

Sammenhengen mellom bruk av valutasikringsinstrumenter og selskapskarakteristika

Aleksander Huru & Eivind Sæten

Veileder: Dr. Oecon Jørgen Haug

Masteroppgave – Institutt for Foretaksøkonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen innestår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Med utgangspunkt i selskap notert på Oslo Børs ved årsslutt 2010, har vi utført en empirisk studie av sammenhengen mellom selskapskarakteristika og bruk av valutasikringsinstrumenter. Ved å undersøke informasjon fra årsrapportene til 181 selskap, over en periode på fire år, har vi forsøkt å avdekke selskapskarakteristika som påvirker om, og i hvilken grad, ikke-finansielle selskap benytter seg av valutaderivat. Så vidt oss bekjent har det ikke vært utført liknende studier på det norske markedet tidligere. Ved å benytte en logistisk regresjon for paneldata kjent som General Estimating Equations, fant vi at selskapets størrelse og bredden på dets internasjonale nettverk var signifikant relatert til valutaderivatbruk. Videre fant vi tegn på at likviditet fungerer som et alternativ til det å benytte valutaderivat. Vi benyttet deretter en lineær fast-effekt-modell for å undersøke karakteristika som henger sammen med grad av valutaderivatbruk. Resultatene viste at grad av valutaderivatbruk har en positiv sammenheng med selskapets størrelse, samt grad av eksponering. Egenkapital-andelen viste seg å ha en signifikant negativ sammenheng med grad av valutaderivatbruk. Andre forhold ved selskap som blir undersøkt i oppgaven er: vekstmuligheter, operasjonell fleksibilitet og kontantraten. Våre funn for det norske markedet samsvarer med tidligere forskning som har sett på sammenhenger i andre land, samt økonomisk teori.

Abstract

In this paper we attempt to uncover determinants of foreign exchange (FX) hedging for 181 firms listed on the Oslo Stock Exchange, using data for a four year period (2007-2010). Using information from the notes to the annual reports we try to determine if there are any company characteristics influencing the decision to hedge foreign exchange risk, and also the level of hedging. Using the General Estimating Equations method we find, for the overall sample, a positive relation between the hedging activity and the size of the company, as well as the breadth of its international network. Furthermore liquidity was found to have a negative relationship with hedging, indicating that it can be considered a substitute for FX hedging. To analyze determinants of level of hedging we used a linear fixed-effect model. The results show a positive relation between the level of hedging, firm exposure and size. The equity-ratio was found to be negatively related to the level of FX hedging. The other determinants of hedging analyzed in this paper are: growth opportunities, operational flexibility and the cash ratio. Our findings for the Norwegian market support those done on other markets, as well as economic theory.

Forord

Vi ønsker å takke Dr. Oecon Jørgen Haug for hjelp til å utforme problemstilling, samt rask og konstruktiv tilbakemelding gjennom hele prosessen. Vi vil i tillegg rette en takk til Jonas Gaudernack fra PricewaterhouseCoopers for nyttig tilbakemelding og innspill.

Norges Handelshøyskole 03.12.2011

.....

Aleksander Huru

.....

Eivind Sæten

Innholdsfortegnelse

1. Innledning.....	1
1.1 Motivasjon for valg av problemstilling	1
1.2 Presentasjon av problemstillingen.....	2
1.3 Bakgrunnsinformasjon	2
1.4 Tidligere forskning.....	3
1.5 Oppgavens videre struktur.....	6
2. Teori	7
2.1 Risikostyring	7
2.2 Risikostyring i en Miller og Modigliani-verden.....	7
2.3 Insentiver for risikostyring	7
2.3.1 Minimere skattesensitivitet.....	8
2.3.2 Redusere finansielle krisekostnader	8
2.3.3 Redusere konflikter mellom aksjonærer og långivere	8
2.3.4 Maksimere verdi for ledelsen	9
2.3.5 Forbedre koordinering mellom finansierings- og investeringsstrategi.....	9
2.3.6 Avslutningsvis om sikringsinsentiver.....	9
3. Variabler og hypotesutvikling	10
3.1 Avhengige variabler	10
3.1.1 Dikotom avhengig variabel	10
3.1.2 Kontinuerlig avhengig variabel	10
3.1.3 Alternativ avhengig variabel	12
3.2 Uavhengige variabler	12
3.2.1 Størrelse.....	12
3.2.2 Kapitalstruktur.....	13
3.2.3 Operasjonell fleksibilitet	14
3.2.4 Eksponering.....	15
3.2.5 Likviditet som substitutt til sikring.....	16
3.2.7 Underinvestering og vekstmuligheter.....	16
3.2.6 Andre mulige hypoteser og variabler	17
3.2.7 Oppsummering av variabler og hypoteser.....	19
4. Modellforklaring	20
4.1 Logistisk regresjon	20
4.2 Lineær regresjon.....	22

4.3 Alternative modeller	23
5. Data	24
5.1 Utvalg	24
5.2 Deskriptiv dataanalyse	26
5.3 Univariante hypotesetester	29
5.4 Korrelasjon	30
5.4.1 Korrelasjon mellom de uavhengige variablene	30
5.4.2 Korrelasjon mellom de avhengige og de uavhengige variablene	31
5.5 Oppsummering	32
6 Statistiske tester	34
6.1 Logistisk multippel regresjonsanalyse	34
6.2 Robusthetssjekk	35
6.2.1 Forutsetninger for logistisk regresjon	35
6.2.2 Forutsetninger for General Estimating Equations-modellen	36
6.2.3 Logistisk multippel regresjonsanalyse basert på 2010-observasjoner	37
6.3 Oppsummering logistisk regresjon	38
6.4 Lineær multippel regresjonsanalyse	40
6.5. Robusthetssjekk	42
6.5.1 Forutsetningen for lineær regresjon	42
6.5.2 Lineær multippel regresjonsanalyse basert på 2010-observasjoner	44
6.6 Oppsummering lineær regresjon	45
7. Konklusjon	47
Kildeliste	49
Vedlegg	52

1. Innledning

1.1 Motivasjon for valg av problemstilling

Bruken av derivater har økt betraktelig de siste tiårene, noe som har medført at det har blitt rettet mer fokus på emnet innen faglitteraturen. Økningen i valutaderivatbruken i norske selskap kommer til uttrykk i en undersøkelse Norges Bank foretar hvert tredje år på vegne av Bank for International Settlements (BIS). Rapporten, som ser på aktiviteten i det norske valuta- og derivatmarkedet¹, viser en betydelig vekst i bruken av slike finansielle instrumenter; den gjennomsnittlige daglige omsetningen har fra 1992 til 2010 økt fra 40 til 131 milliarder NOK, med en topp på 192 i 2007. Nedgangen fra 2007 til 2010 henfører Norges Bank delvis til finanskrisen som inntraff i perioden.

En annen årsak til at det har blitt viet mer oppmerksomhet til valutaderivater er at det har blitt gjort mer informasjon tilgjengelig. Mens tidlig forskning var avhengig av å kartlegge derivatbruk ved hjelp av spørreundersøkelser, har endrede rapporteringsstandarder økt kvantiteten og kvaliteten på den offentlig tilgjengelige informasjonen.

Økt globalisering har ført til at også norske selskap i større grad utsettes for impulser fra utlandet. Det er i dag få selskap som kan klassifiseres som utelukkende innenlandske, og med det være uberørte av svingninger i valutakursen. Slike fluktasjoner kan bidra til stor variasjon i kontantstrømmen til et selskap, og dermed være en kime til betydelig usikkerhet. En måte å få bukt med denne eksponeringen på, er å utjevne svingningene ved bruk av finansielle instrumenter. Studier viser imidlertid at ledelsen i selskap generelt synes at sikring ved bruk av derivater er komplisert (Allback & Hagelin, 1999). Det vil derfor være interessant å undersøke hvordan og hvorfor norske selskap nyttiggjør seg av slike sikringsinstrumenter.

Liknende studier har tidligere tatt for seg utenlandsk tallmateriale. Disse har imidlertid ofte blitt utført på store økonomier, typisk den amerikanske. Derfor vil det også være av interesse å se på om det eksisterer nevneverdige forskjeller i våre resultater som anvendes på en liten, åpen økonomi; en økonomi som i større grad er utsatt for impulser utenfra. Videre skiller vår oppgave seg fra mange av de tidligere ved at vi tar utgangspunkt i samtlige børsnoterte selskap. Enn videre har vi tatt for oss selskap over en fireårsperiode, i motsetning til tidligere

¹ Omfatter omsetning i spotmarkedet, kjøp/salg av valuta på termin, valutawapper, valutabytteavtaler, og valutaopsjoner.

studier vi har kommet over, som kun har sett på observasjoner for ett år. Til slutt kan det også nevnes at få tidligere studier har tatt hensyn til selskaps mulighet for operasjonell sikring. Vi har derfor introdusert en variabel på et selskaps operasjonelle fleksibilitet som vi håper skal kunne fange opp dette.

1.2 Presentasjon av problemstillingen

Formålet med denne utredningen er å besvare vår problemstilling, nemlig:

Eksisterer det enkelte selskapskarakteristika som påvirker om, og i hvilken grad, ikke-finansielle selskap notert på Oslo Børs benytter seg av valutaderivater?

Vi har valgt å ta utgangspunkt i den rådende forskningen på området og benytter en todelt problemstilling. Vi ser derfor ikke utelukkende på om det eksisterer enkelte karakteristika ved selskapet som påvirker hvorvidt de benytter derivatene, men også om de samme karakteristikaene kan forklare hvor mye valutaderivater som brukes.

1.3 Bakgrunnsinformasjon

Når et selskap ikke kan forutse fremtidige valutafluktasjoner, vil de stå overfor en risiko dersom de er eksponert for andre valutaer enn sin basisvaluta. På tross av at det er utviklet flere modeller som forsøker å predikere svingninger i valutakurser, gir ofte Random Walk-prinsippet minst like gode resultater (Meese & Rogoff, 1982). Dette viser at det er utrolig vanskelig å forutse valutafluktasjoner. I henhold til Børsum og Ødegaard (2005) er et selskap eksponert for valutarisiko dersom dets verdi påvirkes av svingninger i én eller flere valutakurser. En tenker da i første rekke på direkte påvirkning, eksempelvis transaksjonsbasert risiko, som oppstår dersom selskapets kontantstrøm i basisvalutaen påvirkes av valutakursendringer. Men også et selskap som har alle sine kostnader og inntekter i hjemlandet kan indirekte være påvirket av valutakurssvingninger. En appresiering av den hjemlige valutaen vil medføre at konkurransesituasjonen til det innenlandske selskapet forverres kontra et utenlandsk selskap. Det er først og fremst den direkte eksponeringen som vil være av interesse for oss, da det er denne som enklest lar seg kvantifisere og dermed sikres.

Et selskap kan sikre seg mot valutafluktasjoner på flere måter, og det skilles gjerne mellom finansielle og operasjonelle metoder. Førstnevnte innebærer bruk av finansielle instrumenter som valutaterminkontrakter, -swapper, -bytteavtaler, og -opsjoner. BIS utfører, som nevnt tidligere, en global undersøkelse der de ser på det internasjonale valutamarkedet. De estimerer den nominelle verdien utestående i juni 2010 på valutaderivater til 62 933 milliarder USD, hvor terminkontrakter og valutaswapper utgjør om lag halvparten (Bank for International Settlements, 2010). De estimerer videre den gjennomsnittlige daglige omsetningen til 4 000 milliarder amerikanske dollar. Den norske andelen av den globale omsetningen står for 0.4%. I Norge utgjør terminkontrakter og valutaswapper bortimot hele valutaderivatmarkedet; valutaopsjoner og valutabytteavtaler utgjør tilsammen mindre enn 3 %. Videre er det amerikanske dollar som er mest omsatt i det norske markedet med 40.5 %, etterfulgt av norske kroner og euro med henholdsvis 30.3 og 13.3 %, mens andre valutaer utgjør resterende 15.9 %.

Bruk av operasjonell sikring kan ses på som et alternativ til finansiell sikring, og innebærer at man forsøker å motvirke usikkerheten valutasvingningene påfører selskapet ved tilpasning av den operasjonelle driften. Eksempelvis kan dette gjøres ved å diversifisere virksomheten geografisk, da det kan tenkes at selskap som opererer i flere land kan dra fordel av at uventede endringer i valutakurser utlikner hverandre. En annen form for operasjonell sikring er naturlig sikring. Dette kan selskapet utøve ved å ta opp lån i valutaen man er overeksponert mot, samt å sørge for at inntekter og kostnader påløper i samme valuta. For å få til dette kan selskapet kjøpe innsatsfaktorer til samme valuta som det mottar inntektene i, fakturere kundene i samme valuta som kostnadene påløper, flytte produksjonen til sitt hovedmarked, eller kun selge til det innenlandske markedet (Korsvold, 2000).

1.4 Tidligere forskning

Som nevnt ovenfor er det forsket på emnet tidligere, og i dette avsnittet vil vi ta for oss funnene til de mest fremtredende av disse studiene. Nance, Smith, og Smithson (1993) baserte seg på spørreskjemaer sendt til amerikanske selskap. På tross av at studien tok for seg derivatbruk generelt, og ikke kun bruk av valutaderivater, er den såpass viktig innen fagfeltet at vi har valgt å inkludere den her. Deres utvalg bestod av 169 selskap, hvorav 104 benyttet seg av en eller annen form for derivater per 1986. Andelen av brukere er høy, men det må tas høyde for at det kan oppstå skjevheter ved bruk av spørreskjemaer. De fant at selskap som er

utsatt for et progressivt skattemønster, er mer tilbøyelige til å bruke derivater. Videre erfarte de at selskap med høyere kostnader knyttet til forskning og utvikling, en proxy på vekstmuligheter, i større grad benyttet seg av slike finansielle instrumenter. Enn videre fant de også en signifikant positiv sammenheng mellom bruk og størrelse, samt bruk og gjeldsbelastning.

En annen studie som ikke utelukkende så på valutaderivater, men som vi likevel ønsker å trekke frem her, er Nyhammer og Stenbakk sin masterutredning fra våren 2011. De så på sammenhenger mellom selskapskarakteristika og bruk av rentesikring blant ikke-finansielle selskap notert på Oslo Børs. Da vår oppgave vil være beslektet med denne, vil vi kort resymere deres funn. Ved bruk av en logistisk regresjonsmodell fant de at både størrelse og gjeldsgrad er positivt relatert til bruk av rentesikring (Nyhammer & Stenbakk, 2011). De brukte en lineær regresjon for å undersøke sammenhenger med grad av rentesikringsbruk. Deres analyse viste da at gjeldsgrad har en positiv sammenheng med grad av rentesikringsbruk, mens nivå på internt generert kontantstrøm har en negativ sammenheng. De konkluderer med at funnene er i tråd med tidligere forskning.

En studie som kun tok for seg valutaderivatbruk er Geczy, Minton, og Schrand (1997). De benyttet seg av informasjon hentet fra fotnotene i årsrapportene til selskap i sitt utvalg. Dette sørger for at de unngår skjevheter som kan oppstå ved bruk av spørreskjema-data. Studien, som består av 372 ikke-finansielle Fortune 500-selskap, fant at de som hadde store vekstmuligheter og økonomiske beskrankninger, med større sannsynlighet brukte valutaderivater. Videre erfarte de at bruken var positivt korrelert med eksponering, gitt ved inntekt, omsetning, og gjeld i utenlandsk valuta. Til slutt fant de en positiv sammenheng mellom selskapets størrelse og bruk av valutasikringsinstrumenter. De oppsummerer sine funn med at selskap jevnt over bruker valutaderivater som sikring heller enn spekulasjon.

En svakhet med de tidligste studiene, her representert ved Nance et al. (1993) og Geczy et al. (1997), er at de kun undersøkte sikring, målt i derivatbruk, ved bruk av en dikotom responsvariabel. Denne påtar seg verdien én dersom selskapet benyttet derivater, enn hvor lite, og null ellers. De undersøkte dermed utelukkende om det var karakteristika som påvirket om selskapet brukte valutaderivater. Gitt en dikotom variabels natur vil det si at metoden likestiller et selskap som sikrer en promille av risikoen med et selskap som sikrer 100 %, på tross av at selskapskarakteristika dem i mellom kan variere atskillig. Det kan tenkes at et selskap som sikrer svært lite i langt større grad likner selskap som ikke sikrer noe, enn det

likner selskap som sikrer store deler av risikoen. Nyere studier har forsøkt å utbedre analysene ved i tillegg å anvende en kontinuerlig variabel. Denne har typisk vært nominell verdi av utestående valutaderivater på balansedatoen. Studiene har med det undersøkt om det er enkelte karakteristika som påvirker hvor mye derivater som brukes.

En studie som brukte nominell verdi av valutaderivatbruken er Allayannis og Ofek (2001), som så på ikke-finansielle S&P 500-selskap. Den tok for seg sammenhengen mellom selskapers eksponering for valutarisiko og ettersom hvilken effekt derivater har på denne eksponeringen. De fant, ved å kontrollere for nivå på utenlandssalg, at bruk av valutaderivater reduserte eksponeringen. De konkluderte med at dette tyder på at selskap bruker instrumentene for sikringsformål. En annen studie som så på nominell valutaderivatbruk er Berkman og Bradbury (1996), som tok for seg årsrapportene til 116 New Zealand selskap. De fant at derivatbruken økte med gjeldsgraden, størrelse, aksjeandel eid av ledelsen, dividendeutbetalinger, og utsatt skattefordel.

En siste studie vi vil nevne som benyttet en slik kontinuerlig variabel er Howton & Perfect (1998). De tok for seg to ulike utvalg: det første bestående av 451 ikke-finansielle Fortune 500/S&P 500-selskap, og det andre 461 ikke-finansielle tilfeldig valgte selskap fra to ulike databaser (Edgar og SEC Q). Det er ingen overlapp mellom utvalgene. Det første består av store selskap, hvorav 45.0 % brukte valutaderivater. Blant de mindre selskapene var det kun 14.3 % brukere. Interessant med denne studien er at den viser at blant valutaderivatbrukerne, er terminkontrakter det mest brukte instrumentet. For de store selskapene fant de positive signifikante sammenhenger mellom valutaderivatbruken og størrelse, vekstmuligheter, og eksponering. De fant en negativ signifikant sammenheng mellom bruk og likviditet. For utvalget med de mindre selskapene fant de kun en positiv signifikant sammenheng mellom bruk og eksponering. Det kan med fordel nevnes at de to sistnevnte studiene i tillegg har brukt virkelig verdi av valutaderivatene som responsvariabel. Dog knytter det seg en del usikkerhet rundt bruken av en slik avhengig variabel, noe vi vil komme tilbake til senere i oppgaven.

