

Kapitalstruktur i norske petroleumsselskaper

*Hvilke faktorer kan forklare kapitalstruktur i norske
petroleumsselskap i perioden 1990-2010?*

Maiken Høiland og Lena Bakken Kjøso

Veileder: Professor Eirik Gaard Kristiansen

Selvstendig masterutredning innen Økonomi og Administrasjon

Hovedprofil: Finansiell Økonomi

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 inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Denne utredningen tar for seg hvordan ulike faktorer påvirker kapitalstruktur i norsk-registrerte petroleumsselskaper på Oslo Børs. Innledningsvis starter vi med å drøfte ulike etablert teori innenfor kapitalstruktur, hvor vi ser på kapitalstruktur i perfekte markeder og imperfekte markeder. Vi tar for oss skattens påvirkning separat, og drøfter også multinasjonale selskapers skattemessige tilpasninger.

I den empiriske analysen benytter vi deskriptiv statistikk og multippel regresjonsanalyse. Vi studerer gjeldsandel som uttrykk for kapitalstruktur, mens variablene skatt, vekst, tangible eiendeler, lønnsomhet og størrelse har til hensikt å forklare gjeldsandel. Vi inkluderer også dummyvariabler på årene og GICS-kodene, for å studere uobserverbare tids- og bransjeeffekter. Først ser vi på vanlig OLS-regresjon, men finner ved testing av OLS-forutsetningene at vi har innslag av autokorrelasjon i datasettet. For å justere for autokorrelasjon benytter vi derfor Newey-West Standard Error regresjon(NW). Vi finner sammenfallende resultater for de to analysene, med unntak av at skattevariabelen blir signifikant i NW-regresjon 1. Videre benytter vi den mer effektive random-effects regresjonsmodellen(RE-regresjon). Denne modellen viser til å gi større innsikt ved tolkning av resultatene enn både OLS-regresjon og NW-regresjon. Dette begrunnes i at LM-testen indikerer at vi har variasjoner mellom selskapene i perioden.

På bakgrunn av RE-regresjonen er resultatet at størrelse og tangible eiendeler har en positiv signifikant påvirkning på gjeldsandel, mens lønnsomhet har en negativ signifikant påvirkning. Dette betyr at gjeldsandelen blir større når størrelse og andel tangible eiendeler øker, og at gjeldsandelen reduseres når lønnsomheten øker. Vi finner videre at makroøkonomiske forhold påvirker gjeldsandelen, hvor årene 1999-2000, 2002-2003 samt 2009 er signifikant forskjellig fra referanseåret 1990. For GICS-kodene finner vi derimot ingen signifikans. Interessant nok finner vi at skatt har en ikke-signifikant negativ påvirkning på gjeldsandel. Den negative sammenhengen mellom skatt og gjeld skyldes trolig gunstige skatteordninger for nyetablerte petroleumsselskaper, samt at de skattemessige avskrivningene er høyere enn de reelle. For vekstvariabelen finner vi sprikende resultater avhengig av regresjonsmetodikk. Vi finner en positiv sammenheng mellom vekst og gjeldsandel under OLS-regresjon og NW-regresjon, dog en ikke-signifikant sammenheng. Ved bruk av RE-regresjon finner vi at vekst har en ikke-signifikant negativ påvirkning på gjeldsandel, som er i tråd med vår hypotese.

Forord

Denne oppgaven er skrevet som en avslutning på 5-årige økonomistudier i Bergen, og setter punktum for masterstudiet på Norges Handelshøyskole (NHH). Forfatterne av oppgaven har begge hatt Finansiell Økonomi som hovedprofil, og har i løpet av studietiden opparbeidet kompetanse i flere fagfelt innenfor økonomi.

Valg av tema har bakgrunn i forfatternes genuine interesse for fagene «Foretakets Finansiering» og «Kapitalforvaltning», begge forelest av professor Tore Johnsen. Kapitalstruktur og petroleumsbransjen ble hyppig belyst i fagene, og kombinasjonen av dem fattet interesse. Ettersom Maiken har røtter i oljebyen, ble det også på grunn av dette ekstra interessant å se på petroleumsbransjen.

Den selvstendige utredningen har vært spennende, lærerik og ikke minst utfordrende å arbeide med. Samarbeidet har fungert godt, og vi har dratt nytte av hverandres kunnskap gjennom konstruktive diskusjoner og samtaler.

