & Skinner, 1996; Berk & DeMarzo, 2014). Etter Lang og Stulz (1994), Allayannis og Weston (2001), Jin og Jorion (2006), Hoyt og Liebenberg (2011) og Bartram, Brown og Conrad (2011) inkluderer vi derfor en dividendedummy lik 1 dersom selskapet betalte dividende det gitte året.

Hvorvidt denne dividendedummyen har en positiv eller negativ sammenheng med Tobins Q er vanskelig å si. På en side kan investorer se på utbetaling av dividende som et tegn på at selskapet allerede har utnyttet sine investeringsmuligheter, og dermed vil utbetaling av dividende ha en negativ effekt på selskapsverdi. På en annen side, kan utbetaling av

dividende føre til en reduksjon i kontantstrømmer som ellers ville vært brukt av selvinteresserte ledere (Jensen, 1986) – og derfor ha en positiv sammenheng med selskapsverdi. Allayannis & Weston (2001), Jin og Jorion (2006), Hoyt og Liebenberg (2011) og Bartram, Brown og Conrad (2011) finner imidlertid alle sammen positive (til dels insignifikante) sammenhenger mellom dividendedummyen og selskapsverdi. Vi antar derfor en positiv sammenheng mellom dividende og Tobins Q.

$$Dividende^{it} = [1_{Utbetalte\ dividende=Ja} \text{ eller } 0_{Utbetalte\ dividende=Nei}]$$

Systematisk risiko

Et selskaps risiko kan deles inn i systematisk og usystematisk risiko (Bodie, Kane & Marcus, 2011). Man kunne her kontrollert for den usystematiske risikoen, i likhet med Bartram, Brown og Conrad (2011), ved bruk av volatiliteten i kontantstrømmer, eller volatiliteten i markedsverdien/aksjeprisen. Beklageligvis inneholder ikke vårt datasett regnskapsdata lengre tilbake enn 2005, som gjør det uhensiktsmessig å kontrollere for kontantstrømvariasjon over flere år, ettersom dette vil eliminere for mange observasjoner. Det samme argumentet gjelder for volatiliteten i markedsverdien, ettersom vi her kun har årlige verdier av aksjepriser og antall aksjer utstedt. Bartram, Brown og Conrad, i likhet med Hoyt og Liebenberg (2011) og McShane, Nair og Rustambekov (2011), kontrollerer alle for variasjoner i Tobins Q som kommer av systematisk risiko. For å kontrollere for denne effekten velger vi her å bruke hvert selskaps årlige beta, ved bruk av det siste årets ukentlige avkastning (excess returns). Spesifikt beregnes Beta som;

$$Beta_i = \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma_m^2}$$

der

$$Cov(R_i, R_m) = \frac{\sum_{t=1}^n (R_{it} - \bar{R}_i)(R_{mt} - \bar{R}_m)}{n - 1}$$

og

$$\sigma_m^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (R_{mt} - \bar{R}_m)^2}{n - 1};$$

R_i er ukentlig avkastning for selskap i , R_m er ukentlig markedsavkastning (Oslo Børs verdivektet), og $n = 52$. Det er imidlertid viktig å merke seg at vi ikke har kalkulert verdiene, men heller eksportert disse fra Bloomberg.

Bartram, Brown og Conrad finner at selskaper som nytter seg av derivater har lavere systematisk risiko (beta) enn ikke-brukere, og videre at selskaper med lavere systematisk risiko har høyere selskapsverdi. McShane, Nair og Rustambekov finner også resultater som tyder på en negativ, signifikant sammenheng mellom beta og selskapsverdi – altså; selskaper med lavere systematisk risiko har høyere selskapsverdi. Hoyt og Liebenberg finner imidlertid ingen signifikant sammenheng mellom systematisk risiko og selskapsverdi. Vi forventer likevel en negativ sammenheng mellom beta-verdi og Tobins Q.

Systematisk risiko $Tobins\ Q = \text{Årlig beta } (\beta) \text{ målt ved ukentlig avkastning}$

Kontrollvariabler – Avhengig variabel: ROA (nyttes også for EBITDA og ROCE)

Til slutt vil vi drøfte en kontrollvariabel spesifikk for ROA-modellen. Denne variabelen er til vår etterretning ikke nyttet i noen av de tidligere studiene av risikostyrings effekt på Tobins Q, men kan både teoretisk og empirisk vises som en viktig moderasjon på lønnsomhet.

Andel anleggsmidler

Et selskaps andel anleggsmidler, selv om dette er forventet å variere med industri, kan være en indikator på selskapets finansielle stabilitet. Et anleggsmiddel kan bruke mer enn ett år på å organisk konvertere til kontanter (Ross et al., 2010). Selskaper med høy andel anleggsmidler kan ha flere fordeler. Anleggsmidler kan eksempelvis nyttes som sikkerhet i utvidelse av gjeld, som skaper vekstmuligheter. Dette kan også redusere gjeldskostnaden ettersom økte anleggsmidler da gir økt sikkerhet for kreditorene. (Ross et al., 2010). Scott (1977) og Jensen, Solberg og Zorn (1992) finner en positiv sammenheng mellom et selskaps andel anleggsmidler og gjeldsandel. Disse argumentene er begge positive i forstand av å gjøre selskaper mer attraktive for investorer, men betyr også at et selskaps valgte, eller optimale, giring kan direkte påvirke andelen anleggsmidler (Jensen, Solberg & Zorn, 1992; Drobetz & Fix, 2003). Vi kontrollerer likevel for denne variabelen i ROA-modellen for å vurdere viktigheten av anleggsmidler, men forventer en korrelasjon med giringvariabelen. Variabelen defineres som anleggsmidler som andel av totale eiendeler.

$$\text{Andel anleggsmidler}_{ROA} = \frac{\text{Anleggsmidler}}{\text{Totale eiendeler}}$$

3.3.4 Oppsummering Valg av variabler

I tabellen under vises en oppsummering av alle avhengige og uavhengige variabler, samt kontrollvariabler. I seksjon 4.2 vil vi analysere effekt og signifikansnivå ved alle kontrollvariabler, som vil lede ut i de endelige modellspesifikasjonene for Tobins Q og ROA.

Variabelnavn	Forkortelse	Variabel-type	Kan brukes i modeller:
Tobins Q	TQ	AV	TQ
Totalkapitalrentabilitet	ROA	AV	ROA
EBITDA-margin	EBITDA	AV	EBITDA
Avkastning på sysselsatt kapital (ROCE)	ROCE	AV	ROCE
Risikokommunikasjon (ord)	Ord	IV	TQ, ROA
Risikokommunikasjon (NUES)	NUES	IV	TQ, ROA
Derivatdummy	DerD	IV	TQ, ROA
Virkelig verdi av eiendelsderivater	DerE	IV	TQ, ROA
Virkelig verdi av forpliktelsesderivater	DerF	IV	TQ, ROA
Virkelig verdi av netto derivater	DerN	IV	TQ, ROA
Størrelse	TK	KV	TQ, ROA
Totalkapitalrentabilitet (for ROA: ROA t-1)	ROA	KV	TQ, ROA
Vekst	Vekst	KV	TQ, ROA
Giring	Giring	KV	TQ, ROA
Giring i andrepotens	Giring ²	KV	TQ, ROA
Likviditet	Likv	KV	TQ, ROA
Største eier	St. eier	KV	TQ, ROA
NOK-eierskap CEO	CEO	KV	TQ, ROA
Selskapsalder 0-5 år	0-5	KV	TQ, ROA
Selskapsalder 6-15 år	6-15	KV	TQ, ROA
Selskapsalder 16-30 år	16-30	KV	TQ, ROA
Selskapsalder 31+	31-	KV	TQ, ROA
År- og industridummyer	År / ind.	KV	TQ, ROA
Systematisk risiko (β)	Beta	KV	TQ
Dividendedummy	DivD	KV	TQ
Andel anleggsmidler	AM	KV	ROA

Tabell 7: Oppsummering alle variabler.

3.4 Kvalitet på datagrunnlaget

Etter nå å ha diskutert vårt forskningsdesign, hvordan datagrunnlaget er samlet inn og hva det skal brukes til, snur vi vårt fokus mot kvaliteten i datagrunnlaget. Som ved et hvilket som helst datasett, finnes det mange bekymringer og begrensninger, som kan påvirke validiteten og reliabiliteten av studien. Vi vil først diskutere bekymringer og begrensninger i datagrunnlaget, før vi drøfter studiens reliabilitet og validitet.

3.4.1 Bekymringer og begrensninger

Årsrapportene

Mye av datagrunnlaget baserer seg på en innholdsanalyse av selskapenes årsrapporter. Årsrapportene nyttes for å uthente data om derivater, daglig leder-eierskap, andel eid av største eier og antall av hvert av ordene til beregning av risikokommunikasjon. Det skulle vise seg at enkelte av årsrapportene var vanskelige å oppdrive, hvorav enkelte ikke ble funnet i det hele tatt. Som nevnt er alle børsnoterte selskaper lovpålagt å offentliggjøre sine årsrapporter, men skal imidlertid kun sørge for at disse forblir offentlig i minimum fem år (jf. vphl. § 5-5 første ledd). Det har derfor vært mer strev å oppdrive årsrapporter fra før 2010 for enkelte selskaper. Denne begrensningen går utover alle måleparametere som tar utgangspunkt i selskapenes årsrapporter.

Risikokommunikasjonsparameteren, som tar utgangspunkt i andel risikokommuniserende ord i selskapenes årsrapporter, led den største skaden av denne begrensningen. Ulikt øvrige variabler, er det ikke mulig å finne denne variabelen noe annet sted. En annen utfordring vi støtte på når det kom til å søke etter antall av hvert av ordene i årsrapportene, var at enkelte av årsrapportene var produkt av skanning. Benyttelse av søkemotorer på skannede filer lar seg ikke gjøre, med mindre en nyter avansert OCR-teknologi, beklageligvis teknologisk innsikt vi ikke besitter. Antall risikokommuniserende deles på totalt antall ord i årsrapportene. Det totale antall ord i årsrapportene varierte her veldig mye, der vi fant alt fra 6000 til 140 000 ord per årsrapport. En bekymring som løper ut av dette, er at vi tar utgangspunkt i det totale antall ord i hele årsrapporten, inklusive de delene som kanskje ikke er å regne som faktiske 'deler' av årsrapporten, eksempelvis kontaktinformasjon på de siste sidene. Imidlertid, etter den første, overordnede analysen fant vi at alle årsrapporter inneholder slike deler, og vi så ikke grunn til å justere for dette.

Noe vi også bemerket oss i innholdsanalysen, var store likheter i årsrapportene for samme selskap over flere år. Ofte var omfattende seksjoner helt like i årsrapportene flere år på rad. Vår antakelse er at dette er som følge av at de(n) samme personen(e) var ansvarlig for utforming og offentliggjøring av årsrapportene i flere år. I denne sammenheng kan det føre til såkalt singelrespondents forventningsskjevhet (Bowman & Ambrosini, 1997), som betyr at man kan ende opp med ikke-pålitelige resultater som følge av subjektivitet, eller i dette tilfellet, slurv eller ønsket om å få ting fort ferdig. Det var imidlertid også mange årsrapporter med store variasjoner fra år til år, der årsrapportene inneholdt nye, omfattende seksjoner hvert år. Med antakelse om at evnen til å levere omfattende og modifiserte årsrapporter hvert år er en funksjon av industri og selskapenes størrelse og kapital, vil ikke innholdsvariasjon i årsrapportene være et problem, ettersom disse faktorene kontrolleres for i samtlige regresjoner.

Årsrapportene ble også nyttet til å samle inn data på hvorvidt selskapet benytter seg av finansielle derivater, og virkelige verdier av disse derivatene. Børsnoterte selskaper er som sagt pålagt, under IAS 39, å føre alle finansielle instrumenter til virkelig verdi i balanseregnskapet. Til tross for dette, var det store mangler, og store variasjoner i hvordan dette var å finne i årsrapporten. I enkelte årsrapporter var hver enkelt av derivatkategoriene oppført hver for seg, der vi selv måtte stå for utregning av de samlede verdiene. Usikkerhet i verdiene førte i stor grad til utelatelse av variabelen for dette gitte selskapsåret. Likevel, er alle børsnoterte selskaper pålagt, for hver post i resultatregnskapet, balansen og kontantstrømoppstillingen, å vise til tilsvarende tall fra foregående regnskapsår (jf. rskl. § 6-6). Denne lovgivningen førte til at vi i noen tilfeller fant virkelige verdier av derivater i neste års årsrapport for foregående år. Begrensninger i forhold til vanskeligheter og usikkerhet i verdiene førte likevel til at vi kun besitter virkelige verdier til 271 av 342 totalt antall derivatbenyttelsesobservasjoner. Regresjoner gjennomført ved bruk av virkelige verdier vil derfor være mer sannsynlig i å ikke oppnå statistisk signifikans, som følge av lavere utvalgsstørrelse (Ringdal, 2013).

Til slutt er også årsrapportene nyttet for å samle eierskapsvariabler, herunder NOK-eierskap av daglig leder og andel eid av største institusjonseier. Det var i utgangspunktet ingen store utfordringer med å oppdrive disse variablene. Det vi imidlertid merket oss i etterkant av datainnsamlingen, var at vi også skulle samlet totalt eierskap eid av institusjoner, ikke

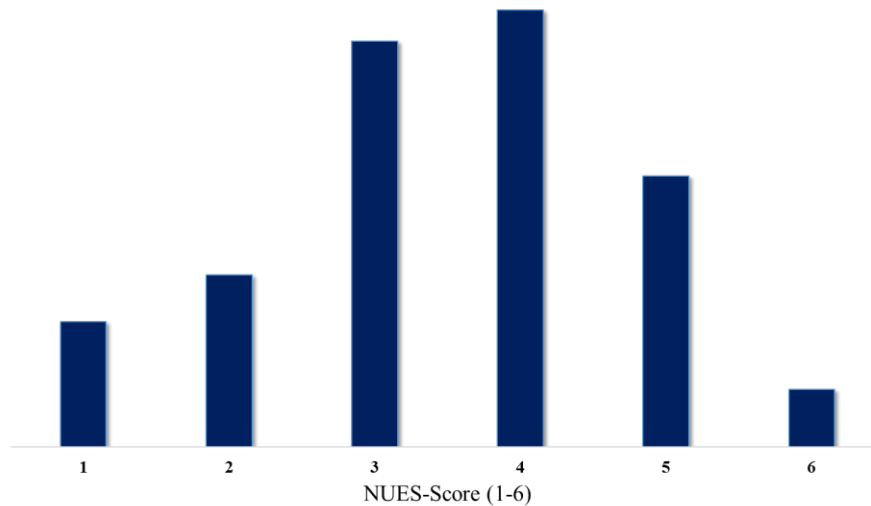
utelukkende største eier. Hoyt og Liebenberg (2011) nytter her variabelen 'totalt eierskap eid av aksjonærer med mer enn 5 % eierskap' med signifikante resultater.

EYs Corporate Governance (NUES)-undersøkelse

Den andre kilden til data for å besvare hvorvidt risikokommunikasjon er lønnsomhets- og selskapsverdisøkende, er EYs Corporate Governance-undersøkelse. Resultatene av denne undersøkelsen retter lys mot en rekke begrensninger og bekymringer det er verdt å merke seg. For det første tar undersøkelsen kun utgangspunkt i OSEBX-noterte selskaper, som stiller tvil til hvorvidt resultatene er generaliserbare til øvrige børsnoterte selskaper, og ikke-børsnoterte selskaper. Denne bekymringen er også gjeldende når det kommer til innsamling av data i selskapenes årsrapporter – studien tar kun høyde for børsnoterte selskaper. Videre gjøres hele NUES-undersøkelsen som en 'skrivebordsundersøkelse' uten involvering av selskapene. Det måles altså kun hvorvidt selskapene kommuniserer oppnåelse av NUES-kravene i årsrapportene, ikke hvorvidt de faktisk lever opp til disse. Vi studerer imidlertid sammenhengen mellom risikokommunikasjon og ytelse, noe som gjør at denne begrensningen ikke vil påvirke våre resultater nevneverdig.

I følge EY er det et stort fokus på objektivitet i arbeidsgruppen i gjennomføring av undersøkelsen, men at det alltid er risiko for at det forekommer subjektive vurderinger når man sitter alene og vurderer. Det er her utformet et sett med felles vurderingskriterier som er godt kjent i arbeidsgruppen, der det også blir gjennomført diskusjoner ved tvil/spørsmål for å avstemme vurderinger best mulig. Det er likevel bekymringer som kommer til syne med tanke på subjektivitetsforventningsskjevhet – faren for subjektive vurderinger som følge av forskerens verifiserings- eller falsifiseringsbehov (Flyvbjerg, 2006). Vi antar likevel, med bakgrunn i EYs uttalelser angående objektivitet i arbeidsgruppen, at dette ikke vil påvirke validiteten av våre resultater.

En siste bekymring i resultatene av NUES-undersøkelsen er spredningen i resultatene. Resultatene tyder her på en veldig 'midtung' fordeling, med desidert flest selskapsårsobservasjoner med score 3 eller 4. Dette kan stille noe tvil til hvorvidt undersøkelsen klarer å skille mellom de ulike karakterene, eller om subjektivitetsforventningsskjevhet fører til at man helt enkelt setter en karakter rundt midten under tvil. Fordelingen i NUES-resultatene kan sees i figur 11.



Figur 11: NUES-score (1-6) – undersøkelsesresultater.

Regnskaps- og markeddata

For måling av selskapers ytelse nytter vi de velutprøvde variablene Tobins Q og ROA. Disse målene fanger selskapsverdi og driftseffektivitet nøyaktig, spesielt ved kontrollering av industrieffekter og øvrige effekter. Gjennomgående i empirien knyttet til risikostyrings effekter er det imidlertid tilnærmet utelukkende benyttet Tobins Q. Tobins Q er argumentert som dominant ovenfor andre ytelsesmål ettersom Tobins Q, ulikt andre mål, ikke krever risikjustering eller normalisering, og er relativt fritt for ledelsesmessig manipulering (Lang & Stulz, 1994; Hoyt & Liebenberg, 2011). ROA, da i likhet med EBITDA og ROCE, er derimot ikke nødvendigvis like fritt for ledelsesmessig manipulering. Modeller som belager seg på regnskapsdata kan inkludere usikkerhet som stammer fra ulik regnskapspraksis. Vi vet for eksempel at svakt presterende selskaper kan velge å inflatere sine regnskapstall for å virke mer attraktive ovenfor investorer, eller at sterkt presterende selskaper kan deflatere regnskapstall for å minimere skattebyrde. Som nevnt i gjennomgangen av våre variabler, finnes det deriblant ulik regnskapspraksis med tanke på verdsettelse av varelager, jf. IAS 2. Under IFRS, står også selskaper forholdsvis fritt i forhold til valg av avskrivnings- og nedskrivningsmetoder, herunder estimering av hvor lenge ledelsen tror den gitte eiendelen kommer til vare (Petersen & Plenborg, 2012). Dette er en av hovedårsakene til at vi inkluderer EBITDA-margin som variabel i robusthetsregresjoner og øvrige kontroller, ettersom EBITDA-margin eliminerer kapitalstruktureffekter som løper ut av ulik regnskapspraksis knyttet til avskrivninger og nedskrivninger.

Regnskaps- og markedsdataen vår er eksportert fra trygge, pålitelige kilder, herunder Proff Forvalt, Bloomberg Terminal og Amadeus 2.0, der vi ikke ser noen grunn til å betvile sannferdigheten. En bekymring vi imidlertid merket oss var verdier som syntes å være resultat av feilaktigheter, målefeil eller mismatch ovenfor øvrige variabler – ekstremverdier. Et eksempel her er ekstreme verdier av Tobins Q. En stor andel av Tobins Q-ekstremverdiene syntes imidlertid å komme til syne samme år som selskapet ble notert på Oslo Børs, og kan være som følge av over- eller underprising i IPO (Initial Public Offering). Allen og Faulhaber (1989) argumenterer her at i noen tilfeller kan selskaper ønske å signalisere investorer om sine overlegne prospekter, og at en lav IPO-pris og kvantitet kan brukes som et slikt signal. Welch (1989) understreker videre at en stor andel av noterte selskaper utsteder aksjer til en betraktelig høyere pris enn opprinnelig IPO-pris noen år etter noteringen. En kunne her vurdert å utelate selskapsåret selskapene noteres på Oslo Børs for å eliminere effekten av IPO-prisingsstrategi. Dette vil imidlertid innskrenke datagrunnlaget for mye – observasjoner utelates derfor etter tabellen som nevnt i seksjon 3.2.5 (seleksjon og databehandling).

3.4.2 Reliabilitet

Reliabilitet refererer til i hvilken grad ens datainnsamlingsteknikk eller analyseprosedyrer vil gi konsistente resultater (Saunders, Lewis & Thornhill, 2009). Reliabilitet defineres altså som hvorvidt resultater og metode er pålitelige – til å stole på (Ringdal, 2013). Robson (2002; i Saunders, Lewis & Hill, 2009) foreslår fire trusler mot en studies reliabilitet. Disse fire er subjektfeil, subjektforventningsskjevhet, observatørfeil og observatørforventningsskjevhet.

Ettersom vår studie i stor grad tar utgangspunkt i selskapenes årsrapporter, er det fare for både subjektfeil og subjektforventningsskjevhet. Årsrapportene er alltid skrevet med mål om å virke attraktive ovenfor investorer og det øvrige næringslivet, noe som fører til at de kan ha en mye mer positiv vinkling enn hva resultater eller faktisk oppfattelse skulle tilsi. Ettersom risikokommunikasjon måles utelukkende med basis i selskapenes årsrapporter, er det her fare for at selskaper oppfattes som mer opptatte av risiko og risikostyring enn det de faktisk er. Likevel, justeres som sagt risikokommunikasjonen på sektornivå for alle selskaper, i tillegg til kontroll av industrieffekter i alle regresjoner, som i stor grad vil redusere disse effektene. Subjektforventningsskjevhet kan også forekomme som følge av ønsket om å virke

mer attraktive ovenfor investorer i regnskapet. Som følge av ledelsesmessig manipulering og ulik regnskapspraksis, kan dette forverre reliabiliteten av studien. Det nyttes imidlertid velutprøvde mål på selskapers lønnsomhet og selskapsverdi i studien, inkludert Tobins Q, som inkorporerer ikke-manipulerbare indikatorer. Med bakgrunn i dette vil vi anta at subjektforventningsskjevheter som løper ut av regnskapsdata ikke påvirker studiens reliabilitet. Til slutt antar vi lav grad av observatørfeil og –forventningsskjevheter, ettersom vi gjennomgående har nyttet fastsatte regler for uthenting av relevant data.

3.4.3 Validitet

Validitet angår hvorvidt funnene av en studie faktisk måler det en ønsker å måle (Saunders, Lewis & Thornhill, 2009). Validitet er å anse som det mest generelle begrepet blant reliabilitet og validitet, ettersom høy reliabilitet er en forutsetning for høy validitet (Ringdal, 2013). Ringdal (2013) argumenterer videre for at reliabilitet er et rent empirisk mål, mens validitet krever en mer teoretisk vinkling i vurderingen. Basert på en litteraturgjennomgang ser validitet ut til å måles på en rekke ulike måter, avhengig av forskningsdesign, metode og datagrunnlag. Vi velger her å basere oss på Saunders, Lewis og Thornhills (2009) kategorisering, som til dels i likhet med Greener (2008) og Ringdal (2013), deler validitet i to hovedkategorier: Intern validitet og ekstern validitet.

Intern validitet

Intern validitet relaterer til etablering av årsakssammenhenger; enkelt forklart om faktor X er årsaken til at faktor Y skjer (Greener, 2008; Saunders, Lewis & Thornhills, 2009; Ringdal, 2013). Når vi gjennomfører regresjoner er det derfor viktig å forsikre seg om hvorvidt sammenhengen mellom to variabler er som følge av kausalitet, eller om det helt enkelt er en korrelasjon. I regresjoner som baseres på en tidsforsinket ytelsesvariabel kan vi være ganske sikre på at kausaliteten i modellen ikke er motsatt. I modellene som ikke tar utgangspunkt i tidsforsinkede ytelsesvariabler, så kan modellene lide av simultaneitetsproblemer (Wooldridge, 2014), altså at det er vanskelig å avgjøre om selskaper som er gode på risikokommunikasjon yter bedre, eller om selskaper som yter bedre er gode på risikokommunikasjon. Eller for derivater; om selskaper som benytter derivater yter bedre, eller om bedretende selskaper benytter derivater. I modellene med tidsforsinkede ytelsesvariabler kan vi være rimelig sikre på retningen av kausaliteten, og at disse modellene gir gode estimater.

Allayannis og Weston (2001) tester for potensiell reversert kausalitet ved bruk av en reversert kausalitetstest. Dersom høy selskapsverdi leder selskapene inn i å drive risikostyring, vil reversert kausalitet tilsi at selskaper som driver sikring av risiko neste periode har høyere selskapsverdi denne perioden, og at selskaper som ikke driver sikring av risiko denne perioden og selskaper som slutter å sikre risiko neste periode har lavere selskapsverdi denne perioden (Allayannis & Weston, 2001). De tester disse sammenhengene, og finner at korrelasjonen mellom sikring av risiko og selskapsverdi ikke stammer fra reversert kausalitet. Vi kunne her gjennomført tester i likhet med Allayannis og Weston for å teste om det foreligger reversert kausalitet i våre modeller. Allayannis og Weston opererer imidlertid med et datagrunnlag bestående av 4320 selskapsårsobservasjoner, med god spredning mellom derivatbrukere og ikke-derivatbrukere. Vårt datagrunnlag er derfor for lite til å teste alle disse reverserte kausalitetsbekymringene (den minste kausalitetstesten vil da kun bestå av 11 observasjoner). Med bakgrunn i Allayannis og Westons funn, antar vi derfor at denne empirien er overførbart til vårt datagrunnlag. For å videre sikre at det ikke foreligger multikollinearitet mellom de uavhengige variablene som kan svekke resultatene, gjennomfører vi også korrelasjonsanalyser for å sikre at alle våre gitte variabler kan inkluderes i modellen samtidig (se seksjon 4.4). Dette styrker validiteten i modellene våre.

En annen bekymring angående den interne validiteten er hvorvidt vi inkluderer alle relevante uavhengige variabler og kontrollvariabler i modellene våre. Utelatelse av modererende variabler kan ha implikasjoner for validiteten i kausalitetsutsagnet. For å ta høyde for denne utfordringen har vi i utstrakt omfang gjort stor nytte av eksisterende litteratur for å identifisere og gjøre rede for alle kjente, relevante variabler som kan ha en modererende effekt på selskapsverdi og lønnsomhet. Med det sagt, er det to variabler, som nevnt i seksjon 3.3, vi ikke får testet effekten av som følge av begrensninger i datagrunnlaget (kredittrating og industriell/geografisk diversifikasjon). Med basis i at anerkjent, empirisk forskning også har utelatt disse variablene, antar vi at dette ikke vil ha implikasjoner for den interne validiteten i studien.

Ekstern validitet

Ekstern validitet omhandler hvorvidt funn i forskning er generaliserbare (Sauders, Lewis & Thornhills, 2009). Det settes her spørsmålsteget ved hvorvidt funn er overførbare til andre settinger. Det er en rekke vurderinger som kan gjøres for å avgjøre hvorvidt forskning er

eksternt valid. I vår studie er det i hvert fall én sentral bekymring som kan svekke den eksterne validiteten. Denne bekymringen bygger på utvalget. Totalt består vårt datasett av 447 observasjoner for årene 2006-2014, fra 66 selskaper. Datasettet består kun av børsnoterte selskaper, noe som kan skape tvil i forhold til generaliserbarheten til ikke-børsnoterte selskaper. Denne begrensningen er for vår studie ikke-eliminerbar, ettersom det kun er børsnoterte selskaper som utformer og offentliggjør omfattende årsrapporter. Vi benytter imidlertid mange målevariabler, både avhengige og uavhengige, samt tar utgangspunkt i selskaper i alle sektorer på Oslo børs. For å minimere usikkerhet knyttet til resultatene gjennomfører vi også robusthetstester, samt kjører sentrale regresjoner med totalt fire avhengige variabler. Vi antar derfor at vår studie tilfredsstiller kravet om ekstern validitet.

4 Metode og empiriske forutsetninger

Vi har nå drøftet vårt forskningsdesign, datagrunnlaget og datagrunnlagets kvalitet. I dette hovedkapittelet presenterer vi en statistisk metode som beskriver sammenhengen fra minst en årsaksvariabel X til virkningsvariabelen Y , som gir oss mulighet til teste våre hypoteser. I noen tilfeller oppstår det et behov for å endre hvordan denne regresjonsmetoden brukes for å oppnå robuste estimatorer. Vi skal derfor se på ulike måter å tilpasse modellen til vårt datagrunnlag. Basert på dette teoretiske grunnlaget, spesifiserer vi i seksjon 4.2 våre regresjonsmodeller, der vi analyserer effekten og signifikansnivået til hver enkelt variabel. Etter at de endelige modellspesifikasjonene er satt, tester vi modellene for å finne optimal regresjonsmetode, før vi i seksjon 4.4 kontrollerer om modellene holder de empiriske forutsetningene bak en forventningsrett regresjonsmodell.

4.1 Regresjonsanalyse

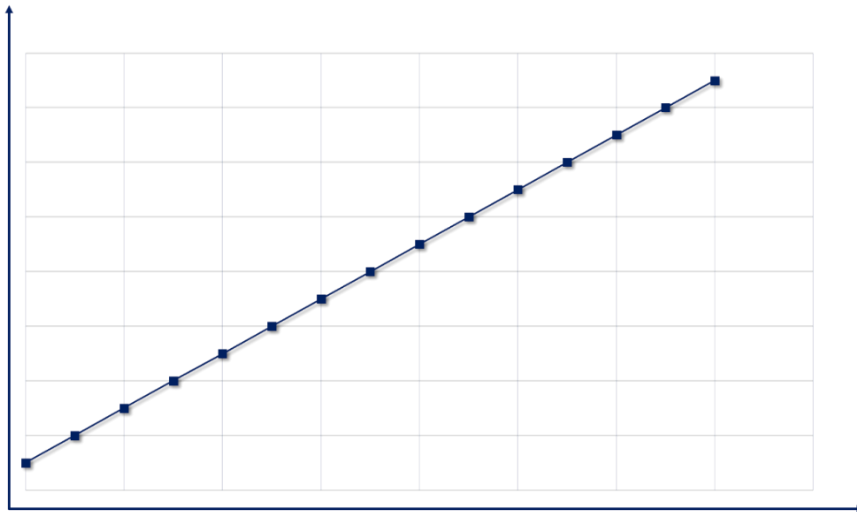
I denne seksjonen drøfter vi det teknisk-økonometriske bak modellene og regresjonene i studien. Vi drøfter det teoretiske aspektet bak lineære regresjonsmodeller med en eller flere forklaringsvariabler, før vi går i dybden på minste kvadraters metode. Videre beskriver vi hvordan man går frem for å lage hypoteser og deretter hvordan man tester disse ved ulike tester i en gjennomgang av statistisk generalisering i regresjonsanalyse. I enkelte tilfeller for paneldata vil ikke minste kvadraters metode gi robuste svar på grunn av paneldataeffekter. I den forbindelse legger vi frem to alternative metoder; faste effekter og tilfeldige effekter, som har til hensikt å ta høyde for disse effektene. I siste seksjon greier vi ut om styrker og svakheter ved minste kvadraters metode, faste effekter og tilfeldige effekter.

4.1.1 Lineær regresjonsmodeller med en eller flere forklaringsvariabler

En lineær regresjonsmodell med én forklaringsvariabel beskriver sammenhengen som en forklaringsvariabel X har på en avhengig variabel Y – se formel etter avsnittet (Bårdsen & Nymoen, 2011). Det er også vanlig å inkludere et konstantledd, β_0 , som beskriver effekter som ikke endres med forklaringsvariabelen. I tillegg til dette inkluderes det et feilledd, også kalt restledd, som har til hensikt å fange opp den variasjonen i den avhengige variabelen som ikke kan forklares av den uavhengige variabelen (Ringdal, 2013). Det optimale er å ha en

perfekt lineær sammenheng der alle datapunktene ligger på en rett linje og feilleddet er lik null.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x + u$$



Figur 12: Perfekt lineær sammenheng

Den største forskjellen på en enkel og multipl regressjonsanalyse er at modellen utvides fra én variabel til to eller flere uavhengige variabler – se formelen etter avsnittet (Bårdsen & Nymoen, 2011; Ringdal, 2013). Hensikten er å gjøre modellen mer realistisk, kontrollere for andre variabler og redusere residualene i feilleddet. Nå viser hver regresjonskoeffisient endringen i den avhengige variabelen når en av de uavhengige variablene endres, mens man kontrollerer for de andre uavhengige variablene i modellen. Formålet med analysen kan være å beskrive forholdet i et utvalg, men også å generalisere resultatene fra et utvalg til hele populasjonen.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + u_i, i = 1, \dots, n,$$

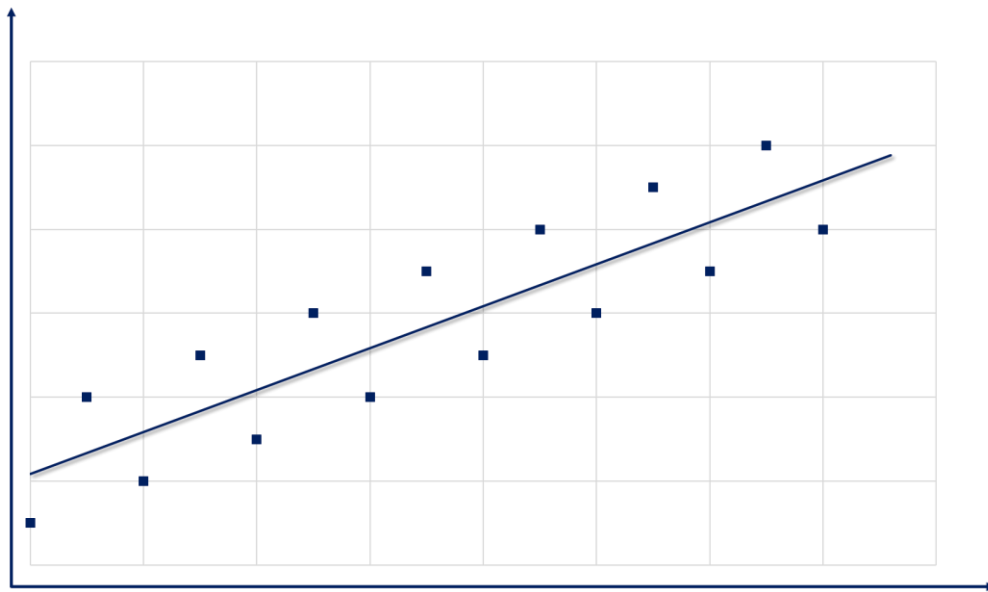
hvor β_0 = konstantledd, i = observasjon, β_k = forklaringsvariabel k og u = residualledd.

4.1.2 Minste kvadraters metode (MKM)

La oss ta utgangspunkt i regresjonsmodellen fra lineær regresjon med en forklaringsvariabel. I virkeligheten oppstår det tilnærmet alltid tilfeller hvor enn har en ikke-perfekt lineær sammenheng mellom den uavhengige variabelen og den avhengige variabelen (Bårdsen &

Nymoen, 2011; Ringdal, 2013). Vi tar derfor i bruk minste kvadraters metode for å estimere regresjonskonstanten $\hat{\beta}_0$ og regresjonskoeffisienten $\hat{\beta}_1$. Metoden baserer seg på å finne den beste lineære linjen som gjør summen av de kvadrerte residualene, altså avstandene mellom linjen og datapunktene, minst mulig – se formel under.

Residualenes kvadratsum: $SSR = \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)^2$



Figur 13: Minste kvadraters metode – En ikke-perfekt lineær sammenheng

Neste steg er å beregne verdiene av $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$ som fører til at kvadratsummen av residualene blir minst mulig. Framgangsmåten er å ta den partiell deriverte av SSR med hensyn på den respektive regresjonskonstanten og -koeffisienten – se løsning under. Regresjonskonstanten viser oss hvor regresjonslinjen skjærer y-aksen, altså hvilken verdi y har når x er lik null.