De nyeste studiene har i det store og det hele bygget opp under den tidligere forskningen. Tabell 1 og 2 oppsummerer funnene fra tidligere studier der det er brukt henholdsvis en dikotom og en kontinuerlig avhengig variabel. Videre har vi, basert på disse studiene, gjort oss opp en mening om hvilke sammenhenger, hvis noen, vi forventer å finne i vår analyse.

Variable/Studie	Nance et al. (1993)	Geczy et al. (1997)	Allayannis et al. (2001)	Forventede funn
Størrelse	+	***	***	+
Eksponering		***	***	+
Vekstmuligheter	+	***	**	+
Gjeldsgrad	+	*	**	+
Likviditet		*		-

Tabell 1 – oversikt over funn fra tidligere studier som har benyttet en dikotom responsvariabel. *, **, og *** viser til henholdsvis 1, 5, og 10 % signifikansnivå. Nance et al. (1993) oppgir et intervall for signifikansnivå, hvor *p*-verdien avhenger av spesifiseringen av modellen. For størrelse er intervallet 0.01 til 0.31, for vekstmuligheter er det 0.06 til 0.21, mens for gjeldsgrad er ikke sammenhengen signifikant. Nance et al. (1993) ser på derivatbruk generelt, mens resterende studier ser utelukkende på valutaderivater.

Variable/Studie	Howton et al. (1998)	Berkman et al. (1996)	Allayannis et al. (2001)	Forventede funn
Størrelse	***	***	***	+
Eksponering	*	+	***	+
Vekstmuligheter	*		**	+
Gjeldsgrad	-	**	**	+
Likviditet	***	-		-

Tabell 2 – oversikt over funn fra tidligere studier som har benyttet en kontinuerlig responsvariabel. *, **, og *** viser til henholdsvis 1, 5, og 10 % signifikansnivå.

1.5 Oppgavens videre struktur

Det vil i neste del av oppgaven følge noe teori, der vi blant annet tar for oss under hvilke forutsetninger det kan og ikke kan være i selskapets interesse å utøve risikostyring. Deretter vil det i kapitel tre følge en konkretisering av problemstillingen i underhypoteser, samt en presentasjon av våre valgte variabler. Dernest vil modellene vi skal benytte i regresjonsanalysen presenteres i kapitel fire. I kapitel fem vil vi beskrive datainnsamlingsprosessen, utføre en deskriptiv dataanalyse, enkelte hypotesetester, samt se på korrelasjonen mellom variablene. I det sjette kapitlet vil vi ta for oss regresjonsanalysene og utføre robusthetssjekker. Til slutt vil vi konkludere funnene våre i kapitel syv.

2. Teori

2.1 Risikostyring

Innledningsvis nevnte vi at selskap opererer i et stadig mer globalt miljø, og at de fleste derfor blir påvirket av svingninger i valutakursen. Spørsmålet blir da hvorvidt selskapene under slike omstendigheter skal foreta seg noe for å forsøke å styre disse eksterne faktorenes innflytelse. Klassisk økonomisk teori tilsier at man kun vil benytte seg av sikringsstrategier dersom nytten overstiger kostnadene; med andre ord må altså slike strategier kunne bidra til verdiskaping for selskapet.

2.2 Risikostyring i en Miller og Modigliani-verden

I sin klassiske artikkel fra 1958 lanserte Miller og Modigliani sitt teorem om at et selskaps verdi kun avhenger av dets inntjeningsevne og risiko i de underliggende eiendelene. Det følger dermed at måten selskapet velger å finansiere seg på er irrelevant (Modigliani & Miller, 1958). Dette legger imidlertid til grunn et sett gitte forutsetninger, ofte omtalt som perfekte kapitalmarkeder. Slike markeder kjennetegnes av fravær av skatt, konkurskostnader, transaksjonskostnader, agentkostnader, samt ingen informasjonsasymmetri mellom markedsaktørene. Som en forlengelse av dette vil ikke ledelsens finansielle beslutninger kunne skape verdi for selskapet. Herunder faller også valg av sikringsstrategier. I en Miller og Modigliani-verden vil ikke risikostyring bidra til økt nytte for selskapet, og i tråd med økonomisk teori vil selskap ikke benytte seg av slike strategier.

2.3 Insentiver for risikostyring

I realiteten eksisterer det brudd på Miller og Modiglianis forutsetninger, og dermed kan finansielle avgjørelser, i vårt tilfelle bruk av valutaderivater, faktisk tilføre selskaper verdi. Å få bukt med markedsimperfeksjonene vil være et viktig insentiv for selskap ved bruk av valutaderivater. Den akademiske debatten har avslørt at det i hovedsak er fem teoretiske rasjonale for sikring i selskap (Judge, 2006b):

1. Minimere skattesensitivitet
2. Redusere finansielle krisekostnader
3. Redusere konflikter mellom aksjonærer og långivere
4. Maksimere verdi for ledelsen
5. Forbedre koordinering mellom finansierings- og investeringsstrategi

2.3.1 Minimere skattesensitivitet

Et åpenbart brudd på forutsetningene for perfekte kapitalmarkeder er eksistensen av skattekostnader. Dersom disse i tillegg er progressive, kan valutaderivater bidra til verdiskapning for selskapet (Smith & Stulz, 1985). Intuitivt kan dette forklares ved å anta at et selskaps inntjening er tilnærmet normalfordelt rundt en forventningsverdi. Dersom resultatet blir veldig dårlig, risikerer selskapet å gå konkurs; går det tilsvarende bra, blir man belønnet med en mer aggressiv beskatning. Selskapet kan ikke dra nytte av skatteletten i ekstremtilfellene på nedsiden, mens de blir straffet hardt på oppsiden. Matematisk viser Jensens ulikhet at dersom man står overfor et konvekst skattemønster, vil en reduksjon i varians i resultatet før skatt medføre lavere beskatning for selskapet. Følgelig ønskes det av skattemessige hensyn minst mulig variasjon i resultatet, hvilket kan oppnås gjennom bruk av derivater (Mayers & Smith, 1982).

2.3.2 Redusere finansielle krisekostnader

Et annet brudd på forutsetningene er at det eksisterer konkurs- og krisekostnader. Å havne i en finansiell krisesituasjon vil føre til økte kostnader for selskapet. Dersom det er en reell fare for at selskapet kan gå konkurs vil lån bli dyrere, leverandører vil gi dårligere betingelser, det vil bli vanskelig å hente kapital fra markedene, og kunder vil bli mer skeptiske til å kjøpe produktet. Blant annet Judge (2006a) argumenterer for at bruk av sikringsinstrumenter kan redusere denne konkursfaren og kostnadene den medfører. Som en konsekvens av dette vil bruk av sikringsinstrumenter tilføre selskapet og dets aksjonærer verdi.

2.3.3 Redusere konflikter mellom aksjonærer og långivere

Når det eksisterer informasjonsasymmetri kan det medføre at interessene til selskapets interessenter ikke sammenfaller. Konflikt mellom aksjonærer og långivere vil kunne oppstå dersom verdien av prosjekter bli skjevfordelt dem imellom. Det klassiske eksempelet på dette er underinvesteringsproblemet, der et selskap ikke iverksetter et lønnsomt prosjekt på grunn av at all verdiskapning tilfaller kreditorene (Myers, 1977). Flere studier har erfart at bruk av sikringsinstrumenter kan være med å motvirke denne verdioverføringen, og redusere konflikten (Froot, Scharfstein, & Stein, 1992). Dette gjøres ved å stabilisere kontantstrømmen og bidra til større sikkerhet knyttet til nye prosjekter.

2.3.4 Maksimere verdi for ledelsen

Det fjerde rasjonale går ut på å fjerne prinsipal-agent-problemet mellom aksjonærene og ledelsen. Dette henger sammen med at ledelsen er mindre diversifisert enn aksjonærene, siden de har sin humankapital, samt nåværende og fremtidig godtgjørelse knyttet til selskapets verdiutvikling. Ledelsen kan derfor være mer risikoavers enn det som er til aksjonærenes beste. Dette kan komme til uttrykk ved at de foretar ikke-nyttmaksimerende strategiske beslutninger som å konglomeratisere eller å benytte suboptimal gjeldsbelastning. Bruk av sikringsinstrumenter kan redusere disse agentproblemene ved å minske selskapets risiko (Geczy, Minton, & Schrand, 1997).

Videre vil ledelsen ofte få deler av lønnen sin i form av aksjer eller opsjoner i selskapet. Aksjeprisen vil bli påvirket av faktorer som ledelsen ikke kan kontrollere, som for eksempel endrede valutakurser og rentesvingninger. Dette fører til at insentiv- og belønningssystemer blir mindre effektive, all den tid udyktige ledere kan være heldige med de eksterne forholdene og dyktige ledere kan være uheldige. Bruk av sikringsinstrumenter kan bidra til å bøte på dette, og gjøre at ledelsens egentlige prestasjoner i større grad kommer til syne.

2.3.5 Forbedre koordinering mellom finansierings- og investeringsstrategi

Kontantstrømmer vil være varierende i tiden. Dersom et selskaps investeringsmuligheter ikke er perfekt korrelert med kontantstrømmen, vil det i perioder oppstå kapitaloverskudd eller kapitalunderskudd. Dette kan føre til at man ikke fullt ut nyttiggjør seg av lønnsomme prosjekter, hvis disse kun kan tas i en periode preget av kapitalunderskudd. Da svingninger i valutakursen kan være en kilde til usikkerhet i kontantstrømmen, vil en sikringsstrategi kunne øke forutsigbarheten, og med det øke verdien av selskapet.

2.3.6 Avslutningsvis om sikringsinsentiver

Finansiell sikringsteori er ikke forbeholdt én spesiell sikringsform. For de fleste sikringsmetodene, være det seg valutasikring, rentesikring, råvaresikring, etc., vil målet primært være å redusere usikkerheten i selskapets inntjening. Derfor kan disse insentivene generaliseres for omtrent all sikringspraksis.

3. Variabler og hypoteseutvikling

Oppgaven tar sikte på å besvare problemstillingen vår, nemlig hvorvidt det foreligger visse selskapskarakteristika som påvirker om, og i hvilken grad, ikke-finansielle selskap notert på Oslo Børs bruker valutaderivater.

For å gjøre dette har vi konkretisert problemstillingen i flere underhypoteser. Til hver underhypotese har vi konstruert én eller flere uavhengige variabler som forhåpentlig vil hjelpe oss med å besvare hypotesen. Først vil vi dvele litt ved de to valgte avhengige variablene, før vi i de påfølgende avsnittene vil utdype våre valg av underhypoteser og tilhørende forklaringsvariabler.

3.1 Avhengige variabler

3.1.1 Dikotom avhengig variabel

Den første responsvariabelen er en dikotom, altså en binær, variabel. Den påtar seg verdien én om et selskap benytter seg av valutaderivater, og null ellers. Variabelens hensikt er å fange opp hvorvidt det er noen karakteristika som påvirker *om* selskap velger å benytte instrumentene.

Variabel: BRUK. Én hvis bruk, null hvis ikke.

Vi fastslår hvorvidt et selskap bruker eller ikke bruker derivater ved å lese noteverket til deres resultatregnskap. Vi har tidligere i oppgaven kommet inn på en fundamental svakhet knyttet til bruken av en slik responsvariabel: den behandler selskap som sikrer mye identisk med selskap som sikrer lite, på tross av at de kan være vidt forskjellige. For å forbedre analysen har tidligere studier derfor også benyttet en kontinuerlig variabel, noe vi har valgt å etterfølge. Dette bringer oss til vår andre avhengige variabel.

3.1.2 Kontinuerlig avhengig variabel

Vi vil bruke den kontinuerlige variabelen for å undersøke om det er enkelte trekk ved selskapene som påvirker *hvor mye* valutaderivater som brukes, gitt at de er valutaderivatbrukere. Dette håper vi vil gi oss ytterligere informasjon enn det som plukkes opp ved kun å

benytte den dikotome variabelen. Den kontinuerlige variabelen vil være et selskaps prinsipalverdi av valutaderivater dividert på selskapsstørrelse.

Variabel: VDBTA. Prinsipalverdi (nominell verdi) av valutaderivatbruk skalert med selskapets bokverdi.

Prinsipalverdi er verdien av utestående valutaderivater på balansedatoen i regnskapsåret. Størrelse er definert som totale eiendeler, altså selskapets bokverdi. Tidligere studier som har benyttet en tilsvarende responsvariabel er blant annet Allayannis og Ofek (2001), Gay og Nam (1998), og Berkman og Bradbury (1996). Vi velger i likhet med disse å standardisere prinsipalverdien med selskapets størrelse, for å kunne sammenligne bruk på tvers av selskap.

Det knytter seg imidlertid enkelte svakheter også til den kontinuerlige variabelen. Et problem kan oppstå når selskap rapporterer den totale prinsipalverdien av utestående valutaderivater, uten å oppgi om det er en aggregert eller en nettet sum. Det vil da ikke være mulig å skille posisjonene selskapet tar i de ulike valutaene, noe som kan føre til en overestimering av valutaderivatbruk for disse selskapene. Det er imidlertid noe bevis for at selskap først netter ut posisjoner i samme valuta før de aggregerer utestående verdi av valutaderivater (Allayannis & Ofek, 2001). I tillegg er selskap som kun oppgir den totale verdien av derivater jevnt fordelt i utvalget, slik at det ikke burde introdusere noe systematisk skjevhet i tallmaterialet vårt.

Et annet problem kan være at det er krevende å skille mellom derivater holdt for spekulasjonsformål og derivater holdt for sikringsformål. Vi er kun interessert i derivater benyttet til sikringsformål i vår analyse, og har valgt å bruke de størrelsene som selskapet oppgir at er til slike formål i sine årsrapporter. De aller fleste selskapene gjør det kjent at de kun benytter valutaderivater til sikringsformål. I en spørreundersøkelse angående valuta-sikring i norske selskaper, erfarte Børsum og Ødegaard (2005) at kun 3 % av respondentene benyttet derivater til spekulasjonsformål. Med hjemmel i dette antar vi at alle selskap som ikke eksplisitt oppgir at de driver med spekulasjon, har sikring som formål med sin derivathandel. Vi kunne alternativt benyttet oss av de størrelsesmålene som oppgis som sikring i henhold til IFRS. Da vi fant at mange selskap oppga at formålet med derivathandel var sikringsformål, men at handelen ikke oppfylte IFRS sine krav til å bli bokført som dette, valgte vi å ikke benytte IFRS-definisjonen.

En siste svakhet knyttet til variabelen er at to selskap kan ha samme prinsipalverdi på derivatene sine, men samtidig ha forskjellige sikringspraksis (Smith, 1995). Risikostyrings-

strategi innebærer valg av både andel som skal sikres og hvordan den skal sikres. Prinsippalverdi gir oss ingen informasjon om det siste punktet. Nåværende rapporteringskrav krever heller ikke at selskap oppgir hvilken underliggende eiendel eller gjeldspost som er knyttet til en bestemt derivatkontrakt, slik at man ikke konkret kan bestemme forholdet mellom sikringsinstrumentet og eiendelen som sikres.

3.1.3 Alternativ avhengig variabel

Et alternativt mål på grad av valutaderivatbruk kunne vært å se på virkelig verdi av valutaderivatene. Dette gjør man i blant annet Berkman og Bradbury (1996) og Howton og Perfect (1998). Å se på virkelig verdi hadde gjort innsamlingsarbeidet enklere, da selskap under IFRS er pliktig til å oppgi virkelig verdi av valutaderivater ved årsslutt. Imidlertid er det noe uklart hva denne variabelen måler. Virkelig verdi er det man kan få for det finansielle instrumentet i en transaksjon mellom to villige parter. Dette sier oss ikke nødvendigvis noe om hvor mye derivater som er kjøpt, men heller noe om prisendringen på instrumentene man besitter. Det vil forventes at en kontrakt som er inngått sent på året vil ha hatt en liten utvikling i virkelig verdi sammenliknet med en kontrakt påbegynt tidlig på året. Dette vil imidlertid ikke si oss noe om hverken hvor mye man har kjøpt for, eller hvor mye som er sikret (Judge, 2006b). Usikkerheten rundt denne måten å måle på gjør at vi velger å ikke benytte virkelig verdi som variabel.

3.2 Uavhengige variabler

For å undersøke våre antagelser angående selskapskarakteristika til brukere av valuta-derivater, har vi konkretisert problemstillingen i enkelte underhypoteser. I tillegg har vi valgt uavhengige variabler som vi håper at skal fange opp slike selskapsforhold.

3.2.1 Størrelse

Det første forholdet ved selskap vi ønsker å fokusere på er størrelse. Eksisterende økonomisk teori er delt når det kommer til sammenhengen mellom størrelsen på et selskap og bruk av valutaderivater. Brorparten av de tidligere studiene finner likevel en positiv sammenheng mellom bruk av valutaderivater og selskapsstørrelsen, eksempelvis Allayannis og Ofek (2001), Clark, Judge, og Ngai (2006), og Gay og Nam (1998). En mulig årsak til en positiv

sammenheng er at transaksjonskostnadene er avtakende ved bruk av sikringsinstrumenter, noe som skulle tilsi at større selskap bruker mer valutaderivater enn små. Videre knytter det seg store oppstartskostnader ved etablering av risikostyringsprogram, noe som medfører at store selskap med større sannsynlighet bruker instrumentene. Et annet aspekt er at det forekommer informasjonsbarrierer knyttet til bruken av valutaderivater. Store selskap sitter ofte med kompetansen som behøves får å drive slike program (Nance, Smith, & Smithson, 1993). På den annen side er mindre selskap mer eksponert for finansielle krisekostnader, og dermed kan det tenkes at de av den grunn bruker mer sikringsinstrumenter (Warner, 1977). Vår første underhypotese blir følgende:

H1: Størrelse påvirker om, og i hvilken grad, selskap benytter seg av valutaderivater

Variabelen vi har benytter for å teste denne hypotesen er størrelse. Som et mål på dette har vi, i likhet med blant annet Allayannis og Ofek (2001), benytte den naturlige logaritmen av selskapets bokverdi. Vi velger å bruke totale eiendeler fremfor markedsverdi til selskapet, da sistnevnte påvirkes av flere faktorer utenfor selskapets kontroll. Spesielt da vi ser på en periode preget av turbulens i finansmarkedene, ville det å bruke markedsverdi introdusert mye støy i tallmaterialet vårt. Bruk av markedsverdi behøver heller ikke reflektere et selskaps nåværende størrelse, da aksjemarkedet kan ha priset inn mye vekstmuligheter i selskapet. En ulempe med å benytte størrelse som variabel, er at det eksisterer et inverst forhold mellom størrelse og risiko (Berk, 1996) Dermed er det en viss fare for at forklaringskraften til variabelen, kan relateres til denne sammenhengen.