Avslutningsvis, ønsker vi å takke vår veileder, professor Eirik Gaard Kristiansen, for hurtig og konstruktiv tilbakemelding samt gode innspill. Videre vil vi også benytte anledningen til å takke Håkon Buer fra Børsprosjektet for hjelp med uthenting av datamateriale, og Thomas Hugøy for start hjelp med statistikkprogrammet STATA. Vi håper at leseren finner oppgaven like interessant som den har vært å skrive.

Innhold

SAMMENDRAG	I
FORORD	II
INNHOOLD	III
FIGUROVERSIKT	VI
TABELLOVERSIKT	VII
FORMELOVERSIKT	VIII
1. INNLEDNING	1
1.1 DISPOSISJON OG PROBLEMSTILLING	2
2. KAPITALSTRUKTUR I ET PERFEKT MARKED	3
2.1 MILLER OG MODIGLIANI	3
3. KAPITALSTRUKTUR I ET IMPERFEKT MARKED	8
3.1 TRADE OFF TEORI	8
3.2 PECKING ORDER TEORI	11
3.3 ASYMMETRISK INFORMASJON	12
3.3.1 <i>Ugunstig utvalg</i>	12
3.3.2 <i>Moralsk hasard</i>	14
3.4 PRINSIPAL-AGENT TEORI	15
4. SKATTENS PÅVIRKNING PÅ KAPITALSTRUKTUR	17
4.1 DOBBELTBESKATNINGS PROBLEMATIKK	19
4.2 SKATT I PETROLEUMSSEKTOREN	20
5. MULTINASJONALE SELSKAPER	23
5.1 DET MULTINASJONALE FINANSIELLE SYSTEMET	23
5.2 MULTINASJONALE SELSKAPERS KAPITALSTRUKTUR	24
6. METODE	25
6.1 DESIGN	25

IV

6.2.	KORRELASJONSANALYSE	26
6.3.	REGRESJONSANALYSE.....	26
6.3.1.	<i>Multipel regresjonsanalyse</i>	26
6.3.2.	<i>Forståelse av regresjonsmodellen</i>	30
6.4.	UTVALG	32
7.	PETROLEUMSSEKTOREN	34
7.1.	PETROLEUMVIRKSOMHETENS BETYDNING FOR NORSK ØKONOMI	35
7.2.	BRUTTONASJONALPRODUKT I NORGE	35
7.3.	OLJEPRIS	38
7.4.	INVESTERINGER I PETROLEUMSNÆRINGEN	39
8.	EMPIRISKE FORUTSETNINGER	41
8.1.	VALG AV VARIABLER	41
8.1.1.	<i>Avhengig variabel</i>	41
8.1.2.	<i>Uavhengige variable</i>	42
9.	ANALYSE AV DATASETET.....	47
9.1.	DESKRIPTIV STATISTIKK.....	47
9.2.	EKSTREMOBSERVASJONER	48
9.3.	DESKRIPTIV STATISTIKK JUSTERT FOR EKSTREMOBSERVASJONER	50
9.4.	OLS-REGRESJON	51
9.5.	TESTING AV FORUTSETNINGENE FOR OLS	54
9.6.	REGRESJONSANALYSE JUSTERT FOR AUTOKORRELASJON	65
10.	ALTERNATIVE REGRESJONSANALYSER.....	69
10.1.	FIXED-EFFECT REGRESJON	69
10.2.	RANDOM-EFFECTS REGRESJON.....	71
10.3.	VALG MELLOM FIXED- ELLER RANDOM-EFFECTS	71

10.4.	RANDOM-EFFECTS REGRESJON.....	73
11.	OPPSUMMERING AV RESULTATER.....	76
12.	AVSLUTNING OG KONKLUSJON	82
12.1.	KRITIKK AV OPPGAVEN	83
12.2.	IMPLIKASJONER FOR VIDERE FORSKNING	84
13.	APPENDIKS.....	85
	LITTERATURLISTE	93

Figuroversikt

Figur 1: Kapitalkostnad versus gjeldsandel	6
Figur 2: Kapitalstruktur i henhold til Trade off teori	9
Figur 3: Antall petroleumsselskaper på norsk sokkel	22
Figur 4: Konjunkturutvikling avvik fra HP-trend 1980 til 2009	37
Figur 5: Oljeprisutvikling.....	38
Figur 6: Påløpte investeringskostnader utvinning av råolje og naturgass	40
Figur 7: A priori hypoteser.....	46
Figur 8: Augmented component plus residual for Størrelse (Size).....	55
Figur 9: Augmented component plus residual for Skatt (Tax).....	55
Figur 10: Augmented component-plus-residual plot for lønnsomhet (profit).....	56
Figur 11: Augmented component plus residual for Vekst (Growth)	56
Figur 12: Augmented component-plus-residual plot for tangible eiendeler (Fxassets)	57
Figur 13: Normalfordelingsplott angitt for residualene	58
Figur 14: A posteriori hypoteser versus resultater	77