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Vi presenterer nå to nye formler for kvadratsummen av totalen og det som er forklart av regresjonsmodellen (Wooldridge, 2014). Dette for å kunne presentere den multiple korrelasjonskoeffisienten, R^2 og deretter den justerte R^2 .

$$SST = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

$$SSE = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

R^2 gir oss andelen av variasjonen i y som er forklart av x (Wooldridge, 2014). Med andre ord sier den noe om hvor stor andel den forklarte andelen utgjør av den totale variasjonen – se formelen etter avsnittet. Det betyr at med en perfekt lineær sammenheng, der datapunktene ligger på samme linje, er R^2 lik 1 eller 100 prosent. En R^2 -verdi nær null, sier oss at modellens forklaringsgrad er lav. Det skal likevel presiseres at en lav R^2 ikke betyr at regresjonen er ubrukelig. Det er fortsatt mulig at den gir et godt estimat på relasjonen mellom en uavhengig variabel og den avhengige variabelen, gitt at alt annet er likt. Dette gjelder spesielt for multiple regresjonsmodeller. Derfor skal man være forsiktig med å konkludere om regresjonsmodellen ble en suksess eller ikke på bakgrunn av R^2 -størrelsen.

$$R^2 = \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{SSR}{SST}$$

Justert R^2 er som navnet tilsier; en justering av den opprinnelige R^2 – se formel etter avsnittet (Wooldridge, 2014). Forskjellen mellom disse to er at den justerte R^2 tar høyde for at man legger til flere uavhengige variabler, k , i modellen. Mens den opprinnelige R^2 blir aldri redusert når man legger til en ekstra variabel. En interessant observasjon fra den justerte R^2 er når man legger til en uavhengig variabel. Den øker bare hvis t -statistikken i den nye variabelen er større enn 1 i absoluttverdi. Dette gjelder også ved F -statistikk når man legger til k variabler og de øker den justerte R^2 -verdien med mer enn de reduserer den.

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\left[\frac{SSR}{n - k - 1} \right]}{\left[\frac{SST}{n - 1} \right]}$$

For å finne standardfeilen til et utvalg kan man dele SSR på $n - 1$, og får da variansen til utvalget (Ringdal, 2013). Ved å ta kvadratroten av denne variansen, får man standardavviket til utvalget. Siste operasjon for å få standardfeilen er å dele standardavviket på kvadratroten

av utvalgsstørrelsen. Dette gir oss et mål på variasjonen, også kalt spredningen, i fordelingen.

Et spørsmål en bør stille seg er hvor sikker man er på at denne sammenhengen, mellom en eller flere uavhengige variabler og den avhengige variabelen, faktisk stemmer. For å styrke regresjonsmodellen må forutsetningene til minste kvadraters metode holde. Forutsetningene bak minste kvadraters metode følger i seksjon 3.6.3.

4.1.3 Statistisk generalisering i regresjonsanalyse

Vi vil her fortelle hvordan man går frem for å lage hypoteser og deretter hvordan man tester disse ved ulike tester, som i dag har blitt modernisert. Videre går vi kort gjennom signifikansnivå, før vi tilslutt går gjennom to mulige beslutningsfeil i statistisk testing.

Det første man gjør er å formulere en eller flere statistiske hypoteser (Ringdal, 2013; Bårdsen & Nymoen, 2011). Fra modellen er man som regel interessert i å lage en hypotese på regresjonskoeffisienten β_1 , med en tilhørende alternativ hypotese. Tabellen under viser to typer hypotesetester man kan gjennomføre på en og samme koeffisient. Merk at hypotesene må formuleres på en måte som dekker alle logiske muligheter. Det er også verdt å merke seg at det alltid er nullhypotesen som testes, da om vi skal beholde eller forkaste den.

<i>Ensidig og tosidig test</i>	Ensidig test	Tosidig test
$H_0:$	$\beta_1 \geq 0$	$\beta_1 = 0$
$H_1:$	$\beta_1 < 0$	$\beta_1 \neq 0$

Tabell 8: Ensidig versus tosidig hypotesetest (Ringdal, 2013).

Studentens t-fordeling ble utledet av den irske statistikeren Gosset i 1908 (Ringdal, 2013). Gosset viste under pseudonymet Student at gjennomsnittet for utvalget er t-fordelt dersom populasjonsfordelingen er normal og standardavviket er ukjent. I etterkant har det også blitt vist at t-fordeling også kan brukes om fordelingen ikke er normal. Selve t-fordelingen varierer med antall frihetsgrader, altså utvalgsstørrelsen. For små utvalg er t-fordelingen flatere enn normalfordeling, mens i store utvalg, større enn 100, er den lik normalfordeling. T-testen ser ut som følger (Wooldridge, 2014):

$$t = \frac{(\text{estimat} - \text{hypoteseverdi})}{\text{standardfeil}}$$

En annen type test som brukes er kjikvadrattesten, X^2 . Den baserer seg på å ta den kvadrerte differansen mellom antall observerte i utvalget og de forventede frekvensene fra en teoretisk modell, og deretter dele dette på den forventede frekvensen (Ringdal, 2013). Summen av resultatene tilsvarer kjikvadrattesten. En annen type test er F-testen, og brukes for å teste den statistiske signifikansen til to eller flere regresjonskoeffisienter som en gruppe (Wooldridge, 2014). Det skal presiseres at t-testen, kjikvadrattesten og F-testen har blitt modernisert med dagens teknologi. I dag er det vanlig å bruke p-verdier som er en sannsynlighetsberegning og gir alltid en verdi mellom null og en. Lave p-verdier indikerer argumenter for å forkaste nullhypotesen, mens høye verdier tyder på at man ikke kan forkaste nullhypotesen.

Tankegangen er at gitt den observerte verdien av testen, hva er det laveste signifikansnivået som nullhypotesen vil bli forkastet på. Derfor gir p-verdien en god oppsummering på hvor sterk eller svak nullhypotesen er. Det å fastsette et signifikansnivå er relevant for å vite hvor stor sannsynlighet man har for å forkaste en sann nullhypotese (Ringdal, 2013). Mange bruker et signifikansnivå på 5%, men det er ingen lov som tilsier at det kan være større eller mindre. Det viktigste er å stille seg selv spørsmålet hva man er fornøyd med og deretter følge dette under testene.

Mulige beslutningsfeil ved hypotesetesting kan oppstå ved to tilfeller; hvis man forkaster en sann nullhypotese eller beholder en falsk nullhypotese (Ringdal, 2013; Bårdsen & Nymoen, 2011). Sannsynligheten for at man gjør en type I-feil er avhengig av signifikansnivået og p-verdien. Mens sannsynligheten for at en type II-feil oppstår er avhengig av teststyrken. Sammenhengen mellom disse to feilene er at sannsynligheten for type II-feil reduseres desto høyere signifikansnivå, og motsatt når signifikansnivået blir lavere. Tabellen under oppsummerer type I- og II-feil.

<i>Beslutning i statistiske tester</i>	Sann nullhypotese	Falsk nullhypotese
Beholder H_0	Riktig beslutning	Type II-feil
Forkaster H_0	Type I-feil	Riktig beslutning

Tabell 9: Type I- og II-feil ved hypotesetesting (Ringdal, 2013).

I enkelte tilfeller for paneldata vil MKM ikke gi robuste svar på grunn av paneldataeffekter (Wooldridge, 2014). I den forbindelse finnes det to alternative metoder, faste og tilfeldige effekter, som har til hensikt å ta høyde for dette. Vi skal nå gå nærmere inn på disse to metodene.

4.1.4 Faste effekter (FE)

I regresjonsmodeller med paneldata kan det være forskjeller i regresjonskoeffisientene fra individ til individ, også kalt individuell heterogenitet (Biørn, 2008). Det er også i flere tilfeller rimelig å anta at utelatte variabler er faste i tidsdimensjonen (Møen, 2015). Faste effekter-metoden, også kalt innenfortransformasjon, har til hensikt å ta hensyn for denne variasjonen innad, enten det er på individ-, firma- eller landsnivå.

For å eliminere slike faste effekter finnes det mange metoder, deriblant førstedifferanseestimatoren og faste effekter-transformasjon (Wooldridge, 2014). I praksis innebærer FE-regresjoner at man inkluderer en dummyvariabel per selskap i vår studie. I tillegg kan man legge til en kontroll for tidstrend om denne trenden anses som viktig. I vårt datagrunnlag har vi flere selskaper selskap som bare har en observasjon, $T_i = 1$, og dermed kan vi ikke bruke førstedifferanseestimatoren. Det er også rimelig å anta at manglende data ikke er systematisk relatert til feilledet i vårt ubalanserte paneldatasett. Dette må stemme for å bruke faste effekter. Vi velger derfor å gå mer i dybden på faste effekter og presenterer først den opprinnelige modellen for uobserverte effekter:

$$y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_k x_{itk} + a_i + u_{it}, t = 1, 2, \dots, T$$

Vi tar nå et gjennomsnitt over tid for hver observasjon i med utgangspunkt i den opprinnelige modellen. Deretter trekker vi sistnevnte ligning fra den opprinnelige modellen ovenfor og får:

$$\dot{y}_{it} = \beta_1 \dot{x}_{it1} + \beta_2 \dot{x}_{it2} + \dots + \beta_k \dot{x}_{itk} + \dot{u}_{it}, t = 1, 2, \dots, T$$

Det å ta i bruk gruppert MKM – MKM for paneldata – på denne formelen tilsvarer estimatoren for faste effekter. Her merker vi oss at den uobserverte effekten, a_i , forsvinner fordi den er fast over tid. I tillegg er det verdt å merke seg at dette fører til at vi

mister en frihetsgrad for hver observasjon, i , på grunn av modellens nedverdiggelse av tidsdimensjonen.

I faste effekter-metoden beskrevet ovenfor har vi en individuell uobservert effekt. Baltagi (2005) presenterer en alternativ situasjon der det er uobserverte effekter både i individ- og tidsdimensjonen – se formel for det sammensatte feilleddet etter avsnittet. Vi velger derimot ikke å gå i dybden på denne situasjonen.

$$v_{it} = a_i + \lambda_t + u_{it}$$

4.1.5 Tilfeldige effekter (TE)

Tilfeldige effekter tar utgangspunkt i den opprinnelige modellen for uobserverte effekter fra faste effekter, og inkluderer et konstantledd, β_0 , for så å anta at den uobserverte effekten, a_i , har forventet gjennomsnitt lik null (Wooldridge, 2014). Videre blir den til en tilfeldig effektmodell når vi antar at den uobserverte effekten er ukorrelert med alle forklaringsvariabler i alle tidsperioder – se formel etter avsnittet. Dette er forutsetningen som må være tilstede for at vi skal kunne bruke tilfeldige effekter.

$$\text{Cov}(x_{itj}, a_i) = 0, t = 1, 2, \dots, T; j = 1, 2, \dots, k$$

Om vi deretter definerer et sammensatt feilledd til $v_{it} = a_i + u_{it}$, så blir modellen som følger:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + v_{it}$$

På bakgrunn av dette er v_{it} seriekorrelert over tid, siden den uobserverte effekten er i det sammensatte feilleddet i hver tidsperiode (Wooldridge, 2014). For å løse dette problemet kan man bruke den generaliserte minste kvadraters metode som har gode egenskaper om N er stor og T er liten. Transformasjonen i seg selv er enkel. Først definerer vi parameteren $\theta = 1 - [\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + T\sigma_a^2)]^{0,5}$ som blir et tall mellom null og en, og hvor $\sigma_a^2 = \text{Var}(a_i)$ og $\sigma_u^2 = \text{Var}(u_{it})$. Dermed blir den transformerte ligningen:

$$y_{it} - \theta \bar{y}_i = \beta_0(1 - \theta) + \beta_1(x_{it1} - \theta \bar{x}_{i1}) + \dots + \beta_k(x_{itk} - \theta \bar{x}_{ik}) + (v_{it} + \theta \bar{v}_i)$$

Denne transformasjonen tillater at forklaringsvariabler er konstante over tid, noe som blant annet faste effekter ikke åpner for.

4.1.6 Minste kvadraters metode, faste effekter eller tilfeldige effekter?

For å få mer innsikt i de relative fordelene med faste effekter kontra tilfeldige effekter, skriver vi om feilledet til den transformerte ligningen $y_{it} - \theta \bar{y}_i$, til følgende uttrykk:

$$v_{it} - \theta \bar{v}_i = (1 - \theta)a_i + u_{it} - \theta \bar{u}_i$$

Fra ligningen ser vi at feilleddene i TE vokter den uobserverte effekten, a_i , ved hjelp av $(1 - \theta)$ (Wooldridge, 2014). Samtidig ser vi at korrelasjonsproblemet reduseres med faktoren $(1 - \theta)$. Noe som betyr at når $\theta \rightarrow 1$, så beveger den uobserverte effekten, a_i , seg mot null. Videre er det slik at vi velger FE når $\theta = 1$ og gruppert MKM når $\theta = 0$, mens TE er sagt å være noe mellom FE og MKM. I virkeligheten er $\hat{\theta}$ aldri null eller en, men hvis den er nær null, vil FE-estimatene være nære estimatene til gruppert MKM. Dette skjer når den uobserverte effekten er relativt uviktig.

Svakheten ved MKM er at selv om den uobserverte effekten er ukorrelert med alle forklaringsvariablene i alle tidsperioder, så er standardfeil og teststatistikken ugyldig. Dette fordi MKM ser bort fra den betydelige seriekorrelasjonen i det sammensatte feilledet, $v_{it} = a_i + u_{it}$ (Wooldridge, 2014). Dette problemet er det mulig å korrigere for, noe som drøftes i detalj i seksjon 3.6.2.

Hopland (2016) argumenter for at MKM og TE baserer seg på en ofte urealistisk forutsetning om at feilledet er ukorrelert med de inkluderte variablene. Derfor mener han at FE er å foretrekke, og at det ofte er vanlig å droppe TE og heller sammenligne MKM og FE.

Det er generelt viktig å være kritisk når man leser økonometri, da blant annet at Hopland (2016) blander $\theta = 1$ og $\theta = 0$ når han argumenterer for når MKM skal brukes og når FE skal brukes. Slike feil kan plutselig dukke opp, og da er det en fordel å ha god forståelse av metoden. I tillegg advarer for eksempel Wooldridge (2014) om at enkelte forfattere velger

FE eller TE ut fra om den uobserverte effekten er sett på som en parameter som kan estimeres eller en tilfeldig variabel.

Oppsummert så er tilfeldige effekter foretrukket fremfor MKM, fordi tilfeldige effekter generelt er mer effektivt å bruke (Wooldridge, 2014). Fordelene med faste effekter er at den tillater samvariasjon mellom a_i og x_{itj} , mens for tilfeldige effekter må a_i og x_{itj} være ukorrelerte. Ulempen med faste effekter er derimot at den ikke kan identifisere effekten av den konstante tidsvariabelen, mens tilfeldige effekter klarer dette. Dessuten bruker faste effekter mange frihetsgrader, en for hvert enkelt individ, for å estimere alle de opprinnelige spesifikke effektene. Tilfeldige effekter bruker ikke like mange frihetsgrader og dermed er tilfeldige effekter mer effektiv enn faste effekter. Det som blir avgjørende for om enn skal bruke faste eller tilfeldige effekter er derfor om a_i og x_{itj} er korrelert eller ikke. Med dette velger vi altså å følge Wooldridge (2014), og ikke Hopland (2016).

Konklusjon:

- TE > MKM
- TE > FE, hvis $\text{corr}(x_{it}, a_i) = 0$
- TE < FE, hvis $\text{corr}(x_{it}, a_i) \neq 0$

4.2 Modellspesifikasjon

Vi har etablert avhengige og uavhengige variabler. I tillegg har vi definert ulike kontrollvariabler som anses som relevante å bruke i modellene for Tobins Q og ROA. Nå ønsker vi å se på hvilken effekt de ulike kontrollvariablene har på Tobins Q og ROA. Ved å legge til en og en kontrollvariabel, vil vi analysere effekten og signifikansnivået til hver enkelt kontrollvariabel. Dette vil tilslutt lede til de endelige kontrollvariablene som skal brukes i modellene.

I tabellene som følger ser man effekten av å legge til en og en av kontrollvariablene. Alle regresjoner i tabellene gjennomføres ved bruk av minste kvadraters metode (OLS), tilfeldige effekter (RE) og faste effekter (FE). Årsaken til at alle disse tre metodene nyttes, er at endelig regresjonsmetode i utgangspunktet ikke kan bestemmes før variabler er fastsatt. Variabler som viser seg å yte god signifikans over 90 %-nivå ved bruk av et overtall av

regresjonsmetodene vil inkluderes i hovedmodellene. Samtlige regresjoner kontrolleres for års- og industrieffekter, og inkluderer alle sektorer utenom sektorkode 7b (finansselskaper som driver forsikringsvirksomhet). I seksjon 3.6 – empirisk metode – vil vi teste modellene med mål om å finne optimale regresjonsmetoder gitt modellene og datagrunnlaget.

4.2.1 Modellspesifikasjon: Tobins Q

Med mål om å definere en forventningsrett og stabil modell for Tobins Q vil vi teste følgende kontrollvariabler:

Variabelnavn	Forkortelse	Forventet effekt
Størrelse	TK	+
Totalkapitalrentabilitet	ROA	+
Vekst	Vekst	+
Giring	Giring	+
Giring i andrepotens	Giring ²	-
Likviditet	Likv	+/-
Største eier	St. eier	+/-
NOK-eierskap CEO	CEO	+/-
Selskapsalder 0-5 år	0-5	+/-
Selskapsalder 6-15 år	6-15	+/-
Selskapsalder 16-30 år	16-30	+/-
Systematisk risiko (β)	Beta	-
Dividendedummy	DivD	+

Tabell 10: Potensielle kontrollvariabler – Tobins Q.

	Q 1	Q 2	Q 3	Q 4	Q 5	Q 6	Q 7	Q 8	Q 9	Q 10	Q 11	Q 12	Q 13	Q 14	Q 15	Q 16	Q 17	Q 18	
TK	-0.157*** (0.0420)	-0.152** (0.0759)	-0.153 (0.184)	-0.159*** (0.0402)	-0.189*** (0.0540)	-0.260** (0.121)	-0.133*** (0.0397)	-0.153*** (0.0577)	-0.194 (0.128)	-0.133*** (0.0395)	-0.152*** (0.0570)	-0.197 (0.131)	-0.132*** (0.0390)	-0.154*** (0.0555)	-0.206 (0.129)	-0.118*** (0.0374)	-0.141*** (0.0490)	-0.204 (0.129)	
ROA				0.0198*** (0.00702)	0.0164* (0.00884)	0.0159 (0.00974)	0.0242*** (0.00580)	0.0223*** (0.00635)	0.0224*** (0.00698)	0.0230*** (0.00600)	0.0222*** (0.00644)	0.0225*** (0.00711)	0.0227*** (0.00609)	0.0225*** (0.00640)	0.0233*** (0.00701)	0.0248*** (0.00620)	0.0225*** (0.00653)	0.0233*** (0.00694)	
Vekst							-0.000611*** (0.000188)	-0.000385** (0.000171)	-2.06e-05 (0.000135)	-0.000587*** (0.000191)	-0.000390** (0.000173)	-2.15e-05 (0.000137)	-0.000570*** (0.000194)	-0.000397** (0.000177)	-3.47e-05 (0.000138)	-0.000582*** (0.000188)	-0.000477*** (0.000184)	-3.43e-05 (0.000137)	
Gring										-0.0651* (0.0277)	-0.00558 (0.0190)	0.00725 (0.0209)	-0.113 (0.0978)	0.0364 (0.0781)	0.0851 (0.0743)	-0.00254 (0.106)	0.0485 (0.103)	0.0799 (0.0904)	
Gring^2													0.00877 (0.0119)	-0.00547 (0.00882)	-0.00986 (0.00838)	-0.00274 (0.0125)	-0.00652 (0.0111)	-0.00942 (0.00946)	
Likv.																0.176** (0.0739)	0.0803 (0.0858)	-0.0124 (0.117)	
Eier																			
CEO																			
0-5																			
6-15																			
16-30																			
DivD																			
Beta																			
Kons.	4.875*** (0.882)	4.228*** (1.374)	4.196 (2.908)	4.624*** (0.896)	4.683*** (1.031)	5.753*** (1.917)	3.905*** (0.838)	3.947*** (1.053)	4.640** (2.013)	4.011*** (0.845)	3.930*** (1.043)	4.685** (2.049)	4.055*** (0.866)	3.925*** (1.056)	4.755** (2.038)	3.338*** (0.967)	3.568*** (1.060)	4.748** (2.035)	
Årind.	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Met.	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	
#	517	517	517	517	517	517	458	458	458	458	458	458	458	458	458	458	458	458	

Tabell 11: Analyse av kontrollvariablers effekt og signifikansnivå på Tobins Q.

	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33
TK	-0.110*** (0.0380)	-0.131*** (0.0413)	-0.217 (0.140)	-0.114*** (0.0379)	-0.135*** (0.0406)	-0.200 (0.139)	-0.122*** (0.0418)	-0.142*** (0.0438)	-0.201 (0.142)	-0.129*** (0.0450)	-0.151*** (0.0447)	-0.203 (0.136)	-0.149*** (0.0437)	-0.152*** (0.0462)	-0.199 (0.135)
ROA	0.0245*** (0.00669)	0.0234*** (0.00689)	0.0248*** (0.00701)	0.0241*** (0.00687)	0.0231*** (0.00704)	0.0244*** (0.00686)	0.0252*** (0.00718)	0.0236*** (0.00722)	0.0249*** (0.00685)	0.0245*** (0.00727)	0.0227*** (0.00720)	0.0238*** (0.00661)	0.0229*** (0.00719)	0.0230*** (0.00731)	0.0238*** (0.00661)
Vekst	-0.000567*** (0.000178)	-0.000542*** (0.000204)	-0.000108 (0.000129)	-0.000569*** (0.000169)	-0.000543*** (0.000193)	-0.000152 (0.000125)	-0.000599*** (0.000183)	-0.000557*** (0.000206)	-0.000167 (0.000122)	-0.000584*** (0.000180)	-0.000534*** (0.000196)	-0.000143 (0.000123)	-0.000596*** (0.000183)	-0.000553*** (0.000193)	-0.000147 (0.000124)
Girning	-0.0699 (0.0779)	-0.0615 (0.0760)	0.0279 (0.0874)	-0.0851 (0.0808)	-0.0798 (0.0802)	0.00843 (0.0869)	-0.0540 (0.0810)	-0.0597 (0.0818)	0.0238 (0.0879)	-0.0335 (0.0800)	-0.0235 (0.0779)	0.0571 (0.0857)	-0.0172 (0.0778)	-0.0223 (0.0783)	0.0521 (0.0845)
Girning ²	0.00345 (0.00942)	0.00487 (0.00819)	-0.00353 (0.00874)	0.00479 (0.00946)	0.00644 (0.00845)	-0.00205 (0.00870)	0.00141 (0.00946)	0.00420 (0.00854)	-0.00418 (0.00881)	0.000325 (0.00936)	0.00169 (0.00830)	-0.000670 (0.00856)	-0.000198 (0.00915)	0.00167 (0.00840)	-0.000657 (0.00848)
Likv.	0.106* (0.0543)	0.0425 (0.0621)	-0.0614 (0.123)	0.103* (0.0541)	0.0374 (0.0599)	-0.0799 (0.118)	0.0995* (0.0538)	0.0341 (0.0607)	-0.0811 (0.119)	0.103* (0.0533)	0.0458 (0.0585)	-0.0716 (0.117)	0.100* (0.0529)	0.0614 (0.0558)	-0.0734 (0.115)
Eier	-0.00498*** (0.00181)	-0.00417* (0.00226)	-0.000318 (0.00557)	-0.00453*** (0.00194)	-0.00352 (0.00246)	0.00188 (0.00581)	-0.00412** (0.00203)	-0.00308 (0.00263)	0.00238 (0.00610)	-0.00416** (0.00200)	-0.00313 (0.00247)	0.00279 (0.00572)	-0.00351 (0.00215)	-0.00337 (0.00245)	0.00263 (0.00566)
CEO				0.0129 (0.0135)	0.0182 (0.0181)	0.0311 (0.0227)	0.0170 (0.0141)	0.0196 (0.0189)	0.0281 (0.0225)	0.0172 (0.0142)	0.0201 (0.0183)	0.0304 (0.0226)	0.0172 (0.0143)	0.0188 (0.0174)	0.0306 (0.0227)
0-5							-0.167 (0.161)	-0.126 (0.174)	0.262 (0.329)	-0.149 (0.165)	-0.0757 (0.170)	0.363 (0.317)	-0.130 (0.167)	-0.0711 (0.176)	0.354 (0.317)
6-15							0.0654 (0.142)	0.0214 (0.138)	0.288 (0.239)	0.0856 (0.144)	0.0633 (0.140)	0.361 (0.242)	0.0802 (0.144)	0.0700 (0.143)	0.353 (0.240)
16-30							-0.145 (0.116)	-0.119 (0.124)	0.0540 (0.200)	-0.126 (0.125)	-0.0886 (0.129)	0.111 (0.206)	-0.114 (0.126)	-0.0911 (0.130)	0.107 (0.202)
DivD										0.122 (0.113)	0.219** (0.0860)	0.248** (0.0948)	0.162 (0.111)	0.213** (0.0909)	0.242*** (0.0910)
Beta													0.197** (0.0783)	0.0722 (0.0636)	-0.0600 (0.0979)
Kons.	2.901*** (0.806)	3.616*** (0.852)	4.901** (2.268)	2.934*** (0.802)	3.615*** (0.852)	4.430*** (2.206)	3.017*** (0.862)	3.716*** (0.898)	4.342* (2.231)	3.017*** (0.896)	3.636*** (0.915)	4.087* (2.099)	3.080*** (0.852)	3.570*** (0.901)	4.085* (2.129)
År/ind.	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Met.	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE
#	407	407	407	407	407	407	407	407	407	407	407	407	406	406	406

Tabell 11 (forts.): Analyse av kontrollvariablers effekt og signifikansnivå på Tobins Q.

Med basis i tabell 11 er det tydelig at mange av kontrollvariablene ikke gir statistisk signifikans. Variablene ‘Giring’ og ‘Giring²’ er her aldri statistisk signifikante på 90 %-nivå eller høyere. Det samme gjelder NOK-eierskap av daglig leder og samtlige selskapsaldersvariabler. Med bakgrunn i dette utelates giring-variablene, NOK-eierskap av daglig leder og selskapsalder herfra og ut i modellspesifikasjonanalysen for Tobins Q.

Størrelse, totalkapitalrentabilitet, salgsvekst og dividendedummyen virker å være gjennomgående signifikante over 90%-nivå i tilnærmet alle regresjoner, selv ved tillagt øvrige kontrollvariabler. Disse fire blir derfor med i hovedmodellen for Tobins Q. Likviditetsvariabelen synes i regresjoner 16-33 å være signifikant på 90 eller 95%-nivå i MKM-regresjoner. Det samme gjelder ‘største eier’ i regresjoner 19, 20, 22, 25 og 28 for minste kvadraters metode og tilfeldige effekter. Kontrollvariabelen for systematisk risiko – beta – er statistisk signifikant ved MKM i regresjon 31, da som siste variabel tillagt. Vi gjennomfører derfor en analyse tilsvarende som i tabell 11, men utelater variablene som aldri viste seg statistisk signifikante. Størrelse, ROA, salgsvekst og dividendedummyen blir her med i alle regresjoner.

	Q 1	Q 2	Q 3	Q 4	Q 5	Q 6	Q 7	Q 8	Q 9	Q 10	Q 11	Q 12
TK	-0.140*** (0.0434)	-0.160*** (0.0578)	-0.191 (0.123)	-0.162*** (0.0410)	-0.159*** (0.0587)	-0.190 (0.123)	-0.143*** (0.0398)	-0.150*** (0.0557)	-0.189 (0.123)	-0.143*** (0.0399)	-0.152*** (0.0463)	-0.206 (0.130)
ROA	0.0232*** (0.00604)	0.0211*** (0.00628)	0.0211*** (0.00680)	0.0239*** (0.00592)	0.0210*** (0.00630)	0.0211*** (0.00681)	0.0247*** (0.00584)	0.0208*** (0.00626)	0.0212*** (0.00665)	0.0250*** (0.00630)	0.0227*** (0.00644)	0.0233*** (0.00643)
Vekst	-0.000585*** (0.000184)	-0.000336** (0.000165)	2.69e-05 (0.000149)	-0.000605*** (0.000193)	-0.000328** (0.000164)	2.98e-05 (0.000154)	-0.000577*** (0.000189)	-0.000389** (0.000168)	2.90e-05 (0.000154)	-0.000571*** (0.000179)	-0.000502** (0.000196)	-6.69e-05 (0.000135)
DivD	0.108 (0.106)	0.198** (0.0776)	0.201** (0.0780)	0.140 (0.102)	0.199*** (0.0772)	0.204** (0.0772)	0.134 (0.0999)	0.201** (0.0784)	0.203** (0.0789)	0.179* (0.102)	0.224*** (0.0852)	0.218** (0.0869)
Beta				0.259*** (0.0865)	-0.0262 (0.0881)	-0.0588 (0.101)	0.209** (0.0831)	-0.00956 (0.0789)	-0.0589 (0.103)	0.221*** (0.0758)	0.0186 (0.0757)	-0.0678 (0.111)
Likv.							0.169** (0.0664)	0.0673 (0.0812)	-0.0132 (0.108)	0.112** (0.0492)	0.0414 (0.0610)	-0.0587 (0.113)
Eier										-0.00406** (0.00183)	-0.00374* (0.00221)	-0.000359 (0.00531)
Kons.	4.014*** (0.888)	3.909*** (1.040)	4.449** (1.915)	4.102*** (0.818)	3.914*** (1.052)	4.462** (1.923)	3.516*** (0.883)	3.659*** (1.061)	4.470** (1.925)	2.969*** (0.754)	3.707*** (0.867)	4.637** (2.136)
År/ind.	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Met.	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE
#	458	458	458	457	457	457	457	457	457	406	406	406

Tabell 12: Analyse av kontrollvariabler – Tobins Q – utelatt insignifikans.

Tabell 12 viser igjen godt signifikansnivå for størrelse, totalkapitalrentabilitet, salgsvekst og dividendedummyen, der samtlige av disse synes å være robuste kontrollvariabler for Tobins Q. Systematisk risiko (beta) tillegges som kontrollvariabel fra regresjon 4, men er kun

statistisk signifikant ved bruk av minste kvadraters metode. Det samme gjelder likviditet, som kun er signifikant i regresjon 7 og 10. Kontrollvariabelen ‘Største eier’ er signifikant i regresjoner både ved bruk av minste kvadraters metode og tilfeldige effekter, som siste variabel tillagt, noe som bekrefter funnene vi fant i tabell 11. ‘Største eier’ inkluderes derfor i hovedmodellen, mens systematisk risiko (beta) og likviditet utelates.

Oppsummert vil den endelige modellspesifikasjonen der Tobins Q nyttes som avhengig variabel være bestående av størrelse, totalkapitalrentabilitet, salgsvekst, dividendedummy og største eier. Regresjoner i analysen vil likevel gjennomføres både med og uten totalkapitalrentabilitet inkludert som kontrollvariabel. Totalkapitalrentabilitet fungerer gjennomgående på 99%-nivå, med høy forklaringsgrad, noe som kan svekke effekten ved inkludering av de uavhengige variablene for risikokommunikasjon og derivatbenyttelse. Den endelige modellspesifikasjonen for Tobins Q vil derfor være følgende:

$$\text{Tobins } Q_{[\text{Kontrollvariabler}]} = \beta_0 + \beta_1 \text{Størrelse} + \beta_2 \text{Salgsvekst} + \beta_3 \text{Dividendedummy} + \beta_4 \text{Største eier} + (\beta_5 \text{Totalkapitalrentabilitet}) + \text{Årseffekter} + \text{Industrieffekter} + u$$

4.2.2 Modellspesifikasjon: ROA

Med samme fremgangsmåte som ved definering av Tobins Q-modellen, vil vi også forsøke å definere en forventingsrett og stabil modell for ROA. Vi vil her teste følgende kontrollvariabler, der regresjonene kontrolleres for års- og industrieffekter, og inkluderer alle sektorer utenom sektorkode 7b:

Variabelnavn	Forkortelse	Forventet effekt
Størrelse	TK	+
Totalkapitalrentabilitet (t-1)	ROA (t-1)	+
Vekst	Vekst	+
Giring	Giring	+
Giring i andrepotens	Giring ²	-
Likviditet	Likv	+/-
Største eier	St. eier	+/-
NOK-eierskap CEO	CEO	+/-
Andel anleggsmidler	AM	+
Selskapsalder 0-5 år	0-5	+/-
Selskapsalder 6-15 år	6-15	+/-
Selskapsalder 16-30 år	16-30	+/-

Tabell 13: Potensielle kontrollvariabler – ROA.

	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15			
TK	0.109 (0.661)	2.065 (1.308)	6.713** (3.328)	-0.0749 (0.312)	-0.0749 (0.312)	3.903 (2.503)	-0.156 (0.299)	-0.156 (0.299)	2.838 (2.225)	-0.143 (0.328)	-0.143 (0.328)	4.072 (2.577)	-0.119 (0.342)	-0.119 (0.342)	4.437* (2.318)			
ROA (t-1)			0.597*** (0.0796)	0.597*** (0.0796)	0.597*** (0.0796)	0.306** (0.151)	0.612*** (0.0775)	0.612*** (0.0775)	0.338** (0.142)	0.593*** (0.0783)	0.593*** (0.0783)	0.305** (0.145)	0.586*** (0.0776)	0.586*** (0.0776)	0.284* (0.144)			
Vekst							0.0123*** (0.00391)	0.0123*** (0.00391)	0.0288 (0.0190)	0.0128*** (0.00389)	0.0128*** (0.00389)	0.0272 (0.0186)	0.0134*** (0.00391)	0.0134*** (0.00391)	0.0279 (0.0180)			
Gjening										-1.117** (0.484)	-1.117** (0.484)	-2.127* (1.151)	-2.765*** (0.980)	-2.765*** (0.980)	-7.689*** (1.759)			
Gjening ²																		
Likv.																		
Eier																		
CEO																		
AM																		
0-5																		
6-15																		
16-30																		
Konts.	12.66 (10.53)	-24.26 (23.00)	-97.94* (52.56)	5.998 (5.420)	6.370 (5.724)	-56.24 (39.59)	6.877 (5.154)	7.373 (5.542)	-40.11 (35.35)	8.793 (5.797)	9.257 (6.048)	-56.55 (40.13)	9.869 (6.401)	10.50 (6.651)	-57.80 (36.73)			
Årvind.	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja			
Met.	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE			
#	517	517	517	441	441	441	441	441	441	441	441	441	441	441	441			

Tabell 14: Analyse av kontrollvariablers effekt og signifikansnivå på ROA.