Variabel: STR. En ln-transformasjon av selskapets bokverdi.

3.2.2 Kapitalstruktur

Det andre forholdet vi ønsker å se nærmere på, er om det eksisterer en sammenheng mellom bedriftens kapitalstruktur, gitt ved egenkapitalandelen, og bruk av valutaderivater. Dette for å undersøke hvorvidt selskap med mer egenkapital er mindre motivert til å benytte derivater slik det blir foreslått i blant annet Nance et al. (1993) og Geczy et al. (1997). Denne intuisjonen henger sammen med at økt gjeldsgrad i kapitalstrukturen øker risikoen for å havne i en finansiell krisesituasjon. Vår neste underhypotese er dermed:

H2: Det vil være en negativ sammenheng mellom et selskaps egenkapitalandel og bruk av valutaderivater.

Det eksisterer noen svakheter knyttet til å se på kapitalstrukturen som variabel. For det første er selskap forskjellige og kan derfor leve med ulik gjeldsbelastning. For det andre vil kapitalstrukturen ofte avhenge av industrien man opererer i. Enkelte studier har forsøkt å benytte seg av en industriskalert gjeldsbelastning, uten at dette har forbedret resultatene nevneverdig (Judge, 2006b).

Variabel: KAPS. Selskapets egenkapitalandel.

3.2.3 Operasjonell fleksibilitet

Det neste forholdet vi ønsker å undersøke er operasjonell fleksibilitet. Vi definerer dette som muligheten selskapet har til å flytte produksjonsfasiliteter, slik at kostnader og inntekter enklere kan føres i samme valuta. Dette vil være en variant av operasjonell sikring, og er et viktig element da selskap har mulighet til å utøve det som et substitutt til finansiell sikring. Det kan være hensiktsmessig å heller utøve operasjonell sikring dersom fremtidige kontantstrømmer er usikre, og ikke perfekt korrelert med valutaeksponering (Korsvold, 2000). Siden dette kan være et alternativ til finansiell sikring, skulle det tilsi at vi har en negativ sammenheng mellom bruk av valutaderivater og operasjonell fleksibilitet. Vår tredje underhypotese blir dermed:

H3: Det vil være en negativ sammenheng mellom et selskaps operasjonelle fleksibilitet og valutaderivatbruk.

Få tidligere studier ser på muligheten for å drive operasjonell sikring, og vi må derfor begrunne variabelen mer intuitivt. Som mål på operasjonell fleksibilitet vil vi benytte oss av andel omløpsmidler over totale eiendeler. Et selskap vil da ha større grad av operasjonell fleksibilitet når andelen av anleggsmidler synker. Tanken bak denne variabelen er at når selskapet er mer fleksibelt, kan det enklere flytte produksjonsfasilitetene til et annet land. Når selskapet enklere kan relokere, har man større mulighet til å nyttiggjøre seg av operasjonell sikring.

Variabel: OPFL. Selskapets operasjonelle fleksibilitet er gitt ved andelen av eiendelen som er omløpsmidler.

Enkelte tidligere studier fremmer at selskap med et veletablert internasjonalt nettverk er bedre rustet til å velge optimal lokalisering av produksjonsfasilitetene, og dermed være bedre

posisjonert til å benytte operasjonell sikring (Homel, 2003). Dette fordrer at et selskap har tilstedeværelse der inntekter påløper. Vår fjerde underhypotesen blir da:

H4: Selskapets internasjonale nettverk vil påvirke bruk av valutaderivater.

For å undersøke dette introduserer vi den andre variabelen myntet på å forklare muligheten selskapet har for operasjonell sikring: antall land, foruten hjemlandet, et selskap har datterselskap i. Dersom dette måler mulighet for å drive operasjonell sikring, slik teori tilsier, venter vi å finne at variabelen er negativt korrelert med valutaderivatbruk. På den annen side vil det være naturlig at selskap med et bredt internasjonalt nettverk er mer eksponert for flere valutaer, hvilket burde innebære at bruk av derivater er positivt relatert med antall datterselskap utenfor hjemlandet (Allen & Pantzalis, 1996).

Variabel: INTNET. Antall land, foruten hjemlandet, selskapet har datterselskap i.

3.2.4 Eksponering

Den fjerde sammenhengen vi skal undersøke er selskapets grad av eksponering. Det er nærliggende å anta at selskap som mottar deler av sin inntekt i en annen valuta enn sin funksjonelle valuta, vil ha større grunn til å være bekymret for fluktuasjoner i valutakursen, og dermed være mer insentivert til å benytte seg av valutaderivater (Choi & Kim, 2003). Dette gir oss vår femte underhypotese:

H5: Det vil være en positiv sammenheng mellom et selskaps eksponering mot valutarisiko og dets bruk av valutaderivater.

Som mål på eksponeringen bruker vi selskapets prosentvise andel av inntektene som er mottatt i en annen valuta enn dets funksjonelle valuta. En potensiell svakhet med å benytte selskapets andel av inntekter i sekundervalutaer delt på totale inntekter, er at det er en fare for at eksponering til morselskapet til en viss grad blir utliknet av eksponeringen til datterselskap. Ideelt sett burde vi funnet ut hvor mye av inntektene til datterselskap, si i Tyskland, ble generert av salg til land utenfor Tyskland. Dog, gjør gjeldende rapporteringsrutiner dette umulig. En annen svakhet er at selskap kan stå overfor valutaeksponering utover det som kommer frem gjennom utenlandsinntekten.

Variabel: EKSP. Andel av salgsinntektene som påløper i en annen valuta enn selskapets funksjonelle valuta.

3.2.5 Likviditet som substitutt til sikring

Hovedmotivasjonen for å bruke valutaderivater er å sørge for stabilitet i kontantstrømmen. Det finnes imidlertid flere måter å møte variasjon i kontantstrømmen på, og én av disse er å besitte en høy grad av likviditet (Tufano, 1996). Det har derfor blitt fremmet at likvide selskap i mindre grad bruker derivater, noe som gir oss følgende underhypotese:

H6: Likviditet og bruk av valutaderivater kan ses på som substitutter, og det vil følgelig være en negativ sammenheng mellom dem.

Vi har vurdert flere måter å måle likviditet på. Mange tidligere studier bruker Current Ratio, definert som kortsiktige eiendeler over kortsiktige fordringer. Disse har funnet en svak negativ sammenheng mellom likviditet og sikring. Et alternativt mål er Quick Ratio, definert som kortsiktige eiendeler, fratrukket varelager, dividert med kortsiktige fordringer (Graham & Rogers, 2000). Flere studier finner da en signifikant negativ sammenheng mellom likviditet og derivatbruk. Men det er kostnader og informasjonsproblemer knyttet til verdivurdering av varelager, hvilket kan forstyrre variabelen på tvers av selskap. Et annet alternativ kan derfor være å kun bruke kontanter og kontantekvivalenter over kortsiktige fordringer. Dette målet kan muligens fange opp et selskaps mulighet til å møte kortsiktig forpliktelse ved bruk av tilgjengelig kapital, bedre enn de to andre målene (Judge, 2006b). For å undersøke hvorvidt likviditet er et substitutt til valutaderivatbruk i Norge, konstruerer vi derfor både en Quick Ratio og en Cash Ratio, heretter henholdsvis likviditets- og kontantrate. Et potensielt problem med å se på disse likviditetsmålene er at enkelte selskap av natur har høyere likviditetskrav enn andre. Disse vil da være mer likvide uten at det er ensbetydende med at de sikrer seg mer eller mindre enn andre selskap.

Variabel: LIKV. Selskapets likviditetsrate: kortsiktige eiendeler, justert for varelageret, dividert på kortsiktig gjeld.

Variabel: KONT. Selskapets kontantrate: kontanter og kontantekvivalenter dividert på kortsiktig gjeld.

3.2.7 Underinvestering og vekstmuligheter

Den siste sammenhengen vi undersøker er selskapenes vekstmuligheter. Et begrep som er nært knyttet til vekstmuligheter og derivatbruk, er underinvestering. Underinvestering forekommer når et selskap må avvise prosjekter med positiv netto nåverdi (Myers, 1977). Dette kan i henhold til Myers inntreffe fordi prosjektet tilfører verdi til långivere, men ikke til

selskapet selv. Flere studier konkluderer med at selskap med mye vekstmuligheter fordelsvis kan benytte derivater for å overvinne problemet med underinvestering (Gay & Nam, 1998). Dette på grunn av at derivatbruken kan redusere påvirkningen av valutafluktasjoner i selskapets inntjening, noe som kan gi lavere kostnader ved ekstern finansiering (Froot, Scharfstein, & Stein, 1992). Dette forventer vi vil gjelde også i Norge, hvilket gir oss følgende hypotese:

H7: Selskap med store vekstmuligheter er mer tilbøyelig til å ta i bruk valutaderivater.

For å undersøke dette vil vi i likhet med blant annet Geczy et al. (1997) benytte oss av pris/bok som variabel. Rasjonale bak dette er at markedsprisen inkluderer bokverdien av eiendelene, samt at den inkorporerer nåverdien av fremtidige vekstmuligheter. Når man deler dette på bokverdi, får vi et anslag på verdien av fremtidige vekstmuligheter. Lin og Smith (2003) trekker frem at et mulig problem med å benytte pris/bok, er at differansen i finansieringen til eiendeler gjør at bokverdi ikke nødvendigvis er verdien inkludert i markedsverdien. Det må også nevnes at på tross av at dette har vært en særs populær variabel i tidligere forskning, 13 av 14 studier som ser på derivatbruk har benyttet den i sine analyser, så har kun én av disse funnet belegg for underinvesteringshypotesen (Judge, 2006b). Videre vil markedsverdien til selskapene i stor grad farges av analyseperioden vår.

Variabel: VEKST. Et selskaps pris/bok-multippel.

Vi kunne alternativ benyttet forskning og utvikling (FoU) som et mål på vekstmulighetene, da dette kan gi en indikasjon på utviklingen til fremtidige vekstmuligheter. Det er imidlertid to svakheter knyttet til en slik variabel, som gjør at vi isteden har valgt å fokusere på pris/bok. Den første er at enkelte tidligere studier peker på at FoU kan fange opp andre effekter enn vekstmuligheter, som eksempelvis dyrere ekstern finansiering og finansielle krisekostnader (Judge, 2006b). For det andre er FoU-rapportering diskresjonært, slik at den i stor grad varierer fra selskap til selskap, og sammenlikningsgrunnlaget blir dermed ikke likt på tvers av selskapene.

3.2.6 Andre mulige hypoteser og variabler

Det er enkelte hypoteser som har blitt vurdert, men som vi har valgt å utelukke. Disse vil vi raskt komme inn på her.

I teoridelen var vi inne på at et progressivt skattemønster kunne gi selskap et insentiv til å bruke valutaderivater. Derfor vil en hypotese som ser på forholdet mellom skattemønsteret selskap står overfor og bruk av derivater være interessant. Vi har imidlertid valgt ikke å inkludere en slik hypotese. Dette er det to årsaker til: for det første er det belegg for at valutaderivatbruken ikke motiveres av skattehensyn (Brown, 2001); for det andre, og langt mer avgjørende, har vi en flat selskapsbeskatning i Norge på 28 %, slik at selskap ikke står overfor progressiv beskatning.

Flere tidligere studier har sett på sammenhengen mellom dividendeutbetalinger og bruk av derivater. Selskap kan ved å holde tilbake en større andel av resultatet bøte på mange av problemene som også valutaderivater løser (Nance, Smith, & Smithson, 1993). Derfor skulle en forvente at selskap som betalte ut mye dividende også brukte mer derivater. Dog er dividende et sterkt markedssignal og svært diskresjonært, og grunnet dette har vi valgt å ikke inkludere denne variabelen.

Videre kan det nevnes at vi også vurderte å se på sammenhengen mellom lønnsomheten til et selskap, gitt ved ROE, og bruk av valutaderivater. Rasjonale bak dette er at lønnsomme selskap vil være mindre utsatt for finansielle krisekostnader, og dermed ha mindre insentiv til å bruke derivater. Vi har valgt å ikke se på sammenhengen på grunn av at markedsturbulensen i analyseperioden gjør at vi får bemerkelsesverdige lønnsomhetsmål.

Det kunne også vært av interesse å se på bransjemessige forskjeller vedrørende valutaderivatbruken. Imidlertid vil ikke dette være hensiktsmessig da utvalget er såpass lite.

Til slutt vurderte vi også en hypotese som så på sammenhengen mellom volatiliteten i selskapets inntjening og bruk av valutaderivater. Dette forutsetter imidlertid at vi har inntjening upåvirket av derivatbruken, ellers forsvinner hele poenget med å se på sammenhengen. Og det er nettopp her det oppstår et problem: under gjeldende sikringsrapporteringsregler kan gevinst og tap fra sikringsaktiviteter inkluderes i driftsregnskapet som en justering av omsetning eller en verdiendring i balansen. For mange selskap som benytter seg av valutasikring er sikringsaktiviteten knyttet til driften, slik at gevinst og tap reflekteres i EBIT. Det er dermed usikkerhet vedrørende den underliggende variansen i selskapets inntjening. Derfor har vi valgt å utelukke dette fra oppgaven vår.

3.2.7 Oppsummering av variabler og hypoteser

Tabell 3 viser en oversikt over hvilke underhypoteser vi har valgt å undersøke og hvilke variabler som skal benyttes for dette formålet:

Hypotese	Variabel	Forkortelse
H1: Størrelse påvirker om, og i hvilken grad, selskap benytter seg av valutaderivater.	- Den naturlige logaritmen til bokverdien	- STR
H2: Det vil være en negativ sammenheng mellom et selskaps egenkapitalandel og bruk av valutaderivater.	- Kapitalstruktur (EK-andel)	- KAPS
H3: Det vil være en negativ sammenheng mellom et selskaps operasjonelle fleksibilitet og bruk av valutaderivater.	- Omløpsmidler/totalkapital	- OPFL
H4: Selskapets internasjonale nettverk vil påvirke bruk av valutaderivater.	- Antall datterselskap utenfor selskapets hjemland	- INTNET
H5: Det vil være en positiv sammenheng mellom et selskaps eksponering mot valutarisiko og dets bruk av valutaderivater.	- Andel inntekter i annen valuta enn basisvaluta	- EKSP
H6: Likviditet og bruk av valutaderivater kan ses på som substitutter, og det vil følgelig være en negativ sammenheng mellom dem.	- Likviditetsrate - Kontantrate	- LIKV - KONT
H7: Firma med mye vekstmuligheter er mer tilbøyelige til å ta i bruk valutaderivater.	- Pris/bok	- VEKST

Tabell 3 – oversikt underhypoteser, variabler, og variabelenes forkortelse.

4. Modellforklaring

Da vi har en todelt problemstilling velger vi å undersøke hvilke variabler som påvirker et selskaps bruk av valutaderivater i to omganger. Dette er en fremgangsmåte som originalt ble fremmet av Cragg (1997), og er benyttet i blant annet Haushalter (2000) og Allayannis & Ofek (2001). Årsaken til at vi deler opp i to separate regresjoner er at selskap bestemmer sikringsbeslutningen sin i tre runder (Haushalter, 2000). Først *om* de skal sikre seg, deretter *i hvilken grad* de skal benytte sikringstiltak, og til slutt *hvilken metode* de vil benytte. De to siste stegene slås gjerne sammen til ett, slik at det i praksis er to trinn i fremgangsmetoden (Judge, 2006b), hvilket samsvarer med vår problemstilling. Da vi har samlet informasjon om selskapenes valutaderivatbruk de siste fire årene, har vi data på panelform. Det er flere fordeler knyttet til å bruke et slikt datasett kontra et sett med observasjoner for ett enkelt år. For det første øker vi antall observasjoner og dermed analysens effisiens. Videre hensyntas uobserverbar heterogenitet. I tillegg reduseres feil som kan oppstå som følge av fluktuasjoner grunnet rebalanseringer av derivatene rundt rapporteringstidspunktet. Til slutt kan validiteten til resultatene økes ved at bruk av data på panelform kan kontrollere for utelatte variable (Hsiao, 2006)

4.1 Logistisk regresjon

I denne delen av analysen har vi valgt en dikotom variabel for å undersøke hva som kjennetegner selskapene som bruker valutaderivater. Dette vil følgelig være vår avhengige variabel, og den er lik én dersom selskap oppgir at de benytter seg av valutaderivater, og null ellers. Gitt naturen til en slik binær variabel, kan vi ikke bruke en vanlig lineær regresjon, da den forutsetter en kontinuerlig og normalfordelt responsvariabel. Videre forutsetter den en lineær sammenheng mellom den avhengige og de uavhengige variablene. Dersom vi hadde brukt en slik regresjon på en dikotom responsvariabel kunne dette medført urealistiske prediksjoner for den avhengige variablene på over én eller under null, samt høy grad av heteroskedastisitet. Isteden vil vi benytte en logistisk regresjon, da den løser disse problemene.

En logistisk regresjon benytter seg av en sannsynlighetsmaksimeringsmetode, også kalt maksimum likelihood estimation (MLE). Dette innebærer at modellen maksimerer sannsynligheten for at observerte uavhengige og avhengige variabler opptrer sammen. Det som skiller modellen fra en vanlig lineær regresjon, er at det nå er snakk om logiter, odds og sannsynligheter. Koeffisientverdiene kan ikke lenger tolkes som predikert verdi på den

avhengige variabelen for én enhets endring i den uavhengige. Dog, kan vi likevel si noe om retning og styrke på sammenhengen med bakgrunn i koeffisienten. Videre kan vi også tolke koeffisientene langs to andre skalaer: odds og sannsynlighet. Tolkning i disse skalaene kan bidra til å tydeliggjøre sammenhengene.