Tabelloversikt

Tabell 1: Petroleumsbeskatning i Norge	20
Tabell 2: Deskriptiv statistikk før justering for ekstremobservasjoner	47
Tabell 3: Tabell for beregning av ønsket intervall	50
Tabell 4: Deskriptiv statistikk etter justering for ekstremobservasjoner.....	50
Tabell 5: Resultater regresjonsanalyse 1	51
Tabell 6: Resultater regresjonsanalyse 2	53
Tabell 7: VIF-verdier, regresjon 1	59
Tabell 8: VIF-verdier, regresjon 2.....	60
Tabell 9: Korrelasjonsmatrise	62
Tabell 10: Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet.....	63
Tabell 11: Cameron & Trivedi test for heteroskedastisitet	63
Tabell 12: Wooldridge test for autokorrelasjon	64
Tabell 13: Newey-West, regresjon	66
Tabell 14: Newey-West, regresjon 2	67
Tabell 15: Hausman Spesification Test.....	72
Tabell 16: Breusch-Pagan Lagrange Multiplier	73
Tabell 17: Random-effects regresjon	74

Formeloversikt

Formel 1: Weighted Average Cost of Capital (WACC)	5
Formel 2: Egenkapitalavkastning ved Kapitalverdimodellen (CAPM)	5
Formel 3: Egenkapitalavkastningskravet ved WACC	6
Formel 4: Totalavkastningskravet (WACC)	6
Formel 5: Selskapsverdi med utgangspunkt i Trade off teorien	8
Formel 6: Netto skattefordel ved å skifte ut en dividendekrone med en gjeldsrentekrone	17
Formel 7: Netto skattebesparelse per gjeldskrone.....	18
Formel 8: Regresjonsligningen	26
Formel 9: Multippel regresjon.....	27
Formel 10: Ordinary Least Squares (OLS)	27
Formel 11: Normalitet i regresjon	28
Formel 12: Variance Inflation Factor (VIF).....	29
Formel 13: Homoskedastisitet i regresjon.....	29
Formel 14: Autokorrelasjon i regresjon	29
Formel 15: T-test	31
Formel 16: Forklaringskraften R^2	31
Formel 17: Dummyvariabler for tidsperioden	32
Formel 18: Størrelse	42
Formel 19: Skattesats	43
Formel 20: Return on assets	44
Formel 21: Vekst.....	44
Formel 22: Andel tangible eiendeler	45
Formel 23: Newey-West regresjon	66
Formel 24: Fixed-effect modell, enkel regresjon	69
Formel 25: Gjennomsnitt av Fixed-effects, enkel regresjon	70
Formel 26: Fixed-effect modell fratrukket gjennomsnittet av Fixed-effects modell	70
Formel 27: HP-filter, enkel formel.....	86
Formel 28: HP-filter, utledet formel	86

Appendiks

Appendiks 1: Liste over selskap og industriklassifisering	85
Appendiks 2: Hodrick-Prescott filter	86
Appendiks 3: Kartlegging av eventuelle ekstremverdier	88
Appendix 4: Fixed-effects regresjon	91

1. Innledning

Det norske oljeeventyret startet på slutten av 1960-tallet da man fant olje på norsk sokkel. Siden den gang har Norge etablert seg som en betydelig aktør i det internasjonale petroleumsmarkedet. Norsk samfunn og økonomi er i stor grad bygget på oljen, og petroleumsbransjen står for en stor del av verdiskapningen i landet. Det er således interessant å analysere selskaper som beskjeftiger seg innenfor denne bransjen, og videre forstå hvordan operasjonell virksomhet finansieres.

Petroleumsbransjen er generelt en kapitalintensiv bransje, preget av periodevis høye investeringer. Videre er det også en konjunkturfølsom bransje, som i stor grad blir påvirket av det internasjonale makroøkonomiske bildet og oljeprisutviklingen. På denne måten er petroleumsbransjen en spennende bransje å se nærmere på hva gjelder kapitalstruktur. Spesielt er det interessant med tanke på at kapitalintensivitet og konjunkturfølsomhet drar i forskjellige retninger i lys av etablert teori.

Det er motstridende meninger rundt kapitalstruktur. Noen mener at verdien av et selskap er uavhengig av hvordan det finansieres og således eksisterer det ingen optimal kapitalstruktur. Andre mener derimot at det under forskjellige forutsetninger eksisterer en optimal struktur. I denne oppgaven vil vi ikke diskutere dette, men ta utgangspunkt i at selskaper kan velge et finansieringsalternativ som er mer optimal gitt bransje, skattesituasjon og operasjonelle aktiviteter. I våre analyser ser vi på utviklingen i kapitalstruktur i flere selskaper, og vi finner for alle selskaper markante endringer i finansiering i perioden.