	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA
	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30			
TK	-0.170 (0.343)	-0.170 (0.343)	4.284* (2.371)	-0.111 (0.354)	-0.111 (0.354)	6.102** (2.847)	-0.233 (0.336)	-0.233 (0.336)	6.318** (2.883)	0.114 (0.322)	0.114 (0.322)	7.087** (2.903)	0.214 (0.364)	0.214 (0.364)	7.068** (2.925)			
ROA (t-1)	0.578*** (0.0816)	0.578*** (0.0816)	0.289** (0.140)	0.568*** (0.0862)	0.568*** (0.0862)	0.229* (0.136)	0.561*** (0.0871)	0.561*** (0.0871)	0.227 (0.137)	0.529*** (0.0851)	0.529*** (0.0851)	0.191 (0.120)	0.522*** (0.0881)	0.522*** (0.0881)	0.183 (0.122)			
Vekst	0.0134*** (0.00391)	0.0134*** (0.00391)	0.0279 (0.0179)	0.0134*** (0.00410)	0.0134*** (0.00410)	0.0268 (0.0190)	0.0133*** (0.00407)	0.0133*** (0.00407)	0.0260 (0.0191)	0.0142*** (0.00393)	0.0142*** (0.00393)	0.0226 (0.0180)	0.0146*** (0.00395)	0.0146*** (0.00395)	0.0229 (0.0188)			
Giring	-3.117*** (1.007)	-3.117*** (1.007)	-7.350*** (1.786)	-3.039*** (1.164)	-3.039*** (1.164)	-7.725*** (1.980)	-3.369*** (1.192)	-3.369*** (1.192)	-7.890*** (1.909)	-2.893*** (1.200)	-2.893*** (1.200)	-7.594*** (2.137)	-3.302*** (1.264)	-3.302*** (1.264)	-7.840*** (2.175)			
Giring ²	0.290** (0.115)	0.290** (0.115)	0.688*** (0.201)	0.265* (0.139)	0.265* (0.139)	0.718*** (0.222)	0.288** (0.138)	0.288** (0.138)	0.727*** (0.217)	0.243* (0.137)	0.243* (0.137)	0.712*** (0.230)	0.284** (0.144)	0.284** (0.144)	0.747*** (0.237)			
Likv.	-0.554 (0.489)	-0.554 (0.489)	0.713 (1.429)	-0.363 (0.524)	-0.363 (0.524)	0.304 (1.513)	-0.419 (0.512)	-0.419 (0.512)	0.122 (1.552)	-1.027* (0.578)	-1.027* (0.578)	-0.875 (1.662)	-0.977* (0.562)	-0.977* (0.562)	-0.939 (1.649)			
Eier				0.00852 (0.0233)	0.00852 (0.0233)	0.142 (0.116)	0.0209 (0.0246)	0.0209 (0.0246)	0.164 (0.116)	0.0383 (0.0293)	0.0383 (0.0293)	0.109 (0.106)	0.0304 (0.0309)	0.0304 (0.0309)	0.0919 (0.107)			
CEO							0.321** (0.162)	0.321** (0.162)	0.292 (0.253)	0.265 (0.164)	0.265 (0.164)	0.292 (0.251)	0.216 (0.151)	0.216 (0.151)	0.325 (0.252)			
AM										-0.0984*** (0.0344)	-0.0984*** (0.0344)	-0.218** (0.0922)	-0.0918*** (0.0345)	-0.0918*** (0.0345)	-0.232** (0.0926)			
0-5													2.346 (1.727)	2.346 (1.727)	-2.428 (3.681)			
6-15													-0.169 (1.345)	-0.169 (1.345)	-0.311 (2.953)			
16-30													2.172* (1.257)	2.172* (1.257)	3.587* (2.008)			
Konts.	11.93* (6.753)	12.60* (6.972)	-56.58 (37.12)	10.98 (6.779)	10.98 (6.779)	-89.32* (46.92)	11.76* (6.749)	11.76* (6.749)	-94.62* (47.91)	13.02** (6.408)	13.02** (6.408)	-91.14** (45.51)	11.26* (6.431)	11.26* (6.431)	-90.72* (46.01)			
År/ind.	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Met.	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE
#	441	441	441	390	390	390	390	390	390	390	390	390	390	390	390	390	390	390

Tabell I4 (forts.): Analyse av kontrollvariablers effekt og signifikansnivå på ROA.

Med basis i tabell 14 er det også her tydelig at flere av kontrollvariablene ikke oppnår statistisk signifikans. Variablene ‘største eier’ og selskapsalder 0-5 og 6-15 oppnår her aldri statistisk signifikans (selskapsalder 16-30 år oppnår statistisk signifikans, men kun på 90%-nivå). NOK-eierskap av daglig leder oppnår signifikans i regresjon 21 og 22, men synes å miste all signifikans etter at øvrige kontrollvariabler legges til. Største eier, selskapsalder og NOK-eierskap av daglig leder utelates derfor herfra og ut i modellspesifikasjonsanalysen for ROA.

Giringvariabelen og giringvariabelen i andrepotens synes begge å være gjennomgående signifikante på 95%-nivå, selv ved tillagt øvrige kontrollvariabler. Andel anleggsmidler, salgsvekst og lagget total kapitalrentabilitet (ROA t-1) virker også å være robuste variabler gjennom alle regresjoner. Giringvariablene, andel anleggsmidler, salgsvekst og lagget total kapitalrentabilitet inkluderes derfor i hovedmodellen for ROA. Størrelsesvariabelen er i regresjon 3 og 15-30 signifikant på minimum 90%-nivå for alle faste effekter-regresjoner. Det samme gjelder likviditet for regresjoner 25, 26, 28 og 29 ved bruk av minste kvadraters metode og tilfeldige effekter. Vi gjennomfører derfor, som ved Tobins Q, en analyse tilsvarende den i tabell 14, men utelater største eier og selskapsalder. Giring, andel anleggsmidler, lagget total kapitalrentabilitet og salgsvekst inkluderes i alle regresjoner.

	ROA 1	ROA 2	ROA 3	ROA 4	ROA 5	ROA 6	ROA 7	ROA 8	ROA 9
Giring	-2.387** (1.012)	-2.387** (1.012)	-6.332*** (1.916)	-2.371** (1.013)	-2.371** (1.013)	-6.965*** (1.884)	-2.869*** (1.003)	-2.869*** (1.003)	-7.093*** (1.919)
Giring ²	0.216* (0.118)	0.216* (0.118)	0.636*** (0.183)	0.215* (0.118)	0.215* (0.118)	0.665*** (0.207)	0.267** (0.113)	0.267** (0.113)	0.676*** (0.207)
AM	-0.0452* (0.0233)	-0.0452* (0.0233)	-0.161** (0.0671)	-0.0493* (0.0247)	-0.0493** (0.0247)	-0.195*** (0.0641)	-0.0720** (0.0295)	-0.0720** (0.0295)	-0.204** (0.0789)
ROA(t-1)	0.573*** (0.0752)	0.573*** (0.0752)	0.323** (0.149)	0.571*** (0.0747)	0.571*** (0.0747)	0.254* (0.132)	0.550*** (0.0810)	0.550*** (0.0810)	0.251** (0.124)
Vekst	0.0139*** (0.00393)	0.0139*** (0.00393)	0.0339* (0.0200)	0.0139*** (0.00390)	0.0139*** (0.00390)	0.0259 (0.0176)	0.0141*** (0.00392)	0.0141*** (0.00392)	0.0258 (0.0175)
TK				0.126 (0.346)	0.126 (0.346)	5.298** (2.290)	0.141 (0.340)	0.141 (0.340)	5.413** (2.437)
Likv.							-1.068* (0.549)	-1.068* (0.549)	-0.344 (1.503)
Kons.	10.77*** (2.701)	11.52*** (2.672)	20.15*** (3.432)	8.851 (6.231)	9.601 (6.483)	-60.56* (34.79)	12.36* (6.464)	13.23** (6.629)	-61.28* (35.60)
År/ind.	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Met.	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE	OLS	RE	FE
#	441	441	441	441	441	441	441	441	441

Tabell 15: Analyse av kontrollvariabler – ROA – utelatt insignifikans.

Tabell 15 viser igjen godt signifikansnivå for begge giringvariablene, andel anleggsmidler,

lagget total kapitalrentabilitet og salgsvekst, der alle synes å bære robuste kontrollvariabler for ROA. Det foreligger likevel risiko for at lagget total kapitalrentabilitet vil ha for stor forklaringsgrad ovenfor ROA og for de øvrige kontrollvariablene. For å unngå multikollinearitetsproblemer, gjennomfører vi en korrelasjonsanalyse mellom ROA og lagget ROA, for å identifisere eventuell sterk korrelasjon.

	ROA	ROA(t-1)
ROA	1.0000	
ROA(t-1)	0.6738***	1.0000

Tabell 16: Pearsons korrelasjon ROA-ROA(t-1).

Korrelasjonsmatrisen over viser at korrelasjonen mellom ROA og ROA(t-1) identifiseres til 0,67, signifikant på 99%-nivå. Korrelasjon er en effektstørrelse som løper fra ingen korrelasjon til 'perfekt' korrelasjon. Evans (1996) mener at korrelasjon over 0,6 verbalt kan beskrives som 'sterk' korrelasjon, og at sterk korrelasjon kan skape kollinearitetsproblemer i modellen. For å ta høyde for dette, og for å unngå at én enkeltstående kontrollvariabel beskriver en for stor andel av den avhengige variabelen, utelates lagget ROA i modellen. Vi antar derfor at salgsvekst er forklarende for tidligere lønnsomhet. En fullstendig korrelasjonsmatrise, samt bakgrunn for benyttelse av korrelasjonsmatriser, kan leses i seksjon 3.6.

Tabell 15 viser videre at størrelsesvariabelen er signifikant på 95%-nivå ved bruk av faste effekter. Ved utelatelse av lagget ROA i modellen, kan størrelsesvariabelen også vises signifikant ved bruk av tilfeldige effekter. Likviditet vises i tabell 15 signifikant på 90%-nivå ved bruk av minste kvadraters metode og tilfeldige effekter, men mister imidlertid signifikans ved ekskludering av lagget ROA. Vi inkluderer derfor størrelse og ekskluderer likviditet som kontrollvariabler i hovedmodellen for ROA.

Oppsummert vil den endelige modellspesifikasjonen der ROA nyttes som avhengig variabel bestå av størrelse, salgsvekst, giring, giring^2 og andel anleggsmidler. Den endelige modellspesifikasjonen for ROA vil derfor være følgende:

$$ROA_{[\text{Kontrollvariabler}]} = \beta_0 + \beta_1 \text{Størrelse} + \beta_2 \text{Salgsvekst} + \beta_3 \text{Giring} + \beta_4 \text{Giring}^2 + \beta_5 \text{Andel anleggsmidler} + \text{Årseffekter} + \text{Industrieffekter} + u$$

4.2.3 Oppsummering: Endelige modellspesifikasjoner

Ved å legge til en og en ny kontrollvariabel, og analysere effekten og signifikansnivået til hver enkelt variabel, har vi nå definert forventningsrette og robuste modeller for Tobins Q og ROA. Ved å inkludere en av de uavhengige fokusvariablene i modellene, vil vi nå kunne se sammenhengen mellom risikokommunikasjon og selskapsverdi/lønnsomhet, og derivater og selskapsverdi/lønnsomhet. De endelige modellspesifikasjonene er som følger:

$$\begin{aligned} \mathbf{Tobins\ } Q_{it} = & \beta_0 + \beta_1[\text{Risikokommunikasjon eller derivatbenyttelse}]_{it} + \beta_2\text{Størrelse}_{it} + \\ & \beta_3\text{Salgsvekst}_{it} + \beta_4\text{Dividendedummy}_{it} + \beta_5\text{Største eier}_{it} + (\beta_6\text{Totalkapitalrentabilitet}_{it}) \\ & + \text{Årseffekter} + \text{Industrieffekter} + v_{it}, \end{aligned}$$

og

$$\begin{aligned} \mathbf{ROA}_{it} = & \beta_0 + \beta_1[\text{Risikokommunikasjon eller derivatbenyttelse}]_{it} + \beta_2\text{Størrelse}_{it} + \\ & \beta_3\text{Salgsvekst}_{it} + \beta_4\text{Giring}_{it} + \beta_5\text{Giring}^2_{it} + \beta_6\text{Andel anleggsmidler}_{it} + \\ & \text{Årseffekter} + \text{Industrieffekter} + v_{it}, \end{aligned}$$

$$\text{der } v_{it} = a_i + u_{it}$$

4.3 Valg av regresjonsmetode

I denne seksjonen vil vi basert økonometrisk teori velge regresjonsmetode for våre modeller. Etter dette vil vi i seksjon 4.4 teste modellene for hvorvidt de holder ‘regresjonsmodellens forutsetninger’. Som analysert i seksjon 4.2 er våre hovedmodeller som følger:

$$\begin{aligned} \mathbf{Tobins\ } Q_{it} = & \beta_0 + \beta_1[\text{Risikokommunikasjon eller derivatbenyttelse}]_{it} + \beta_2\text{Størrelse}_{it} + \\ & \beta_3\text{Salgsvekst}_{it} + \beta_4\text{Dividendedummy}_{it} + \beta_5\text{Største eier}_{it} + \\ & (\beta_6\text{Totalkapitalrentabilitet}_{it}) + \text{Årseffekter} + \text{Industrieffekter} + v_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbf{ROA}_{it} = & \beta_0 + \beta_1[\text{Risikokommunikasjon eller derivatbenyttelse}]_{it} + \beta_2\text{Størrelse}_{it} + \\ & \beta_3\text{Salgsvekst}_{it} + \beta_4\text{Giring}_{it} + \beta_5\text{Giring}^2_{it} + \beta_6\text{Andel anleggsmidler}_{it} + \\ & \text{Årseffekter} + \text{Industrieffekter} + v_{it} \end{aligned}$$

For valg av regresjonsmetode og testing av forutsetninger vil disse modellene deles i fire ‘undermodeller’ – to modeller for Tobins Q og to modeller for ROA. Disse modellene er som følger:

$$\textit{Testmodell 1: } Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1[\textit{Risikokommunikasjon (ord)}]_{it} + \beta_{2-6}[\textit{Kontrollvariabler}] + v_{it}$$

$$\textit{Testmodell 2: } ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1[\textit{Risikokommunikasjon (ord)}]_{it} + \beta_{2-6}[\textit{Kontrollvariabler}] + v_{it}$$

$$\textit{Testmodell 3: } Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1[\textit{Derivatdummy}]_{it} + \beta_{2-6}[\textit{Kontrollvariabler}] + v_{it}$$

$$\textit{Testmodell 4: } ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1[\textit{Derivatdummy}]_{it} + \beta_{2-6}[\textit{Kontrollvariabler}] + v_{it}$$

Vi antar følgelig at resultater som kommer av testmodell 1 og 2 er representativt for alle regresjoner der ‘risikokommunikasjon’ er uavhengig variabel, og at testmodell 3 og 4 er representativt for alle modeller der ‘derivater’ er uavhengig variabel. Vi vil nå nytte disse testmodellene i valg av regresjonsmetode og for å teste om forutsetningene holder.

For å finne ut om FE eller TE bør brukes i modellene, kan vi anvende en spesifikasjonstest som ble presentert av Hausman (1978). Idéen er at estimatorene i FE og TE er like når den uobserverte effekten er ukorrelert med alle forklaringsvariabler i alle tidsperioder, altså er $E(v_{it}|x_{it}) = 0$. Mens estimatorene vil være ulike når man har korrelasjon, altså et spesifikasjonsproblem. Hypotesen ser derfor slik ut (Nilsen, 2015):

$$H_0: \hat{\beta}_{FE} \cong \hat{\beta}_{TE}$$

$$H_1: \hat{\beta}_{FE} \neq \hat{\beta}_{TE}$$

Teststatistikken er gitt ved (Baltagi, 2005):

$$m = \hat{q}'_1[M(\hat{q})]^{-1}\hat{q}_1$$

Hvor:

$$\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{TE}$$

$$\textit{Var}(\hat{q}_1) = \textit{Var}(\hat{\beta}_{FE}) - \textit{Var}(\hat{\beta}_{TE})$$

$$M(\hat{q}) = (1/T) \textit{Var}(\hat{q}_1)$$

Her følger m en asymptotisk fordeling når H_0 er sann. Hausman (1978) bruker en kjikvadrattest – X^2_K – hvor K er antall ukjente parametere i koeffisienten når nullhypotesen er

sann. Verbeek (2012) mener at man bør være forsiktig med å konkludere om man skal bruke FE eller TE på bakgrunn av Hausman-testen, ettersom testens styrke kan være lav. Testens styrke er ifølge Hausman (1978) avhengig av at det er ingen nullfordeling av m , men han viser samtidig at for store utvalg kan styrken tilnærmes. Hausman-testen er anvendt i hundrevis av studier (Guggenberger, 2010) og anbefalt av blant annet Wooldridge (2014). På bakgrunn av dette velger vi å bruke Hausman-testen. Om H_0 forkastes på grunn av testen, bruker vi FE. Hvis dette ikke er tilfellet, bruker vi TE.

<i>Modell 1</i>	<i>Modell 2</i>
<p>AV: Tobins Q UV: Risikokommunikasjon</p> <p>Test: Ho: difference in coefficients not systematic</p> $\text{chi2}(17) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$ $= 24.32$ <p>Prob>chi2 = 0.1173 (V_b-V_B is not positive definite)</p>	<p>AV: ROA UV: Risikokommunikasjon</p> <p>Test: Ho: difference in coefficients not systematic</p> $\text{chi2}(14) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$ $= 9.98$ <p>Prob>chi2 = 0.7636 (V_b-V_B is not positive definite)</p>
<i>Modell 3</i>	<i>Modell 4</i>
<p>AV: Tobins Q UV: Derivatbenyttelse</p> <p>Test: Ho: difference in coefficients not systematic</p> $\text{chi2}(19) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$ $= 21.17$ <p>Prob>chi2 = 0.4164 (V_b-V_B is not positive definite)</p>	<p>AV: ROA UV: Derivatbenyttelse</p> <p>Test: Ho: difference in coefficients not systematic</p> $\text{chi2}(14) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$ $= 14.57$ <p>Prob>chi2 = 0.4080 (V_b-V_B is not positive definite)</p>

Tabell 17: Resultater av Hausman-test.

Spesifikasjonsproblemet oppstår først når de to estimatene i testen avviker betydelig fra hverandre. Fra resultatene ovenfor ser vi at ingen av nullhypotesene kan forkastes på 5%-signifikansnivå, noe som betyr at vi bør velge tilfeldige effekter. Dette passer også godt med formålet i studien, siden vi ikke ønsker å se på variasjon innad i selskapene, som FE har til hensikt å gjøre. Når vi bruker TE ser vi på variasjonen samlet for alle selskapene.

Det er også mulig å reformulere Hausman-testen. Ahn og Low (1996) presenterte et alternativ som har til hensikt å forbedre Hausman-testen når koeffisientene i estimatoren er ikke-stasjonære. Vi velger derimot ikke å gå mer i dybden på dette i vår studie.

4.4 Forutsetninger for en forventningsrett regresjonsmodell

Regresjonsanalyse kan teknisk sett kjøres på et hvilket som helst datagrunnlag. Likevel er det mange egenskaper i datagrunnlaget som kan skape forventningsskjevheter i regresjonsresultatene, som betyr at resultatene er mindre sannsynlig i å være en representasjon av sammenhengene mellom variablene og den faktiske populasjonen. Det er fem forutsetninger som må oppfylles med mål om å skape en forventningsrett regresjonsmodell. Opprinnelig bygger de fem første forutsetningene i MKM på forutsetningene til Gauss-Markov (Wooldridge, 2014). Når disse forutsetningene holder er MKM-estimatoren den antatt beste, lineære, forventningsrette estimatoren – BLUE. For å ta høyde for problemene ved hypotesetesting i en multippel regresjonsanalyse legger man til en ekstra forutsetning som omhandler at residualene må være normalfordelte. Disse seks forutsetningene kalles for klassiske lineære modellforutsetninger, og medfører at MKM-estimatorene $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$ har en høyere effektivitet enn under forutsetningene til Gauss-Markov (Wooldridge, 2014). Disse seks forutsetningene er:

- 1) Modellen er korrekt spesifisert og lineær i koeffisientene
- 2) Det er ingen perfekt kollinearitet mellom variablene
- 3) Restleddet har en forventning lik null (Zero Conditional Mean)
- 4) Feilleddet har lik varians for alle verdier av de uavhengige variablene (homoskedastisitet)
- 5) Ingen seriekorrelasjon
- 6) Residualene er normalfordelte

Med bakgrunn i at vårt datagrunnlag er å regne som paneldata, og innehar en tidsdimensjon som tverrsnittundersøkelser ikke innehar, velger vi å bruke MKM-forutsetningene for tidsserieundersøkelser og ikke for tverrsnittundersøkelser. Det fører blant annet til at forutsetningen om tilfeldig utvalgte observasjoner blir endret til forutsetningen om seriekorrelasjon og at rekkefølgen på forutsetningene endres (Wooldridge, 2014). Så, gitt disse forutsetningene, hva kan skape utfordringer for vår studie? For å best mulig besvare dette, tar vi høyde for forutsetning 1-6, en og en. Hver av forutsetningene drøftes på et

teoretisk nivå, før vi argumenterer for og tester hvorvidt forutsetningene holder. Alle tester tar utgangspunkt i de fire testmodellene som definert i seksjon 3.6.2.

4.4.1 Forutsetning 1: Korrekt spesifikasjon og linearitet i koeffisientene

Den første forutsetningen bygger på at en tidsserieprosess følger en modell som er lineær i sine parametere (Wooldridge, 2014).

Den stokastiske prosessen $\{(x_{it1}, x_{it2}, \dots, x_{itk}, y_{it}) : t = 1, 2, \dots, n\}$ følger den lineære modellen $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \dots + \beta_k x_{kit} + u_{it}$ der $\{u_{it} : t = 1, 2, \dots, n\}$ er sekvensen av feilledd, og n er antall observasjoner

En utfordring en kan støte på her er utelatt variabel-skjevhet (Wooldridge, 2014). Med basis i empirien på risikostyrings effekt på lønnsomhet og selskapsverdi er det lite sannsynlig at dette vil være et problem for vår studie. Vi inkluderer de fleste variabler kjent for å ha en effekt på lønnsomhet og selskapsverdi, basert på omfattende litteraturgjennomgang. En annen utfordring kan være at modellene ikke er lineære i koeffisientene, og derfor bryter med linearitetsforutsetningen. For å kontrollere for ikke-linearitet, inkluderes blant annet giring i andre-potens og den naturlige logaritmen av størrelsesvariabelen, for å utforske og korrigere for eventuell ikke-linearitet.

4.4.2 Forutsetning 2: Ingen perfekt kollinearitet

Ingen perfekt kollinearitet bygger på at utvalget består av ikke-konstante uavhengige variabler, og at det ikke foreligger noen eksakt lineær sammenheng mellom disse (Wooldridge, 2014). Det viktig å merke seg at forutsetningen tillater korrelasjon mellom de uavhengige variablene; så lenge de ikke er høyt eller perfekt korrelerte. Den enkleste formen for perfekt korrelasjon mellom to uavhengige variabler oppstår når en variabel er en konstant multiplum av en annen – vi har da et multikollinearitetsproblem. Dette oppstår også når en uavhengig variabel er en eksakt lineær funksjon av to eller flere andre uavhengige variabler, som $x_3 = x_1 + x_2$. Her er løsningen å droppe en av de tre variablene fra modellen.

Som vi vet inkluderes det i blant ulike ikke-lineære funksjoner sammen med en tilsvarende lineær funksjon av en uavhengig variabel (Wooldridge, 2014). I slike tilfeller er det viktig å

forstå matematikken som ligger bak, for å unngå kollinearitetsproblemer. For eksempel velger vi i studien å kvadrere giringvariabelen, ettersom empirien tilsier et ikke-lineært forhold mellom giring og selskapsverdi og lønnsomhet. Dette bryter ikke med forutsetningen om ikke-kollinearitet selv om den opphøyde giringvariabelen er en eksakt funksjon av den normale giringvariabelen. Den kvadrerte variabelen er da ikke en lineær funksjon av den andre.

For å teste kollinearitetsforutsetningen gjennomfører vi en korrelasjonsanalyse mellom alle våre uavhengige variabler. Korrelasjonsanalysen gjennomføres ved bruk av Pearsons korrelasjonsmatrise, der alle beregninger gjøres ved bruk Pearsons korrelasjonskoeffisient – Pearsons r (Ringdal, 2013). Positiv verdi av r denoterer positiv, lineær korrelasjon, mens negativ r denoterer negativ, lineær korrelasjon. Korrelasjon er en effektstørrelse, der det verbalt kan beskrives styrken av korrelasjonen, ved bruk av Evans (1996) retningslinjer for absolutte verdier av r :

.00-.19	Veldig svak korrelasjon	$r = \frac{cov(X, Y)}{\sqrt{\frac{\sum(X_i - \bar{X})^2}{n-1}} \times \sqrt{\frac{\sum(Y_i - \bar{Y})^2}{n-1}}}, \text{ der } -1 \leq r \leq 1$
.20-.39	Svak korrelasjon	
.40-.59	Moderat korrelasjon	
.60-.79	Sterk korrelasjon	
.80-1.0	Veldig sterk korrelasjon	

‘Perfekt’ kollinearitet er ikke et problem ved estimering av modeller i statistikkprogramvare. Årsaken til dette er at programvaren oppdager dette, og utelater en av variablene automatisk. Det er imidlertid nyttig å studere korrelasjonsmatriser for å avdekke om det finnes ‘sterk’, men ikke perfekt, korrelasjon (Hopland, 2016). Fra tabell 18 ser vi at ingen variabler har sterkere absolutt korrelasjon enn 0.6, noe som tyder på at forutsetning 2 holder for våre modeller.

	Avhengige variabler				Uavhengige variabler						Kontrollvariabler					
	TQ	ROA	EBITDA	ROCE	Ord	NUES	DerD	DerE	DerF	DerN	TK	Vekst	DivD	Eier	Giring	AM
TQ	1.0000															
ROA	0.2202*	1.0000														
EBITDA	-	-	1.0000													
ROCE	-	-	-	1.0000												
Ord	-0.0893	-0.0762	0.0106	-0.0361	1.0000											
NUES	-0.2478*	-0.0520	0.0400	-0.0356	-	1.0000										
DerD	-0.2591*	0.1537*	0.2763*	0.1055*	-	-	1.0000									
DerE	0.0003	0.2105*	0.0685	0.2473*	-	-	-	1.0000								
DerF	-0.0046	-0.0173	0.0743	0.0192	-	-	-	-	1.0000							
DerN	0.0052	0.1827*	-0.0094	0.1812*	-	-	-	-	-	1.0000						
TK	-0.4478*	0.0529	0.2658*	0.0307	0.2893*	0.4358*	0.5860*	0.0642	0.0072	0.0458	1.0000					
Vekst	-0.0122	0.0678	0.0720	0.0417	-0.0088	-0.1375*	-0.0130	-0.0356	-0.0221	-0.0164	-0.0412	1.0000				
DivD	-0.1197*	-	-	-	-0.0228	0.1939*	0.2500*	0.0967	0.0026	0.0766	0.3147*	-0.1315*	1.0000			
Eier	-0.3031*	-	-	-	-0.0320	0.1715*	0.2238*	-0.0849	-0.0573	-0.0202	0.4117*	-0.0168	0.2099*	1.0000		
Giring	-	-0.1642*	0.0412	-0.2442*	0.2298*	0.0475	0.1735*	-0.0939	0.0952	-0.1563*	0.1798*	0.0266	-	-0.0691	1.0000	
AM	-	-0.1013*	0.2292*	-0.1288*	-0.1397*	0.1294*	0.3462*	-0.2668*	-0.1724*	-0.0604	0.4470*	0.0286	-	0.3966*	0.0491	1.0000

Tabell 18: Pearsons korrelasjonsmatrise, 2006-2015.

4.4.3 Forutsetning 3: Restleddet har en forventning lik null

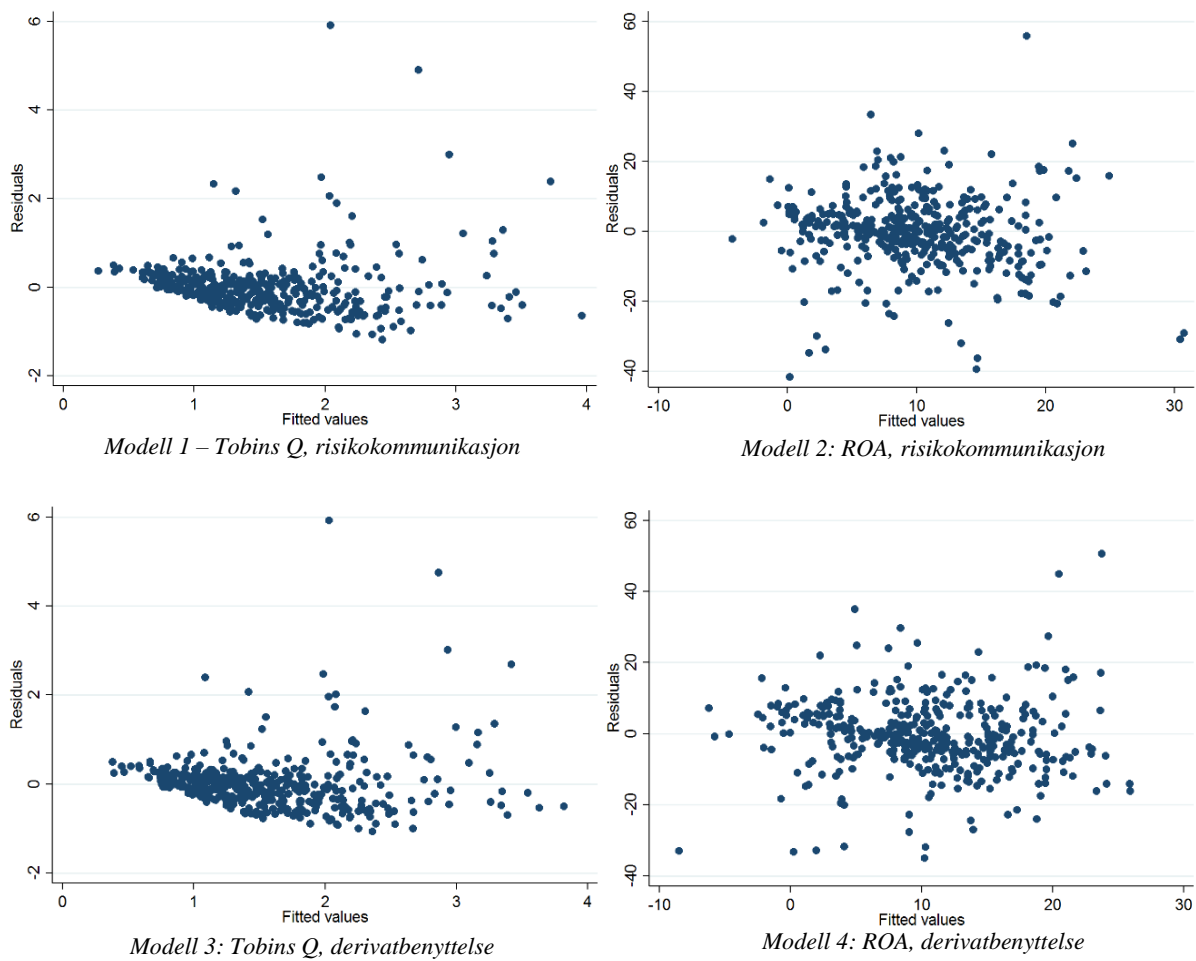
Forutsetning 3 bygger på at for hver tidsperiode t har feilleddet en forventet verdi lik null, gitt alle de uavhengige variablene for alle tidsperioder (Wooldridge, 2014). Dette impliserer at feilleddet på tidspunkt t er ukorrelert med hver forklaringsvariabel, i hver tidsperiode.

$$E(u_t | x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}) = E(u_t | \mathbf{x}_t)$$

Når forutsetningen over holder har man eksogene forklaringsvariabler. Forutsetningen krever skjønt mer enn bare dette; u_t må være ukorrelert med x_{sj} , selv når $s \neq t$ (Wooldridge, 2014; Balsvik, 2015a). Dersom også dette holder, har man strikt eksogene forklaringsvariabler. Det kan derimot være flere årsaker til at denne forutsetningen ikke skal holde, og at man derfor har minst en endogen forklaringsvariabel. En mulighet for brudd oppstår om den funksjonelle sammenhengen mellom den avhengige og de uavhengige variablene i modellen er feilspesifisert. Eksempler kan være om man heller burde nytte den naturlige logaritmen til en variabel, eller ikke har inkludert en kvadrert variabel i tillegg til den uavhengige variabelen. Forutsetning 3 holder heller ikke om man utelater en viktig faktor som er korrelert med enten x_1, x_2, \dots, x_k .

Det finnes ulike tester for å kontrollere om endogene forklaringsvariabler er et problem, og om restleddet faktisk har en gjennomsnittlig verdi lik null. Dessverre er det slik at man aldri helt sikkert vet om denne forutsetningen holder (Wooldridge, 2014) – det er derfor svært viktig at man gjør nødvendige justeringer i modellene for å sikre at man opererer med eksogene forklaringsvariabler. Etter en grundig gjennomgang av empirien på risikostyrings effekt på selskapsverdi og lønnsomhet, og med antakelse om at forutsetning 1-2 holder, antar vi også at forutsetning 3 holder for våre modeller.

I figur 14 viser vi toveis plott ved bruk av residualer og predikerte verdier for alle modellene. Her synes det at residualene er godt samlet rundt et gjennomsnitt på null, noe som tyder på at forutsetning 3 holder. Det kan imidlertid vises tendenser til en høyere spredning i residualene ved høyere predikerte verdier, noe som kan tyde på at modellene lider av heteroskedastisitet. Dette leder oss over på forutsetning 4 – homoskedastisitet.



Figur 14: Fitted values – Residuals, modell 1-4, 2006-2014.

4.4.4 Forutsetning 4: Homoskedastisitet

Forutsetningen om homoskedastisitet innebærer at restleddet må ha konstant varians for alle verdier av de uavhengige variablene, i alle tidsperioder (Wooldridge, 2014). Dersom denne forutsetningen ikke holder, lider modellen av heteroskedastisitet. Heteroskedastisitet betyr her at variansen endres med minst én av de uavhengige variablene. Dette medfører at variansen til estimatorene, og dermed konfidensintervallet, er ugyldig.

$$\text{Var}(u_t|\mathbf{X}) = \text{Var}(u_t) = \sigma^2, t = 1, 2, \dots, n$$

For å teste om heteroskedastisitet er en utfordring i våre modeller finnes det både uformelle og formelle tester. På den uformelle siden kan man for eksempel se etter mønstre ved å

plotte MKM-residualene mot variabelen man tror skaper dette problemet eller mot de estimerte verdiene av den avhengige variabelen (Balsvik, 2015b). En mer formell måte er å nytte en White-test for heteroskedastisitet (White, 1980). Svakheten ved White-testen er derimot at den benytter mange frihetsgrader, som øker med tre frihetsgrader for hver uavhengig variabel som legges til i regresjonsmodellen. Det finnes derfor et annet, anerkjent alternativ – en Breusch-Pagan/Cook-Weisberg-test, som kun øker med én frihetsgrad for hver uavhengig variabel. Testens opprinnelse er fra 1979, presentert av Trevor Breusch og Adrian Pagan (1979), men uavhengig utvidet av Ralph Dennis Cook og Sandford Weisberg (1982) i 1982.

Breusch-Pagan/Cook-Weisberg-testen tar utgangspunkt i en lineær modell, og forutsetter at forutsetning 1-3 holder (Wooldridge, 2014). Ettersom forutsetning 3 er antatt å holde, settes nullhypotesen til $E(u_t^2|\mathbf{X}) = E(u_t^2) = \sigma^2$. For å teste om forutsetningen om homoskedastisitet holder tester vi derfor om feilleddet har en sammenheng med minst én av forklaringsvariablene. Om forutsetningen ikke holder kan forventet verdi av u_t^2 være nesten hvilken som helst funksjon av x_j , gitt de uavhengige variablene. En enkel tilnærming til en lineær funksjon er da: $u_t^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_k x_k + v_t$, hvor v_t er feilleddet med gjennomsnitt lik null, gitt x_j . Her er det rimelig å anta at feilleddet er uavhengig av x_1, x_2, \dots, x_k . Basert på dette formuleres nullhypotesen slik:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0.$$

Etter å ha estimert \hat{u}_t^2 -modellen, beregner man den statistiske Lagrange-multiplikatoren (LM) som utvalgsstørrelse multiplisert med R^2 -verdien: $LM = n * R_{\hat{\epsilon}}^2$ (Wooldridge, 2014). Basert på dette finner man p-verdien med X_k^2 -fordeling, altså en kjikvadrattest. Vi forkaster nullhypotesen om p-verdien er under ønsket signifikansnivå (5 %).

<i>Modell 1</i>	<i>Modell 2</i>
<p><i>AV: Tobins Q</i> <i>UV: Risikokommunikasjon</i></p> <p>Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity Ho: Constant variance Variables: fitted values of TobinsQ</p> <p>chi2(1) = 178.43 Prob > chi2 = 0.0000</p>	<p><i>AV: ROA</i> <i>UV: Risikokommunikasjon</i></p> <p>Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity Ho: Constant variance Variables: fitted values of ROA</p> <p>chi2(1) = 5.61 Prob > chi2 = 0.0178</p>
<i>Modell 3</i>	<i>Modell 4</i>
<p><i>AV: Tobins Q</i> <i>UV: Derivatbenyttelse</i></p> <p>Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity Ho: Constant variance Variables: fitted values of TobinsQ</p> <p>chi2(1) = 146.88 Prob > chi2 = 0.0000</p>	<p><i>AV: ROA</i> <i>UV: Derivatbenyttelse</i></p> <p>Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity Ho: Constant variance Variables: fitted values of ROA</p> <p>chi2(1) = 4.86 Prob > chi2 = 0.0274</p>

Tabell 19: Resultater av Breusch-Pagan/Cook-Weisberg-test.