Vi har data på panelform og kan dermed ikke bruke en vanlig logistisk regresjon, da denne forutsetter uavhengighet mellom observasjonene. Twisk (2003) anbefaler to alternative måter å håndtere logistisk regresjon på paneldata: General Estimating Equation (GEE) og Random-Effects Analysis (RE). Begge modellene hensyntar korrelasjonen mellom de ulike observasjonene. Vi har valgt å benytte oss av GEE-metoden, da denne har vist seg å gi mest korrekte resultater når hensikten med analysen er å studere forholdet mellom en dikotom avhengig variabel og flere uavhengige variabler (Twisk, 2003).

Siden GEE ikke er en standardmodell relatert til vårt studieløp, velger vi her å gi en kort presentasjon av metoden. Den ble introdusert av Liang og Zeger i 1986, og har blitt mer anerkjent den seneste tiden, og er nå en av de mest brukte modellene på paneldata, særlig innen medisin og biostatistikk (Ballinger, 2004). Modellen bygger på antakelsen om at vi kan gruppere de korrelerte observasjonene, hvor i vårt tilfelle observasjonene for ett selskap vil utgjøre én gruppe. Videre forutsettes det uavhengighet gruppene imellom, men korrelasjonen mellom observasjonene innad i gruppene må spesifiseres. I vårt tilfelle står valget av korrelasjonsstruktur i gruppene mellom "Exchangable" og "Autoregressive". Førstnevnte vil si at vi har konstant korrelasjon mellom de ulike observasjonene. Autoregressiv innebærer at den er avtakende med tiden, men med et fast forhold; det vil si at observasjon én og to har lik korrelasjon som to og tre, mens korrelasjonen er svakere mellom én og tre, men lik den for to og fire.

For å fastslå korrelasjonsstrukturen innad i gruppene bruker vi en kvasi-likelihood-metode kalt QIC (Pan, 2001). Denne avslører at en autoregressiv korrelasjonsstruktur best vil beskrive korrelasjonen innad i gruppene i vårt utvalg, og vi velger følgelig å benytte denne videre i oppgaven (se vedlegg A1). For en grundigere innføring og gjennomgang av GEE vil vi henvise til boken "*Logistic Regression: A Self Learning Text*" av Klein & Kleinbaum (2002).

4.2 Lineær regresjon

Modellen vi vil bruke for å undersøke om det er enkelte selskapskarakteristika som henger sammen med hvor mye selskap i utvalget vårt sikrer, er en lineær multippel regresjonsmodell. Her vil responsvariabelen være valutaderivatbruk skalert med selskapsstørrelse. Videre vil vi avkorte utvalget i analysen, slik at vi kun tar for oss valutaderivatbrukerne. Modellen estimeres med minste kvadraters metode (MKM), noe som innebærer at regresjonen minimerer feilprediksjonen. En multippel regresjon brukes til å forklare hvordan én avhengig variabel påvirkes av flere uavhengige variabler. Vanlig MKM-regresjon er tuftet på at responsvariabelen skal være stokastisk, det vil si at det skal være uavhengighet mellom observasjonene. Da vi har paneldata fra en fireårsperiode, holder ikke denne forutsetningen, og vi blir vi nødt til å ta hensyn til dette i analysen.

Det er i hovedsak to metoder som kan brukes for lineær regresjon på panelform: Fixed-Effect (FE) og Random-Effect (RE). Hovedforskjellen mellom metodene er at RE forutsetter at selskaps-spesifikke effekter er ukorrelert med de uavhengige variablene. Dersom denne forutsetningen holder, er RE-metoden mer effektiv enn FE. Fordelen med FE er imidlertid at den ikke krever noen slik antakelse, og det dermed aldri er feil å bruke den. Det er vanlig å teste om forutsetningen for RE holder ved bruk av en Hausman hypotesetest. Nullhypotesen er at begge metodene er gyldige og at det ikke er noen systematisk forskjell i koeffisientene. Alternativt er kun FE gyldig, og koeffisientene mellom metodene ulike. Hausman-testen viser en p-verdi på 0.0158, og nullhypotesen forkastes (vedlegg A2). Dermed velger vi å benytte en lineær multippel regresjon med FE-metoden. Denne vil være spesifisert med Huber-Whites robuste standardavvik, og er på formen:

$$VBDTA = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t} + \dots + \beta_n X_{i,t} + \varepsilon$$

Da FE-modellen ikke er en standard metode relativt til det vi har sett på gjennom vårt studieløp, vil vi kort presentere den her. Det er den mest brukte teknikken ved analyse av paneldata. Metoden er ekvivalent til å lage en dummy-variabel for hvert sett av observasjoner, i vårt tilfelle selskaper, for å kontrollere for faste forhold, og inkludere disse i en vanlig lineær regresjon. Den tar for seg sammenhenger mellom responsvariabelen og forklaringsvariablene for hvert selskap. Dermed tar modellen høyde for at hvert selskap kan ha iboende særegne forhold som påvirker variablene. Ved bruk av en vanlig regresjonsanalyse tas det ikke hensyn til slike forhold, noe som kan føre til skjevheter i resultatene. Dette er rasjonale bak forutsetningen for korrelasjon mellom enhetenes feilledd og de uavhengige variablene. FE

fjerner disse effektene fra forklaringsvariablene, slik at vi kun ser på deres nettoeffekt. For en mer grundig innføring i bruk av lineær regresjon ved bruk av Fixed-Effects- og Random-Effects-modellen, kan vi anbefale "*Linear Regression Models for Panel Data Using SAS, Stata, LIMDEP, and SPSS*" av Hun Myoung Park.

4.3 Alternative modeller

Flere tidligere studier har benyttet seg av andre modeller i sine analyser enn de vi har valgt. Eksempler på dette er binære probit- og tobit-modeller. Disse kan ikke anvendes på vårt utvalg som er på panelform. Likevel kunne de vært et alternativ i robusthetssjekken vår der vi kun ser på 2010-observasjonene.

Vi har valgt å ikke bruke en binær probit-modell da resultatene ved bruk av denne er tilnærmet lik de man får ved bruk av vanlig logistisk regresjon. Derfor skal ikke modellvalget som sådan være utslagsgivende (Long, 1997).

Alternativt til å kjøre to separate regresjoner for 2010-observasjonene, kunne vi brukt en simpel tobit-modell. Dette ville kanskje vært hensiktsmessig da vi i vårt tilfelle har en stor andel nullobservasjoner. I motsetning til metoden vi benytter med en logistisk og en lineær regresjon, tar ikke tobit-fremgangsmåten hensyn til at selskap kan bestemme valg av sikring i to omganger. Metoden forutsetter at stegene er identiske, og kan dermed ikke brukes til å vurdere hvorvidt forhold ved selskapet påvirker valgene i forskjellig grad. Derfor velger vi å benytte oss av to separate regresjoner for å undersøke problemstillingen vår.

5. Data

5.1 Utvalg

Utgangspunktet for vårt utvalg har vært selskap notert på Oslo Børs ved årsslutt 2010. I tillegg har vi inkludert de største selskapene på Oslo Axess. Utenlandske studier har ofte måtte begrenset utvalget, da de står overfor et mer omfattende materiale. Imidlertid er det norske tallmaterialet såpass lite at vi har hatt anledningen til å ta for oss alle børsnoterte selskap.

Vi har videre valgt å utelukke finansielle selskap, grunnet at kjøp og salg av derivater inngår i deres operasjonelle virke, og de har derfor andre insentiver enn sikringsformål med derivathandelen. Utvalget ble som en konsekvens av dette redusert med syv selskap. Enn videre har vi valgt å ekskludere selskap som er listet flere ganger, men som forskjellige enheter. Dette er fordi disse er samlet i én årsrapport. Ytterligere fem selskap ble fjernet fra utvalget som et resultat av dette. Utvalget vi tok for oss var dermed på 181 selskap. Dette utvalget inkluderer alle selskapene som er notert på Oslo Børs, samt de 15 største selskapene på Oslo Axess.

	Antall selskap
Totalt	178
Ikke-finansielle	171
Ikke-duplikat	166
Utvalg inkl. Oslo Axess-selskap	181
Valutaderivatbrukere	87

Tabell 4 – viser en oversikt over datamaterialet.

Til responsvariabelen var vi ute etter prinsipalverdien på utestående valutaderivater til hvert selskap på balansedatoen. Hva regnskapsregler angår, kreves det for valutaderivater benyttet som sikringsinstrument i sikringsbokføring, jamfør IFRS 7.22 (a), at det skal oppgis informasjon om type sikring, IFRS 7.22 (b) at det skal gis beskrivelse av sikringsinstrumentene og deres virkelige verdi, og IFRS 7.22 (c) hvilken type risiko som sikres. Det fremkommer fra dette at selskap ikke er pliktig til å oppgi informasjon om prinsipalverdi av sikringsinstrumentene i sine årsrapporter, men de fleste som benytter derivater gjør det likevel. Vår fremgangsmåte for å skaffe til veie data gikk dermed primært ut på å saumfare noteverket til de aktuelle selskapene, hvilket viste seg å være meget tidkrevende. Særlig

oppgis informasjon vedrørende derivatbruk i noter som omhandler finansielle instrumenter, derivater, og risikostyring.

For 12 av selskapene fant vi ingen informasjon om prinsippverdien på valutaderivatbruken for noen av de fire årene i vårt tidsintervall (2007-2010). Imidlertid fant vi for seks av dem informasjon om hvorvidt de enten brukte eller ikke brukte valutaderivater, slik at disse likevel kan inkluderes i den binære delen av analysen. Videre hadde enkelte selskap ikke informasjonen tilgjengelig i sine årsrapporter, men var behjelpelige når vi kontaktet dem direkte.

Også for to av forklaringsvariablene - EKSP og INTNET - måtte informasjonen innhentes fra årsrapporter. Annen selskaps-spesifikk informasjon, som total kapital, anleggs- og omløpsmidler, egenkapital, likviditetsrater, og liknende, har blitt hentet fra databasene til Orbis² og børsprosjektet ved NHH³. Dog, manglet mye av 2010-informasjonen i disse databasene, noe som gjorde at også denne måtte fremskaffes manuelt via årsrapporter. Når selskapenes rapporteringsvaluta ikke har vært norske kroner, har vi benyttet valutakursen på balansedatoen når vi har konvertert til NOK.

Avslutningsvis kan det trekkes frem en potensiell svakhet med utvalget, nemlig at vi ikke har hensyntatt selskapenes bruk av rentesikringsinstrumenter. Siden valuta- og rentederivater er de klart mest brukte derivattypene (Norges Bank, 2010), er det nærliggende å anta at mange valutaderivatbrukere også benytter rentederivater. Dette har vi også observert når vi har vært inne i selskapenes årsrapporter. Et mulig problem som kan oppstå ved å beholde rentederivatbrukerne i utvalget, er at sammenhenger mellom valutasikring og faktorer som kan være mer tilknyttet til rentesikring, typisk gjeldsbyrde, kan bli drevet av selskapene som også benytter rentederivater. Videre vil det være rentederivatbrukere både blant selskapene som benytter valutaderivater og blant ikke-brukerne. Dette mener Judge (2006b) kan være en årsak til at få tidligere studier har funnet en statistisk signifikant sammenheng mellom valutaderivatbruk og variabler for gjeldsgrad og gjeldsbetjeningsevne.

² <http://www.bvdinfo.com/Products/Company-Information/International/Orbis>

³ <http://mora.rente.nhh.no/borsprosjektet/>

5.2 Deskriptiv dataanalyse

I den påfølgende delen vil vi presentere relevante egenskaper til utvalget ved hjelp av deskriptiv statistikk. Først vil vi se på hvordan valutaderivatbrukere er fordelt i utvalget. Det fremkommer fra tabell 5 at på Oslo Børs er 53.75 % av selskapene klassifisert som valuta-derivatbrukere, mens kun ett av femten Oslo Axess-selskap er brukere. Når vi ser på hele utvalget under ett, er 49.71 % klassifisert som brukere. Det vil være interessant å relatere disse tallene til tidligere studier. I så måte er det nærliggende å se på de to studiene vi har tatt for oss som ligger nærmest vår i utforming. Howton og Perfect (1998) fant at blant S&P500-selskapene, brukte 44.98 % valutasikringsinstrumenter. I deres utvalg av mindre selskap var det kun 14.29 % brukere. Vi ser at blant selskap notert på Oslo Børs er andelen brukere noe høyere. Vi kan tenke oss to mulige årsaker til dette: den første er at vår studie er basert på et nyere datasett, og siden derivatbruken har tiltatt i løpet av tiden som har gått mellom studiene, kan dette være en mulig forklaring; den andre er at Howton og Perfect sin studie baserer seg på et amerikansk tallmateriale. Den norske økonomien er en liten økonomi, og det kan tenkes at dette også kan bidra til økt valutaderivatbruk. Berkman og Bradbury (1996) sin studie tok for seg en liten, åpen økonomi: den newzealandske. I deres utvalg ble 47.4 % klassifisert som valutaderivatbrukere. Også denne brukerandelen er noe lavere enn den vi finner i vårt utvalg.

Notert	Brukere		Ikke-brukere		Totalt	
	Antall	Prosent	Antall	Prosent	Antall	Prosent
Oslo Børs	86	53.75%	74	46.25%	160	100%
Oslo Axess	1	6.67%	14	93.33%	15	100%
Totalt	87	49.71%	88	50.29%	175	100%

Tabell 5 – frekvenstabell: oversikt over brukere og ikke-brukere på Oslo Børs og Oslo Axess.

Av de 181 selskapene vi gikk gjennom årsrapporter for, fant vi ikke tilstrekkelig informasjon til å fastslå bruk eller ikke-bruk for seks selskap. Dermed er det 175 selskap som er inkludert i analysen. En naturlig antakelse for selskapene vi ikke har funnet informasjon for, er at de er ikke-brukere. Dersom de hadde vært brukere ville de vært pålagt å rapportere dette jamfør IFRS-reglene. Som en enkel robusthetssjekk har vi derfor inkludert disse som ikke-brukere i testen, uten at dette påvirker konklusjonene.

Videre i den deskriptive analysen vil vi se på blant annet gjennomsnittet, minimum, maksimum, og medianen for brukere, ikke-brukere, og for utvalget samlet. For variablene INTNET, EKSP, og VEKST mangler enkelte observasjoner, simpelthen fordi denne

informasjonen ikke har vært mulig å oppdrive. Vi har valgt å beholde selskap som for enkelte år mangler verdier for én eller flere uavhengige variabler i utvalget, for ikke å redusere det ytterligere.

Det fremkommer fra tabell 6 at valutaderivatbrukere har betraktelig høyere gjennomsnittlig bokverdi enn ikke-brukere: 21 771 MNOK kontra 2 479 MNOK. Dette sammenfaller bra med det som forventes jamfør økonomisk teori og tidligere forskning. Det minste selskapet i utvalget har en bokverdi på snaut 5 millioner, mens det største selskapets bokverdi er 643 milliarder kroner. Videre fremgår det at medianverdien er betraktelig lavere enn snittverdien, noe som tilsier at enkelte store selskap trekker opp gjennomsnittet. Enn videre har utvalget, som et resultat av at det er en større konsentrasjon av observasjoner blant de mindre selskapene, en positiv skjevhet. Den høye kurtosen tilsier at vi har en leptokurtisk fordeling av utvalget, noe som skyldes at fordelingen er spissere enn normalfordelingen.

Variabel	Utvalg	N	Mean	Stdev	Min	Max	Median	Skewness	Kurtosis
Bokverdi (KNOK)	ikke-bruker	335	2,479,027	275,932	5,177	74,229,493	803,295	9.11	122.2
	bruker	342	21,771,135	3,548,733	39,402	643,008,000	4,938,089	7.18	57.89
	total	677	12,298,135	1,800,778	5,177	643,008,000	2,543,285	10.04	115.57
STR	ikke-bruker	335	13.683	0.0851	8.552	18.123	13.596	-0.3	0.21
	bruker	342	15.561	0.0859	10.582	20.282	15.422	0.02	0.62
	total	677	14.659	0.0701	8.552	20.282	14.762	-0.08	0.24
KAPS	ikke-bruker	335	52.620%	1.440%	0.000%	1.000%	52.090%	-0.42	0.83
	bruker	342	38.747%	0.888%	2.599%	99.070%	36.125%	0.71	0.5
	total	677	45.415%	0.874%	0.000%	1.000%	41.521%	0.21	0.72
OPFL	ikke-bruker	335	45.380%	1.570%	0.000%	100.000%	44.370%	-0.04	0.41
	bruker	342	35.530%	1.050%	1.410%	87.390%	35.720%	0.22	-1
	total	677	40.182%	0.956%	0.000%	1.000%	38.316%	0.25	0.46
INTNET	ikke-bruker	315	2.590	0.143	0	16	2	2.2	7.49
	bruker	337	4.997	0.338	0	38	3	2.44	7.34
	total	652	3.845	0.191	0	38	2	3.12	13.17
EKSP	ikke-bruker	294	47.950%	2.800%	0.000%	1.000%	40.710%	3.53	31.91
	bruker	304	62.040%	1.700%	0.000%	1.000%	68.570%	-0.8	-0.39
	total	598	55.150%	1.640%	0.000%	1.000%	525.000%	2.47	28.78
LIKV	ikke-bruker	334	3.608	0.403	0.000	67.218	1.410	5.23	34.46
	bruker	342	1.585	0.117	0.120	21.561	1.080	6.31	47.81
	total	676	2.569	0.209	0.060	67.218	1.221	6.9	62.38
KONT	ikke-bruker	334	2.111	0.344	0.000	66.394	0.567	7.39	65.83
	bruker	342	0.897	0.169	0.000	21.4836	0.291	8.58	82.23
	total	676	1.484	0.189	0.004	66.394	0.399	8.65	93.54
VEKST	ikke-bruker	284	2.078	0.171	0.028	16.006	1.207	1.99	10.93
	bruker	333	1.746	0.083	0.028	11.605	1.314	2.12	6.97
	total	617	1.891	0.090	0.028	16.006	1.273	2.4	15.64

Tabell 6 – oversikt over den deskriptive analysen. Viser her antall observasjoner, gjennomsnitt, median, minimums- og maksimumsverdi, skjevhet og kurtose for hver variabel med hensyn på bruk, ikke-bruk og det totale utvalget.