Det er vanlig å skille mellom aktiv og passiv side i et selskap. Den aktive siden representerer den operasjonelle verdiskapningen i et selskap, mens den passive siden representerer hvordan denne verdiskapningen finansieres. Valg av finansieringsstruktur skal således støtte opp under selskapers strategi for å oppnå verdiskapning. De fleste selskaper velger å finansiere operasjonelle aktiviteter ved hjelp av et blandingsforhold mellom gjeld og egenkapital. Dette blandingsforholdet vil avhenge av flere forhold.

I oppgaven vil vi diskutere petroleumsbransjen i lys av etablert teori og empiri rundt kapitalstruktur, og vi vil videre foreta empiriske analyser på et utvalg av selskaper. Således ønsker vi å avdekke faktorer som kan forklare blandingsforholdet mellom gjeld og egenkapital i petroleumsselskaper.

1.1 Disposisjon og problemstilling

Ved etablering av en problemstilling er det først og fremst hensiktsmessig å definere hva vi ønsker å finne ut. Det vil danne basis for veien videre, og hvilke metoder og verktøy vi bruker for å løse problemstillingen.

Denne utredningen har som hensikt å se på norsk-registrerte petroleumsselskaper og kapitalstruktur i disse over en 20-års periode. Vi vil med utgangspunkt i data for 32 selskaper se på endringer i kapitalstruktur og faktorer som kan forklare dette. De fleste tidligere studier av petroleumsselskaper konsentrerer seg først og fremst om skattemessige tilpasninger av kapitalstruktur i lys av at slike selskaper ofte er multinasjonale. I denne oppgaven ønsker vi derfor å se på et bredere spekter av forklaringsvariabler.

Vi vil starte med å se på tradisjonell finansteori rundt kapitalstruktur. Dette, i kombinasjon med tidligere forskning, vil gi implikasjoner for hypoteseutforming om årsakssammenhenger. Videre vil vi teste hypotesene ved hjelp av multippel regresjonsanalyse, og avslutningsvis diskutere resultatene i lys av etablert teori og tidligere forskning.

Vår problemstilling lyder dermed som følger:

«Hvilke faktorer kan forklare norsk-registrerte petroleumsselskapers kapitalstruktur de siste 20 årene, og hvilken påvirkning har faktorene?»

2. Kapitalstruktur i et perfekt marked

2.1. Miller og Modigliani

Merton H. Miller og Franco Modigliani (heretter MM) publiserte i 1958 en teori om at selskapsverdi, gitt noen antakelser, er uavhengig av kapitalstruktur. Antakelsene er relatert til at:

- Det foreligger perfekte kapitalmarkeder
- Forventningene til investorene er homogene

Med perfekte kapitalmarkeder menes det at det ikke er mulig å påvirke selskapets verdi gjennom finansieringsmåte. Uansett om kontantstrømmen deles inn i kun en eierdel eller om den deles inn i en eier- og kreditorandel vil summen bli den samme. Man kan se på kapitalen til et selskap som en pai man kan dele inn i flere deler, hvor størrelsen av paien hele tiden er lik. På samme måten konkluderer MM med at samlet avkastning for gjeld og egenkapital ikke endrer seg når kapitalstrukturen endres (Clayman, Fridson, & Troughton, 2008).

Bak eksistensen av perfekte kapitalmarkeder ligger det en rekke forutsetninger:

- ingen agentkostnader
- ingen skatter
- ingen transaksjonskostnader
- ingen asymmetrisk informasjon

Innen finanst teori henger den førstnevnte og sistnevnte forutsetningen sammen, da det ikke vil eksistere agentkostnader dersom det er fravær av asymmetrisk informasjon. Alle aktører vil da ha lik tilgang på informasjon, og agenten kan således ikke oppføre seg opportunistisk overfor prinsipalen ved å handle i skjul for å sikre egeninteresser. Ingen skatter (eller nøytrale skatter) betyr at skattesystemet ikke favoriserer, slik at man skal være indifferent til om man er et selskap eller en privatperson. Til slutt menes det med ingen transaksjonskostnader at en aksjonær kan kjøpe og selge aksjer, samt lånefinansiere uten kostnad.