Med basis i testresultatene av Breusch-Pagan/Cook-Weisberg-testen, er det tydelig at alle våre modeller har statistisk signifikant heteroskedastisitet. Som et resultat er det sannsynlig at standardfeil i regresjonene ikke er forventningsrette. For å ta høyde for dette, nytter vi heteroskedastisitet-konsistente standardfeil (HCSE) av alle parameterne. Spesifikt nytter vi Rogers standardfeil, og henviser her til Forutsetning 5 for hvordan selve korrigeringen vil foretas.

4.4.5 Forutsetning 5: Ingen seriekorrelasjon

For den femte forutsetningen antar man at feilleddene i to ulike tidsperioder er ukorrelerte, betinget av \mathbf{X} (Wooldridge, 2014). Her er \mathbf{X} samlingen av alle uavhengige variabler, for alle tidsperioder. Om to ulike restledd er korrelerte over tid, lider modellen av enten positiv eller negativ seriekorrelasjon, der konsekvensen er, om det ikke korrigeres, at testresultatene ikke er forventningsrette og kan ikke nyttes i statistiske avgjørelser. Dette gjelder derimot ikke for variabler med fast tidsforskyvning, enten predeterminerte eller fremtidige determinerte, som ofte er korrelert med ett eller flere restledd, men kan være ukorrelert med de resterende restleddene (Bårdsen og Nymoen, 2011). I slike tilfeller med dynamiske modeller viser det seg at MKM-estimatoren fremdeles holder, men i noe modifisert form. Regressoren er da verken helt endogen eller helt eksogen.

$$\text{Corr}(u_t, u_s | \mathbf{X}) = 0, \forall t \neq s.$$

Det finnes flere metoder for å teste for seriekorrelasjon. Den mest anerkjente av disse er en Durbin-Watson-test. Med basis i oppbygning av vårt datagrunnlag, kan vi ikke benytte oss av en Durbin-Watson-test, siden vi får feilmeldingen 'sample may not include multiple panels'. Et annet alternativ, aktivt nyttet i empirien, er Wooldridges (2002) test for seriekorrelasjon. Drukker (2003) argumenterer at denne testen er attraktiv ettersom den bygger på relativt få forutsetninger og er enkel å implementere. Flexibiliteten til Wooldridge-testen medfører at den kan brukes i vårt ubalanserte datagrunnlag, selv uten betinget homoskedastisitet.

<i>Modell 1</i>	<i>Modell 2</i>
<p>AV: Tobins Q UV: Risikokommunikasjon</p> <p>Wooldridge test for autocorrelation in panel data H0: no first-order autocorrelation</p> <p>F(1, 49) = 6.151 Prob > F = 0.0166</p>	<p>AV: ROA UV: Risikokommunikasjon</p> <p>Wooldridge test for autocorrelation in panel data H0: no first-order autocorrelation</p> <p>F(1, 49) = 14.711 Prob > F = 0.0004</p>
<i>Modell 3</i>	<i>Modell 4</i>
<p>AV: Tobins Q UV: Derivatbenyttelse</p> <p>Wooldridge test for autocorrelation in panel data H0: no first-order autocorrelation</p> <p>F(1, 46) = 4.698 Prob > F = 0.0354</p>	<p>AV: ROA UV: Derivatbenyttelse</p> <p>Wooldridge test for autocorrelation in panel data H0: no first-order autocorrelation</p> <p>F(1, 46) = 16.373 Prob > F = 0.0002</p>

Tabell 20: Resultater av Wooldridge-test for seriekorrelasjon.

Her er nullhypotesen ingen seriekorrelasjon, som forkastes dersom p-verdien er under ønsket signifikansnivå. Testresultatene viser signifikant seriekorrelasjon i våre modeller – nullhypotesen om null seriekorrelasjon forkastes. For å korrigere for dette kan man blant annet nytte Cochrane-Orcutt- eller Prais-Winsten-estimering (Wooldridge, 2014). Da det foreligger både heteroskedastisets- og seriekorrelasjonsproblemer i modellene våre, velger vi heller å beregne Rogers standardfeil, også kalt grupperte standardfeil, med hensikt å ta hensyn til korrelasjonen mellom residualene innad i grupperingsvariablene. I følge Hoechle (2007), utvidet Arellano (1987), Froot (1989) og Rogers (1993) arbeidet til Huber (1967) og

White (1980, 1984) ved å vise at det er mulig å slakke litt av forutsetningen om uavhengig fordelte residualer. Deres generaliserte estimator produserer konsistente standardfeil, gitt at residualene er korrelert innad, men ukorrelert mellom panelidentifikatorene. Dette medfører at man får robust teststatisikk uansett form av seriekorrelasjon og heteroskedastisitet. Det som skaper konsistens ved beregning av Rogers standardfeil er basert på at antall klynger (N) er stor, og at antall tidsperioder (T) er det liten (Petersen, 2005). Det presiseres samtidig at Rogers standardfeil er riktig også når man arbeider med mange tidsperioder. Det konseptuelle problemet ved å bruke denne teknikken er at den ikke er designet for å håndtere korrelasjon i to dimensjoner, på tvers av selskaper og på tvers av tidsdimensjonen. I vårt tilfelle må vi derfor anta at det ikke er noe korrelasjon mellom residualene for ulike selskaper det samme året.

4.4.6 Forutsetning 6: Normalfordelte residualer

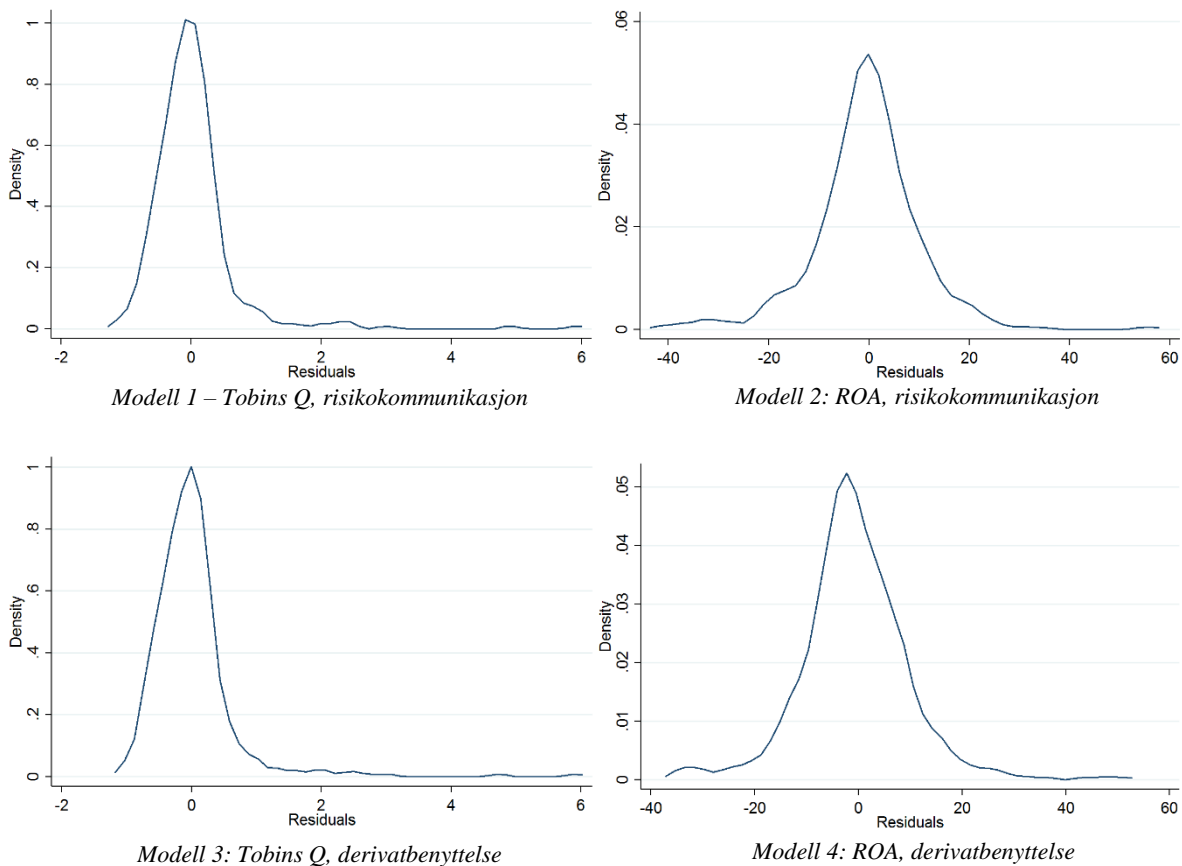
For å ta høyde for problemene ved hypotesetesting i en multippel regresjonsanalyse inkluderes også forutsetning 6 – normalfordelte residualer (Wooldridge, 2014). Dette innebærer at feilledet må være uavhengig av de uavhengige variablene x_1, x_2, \dots, x_k for alle tidsperioder t , normalfordelt med et gjennomsnitt lik null og varians σ^2 .

$$u_t \sim N(0, \sigma^2).$$

Enkelte variabler har lange ‘haler’, som følge av at de for eksempel aldri kan bli negative (Wooldridge, 2014). Løsningen på dette, som aktivt nyttet i empirien, er å nytte den naturlige logaritmen av verdiene, og dermed oppnå en antatt tryggere normalfordeling. Problemet som oppstår om u_1, u_2, \dots, u_k har en fordeling ulikt normalfordelt, er at estimatoren heller ikke vil være normalfordelt. Implikasjonene av dette kan være at t-statistikken ikke lenger vil være en students t-fordeling, eller at F-statistikken mister sin F-fordeling. I tilfeller der residualene ikke er normalfordelte, er det derfor sannsynlig at standardfeilleddene ikke lenger er forventningsrette. Det er likevel viktig å merke seg at ikke-normalfordelte residualer ikke er et alvorlig problem i datagrunnlag med store utvalgsstørrelser.

For å finne ut om forutsetning 6 holder kan man utføre en Jarque-Bera test som tester om observasjonenes skjevhet og kurtose tilsvarer normalfordeling (Jarque og Bera, 1980; Kim,

2016). Vi antar her at størrelsen på vårt datagrunnlag er stort nok til å tilfredsstille forutsetningen om utvalgsstørrelse argumentert av Wooldridge (2014), og understøttet av Bårdsen og Nymoen (2011). Ettersom brudd på forutsetningen ikke skaper problemer for store utvalgsstørrelser, velger vi å vise fordelingen av residualene ved hjelp av et Kernel-tetthetsestimert. Med basis i figur 15, ser vi at residualene er tilnærmet, men ikke hundre prosent, normalfordelte, med snitt lik ~ 0 .



Figur 15: Kernel Tetthetsestimert, modell 1-4, 2006-2014.

Som argumentert av Bårdsen og Nymoen (2011) og Hopland (2016) er ikke dette et stort problem når man opererer med store utvalgsstørrelser – man kan da stole på det såkalte sentralgrenseteoremet (The Central Limit Theorem). Denne teorien tilsier at hvis y_1, y_2, \dots, y_n er uavhengige stokastiske variabler med forventning μ og varians σ^2 , kan det vises at

$$z_n = \frac{\bar{y}_n - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$$

er asymptotisk standard normalfordelt. Kort fortalt betyr dette at distribusjonen av z_n går mot standardnormalfordelingen når utvalgsstørrelsen blir større og større. Når utvalgsstørrelsen er stor, vil t-observatoren gå mot en standardnormalfordelt variabel, som betyr at vi alltid kan se på testen som valid (Hopland, 2016). Vi antar derfor, med basis i Bårdsen og Nymoens (2011) og Hoplands (2016) argumenter, at forutsetningen om normalfordelte residualer – forutsetning 6 – holder for våre modeller.

4.4.7 Oppsummering Forutsetninger for en forventningsrett regresjonsmodell

Tidlig i seksjon 4.4 definerte vi mange egenskaper som kan skape forventningsskjevhet i regresjonsresultater. Vi har nå testet seks forutsetninger for en forventningsrett regresjonsmodell. For forutsetning 1 og 2 har vi funnet at våre modeller er korrekt spesifiserte med linearitet i koeffisientene, med ingen perfekt kollinearitet. Ved å grafisk vise residualer og predikerte verdier for alle modeller, har vi også vist at forutsetning 3, nullforventning til restleddet, holder.

Utfordringen kommer til syne ved test av forutsetning 4 og 5. Med basis i testresultatene av en Breusch-Pagan/Cook-Weisberg-test og en Wooldridge autokorrelasjonstest, gir alle våre modeller statistisk signifikant heteroskedastisitet og seriekorrelasjon. For å ta høyde for dette, vil vi i regresjonene våre benytte heteroskedastisitets- og seriekorrelasjonskonsistente standardfeil av alle parametere. Når det gjelder forutsetning 6, normalfordelte residualer, stoler vi på det såkalte sentralgrenseteoremet, og kan med basis i dette, si at forutsetning 6 holder for alle modeller. Med basis i at alle forutsetninger holder, eller kontrolleres for, antar vi at vi nå besitter den antatt beste, lineære, forventningsrette estimatoren – BLUE (Best Linear Unbiased Estimator).

5 Analyse

Nå som vi har etablert en teoretisk og empirisk bakgrunn, så vel som utviklet våre hypoteser, og presentert vårt forskningsdesign, datagrunnlag og regresjonsmetode, snur vi fokuset mot spesifisering av de endelige modellene konkret knyttet opp til hver hypotese. I dette hovedkapittelet introduserer vi disse modellspesifikasjonene, før vi presenterer deskriptiv statistikk for alle variabler av interesse. Etter dette viser vi resultater av alle sentrale regresjoner, og analyserer resultatene. Målet i dette hovedkapittelet er å skape grunnlaget for diskusjonen i kapittel 6 om hvorvidt hypotesene holder, og svaret på den overordnede problemstillingen.

5.1 Spesifikasjon av regresjonsmodeller

Vi vil nå spesifisere regresjonsmodellene vi ønsker å kjøre med mål om å teste de ulike hypotesene. En detaljert gjennomgang av de relevante variablene kan leses i seksjon 3.3. Etter en analyse av signifikansnivå og effekt i seksjon 4.2 – Modellspesifikasjon – presenterer vi følgende to hovedmodeller:

$$\mathbf{Tobins\ } Q_{it} = \beta_0 + \beta_1[\mathbf{Risikokommunikasjon\ eller\ derivatbenyttelse}]_{it} + \beta_2\mathbf{Størrelse}_{it} + \beta_3\mathbf{Salgsvekst}_{it} + \beta_4\mathbf{Dividendedummy}_{it} + \beta_5\mathbf{Største\ eier}_{it} + (\beta_6\mathbf{Totalkapitalrentabilitet}_{it}) + \mathbf{Årseffekter} + \mathbf{Industrieffekter} + v_{it},$$

$$\mathbf{ROA}_{it} = \beta_0 + \beta_1[\mathbf{Risikokommunikasjon\ eller\ derivatbenyttelse}]_{it} + \beta_2\mathbf{Størrelse}_{it} + \beta_3\mathbf{Salgsvekst}_{it} + \beta_4\mathbf{Giring}_{it} + \beta_5\mathbf{Giring}^2_{it} + \beta_6\mathbf{Andel\ anleggsmidler}_{it} + \mathbf{Årseffekter} + \mathbf{Industrieffekter} + v_{it},$$

$$\text{der } v_{it} = a_i + u_{it}$$

Fokusvariabelen, som følger β_1 , vil variere med hypotesene våre. Kontrollvariablene vil også variere med hvorvidt Tobins Q eller ROA benyttes som avhengig variabel. Regresjoner gjennomført med EBITDA-margin eller ROCE som avhengige variabler vil ikke presenteres i dette hovedkapittelet. EBITDA-margin- og ROCE-modeller følger ROA-modellen, og nytter derav nøyaktig de samme modellspesifikasjonene som ved ROA som avhengig

variabel. I modeller med Tobins Q som avhengig variabel vil alle regresjoner gjennomføres både med og uten total kapitalrentabilitet (ROA) som kontrollvariabel.

Videre i denne seksjonen vil $\beta_2 - \beta_6$, og års- og industrieffekter, helt enkelt refereres til som *Kontrollvariabler*.

5.1.1 Risikokommunikasjon

Vi ønsker å finne ut av om kommunikasjon av risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring har en effekt på lønnsomhet og selskapsverdi. Med basis i empirien har vi her utviklet én hypotese som omhandler selskapenes risikokommunikasjon, og dets sammenheng med selskapenes lønnsomhet og selskapsverdi. Hypotesen som vil testes er som følger:

***H1:** Selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring gjør det bedre enn andre selskaper*

Denne hypotesen dreier seg om selskapens risikokommunikasjon relativt til andre selskaper, og nytter derfor variabler som varierer i størrelsesomfang, altså ikke-binære variabler. Som gjennomgått i seksjon 3.3, defineres det her to uavhengige variabler; andel risikokommuniserende ord i selskapenes årsrapporter og EYs Corporate Governance-undersøkelse. Hypotesen deles videre i to underhypoteser der vi skiller mellom måling av den avhengige variabelen året kommunikasjonen måles og året etter kommunikasjonen måles. H1-1 dreier seg om selskapenes risikokommunikasjon og måling av den avhengige variabelen samme år:

***H1-1:** Selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring gjør det bedre enn andre selskaper **samme år** som kommunikasjonen (år-til-år)*

Under H1-1 spesifiseres det seks regresjonsmodeller; tre for andel risikokommuniserende ord og tre for EYs Corporate Governance (NUES)-undersøkelse. Regresjoner gjennomført med andel risikokommuniserende ord ekskluderer alle finansselskaper som driver

forsikringsvirksomhet. Regresjoner gjennomført med EYs Corporate Governance-undersøkelse inkluderer alle selskaper i alle sektorer.

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Risikokommunikasjon (ord)_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{inkl. ROA} + v_{it}$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Risikokommunikasjon (ord)_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{eks. ROA} + v_{it}$$

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Risikokommunikasjon (ord)_{it} + [Kontrollvariabler]_{it} + v_{it}$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Risikokommunikasjon (NUES)_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{inkl. ROA} + v_{it}$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Risikokommunikasjon (NUES)_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{eks. ROA} + v_{it}$$

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Risikokommunikasjon (NUES)_{it} + [Kontrollvariabler]_{it} + v_{it}$$

H1-2 dreier seg om selskapenes risikokommunikasjon og måling av den avhengige variabelen året etter:

H1-2: *Selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring gjør det bedre enn andre selskaper året etter kommunikasjonen (forsinket effekt)*

Det spesifiseres også her seks regresjonsmodeller; tre for andel risikokommuniserende ord og tre for EYs Corporate Governance (NUES)-undersøkelse. Den avhengige variabelen måles her året etter risikokommunikasjonen. Alle kontrollvariabler forsinkes også frem ett år i likhet med den avhengige variabelen.

$$Tobins Q_{i, t+1} = \beta_0 + \beta_1 Risikokommunikasjon (ord)_{it} + [Kontrollvariabler]_{i, t+1}^{inkl. ROA} + v_{it}$$

$$Tobins Q_{i, t+1} = \beta_0 + \beta_1 Risikokommunikasjon (ord)_{it} + [Kontrollvariabler]_{i, t+1}^{eks. ROA} + v_{it}$$

$$ROA_{i, t+1} = \beta_0 + \beta_1 Risikokommunikasjon (ord)_{it} + [Kontrollvariabler]_{i, t+1} + v_{it}$$

$$Tobins Q_{i, t+1} = \beta_0 + \beta_1 Risikokommunikasjon (NUES)_{it} + [Kontrollvariabler]_{i, t+1}^{inkl. ROA} + v_{it}$$

$$Tobins Q_{i, t+1} = \beta_0 + \beta_1 Risikokommunikasjon (NUES)_{it} + [Kontrollvariabler]_{i, t+1}^{eks. ROA} + v_{it}$$

$$ROA_{i, t+1} = \beta_0 + \beta_1 Risikokommunikasjon (NUES)_{it} + [Kontrollvariabler]_{i, t+1} + v_{it}$$

5.1.2 Derivater og derivatverdier

Vi ønsker å analysere effekten av derivater på selskapsverdi og lønnsomhet. For alle regresjoner gjennomført der derivater og derivatverdier benyttes som uavhengig variabel utelates alle finansselskaper. Det har her blitt utviklet tre hypoteser. Den første av disse tar for seg den binære derivatbrukere- versus ikke-derivatbrukeredikotomien, en velkjent variabel i den eksisterende litteraturen.

H2: Selskaper som benytter derivater gjør det bedre enn andre selskaper

Det defineres tre regresjonsmodeller for denne hypotesen – to for Tobins Q og en for ROA. Den uavhengige variabelen er en derivatdummy som skiller mellom selskaper som benytter derivater og selskaper som ikke benytter derivater i år t .

$$Tobins\ Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Derivatdummy_{JA/NEI, it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{inkl. ROA} + v_{it}$$

$$Tobins\ Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Derivatdummy_{JA/NEI, it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{eks. ROA} + v_{it}$$

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Derivatdummy_{JA/NEI, it} + [Kontrollvariabler]_{it} + v_{it}$$

Hypotese 3 og 4 tar for seg de virkelige verdiene av derivatene. Det skilles her mellom derivater i eiendelsposisjon og forpliktelsesposisjon. Vi inkluderer også en variabel som kalkuleres som eiendelsderivater fratrukket forpliktelsesderivater, altså netto virkelige derivatverdier. Alle uavhengige variabler der derivatverdier nyttes, kalkuleres som andel av selskapenes total kapital. Hypotese 3 omhandler virkelige verdier av eiendelsderivater og virkelige verdier av nettoderivater. Etter en grundig teoretisk gjennomgang i seksjon 2.5.3 angående den antatte effekten av eiendelsderivater og nettoderivater på Tobins Q og lønnsomhet, ble hypotesen formulert slik:

H3: Selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater, og/eller høyere netto virkelige verdier av derivater, gjør det dårligere enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0

Hypotese 3 tar kun for seg selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0. For å konkretisere de ulike elementene av denne hypotesen, delte vi den videre opp i to

underhypoteser. Den første av disse, hypotese 3-1, tar i betraktning selskaper med Tobins Q over 1,0 og effekten av eiendelsderivater og nettoderivater på disse selskapene.

H3-1: *Selskaper med Tobins Q over 1,0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater, og/eller høyere netto virkelige verdier av derivater, oppnår lavere Tobins Q enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0*

Med bakgrunn i denne hypotesen formuleres det i utgangspunktet to regresjonsmodeller. Regresjonene deles imidlertid opp med tanke på selskapenes Tobins Q. Det vil gjennomføres egne regresjoner for selskaper med Tobins Q over 1,0 og for selskaper med Tobins Q under 1,0, og, for å skape et sammenlikningsgrunnlag, regresjoner med alle selskaper. Totalt vil det kjøres 12 regresjoner for denne underhypotesen:

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Eiendelsderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{inkl. ROA} + v_{it}$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Eiendelsderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{eks. ROA} + v_{it}$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Eiendelsderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{inkl. ROA} + v_{it}, \text{ hvis } Q > 1,0$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Eiendelsderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{eks. ROA} + v_{it}, \text{ hvis } Q > 1,0$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Eiendelsderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{inkl. ROA} + v_{it}, \text{ hvis } Q < 1,0$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Eiendelsderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{eks. ROA} + v_{it}, \text{ hvis } Q < 1,0$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Nettoderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{inkl. ROA} + v_{it}$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Nettoderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{eks. ROA} + v_{it}$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Nettoderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{inkl. ROA} + v_{it}, \text{ hvis } Q > 1,0$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Nettoderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{eks. ROA} + v_{it}, \text{ hvis } Q > 1,0$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Nettoderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{inkl. ROA} + v_{it}, \text{ hvis } Q < 1,0$$

$$Tobins Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Nettoderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{eks. ROA} + v_{it}, \text{ hvis } Q < 1,0$$

Hypotese 3 tar også for seg ROA som avhengig variabel. Hypotese H3-2 tar utgangspunkt i selskaper med opprinnelig positiv ROA, og effekten av eiendelsderivater og nettoderivater på disse selskapene:

H3-2: *Selskaper med ROA over 0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater, og/eller høyere netto virkelige verdier av derivater, oppnår lavere ROA enn andre selskaper med ROA over 0*

Med bakgrunn i denne hypotesen formuleres det også her to regresjonsmodeller.

Regresjonene deles imidlertid opp med tanke på selskapenes ROA. Det vil gjennomføres egne regresjoner for selskaper med positiv ROA og for selskaper med negativ ROA, og, for å skape et sammenlikningsgrunnlag, regresjoner med alle selskaper. Totalt seks regresjonsmodeller presenteres:

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Eiendelsderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it} + v_{it}$$

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Eiendelsderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it} + v_{it}, \text{ hvis } ROA > 0$$

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Eiendelsderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it} + v_{it}, \text{ hvis } ROA < 0$$

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Nettoderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it} + v_{it}$$

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Nettoderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it} + v_{it}, \text{ hvis } ROA > 0$$

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Nettoderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it} + v_{it}, \text{ hvis } ROA < 0$$

Totalt vil hypotese 3 testes ved bruk av 4 regresjonsmodeller, eller 18 medberegnet segmentering av høy/lav Tobins Q/ROA, og modeller med og uten ROA-kontroll.

Den fjerde og siste hypotesen tar for seg derivater i forpliktelsesposisjon. Utvikling av denne hypotesen belager seg igjen utelukkende på det teoretiske aspektet bak effekten av derivater på selskapsverdi og lønnsomhet. En grundig diskusjon av denne kan leses i seksjon 2.5.3.

Hypotese 4 er som følger:

H4: Selskapenes virkelige verdier av derivater i forpliktelsesposisjon har ingen effekt på Tobins Q og ROA

Det defineres tre regresjonsmodeller for denne hypotesen – to for Tobins Q og en for ROA. Den uavhengige variabelen er selskapenes virkelige verdier av forpliktelsesderivater som andel av total kapital.

$$Tobins\ Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Forpliktelsesderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{inkl.\ ROA} + v_{it}$$

$$Tobins\ Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 Forpliktelsesderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it}^{eks.\ ROA} + v_{it}$$

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Forpliktelsesderivater_{it} + [Kontrollvariabler]_{it} + v_{it}$$

5.1.3 Oppsummering Spesifikasjon av regresjonsmodeller

Vi har nå lagt frem regresjonsmodeller som vil benyttes for å teste alle de fire hypotesene våre. Med disse modellene er vi trygge på evnen til å levere robuste resulater, som tilfredsstillter kravene om reliabilitet og validitet, og som kan styrke det empirisike grunnlaget i litteraturen. Sett bort fra skillet mellom de avhengige variabelene og om regresjonsmodellen inneholder ROA-kontroll eller ikke, inneholder analysen totalt 8 regresjonsmodeller. Totalt antall regresjoner er 36. I tillegg vil vi gjennomføre regresjoner uten noen av de sentrale forklaringsvariablene, altså utelukkende kontrollvariabler.

I tillegg til hypotesene vi har trukket frem forventer vi, basert på litteraturgjennomgangen i kapittel 2 og variabeldefinisjon i seksjon 3.3, å finne følgende sammenhenger i datagrunnlaget:

- Selskapsstørrelse vil ha positiv sammenheng med både selskapsverdi og lønnsomhet
- Salgsvekst vil ha positiv sammenheng med både selskapsverdi og lønnsomhet
- Dividendedummyen vil ha positiv sammenheng med selskapsverdi
- Sammenhengen mellom største eier og selskapsverdi er uklar, kan være både positivt og negativt relatert
- Totalkapital (ROA) vil ha en positiv sammenheng med selskapsverdi
- Giring vil ha en positiv sammenheng med ROA
- Giring i andre-potens vil ha en negativ sammenheng med ROA
- Andel anleggsmidler vil ha positiv sammenheng med ROA

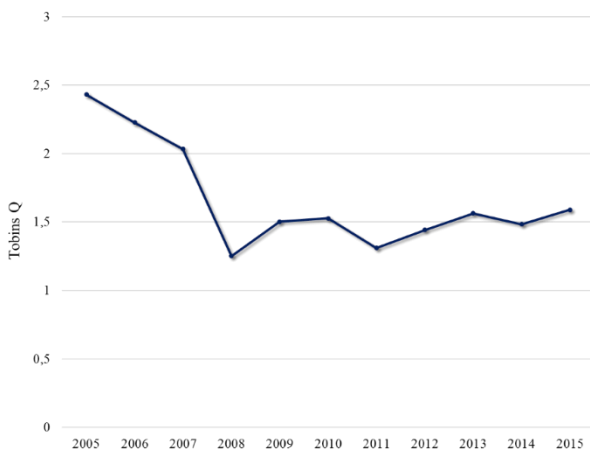
5.2 Deskriptiv statistikk

Med mål om å skape en forbedret, bakenforliggende kontekst til resultatene, vil vi i denne seksjonen presentere deskriptiv statistikk til datagrunnlaget. Vi presenterer først gjennomsnittlig Tobins Q og sammenlikner denne med markedsutviklingen på Oslo Børs i perioden. Her legger vi frem Tobins Q per kvantil basert på totalkapital, totalkapitalvektet Tobins Q og Tobins Q per sektor. Etter dette viser vi gjennomsnittlig ROA, EBITDA-margin og ROCE for alle årene 2005-2015, ROA per kvantil basert på totalkapital og ROA per sektor. Til slutt presenterer vi statistikk som viser gjennomsnitt, standardavvik, median og

10. og 90. persentiler for alle avhengige og uavhengige variabler og kontrollvariabler, samt annen deskriptiv statistikk av interesse.

5.2.1 Tobins Q og markedsutvikling

I figurene under viser vi gjennomsnittlig Tobins Q i datagrunnlaget for årene 2005-2015, og markedsutvikling på Oslo Børs i den samme perioden.



*Figur 16: Deskriptiv statistikk –
Tobins Q 2005-2015*



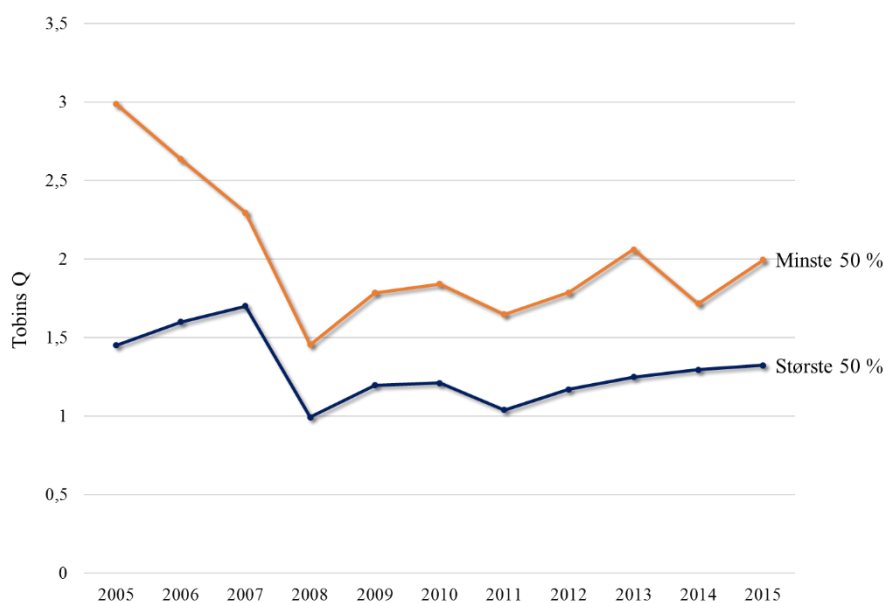
*Figur 17: Markedsutvikling
2005-2015 (Oslo Børs)*

I figur 16 ser vi et klart fall i Tobins Q i 2008, noe som kan karakteriseres som virkningen av finanskrisen, etterfulgt av en oppgang i årene som følger. Man ser at Tobins Q i stor grad følger markedsutviklingen for alle selskaper på Oslo Børs, selv om vårt datagrunnlag kun består av et utvalg av disse. Dette bedrer studiens reliabilitet, og det kan argumenteres for at selskapene i vårt datagrunnlag er en god representasjon av den totale samlingen selskaper i markedet. Gjennomsnittlig Tobins Q for hele perioden 2005-2015 er 1,67, eller 1,60 for kun årene 2006-2014. Noe vi imidlertid bemerker oss er at mindre selskaper synes å ha betraktelig høyere Tobins Q enn større selskaper. I tabellen under viser vi Tobins Q for selskaper i fire kvantiler, i tillegg til nederste og øverste 10 %, basert på selskapsårsobservasjonens total kapital.

	Gjennomsnittlig totale eiendeler (MRD NOK)	Tobins Q
Nederste 10 %	0,21	2,82
Nederste 25 %	0,55	2,38
Nest-nederste 25 %	3,76	1,73
Nest-øverste 25 %	14,3	1,41
Øverste 25 %	15,4	1,15
Øverste 10 %	31,7	1,23

Tabell 21: Deskriptiv statistikk – Tobins Q per kvantil

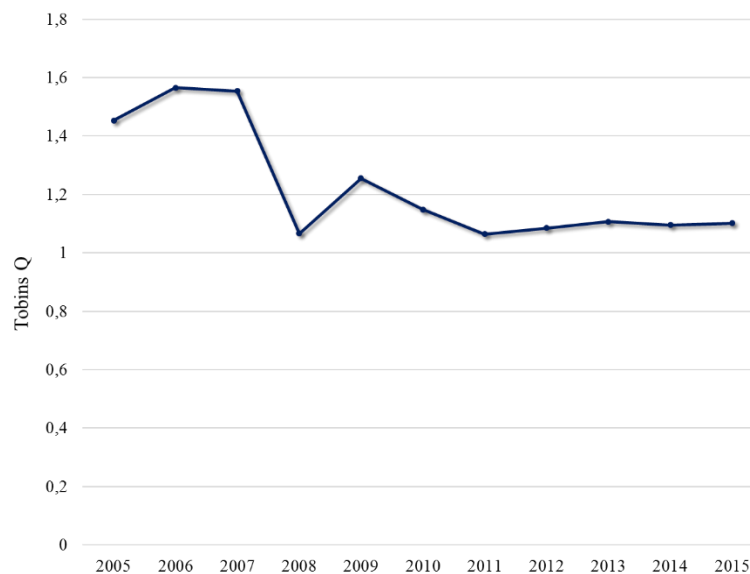
Vi ser tydelig at de største selskapene har lavere Tobins Q enn de minste selskapene, og at det er en jevn oppgang i Tobins Q fra de største til de minste. Vi ser også at de største 10 % av selskapene har høyere Tobins Q enn de største 25 %. Tobins Q er en funksjon av både selskapenes egenkapital og markedsverdi (og gjeld), der høy Tobins Q gjenspeiler høy markedsverdi sammenliknet med egenkapital. I en gjennomgang av datagrunnlaget, ser vi at de minste selskapene i stor grad består av selskaper i sektorene Helsevern, IT og Telekom.



Figur 18: Deskriptiv statistikk – Gjennomsnittlig Tobins Q 2005-2015, største og minste 50 %-kvantiler

Med basis i figur 18 bekreftes det at de mindre selskapene har gjennomgående høyere Tobins Q enn de større selskapene. Vi bemerker også at utslaget av finanskrisen er større for de mindre selskapene, og at volatiliteten i Tobins Q her er større. Med bakgrunn i hypotesene våre, antar vi at dette er som følge av at de større selskapene er mer sannsynlig i

å ha mer omfattende risikostyringspolicyer, noe som, med bakgrunn i vår litteraturgjennomgang, antas å redusere volatilitet i markedspris og kontantstrømmer.