Videre kommer det til uttrykk at kapitalstrukturen, gitt ved egenkapitalandelen, er høyere for ikke-brukere. Gjennomsnittlig EK-andel for ikke-brukere er 52.62 % mot 38.75 % for brukere. Dette er også i tråd med det en skulle forvente, da selskap med høyere egenkapitalandel har mindre insentiver til å nyttiggjøre seg av sikringsinstrumenter grunnet mindre konkursfare. Også at den operasjonelle fleksibiliteten er høyere for ikke-brukere (45.38 %) enn for brukere (35.53 %) er i overensstemmelse med våre forventninger. Dette fordi selskap med større operasjonell fleksibilitet vil kunne utnytte dette til å i større grad nyttiggjøre seg av operasjonelle sikringsmetoder.

Det fremkommer videre at selskap som benytter seg av valutaderivater i gjennomsnitt har et bredere internasjonalt nettverk; brukerne har i snitt datterselskap i 5.00 forskjellige land foruten hjemlandet, mens ikke-brukerne har i 2.59. Dette strider mot at selskap med et mer veletablert internasjonalt nettverk vil bruke mindre finansielle sikringsinstrumenter, da de er bedre rustet for å nyttiggjøre seg av operasjonell sikring. Dog, støtter dette opp om at selskap som opererer i flere land i større grad er eksponert for valutarisiko, noe som kan forklare hvorfor brukerne i vårt utvalg har et bredere internasjonalt nettverk.

Gjennomsnittlig eksponering for brukerne (62.04 %) er høyere enn for ikke-brukere (47.95 %). Dette er i tråd med det en intuitivt skulle forvente så vel som tidligere forskning. Det er interessant å observere at enkelte selskap med 100 % eksponering ikke har benyttet noen form for valutaderivater, mens noen selskap uten noe eksponering har benyttet seg av det. Dette har nok med vår definisjon på eksponering å gjøre (man kan være eksponert mot valutafluktasjoner selv om en ikke mottar inntekter i utenlandsk valuta), og at det finnes andre metoder å sikre seg på enn ved bruk av derivater.

Hva likviditet angår fremkommer det at ikke-brukerne er mer likvide enn brukerne, med en gjennomsnittlig likviditetsrate på 3.61 mot 1.59. Dette er forenelig med økonomisk teori som sier at likviditet kan opptre som et substitutt for sikring. Videre viser også kontantraten en tilsvarende tendens med 2.11 for ikke-brukerne og 0.90 for brukerne.

Når det kommer til pris/bok, ser vi at denne er høyere for ikke-brukerne. Dette tilsier at brukerne av valutaderivater har færre vekstmuligheter. Dette sammenfaller ikke med teorien vi har sett på tidligere i oppgaven.

5.3 Univariate hypotesetester

I den deskriptive analysen erfarte vi at det i vårt utvalg er forskjeller mellom brukere og ikke-brukere med hensyn til de forskjellige variablene. Dette gir oss en indikasjon på sammenhengen mellom valutaderivatbruk og de forskjellige variablene vi skal etterse. Ved å benytte univariate hypotesetester kan vi se om disse forskjellene er statistisk signifikante.

Før vi kan utføre hypotesetestene må den bakenforliggende fordelingen til målevariablene fastslås. Ved hjelp av tester for normalfordeling finner vi at våre målevariabler ikke er normalfordelte. Vi har da valget mellom å transformere disse slik at de bedre passer normalfordelingen, eller benytte en ikke-parametrisk hypotesetest. Det er blitt vist at tapet av kraft ved bruk av enkelte fordelingsfrie tester ikke er stort (Hodges & Lehmann, 1956). Med bakgrunn i dette velger vi å benytte en ikke-parametrisk hypotesetest. Den mest nærliggende fordelingsfrie testen for vårt vedkommende er Mann-Whitney-testen, også kalt Wilcoxon's rangsum-test. Dette er en av testene som Hodges og Lehmann fant at beholdt mye av kraften kontra parametriske tester. Testens nullhypotese er at det ikke er noen medianforskjell mellom utvalgene. Tabell 7 viser resultat av testene:

Variabel	Median		U-verdi	P-verdi
	Brukere	Ikke-brukere		
STR	15.42	13.60	156446	0.0000
KAPS	36.13%	52.09%	98761	0.0000
OPFL	35.72%	44.37%	108436	0.0000
INTNET	3	2	125501	0.0000
EKSP	68.57%	40.71%	104927	0.0000
LIKV	1.080	1.410	107349	0.0000
KONT	0.291	0.567	106525	0.0000
VEKST	1.314	1.207	105996	0.9887

Tabell 7 – resultatene, gitt ved testobservator og p-verdi, for en Mann-Whitney hypotesetest om lik median mellom brukere og ikke-brukere. Nullhypotesen er at medianverdien er lik mellom utvalgene.

For alle variablene, med unntak av VEKST, kan vi forkaste nullhypotesen om like utvalg på et 1 % signifikansnivå. Avslutningsvis er det viktig å understreke at den deskriptive analysen og medfølgende hypotesetester ikke hensyntar korrelasjon mellom de uavhengige variablene. Selv om vi kan fastslå at det er forskjeller i medianverdi mellom brukere og ikke-brukere, kan vi ikke med statistisk signifikans konkludere med at det er en samvariasjon mellom de enkelte variablene og bruk. Det er gjennom regresjonsanalysene og medfølgende tester vi vil undersøke om vi kan konkludere med at det er sammenhenger på et statistisk grunnlag.

5.4 Korrelasjon

5.4.1 Korrelasjon mellom de uavhengige variablene

Siden vi skal utføre en multippel regresjonsanalyse vil det være av interesse å undersøke samvariasjonen mellom forklaringsvariablene. Dersom korrelasjonen mellom to uavhengige variable er for høy, har vi multikollinearitet. En forutsetning for bruk av multippel regresjonsanalyse er fravær av multikollinearitet. Dersom variabler som korrelerer for mye inkluderes, fører dette til at påliteligheten til tester og signifikansverdier svekkes. Dette skyldes at det blir vanskelig å skille de uavhengige variablenes effekt på den avhengige variabelen fra hverandre. Det er vanlig å teste for multikollinearitet ved bruk av Pearsons korrelasjonskoeffisient. Denne forutsetter imidlertid at variablene er normalfordelte.

Et alternativ som ikke krever noen antakelser om variablenes bakenforliggende fordeling, er Spearmans korrelasjonskoeffisient⁴. En annen fordel med metoden er at den også er mer robust mot utstikkere. Spearmans korrelasjonskoeffisient kan, i likhet med Pearsons, påta seg verdier i intervallet -1 til 1, hvor to variabler er perfekt negativt korrelert ved verdien -1, perfekt positivt korrelert når den har verdien 1, og ukorrelert når verdien er lik 0. I de tilfellene variablene korrelerer må det tas en avveining mellom vinning gjennom økt forklaringskraft kontra tap i form av høy korrelasjon.

Spearmans korrelasjonsmatrise			KAPS	OPFL	INTNET	EKSP	LIKV	KONT
Variabel		STR						
KAPS	korrelasjon	-0.461						
	p-verdi	0.000						
OPFL	korrelasjon	-0.439	0.360					
	p-verdi	0.000	0.000					
INTNET	korrelasjon	0.211	-0.177	-0.117				
	p-verdi	0.000	0.000	0.007				
EKSP	korrelasjon	0.069	0.006	-0.042	0.315			
	p-verdi	0.117	0.895	0.344	0.000			
LIKV	korrelasjon	-0.242	0.609	0.377	-0.179	-0.029		
	p-verdi	0.000	0.000	0.000	0.000	0.515		
KONT	korrelasjon	0.213	0.200	-0.027	0.014	0.041	0.408	
	p-verdi	0.000	0.000	0.537	0.750	0.348	0.000	
VEKST	korrelasjon	-0.170	0.084	0.312	-0.005	0.014	0.180	0.132
	p-verdi	0.000	0.055	0.000	0.918	0.759	0.000	0.003

Tabell 8 – Spearmans korrelasjonsmatrise som viser korrelasjonskoeffisient og medfølgende p-verdier for de uavhengige variablene.

⁴ <http://www.ats.ucla.edu/stat/stata/whatstat/whatstat.htm#wilc%E2%80%9D>

Dersom to variabler har en samvariasjon i absolutte termer som ligger i intervallet 0.8 til 1.0, er de sterkt korrelert. Ved en så høy korrelasjon, ekskluderes typisk én av variablene fra regresjonen. Fra tabell 8 kommer det til syne at ingen variabelpar har en korrelasjon i intervallet for sterk korrelasjon.

I tilfellene hvor korrelasjonen ligger i intervallet 0.5 til 0.8, er variablene korrelert, og det bør vurderes hvorvidt begge skal beholdes. Blant våre variabler er det kun ett par som korrelerer i så stor grad: KAPS/LIKV (0.609). Siden vi anser variablene som viktige for vår analyse, samt at verdien ligger under grensen for sterk korrelasjon, har vi valgt å inkludere begge videre i analysen. Resterende variabelpar har følgelig middels eller mindre korrelasjon, og vil ikke bli videre problematisert her.

5.4.2 Korrelasjon mellom de avhengige og de uavhengige variablene

Minst like interessant vil det være å se på korrelasjonen mellom responsvariabelen og forklaringsvariablene, all den tid det er dette problemstillingen søker å belyse. Tabell 9 viser i hvilken grad de to avhengige variablene samvarierer med de uavhengige, samt tilhørende p-verdier.

Spearman's korrelasjon			
Variabel		bruk ja/nei	VDBTA
STR	korrelasjon	0.516	0.511
	p-verdi	0.000	0.000
KAPS	korrelasjon	-0.352	-0.273
	p-verdi	0.000	0.000
OPFL	korrelasjon	-0.177	-0.094
	p-verdi	0.000	0.043
INTNET	korrelasjon	0.245	0.307
	p-verdi	0.000	0.000
EKSP	korrelasjon	0.148	0.254
	p-verdi	0.001	0.000
LIKV	korrelasjon	-0.168	-0.116
	p-verdi	0.000	0.013
KONT	korrelasjon	0.008	0.048
	p-verdi	0.870	0.299
VEKST	korrelasjon	-0.004	0.008
	p-verdi	0.937	0.865

Tabell 9 – Spearman's korrelasjonskoeffisient, samt tilhørende p-verdi, for den enkelte avhengige variabelen med hver enkelt uavhengig variabel.

Den dikotome variabelen har en positiv signifikant korrelasjon med størrelse, internasjonalt nettverk, og eksponering; det er en negativ signifikant samvariasjon med kapitalstruktur, operasjonell fleksibilitet, og likviditetsraten. Korrelasjonen med kontantraten og vekstmuligheter er tilnærmet lik null, og følgelig ikke signifikante.

Den kontinuerlige variabelen har en positiv signifikant korrelasjon med størrelse, internasjonalt nettverk, og eksponering, mens det er negativ signifikant samvariasjon med kapitalstruktur, operasjonell fleksibilitet, og likviditetsraten. I likhet med den dikotome variabelen, er heller ikke kontantraten og vekstmulighetene signifikante for den kontinuerlige variabelen.

5.5 Oppsummering

Her vil vi oppsummere funnene våre så langt, samt se hvordan dette sammenfaller med forventningene og hypotesene. Først kan vi se på sammenhengene mellom den dikotome avhengige variabelen og de uavhengige variablene (tabell 10).

Hypotese	Variabel	Forventet	Observert
H1	STR	+	+(S)
H2	KAPS	-	-(S)
H3	OPFL	-	-(S)
H4	INTNET	NA	+(S)
H5	EKSP	+	+(S)
H6	LIKV	-	-(S)
H7	VEKST	+	NA

Tabell 10 – oppsummering sammenhenger for dikotom variabel, relatert til våre forventninger. Observert viser til sammenhengene avdekket ved deskriptiv analyse og korrelasjonsanalyse. (S) viser til hvorvidt sammenhengene er signifikant, og har bakgrunn i p-verdien fra korrelasjonsanalysen.

Ved bruk av en deskriptiv dataanalyse, og påfølgende hypotesetester, har vi observert at valutaderivatbrukere i gjennomsnitt er større og mindre likvide. De har også en lavere egenkapitalandel, mindre operasjonell fleksibilitet, et bredere internasjonalt nettverk, samt at de er mer eksponert for valutakurssvingninger. En korrelasjonsanalyse som ser på sammenhengen mellom den dikotome variabelen og de uavhengige variablene, bygger videre opp under disse sammenhengene. Korrelasjonsanalysen viste en så svak sammenheng mellom vekst-mulighetene og bruk, at vi har valgt å sette denne lik null. I tillegg beholdt hypotesetesten nullhypotesen om likt utvalg for VEKST.

Gjennom korrelasjonsanalysen har vi funnet følgende sammenhenger mellom den kontinuerlige responsvariabelen og forklaringsvariablene.

Hypotese	Variabel	Forventet	Observert
H1	STR	+	+(S)
H2	KAPS	-	-(S)
H3	OPFL	-	-(S)
H4	INTNET	NA	+(S)
H5	EKSP	+	+(S)
H6	LIKV	-	-(S)
H7	VEKST	+	NA

Tabell 11 – oppsummering observerte sammenhenger for den kontinuerlige variabelen, relatert til våre forventninger. Observert viser til sammenhengene avdekket ved korrelasjonsanalysen, og (S) til om den er signifikant med bakgrunn i p-verdien.

Det fremkommer av tabell 10 og 11 at sammenhengene som påvirker om det brukes valutaderivater sammenfaller med dem som påvirker grad av bruk.

Ved hjelp av regresjonsmodellene vil vi i det påfølgende kapitlet undersøke den statistiske signifikansen til disse sammenhengene.

6 Statistiske tester

I denne delen av oppgaven vil vi presentere våre funn fra de to regresjonsmodellene. Først vil vi gjennomgå resultatene fra den logistiske regresjonsanalysen, som tar sikte på å forklare faktorer som påvirker om selskap bruker valutaderivater. Dernest vil vi presentere resultatene fra den lineære regresjonsanalysen, som skal forklare grad av valutaderivatbruk. For begge modellene vil vi også foreta robusthetssjekker, der blant annet forutsetninger som modellene er tuftet på vil bli problematisert.

6.1 Logistisk multippel regresjonsanalyse

Ved hjelp av en logistisk regresjon ønsker vi å undersøke hvorvidt det er enkelte karakteristika ved selskapene som henger sammen med om de bruker valutaderivater. Som tidligere nevnt er den avhengige variabelen dikotom, og påtar seg verdien én dersom et selskap benytter valutaderivater, og null ellers. De uavhengige variablene velges blant de som ble presentert i seksjon 3.2. For likviditet presenterte vi tidlig to ulike mål, kontantraten og likviditetsraten. Sistnevnte er den mest brukte i tidligere empiri, men grunnet potensielle måleproblemer, undersøkte vi om den rene kontantraten kunne beskrive sammenhengen bedre. Wald-tester og undersøkelser av generell modelltilpasning gjør at vi konkluderte med at likviditetsraten er en bedre målevariabel. Variablene inkludert i modellen er da: STR, KAPS, OPFL, INTNET, EKSP, LIKV og VEKST. Resultatene fra regresjonen ble som presentert i tabell 12.

Variabel	Koeffisient	Std.avik	Oddsratio	P-verdi	Signifikansnivå
STR	0.017	0.004	1.017	0.000	*
KAPS	-0.004	0.006	0.996	0.517	
OPFL	-0.007	0.007	0.993	0.297	
INTNET	0.002	0.007	1.002	0.014	**
EKSP	0.005	0.005	1.005	0.379	
LIKV	-0.001	0.000	0.999	0.003	*
VEKST	0.001	0.000	1.001	0.192	

Tabell 12 – Viser resultatene av GEE-regresjonen, der *, **, og *** viser til signifikans på henholdsvis 1, 5, 10 %-nivå.

Som nevnt tidligere skiller koeffisientene i en logistisk regresjon seg fra de i en vanlig lineær regresjon. For logistisk regresjon på paneldata blir denne forskjellen mellom koeffisientene enda større, da GEE tar hensyn til både utviklingen til én gruppe i forhold til de andre, samt

utviklingen i tid innad i gruppen. Det siste momentet innebærer at oddsratio kan tolkes som i hvilken grad én enhets økning i langsiktig eksponering til en variabel, resulterer i økt sannsynlighet for å benytte valutaderivater. På tross av disse ulikhetene kan vi likevel tolke regresjonen ved å se på koeffisientenes fortegn og signifikansnivå (Twisk, 2003).

Vi finner en positiv signifikant sammenheng mellom valutaderivatbruk og STR og INTNET på henholdsvis 1 og 5 % signifikansnivå. For LIKV fant vi en negativ signifikant sammenheng. En positiv ikke-signifikant sammenheng finner vi mellom valutaderivatbruk og VEKST, samt EKSP. Til slutt ser vi at KAPS og OPFL har en ikke-signifikant negativ sammenheng med bruk av valutaderivater.

Ved å relatere disse funnene til de vi tidligere i oppgaven fant gjennom den deskriptive statistikken og korrelasjonsanalysen, konstaterer vi at fortegnene er som vi skulle forvente.

6.2 Robusthetssjekk

6.2.1 Forutsetninger for logistisk regresjon

I henhold til (Klein & Kleinbaum, 2002) må følgende forutsetninger være tilfredsstillt for at den logistiske regresjonen skal holde:

1. Den avhengige variabelen kan bare påta seg to verdier.
2. Det må være fravær av multikollinearitet mellom de uavhengige variablene.
3. Observasjonene av den avhengige variabelen må være uavhengig av hverandre.

Vi kan konstatere at den første forutsetningen er oppfylt da vi har en binær variabel. Ved å undersøke korrelasjonsmatrisen i tabell 8 finner vi at ingen uavhengige variabler viser tegn på sterk korrelasjon med hverandre. Dermed er også den andre forutsetningen innfridd.

Imidlertid vil det faktum at vi har strukturert utvalget som paneldata føre til korrelasjon mellom observasjonene for det enkelte selskapet, noe som bryter med forutsetning 3. Brudd på forutsetningen om uavhengighet mellom observasjonene kan føre til gal estimering av varians og koeffisienter, og feil konklusjon på forskningsspørsmålet (Ballinger, 2004). For å løse dette benytter vi som nevnt en GEE-modell, som justerer for korrelasjonen mellom observasjonene for det enkelte selskap over tidsperioden.

6.2.2 Forutsetninger for General Estimating Equations-modellen

For GEE er det tre kriterier som må være oppfylt for at resultatene skal være robuste (Ballinger, 2004):

1. Data må være på panelform.
2. Korrelasjonsstrukturen må være korrekt spesifisert.
3. Data som mangler må være manglende på helt tilfeldig grunnlag.