Proposisjon 1

I et perfekt kapitalmarked er markedsverdien til et selskap uavhengig av dets kapitalstruktur

$$V_L = V_U.$$

Den totale kontantstrømmen utbetalt til selskapets eiere er lik den totale kontantstrømmen generert av selskapets eiendeler. Ut fra «the law of one price» kan dermed ikke markedsverdien endres ved å endre kapitalstruktur, ettersom markedsverdien er bestemt ut i fra eiendelene og de kontantstrømmene eiendelene genererer. Totalkapitalens avkastningskrav forblir da også uendret, selv om finansieringsstrukturen endres. Dermed vil et selskap som er finansiert med både egenkapital og gjeld (V_L) ha den samme markedsverdien som et selskap kun finansiert med egenkapital (V_U)¹ (Berk & DeMarzo, 2010).

MM åpner for at investoren kan gjøre de samme tilpasningene som selskapet, slik at selskapets valg av kapitalstruktur ikke påvirker mulighetene til investoren. En investor som ønsker en alternativ kapitalstruktur i sin portefølje enn det selskapet har, kan øke eller redusere gjelds- og egenkapitalandelen. Dersom han ønsker mer risiko gjennom en høyere gjeldsandel i porteføljen, kan han kjøpe aksjer med lånte penger til den samme rentebetingelsen som selskapet. Motsatt, hvis investoren ønsker å begrense risikoen kan han selge aksjer og investere i mindre risikable verdipapirer (Berk & DeMarzo, 2010).

Dersom to selskaper med lik verdi på eiendelene har ulik markedsverdi vil «the law of one price» være krenket og det vil eksistere arbitrasjemuligheter². En investor kan da oppnå arbitrasje ved å kjøpe et verdipapir som har lav pris i et marked, og selge det på et annet marked hvor prisen er høyere (Store Norske Leksikon).

¹ Denotasjon L og U betegner henholdsvis «levered» og «unlevered»

² Med arbitrasje menes det at en aktør kan utnytte prisforskjeller i to eller flere markeder for å oppnå gevinst.

Preposisjon 2

Forventet avkastning på egenkapitalen til et gjeldsfinansiert selskap øker proporsjonalt med gjeldsandelen.

Proposisjon 2 omhandler at forventet avkastning til et selskap finansiert med gjeld avhenger av forventet avkastning til porteføljen av verdipapirer og forventet avkastning på gjelden til selskapet. Avkastningen til selskapet må dermed beregnes ut i fra totalkapitalen³, og vi bruker da et vektet snitt av avkastningskravene til selskapets egenkapital og gjeld (WACC) (Berk & DeMarzo, 2010):

$$WACC = r_U = \frac{E}{E + D} r_E + \frac{D}{E + D} r_D$$

Formel 1: Weighted Average Cost of Capital (WACC)

Avkastningskravet til et selskap uten gjeld (r_U) avhenger kun av investeringsrisiko og endres ikke når gjeldsandelen forandres. Dermed vil det være et lineært positivt forhold mellom avkastningskravet til egenkapital og gjeldsandel så lenge det ikke er konkurrisiko (dvs når r_D er lik r_f) (Bøhren & Michalsen, 2006). Ved økt finansieringsrisiko (β), som følge av økt gjeld, vil aksjeeierne kreve en høyere markedspremie [$r_m - r_f$] og dermed høyere forventet avkastning (r_E). Sammenhengen illustreres gjennom kapitalverdimodellen (KVM):

$$r_E = r_f + \beta [r_m - r_f]$$

Formel 2: Egenkapitalavkastning ved Kapitalverdimodellen (CAPM)

Årsaken til det økte avkastningskravet er at risikoen forbundet med egenkapital øker når gjeldsandelen øker. Dette er fordi finansieringsrisikoen har økt, som følge av større faste finansielle forpliktelser til kreditorene og dermed større konkurssansynlighet (Bøhren & Michalsen, 2006).

Ved omgjøring av WACC får vi avkastningskravet til egenkapitalen, som brukes til å støtte opp under proposisjon 2:

³ Totalkapital = gjeld + egenkapital

$$r_E = r_U + \frac{D}{E} (r_U - r_D)$$

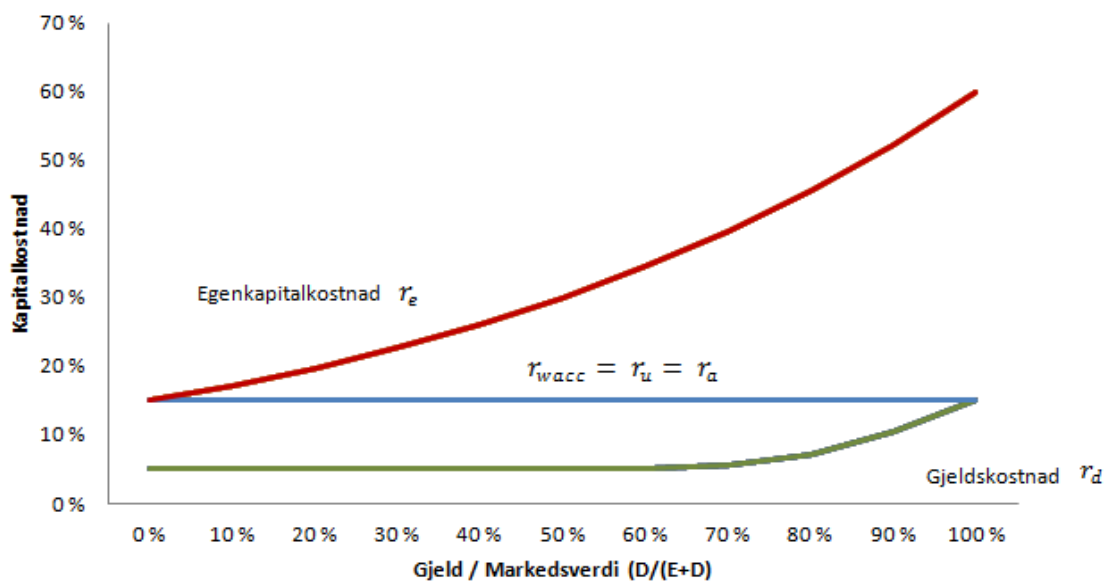
Formel 3: Egenkapitalavkastningskravet ved WACC

Økt avkastningskrav fra aksjeeierne oppveier det lave kapitalkravet til gjelden, noe som resulterer i at det vektete avkastningskravet til totalkapitalen ikke endres. Selskapsverdien forblir da uendret, ettersom totalverdien av egenkapitalen vil synke mens verdien av gjelden vil stige med det samme beløpet. WACC er med andre ord uberørt av selskapets kapitalstruktur noe som fører til at WACC er lik avkastningskravet til et selskap uten gjeld og avkastningskravet til eiendelene (Berk & DeMarzo, 2010):

$$r_{WACC} = r_U = r_A$$

Formel 4: Totalavkastningskravet (WACC)

Sammenhengen kan også illustreres i en figur:



Figur 1: Kapitalkostnad versus gjeldsandel⁴

⁴ Kilde: Berk & DeMarzo, 2010

Kritikk av Miller og Modigliani

Artikkelen Miller og Modigliani publiserte i 1958, «The cost of capital, corporation finance and the theory of investment», har hatt stor innflytelse innenfor forskning og praktisk finans. Forutsetningene de har lagt til grunn har imidlertid høstet kritikk, da det i den virkelige verden ikke eksisterer perfekte kapitalmarkeder. Miller og Modigliani forteller likevel noe veldig viktig, nemlig hvilke faktorer som påvirker den optimale kapitalstrukturen (Berk & DeMarzo, 2010). Det vil dermed være interessant å se på kapitalstruktur i imperfekte kapitalmarkeder.