Figur 19: Deskriptiv statistikk – Vektet Tobins Q per år (vektet på total kapital)

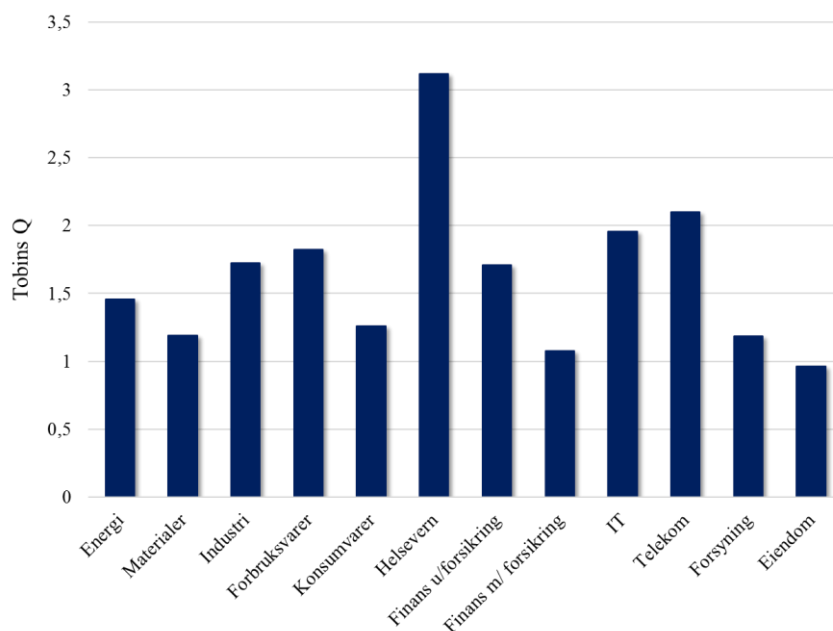
Figur 19 illustrerer Tobins Q per år, vektet på selskapenes total kapital. Det vil si at de større selskapene har større vekt i kalkuleringen av gjennomsnittlig Tobins Q enn de mindre selskapene. Vi ser her igjen et stort fall i 2008 som følge av finanskrisen. Som nevnt er gjennomsnittlig Tobins Q for hele perioden 1,67, men trekkes ned til 1,23 ved total kapitalvektingen. Dette er en indikator på store forskjeller i størrelse på de største og de minste selskapene i datagrunnlaget. I datagrunnlaget har det minste selskapet gjennomsnittlig total kapital på 161 millioner for årene 2005-2015. Det største selskapet har gjennomsnittlig total kapital på 70 milliarder for den samme perioden. At snittet trekkes såpass mye ned ved vektning på total kapital tyder også på at datagrunnlaget består av en større andel mindre selskaper enn større selskaper.

Totalkapital	#Obs.	Gjennomsnittlig Tobins Q	Andel av datagrunnlaget	Akkumulert andel
0-1 MRD	119	2,34	22,2%	22,2%
1-5 MRD	116	1,92	21,7%	43,9%
5-10 MRD	71	1,49	13,3%	57,2%
10-20 MRD	71	1,42	13,3%	70,5%
20-30 MRD	37	1,2	6,9%	77,4%
30-40 MRD	32	1,08	6,0%	83,4%
40-50 MRD	10	0,95	1,9%	85,2%
50-60 MRD	8	1,27	1,5%	86,7%
60-70 MRD	6	1,36	1,1%	87,9%
70+ MRD	65	1,22	12,1%	100,0%

Tabell 22: Deskriptiv statistikk – Antall observasjoner og gjennomsnittlig Tobins Q per totalkapitalsintervall

Tabell 22 bekrefter tankegangen, og viser at over 70 % av selskapsårsobservasjonene har totalkapital under 20 milliarder NOK. Vi ser også at de minste selskapene har høyest Tobins Q, men også at det ikke nødvendigvis er de største selskapene som har lavest. Selskapene med gjennomsnittlig lavest Tobins Q synes å være selskaper med totalkapital mellom 20 og 50 milliarder.

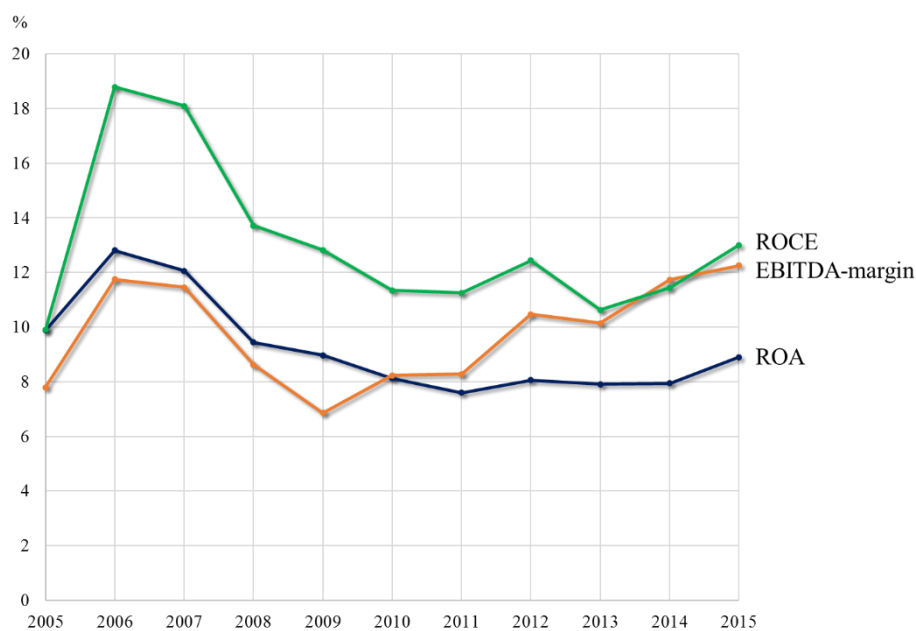
En siste figur vi ønsker å vise er gjennomsnittlig Tobins Q per år for hele perioden fordelt per sektor på Oslo Børs. Som nevnt er det overvekt av mindre selskaper i sektorene helsevern, IT og telekom. Figur 20 viser at det også er disse sektorene som har høyest Tobins Q, som igjen bekrefter at de minste selskapene har høyest Tobins Q. Vi ser at helsevern har desidert høyest Tobins Q på 3,11. Etter helsevern følger telekom og IT med Tobins Q på henholdsvis 2,1 og 1,96. Av figuren synes det også at eiendomssektoren har lavest gjennomsnittlig Tobins Q på 0,97.



Figur 20: Deskriptiv statistikk – Tobins Q per sektor 2005-2015

5.2.2 Lønnsomhet

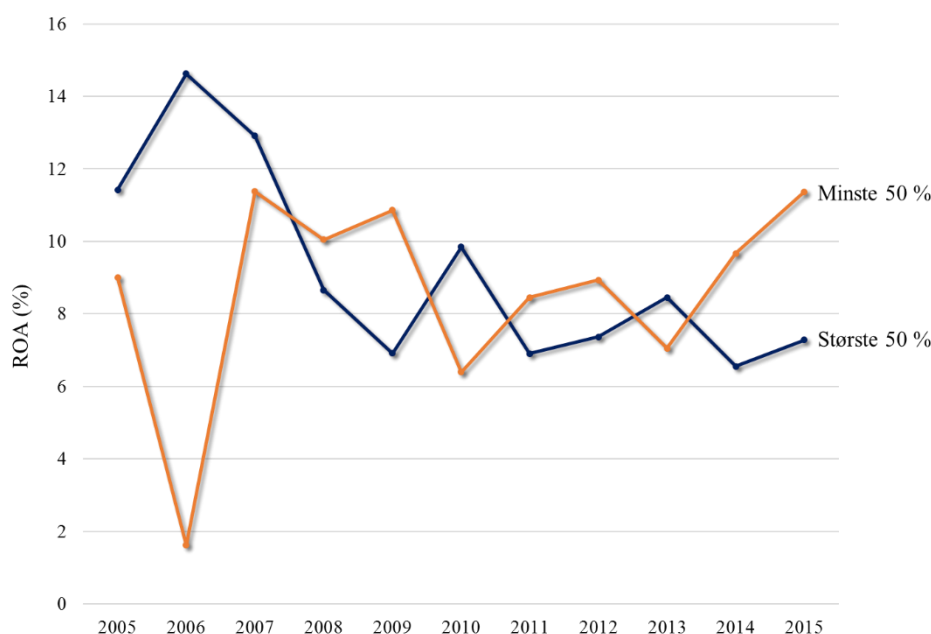
Vi opererer som nevnt med totalt fire avhengige variabler; Tobins Q, ROA, EBITDA-margin og ROCE, hvorav kun Tobins Q og ROA inkluderes i hovedmodellene. I denne seksjonen vil vi likevel se på utviklingen i alle de tre ulike lønnsomhetsmålene ROA, EBITDA-margin og ROCE i løpet av hele perioden. I figur 21 ser man utvikling i lønnsomhet fra 2005 til 2015.



Figur 21: Diskriptiv statistikk – Lønnsomhet (ROA, EBITDA-margin og ROCE) 2005-2015

ROA er vår hovedvariabel for lønnsomhet, og vil være variabelen som i størst grad diskuteres. Her igjen ser man et fall i 2008 som følge av finanskrisen. ROA, sammenliknet med EBITDA-margin og ROCE, synes imidlertid å være mindre volatil, med det minste fallet i 2008. Gjennomsnittlig ROA for 2005 til 2015 er 9,29 %, sammenliknet med 9,27 % for 2006 til 2014.

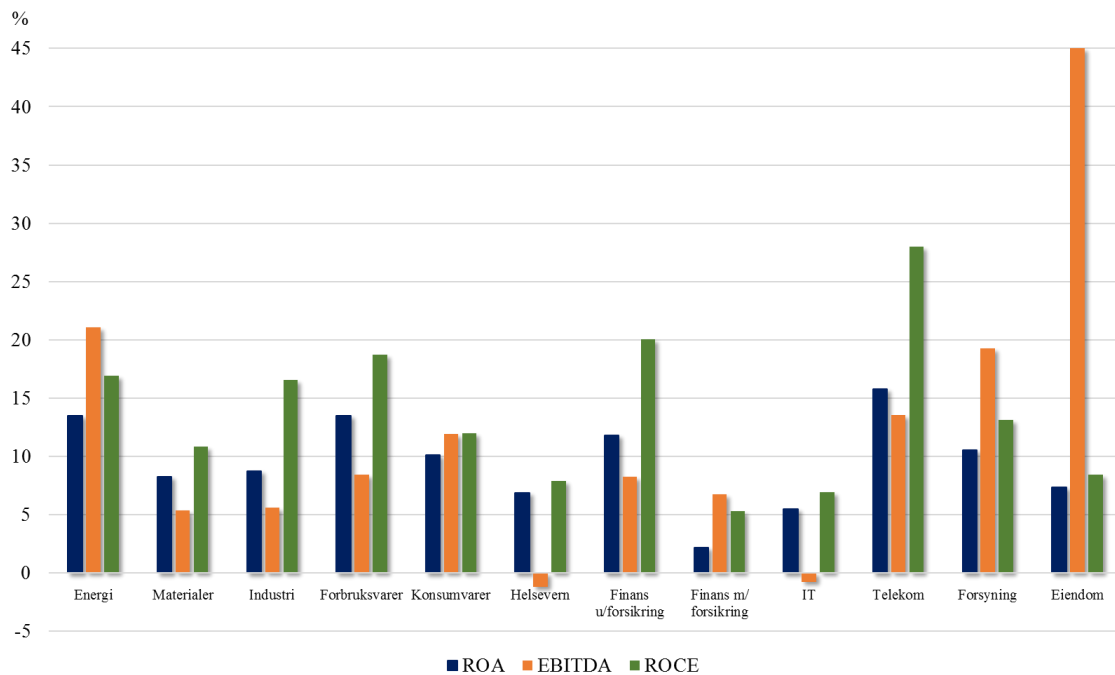
Om vi igjen gjør den samme sammenlikningen for ROA som for Tobins Q og skiller mellom største og minste 50 %-kvantiler får vi resultatene som vises i figur 22. Vi ser at volatiliteten i ROA er stor for begge kvantilene, men likevel størst for de 50 % minste selskapene. Her erfarer de største selskapene et større fall i 2008 enn de minste selskapene. En annen interessant observasjon er at for seks av elleve år har kvantilene ulik retning i endringen av ROA (2006, 2009, 2010, 2011, 2013, 2014).



Figur 22: Deskriptiv statistikk – Gjennomsnittlig ROA 2005-2015, største og minste 50 %-kvantiler

Til slutt viser vi også her gjennomsnittlig lønnsomhet, ved ROA, EBITDA-margin og ROCE, per sektor på Oslo Børs. Uten å studere dette i detalj er det flere interessante observasjoner i figur 23. ROA, vår hovedvariabel for lønnsomhet, synes å være den mest stabile lønnsomhetsvariabelen på tvers av sektorene, uten sterke ekstremverdier. Helsevern og IT synes å ha gjennomgående lavest lønnsomhetsindikatorer, med gjennomsnittlig

negativ EBITDA-margin. EBITDA-marginen har størst forskjeller på tvers av sektorer, med alt fra -1 % (Helsevern) til 45 % (Eiendom).



Figur 23: Deskriptiv statistikk – Lønnsomhet per sektor 2005-2015

5.2.3 Oppsummering og øvrig deskriptiv statistikk

Nå som vi har presentert deskriptiv statistikk knyttet til de avhengige variablene, ønsker vi nå å presentere statistikk direkte knyttet til variablene i regresjonsmodellene. I tillegg til dette presenteres også øvrig diskriptiv statistikk av interesse, med mål om å skape en best mulig kontekst til resultatene. I tabell 23 kan man se antall observasjoner, gjennomsnitt, standardavvik, median, samt øvre og nedre persentiler, knyttet til hver av de relevante variablene. Statistikken tar kun for seg årene 2006-2014, altså de sentrale årene i vår studie.

	#Obs.	Gj. snitt	Std. Avvik	Median	10. per.	90. per.
Avhengige variabler:						
Tobins Q	447	1,60	0,95	1,34	0,86	2,71
ROA	447	9,27	11,51	8,07	-1,22	22,29
EBITDA-margin	447	9,74	20,75	8,45	-6,14	29,88
ROCE	447	13,48	16,78	11,69	-2,06	31,09
Uavhengige variabler:						
Risikokommunikasjon (ord)	427	0,34	0,35	0,27	0,16	0,46
Risikokommunikasjon (NUES)	281	3,50	1,27	4,00	2,00	5,00
Derivatdummy	440	0,78	0,42	1,00	0,00	1,00
(Virkelig verdi av derivater i eiendelsposisjon / Totalkapital)	271	1,18	2,40	0,30	0,00	3,57
(Virkelig verdi av derivater i forpliktelsesposisjon / Totalkapital)	271	1,30	2,56	0,49	0,00	3,34
(Virkelig verdi av netto derivater / Totalkapital)	271	-0,13	3,01	-0,05	-1,89	1,61
Kontrollvariabler:						
Totale eiendeler (MRD NOK)	447	42,40	119,31	6,97	0,35	92,90
Salgsvekst	430	30,76	163,80	6,77	-15,66	50,08
Dividendedummy	447	0,49	0,50	0,00	0,00	1,00
Største eier	435	33,07	18,82	28,00	10,81	62,56
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)	447	1,16	1,15	0,86	0,18	2,23
(Anleggsmidler / Totale eiendeler)	447	54,21	22,28	55,08	25,08	81,34
Annen deskriptiv statistikk av interesse:						
Egenkapital (MRD NOK)	447	14,6	41,9	23,65	0,22	31,3
Gjeld (MRD NOK)	447	27,8	84,2	39,55	0,12	43,2
Markedsverdi (MRD NOK)	447	22,8	64,9	4,53	0,52	51,2
Antall ansatte	447	4728	8147	1577	128	10676

Tabell 23: Deskriptiv statistikk – Samlet deskriptiv statistikk – alle sektorer, 2006-2014

Antall observasjoner for de uavhengige variablene varierer mye basert på tilgjengeligheten av den gitte variabelen. Som nevnt under seksjon 3.4 – Kvalitet på datagrunnlaget – var det variasjoner i tilgjengelighet i selskapenes årsrapporter. Enkelte årsrapporter var kun produkt av skann, og gjorde det dermed umulig å samle antall og andel risikokommuniserende ord. Andel risikokommuniserende ord i årsrapportene gir et gjennomsnitt på 0,34 % av alle ord i årsrapportene, men varierer fra 0,09 % til 4,4 %, med et overtall lavere andeler.

Risikokommunikasjonsvariabelen med basis i NUES-undersøkelsen baserer seg som nevnt på en score mellom 1 og 6, der 6 er høyest. Gjennomsnittet er her 3,50, med nedre og øvre persentiler på henholdsvis 2,00 og 5,00. En viktig bemerkning er for øvrig at NUES-variabelen kun finnes for 281 observasjoner.

Derivatdummyen er samlet for totalt 440 selskapsårsobservasjoner. Denne viser at 78 % av alle selskapsårsobservasjonene har benyttelse av derivater, her inklusive alle finansselskaper. De tre øvrige derivatvariablene, er samlet for 271 selskapsårsobservasjoner, og viser eiendelsderivater, forpliktelsesderivater og nettoderivater som andel av selskapsårsobservasjonens totalkapital. Et interessant funn her er at andel netto derivater er negativ. Gjennomsnittlig andel derivater i eiendelsposisjon vises til 1,18 %, mot forpliktelsesderivater på 1,30 %. Dette tyder på at selskaper har større derivatposter med negative nåverdier, enn derivater med positive nåverdier.

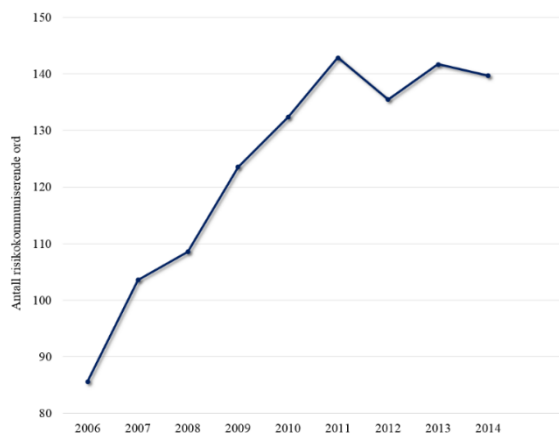
Av kontrollvariablene bemerker vi blant annet at 49 % av selskapsårsobservasjonene innehar utbetaling av dividende. Andel selskaper som har utbetalt dividende har økt i perioden, fra 21 % i 2006 til 70 % i 2014. En annen interessant observasjon er at gjennomsnittlig eierandel av største eier er så høyt som 33 %. Eierandel av største eier har holdt seg stabil gjennom hele perioden, der gjennomsnittet har variert mellom 29 og 35 prosent. Det er likevel store variasjoner i eierandel av største eier på tvers av sektorer. Lavest eierandeler kan finnes i helsevern og IT, med gjennomsnittlig eierandeler på henholdsvis 23 og 24 prosent. De største eierandelene finner vi i sektorene konsumvarer og eiendom, med eierandeler over 45 % av største eier.

Kontrollvariabler og øvrig deskriptiv statistikk av interesse vises i sin helhet i tabell 23. Vi har nå presentert og beskrevet datagrunnlaget, samt relevante sentrale variabler. I de følgende seksjonene nyttes datagrunnlaget i de spesifiserte modellene med mål om å besvare problemstillingen og diskutere hypotesene.

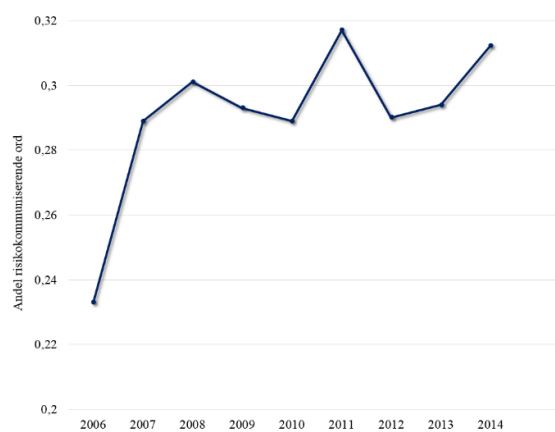
5.3 Analyseresultateter: Risikokommunikasjon

I denne seksjonen gjennomfører vi en rekke regresjoner med mål om å styrke eller falsifisere hypotese 1: *Selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring gjør det bedre enn andre selskaper.*

Målet i denne seksjonen er å se hvordan forklaringskraften i modellene, som målt ved dens justerte R^2 , endres ved inkludering av en av risikokommunikasjonsvariablene i hver regresjon. Vi diskuterer også hvorvidt funn taler for eller i mot den gitte hypotesen. I seksjon 5.4 gjennomføres regresjoner for hypotese 2 til 4, før vi oppsummerer alle funn i 5.5. I hovedkapittel 6 diskuterer vi funnene, og presenterer mulige retninger for videre forskning. Før vi presenterer resultatene, viser vi først statistikk til hver av de to avhengige variablene knyttet til risikokommunikasjon – andel risikokommuniserende ord og NUES-variabelen.

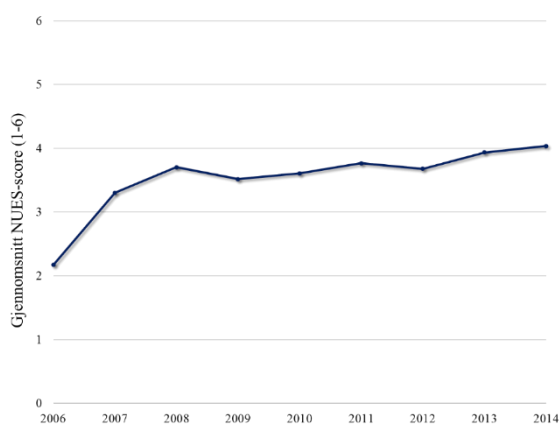


Figur 24: Antall risikokommunisierende ord i årsrapporter (2006-2014).

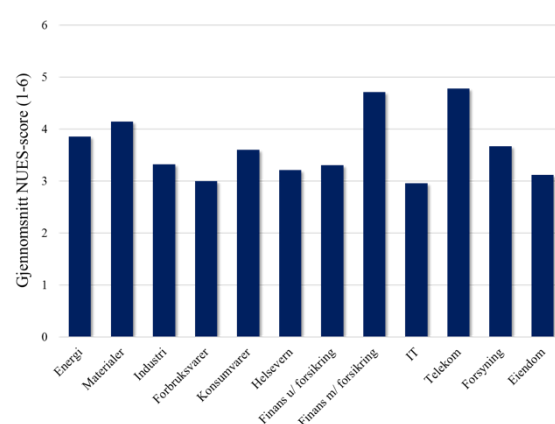


Figur 25: Andel risikokommunisierende ord i årsrapporter (2006-2014).

I figur 24 og 25 viser vi gjennomsnittlig antall og andel risikokommunisierende ord i selskapenes årsrapporter fra 2006 til 2014. Antall risikokommunisierende ord har gått mye opp i perioden, fra et snitt på 86 i 2006 til 140 i 2014. I samme periode har også årsrapportene totalt sett økt i størrelse (antall ord totalt). I 2006 hadde en gjennomsnittlig årsrapport 38000 ord, sammenliknet med 49000 i 2014. Dette er en økning i antall ord på omtrent 30 %. Økningen fra 86 til 140 risikokommunisierende ord er en økning på over 60 %. Dette betyr at den relative andelen risikokommunisierende ord har gått kraftig opp i perioden, noe som også vises i figur 25.



Figur 26: Gjennomsnittlig NUES-score per år (2006-2014).



Figur 27: Gjennomsnittlig NUES-score per sektor (2006-2014).

Når det kommer til EYs NUES-score har også denne forbedret seg i løpet av perioden. I figur 26 ser man gjennomsnittlig NUES-score per år fra 2006 til 2014. Fra et gjennomsnitt på 2,2 i 2006 til 4,0 i 2014, var den største økningen fra 2006 til 2007. I figur 27 viser vi

gjennomsnittlig NUES-score per sektor på Oslo Børs. Forsikringsselskaper og telekomselskaper skiller seg ut som de med høyeste scorer. Forbruksvarer og IT har her lavest gjennomsnittlige NUES-scorer.

Vi har nå presentert statistikk til de avhengige variablene knyttet til risikokommunikasjon. Vi ønsker nå å snu vårt fokus mot de faktiske regresjonsresultatene. Modellen som følger hypotese 1 er som:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Risikokommunikasjon}_{it/t+1} + [\text{Kontrollvariabler}]_{it/t+1} + v_{it}$$

Før vi presenterer regresjonsresultater, presenterer vi kontrollmodellen for hypotese 1. Kontrollmodellen inneholder kun kontrollvariabler, og presenteres inklusive og eksklusive forsikringsselskapene.

	Eks. forsikringsselskaper			Alle sektorer		
	Q	Q	ROA	Q	Q	ROA
Størrelse	-0.127** (0.0598)	-0.162*** (0.0428)	3.106* (1.614)	-0.126** (0.0597)	-0.162*** (0.0422)	3.064* (1.606)
Salgsvekst	-0.000329* (0.000173)	-0.000462** (0.000193)	0.00727** (0.00300)	-0.000318* (0.000173)	-0.000451** (0.000193)	0.00724** (0.00300)
Dividendedummy	0.315*** (0.0963)	0.228*** (0.0848)		0.310*** (0.0926)	0.227*** (0.0813)	
Største eier	-0.00230 (0.00298)	-0.00302 (0.00232)		-0.00195 (0.00291)	-0.00274 (0.00224)	
ROA		0.0228*** (0.00641)			0.0229*** (0.00640)	
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)			-6.366*** (1.701)			-6.442*** (1.665)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²			0.633*** (0.206)			0.639*** (0.202)
Andel anleggsmidler			-0.193*** (0.0736)			-0.187*** (0.0716)
Observasjoner	407	407	458	420	420	473
R ²	0.392	0.473	0.138	0.395	0.476	0.146
Metode	TE	TE	TE	TE	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industriefakter og et konstantledd inkludert, men ikke rapportert.

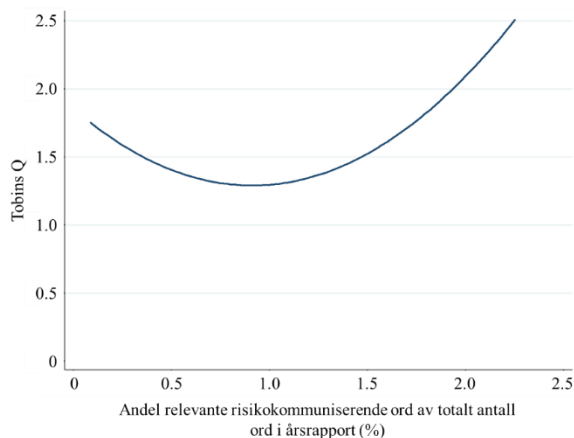
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 24: 2005-2015, eks. og inkl. forsikringsselskaper, Regresjonsresultater – Kontrollmodell.

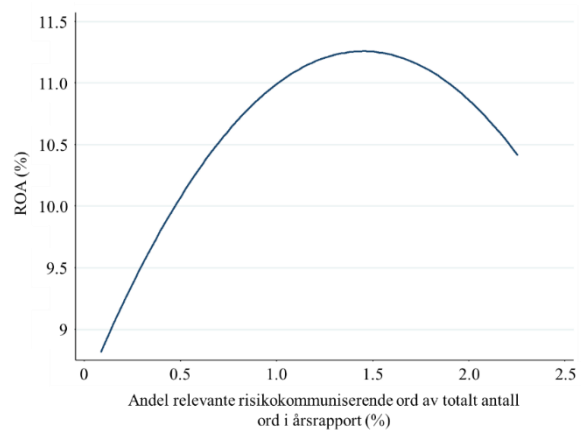
Vi ser her kontrollmodellen der alle år 2005-2015 er inkludert i den grad det er samlet data. For dividendedummyen og største eier er dataen kun samlet for årene 2006-2014, noe som resulterer i færre observasjoner for Tobins Q-modellen enn for ROA-modellen. I alle regresjoner vil resultatene presenteres ved Tobins Q med og uten ROA-kontroll. I kontrollmodellen ser vi, for både regresjonene inklusive og eksklusive forsikringsselskapene, en økning i forklaringskraft på omtrent 8 prosentpoeng ved inkludering av ROA som kontrollvariabel. Vi ser også at modellene med ROA som avhengig variabel har mye lavere forklaringskraft enn Tobins Q-modellene. Vi vil se senere, gjeldende for både Tobins Q og ROA, at forklaringskraften vil øke betraktelig ved inkludering av de sentrale, uavhengige variablene. Vi henviser til appendiks 5 for tilsvarende kontrollmodell med EBITDA og ROCE som avhengige variabler.

5.3.1 Risikokommunikasjon: Bivariate resultater

Som en første indikator på risikokommunikasjons effekt på selskapsverdi og lønnsomhet, presenterer vi her grafiske fremstillinger av bivariate regresjoner. En bivariat analyse er en analyse gjennomført mellom to variabler, gjerne en uavhengig og en avhengig variabel (Storsul, 2005).



Figur 28: Risikokommunikasjon (ord) – Tobins Q: Bivariat analyse.



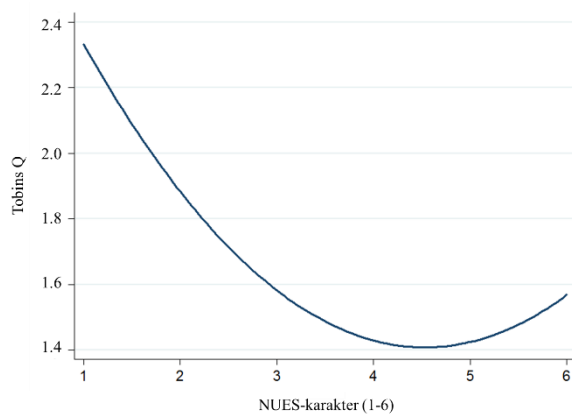
Figur 29: Risikokommunikasjon (ord) – ROA: Bivariat analyse.

I figur 28 ser vi at sammenhengen mellom Tobins Q og andelen relevante risikokommuniserende ord i årsrapportene er fallende til omtrent 1 prosent, og tiltakende deretter, altså en konveks form. Når andel relevante ord kommer opp i 2 prosent er Tobins Q omtrent 2. For ROA ser vi at dette er motsatt med en konkav form. ROA beveger seg fra

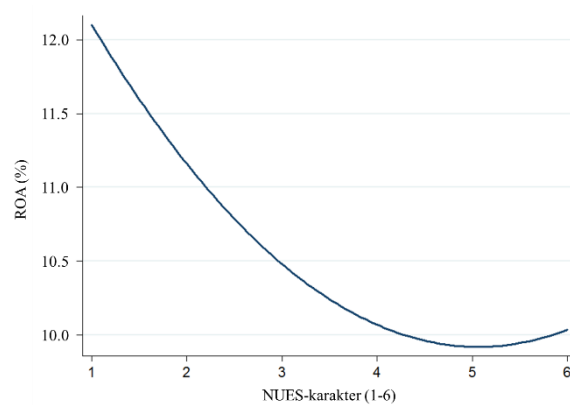
under 9 prosent til 11,25 prosent ved en økning i andel relevante ord med omtrent 1,5 prosentpoeng fra omtrent 0 prosent. Etter dette faller ROA-verdien når andel relevante ord øker.

I appendiks 1 med EBITDA-margin og fra appendiks 2 med ROCE ser vi samme trend som i figur B. Begge har en konkav form, hvor EBITDA oppnår toppunktet med en margin på omtrent 21,5 prosent og andel risikokommuniserende ord på omtrent 1,5 prosent. For ROCE vises toppunktet til omtrent 17,5 prosent når andel ord er 1,1 prosent.

I figur 30 og 31 viser vi de bivariate sammenhengene mellom mellom NUES-variablen og Tobins Q/ROA. Vi ser at begge modellene har konvekse former. Her er bunnpunktet for Tobins Q på 1,4 når selskapenes gradering er omtrent 4,5, og ROA er litt under 10 prosent når graderingen er cirka 5. Det er med andre ord en negativ sammenheng for NUES-karakterene opp mot både Tobins Q og ROA. De som fikk karakter 6 i gjennomsnitt har omtrent samme Tobins Q eller ROA som de som cirka fikk karakter 3,2 i figur 30 og 4,2 i figur 31. Desidert høyeste selskapsverdi hadde de som fikk karakter 1 av EY.



*Figur 30: Risikokommunikasjon (NUES)
– Tobins Q: Bivariat analyse.*



*Figur 31: Risikokommunikasjon (NUES)
– ROA: Bivariat analyse.*

Sammenligner vi figur 30 og 31 med robusthetstestene i appendiks 3 og 4, ser vi at EBITDA-margin har en nesten lineært stigende linje med en liten antydning til eksponentiell vekst. Dette betyr at jo høyere NUES-karakter selskapet hadde, desto høyere var EBITDA-marginen. For ROCE ser vi en tilnærmet lik form som figurene over, bare at formen øker mer etter bunnpunktet i appendiks 4. Selskapene med karakter 6 i appendiks 4 har i

gjennomsnitt en ROCE på cirka 15,5 prosent som er omtrent samme ROCE for de med karakter 2.

En av svakhetene ved bivariate analyser er at de ikke fanger opp andre variablers negative og positive påvirkning (Wooldridge, 2014). Derfor ønsker vi nå å inkludere kontrollvariabler, slik at vi kan holde disse fast, alt annet likt (engelsk: *ceteris paribus*), og se hvor mye risikokommunikasjon da påvirker selskapsverdi.

5.3.2 Risikokommunikasjon: År-til-år

De bivariate analysene tyder altså på svært tvetydige resultater. For å dykke i disse sammenhengene ytterligere har vi, som gjennomgått tidligere, delt hypotese 1 i to underhypoteser. Vi vil i denne seksjonen fokusere utelukkende på hypotese H1-1: *Selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomementer og risikostyring gjør det bedre enn andre selskaper samme år som kommunikasjonen.*

Vi viser her resultater av regresjoner gjennomført med andel risikokommuniserende ord og med NUES-score som forklaringsvariabler. Vi beskriver kort hvilke effekter vi ser, diskuterer statistisk signifikans og/eller insignifikans, samt diskuterer endringen i forklaringskraft. Vi presiserer her at vi har valgt et minimumskrav til signifikansnivå på 10 prosent hos variablene i denne forskningsstudien (Ringdal, 2013).

	Q	Q	ROA
Risikokommunikasjon (ord)	0.111 (0.150)	0.0730 (0.169)	-0.0735 (3.159)
Størrelse	-0.133** (0.0574)	-0.157*** (0.0450)	3.054** (1.340)
Salgsvekst	-0.000331* (0.000176)	-0.000462** (0.000200)	0.00719** (0.00324)
Dividendedummy	0.315*** (0.0961)	0.225*** (0.0868)	
Største eier	-0.00169 (0.00312)	-0.00248 (0.00242)	
ROA		0.0231*** (0.00718)	
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)			-6.490*** (2.009)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²			0.651*** (0.224)
Andel anleggsmidler			-0.182*** (0.0628)
Observasjoner	399	399	400
R ²	0.387	0.465	0.158
Metode	TE	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konstantledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 25: 2006-2014, eks. forsikringsselskaper, regresjonsresultater – Risikokommunikasjon (ord), år-til-år

Alle regresjoner i tabell 25 er gjennomført ved utelatelse av alle forsikringsselskaper. Vi ser at forklaringskraften, ved justert R², reduseres for begge de to Tobins Q-modellene.

Forklaringskraften i ROA-modellen øker fra 13,8 prosent til 15,8 prosent som tilsvarer en økning på 2 prosentpoeng, noe vi regner som minimalt. Vi finner i disse regresjonene ingen støtte for hypotese 1 som følge av insignifikans i risikokommunikasjonsvariabelen i alle regresjoner. Til tross for at ingen av regresjonene har statistisk signifikans, viser begge Q-modellene noe som kan tyde på positive effekter av risikokommunikasjon.

Om vi heller bytter ut Tobins Q og ROA med EBITDA-margin og ROCE, ser vi fra appendiks 6 at EBITDA gir en positiv verdi og at ROCE gir en negativ verdi. Vi merker oss

samtidig at verdiene ikke er statistisk signifikante på et 10 prosenters signifikansnivå som vi anser som et minimum i vår studie.

For å teste hypotese 1-1 videre, vil vi nå bruke de samme kontrollvariablene og avhengige variabler som i tabell 25, men bytter nå ut andel ord-variabelen med NUES-variabelen. For regresjoner med NUES-variabelen inkluderes alle sektorer.

	Q	Q	ROA
Risikokommunikasjon (NUES)	-0.0511 (0.104)	-0.0547 (0.0959)	0.367 (0.874)
Størrelse	-0.152 (0.0984)	-0.218*** (0.0785)	3.489 (2.297)
Salgsvekst	-0.000314* (0.000170)	-0.000452** (0.000185)	0.00583* (0.00339)
Dividendedummy	0.229* (0.122)	0.149 (0.101)	
Største eier	0.00264 (0.00503)	0.000735 (0.00390)	
ROA		0.0280*** (0.00636)	
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)			-4.168** (1.783)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²			0.322 (0.207)
Andel anleggsmidler			-0.210** (0.0820)
Observasjoner	269	269	273
R ²	0.340	0.467	0.198
Metode	TE	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konstantledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 26: 2006-2014, alle sektorer, regresjonsresultater – Risikokommunikasjon (NUES), år-til-år

Hensikten med tabell 26 er å se om selskapsprestasjoner basert på NUES-rangeringene korrelerer positivt med selskapsverdi og lønnsomhet. En positiv samvariasjon tilsier at jo bedre NUES-karakter selskapene hadde, desto høyere ble selskapsverdien og lønnsomheten. Signifikant positive verdier vil her bidra til å støtte under vår 1-1-hypotese.