Da utvalget vårt er på panelform er første forutsetning tilfredsstillt. Videre har vi benyttet en QIC-test for å sørge for en så riktig spesifisering av korrelasjonsstrukturen innad i selskapsgruppene som mulig. Det kan oppstå problemer når modellen kalkulerer korrelasjonsmatrisen dersom det forekommer heteroskedastisitet. For å sikre oss mot at dette skal påvirke resultatet vårt, benytter vi oss av robuste standardavvik. Disse er analoge til de utviklet av White (1980), og er konsistente for valg av korrelasjonsstruktur (Zorn, 2001). Funnene fra en GEE-modellen for en dikotom avhengig variabel er i tillegg meget robust for ulike valg av korrelasjonsstruktur (Twist 2003), slik at vi føler oss trygge på at våre resultater kan godtas.

GEE-modellen håndterer også problemet med manglende avhengige variabler ved at den benytter seg av observasjonene vi har i kalkulasjonen. Den gjør imidlertid dette ved å forutsette at variablene er manglende på helt tilfeldig grunnlag (Missing Completely at Random), jamfør forutsetning nummer tre. Dersom manglende data ikke er MCAR kan det føre til at koeffisientene blir påvirket. Men i følge Twist (2003) er det uklart hvor alvorlig dette bruddet faktisk er. Vi mangler kun seks observasjoner for valutaderivatbruk, men undersøkte likevel forskjellige metoder for å håndtere manglende data, men ingen av de førte til mer signifikante funn eller endrede konklusjoner. Videre inkluderte vi disse selskapene som ikke-brukere for å se om de ville endre analysen, noe det ikke gjorde. Dette støttes av Twist (2003) som finner at ved GEE-regresjon med dikotomavhengig variabel, er det ingen grunn til å hevde at justering av manglende observasjoner leder til mer robuste resultat.

Tradisjonelle tester på en logistisk regresjonsmodells forklaringskraft er ikke tilgjengelig når GEE legges til grunn, noe som er et mye omtalt problem i faglitteraturen (se blant annet Klein & Kleinbaum (2002) og Zorn (2001)). For store utvalg vil imidlertid en Wald-test være tilnærmet lik log-likelihood (Zorn, 2001) og vi benytter oss dermed av denne. Testen er analog med en F-test som vi kjenner fra vanlig lineær regresjon. Resultatet fra GEE-modellen viser at

Wald-testen, med syv frihetsgrader, er høyst signifikant (vedlegg A3). Vi kan derfor anta at parameterne er signifikant forskjellig fra null, og at de bidrar til modellens forklaringskraft.

Avslutningsvis kan det nevnes at det er gjort forsøk på å utvikle tester for å beskrive modelltilpasning for GEE, men disse er hverken fullt verifisert eller inkludert i statistisk programvarer (Barnhart & Williamson (1998) og Zorn (2001). Derfor er de heller ikke implementert i vår analyse.

6.2.3 Logistisk multippel regresjonsanalyse basert på 2010-observasjoner

Som en del av robusthetssjekken vil vi utføre en enkel multippel logistisk regresjon med kun de nyeste observasjonene. Dette er metoden de tidligere studiene vi har kommet over har lagt til grunn, og det vil derfor være av interesse å gjøre en tilsvarende analyse på vårt tallmateriale. Da det i tillegg er noen svakheter knyttet til måling av GEE-modellens forklaringsgrad, mener vi at å kryssjekke funnene med kun 2010-observasjonene vil være fordelaktig.

Vi starter med å konstatere at de nevnte forutsetningene for logistisk regresjon er tilstede også for 2010-utvalget. Variablene som inkluderes i modellen ble valgt gjennom å stegvis introdusere nye variabler og undersøke hvordan log likelihood endres. Log likelihood er et mål på en logistisk regresjons forklaringsgrad. Prosessen avslører at OPFL ikke tilfører forklaringskraft til modellen, og den kan derfor utelates. Våre forklaringsvariabler blir dermed STR, KAPS, INTNET, EKSP, LIKV, og VEKST. Resultatene fra regresjonen er presentert i tabell 13 under.

Variabel	Koeffisient	Std.avik	P-verdi	Oddsratio	Signifikansnivå
STR	0.888	0.190	0.000	2.43	*
KAPS	-1.363	1.525	0.371	0.26	
INTNET	0.141	0.082	0.084	1.15	**
EKSP	0.641	0.592	0.279	1.90	
LIKV	-0.079	0.124	0.522	0.92	
VEKST	0.073	0.151	0.628	1.08	

Tabell 13 - viser resultater fra en logistisk regresjon på utvalget fra 2010, der *, **, og *** viser til signifikant på henholdsvis 1, 5, og 10 %-nivå

Tabellen viser at for 2010-utvalget fant vi, i samsvar med resultatet fra hele utvalget, at størrelse er en signifikant positiv variabel. Oddsratioen er for 2010 på 2.43 hvilket tilsier at for en én enhets økning i størrelse, er det 2.43 i odds for at selskapet vil velge å benytte

valutaderivater, alt annet like. Dette funnet forsterket oppfatningen av skalafordelene ved bruk av valutaderivater. Som for paneldata fikk vi at INTNET er signifikant, selv om p-verdien er noe høyere. I motsetning til regresjon med hele utvalget, er LIKV nå mindre signifikant. Imidlertid er fortegnet til koeffisienten i samsvar med det vi forventet å finne. KAPS, EKSP, og VEKST er som for hele utvalget ikke-signifikant, og har samme fortegn som vi hadde forventet å finne.

For vanlig logistisk regresjon er det flere tester som ser på modellens forklaringskraft. Vi har utført en Hosmer-Lemeshow-, en Pearson-, og en Deviance-test for dette formålet. Nullhypotesen for disse testene er at det ikke er sammenheng mellom de predikerte og de faktiske verdiene. P-verdien for de tre testene ble på henholdsvis 0.651, 0.742, og 0.696, hvilket indikerer at modellen forklarer sammenhengen mellom den avhengige og de uavhengige variablene på en tilfredsstillende måte (vedlegg A4).

6.3 Oppsummering logistisk regresjon

For å oppsummere den logistiske regresjonsanalysen, vil vi relatere vår funn til økonomisk teori og tidligere empiri. For det første fant vi, i likhet med tidligere studier, at størrelse har en signifikant sammenheng med bruk av valutaderivater også for selskap på Oslo Børs. Variabelen er signifikant positiv med odds over én både ved bruk av paneldata og ved bruk av de nyeste observasjonene. Dette bygger opp under teori som sier at informasjonsbarrierer og høye oppstartskostnader fører til at det eksisterer skalafordeler ved bruk av derivater.

Den andre variabelen som var signifikant for begge regresjonene er bredden på selskapets internasjonale nettverk. Variabelen var signifikant positivt korrelert med bruk av valutaderivater. Funnet tyder på at antall land man er eksponert mot, øker sjansen for at et selskap velger å benytte seg av valutaderivater. Dette strider mot antakelsen om at bredden på det internasjonale nettverket bidrar til at selskap heller benytter seg av operasjonell sikring.

Den tredje variabelen som var signifikant for hele utvalget var likviditetsraten, som viste en negativ sammenheng med om et selskap bruker valutaderivater. Dette er i tråd med teori som sier at likviditet og valutaderivatbruk er substitutter. For regresjonen som kun ser på 2010-observasjonene ble likviditet funnet å være ikke-signifikant. Fortegnet på likviditet var imidlertid som forventet, og vi heller derfor mot at funnene for likviditet er gode.

Funnene for kapitalstruktur var ikke-signifikante for begge modellene. Fortegnet på koeffisienten tyder imidlertid på at selskap med en solid egenkapitalandel benytter seg av derivater i mindre grad enn tilsvarende selskap med høyere grad av gjeld i kapitalstrukturen. Dette er i samsvar med funn fra tidligere studier, så vel som eksisterende teori, og tyder på at selskap med høy gjeldsgrad er mer tilbøyelige til å nyttiggjøre seg av valutaderivater.

Noe overraskende fikk vi ikke en signifikant sammenheng mellom eksponering og valutaderivatbruk for noen av de logistiske regresjonene. Sammenhengen mellom andel salg i en annen valuta enn funksjonell valuta og valutaderivatbruk, er funnet i flere tidligere undersøkelser for USA, Kina og andre store nasjoner. Norges posisjon som en liten, åpen økonomi gjorde at vi forventet å finne en signifikant sammenheng her. At vi får en ikke-signifikant sammenheng kan muligens forklares av måten vi har definert eksponering på. Selskap kan være eksponert gjennom andre kanaler enn kun andel av salgsinntektene i utenlandsk valuta. Dette kan muligens bidra til å svekke sammenhengen. Likevel finner vi at det eksisterer en positiv sammenheng, noe som innebærer at økt eksponering øker sjansen for at et selskap velger å benytte valutaderivater.

Det er en positiv ikke-signifikant sammenheng mellom et selskaps vekstmuligheter og om det bruker valutaderivater. Dette er i samsvar med økonomisk teori som fremmer at vekstselskap i større grad vil bruke derivater enn vanlige selskap. En årsak til at vi ikke finner noen signifikante funn kan være at markedet har gjennomgått en periode preget av uro. Slike perioder medfører ofte at markedsaktørene søker flukt i kvalitetsaksjer, et fenomen ofte omtalt som flight to quality eller flight to liquidity. Dette kan føre til en skjevhet i utvalget dersom mange har rebalansert sine porteføljer slik at de inkluderer en høyere andel store selskap kontra mindre selskap; store selskap vil da være kunstig høyt priset, mens små selskap vil være underpriset, relativt til bokverdi. Funnene for vekstmuligheter samsvarer med tidligere forskning.

Tabell 14 oppsummerer våre funn vedrørende sammenhenger mellom selskapskarakteristika og om et selskap velger å benytte valutaderivater.

Hypotese	Variabel	Forventet	Observert	GEE-regresjon	2010-regresjon	Konklusjon
H1	STR	+	+(S)	+(S)	+(S)	+
H2	KAPS	-	-(S)	-(IS)	-(IS)	-
H3	OPFL	-	-(S)	-(IS)	NA	NA
H4	INTNET	NA	+(S)	+(S)	+(S)	+
H5	EKSP	+	+(S)	+(IS)	+(IS)	NA
H6	LIKV	-	-(S)	-(S)	-(IS)	-
H7	VEKST	+	NA	+(IS)	+(IS)	NA

Tabell 14 - Tabellen viser en oppsummering av våre funn vedrørende koeffisientene. (S) angir signifikant p-verdi, (IS) betyr at vi fant sammenhengen til å være ikke-signifikant, NA betyr at vi ikke kan konkludere. Hypotesene referer til våre syv underhypoteser: H1: Størrelse påvirker om, og i hvilken grad, selskap benytter seg av valutaderivater; H2: Det vil være en negativ sammenheng mellom et selskaps egenkapitalandel og bruk av valutaderivater; H3: Det vil være en negativ sammenheng mellom et selskaps operasjonelle fleksibilitet og bruk av valutaderivater; H4: Selskapets internasjonale nettverk vil påvirke bruk av valutaderivater; H5: Det vil være en positiv sammenheng mellom et selskaps eksponering mot valutarisiko og dets bruk av valutaderivater; H6: Likviditet og bruk av valutaderivater kan ses på som substitutter, og det vil følgelig være en negativ sammenheng mellom dem; og H7: Firma med mye vekstmuligheter er mer tilbøyelige til å ta i bruk valutaderivater.

6.4 Lineær multipl regressjonsanalyse

I korrelasjonsanalysen fant vi at flere av forklaringsvariablene korrelerte med variabelen for grad av bruk. Nå ønsker vi å undersøke hvorvidt vi kan konkludere med at det med statistisk signifikans eksisterer samvariasjon. Det er viktig å poengtere at samvariasjonen i seg selv ikke sier noe om årsaksforholdet mellom to variabler; den ene variabelen kan påvirke den andre og vice versa, eller begge kan påvirkes av en tredje faktor. Når vi skal tolke fortegnet til koeffisienten og bruke dette til å lokalisere kausalitet, er det derfor viktig å legge økonomisk teori til grunn.

I den lineære regresjonen er forklaringsvariabelen som nevnt prinsipalverdi av valutaderivatene skalert med bokverdien til selskapet, VDBTA. De uavhengige variablene som er inkludert er STR, OPFL, KAPS, INTNET, EKSP, og LIKV. Disse er valgt på grunnlag av om de tilfører forklaringskraft til modellen. Likviditetsraten er inkludert på bekostning av konantraten, nettopp fordi den tilførte mer forklaringskraft.

En regresjonsanalyse baserer seg på at hver enkelt enhet har besvart hver enkelt variabel som er inkludert i regresjonen. Dette betyr at dersom en variabel med flere manglende observasjoner inkluderes, kan dette skade hele analysen. I vårt tilfelle mangler EKSP enkelte observasjoner, og en enkel løsning er å utelate variabelen. Dette mener vi imidlertid er negativt for analysen, all den tid variabelen har vist seg å korrelere med responsvariablene.

Videre mangler det ikke mer enn 20 observasjoner av totalt 245. Vi har dermed valgt å beholde den i vår analyse. Regresjonslikningen blir dermed:

$$VDBTA = \beta_0 + \beta_1 KAPS_t + \beta_2 OPFL_t + \beta_3 INTNET_t + \beta_4 EKSP_t + \beta_5 LIKV_1 + \beta_6 VEKST_t + \varepsilon$$

Variabel	Koeffisient	Stdev. koeff.	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
KONST	-0.317	4.577	-0.07	0.945	
STR	0.047	0.286	0.16	0.870	
KAPS	-1.944	0.661	-2.94	0.004	*
OPFL	-0.949	1.341	-0.71	0.482	
INTNET	-0.047	0.036	-1.28	0.205	
EKSP	1.211	0.595	2.03	0.046	**
LIKV	0.138	0.122	1.14	0.259	

Tabell 15 - Resultat fra den lineære regresjonsanalysen ved bruk av observasjoner på panelform. *, **, og *** viser signifikans på henholdsvis 1, 5, og 10 % -nivå.

Tabell 15 viser koeffisientene og deres standardavvik, t- og p-verdier, og signifikansnivå. Det kommer frem at vi har en negativ sammenheng mellom KAPS og grad av bruk som er signifikant på et 1 %-nivå. Videre har vi en ikke-signifikant negativ sammenheng mellom VDBTA og OPFL, INTNET, og VEKST. Enn videre er det en positiv signifikant sammenheng med EKSP. Og til slutt ser vi en ikke-signifikant positiv sammenheng med STR og LIKV.

Det vil være nærliggende å relatere disse sammenhengene til funnene fra korrelasjonsanalysen tidligere i oppgaven. Som før er sammenhengen mellom VDBTA og KAPS og OPFL negativ, mens den er positiv med EKSP. Tidligere fant vi en positiv sammenheng med INTNET; nå er den negativ, dog ikke signifikant. Likeledes er det en svak positiv sammenheng med LIKV, mens den var negativ i korrelasjonsanalysen.

Videre fremkommer det fra regresjonens justerte determinasjonskoeffisient at 7.56 % av variansen i responsvariabelen forklares av variansen i de uavhengige variablene (vedlegg A5). Vi har en f-verdi på 2.82, og tilhørende p-verdi på 0.0165. F-testens nullhypotese om at ingen av forklaringsvariablene har forklaringskraft, kan forkastes på et 5 % signifikansnivå.

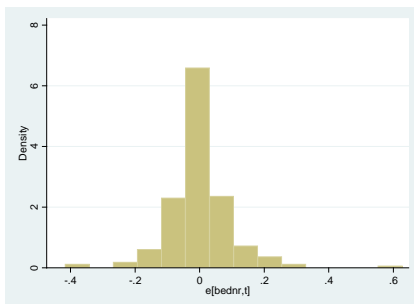
6.5. Robusthetssjekk

6.5.1 Forutsetningen for lineær regresjon

Det er nærliggende å starte robusthetssjekken med å undersøke om forutsetningene for bruk av lineær regresjon er oppfylt. Forutsetninger knyttet til feilleddene som med fordel bør oppfylles er (Brooks, 2008):

1. $\mu_t \sim N(0, \sigma^2)$ Feilleddene skal være normalfordelte, med forventningsverdi lik null.
2. $\text{Var}(\mu_t) = \sigma^2$ Feilleddene skal ha konstant varians.
3. $\text{Corr}(\mu_i, \mu_j) = 0$ Feilleddene skal være uavhengig av hverandre.

Den første forutsetningen er at residualene skal være normalfordelte. Er de ikke dette vil ikke statistisk inferens være gyldig, noe som vil si at hypotesetester og konfidensintervaller blir

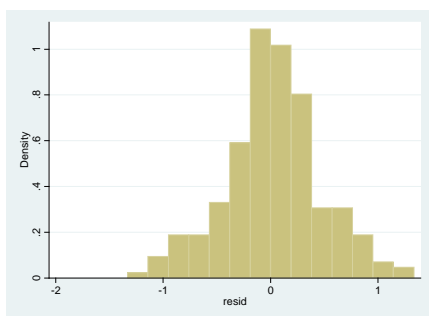


Figur 1 – histogram for residualene til en regresjon utført med ikke-transformert responsvariabel.

upålitelige. For å undersøke om residualene er normalfordelte tar vi utgangspunkt i et histogram (figur 1). Det fremkommer fra dette at feilleddene ikke strengt følger normalfordelingen, da de har en positiv skjevhet, samt høy kurtose (vedlegg A6). Vi kan ikke entydig fastslå hvorvidt residualene er normalfordelte med bakgrunn i histogrammet, og vil i tillegg støtte oss til statistiske tester.

Vi utfører først en skewness/kurtosis-test, som ser på utvalgets normalitet basert på dets skjevhet og kurtose. Nullhypotesen er at skjevheten og kurtosen er henholdsvis null og tre, noe som er ensbetydende med at utvalget er normalfordelt. Testen forkaster nullhypotesen dersom p-verdien er mindre enn 0.05. Med en p-verdi lik null (vedlegg A6), forkaster vi hypotesen om at vi har normalfordelte residualer. I tillegg supplerer vi med en Shapiro-Wilks-test, som også gir en p-verdi lik null, og forkaster nullhypotesen om normalfordeling.