3. Kapitalstruktur i et imperfekt marked

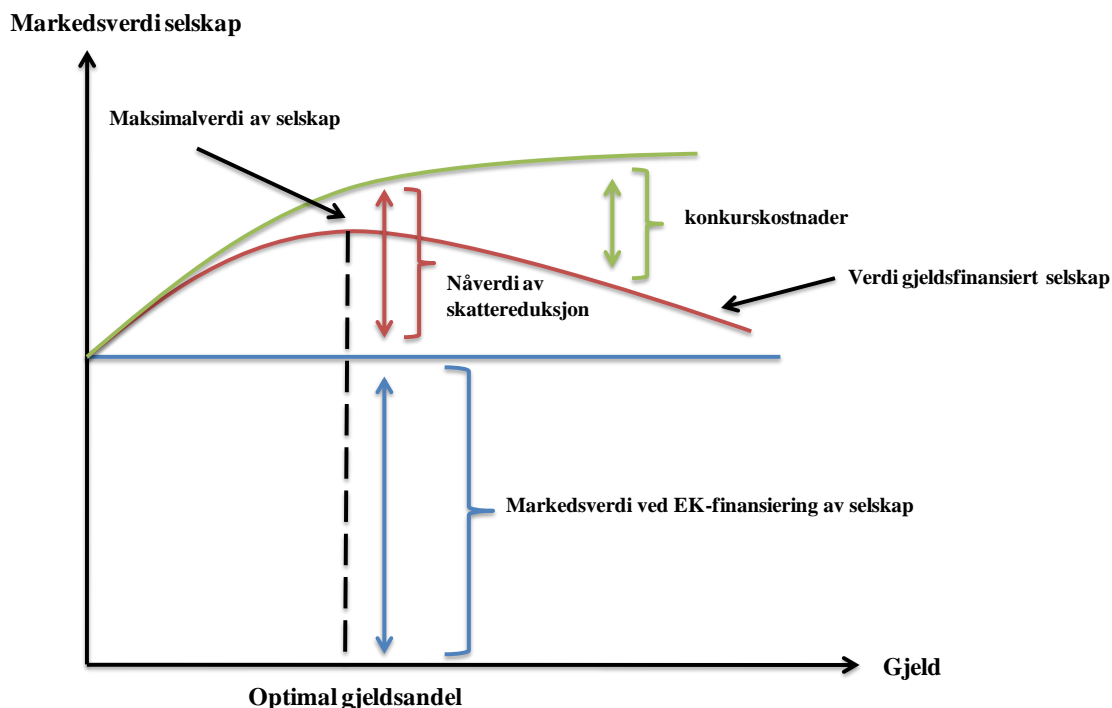
3.1. Trade off teori

Trade off teorien refererer til ideen om at selskaper velger en kapitalstruktur for finansiering av operasjonelle aktiviteter ved å foreta en avveining mellom nytten av skattefradrag og kostnader knyttet til økt konkurrisiko ved bruk av gjeld (Myers, 1984). Den risikjusterte kostnaden ved gjeld sies å være lavere enn den risikjusterte kostnaden ved egenkapital. Årsaken til dette er at rentebetalinger er fradragberettiget på skatten, mens utbetaling av egenkapital ikke er fradragberettiget. Således blir gjeld en relativt billigere finansiering enn egenkapital. Dette skulle videre tilsi at man vil ønske å finansiere all operasjonell virksomhet ved bruk av gjeld. Imidlertid vil motparten til skattefradragene være en økning i konkurskostnader. Trade off teorien kan illustreres ved følgende formel:

$$V_L = V_U + td - PV(\text{Cost of financial distress})$$

Formel 5: Selskapsverdi med utgangspunkt i Trade off teorien

Hvor V_L og V_U er, som nevnt tidligere, henholdsvis verdi av selskap finansiert med gjeld og egenkapital, og verdi av selskapet finansiert kun med egenkapital. Videre er td verdien av skatteskjoldet og $PV(\text{Cost of financial distress})$ er nåverdien av konkurskostnader som oppstår ved opptak av gjeld. Verdien av selskapet er med andre ord verdien av selskapet finansiert med egenkapital pluss verdien av skatteskjoldet fratrukket nåverdien av konkurskostnadene. Dette kan også illustreres i en figur:



Figur 2: Kapitalstruktur i henhold til Trade off teori⁵

I motsetning til Miller og Modiglianis proposisjoner gir den statiske trade off modellen en optimal gjeldsandel. Optimal andel gjeld finnes der hvor økt gjeld vil føre til så høye finansielle krisekostnader (konkurskostnader) at det overgår fordelene ved skattefradrag for rentekostnader. Det er en utbredt oppfatning at finansielle krisekostnader først oppstår ved konkurs. Imidlertid vil krisekostnader kunne gjøre seg gjeldende før konkurs oppstår. I finansielt vanskelige tider må ledelsen eksempelvis ofte neglisjere den ordinære driften og heller bruke tiden til å berolige utålmodige kreditorer og reforhandle finansieringen. Dessuten kan leverandører og kunder komme til å redusere eller innstille kontrakter med selskapet. Dette skyldes ikke misnøye med produktet som sådan, men frykt for at selskapet senere skal gå konkurs som videre kan føre til manglende oppgjør, dårlig service og generelt vanskeligheter med å få oppfylt inngåtte kontrakter (Bøhren & Michalsen, 2006).

Generelt er det slik at selskaper med høy, stabil inntjening og likvide, tangible aktiva er bedre rustet til å finansiere store deler av sin virksomhet ved bruk av gjeld. Motsatt vil selskaper med mye illikvide, intangible aktiva og ustabil kontantstrøm ikke være like godt egnet til å bruke mye gjeld.