Fra tabellen ser vi at selskapers kommunikasjon av risiko i årsrapportene gir en negativ påvirkning på Tobins Q og en positiv påvirkning på ROA. Videre er ingen av disse verdiene signifikante innenfor et 90 prosent konfidensintervall. Dette resultatet er gjennomgående også når vi bytter ut kontrollvariablene med andre kontrollvariabler. På bakgrunn av at ingen P-verdier kan vises til 10 prosent eller mindre, signaliserer dette at vi ikke kan trekke noen klar konklusjon om risikokommunikasjonens påvirkning på selskapsverdi og lønnsomhet. Vi ser også at forklaringsgraden, justert R^2 , for Tobins Q uten ROA-kontrollvariabel reduseres med 5,5 prosentpoeng og Tobins Q med ROA-kontrollvariabel reduseres med 0,9 prosentpoeng, sammenlignet med tabell 24. For ROA-modellen øker forklaringsgraden med 5,2 prosentpoeng.

Bytter vi nå ut Tobins Q og ROA med EBITDA-margin og ROCE som vist i appendiks 7, ser vi at begge verdiene er positive, men ikke statistisk signifikant på et 10 prosent signifikansnivå. Dette understøtter ikke-signifikansen til NUES-karakterene i tabell 26, og derfor anses funnene som robuste.

Oppsummerer vi funnene så langt, tyder disse på at selskapsverdien og lønnsomheten ikke påvirkes av risikokommunikasjonen det samme året som risikokommunikasjonen måles. Dette svekker hypotese H1-1. Vi vil nå se videre på om risikokommunikasjonen i år påvirker selskapsverdien neste år.

5.3.3 Risikokommunikasjon (forsinkede effekter)

Formålet med denne seksjonen er å se om det man kommuniserer av risiko i år påvirker selskapsverdien og lønnsomheten året etter. Årsaken til at dette virker naturlig og fornuftig er at årsrapporten for inneværende år først blir publisert og offentliggjort i første halvdel av påfølgende år. Derfor kan for eksempel eksterne interessenter agere på den interne informasjonen om risikobildet først året etter, noe som kan påvirke selskapsverdien. Samtidig kan det hende at interne prosesser starter samme år som årsrapporten gjelder for, men at verdirealiseringen først kommer året etter. Vi vil derfor i denne delen fokusere på følgende hypotese, H1-2: *Selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring gjør det bedre enn andre selskaper året etter kommunikasjonen (forsinket effekt).*

	Q (t+1)	Q (t+1)	ROA (t+1)
Risikokommunikasjon (ord)	0.0778 (0.217)	0.0684 (0.206)	0.976 (2.662)
Størrelse	-0.124*** (0.0438)	-0.131*** (0.0363)	2.368 (1.478)
Salgsvekst	0.000139 (0.000280)	-0.000166 (0.000280)	0.0153 (0.0138)
Dividendedummy	0.286*** (0.0874)	0.206*** (0.0723)	
Største eier	-0.00500 (0.00312)	-0.00567** (0.00248)	
ROA		0.0201*** (0.00357)	
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)			-7.003*** (2.138)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²			0.688*** (0.206)
Andel anleggsmidler			-0.145** (0.0702)
Observasjoner	335	335	383
R ²	0.379	0.474	0.119
Metode	TE	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konstantledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 27: 2006-2014, eks. forsikringsselskaper, regresjonsresultater – Risikokommunikasjon (ord), forsinkede effekter

Vi ønsker å undersøke om andel relevante risikokommuniserende ord har en forsinket effekt på selskapsverdi og lønnsomhet. Signifikant positive verdier for risikokommunikasjon vil her understøtte H1-2, mens signifikant negative verdier bidrar til å forkaste hypotesen.

Tabellen viser at alle de tre modellene gir positivt utslag på selskapsverdi når det gjelder antall risikoord kommunisert, men ingen av forklaringsvariablene er signifikante innenfor et 90 prosent konfidensintervall. Videre ser vi at justert R² reduseres med 1,3 og 1,9 prosentpoeng for Tobins Q-modellen uten ROA og for ROA-modellen, sammenlignet med tabell 24. Tobins Q med ROA øker derimot bare med 0,1 prosentpoeng.

Fra appendiks 8 ser vi at risikokommunikasjon, ved andel risikokommuniserende ord, har positiv effekt på EBITDA-margin året etter, men at verdien ikke er signifikant på 10 prosent signifikansnivå. Videre gir andel risikokommuniserendeord en liten negativ påvirkning på ROCE året etter, men heller ikke her er verdien signifikant innenfor minimumskravet vårt.

	Q (t+1)	Q (t+1)	ROA (t+1)
Risikokommunikasjon (NUES)	0.0327 (0.0589)	0.0192 (0.0506)	0.0104 (0.722)
Størrelse	-0.172** (0.0789)	-0.174** (0.0709)	3.542 (2.763)
Salgsvekst	0.000128 (0.000309)	-0.000198 (0.000269)	0.0139 (0.0164)
Dividendedummy	0.269** (0.120)	0.156 (0.105)	
Største eier	-0.00391 (0.00482)	-0.00423 (0.00392)	
ROA		0.0219*** (0.00520)	
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)			-4.703** (2.095)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²			0.325 (0.223)
Andel anleggsmidler			-0.171 (0.112)
Observasjoner	221	221	250
R ²	0.349	0.427	0.130
Metode	TE	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konstantledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 28: 2006-2014, alle sektorer, regresjonsresultater – Risikokommunikasjon (NUES), forsinkede effekter

I tabell 28 ønsker vi å undersøke om det finnes en forsinkelseeffekt som i tabell 27, nå med utgangspunkt i NUES-karakterer.

Igjen ser vi positive verdier for risikokommunikasjon, men ingen av disse verdiene er signifikante innenfor et 90 prosents konfidensintervall. Derfor kan det heller ikke her trekkes noen slutning på om risikokommunikasjon bidrar positivt på selskapsverdi. Vi ser også at forklaringsgraden for alle de tre modellene reduseres sammenlignet med tabell 24; Tobins Q-modellen uten ROA går ned med 4,6 prosentpoeng, Tobins Q-modellen med ROA går ned med 4,9 prosentpoeng og ROA-modellen beveger seg ned med 1,6 prosentpoeng.

Appendiks 9 viser hvordan NUES-karakteren påvirker EBITDA og ROCE, hvor førstnevnte mål påvirkes negativt og sistnevnte påvirkes positivt. Dette hjelper oss lite når verdiene ikke er signifikante innenfor et 10 prosents signifikansnivå. Videre ser vi at bare andel anleggsmidler i ROCE-modellen gir statistisk signifikans innenfor et konfidensintervall på 90 prosent, med en negativ verdi. Resten av kontrollvariablene gir ingen signifikans innenfor 10 prosents signifikansnivå.

Når vi ser på regresjonsmodellene så langt virker det som selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring gjør det verken bedre eller dårligere enn andre selskaper året etter kommunikasjonen. Dette fant vi også for H1-1, og når vi ser begge hypotesene under et, ser vi tegn til at risikokommunikasjon ikke har noen påvirkning på selskapsverdi eller lønnsomhet. Vi kommer dypere inn på dette når vi diskuterer resultatene i neste hovedkapittel.

Vi har nå analysert hvordan kommunikasjon av risiko påvirker selskapsverdi og lønnsomhet. Neste steg vi ønsker å ta er å se om faktiske tiltak, altså bruk av derivater, har påvirkning på selskapsverdi og lønnsomhet.

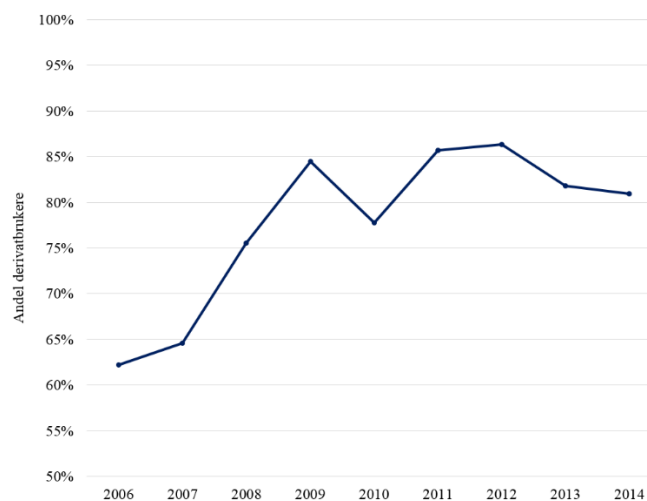
5.4 Analyseresultater: Derivater

I denne seksjonen ønsker vi å analysere om bruken av derivater medfører høyere, lavere eller om det ikke har noen effekt på selskapsverdi og lønnsomhet. I første omgang presenterer vi deskriptiv statistikk knyttet til utviklingen av derivatbrukere i vårt datasett. Deretter ser vi på de tre modellene våre – Tobins Q ikke kontrollert for ROA, Tobins Q kontrollert for ROA og ROA-modellen – med bare kontrollvariabler. Deretter inkluderer vi de ulike uavhengige variablene knyttet til derivater og derivatbenyttelse. Disse variablene er en dummy for

derivatbenyttelse/ikke-derivatbenyttelse, eiendelsderivater, nettoderivat og forpliktelsesderivater.

5.4.1 Derivatbrukere versus ikke-derivatbrukere

Vi ønsker i denne seksjonen å se om selskaper som benytter derivater gjør det bedre enn andre selskaper, noe som svarer opp til hypotese 2 i vår studie. Først skal vi nå se på andel brukere av derivater i vårt datagrunnlag, og dets utvikling. Fra figuren under ser vi at andel brukere av derivater har økt fra 62 prosent til 81 prosent fra 2006 til 2014. Dette er en betydelig økning på 19 prosentpoeng, og vi ser spesielt at økningen kom fra 2006 frem til 2009 da andelen nesten var 85 prosent.



Figur 32: Andel derivatbrukere i datagrunnlaget (2006-2014)

I tabell 29 finner vi at 310 observasjoner har derivater og at 90 observasjoner ikke har derivater. For observasjoner med derivater ser vi at Tobins Q har et gjennomsnitt på 1,5 og for observasjoner uten derivatbruk ser vi at gjennomsnittverdien for Tobins Q er 2. Tar vi differansen, verdien for derivater minus verdien for ikke-derivater, får man en negativ differanse på -0,5, signifikant innenfor et konfidensintervall på 99 prosent. Derimot får ROA en gjennomsnittverdi på 10,7 % ved derivatbenyttelse i motsetning til 5,3 % for ikke-derivatbenyttere. Ved å ta differansen her får vi en positiv ROA-differanse på 5,5 % som er signifikant innenfor et konfidensintervall på 99 prosent. Benyttelse av derivater gir med andre ord i denne sammenhengen ulike effekter på Tobins Q og ROA.

	Derivater=JA		Derivater=NEI		Differanse (3) = (1) - (2)	t-stat
	Gj.snitt (1)	#Obs.	Gj.snitt (2)	#Obs.		
<i>Alle selskapsårsobservasjoner</i>						
Tobins Q	1,49	310	2,023	90	-0,5323***	-4,78
ROA	10,742	310	5,251	90	5,491***	4,28
<i>Øverste 50 %</i>						
Tobins Q	1,282	194	1,578	8	-0,296	-1,22
ROA	9,812	194	7,453	8	2,359	0,73
<i>Nederste 50 %</i>						
Tobins Q	1,84	116	2,073	81	-0,233	1,49
ROA	12,298	116	5,02	81	7,278***	4,12

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

Tabell 29: Derivatbrukere versus ikke-derivatbrukere

Ved å se på de 50 prosent øverste observasjonene rangert ut fra totale eiendeler i tabellen over, ser vi at differansen mellom derivatbenyttelse og ikke-derivatbenyttelse for Tobins Q og ROA gir verdier på henholdsvis -0,3 og 2,4. Vi merker oss også at antall observasjoner er 8 for ikke-benyttelse av derivater blant de største selskapene. Dette betyr at antall observasjoner er for lave alene til at man kan få signifikante og generaliserbare differanseverdier innenfor et signifikansnivå på 10 prosent (Løvås, 2004).

Når vi nå går inn på de nederste 50 prosent av observasjonene rangert etter totale eiendeler, får vi 116 observasjoner med ja for derivater og 81 observasjoner med nei.

Gjennomsnittsverdien for Tobins Q med derivater er 1,8. For observasjonene uten derivater vises Tobins Q til 2,1. Man får altså også her en negativ Tobins Q-differanse, men verdien er ikke signifikant innenfor et 10 prosents signifikansnivå. ROAs gjennomsnittsverdi med derivater er 12,3 og for observasjonene uten derivater er verdien 5. Denne differansen tilsvarer 7,3 prosentpoeng, og er signifikant innenfor et konfidensintervall på 99 prosent.

Neste steg er nå å undersøke om selskaper som bruker derivater har høyere Tobins Q og ROA, sammenlignet med de som ikke benytter seg av derivater. Vi skal derfor først introdusere modellene vi valgte å bruke, altså kontrollvariablene, og deretter inkludere en dummyvariabel for benyttelse av derivater.

	Q	Q	ROA
Størrelse	-0.163*** (0.0549)	-0.175*** (0.0479)	1.904* (1.030)
Salgsvekst	-0.000308* (0.000187)	-0.000441** (0.000204)	0.00815** (0.00332)
Dividendedummy	0.328*** (0.100)	0.260*** (0.0852)	
Største eier	-0.00386 (0.00256)	-0.00417* (0.00227)	
ROA		0.0174*** (0.00598)	
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)			-7.159*** (1.733)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²			0.688*** (0.211)
Andel anleggsmidler			-0.132** (0.0555)
Observasjoner	383	383	431
R ²	0.400	0.450	0.154
Metode	TE	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konstantledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 30: 2006-2014, eks. finansselskaper, regresjonsresultater – Kontrollmodell

Vi ser her at både størrelse og salgsvekst har signifikant negativ påvirkning på Tobins Q innenfor et konfidensintervall på minimum 90 prosent. For ROA-modellen ser vi at disse verdiene er positive og innenfor et konfidensintervall på 90 prosent. Dummyen for om selskapet betaler ut dividende gir positivt utslag på Tobins Q og har et signifikansnivå bedre eller lik 1 prosent. Ser vi på prosentandelen som største eier har, viser denne variabelen en negativ påvirkning på Tobins Q, skjønt kun signifikant ved inkludering av ROA-kontroll. Kontrollvariabelen ROA bidrar positivt på Tobins Q og er innenfor et konfidensintervall på 99 prosent. Giringraten har en signifikant negativ påvirkning på ROA-modellen til et visst bunnpunkt, siden den kvadrerte av giringraten er signifikant positiv innenfor et konfidensintervall på 99 prosent. Andel anleggsmidler påvirker også ROA-modellen negativt og verdien befinner seg innenfor et konfidensintervall på 99 prosent. Forklaringsgraden, R², er 40 prosent, 45 prosent og 15,4 prosent for henholdsvis Tobins Q uten ROA, Tobins Q med ROA og ROA-modellen.

Vi vil nå inkludere dummyen for derivatbenyttelse/ikke-derivatbenyttelse, vist i tabell 7. Signifikante, positive verdier for derivatdummyen gir en indikasjon på at bruk av derivater påvirker selskapsverdi og lønnsomhet positivt.

	Q	Q	ROA
Derivatdummy	0.214*	0.174*	3.858***
	(0.121)	(0.104)	(1.322)
Størrelse	-0.191***	-0.199***	1.599
	(0.0487)	(0.0440)	(0.976)
Salgsvekst	-0.000355*	-0.000467**	0.00836**
	(0.000183)	(0.000200)	(0.00352)
Dividendedummy	0.326***	0.259***	
	(0.100)	(0.0855)	
Største eier	-0.00314	-0.00351	
	(0.00262)	(0.00240)	
ROA		0.0170***	
		(0.00599)	
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)			-7.398***
			(1.880)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²			0.717***
			(0.223)
Andel anleggsmidler			-0.148***
			(0.0565)
Observasjoner	383	383	387
R ²	0.410	0.453	0.221
Metode	TE	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industriefakter og et konstantledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 31: 2006-2014, eks. finansselskaper, regresjonsresultater – Derivatdummy

Fra tabellen ser vi at derivatdummyene i Tobins Q-modellene er statistisk signifikante og positive på 10 prosent signifikansnivå. For ROA-modellen er derivatdummyen positiv signifikant innenfor et konfidensintervall på 99 prosent. Dette antyder at bruk av derivater har en positiv effekt på selskapsverdien og lønnsomheten. Forklaringsgraden, justert R², for Tobins Q-modellen uten og med ROA er henholdsvis 41,0 prosent og 45,3 prosent, mens for ROA-regresjonen ser vi at den forklarer 22,1 prosent.

En robusthetstest bytter ut en variabel med en lignende variabel for å se om regresjonsmodellene fortsatt gir statistisk signifikans (Wooldridge, 2014). Dette har vi gjort i appendiks 11 for analysene tilknyttet tabell 7. Her ser vi at at dummyen for derivatbruk i EBITDA-modellen fortsatt er positiv og statistisk signifikant på 95 prosent konfidensintervall. Den andre regresjonen i appendiks 11 er med ROCE, avkastning på sysselsatt kapital, som avhengig variabel. Denne modellen gir ingen signifikans for derivatdummyen, men har positiv retning. Basert på appendiks 11 ser det derfor ut til at EBITDA-modellen bidrar til at vi har robuste svar, mens ROCE-modellen er et argument mot dette.

Summerer vi opp funnene til nå, tyder analysene på at bruk av derivater har en statistisk signifikant påvirkning i positiv retning på selskapsverdi og lønnsomhet. Dette støttes opp av en robust derivatdummy som har signifikant positiv effekt på EBITDA-margin, men ikke ved hjelp av en robusthetstest med ROCE. Det ser altså ut til at analysene gir støtte for H2, noe som vi kommer tilbake til i kapittel 6.

5.4.2 Virkelige derivatverdier

I denne seksjonen ser vi på i hvor stor grad faktiske derivatverdier, målt som andel av totale eiendeler, har en effekt på lønnsomhet og selskapsverdi. Før vi går dypere inn på de multiple regresjonsmodellene, skal vi nå se på antall observasjoner av eiendels- og nettoderivater.

	Tobins Q		ROA	
	> 1,0	< 1,0	> 0	< 0
Antall observasjoner eiendels-/nettoderivater	185	60	230	15

Tabell 32: Antall observasjoner eiendels- og nettoderivater.

Tabellen over viser at vi har 185 eiendels- og nettoobservasjoner hvor Tobins Q er over 1 og 60 observasjoner hvor Tobins Q er under 1. Videre ser vi at det er 230 observasjoner med ROA-verdier høyere enn 0, men kun 15 observasjoner med negative ROA-verdier. Vi merker oss her at sistnevnte observasjonsstørrelse er for liten til å gi statistisk, generaliserbar signifikans alene, jamfør tommelfingerregelen om at gjennomsnittet er tilnærmet normalfordelt hvis utvalgsstørrelsen er større eller lik 20 (Løvås, 2004).

Tabell 33 inneholder ulike Tobins Q-regresjoner for derivater postert som eiendeler i årsregnskapet og nettoverdien av derivatbruk med (1) alle mulige observasjoner, (2) alle observasjoner med Tobins Q over 1, og (3) alle observasjoner med Tobins Q under 1.

Formålet med disse tolv Tobins Q-modellene er å teste 3-1-hypotesen: *Selskaper med Tobins Q over 1,0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater, og/eller høyere netto virkelige verdier av derivater, oppnår lavere Tobins Q enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0.*

	Alle selskaper						Tobins Q > 1,0						Tobins Q < 1,0						
	Q		Q		Q		Q		Q		Q		Q		Q		Q		
	Q	TE	Q	TE	Q	TE	Q	TE	Q	TE	Q	TE	Q	TE	Q	TE	Q	TE	
Eiendelsderivater	-0.0282 (0.0227)	-0.0444 (0.0285)					-0.0339 (0.0237)	-0.0500* (0.0300)							-0.00520 (0.00668)	-0.0115*** (0.00409)			
Nettoderivater			-0.0235 (0.0191)	-0.0282 (0.0207)					-0.0228 (0.0183)	-0.0280 (0.0205)							-0.00743 (0.00906)		
Størreke	-0.0845 (0.0516)	-0.0800 (0.0509)	-0.0895* (0.0492)	-0.0908** (0.0462)			-0.0693 (0.0611)	-0.0659 (0.0605)	-0.0769 (0.0575)	-0.0781 (0.0559)					0.0222 (0.0155)	0.0196 (0.0157)	0.0217 (0.0162)		
Salgsvekst	-0.000324 (0.000247)	-0.000514* (0.000278)	-0.000317 (0.000245)	-0.000499* (0.000264)			-0.000381 (0.000339)	-0.000526 (0.000360)	-0.000372 (0.000333)	-0.000502 (0.000343)					7.96e-05 (0.000340)	-0.000161 (0.000311)	3.81e-05 (0.000332)		
Dividenddummy	0.325*** (0.121)	0.231** (0.104)	0.332*** (0.124)	0.231** (0.102)			0.306** (0.134)	0.248* (0.133)	0.310** (0.133)	0.253** (0.129)					-0.0254 (0.0288)	-0.0478* (0.0275)	-0.0240 (0.0283)		
Største eter	-0.00591* (0.00353)	-0.00655* (0.00336)	-0.00609* (0.00359)	-0.00648* (0.00336)			-0.00729* (0.00379)	-0.00824** (0.00362)	-0.00744* (0.00391)	-0.00834** (0.00375)					0.000423 (0.000676)	0.000246 (0.000670)	0.000496 (0.000663)		
ROA		0.0240** (0.0106)	0.0230** (0.00970)	0.0230** (0.00970)			0.0212* (0.0116)	0.0212* (0.0116)	0.0212* (0.0116)	0.0199* (0.0108)					0.00543*** (0.00144)	0.00543*** (0.00144)	0.00641*** (0.00132)		
Observasjoner	238	238	238	238			178	178	178	178					60	60	60		
R ²	0.455	0.502	0.458	0.505			0.386	0.424	0.388	0.422					0.396	0.494	0.408		
Metode	TE	TE	TE	TE			TE	TE	TE	TE					TE	TE	TE		

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konstantledd inkludert, men ikke rapportert.

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

Tabell 33: 2006-2014, eks. finansselskaper, regresjonsresultater – Virkelige verdier av derivater i eiendelsposisjon og nettopposisjon på Tobins Q

Fra tabellen over ser vi at modellene med alle observasjoner, men eksklusiv finansselskaper, har negative verdier for eiendels- og nettoderivater, men også at disse verdiene ikke er signifikante innenfor et 90 prosent konfidensintervall. Her kan vi altså ikke konkludere med at eiendels- og nettoderivater påvirker Tobins Q verken positivt eller negativt. Antall observasjoner er 238 i disse fire modellene, og forklaringsgraden varierer mellom 45,5 og 50,5 prosent.

Vi ser videre fra tabellen at modellene med Tobins Q-observasjoner større enn 1 har negative verdier. Her er det bare eiendelsmodellen kontrollert for ROA som har signifikant derivatverdi innenfor et konfidensintervall på 90 prosent. Dette tyder altså på at jo høyere andel selskapet har av eiendelsderivater, desto lavere blir Tobins Q når man kontrollerer for ROA.

De siste fire modellene i tabellen inneholder observasjoner med Tobins Q mindre enn 1, og vi ser her at antall observasjoner er 60 i hver modell. Både eiendels- og nettoderivatvariabelen uten kontrollvariabelen ROA har negative verdier og er ikke signifikante innenfor et konfidensintervall på 90 prosent. Heller ikke noen av kontrollvariablene i disse to modellene anses som signifikante innenfor minimumskravet. Forklaringsgraden for eiendelsmodellen er 39,6 prosent og for nettomodellen er denne 40,8 prosent.

Ser vi nå på eiendels- og nettoderivatmodellen kontrollert for ROA får vi signifikante variabler. Eiendelsderivatvariabelen er signifikant negativ innenfor et 99 prosent konfidensintervall, mens kontrollvariabelen ROA er signifikant positiv innenfor samme konfidensintervall. Ved å inkludere ROA i modellen ser vi at forklaringsgraden, justert R-kvadrat, øker til 49,4 prosentpoeng, altså en økning på 9,8 prosentpoeng.

Til slutt i tabellen studerer vi nettoderivatmodellen med ROA. Fra nettoderivatvariabelen legger vi merke til at verdien er negativ og signifikant innenfor et 95 prosent konfidensintervall. Også her ser vi at ROA er signifikant positiv innenfor et 99 prosent konfidensintervall, og at forklaringsgraden øker til 53,5 prosent, som tilsvarer en økning på 12,7 prosentpoeng når variabelen inkluderes i modellen.

Funnene fra eiendelsderivatmodellen kontrollert for ROA med Tobins Q større enn 1, tyder på at selskaper med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater og Tobins Q over 1, oppnår lavere Tobins Q sammenlignet med andre selskaper med Tobins Q over 1. Dette samsvarer med hva vi forventet å finne i H3-1. Derimot finner vi ingen tilsvarende, signifikante argumenter for netto virkelige verdier av derivater, men ser at eiendels- og nettomodellen kontrollert for ROA med Tobins Q under 1 gir signifikante, negative verdier. I tillegg ser vi at ROA har en signifikant positiv påvirkning på Tobins Q, noe en betydelig økning i forklaringsgraden understøtter.

I neste del skal vi se hvordan eiendels- og nettoderivater gjenspeiler seg i ROA-verdien med alle observasjoner og for observasjoner med ROA større enn 0. Med tabell 34 ønsker vi å se hvordan eiendelsderivater og nettoverdi av derivater påvirker ROA-verdien for alle observasjoner, og til slutt observasjoner med ROA-verdi høyere enn 0. Dette gjøres for å teste hypotese 3-2: *Selskaper med ROA over 0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater, og/eller høyere netto virkelige verdier av derivater, oppnår lavere ROA enn andre selskaper med ROA over 0.*

	Alle selskaper		ROA > 0	
	ROA	ROA	ROA	ROA
Eiendelsderivater	0.605** (0.243)		0.535** (0.230)	
Nettoderivater		0.183** (0.0838)		0.162** (0.0813)
Størrelse	0.599 (0.696)	0.728 (0.688)	0.918 (0.792)	0.991 (0.766)
Salgsvekst	0.0119*** (0.00203)	0.0115*** (0.00185)	0.0103*** (0.00214)	0.00981*** (0.00204)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)	-5.367*** (1.723)	-5.394*** (1.792)	-5.257*** (1.798)	-5.132*** (1.833)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²	0.526** (0.230)	0.518** (0.235)	0.558*** (0.209)	0.524** (0.210)
Andel anleggsmidler	-0.160** (0.0686)	-0.158** (0.0640)	-0.139* (0.0775)	-0.135* (0.0730)
Observasjoner	239	239	226	226
R ²	0.450	0.443	0.410	0.400
Metode	TE	TE	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konstantledd inkludert, men ikke rapportert.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 34: 2006-2014, eks. finansselskaper, regresjonsresultater – Virkelige verdier av derivater i eiendelsposisjon og nettoposisjon på ROA

Vi ser fra tabellen at både eiendelsderivatene og nettoderivatene påvirker ROA positivt når alle observasjoner er tatt med og når vi utelater ROA-observasjoner som er mindre eller lik null. Samtidig er disse fire forklaringsvariablene signifikante innenfor et konfidensintervall på 95 prosent. Dette tyder på at jo høyere andel eiendelsderivater og nettoderivater et selskap har, desto høyere er selskapets lønnsomhet.

Fra justert R² ser vi at forklaringsgraden ligger mellom 40 og 45 prosent for de fire modellene. Man ser også at de to første regresjonene har 239 observasjoner, mens de to siste med bare positive ROA-verdier har 226 observasjoner. Det betyr at 13 observasjoner var mindre eller lik null, noe som tilsvarer 5,44 prosent av de 239 observasjonene.

Bytter vi nå ut ROA med EBITDA og ROCE som i appendiks 12, ser vi først at eiendels- og nettoderivatvariabelen med alle observasjoner, ikke gir noe signifikans innenfor minimumsnivået for EBITDA-margin. Vi skal nå se mer på avkastningen til sysselsatt kapital, ROCE, med alle observasjoner. Både eiendels- og nettovariabelen er positiv, hvor førstnevnte er signifikant innenfor et 95 prosent konfidensintervall og sistnevnte er signifikant innenfor et konfidensintervall på 90 prosent. De siste to modellene i appendiks 12 ser på eiendels- og nettoderivater når ROCE er over 0. Fra førstnevnte modell ser vi at eiendelsderivatverdien er positiv med signifikans innenfor et konfidensintervall på 95 prosent. Ser vi på nettoderivatmodellen, legger man merke til at nettoderivatverdien er positiv, men ikke signifikant innenfor et 90 prosent konfidensintervall. Vi velger derfor ikke å gå mer i dybden på denne modellen her, men merker oss de signifikante og ikke signifikante kontrollvariablene samt om verdiene er signifikant positive eller negative.

Oppsummert tyder tabell 34 på at eiendels- og nettoverdier av derivater påvirker ROA signifikant positivt. Sammenligner vi med appendiks 12, ser vi at dette understøttes av verdiene på eiendelsderivatene som har signifikant positiv påvirkning i ROCE-modellene. Derfor kan man anse resultatet som robuste for eiendelsverdiene, selv om EBITDA-modellen ikke gir signifikant eiendelsverdi. For nettoderivater er verdiene signifikant positive, men ikke robuste. Dette funnet strider mot *H3-2*, og er sådan et argument mot delhypotesen og signaliserer at den bør forkastes.

Ser vi nå samlet på *H3-1* og *H3-2*, kan vi ta for oss hypotese 3: *Selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater, og/eller høyere netto virkelige verdier av derivater, gjør det dårligere enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0.* På bakgrunn av de to foreliggende analysene tyder disse på at selskaper med Tobins Q over 1 leverer lavere Tobins Q-verdier, desto høyere verdier av eiendelsderivater selskapet har. Vi ser motsatt resultat for ROA med signifikant robuste og positive eiendelsverdier. For nettoderivatverdier i Tobins Q-modellene finner vi ikke noe signifikant negativt resultat som argumenterer for *H3*, mens i ROA-modellene finner vi signifikant positive resultater som argumenter mot hypotese 3.

I den siste analysen og delen av underkapitlet ønsker vi å se på derivater i forpliktelsesposisjonen. Dette gjøres på bakgrunn av tabellen under samt ved hjelp av appendiks 13.

Ut fra tabell 35 uten finansselskaper ønsker vi å se om størrelsen på forpliktelsesderivatene i selskapene har noe å si for selskapsverdien og lønnsomheten, henholdvis representert ved Tobins Q og ROA. Bakgrunnen for dette er å teste H4 som sier: *Selskapenes virkelige verdier av derivater i forpliktelsesposisjon har ingen effekt på Tobins Q og ROA.*

	Q	Q	ROA
Forpliktelsesderivater	0.0234 (0.0191)	0.0208 (0.0169)	0.105 (0.169)
Størrelse	-0.104** (0.0468)	-0.109** (0.0454)	0.789 (0.688)
Salgsvekst	-0.000225 (0.000245)	-0.000390 (0.000250)	0.0101*** (0.00175)
Dividendedummy	0.341*** (0.132)	0.264** (0.109)	
Største eier	-0.00553 (0.00367)	-0.00553 (0.00348)	
ROA		0.0215** (0.00938)	
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)			-5.643*** (1.846)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²			0.540** (0.239)
Andel anleggsmidler			-0.142** (0.0632)
Observasjoner	239	239	240
R ²	0.453	0.493	0.434
Metode	TE	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konstantledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell 35: 2006-2014, eks. finansselskaper, regresjonsresultater – Virkelige verdier forpliktelsesderivater

Vi ser fra tabellen at verdiene for forpliktelsesderivater er positive, men at ingen er signifikante innenfor et konfidensintervall på 90 prosent. Fra dette kan vi altså ikke trekke noen konklusjon om at andelen forpliktelsesderivater samvarierer positivt eller negativt med selskapsverdien. Resultatet fra regresjonen tyder heller på at virkelige verdier av forpliktelsesderivater ikke har effekt på Tobins Q og ROA, noe som støtter $H4$.

Ved å bytte ut Tobins Q og ROA med EBITDA og ROCE, ser vi fra appendiks 13 at verdiene for forpliktelsesderivater fortsatt er positive, men ikke signifikante innenfor vårt minimumskrav på 10 prosent signifikansnivå. Dette bidrar til å forsterke konklusjonen til tabell 35, siden vi heller ikke der fikk signifikante forpliktelsesderivatverdier.

Funnene fra tabell 35 tyder på at $H4$ bør beholdes, altså at forpliktelsesderivater ikke påvirker Tobins Q og ROA. Robusthetstesten i appendiks 13 understøtter dette med samme resultat for EBITDA og ROCE. Vi kommer mer inn på analysefunnene i diskusjonskapitlet, men først skal vi nå oppsummere funnene fra analysene på bakgrunn av hypotesene.

5.5 Oppsummering av funn

Oppsummert ser vi at variablene for risikokommunikasjon både med og uten forsinkede effekter ikke gir statistisk signifikans innenfor et 90 prosent konfidensintervall. Dette støttes også av robusthetstestene gjennomført i appendiks 6, 7, 8 og 9. Videre ser vi at derivatbruk har en signifikant positiv effekt på lønnsomhet og selskapsverdi innenfor et konfidensintervall på 90 prosent. EBITDA-modellen i appendiks 11 støtter dette funnet, mens variabelen i ROCE-modellen ikke har signifikans innenfor minimumskravet.

Videre ser vi at eiendelsderivater er signifikant negativ med Tobins Q større enn 1 når man kontrollerer for ROA. Resterende modeller med Tobins Q større enn 1 yter ikke statistisk signifikans innenfor vårt minimumskrav. For $H3-2$ som tar for seg ROA større enn 0, ser vi at både eiendels- og nettovariabelen har positive verdier som er signifikante innenfor et konfidensintervall på 95 prosent. Funnet virker å være robust for eiendelsvariabelen når vi ser på ROCE-modellen i appendiks 12, mens nettovariabelen ikke har robuste verdier fra tilsvarende appendiks. Forpliktelsesderivater vises aldri med signifikant påvirkning på lønnsomhet eller selskapsverdi, i tråd med hypotese 4.

6 Diskusjon

Vi har nå analysert funnene, og skal nå diskutere disse. Kapittel 6 starter med en innledning til diskusjonen før vi diskuterer selve analyseresultatene. I diskusjonen relaterer vi resultatene til den gjennomgåtte teorien og empirien i kapittel 2. Vi knytter resultatene opp mot eksisterende teori på lønnsomhet og selskapsverdi, så vel som konkurransefortrinn, risiko, risikostyring, samt derivat- og derivatverdier.

6.1 Innledning til diskusjon

Diskusjonen i kapitlet er basert på foreliggende data og analyser. Det presiseres derfor at man kan få andre analyseresultater ved å anvende annen data eller data fra en annen tidsperiode. Mesteparten av analysene er basert på regresjoner som sier noe om samvariasjoner, men sier i prinsippet ingenting om årsaker (Ringdal, 2013). Det er samtidig rimelig å anta at det eksisterer årsaksforhold i mange av tilfellene. Det er videre verdt å merke seg at antall observasjoner i modellene endres med basis i kontrollmodellene, ettersom forklaringsgraden kan ha endret seg på bakgrunn av færre observasjoner og ikke som følge av å inkludere en ekstra variabel. Man må derfor tolke endringene i forklaringsgraden, altså justert R^2 , med et kritisk blikk.