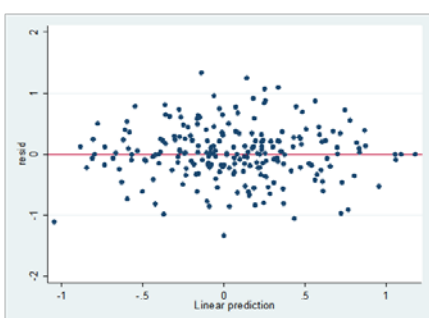
Testene viser at residualene avviker signifikant fra normalfordelingen, noe som kan skyldes at responsvariabelen ikke er normalfordelt. En Shapiro-Wilk-test på responsvariabelen bekrefter at VDBTA ikke er normalfordelt (vedlegg A7). Derfor foretar vi en test myntet på å finne den underliggende distribusjonen til variabelen. Testen viser i tillegg hvordan et transformert utvalg er tilpasset en normalfordeling. Slik det fremkommer fra vedlegg A8 kan vi bruke en ln-transformasjon eller en Johnson-transformasjon for å gjøre utvalget mer normalfordelt. Siden sistnevnte gir lavest p-verdi, velger vi å nyttiggjøre oss av den.



Figur 2 – histogram for residualene til en regresjon utført med Johnson-transformert responsvariabel.

Histogrammet viser residualene fra en regresjon med en transformert responsvariabel (figur 2). Vi ser at de heller ikke nå strengt følger normalfordelingen. Imidlertid gir en skewness/kurtosis-test og en Shapiro-Wilk-test nå p-verdier på henholdsvis 0.3859 og 0.1995, og vi kan ikke forkaste nullhypotesen om normalfordelte feilledd (vedlegg A9). Det kan også nevnes at forventningsverdien til residualene skal være lik null. Når en regresjon har et konstantledd vil dette være av tilnærmet triviell art. (Brooks, 2008)

Den neste forutsetningen er at residualene skal ha lik spredning langs regresjonslikningen, altså være homoskedastiske. I motsatt tilfelle har man heteroskedastisitet, og feilleddenes varians vil være ulik for en endring i størrelsen på variabelen. Heteroskedastisitet medfører at statistisk inferens blir påvirket, og påliteligheten til hypotesetester og konfidensintervaller



Figur 3 – spredningsdiagram som viser residualene plottet mot de predikerte verdiene ved bruk av robuste standardavvik

svekkes. Vi har valgt å omgå problemet ved å spesifisere modellen med Huber-White robuste standardavvik (White, 1980). En enkel kontroll på om vi har lik varians i residualene, er å plote residualene mot de predikerte verdiene i et spredningsdiagram (figur 3). Fra dette plottet ser vi at det ikke er tendenser til heteroskedastisitet. Med bakgrunn i dette konkluderer vi med at vi har homoskedastiske feilledd. Ideelt sett skulle vi ønsket å legge en formell test til grunn for denne konklusjonen. En

slik test er imidlertid ikke tilgjengelig i programvaren når det brukes paneldata.

Den siste forutsetningen sier at feilleddene skal være uavhengige. Noe som kan være et problem ved bruk av paneldata. Vi har imidlertid hensyntatt dette ved å benytte en Fixed Effect-modell, slik vi var inne på under modellforklaringen. Forutsetningen krever også fravær av multikollinearitet. Dette har vi problematisert i kapittel 5.4.1, og konkludert med at ingen av de uavhengige variablene korrelerte i tilstrekkelig grad til at multikollinearitet skulle forekomme i utvalget vårt.

Avslutningsvis vil vi kort se på forutsetninger for FE-modellen. Hovedsakelig krever bruk av FE at forutsetningene for lineær regresjon er innfridd. I motsetning til RE krever den ingen

antakelse vedrørende de selskapsspesifikke effektene korrelasjon med de uavhengige variablene. Metoden kan håndtere ubalanserte datasett, men krever mer enn én observasjon for den avhengige variabelen per gruppe. Vi har sørget for at dette er tilfellet.

6.5.2 Lineær multippel regresjonsanalyse basert på 2010-observasjoner

Tidligere studier har hovedsakelig tatt for seg derivatbruken basert på tallmateriale for ett år. Vi har valgt å etterfølge dette som et ledd i robusthetssjekken vår. Ved bruk av kun én observasjon per selskap, trenger vi ikke lenger å ta hensyn til avhengighet mellom observasjonene. Dette grunnet at observasjonene hentes fra selskapenes egne årsrapporter, noe som sikrer uavhengighet i responsvariabelen. Dermed kan vi bruke en vanlig minste kvadraters metode-regresjon.

Modellen er fremdeles tuftet på antakelsene vi har problematisert for lineær regresjon tidligere i seksjonen. Også i denne modellen har vi benyttet en transformering av responsvariabelen. En Shapiro-Wilk-test viser at vi ikke har statistisk belegg for å konkludere med at residualene ikke er normalfordelt ved bruk av transformert responsvariabel (vedlegg A11.2). I motsetning til for paneldata, kan vi nå benytte en Breusch-Pagan-test for å avdekke heteroskedastisitet. For å bøte på heteroskedastisitet vi finner i residualene, bruker vi igjen robuste standardavvik. Videre har vi heller ikke nå multikollinearitet blant de uavhengige variablene.

Variabel	Koeffisient	Stdev	T-verdi	P-verdi	Signifikansnivå
KONST	-0.1807963	0.2798745	-0.65	0.521	
STR	0.0125072	0.0164097	0.76	0.450	
KAPS	-0.0613419	0.1697057	-0.36	0.719	
OPFL	0.4139901	0.1664924	2.49	0.016	**
INTNET	0.0019364	0.0041477	0.47	0.643	
EKSP	0.1227404	0.0670075	1.83	0.073	***
LIKV	-0.0483607	0.0295130	-1.64	0.108	

Tabell 16 – resultatene fra den lineære regresjonen med bruk av kun 2010-observasjonene.

*, **, og *** viser signifikans på henholdsvis 1, 5, og 10 % -nivå.

Tabell 16 viser resultatet av regresjonen. Da vi nå har færre observasjoner, svekkes signifikansnivåene. Grad av valutaderivatbruk har nå en positiv signifikant sammenheng med OPFL og EKSP. Sammenhengen med OPFL avviker fra det vi fant når vi la paneldata til grunn. Den negative sammenhengen med LIKV er forenelig med økonomisk teori, men også

dette strider med funnet fra FE-analysen. Videre sammenfaller sammenhengene for STR, KAPS, og EKSP med dem vi fant ved bruk av paneldata, noe som styrker tiltroen til disse funnene.

Dette viser at modellen ikke nødvendigvis er robust med hensyn til tidsintervallet som legges til grunn, og vi må tolke sammenhengene vi finner med varsomhet. Særlig gjelder dette for OPFL og LIKV som har skiftet fortegn.

6.6 Oppsummering lineær regresjon

Ved bruk av en lineær FE-regresjon har vi, for det første, funnet en svak sammenheng mellom selskapets størrelse og grad av valutaderivatbruk. Dette er i henhold til økonomisk teori og våre egne forventninger. Dog, er sammenhengen så svak at det ikke kan legges stor vekt på den. Når vi kun la 2010-observasjonene til grunn, slik majoriteten av tidligere studier har gjort, fant vi også en positiv sammenheng. Derfor mener vi at dette funnet bygger opp under eksisterende teori og funn fra tidligere studier som fremmer at størrelse er positivt relatert til grad av valutaderivatbruk.

Videre er det en negativ statistisk signifikant sammenheng mellom grad av valutaderivatbruk og selskapets kapitalstruktur, gitt ved egenkapitalen. Dette er i samsvar med økonomisk teori som fremmer at selskap med høy gjeldsgrad har større insentiver til bruk av sikringsinstrumenter, da de står overfor større finansielle krisekostnader. Denne samvariasjonen er robust for tidsintervallet som legges til grunn, noe som kommer til syne når vi kun ser på 2010-observasjonene.

For det tredje fant vi en negativ sammenheng mellom selskapets operasjonelle fleksibilitet og hvor mye valutaderivater som ble brukt. På tross av at den ikke var signifikant, er det i tråd med det vi forventet, siden selskap med stor grad av fleksibilitet enklere kan tilpasse driften slik at de kan nyttiggjøre seg av naturlige sikringsformer. Og siden dette er et alternativ til finansiell sikring, er det naturlig å forvente en negativ sammenheng. Dog, fant vi i robusthetssjekken en positiv sammenheng når vi kun så på de nyeste observasjonene. Derfor vil vi være forsiktige med å konkludere med at det faktisk er en sammenheng her.

Enn videre er det en negativ sammenheng mellom et selskaps internasjonale nettverk og grad av valutaderivatbruk. Imidlertid er heller ikke denne sammenhengen statistisk signifikant, og

ei heller robust for tidsintervallet som legges til grunn. Med bakgrunn i dette er det ikke sterk nok sammenheng til å kunne fastslå noen årsakssammenheng her.

Sammenheng mellom selskapets bruk av valutaderivater og eksponering er positiv, men ikke signifikant. Dette sammenfaller med det en intuitivt skulle forvente: selskap med større eksponering vil i større grad benytte seg av sikringsinstrumenter for å få bukt med dette. Når vi kun ser på 2010-observasjonene får vi en positiv sammenheng som er signifikant på et 10% signifikansnivå. Dette bygger opp under tidligere forskning på området.

Til slutt fant vi, overraskende, en positiv sammenheng mellom grad av bruk og likviditet. Dette strider med økonomisk teori som tilsier at mer likvide selskap er bedre rustet til å møte variasjon i kontantstrømmen, og dermed har mindre insentiv til å sikre seg ved bruk av derivater. Når vi kjørte en regresjon med kun 2010-observasjonene som grunnlag, fant vi, imidlertid, en negativ sammenheng. Dette tyder på at det faktisk kan være en negativ sammenheng mellom likviditet og grad av valutaderivatbruk også i vårt tallmateriale. Likevel vil vi grunnet utfallet av regresjonen utført på paneldata være forsiktig med å fastslå at det er en negativ sammenheng.

Tabell 17 oppsummerer våre funn for sammenhengene mellom selskapskarakteristika og grad av derivatbruk.

Hypotese	Variabel	Forventet	Observert	FE-regresjon	2010-regresjon	Konklusjon
H1	STR	+	+(S)	+(IS)	+(IS)	+
H2	KAPS	-	-(S)	-(S)	-(IS)	-
H3	OPFL	-	-(S)	-(IS)	+(S)	NA
H4	INTNET	-	+(S)	-(IS)	+(IS)	NA
H5	EKSP	+	+(S)	+(S)	+(S)	+
H6	LIKV	-	-(S)	+(IS)	-(IS)	NA
H7	VEKST	+	NA	NA	NA	NA

Tabell 17 – Tabellen viser en oppsummering av våre funn vedrørende koeffisientene. (S) angir signifikant p-verdi, (IS) betyr at vi fant sammenhengen til å være ikke-signifikant, NA betyr at vi ikke kan konkludere. Hypotesene referer til våre syv underhypoteser: H1: Størrelse påvirker om, og i hvilken grad, selskap benytter seg av valutaderivater; H2: Det vil være en negativ sammenheng mellom et selskaps egenkapitalandel og bruk av valutaderivater; H3: Det vil være en negativ sammenheng mellom et selskaps operasjonelle fleksibilitet og bruk av valutaderivater; H4: Selskapets internasjonale nettverk vil påvirke bruk av valutaderivater; H5: Det vil være en positiv sammenheng mellom et selskaps eksponering mot valutarisiko og dets bruk av valutaderivater; H6: Likviditet og bruk av valutaderivater kan ses på som substitutter, og det vil følgelig være en negativ sammenheng mellom dem; og H7: Firma med mye vekstmuligheter er mer tilbøyelige til å ta i bruk valutaderivater.

7. Konklusjon

Formålet med oppgaven var å avdekke om det er forhold ved selskap notert på Oslo Børs som påvirker *om* selskapet bruker valutaderivater, i tillegg til om det er forhold som påvirker *hvor mye* som brukes. Liknende studier har vært gjennomført tidligere, men på utenlandske utvalg. Følgelig bringer vår undersøkelse noe nytt til torgs ved å ta for seg et norsk tallmateriale. Tidligere studier har i liten grad hensyntatt et selskaps mulighet for operasjonell sikring som et alternativ til finansiell sikring. Vi har forsøkt å introdusere variabler for å fange opp dette. Dessverre har ikke disse variablene gitt noe entydig svar på operasjonell sikring som alternativ til sikring ved bruk av finansielle instrumenter. Dette kan tyde på at operasjonell og finansiell sikring er komplementære sikringsformer heller enn substitutter, slik Kim, Mathur, og Nam (2006) konkluderer med. Videre skiller undersøkelsen seg fra tidligere ved at den baserer seg på data fra en fireårsperiode. Foregående studier har, så vidt oss bekjent, i hovedsak tatt for seg observasjoner for ett år. For å lettere kunne sammenligne med tidligere forskning har vi valgt å utføre en analyse med de nyeste observasjonene i tillegg til fireårsperioden.

Utvalget vårt har vært ikke-finansielle selskap notert på Oslo Børs, samt de største selskapene på Oslo Axess. Utvalget endte på 175 selskap, hvor 87 er brukere av valutaderivater i perioden. Når vi kun ser på selskapene notert på Oslo Børs er andelen valutaderivatbrukere 53.75 %. Dette er noe høyere enn andelen fra sammenlignbare utenlandske studier, noe som kan tyde på at selskapene i utvalget vårt står overfor en større grad av valutarisiko enn selskap som tilhører store økonomier.

For om selskap velger å bruke valutaderivater har vi avdekket en signifikant positiv sammenheng med selskapets størrelse og bredden på dets internasjonale nettverk. Vi finner en negativ signifikant sammenheng med selskapets likviditet. Disse funnene sammenfaller med tidligere forskning, samt økonomisk teori. Videre finner vi en negativ ikke-signifikant sammenheng med om det brukes valutaderivater og operasjonell fleksibilitet og kapitalstruktur, og en ikke-signifikant positiv sammenheng med eksponeringen og vekstmulighetene. Disse funnene sammenfaller med våre forventninger, i tillegg til eksisterende teori.

For hvor mye valutaderivater et selskap velger å bruke finner vi en signifikant positiv sammenheng med eksponering, mens vi finner en signifikant negativ relasjon med egenkapitalandelen. Disse funnene bygger opp under tidligere forskning og samsvarer med

økonomisk teori. For størrelse finner vi en positiv ikke-signifikant sammenheng. For de andre variablene som skal forklare grad av bruk har vi ikke funnet noen sammenhenger som gjør at vi kan trekke noen god konklusjon. Vi ser med bakgrunn i dette at forholdene som henger sammen med selskapets valg av om de skal sikre stort sett sammenfaller med hvor mye som skal sikres.

Avslutningsvis kan en mulig utvidelse av analysen nevnes. Det ble belyst i teoridelen at et mulig insentiv for bruk av valutaderivater var å få bukt med prinsippal-agent-problemet mellom aksjonærene og ledelsen. En hypotese som tok utgangspunkt i sammenhengen mellom ledelsens tilknytning til selskapets verdiutvikling og valutaderivatbruk, kunne dermed også ha vært av interesse. En slik sammenheng har blitt avdekket på amerikansk tallmateriale i blant annet Tufano (2006). I tillegg kunne det vært interessant å utvide utvalget ytterligere ved å undersøke bruk av valutaderivater også for norske selskap som ikke er notert på Oslo Børs. Et forslag til videre studie er å se på hvorvidt bruken av valutaderivater reduserer selskapenes eksponering slik som Allayannis og Ofek (2001) og Nydahl (1999) viste for henholdsvis USA og Sverige. En annen interessant studie kunne vært og sett på hvorvidt derivatbruken øker verdien på selskapet slik Allayannis og Weston (1998) fant for et amerikansk utvalg.

Kildeliste

- Allayannis, G., & Ofek, E. (2001). Exchange rate exposure, hedging and the use of foreign currency derivatives. *Journal of International Money and Finance*, pp. 273-296.
- Allayannis, G., & Weston, J. (1998). The Use of Foreign Currency Derivatives and Firm Market Value. *Working paper, Darden*.
- Allen, L., & Pantzalis, C. (1996). Valuation of Operating Flexibility of Multinational Corporations. *Journal of International Business Studies*.
- Ballinger, G. A. (2004). Using Generalized Estimating Equations for Logitudinal Data Analysis. *Organizational Research Methodes*.
- Bank for International Settlements. (2010). Triennial Central Bank Survey - Report on global foreign exchange market activity in 2010.
- Barnhart, H., & Williamson, J. (1998). Goodness-of-fit Tests for GEE with Binary Responses. *Biometrics* 54, 720-729.
- Berk, J. (1996, July). *A View of the Current Status on the Size Anomaly, Working Paper*. School of Business Administration, University of Washington.
- Berkman, H., & Bradbury, M. E. (1996). Empirical Evidence on the Corporate Use of Derivatives. *Financial Management*.
- Børsum, Ø. G., & Ødegaard, B. (2005). Valutasikring i norske selskaper. *Penger og kreditt*.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press.
- Brown, G. (2001). Managing Foreign Exchange Risk with Derivatives. *Journal of Financial Economics*.
- Choi, J., & Kim, Y. (2003). The Asian Exposure of US firms: Operational and Risk management strategies. *Pacific-Basin Finance Journal* 11, 121-138.
- Clark, E., Judge, A., & Ngai, S. (2006). the determinants and value effects of corporate hedging: an empirical study of hong kong and chinese firms. *Working Paper Series*.
- Cragg, J. (1971). Some statistical methodes for limited dependant variable with implications to the demand of durable goods. *Econometrica* 39, 829-844.
- Froot, K. A., Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1992). Risk Management: Coordinating Corporate Investment and Financing Policies. *National Bureau of Economic Research*.
- Gay, G., & Nam, J. (1998). The Underinvestment Problem and Corporate Derivatives Use. *Financial Management, Vol. 27, No. 4*.
- Geczy, C., Minton, B. A., & Schrand, C. (1997). Why Firms Use Currency Derivatives. *The Journal of Finance*.
- Graham, J. R., & Rogers, D. A. (2000). Is Corporate Hedging Consistent with Value-Maximization? An Empirical Analysis. *Working Paper, Fuqua School of Business, Duke University*.

- Haushalter, D. (2000). Financing Policy, Basis Risk and Corporate Hedging: Evidence from Oil and Gas Producers. *The Journal of Finance*, 107-152.
- Hodges, J., & Lehmann, E. (1956). The Efficiency of Some Nonparametric Competitors of the t-test. *University of California, Berkeley*.
- Hommel, U. (2003). Financial versus operative hedging of currency risk. *Global Finance Journal*, 14, 1-18.
- Horton, N., Bechuk, J., Jones, C., Lipsitz, R., Zahner, G., & Fritzmaurce, G. (1999). Goodness-of-fit for GEE: An example with Mental Health Service Utilization. *Statistics in Medicine*, 213-222.
- Howton, S. D., & Perfect, S. B. (1998). Currency and Interest-rate Derivatives Use in US Firms. *Financial Management*.
- Hsiao, C. (2006). Panel Data Analysis - Advantages and Challenges. *Institution of Economic Policy Research Working Paper, University of Southern California*.
- Judge, A. (2006a). Why and How UK Firms Hedge.
- Judge, A. (2006b). Why Do Firms Hedge? A Review of the Evidence. *Issues in Finance and Monetary Policy*.
- Kim, Y., Mathur, I., & Nam, J. (2006). Is operational hedging a substitute for or a complement to financial hedging. *Journal of Corporate Finance*.
- Klein, M., & Kleinbaum, G. D. (2002). *Logistic Regression: A Self Learning Text*. Chicago: Springer.
- Korsvold, P. (2000). *Valutastyring*. Cappelen Akademiske Forlag.
- Liang, K.-Y., & Zeger, S. (1986). Logitudinal data analysis using generalized linear models. *Biometrika*, 39, 13-22.
- Lin, C.-M., & Smith, S. (2003). Hedging Financing and Investment Decision: a theory and empirical test. *Working Paper*. Georgia State University and Federal Bank of Atlanta.
- Long, J. S. (1997). *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Sage Publications.
- Mayers, D., & Smith, C. W. (1982). On the Corporate Demand for Insurance. *Journal of Business*.
- Mayers, D., & Smith, C. W. (1990). On the Corporate Demand for Insurance: Evidence from the Reinsurance Market. *The Journal of Business*.
- McCullagh, P., & Nelder, J. A. (1989). *Generalized Linear Models*. New York: Chapman and Hall.
- Meese, R. A., & Rogoff, K. (1982). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. *Journal of International Finance*.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*.

- Myers, S. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*.
- Nance, D. R., Smith, C. W., & Smithson, C. W. (1993). On the Determinants of Corporate Hedging. *The Journal of Finance*.
- Norges Bank. (2010). *Aktiviteten i det norske valuta- og derivatmarkedet i april 2010*. Norges Bank.
- Nydahl, S. (1999). Exchange Rate Exposure, Foreign Involvement and Currency Hedging of firms - some Swedish evidence. *Sveriges Riksbank working paper series*.
- Nyhammer, K., & Stenbakk, J. (2011). *Sammenheng mellom bruk av rentesikring og selskapskarakteristika*. Masteroppgave - Institutt for Foretaksøkonomi, Norges Handelshøyskol.
- Pan, W. (2001). Akaike's Information Criterion in General Estimating Equations. *Biometrika*, Vol.57, 120-125.
- Park, H. (n.d.). Linear Regression Models for Panel Data Using SAS, STATA, LIMDEP, and SPSS.
- Smith, C. W. (1995). Corporate Risk Management: Theory and Practice. *Journal of Derivatives*.
- Smith, C. W., & Stulz, R. M. (1985). The Determinants of Firms' Hedging Policies. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*.
- Tufano, P. (1996). Who Manages Risk? An empirical investigation of risk management practices in the gold mining industry. *The Journal of Finance*, Vol. 51, Iss.4,, 1097-1137.
- Twisk, J. (2003). *Applied Logitudial data Analysis for Epidemiology*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Warner, J. B. (1977). Bankruptcy Costs: Some Evidence. *The Journal of Finance*.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*.
- Zorn, J. C. (2001). Generalized Estimating Equation Models for correlated data: A review with applications. *American Journal of Political Science*, 45, 470-490.

Vedlegg

A1:

QIC-test for hhv. Exchangeable og Autogressiv korrelasjon:

Corr =	exchangeable	Corr =	ar1
Family =	binomial	Family =	binomial
Link =	logit	Link =	logit
p =	8	p =	8
Trace =	2.438	Trace =	2.732
QIC =	722.287	QIC =	716.213
QIC_u =	733.410	QIC_u =	726.749

A2:

Resultater fra Hausman-test:

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(v_b-v_B)) S.E.
	(b) fe2	(B) re2		
str	-.0189768	-.0177503	-.0012264	.3141438
kaps	-2.09447	-.4659932	-1.628477	.6400991
opfl	-1.23554	.5607817	-1.796322	.7107759
intnet	-.0410484	.0152939	-.0563423	.0520209
eksp	1.138832	.970834	.1679975	.4558425
likv	.1691011	.0660596	.1030415	.048325
vekst	-.0292463	-.0351131	.0058668	.0292351

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(7) = (b-B)'[(v_b-v_B)^(-1)](b-B)
 = 17.25
 Prob>chi2 = 0.0158

A3:

Resultat fra logistisk regresjon hvor det er brukt autoregressiv korrelasjonsstruktur:

GEE population-averaged model		id aar	Number of obs	=	502
Group and time vars:		logit	Number of groups	=	134
Link:		binomial	Obs per group: min	=	2
Family:		AR(1)	avg	=	3.7
Correlation:			max	=	4
Scale parameter:		1	wald chi2(6)	=	28.07
			Prob > chi2	=	0.0001
(Std. Err. adjusted for clustering on id)					
bruker	Coef.	Semirobust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
str	.0172333	.0035757	4.82	0.000	-.0102252 .0242415
kapstr	-.0036939	.0056945	-0.65	0.517	-.014855 .0074672
intnet	.0018234	.0007398	2.46	0.014	.0003733 .0032735
likv	-.0005894	.0002011	-2.93	0.003	-.0009836 -.0001952
eksp	.0047615	.0054101	0.88	0.379	-.0058421 .0153652
vekst	.0004871	.0003738	1.30	0.192	-.0002454 .0012197
_cons	-.0775623	.1717554	-0.45	0.652	-.4141967 .2590721

Resultat fra logistisk regresjon hvor det er brukt exchangeable korrelasjonsstruktur:

GEE population-averaged model		id		Number of obs = 522		
Group variable:		logit		Number of groups = 150		
Link:		binomial		obs per group: min = 1		
Family:		exchangeable		avg = 3.5		
Correlation:				max = 4		
Scale parameter:		1		wald chi2(7) = 28.90		
				Prob > chi2 = 0.0002		
(Std. Err. adjusted for clustering on id)						
bruker	Coef.	Semirobust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
str	.0090089	.0018943	4.76	0.000	.0052962	.0127216
kapstr	-.0078713	.0039813	-1.98	0.048	-.0156745	-.0000681
opfl	-.0061241	.0035007	-1.75	0.080	-.0129853	.000737
intnet	.0007343	.0003704	1.98	0.047	8.26e-06	.0014604
eksp	.0025741	.0035082	0.73	0.463	-.0043017	.00945
likv	-.000097	.000087	-1.11	0.265	-.0002674	.0000735
vekst	.0002996	.0002238	1.34	0.181	-.0001392	.0007383
_cons	-.1025342	.1603894	-0.64	0.523	-.4168917	.2118233

A4:

Resultater fra logistisk regresjon med 2010-utvalget:

Logistic Regression Table							
Predictor	Coef	SE Coef	Z	P	Odds Ratio	95% CI	
						Lower	Upper
Constant	-13.1090	3.07015	-4.27	0.000			
STR	0.888259	0.190257	4.67	0.000	2.43	1.67	3.53
KAPSTR	-1.36334	1.52522	-0.89	0.371	0.26	0.01	5.08
INTNET	0.141003	0.0816010	1.73	0.084	1.15	0.98	1.35
EKSP	0.640984	0.592259	1.08	0.279	1.90	0.59	6.06
LIKV	-0.0790544	0.123588	-0.64	0.522	0.92	0.73	1.18
VEKST	0.0731256	0.150735	0.49	0.628	1.08	0.80	1.45

Log-Likelihood = -64.503
 Test that all slopes are zero: G = 71.944, DF = 6, P-Value = 0.000

Goodness-of-Fit Tests

Method	Chi-Square	DF	P
Pearson	126.863	138	0.742
Deviance	129.007	138	0.696
Hosmer-Lemeshow	5.968	8	0.651

Measures of Association:
 (Between the Response Variable and Predicted Probabilities)

Pairs	Number	Percent	Summary Measures	
Concordant	4562	86.8	Somers' D	0.74
Discordant	681	13.0	Goodman-Kruskal Gamma	0.74
Ties	11	0.2	Kendall's Tau-a	0.37
Total	5254	100.0		

A5:

Resultater lineær multipl regression med utvalg på panelform:

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	225	
Group variable: bednr		Number of groups	=	68	
R-sq: within	= 0.0756	Obs per group: min	=	1	
between	= 0.0110	avg	=	3.3	
overall	= 0.0022	max	=	4	
corr(u_i, xb)	= -0.5030	F(6, 67)	=	2.82	
		Prob > F	=	0.0165	
(Std. Err. adjusted for 68 clusters in bednr)					
transl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
str	.0470622	.286142	0.16	0.870	-.5240796 .618204
kaps	-1.944129	.6605521	-2.94	0.004	-3.262597 -.6256617
opfl	-.9493863	1.341381	-0.71	0.482	-3.626795 1.728022
intnet	-.0466883	.0364699	-1.28	0.205	-.1194825 .0261059
eksp	1.210975	.5953752	2.03	0.046	.0226015 2.399349
likv	.1384447	.1215987	1.14	0.259	-.1042674 .3811568
_cons	-.3171412	4.576993	-0.07	0.945	-9.452856 8.818574
sigma_u	1.0648455				
sigma_e	.61485001				
rho	.74996269	(fraction of variance due to u_i)			

A6:

Deskriptiv statistikk og tester på residualene vi fikk ved bruk av ikke-transformer responsvariabel:

Obs	225
Sum of wgt.	225
Mean	0
Std. Dev.	.1089507
Variance	.0118702
Skewness	1.269399
Kurtosis	12.50211
Skewness/Kurtosis tests for Normality	
Variable	Obs Pr(Skewness) Pr(Kurtosis) adj chi2(2) joint Prob>chi2
resid	225 0.0000 0.0000 67.58 0.0000
swilk resid	
Shapiro-wilk w test for normal data	
Variable	Obs W V z Prob>z
resid	225 0.83423 27.408 7.663 0.00000

A7:

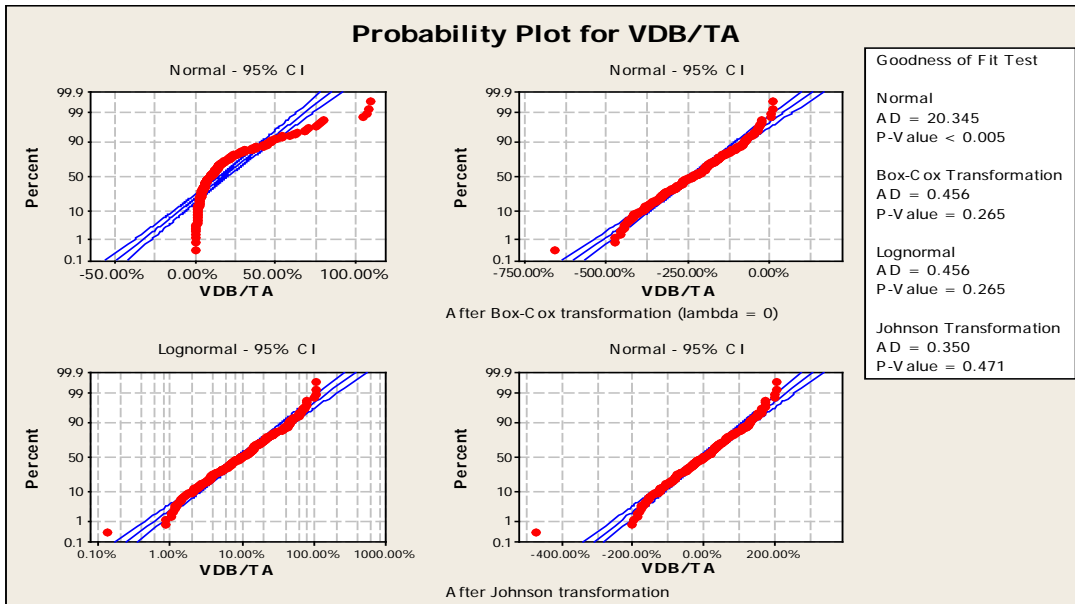
Normalitetstest for responsvariabelen VDBTA

swilk vdbta					
Shapiro-wilk w test for normal data					
variable	Obs	W	V	z	Prob>z
vdbta	244	0.73889	46.354	8.915	0.00000

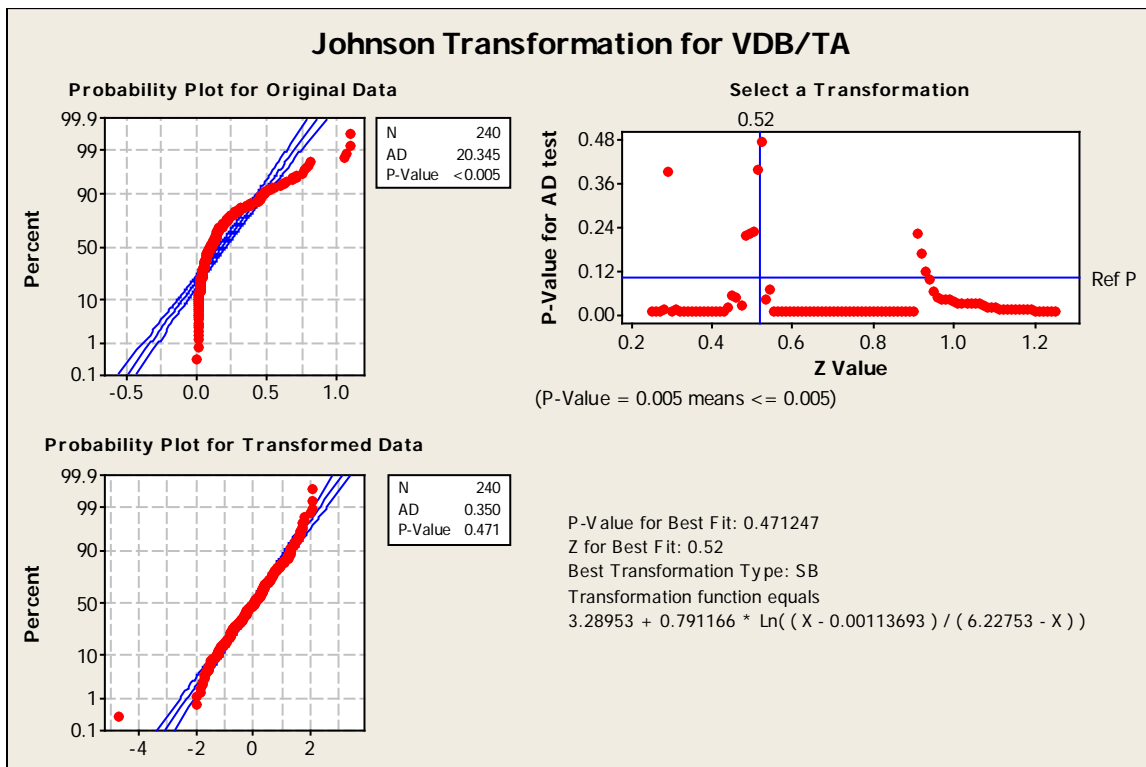
A8:

Transformering av responsvariabelen VDBTA

Identifisering av transformasjonsmetode:



Johnson-transformering av responsvariabelen



A9:

Normalitetstester på residualene ved bruk av en Johnson-transformert responsvariabel:

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
resid1	225	0.8729	0.1265	2.38	0.3039

swilk resid1

Shapiro-wilk w test for normal data					
variable	Obs	w	V	z	Prob>z
resid1	225	0.99048	1.574	1.049	0.14699

A10:

Lineær multipl regression med 2010-observasjoner:

```
. regress transf str kaps opfl intnet eksp likv, vce(robust)
```

Linear regression

Number of obs = 57
 F(6, 50) = 2.16
 Prob > F = 0.0623
 R-squared = 0.2438
 Root MSE = .1652

transf	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
str	.0125072	.0164097	0.76	0.450	-.0204527	.0454672
kaps	-.0613419	.1697057	-0.36	0.719	-.4022058	.279522
opfl	.4139901	.1664924	2.49	0.016	.0795804	.7483999
intnet	.0019364	.0041477	0.47	0.643	-.0063946	.0102674
eksp	.1227404	.0670075	1.83	0.073	-.011848	.2573289
likv	-.0483607	.029513	-1.64	0.108	-.1076393	.010918
_cons	-.1807963	.2798745	-0.65	0.521	-.7429408	.3813481

```
. display e(r2_a)
```

.15303428

A11:

Residualer fra 2010-regresjonen

A11.1: Normalitetstest residualer fra regresjon med ikke-transformert responsvariabel

swilk resid1

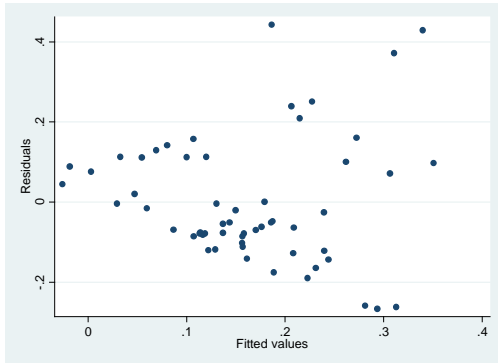
Shapiro-wilk w test for normal data					
variable	Obs	w	V	z	Prob>z
resid1	57	0.93466	3.409	2.636	0.00420

A11.2: Normalitetstest residualer fra regresjon med Johnson-transformert responsvariabel

```
. swilk resid4
```

Shapiro-wilk w test for normal data					
variable	Obs	w	V	z	Prob>z
resid4	57	0.96853	1.642	1.065	0.14333

A11.3: Spredningsdiagram residualer med ikke-robuste standardavvik



A11.4: Breusch-Pagan test for å avdekke heteroskedastisitet med ikke-robuste standardavvik

```
. estat hettest resid1
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	
H0: Constant variance	
Variables: resid1	
chi2(1)	= 21.97
Prob > chi2	= 0.0000

A11.5: Spredningsdiagram residualer med robuste standardavvik