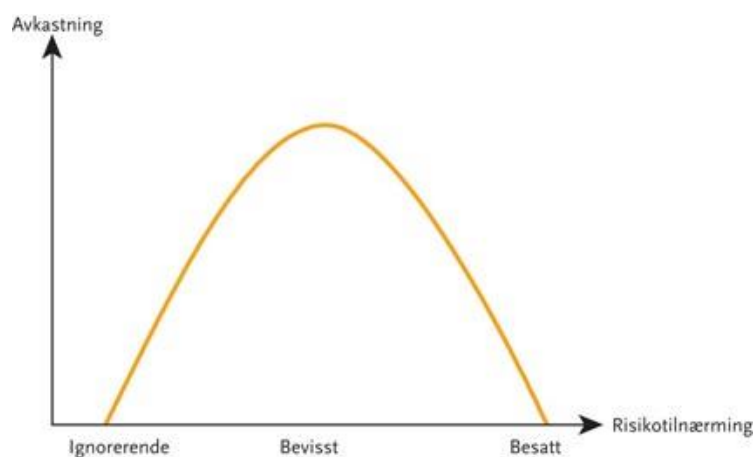
6.2 Diskusjon av analyseresultatene

I dette delkapitlet diskuterer vi analyseresultatene for risikokommunikasjon, derivatbenyttelse, virkelige verdier av derivater og kontrollvariabler. Fra diskusjonene ønsker vi å komme til en konklusjon for våre hypoteser basert på analyseresultatene.

6.2.1 Risikokommunikasjon

Fra de bivariate analysene så vi at antall og andel risikokommuniserende ord i årsrapportene har økt fra 2006 til 2014. Dette gjelder også for gjennomsnittlig NUES-karakter per år i samme periode. Videre så vi at Tobins Q har en konveks form og at ROA har en konkav form målt mot andelen relevante, risikokommuniserende ord. Appendiks 1 med EBITDA-margin og i appendiks 2 med ROCE hadde begge konkav form. En konveks form finner vi

for Tobins Q og ROA når vi måler de mot NUES-variabelen. Fra appendiks 3 med EBITDA-margin så vi at figuren var nesten en lineær stigende linje med en liten antydning til eksponentiell vekst, og at appendiks 4 med ROCE hadde en konveks form. De bivariate analysene antyder altså en konveks form hos risikokommunikasjonsvariablene sammenlignet med selskapsverdi og lønnsomhet. Dette gjelder dog ikke for risikokommunikasjon målt ved relevante ord, sett opp mot lønnsomhet, som har en konkav form. Det disse analysene har til felles er at de antyder en ikke-lineær sammenheng mellom selskapsverdi og lønnsomhet, og risikokommunikasjon, herav både målt ved andel relevante ord i årsrapportene og NUES-karakteren gitt av EY. Dette er argumenter for en empirisk sammenheng mellom risikokommunikasjon og lønnsomhet/selskapsverdi. For konkave sammenhenger vil effekt av risikokommunikasjon stige avtakende inntil et toppunkt og deretter falle. En forklaring kan være at fokus på risiko til et visst punkt gir positiv effekt, men for mye kommunikasjon begynner å koste mer enn den respektive verdiøkningen. Dette stemmer med Aas (2006) sin forklaring på sammenhengen mellom avkastning og risikotilnærming – ignorerer man risiko får man lav eller ingen avkastning, er man bevisst får man høyest avkastning, og er man besatt oppnår man lav eller ingen avkastning (se figur 33). Det motsatte har vi for konvekse former.



Figur 33: Sammenhengen mellom avkastning og risikotilnærming (Aas, 2006)

Vi går nå over på de multivariate analysene for å kontrollere for andre variabler. Her så man at risikokommunikasjon, både ved hjelp av andel risikoord i årsrapporter og EY-rangeringer basert på NUES, ikke yter statistisk signifikans innenfor et 90 prosents konfidensintervall. Dette gjaldt også for forsinkede effekter. Dette indikerer at vi ikke med stor nok sikkerhet kan si at risikokommunikasjon har en positiv eller negativ effekt på selskapsverdi og lønnsomhet. Derfor tyder funnene fra disse regresjonsanalysene og robusthetstestene på at vi

ikke bør beholde *H1*. Disse funnene gjelder for H1-1 fra år til år og H1-2 med forsinkede effekter. Det presiseres her at vi også undersøkte om det fantes en ikke-lineær effekt av riskokommunikasjonsvariablene ved å inkludere en kvadrert variabel av den aktuelle risikokommunikasjonsvariabelen. Resultatet ble lavere forklaringsgrader enn de som er presentert i studien, og ingen signifikans innenfor minimumskravet for verken de opprinnelige variabelene eller den kvadrerte av disse.

Vi ser gjennomgående et fall i forklaringsgraden i Tobins Q-kontrollmodellene sammenlignet med Tobins Q-modellene når riskokommunikasjonsvariabelene inkluderes. For eksempel så vi at forklaringsgraden i Tobins Q-modellen uten ROA varierte mellom 39,2 og 39,5 prosent med bare kontrollvariabler, og gikk ned til 34 prosent når NUES-variabelen ble inkludert. Dette bidrar til å understøtte at variabelene ikke er relevante, siden forklaringsgraden faller når risikokommunikasjonsvariablene inkluderes. Dette gjelder også hos ROA-modellene med forsinkede effekter, men ikke for ROA-modellene uten forsinkede effekter. Tobins Q med ROA har en høyere forklaringsgrad på mellom 47,3 og 47,6 prosent med bare kontrollvariabler, noe som støtter en antydning på at ROA er en relevant kontrollvariabel. Forklaringsgraden i ROA-modellen varierer fra 13,8 til 14,6 prosent i kontrollmodellen, noe som indikerer at den har lavere forklaringskraft enn Tobins Q-modellen.

- *Konklusjon: Forkaste H1.*

I henhold til Pareto-prinsippet (Johnsen, 2005) betyr dette at man ikke bør fokusere på denne type risiko når man for eksempel skal ta en rask og ikke-holistisk avgjørelse på bakgrunn av selskapets risikoprofil. Informasjonen kan være nyttig i form av at selskaper er transparente ovenfor interessenter, men kostnaden kan virke å være større enn nytten i dette tilfellet. Videre bør man på bakgrunn av funnene ikke se på risikokommunikasjon som en ressurs som skaper et økonomisk konkurransefortrinn for de beste selskapene (Barney, 1991; Peteraf, 1993). Om et selskap er dårlige eller gode på arbeidet med risikokommunikasjon, har ingen signifikant effekt på selskapsverdi og lønnsomhet i følge funnene i vår studie.

Sett opp mot tidligere forskning argumenterer denne studien for samme trendutvikling som Kallenberg (2002) finner i sin studie, nemlig at selskapers bevissthet og arbeid med risiko og risikostyring har økt i løpet av perioden. Fra vår forskning finner vi i de innledende

analysene av risikokommunikasjon at antall relevante risikoord, både som andel av totalt antall ord og totalt, har økt i perioden fra 2006 til 2014. Dette fant vi også for gjennomsnittlig NUES-karakter per år for samme periode. Samtidig taler resultatene våre imot Hoyt og Liebenberg (2011) som konkluderte med at selskaper som har et ERM-system, også har en signifikant høyere selskapsverdi. Våre funn tilsier at det ikke er noen signifikant sammenheng mellom selskapsverdi og lønnsomhet, og hvor godt et selskap presterer målt etter NUES-karakteren.

Vi skal nå kort se på forklaringsgradene i modellene våre, sammenlignet med Porter og McGahan (2002) sine oppsummerte funn fra Schmalensee (1985), Rumelts (1991), Roquebert, Phillips og Westfall (1996) og Porter og McGahan (1997). For risikokommunikasjonsmodellene våre var den høyeste forklaringsgraden på 14,6 prosent i kontrollmodellen for ROA. I sin seriekorrelasjonskorrigerte modell fikk Porter og McGahan (2002) en forklaringsgrad på 58,3 prosent for lønnsomhet, noe som kan anses som en god forklaringsgrad (Wooldridge, 2014). Vår modell fanger derfor opp 43,7 prosentpoeng lavere andel av endringene som påvirker lønnsomhet, sammenlignet med Porter og McGahan (2002).

6.2.2 Derivatbenyttelse

I de innledende analysene av derivater så vi fra datagrunnlaget at andelen brukere av derivater har vokst i perioden fra 2006 til 2014. Vi fant også en signifikant negativ differanseverdi for Tobins Q mellom observasjoner for derivatbrukere og ikke-derivatbrukere innenfor et konfidensintervall på 99 prosent. Innenfor tilsvarende konfidensintervall fant vi en positiv verdi for ROA. Fra dette tyder funnene på at bruk av derivater har negativ påvirkning på Tobins Q og en positiv påvirkning på ROA.

Går vi over på de multiple regresjonsmodellene for derivaters effekt på lønnsomhet og selskapsverdi, så vi at dummyene for bruk av derivater er signifikant positive innenfor et 90 prosents konfidensintervall for både Tobins Q-modellene og ROA-modellen. Dette gir oss indikasjoner på at *selskaper som benytter benytter derivater gjør det bedre enn andre selskaper*, som i stor grad betyr at vi bør beholde hypotese 2. I tillegg støttes dette av EBITDA-modellen i appendiks 11, mens variabelen i ROCE-modellen ikke er signifikant innenfor minimumskravet.

I de tre kontrollmodellene for derivater bemerker vi at Tobins Q-modellen, ikke kontrollert for ROA, har en forklaringsgrad på 40 prosent der denne øker til 45 prosent når ROA inkluderes. Dette støtter igjen at ROA er en relevant kontrollvariabel. Forklaringsgraden til ROA-modellen er i dette tilfellet 15,4 prosent, noe som betyr at modellen har lavere forklaringskraft enn Tobins Q-modellene. Samtidig ser vi at forklaringsgraden går opp når for eksempel derivatdummyene inkluderes. Dette bidrar til å støtte tidligere funn som tyder på at bruk av finansielle derivater er relevante når man skal forklare en andel av selskapers lønnsomhet og selskapsverdi. Det presiseres her at konklusjonen ikke tas på bakgrunn av endringer i forklaringsgradene, men at dette bidrar til å understøtte konklusjonen.

- *Konklusjon: Beholde H2.*

Med bakgrunn i dette kan man se på derivatbruk som en ressurs som skaper et økonomisk konkurransefortrinn for de selskapene som benytter seg av det (Barney, 1991; Peteraf, 1993). Dette forutsetter at man bruker derivater til å redusere den finansielle risikoen med et holistisk syn, og ikke benytter derivater til spekulasjon. Resultatet for bruk av derivater støtter opp under Smith og Stulz (1985) som blant annet argumenterer for at netto selskapsverdi etter skatt øker når sikringsinstrumenter reduserer volatiliteten til selskapsverdien før skatt, som følge av at forventede konkurskostnader reduseres. En konsekvens av dette er at MM-teoremet ikke holder (Modigliani & Miller, 1958).

Carter, Rogers og Simkins (2005) fant en positiv sammenheng mellom derivatbenyttelse og selskapsverdi blant råvarekjøpere. For råvareselgere fant Jin og Jorin (2005) ingen signifikans, mens Callahan (2002) fant en negativ sammenheng i sin studie. Dette argumenterer for at råvareprisderivater er økonomisk verdiøkende for råvarekjøpere og ikke råvareselgere. Vi finner i vår studie at selskaper som benytter finansielle derivater, på et eller flere underliggende aktivum, oppnår høyere selskapsverdi og lønnsomhet, enn de som ikke benytter finansielle derivater. Dette forteller oss at finansielle derivater i sin helhet skaper en økonomisk, positiv verdi for disse selskapene.

Porter og McGahan (2002) viser en forklaringsgrad på 58,3 prosent, noe som er den mest oppfattende dekomponeringen av lønnsomhet vi kjenner i dag. Derivatbenyttelse regregert mot lønnsomhet hadde en forklaringsgrad på 15,4 prosent i kontrollmodellen, noe som er 42,9 prosentpoeng lavere enn Porter og McGahan. Dette anser vi som en betydelig forskjell.

Ser vi på selskapsverdi kontrollert for lønnsomhet, finner vi en betydelig høyere forklaringsgrad på 45 prosent, men denne kan ikke direkte sammenlignes med Porter og McGahan (Wooldridge, 2014).

6.2.3 Virkelige verdier av derivater

Neste spørsmål vi stilte oss var om *selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater, og/eller høyere netto virkelig verdier av derivater, gjør det dårligere enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0* – hypotese 3. Her så vi at eiendelsderivater hadde en signifikant negativ effekt på Tobins Q når man kontrollerte for ROA. Resterende modeller med Tobins Q større enn 1 gav ikke statistisk signifikans innenfor minimumskravet vårt. Fra analysene virker det som at ROA er relevant som kontrollvariabel, og at vi som følge av dette bør beholde *H3-1* for eiendelsderivater. Samtidig ser vi fra analysene at man ikke bør beholde *H3-1* for nettoderivater. For *H3-2* som bare tar for seg ROA i hypotese 3, så vi at eiendels- og nettovaribelen med ROA større enn 0 gir statistisk signifikante verdier som er positive innenfor et konfidensintervall på 95 prosent. Resultatet ser ut til å være robust for eiendelsvariabelen basert på ROCE-modellen i appendiks 12, men dette gjelder ikke for nettovariabelen. Fra dette bør vi altså forkaste hypotese 3-2. Vi kan derfor, på bakgrunn av foreliggende analyser og diskusjon, forkaste store deler av *H3*, men ikke *H3-1* for eiendelsderivater. Dermed kan vi ikke forkaste hypotese 3 som helhet.

- *Konklusjon: Beholde H3.*
 - *Beholde H3-1 for eiendelsderivater kontrollert for ROA.*
 - *Forkaste H3-1 for eiendelsderivater ikke kontrollert for ROA.*
 - *Forkaste H3-1 for nettoderivater.*
 - *Forkaste H3-2.*

Det empiriske grunnlaget tilknyttet derivatverdiens effekt på selskapsverdi og lønnsomhet er relativt tynt. Naito og Laux (2011) fant i sin studie, basert på ett år med observasjoner, at virkelige derivatverdier har negativ påvirkning på selskapsverdi, ved bruk av verdier i eiendelsposisjon. Ved å se på observasjoner over flere år, både støtter og forsterker vår studie dette for eiendelsderivater kontrollert for lønnsomhet.

På bakgrunn av analyseresultatene skal vi nå ta for oss forpliktelsesderivaters effekt på Tobins Q og ROA. Her så vi at variablene ikke gav statistisk signifikans innenfor minimumskravet, selv om de estimerte verdiene var positive. Dermed kan vi ikke konkludere med at selskapers virkelige verdier av derivater i forpliktelsesposisjonen har verken en målbar positiv eller negativ effekt på variablene for lønnsomhet og selskapsverdi. På bakgrunn av de tre regresjonsmodellene med forpliktelsesposisjonen og de understøttende resultatene fra robusthetstesten i appendiks 13, beholder vi $H4$, siden verdienes konfidensintervall tyder på at variablene kan ta både positive og negative verdier.

- *Konklusjon: Beholde $H4$.*

Naito og Laux (2011) fant som nevnt tidligere at virkelige derivatverdier i eiendelsposisjon har negativ påvirkning på selskapsverdi. Dette gjaldt også ved bruk av virkelige verdier i forpliktelsesposisjon. Fra vår studie finner vi ikke noe signifikans for dette, noe som samsvarer med hva vi forventet i henhold til tidligere argumenter rundt hypotese 4.

6.2.4 Kontrollvariabler

Vi skal nå ta for oss kontrollvariablene i våre modeller. Fra tabell 24 med bare kontrollvariablene for risikokommunikasjon så vi at størrelse, salgsvest, dividendedummy, ROA, giring, giring i andrepotens og andel anleggsmidler har signifikante verdier. Størrelsesvariablene er negative i Tobins Q-modellene og positive i ROA-modellene. Det samme observerte vi for salgsvest. Disse negative verdiene i Tobins Q-modellene avviker fra våre forventede effekter. Kontrollvariabelen ROA og dummyen for dividende hadde positive verdier i Tobins Q-modellene. Giring og andel anleggsmidler hadde negative verdier, men samtidig hadde giring i andrepotens positive verdier. Funnene for giring og giring i andrepotens har motsatt effekt av hva vi forventet innledningsvis. Eneste variabel uten statistisk signifikans innenfor minimumskravet var største eier. Denne variabelen så vi var signifikant negativ innenfor et konfidensintervall på 90 prosent i Tobins Q-modellen kontrollert for ROA når vi i tabell 27 undersøkte om antall risikoord med forsinket effekt hadde påvirkning på lønnsomhet og selskapsverdi. Samtidig mistet variabelen signifikans når vi undersøkte tilsvarende med NUES-variabelen. Poenget her er at dette vil variere fra modell til modell, som for eksempel at selskapsstørrelsen mister signifikans i ROA-modellen når vi inkluderer en forklaringsvariabel. Derfor henviser vi til de ulike tabellene for dypere

analyse av hver enkelt kontrollvariabel, men vi mener ut fra foreliggende analyser at de inkluderte kontrollvariablene i modellene for risikokommunikasjon er signifikante og derav relevante. Det er selvfølgelig fullt mulig å argumentere for og imot variabelen største eier, men vi anser variabelen som relevant i enkelte modeller.

Tilsvarende funn har vi som forventet for derivater, men her har variabelen største eier signifikant negativ verdi innenfor et konfidensintervall på 90 prosent i Tobins Q-modellen som kontrollerer for ROA. Også i dette tilfellet vil signifikansen variere litt. Ser vi holistisk på kontrollvariablene mener vi altså at de er troverdige og gode, siden de yter statistisk signifikans i ulike tilfeller hvor det er logisk og vi finner det naturlig basert på tidligere empiri og teori.

- *Konklusjon: Beholde kontrollvariablene.*

Fra tidligere empiri så vi at det er blandede resultater på om selskapsstørrelse påvirker selskapsverdi og lønnsomhet positivt eller negativt. Carter, Rogers og Simkins (2006) fant en positiv sammenheng mellom selskapsverdi og størrelse, noe som også Hoyt og Liebenberg (2011) fant i sin studie. Aebi, Sabato og Schmid (2012) fant en positiv sammenheng mellom lønnsomhet målt ved ROE og størrelse. Andre studier har funnet at selskapsstørrelse har en negativ påvirkning på selskapsverdi (Allayannis & Weston, 2001; Naito & Laux, 2011; Li et. al, 2015). Våre resultater støtter i hovedsak forskning som finner en negativ sammenheng mellom selskapsverdi og størrelse, eller at størrelse ikke har noe signifikant effekt. I tillegg støtter funnene opp forskning som tilsier at selskapsstørrelse har positiv påvirkning på lønnsomhet, eller ikke har noe signifikans.

Ved å bruke ROA som proxy på profitabilitet, får vi kontrollert for om selskaper som er profitable har høyere selskapsverdi enn de som er mindre profitable (Allayannis & Weston, 2001; Jin & Jorion, 2006; Hoyt & Liebenberg). Tidligere empiri finner en positiv sammenheng mellom lønnsomhet og selskapsverdi målt ved Tobins Q, men man finner ikke alltid signifikans. Fra resultatene i denne studien fant vi i hovedsak både høyere forklaringsgrad når ROA ble inkludert og positive verdier som var signifikante innenfor minimumskravet vårt. Dette bidrar derfor til å støtte tidligere forskning som finner en signifikant positiv effekt.

For å kontrollere fremtidige salgsutsikter brukte vi historisk salgsvekst som proxy, noe som også McShane, Nair og Rustambekov (2008), og Hoyt og Liebenberg (2011) gjorde i sine respektive studier. Vi forventet på bakgrunn i foreliggende argumenter å finne en signifikant og positiv effekt på lønnsomhet her, da veksten i perioden anses å ha vært positiv. Dette er også noe vi har observert, men i noen tilfeller fikk vi ikke en signifikant verdi. For selskapsverdi har vi derimot observert negative verdier på salgsvekst, og i noen tilfeller har vi ikke signifikans. Vår forskning støtter med andre ord funn som har samme resultater som dette.

Jensen (1986) fant at gjeld målt som andel av eiendeler har en positiv effekt på selskapsverdi. Våre resultater viser i hovedsak det motsatte, men argumenter også for en ikke-linær sammenheng med den kvadrerte av giringen er positiv. Vi legger også til at i to av tilfellene var ikke den kvadrerte signifikant.

McConnell og Servaes (1990) fant en krumlinjet sammenheng mellom Tobins Q og aksjeandeler eid av innsidere, hvor kurven først blir negativ når man oppnår 40-50 prosent eierskap. Lignende funn så vi hos Hermalin og Weisbachs (1987), og Morck, Shleifer og Vishny (1988). Vi finner at største eier i selskaper i hovedsak har en negativ eller ikke-signifikant påvirkning på selskapsverdi.

Allayannis og Weston (2001), Jin og Jorion (2006), Hoyt og Liebenberg (2011), og Bartram, Brown og Conrad (2011) finner alle positive, men til dels insignifikante, sammenhenger mellom dividendeutbetaling og selskapsverdi. Vår studie støtter opp under disse funnene, da dividendedummy i hovedsak har en positiv påvirkning på selskapsverdi. Dette var som forventet basert på tidligere argumenter. Vi legger også til at det oppsto negative verdier når Tobins Q var mindre enn 1 i derivatmodellene.

Til slutt skal vi se på andel anleggsmidler som kan være en indikator på selskapets finansielle stabilitet, og derav kan selskaper med høy andel anleggsmidler ha flere fordeler. Scott (1977), og Jensen, Solberg og Zorn (1992) fant i sine studier positiv sammenheng mellom et selskaps andel anleggsmidler og gjeldsandel. Vi ønsket å se hvordan andel anleggsmidler påvirker lønnsomhet, og fant i hovedsak en negativ sammenheng. Dette betyr at jo høyere del av anleggsmidler selskapet har, desto lavere blir lønnsomheten.

6.3 Begrensninger i studien

Vi skal i dette delkapitlet se på begrensninger tilknyttet studiet. En generell begrensning ved enhver modell er at den er en forenkling av virkeligheten og bygger på forutsetninger som kanskje ikke holder i virkeligheten (Wooldridge, 2014). I en kompleks verden kan modeller likevel være nyttige for å forklare årsaks- og virkningssammenhenger. Vi har i denne studien argumentert for modellene våre og testet de viktigste forutsetningene de bygger på. Derfor anser vi modellene våre som nyttige, selv om de ikke kan forklare alt.

Studien vår begrenser seg til kvantitative analyser og tar ikke for seg noe kvalitativt som kan være av nytte for å få en dypere og helhetslig forståelse. I neste delkapittel nevner vi et forslag til videre forskning på dette for å få større forklaring på hva som skiller risikoarbeidet hos de mest lønnsomme selskapene og/eller de med høyest selskapsverdi. I tillegg til dette vil vi presentere tre andre hovedforslag til videre forskning, før vi går over til å konkludere resultatene fra denne studien i kapittel 7.

6.4 Forslag til videre forskning

I siste del av diskusjonskapitlet skal vi nå se på forslag til videre forskning. Her presenterer vi fire hovedforslag som vi anser som relevante og nyttige tilknyttet vår studie.

I denne studien har vi sett på virkningseffektene som variabler har på Tobins Q og ROA for å finne ut hva som skaper verdi og ikke. Dermed får vi ikke en god forklaring på årsakssammenhengen (Ringdal, 2013). I tillegg finner man ikke ut hva som skiller i risikoarbeidet mellom de som har høye og lave Tobins Q- og ROA-verdier. Et forslag for å forbedre dette er å inkludere en kvalitativ del med intervjuer eller spørreskjemaer på for eksempel selskapene i persentilene 8-12, 48-52 og 88-92 basert på selskapsverdi og/eller lønnsomhetsverdi. Dette gjøres for å se om det finnes ulikheter i risikoarbeidet hos disse selskapene, og for å unngå ekstreme verdier som for eksempel kan skyldes tilfeldige målefeil.

En fortsettelse på å studere kommunikasjon i årsrapporter for samme periode vil også være interessant for å se om andre ting påvirker selskapsverdi og lønnsomhet. For eksempel kan

man ta utgangspunkt i anbefalingene til NUES, hvor man ser på punkt 12 om godtgjørelse til ledende ansatte eller på punkt 15 om revisor (NUES.no, 2017). Kombinerer vi karakterene som EY har gitt i punkt 12 med blant annet lønnen til administrerende direktør, enten målt etter faktisk størrelse eller andel av total lønn, har man et godt utgangspunkt til å se om lederlønn påvirker selskapsverdi og lønnsomhet. Gjør man tilsvarende for punkt 15 kan man inkludere hvilke revisjonsselskap selskapene bruker hvert år og se om dette har noen påvirkning på selskapsverdi, lønnsomhet eller eventuelt prestasjoner i punkt 10 om risikostyring og intern kontroll.

Selskapers bruk av forsikring henger nøye sammen med deres bruk av finansielle derivater, siden dette er en annen måte å redusere finansiell risiko på (Nordahl, 2015). Dessverre klarte vi ikke å få tak i data på selskapers bruk av forsikringer i den valgte perioden. Det vil derfor kunne være interessant å se om forsikring påvirker selskapsverdi og lønnsomhet om man fikk samlet inn denne dataen. Aunon-Nerin og Ehling (2008) argumenterer blant annet for at det er lettere å måle selskapers risikostyring ved å se på forsikringsbruk, siden derivater også kan brukes til spekulasjon.

En annen interessant vinkling vil være å se om det er noen forskjell mellom risikokommunikasjon og derivaters påvirkning på selskapsverdi og lønnsomhet før og etter finanskrisen. Vi tittet litt på denne problemstillingen innledningsvis i studien, men for å begrense dens omfang valgte vi ikke å gå inngående på dette. Eventuelt kan man også inkludere en kvalitativ del hvor enn ser på hvilke endringer i rutiner og lignende som har blitt gjennomført i selskapene i etterkant av denne sorte svanen.

7 Konklusjon

Vi ønsket som utgangspunkt med vår forskning å finne ut om risikokommunikasjon og derivatbruk påvirker selskapsverdien og lønnsomheten til børsnoterte selskaper i Norge. I dette kapittelet konkluderer vi våre resultater,

Fra de bivariate analysene så vi at risikokommunikasjon hadde en ikke-lineær samvariasjon med lønnsomhet og selskapsverdi. Vi fant også at fokus på risikokommunikasjon, både i form av risikorelevante ord og NUES-karakter, har økt i perioden fra 2006 til 2014. Dette bygger på hva Kallenberg (2002) fant i sin studie om at selskapers bevissthet og arbeid med risiko og risikostyring hadde økt fra 1987 til 2001. I tillegg fant vi fra de innledene analysene av differanseverdiene for derivatbruk at selskapsverdien ble negativ og lønnsomheten ble positiv. Vi skal nå oppsummere hvilke hypoteser som vi forkastet og beholdt, for deretter å presentere implikasjonene av dette.

Vi har forkastet:

- **H1:** Selskaper som er relativt mer kommunikative om sine risikoer, usikkerhetsmomenter og risikostyring gjør det bedre enn andre selskaper.

Vi har beholdt:

- **H2:** Selskaper som benytter derivater gjør det bedre enn andre selskaper.
- **H3:** Selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0 med relativt høyere virkelige verdier av eiendelsderivater, og/eller høyere netto virkelige verdier av derivater, gjør det dårligere enn andre selskaper med Tobins Q over 1,0 og/eller ROA over 0.
- **H4:** Selskapenes virkelige verdier av derivater i forpliktelsesposisjon har ingen effekt på Tobins Q og ROA.

Implikasjonene av hypotesefunnene for risikokommunikasjon i denne studien er at hva man kommuniserer av risikorelevante ord i årsrapportene ikke har noen betydning på hvordan selskapsverdien og lønnsomheten utvikler seg. Det samme finner vi for hvordan selskapene presterer på kommunikasjon i henhold til NUES-kravene målt av EY. Det har med andre ord

ingen betydning å lese og analysere denne form for informasjon for hvordan selskapsverdien og lønnsomheten blir samme år eller påfølgende år. Verdien risikoinformasjonen tilfører, slik vi ser det ut fra nåværende situasjon, er at selskapene blir mer transparente ovenfor interessenter, samt viser at man følger anbefalinger og lovverk.

For derivatbruk impliserer hypotesefunnene fra datasettet at handlingstiltak i form av å bruke derivater har en positiv påvirkning på selskapsverdi og lønnsomhet. Det å bruke derivater bidrar altså til en høyere selskapsverdi og lønnsomhet enn det å ikke bruke derivater. Dette resultatet bidrar til å understøtte tidligere empiri fra blant annet Carter, Rogers og Simkins (2005) som fant positiv sammenheng mellom derivatbenyttelse og selskapsverdi blant råvarekjøpere. Det tyder derfor på at selskaper som aktivt bruker derivater for å redusere risiko, oppnår et konkurransefortrinn sammenlignet med de som ikke benytter seg av finansielle derivater (Barney, 1991; Peteraf, 1993).

Ser vi på virkelige verdier for eiendels- og nettoderivater med Tobins Q større enn 1 og ROA større enn 1 blir implikasjonene litt mer sammensatte og overraskende basert på våre forventninger knyttet til hypoteseutviklingen. Verdien av eiendelsderivater ser ut til å påvirke lønnsomhet positivt og selskapsverdi negativt, når man kontrollerer for lønnsomhet på selskapsverdien. Resultatet vårt for selskapsverdi samsvarer med funnene til Naito og Laux (2011) som i sin studie også finner at virkelige derivatverdier på underliggende i eiendelsposisjon har en negativ påvirkning på selskapsverdi. For nettoverdi finner vi ingen effekt på selskapsverdi, men for lønnsomhet tyder det på at selskapers nettoverdi av derivater har en positiv effekt. Implikasjonene fra vår siste hypotese er at forpliktelsesderivater ikke gir noe tydelig effekt på verken selskapsverdi eller lønnsomhet, noe som samsvarer med våre forventninger.

I de multiple regresjonsmodellene brukte vi ulike kontrollvariabler for å fange og holde deres effekt fast når man måler risikokommunikasjon eller finansielle derivater mot lønnsomhet og selskapsverdi. På bakgrunn av foreliggende teori, empiri, og analyseresultater velger vi å beholde de valgte kontrollvariablene som anses som relevante for modellene i studien.

Vi bemerker at et annet datasett vil kunne gi andre resultater, men ut fra hva vi ønsket å undersøke mener vi på bakgrunn av foreliggende teori, argumentasjon, tester, og

analyseresultater at datasettet er godt nok og relativt representativt for selskaper notert på Oslo Børs i perioden. Samtidig kan vi ikke argumentere for at disse funnene er gjeldende for fremtiden, men gitt at det ikke skjer noen betydelige endringer vil funnene gi en indikasjon på hva man kan forvente av en lignende studie i fremtiden.

Oppsummert med en setning kan vi si at det man kommuniserer av risiko i seg selv ikke tilfører noe økonomisk verdi, men at handling i form av aktiv derivatbruk bidrar til å påvirke selskapsverdi og lønnsomhet.

Referanser

- Aas, L. E. (2006). Hvorfor strategisk risikostyring? *Magma*, (4).
- Aebi, V., Sabato, G. & Schmid, M. (2012). Risk management, corporate governance, and bank performance in the financial crisis. *Journal of Banking & Finance* 36, 3213-3226.
- Allayannis, G., Ihrig, J. & Weston, J.P. (2001). Exchange-rate hedging: Financial versus Operational strategies. *The American Economic Review* 91, 391-395.
- Allayannis, G. & Weston, J. P. (2001). The Use of Foreign Currency Derivatives and Firm Market Value. *The Review of Financial Studies* 14(1), 243-276.
- Allen, F. & Faulhaber, G. R. (1988) Signaling by underpricing in the IPO market. *Journal of Financial Economics* 23, 303-323.
- Amit, R. & Schoemaker, P. (1993). Strategic assets and organizational rent. *Strategic Management Journal* 14(1), 33-46.
- Ansoff, I. (1965). *Corporate Strategy*. McGraw Hill.
- Arellano, M. 1987. Computing Robust Standard Errors for Within-Groups Estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 49: 431–434.
- Athearn, J. L. (1971). What is risk?. *The Journal of Risk and Insurance*, 38(4), 639-645.
- Aunon-Nerin, D., & Ehling, P. (2008). Why firms purchase property insurance. *Journal of Financial Economics*, 90(3), 298-312.
- Aven, E., & Aven, T. (2015). On the Need for Rethinking Current Practice that Highlights Goal Achievement Risk in an Enterprise Context. *Risk Analysis*, 35(9), 1706-1716.
- Aven, T. (2007). *Risikostyring*. Universitetsforlaget AS.
- Aven, T., Røed, W., & Wiencke, H. S. (2008). *Risikoanalyse. Prinsipper og metoder, med anvendelser*. Oslo: Universitetsforlaget.
- Baker, G. P. & Kennedy, R. E. (2002). Survivorship and the economic grim reaper. *Journal of Law, Economics and Organization* 18, 324-361.
- Balsvik, R. (2015a). The simple regression model: The zero conditional mean assumption, ECN 402 – Part 2. Norwegian School of Economics – Department of Economics.
- Balsvik, R. (2015b). Heteroskedasticity, ECN 402 – Part 14. Norwegian School of Economics – Department of Economics.

- Barney, J. (1986). Strategic factor markets: Expectations, luck, and business strategy. *Management Science* 32(10), 1231-1241.
- Barney, J. (1991). Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal of Management* 17(1), 99-120.
- Barney, J. (2014). *Gaining and Sustaining Competitive Advantage*. Pearson Education Limited, 3rd edition.
- Bartram, S. M., Brown, G. W & Conrad, J. (2011). The Effects of Derivatives on Firm Risk and Value. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 46(4), 967-999.
- Bartram, S. M., Brown, G. W. & Fehle, F. R. (2009). International Evidence on Financial Derivatives Usage. *Financial Management* 38, 185-206.
- Bartram, S., Brown, G. & Fehle, F. (2004). International Evidence on Financial Derivatives Usage. Working paper, Kenan-Flagler Business School.
- Beasley, M. S., Frigo, M. L., & Litman, J. (2007). Strategic risk management: Creating and protecting value. *Strategic Finance*, 25-33.
- Bellamy, P. & Vikdal, H. M. (1999). Helhetlig og integrert risikostyring. *Magma*, (2).
- Berg, K. O., Andresen, S. A., Granlund, R. & Moen, S. (2009). Finansiell rapportering for børsnoterte selskaper. PriceWaterhouseCoopers.
- Berger, P. G. & Ofek, E. (1995). Diversification's Effect on Firm Value. *Journal of Financial Economics* 37, 39-65.
- Berk, J. & DeMarzo, P. (2014). *Corporate Finance*. Pearson Education Inc, 3. Edition.
- Bernanke, B., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1996). The financial Accelerator and the flight to quality. *Review of Economics and Statistics* 78(1), 1-15.
- Bernstein, P. L. (1996). *Against the gods: The remarkable story of risk*. John Wiley & Sons, Inc.
- Besanko, D., Drandove, D., Shanley, M., & Schaefer, M. (2013). *Economics of Strategy*. John Wiley & Sons.
- Biørn, E. (1999). Estimating Regression Systems from unbalanced Panel Data: A Stepwise Maximum Likelihood Procedure. Department of Economics, University of Oslo.
- Black, F. (1975). The Pricing of Commodity Contracts. *Journal of Financial Economics* 3, 167-179.
- Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A. J. (2011). *Investments and Portfolio Management*. McGraw-Hill Irwin, 9th edition.
- Borge, D. (2001). *The book of risk*. John Wiley & Sons.

-
- Bowman, C. & Ambrosini, V. (1997). Using Single Respondents in Strategy Research. *British Journal of Management* 8, 119-131.
- Boyer, M., Boyer, M. M., & Garcia, R. (2005). The value of real and financial risk management. Available at SSRN 873356.
- Bredesen, I. (2012). *Investering og finansiering*. Gyldendal Norsk Forlag AS.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1287-1294.
- Brush T. H. & Bomiley P. (1997). What does a small corporate effect mean? A variance components simulation of corporate and business effects. *Strategic Management* 18(10), 825-835.
- Bårdsen, G., & Nymoene, R. (2011). *Innføring i økonometri*. Bergen: Fagbokforlaget.
- Callahan, M. (2002). To Hedge or Not To Hedge...That Is the Question: Empirical Evidence from the North American Gold Mining Industry 1996-2000. *Financial Markets, Institutions & Instruments* 11, 271-288.
- Campello, M. (2003). Capital Structure and Product Market Interactions: Evidence from Business Cycles. *Journal of Financial Economics* 68(3), 353-379.
- Carter, D. A., Rogers, D. A. & Simkins, B. J. (2006). Does Hedging Affect Firm Value? Evidence from the US Airline Industry. *Financial Management*, 53-86.
- Colquitt, L. L., Hoyt, R. E. & Lee, R. B. (1999). Integrated Risk Management and the Role of the Risk Manager. *Risk Management and Insurance Review* 2, 43-61.
- Cook, R. D., & Weisberg, S. (1982). Residuals and influence in regression.
- Cowell, F. (2006). Risk management for derivatives. *Derivatives Use, Trading & Regulation* 12(3), 228-243.
- Damodaran, A. (2008). *Strategic risk taking: a framework for risk management*. Pearson Prentice Hall.
- DeAngelo, H., DeAngelo, L. & Skinner, D. J. (1996). Reversal of fortune Dividend signaling and the disappearance of sustained earnings growth. *Journal of Financial Economics* 40, 341-371.
- DeMarzo, P. M. & Duffie, D. (1995). Corporate Incentives for Hedging and Hedge Accounting. *Review of Financial Studies* 8, 743-771.
- Dierickx, I. & Cool, K. (1989). Asset Stock Accumulation and Sustainability of Competitive Advantage. *Management Science* 35(12), 1504-1511.
- Drobtz, W. & Fix, R. (2003). What are the determinants of the capital structure? Some

-
- evidence for Switzerland. WWZ department of finance.
- Drukker, D. M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal*, 3, Number 2, pp. 168-177.
- E-conomic.com. (2016). Likviditet – Hva er likviditet? [internett] Tilgjengelig fra: <https://www.e-conomic.no/regnskapsprogram/ordliste/likviditet> [Lest: 16.11.2016].
- Ernst & Young. (2015). Corporate Governance og samfunnsansvar 2015: Undersøkelse av årsrapporter for regnskapsåret 2014.
- Evans, J. D. (1996). *Straightforward statistics for the behavioral sciences*. Pacific Grove, CA, Brooks/Cole Publishing.
- Flyvbjerg, B. (2006). Five Misunderstandings About Case-Study Research. *Qualitative Inquiry* 12(2), 219-245.
- Fraser, J., & Simkins, B. (2010). *Enterprise risk management: Today's leading research and best practices for tomorrow's executives (Vol. 3)*. John Wiley & Sons.
- Fresard, L. (2010). Financial strength and product market behavior: The real effects of corporate cash holdings. *The Journal of Finance* 65(3), 1097-1122.
- Frestad, D. & Beisland, L. A. (2010). IFRS og risikostyring: Kan regnskapsstandarder påvirke selskapers sikringsstrategier? *Magma*, (4).
- Froot, K. A. 1989. Consistent Covariance Matrix Estimation with Cross-Sectional Dependence and Heteroskedasticity in Financial Data. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24: 333–355.
- Froot, K. A., Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1993). Risk management: Coordinating corporate investment and financing policies. *The Journal of Finance*, 48(5), 1629-1658.
- Galitz, L. (2013). *Financial times handbook of financial engineering, Using derivatives to manage risk*. Pearson Education, 3rd edition.
- Geroski, P. A. (1995). What do we know about entry? *International Journal of Industrial Organization* 13(4), 421-440.
- Graham, J. R., Harvey, C. R., & Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of accounting and economics*, 40(1), 3-73.
- Hague, I. P. N. (2004). IAS 39: Underlying Principles, *Accounting in Europe* 1(1), 21-26.
- Hall, M. & Weiss, L. (1967). Firm size and profitability. *The Review of Economics and Statistics* 49, 319-331.

-
- Hawawini G, Subramanian V & Verdin P. (2003). Is performance driven by industry or firm-specific factors? A new look at the evidence. *Strategic Management Journal* 24(1), 1–16.
- Hermalin, B. E. & Weisbach, M. S. (1987). *The effect of board composition on corporate performance*. Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA.
- Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *Stata Journal*, 7(3), 281-312.
- Hopenhayn, H. A. (1992). Entry, exit and firm dynamics in long run equilibrium. *Econometrica* 60, 1127-1150.
- Hopkin, P. (2012). *Fundamentals of risk management: understanding, evaluating and implementing effective risk management*. Kogan Page Publishers.
- Hopland, A. O. (2016). *Econometrics for Business Research*. Department of Business and Management Science, Norwegian School of Economics.
- Hoyt, R. E. & Liebenberg, A. P. (2011). The Value of Enterprise Risk Management. *The Journal of Risk and Insurance* 78(4), 795-822.
- Huber, P. J. 1967. The behavior of maximum likelihood estimates under non-standard conditions. In *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium in Mathematical Statistics and Probability*, vol. 1, 221–233. Berkeley, CA: University of California Press.
- Iasplus.com. (2016). IAS 39 – Financial Instruments: Recognition and Measurement. [internett] Tilgjengelig fra: <http://www.iasplus.com/en/standards/ias/ias39> [Lest 14.10.2016].
- Iasplus.com. (2016). IAS2 – Inventories [internett] Tilgjengelig fra: <http://www.iasplus.com/en/standards/ias/ias2> [Lest: 18.11.2016].
- Institute of Risk Management. (2017). *Risk Agenda 2025: The Big Debate*. [internett] Tilgjengelig fra: <https://www.theirm.org/thebigdebate> [Lest: 18.06.2017].
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics letters*, 6(3), 255-259.
- Jensen, G. R., Solberg, D. P. & Zorn, T. S. (1992). Simultaneous Determination of Insider Ownership, Debt, and Dividend Policies. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 27(2), 247-263.
- Jensen, M. C. & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3(4), 305-360.
- Jensen, M. C. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeover. *American Economic Review* 76, 323-329.

-
- Jin, Y. & Jorion, P. (2006). Firm Value and Hedging: Evidence from U.S. Oil and Gas Producers. *The Journal of Finance* 61(2), 893-919.
- Johnsen, L. G. W. (2005). *Balansert risikostyring: Praktisk metodebok for virksomheter*. Gyldendal Norsk Forlag AS.
- Kallenberg, K. (2002). Analysis of risk communication; a study of three Swedish companies, Unpublished manuscript, Center for Risk Research, Stockholm School of Economics.
- Kallenberg, K. (2007). The role of risk in corporate value: A case study of the ABB asbestos litigation. *Journal of Risk Research*, 10(8), 1007-1025.
- Kaplan, R. S., & Mikes, A. (2012). *Managing risks: a new framework*.
- Kim, N. (2016). A robustified Jarque–Bera test for multivariate normality. *Economics Letters*, 140, 48-52.
- Knight, F. H. (1935). Risk, uncertainty and profit.
- Koller, T., Goedhart, M. & Wessels, D. (2010). *Valuation: Measuring and managing the value of companies*. John Wiley & Sons, Inc. 5. Edition.
- Lang, L. H. P. & Stulz, R. M. (1994). Tobin's Q, Corporate Diversification, and Firm Performance. *Journal of Political Economy* 102(6), 1248-1280.
- Lang, L., Ofek, E. & Stulz, R. (1995). Leverage, investment, and firm growth. *Journal of Financial Economics* 40(1), 3-29.
- Learned, E., Christensen, C., Andrews K. & Guth, W. (1969). *Business Policy: Text and Cases*. Irwin, Homewood, IL.
- Li, Z., Wang, Y., Yu, L. & An, H. (2015). Relationship between initiative risk management and firm value: evidence from Chinese financial listed companies. *Applied Economics* 48(8), 658-668.
- Lins, K. V., Servaes, H. & Tamayo, A. (2011). Does Fair Value Reporting Affect Risk Management? International Survey Evidence. *Financial Management*, 525-551.
- Loderer, C. & Waelchli, U. (2010). *Firm age and performance*. University of Bern, ECGI European Governance Institute.
- Løvås, G. G. (2004). *Statistikk for universiteter og høyskoler*. Universitetsforlaget, 2. Utgave.
- Margaritis, D. & Psillaki, M. (2010). Capital Structure, Equity Ownership and Firm Performance. *Journal of Banking and Finance* 34(3), 621-632.
- McConnell, J. & Servaes, H. (1990). Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value. *Journal of Financial Economics* 27(2), 595-612.

-
- McDonald, J. T. (1999). The determinants of firm profitability in Australian manufacturing. *Economic Record* 75(2), 115-126.
- McGahan, A. M. (1999). The performance of U.S. corporations: 1981-1994. *Industrial Economics* 67(4).
- McKenzie, S. (1992). *Risk Management with Derivatives*. Macmillan Publishers.
- McShane, M. K., Nair, A. & Rustambekov, E. (2011). Does Enterprise Risk Management Increase Firm Value? *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 26(4), 641-658.
- Meidell, A. (2016). BUS451 – F8 Risikostyring. Norwegian School of Economics – Department of Accounting, Auditing and Law.
- Merna, T., & Al-Thani, F. F. (2008). *Corporate risk management*. John Wiley & Sons.
- Miller, M. H. & Modigliani, F. (1958). The cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment. *American Economic Review* 48, 261-297.
- Moeller, R. R. (2011). *COSO Enterprise Risk Management: Establishing Effective Governance, Risk, and Compliance (GRC) Processes (Vol. 560)*. John Wiley & Sons.
- Morck, R., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1988). Management ownership and market valuation: An Empirical analysis. *Journal of Financial Economics* 20, 293-315.
- Myers, S. (1977). Determinants of Corporate Borrowing. *Journal of Financial Economics* 5, 147-175.
- Møen, J. (2015). Forelesningsnotater til INT010 Anvendt metode. Norwegian School of Economics – Department of Business and Management Science.
- Nain, A. (2004). *The Strategic Motives for Corporate Risk Management*. Working paper, University of Michigan.
- Naito, J. & Laux, J. (2011). Derivatives Usage: Value-Adding Or Destroying? *Journal of Business & Economic Research* 9(11), 41-50.
- Nilsen, Ø. A. (2015). Panel data – ECN402, Fall 2015. Norwegian School of Economics – Department of Economics.
- Nordahl, H. A. (2015). Hvorfor kjøper bedrifter forsikring? *Magma*, (8), 30-38.
- Nordahl, H. A. (2016). BUS450 – Risikostyring for bedrifter, PowerPoint: Samling 1. Norwegian School of Economics.
- NUES.no. (2017). Anbefaling fra norsk utvalg for eierstyring og selskapsledelse. [internett] Tilgjengelig fra: <http://www.nues.no/filestore/Dokumenter/Anbefalingene/2014/2014-10-30Anbefaling2014NORweb.pdf> [Lest: 03.06.2017].

-
- Oslobors.com. (2016). Endret utvalg i hovedindeksen. [internett] Tilgjengelig fra: <https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-Oslo-Boers/Nyheter-fra-Oslo-Boers/Endret-utvalg-i-Hovedindeksen2> [Lest: 29.11.2016].
- Oxelheim, L., & Wihlborg, C. (2008). Corporate decision-making with macroeconomic uncertainty: performance and risk management. Oxford University Press.
- Pagach, D. & Warr, R. (2010). The Effects of Enterprise Risk Management on Firm Performance. Jenkins Graduate School of Management.
- Penrose, E. (1959). The Theory of the Growth of the firm. Basil Blackwell, London.
- Peteraf, M. A. (1993). The cornerstones of competitive advantage: A resource-based view. Strategic Management Journal 14(3), 179-191.
- Petersen, C. V. & Plenborg, T. (2012). Financial Statement Analysis. Pearson Education Limited.
- Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. Review of financial studies, 22(1), 435-480.
- Pickford, J. (2001). Financial Times, Mastering risk – Volume 1: Concepts. Pearson Education Limited.
- Porter, M. E. (1979). How Competitive Forces Shape Strategy. [internett] Harvard Business Review. Tilgjengelig fra: <https://hbr.org/1979/03/how-competitive-forces-shape-strategy> [Lest: 05.09.2016].
- Porter, M. E. (1980). Competitive Strategy. Free press, New York.
- Porter, M. E. (1985). Competitive advantage: Creating and Sustaining Superior Performance. Simon and Schuster.
- Porter, M. E., & McGahan, A. M. (1997). How much does industry matter, really? Strategic Management Journal, 15-30.
- Porter, M. E., & McGahan, A. M. (2002). What do we know about variance in accounting profitability? Management Science 48(7), 834-851.
- Porter, M. E., & McGahan, A. M. (2005). Comment on 'Industry, corporate and businesssegment effects and business performance: a non-parametric approach' by Ruefli and Wiggins. Strategic Management Journal 26(9), 873-880.
- Quon, T. K., Zeghal, D. & Maingot, M. (2012). Enterprise risk management and firm performance. Procedia – Social and Behavioral Sciences 62, 263-267.
- Ringdal, K. (2013). Enhet og Mangfold – Samfunnsvitenskapelig forskning og kvantitativ metode. Fagbokforlaget, 3. utgave.
- Rogers, W. H. 1993. sg17: Regression standard errors in clustered samples. Stata Technical

-
- Bulletin 13: 19-23. In *Stata Technical Bulletin Reprints*, vol. 3, 88–94. College Station, TX: Stata Press.
- Roquebert, J. A., Phillips, R. L., & Westfall, P. A. (1996). Markets vs. Management: What 'Drives' Profitability? *Strategic Management Journal* 17(8), 653-664.
- Ross, S., Westerfield, R., Jordan, B. & Roberts, G. (2010). *Fundamentals of Corporate Finance*. Toronto: McGraw-Hill Ryerson, 7. Edition.
- Rumelt, R. P. (1987). Theory, strategy, and entrepreneurship. In D. Teece, (ed.), *The Competitive Challenge*. Ballinger, Cambridge, MA, 137-158.
- Rumelt, R. P. (1991). How much does industry matter? *Strategic Management Journal*, 167-185.
- Saunders, M., Lewis, P. & Thornhill, A. (2009). *Research Methods for Business Students*. Pearson Education Inc, 5. edition.
- Schmalensee, R. (1985). Do Markets Differ Much. *The American Economic Review*, 341-51.
- Scott, J. H. (1977). Bankruptcy, Secured Debt, and Optimal Capital Structure. *The Journal of Finance* 32(1), 1-19.
- Shapiro, C. (1989). The theory of business strategy. *RAND Journal of Economics* 20(1), 125-137.
- Smith, C. & Watts, R. (1992). The Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend, and Compensation Policies. *Journal of Financial Economics*, 32, 263-292.
- Smith, C. W. & Stulz, R. M. (1985). The Determinants of Firm's Hedging Policies. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, 419-439.
- Smithson, C. & Simkins, B. J. (2005). Does Risk Management Add Value? A Survey of the Evidence. *Journal of Applied Corporate Finance* 17(3), 8-17.
- Spira, L. F., & Page, M. (2003). Risk management: The reinvention of internal control and the changing role of internal audit. *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 16(4), 640-661.
- Steinherr, A. (1998). *Derivatives the wild beast of finance: a path to effective globalisation*. Wiley.
- Storsul, T. (2005). 9. Metode – statistikk og analyse. MEVIT 1310 Mediebruk, makt og samfunn. Universitetet i Oslo. [internett] Tilgjengelig fra: http://www.uio.no/studier/emner/hf/imk/MEVIT1310/v05/lysark/Analyse_4april05.pdf [Lest: 06.06.2017].

- Stout, L. A. (1995). Betting the Bank: How Derivatives Trading Under Conditions of Uncertainty Can Increase Risks and Erode Returns In Financial Markets. *The Journal of Corporation Law*, paper 445.
- Street, D. L., Nichols, N. B. & Gray, S. J. (2000). Assessing the Acceptability of International Standards in the US: An Empirical Study of the Materiality of US GAAP Reconciliations by non-US Companies Complying with IASC Standards. *The International Journal of Accounting* 35(1), 27-63.
- Teece, D. J. (1980). Economics of scope and the scope of the enterprise. *Journal of Economic Behavior and Organization* 1, 223-247.
- Teece, D. J., Pisano, G. & Shuen, A. (1997). Dynamic capabilities and strategic management. *Strategic Management Journal* 18(7), 509-533.
- Tufano, P. (1996). Who Manages Risk? An Empirical Examination of Risk Management Practices in the Gold Mining Industry. *Journal of Finance* 51, 1097-1137.
- Van Deventer, D. R., Imai, K., & Mesler, M. (2005). *Advanced financial risk management: Tools and techniques for integrated credit risk and interest rate risk management*. John Wiley & Sons (Asia) Pte Ltd.
- Walker, R. (2013). *Winning with risk management (Vol. 2)*. World Scientific.
- Wang, Y. J. (2002). Liquidity management, operating performance, and corporate value: evidence from Japan and Taiwan. *Journal of Multinational Financial Management* 12(2), 159-169.
- Welch, I. (1989). Seasoned offerings, imitation costs and the underpricing of initial public offerings, *Journal of Finance*.
- Wernerfelt, B. & Montgomery, C. A. (1988). Tobin's q and the importance of focus in firm performance. *The American Economic Review* 78(1), 246-250.
- Wernerfelt, B. (1984). A resource-based view of the firm. *Strategic Management Journal* 5(2), 171-180.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 817-838.
- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48(4): 817–838.
- White, H. 1984. *Asymptotic Theory for Econometricians*. Orlando, FL: Academic Press.
- Williamson, O. E. (1979). Transaction-cost economics: The governance of contractual relations. *Journal of Law and Economics* 22, 233-261.
- Williamson, O. E. (1985). *The Economic Institutions of Capitalism*. Free Press, New York.

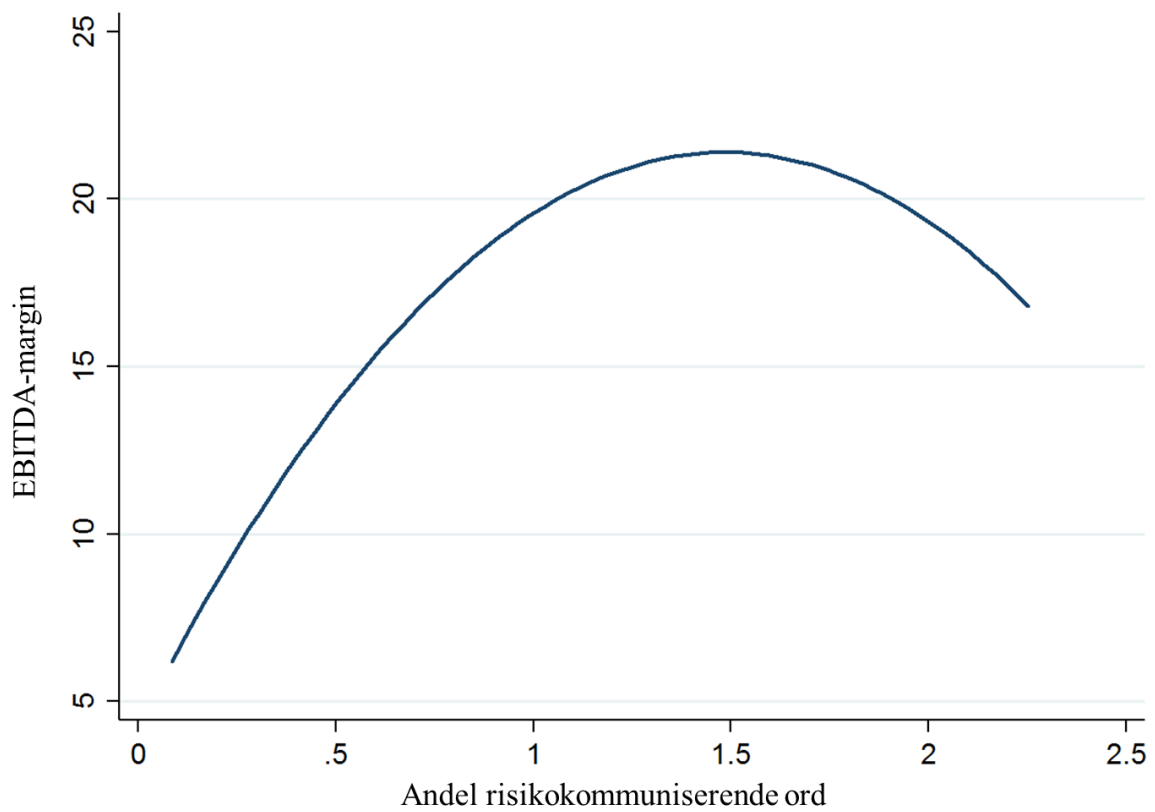
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Wooldridge, J. M. (2014). *Introduction to Econometrics*. Cengage Learning EMEA.
- Yermack, D. (1996). Higher Market Valuation of Companies With a Small Board of Directors. *Journal of Financial Economics* 40, 185-211.

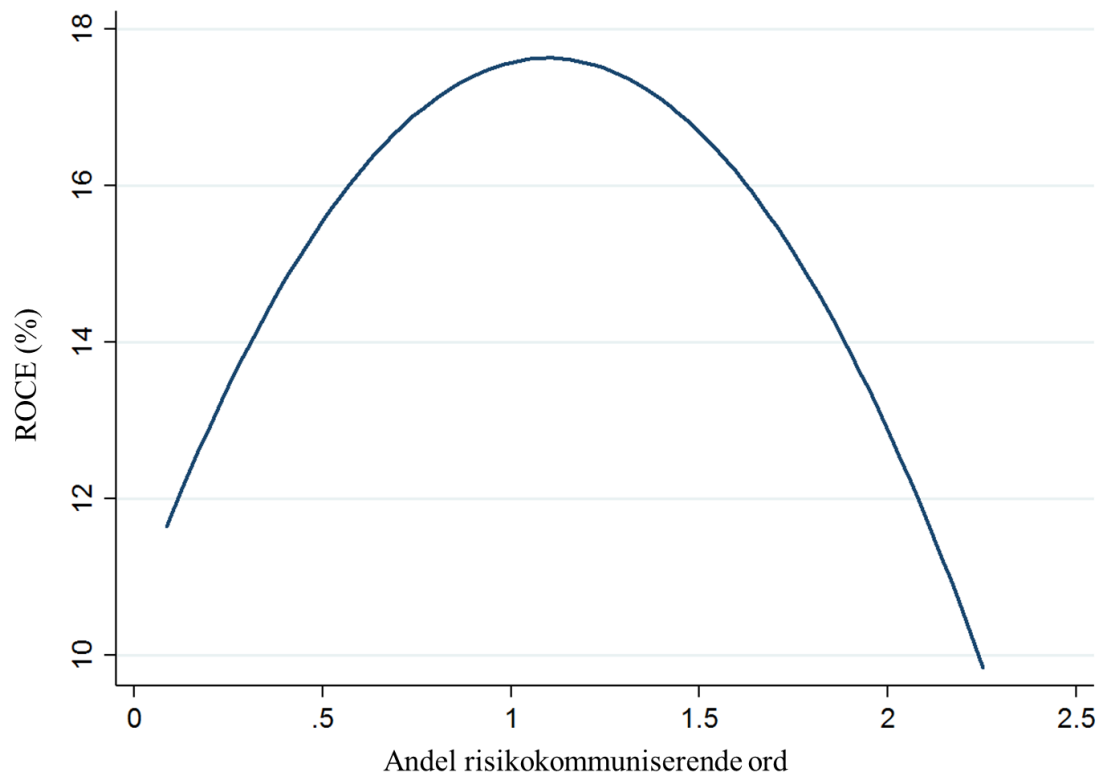
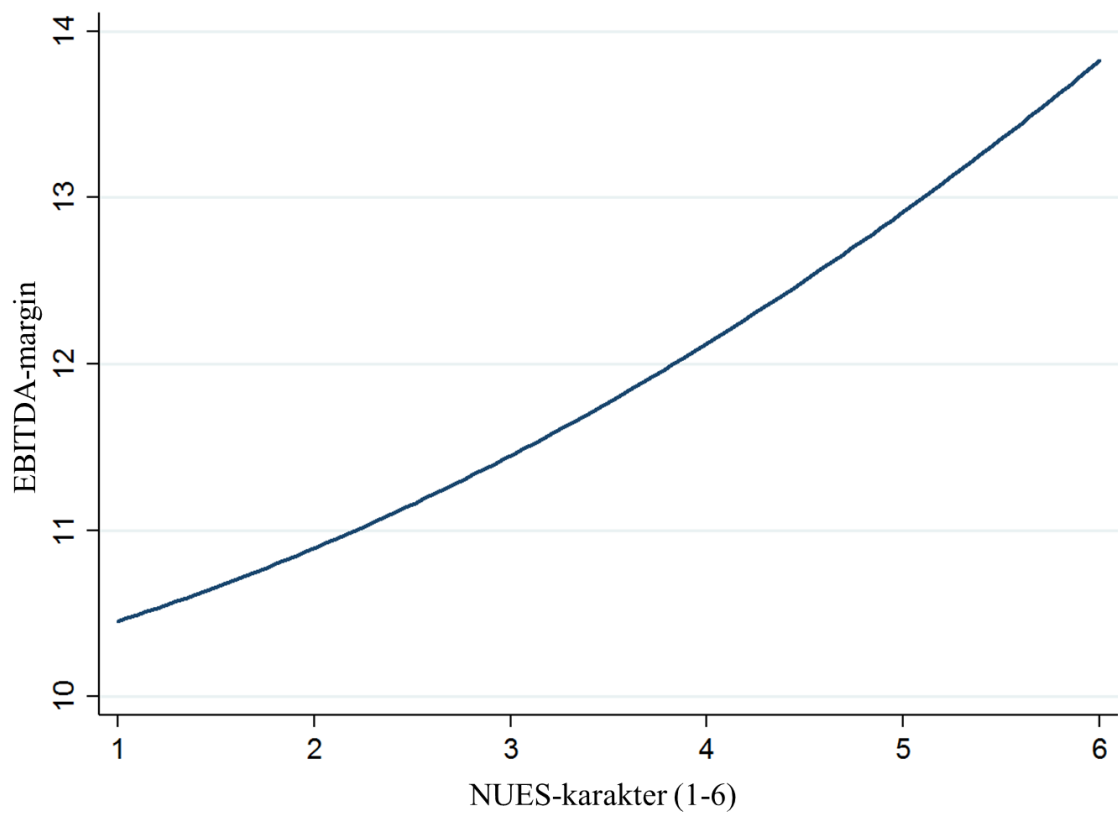
8 Appendiks

8.1 Appendiks: Regresjonsresultater

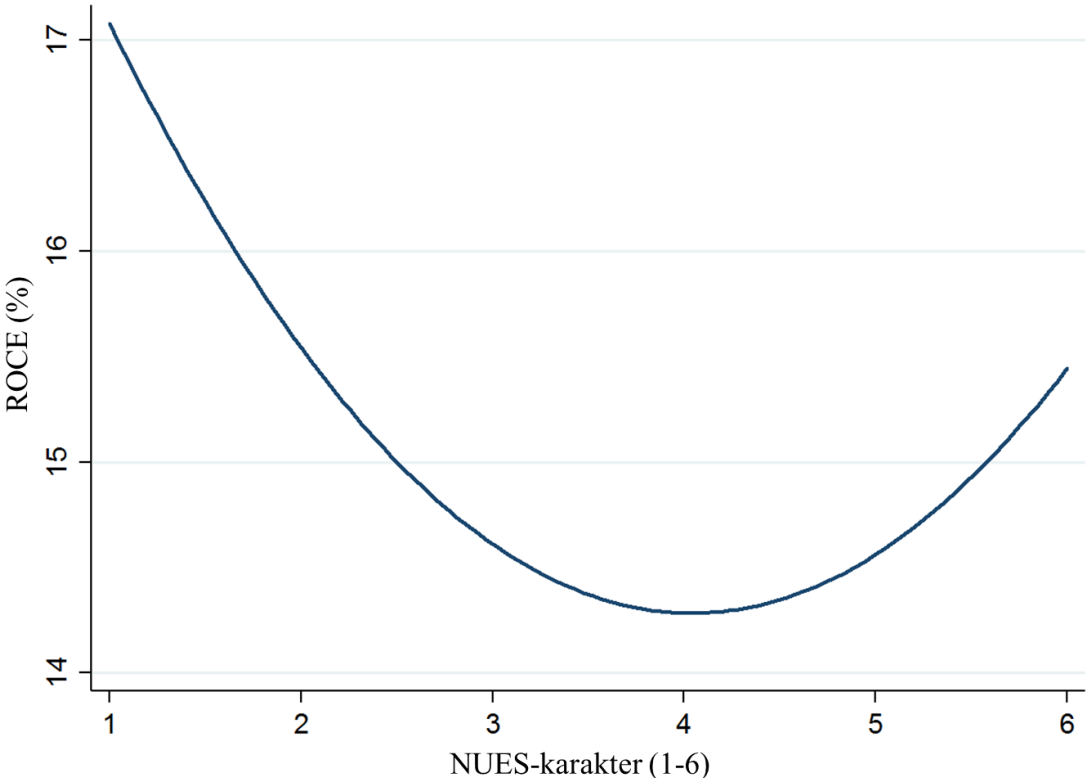
8.1.2 Effekt av risikokommunikasjon

Appendiks 1: Univariat EBITDA – Andel ord



Appendiks 2: Univariat ROCE – Andel ord**Appendiks 3: Univariat EBITDA – NUES**

Appendiks 4: Univariat ROCE – NUES



Appendiks 5: EBITDA og ROCE – Kontrollmodell, eks. og inkl. forsikringsselskaper

	Eks. forsikringsselskaper		Alle sektorer	
	EBITDA	ROCE	EBITDA	ROCE
Størrelse	5.917*** (1.648)	3.290 (2.269)	5.753*** (1.639)	3.224 (2.254)
Salgsvekst	0.0106* (0.00641)	0.00794** (0.00335)	0.0105 (0.00642)	0.00793** (0.00333)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)	-5.646** (2.831)	-7.189** (2.919)	-5.710** (2.806)	-7.254** (2.843)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²	0.585* (0.302)	0.746** (0.336)	0.601** (0.301)	0.745** (0.327)
Andel anleggsmidler	-0.212** (0.0955)	-0.277*** (0.102)	-0.195** (0.0943)	-0.265*** (0.0987)
Observasjoner	458	458	473	473
R ²	0.220	0.182	0.222	0.185
Metode	TE	TE	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konstantledd inkludert, men ikke rapportert.

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

Appendiks 6: EBITDA og ROCE – Risikokommunikasjon (ord)

	EBITDA	ROCE
Risikokommunikasjon (ord)	1.927 (3.513)	-1.462 (4.463)
Størrelse	5.876*** (1.551)	3.171 (2.013)
Salgsvekst	0.0130** (0.00646)	0.00718** (0.00355)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)	-6.468* (3.555)	-6.667* (3.600)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²	0.676* (0.362)	0.713* (0.375)
Andel anleggsmidler	-0.213** (0.101)	-0.256*** (0.0914)
Observasjoner	400	400
R ²	0.223	0.192
Metode	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konst.-ledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Appendiks 7: EBITDA og ROCE – NUES

	EBITDA	ROCE
Risikokommunikasjon (NUES)	1.688 (1.309)	1.151 (1.149)
Størrelse	6.350** (2.499)	4.597 (3.006)
Salgsvekst	0.0103 (0.00768)	0.00551 (0.00381)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)	-1.485 (3.096)	-3.574 (2.622)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²	0.104 (0.355)	0.214 (0.285)
Andel anleggsmidler	-0.348*** (0.118)	-0.303*** (0.110)
Observasjoner	273	273
R ²	0.182	0.249
Metode	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konst.-ledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Appendiks 8: EBITDA og ROCE – Risikokommunikasjon (ord) – forsinket

	EBITDA (t+1)	ROCE (t+1)
Risikokommunikasjon (ord)	4.607 (3.284)	-0.103 (4.104)
Størrelse	4.510*** (1.705)	2.268 (2.298)
Salgsvekst	0.0340* (0.0196)	0.0181 (0.0167)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)	-6.591* (3.512)	-7.925** (3.873)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²	0.668** (0.311)	0.804** (0.348)
Andel anleggsmidler	-0.115 (0.105)	-0.215** (0.108)
Observasjoner	383	383
R ²	0.336	0.154
Metode	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konst.-ledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Appendiks 9: EBITDA og ROCE – NUES Forsinket

	EBITDA (t+1)	ROCE (t+1)
Risikokommunikasjon (NUES)	-0.321 (1.273)	0.308 (0.950)
Størrelse	3.333 (2.419)	5.028 (3.803)
Salgsvekst	0.0312 (0.0192)	0.0156 (0.0204)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)	-0.354 (3.070)	-4.569 (3.491)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²	-0.0838 (0.314)	0.199 (0.339)
Andel anleggsmidler	-0.0971 (0.176)	-0.260* (0.150)
Observasjoner	250	250
R ²	0.266	0.191
Metode	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konst.-ledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

8.1.2 Effekt av derivatbenyttelse

Appendiks 10: EBITDA og ROCE – Kontrollvariabler (eks. finansselskaper)

	EBITDA	ROCE
Størrelse	4.495*** (1.471)	1.494 (1.798)
Salgsvekst	0.0109 (0.00699)	0.00919** (0.00359)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)	-6.897** (2.712)	-8.899*** (2.837)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²	0.679** (0.294)	0.865** (0.336)
Andel anleggsmidler	-0.118 (0.103)	-0.176** (0.0778)
Observasjoner	431	431
R ²	0.263	0.186
Metode	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konst.-ledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Appendiks 11: EBITDA og ROCE – Derivatdummy

	EBITDA	ROCE
Derivatdummy	3.205** (1.573)	3.384 (2.621)
Størrelse	4.517*** (1.524)	1.395 (1.590)
Salgsvekst	0.0136* (0.00709)	0.00903** (0.00370)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)	-7.857** (3.171)	-8.599*** (3.205)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²	0.778** (0.339)	0.851** (0.359)
Andel anleggsmidler	-0.144 (0.113)	-0.188** (0.0810)
Observasjoner	273	273
R ²	0.323	0.233
Metode	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konst.-ledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Appendiks 12: EBITDA og ROCE - Derivater i eiendelsposisjon og netto derivater

	Alle selskaper				ROCE > 0	
	EBITDA	EBITDA	ROCE	ROCE	ROCE	ROCE
Eiendelsderivater	0.308 (0.296)		0.765** (0.344)		0.694** (0.333)	
Nettoderivater		-0.00878 (0.116)		0.237* (0.134)		0.225 (0.138)
Størrelse	3.031** (1.210)	3.142*** (1.200)	0.925 (0.897)	1.148 (0.896)	1.249 (0.961)	1.537 (0.994)
Salgsvekst	0.0177*** (0.00533)	0.0176*** (0.00524)	0.0132*** (0.00268)	0.0129*** (0.00248)	0.0108*** (0.00240)	0.0108*** (0.00245)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)	-3.249 (2.262)	-3.284 (2.312)	-6.753*** (2.352)	-6.674*** (2.447)	-6.757*** (2.323)	-6.519*** (2.415)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²	0.390 (0.302)	0.388 (0.305)	0.625* (0.332)	0.608* (0.339)	0.708*** (0.266)	0.673** (0.271)
Andel anleggsmidler	-0.195 (0.152)	-0.197 (0.151)	-0.236*** (0.0825)	-0.245*** (0.0802)	-0.192** (0.0855)	-0.210** (0.0881)
Observasjoner	239	239	239	239	226	226
R ²	0.319	0.319	0.470	0.460	0.446	0.428
Metode	TE	TE	TE	TE	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konstantledd inkludert, men ikke rapportert.

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

Appendiks 13: EBITDA og ROCE – Forpliktelsesderivater

	EBITDA	ROCE
Forpliktelsesderivater	0.284 (0.304)	0.113 (0.272)
Størrelse	3.311*** (1.212)	1.177 (0.892)
Salgsvekst	0.0116* (0.00599)	0.0108*** (0.00250)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital)	-3.956 (2.422)	-7.088*** (2.481)
(Rentebærende gjeld / Egenkapital) ²	0.445 (0.317)	0.641* (0.340)
Andel anleggsmidler	-0.128 (0.152)	-0.212*** (0.0774)
Observasjoner	240	240
R ²	0.312	0.454
Metode	TE	TE

Robuste standardfeil i parentes. Års- og industrieffekter og et konst.-ledd inkludert, men ikke rapportert. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

8.2 Appendiks: Inflasjonsjustering

	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Inflasjon (%)	1,6 %	2,3 %	0,8 %	3,8 %	2,1 %	2,5 %
Justeringsfaktor	1,1894	1,1631	1,1543	1,1121	1,0891	1,0629

	2011	2012	2013	2014	2015
Inflasjon (%)	1,2 %	0,8 %	2,1 %	2,0%	2,1 %
Justeringsfaktor	1,0498	1,0419	1,0201	1,000	0,9793

Kilde: SSB

Disse justeringsfaktorene ble nyttet på regnskaps- og markedsdata for å sikre sammenliknbarhet på tvers av regresjoner. Basisår er 2014.