⁵ Kilde: Myers, 1984

Myers argumenterer for at tilpasningskostnader også vil kunne påvirke selskapers kapitalstruktur. Således kan et selskaps kapitalstruktur avvike fra optimalitet som følge av kostnader ved å endre struktur. Slike kostnader (såkalte transaksjonskostnader) vil typisk være gebyrer ved låneopptak og kostnader til refinansiering. Videre vil det også oppstå kostnader knyttet til endring av egenkapitalandel. Investeringsbanker vil typisk være involvert i egenkapitalemisjoner, og dette kan være svært kostbart (Baker & Martin, 2011). Myers mener imidlertid at selskaper over tid vil tilpasse seg den optimale kapitalstruktur og være i likevekt på lang sikt.

Selv om trade off teorien angir en optimal kapitalstruktur er det vanskelig å definere den presist. Et problem er at det er relativt enkelt å estimere kostnaden av gjeld etter skatt, mens det er vanskelig å kvantifisere konkurskostnader. Det er mange forhold som påvirker, slik som selskapets bedriftsrisiko, skattesituasjonen, corporate governance og grad av gjennomsiktighet i finansiell regnskapsinformasjon. Det man likevel kan konkludere med er at basert på denne teorien bør selskaper overveie et sett med faktorer ved valg av kapitalstruktur (Myers, 1984).

Trade off teori og petroleumsselskaper

Petroleumsmarkedet er preget av å svinge mellom underkapasitet og overkapasitet. Når oljeprisen er høy er det stor investeringsaktivitet og underkapasitet, og når oljeprisen faller kontraherer etterspørselen og markedet er preget av overkapasitet. Aktørene må hele tiden holde følge i utviklingen innen maskiner, utstyr og teknologi. Således er de avhengig av å kunne skaffe kapital for å foreta nødvendige investeringer. Imidlertid er bransjen svært konjunkturfølsom, noe som gir implikasjoner for hvor lett det er å skaffe finansiering. Analysene vi har foretatt indikerer at det er stor spredning rundt hvor mye gjeld selskapene velger å bruke, og at gjeldsandelen i noen grad svinger med konjunktorene.

Selskapene er skattepliktige til Norge for utvinning av olje på norsk sokkel i henhold til Petroleumsskatteloven. Etter tall fra Statistisk Sentralbyrå finner vi at utvinningsselskaper de siste 10 årene i gjennomsnitt har betalt 28 prosent skatt på skattbare inntekter, og dette er dersom man ser bort i fra særskattene. Bruk av gjeld vil således være profitabelt med tanke på skatteskjoldet det gir. Mange av petroleumsselskapene har også stor andel likvide aktiva i balansen, som også taler for å bruke gjeld som finansieringskilde. Svingninger i dagrater, og følgelig inntjening, samt oljepris og kapasitet kan imidlertid legge en demper på villigheten

til bruk av gjeld. I henhold til trade off teori forventer vi likevel at petroleumsselskaper vil ha mye gjeld relativt til andre selskaper som følge av skatteskjoldet det vil medbringe.

3.2. Pecking order teori

Myers og Majluf (1984) står bak Pecking order modellen. Dette er en modell som beskriver valg av finansiering gjennom et tradisjonelt hierarki. Modellen sier at selskaper foretrekker å bruke intern finansiering dersom det er mulig. Dersom dette ikke er et alternativ vil de benytte ekstern finansiering, hvor gjeld videre er foretrukket fremfor egenkapital. Graden av asymmetrisk informasjon bestemmer den relative kostnaden for hvert finansieringsalternativ. Selskaper som følger pecking order teori ved valg av kapitalstruktur har ikke en bestemt optimal gjeldsandel fordi hierarkiet bestemmer preferanser angående utstedelse av ny kapital (Myers, 1984).

Pecking order teorien er basert på at ledelsen i selskaper velger den finansieringsmetoden som signaliserer minst til markedet. Den minst synlige formen for finansiering er selvsagt ingen ekstern kapital – det vil si, internt genererte finanser. Dersom intern finansiering ikke er tilstrekkelig, vil ledelsen som nevnt videre foretrekke gjeld og til slutt egenkapital.

En annen implikasjon arbeidet til Myers og Majluf presenterer er tendensen at ledelsen i selskaper ofte velger å utstede egenkapital når de mener aksjen er overvurdert, og motsatt er motvillige til å utstede aksjekapital når aksjen er undervurdert. Følgelig er det en generell antagelse at utstedelse av aksjer gir negative signaler til markedet (Myers, 1984).

Pecking order teori og petroleumsselskaper

Økt investeringsnivå signaliserer gode tider i petroleumssektoren. Ved produksjon av nye rigger og skip, samt opprettholdelse av den nyeste teknologien, investeres det enorme summer i petroleumssektoren. I gode tider vil det således være en sterk økning i etterspørselen etter kapital. I henhold til pecking order teori forventes det at store, lønnsomme petroleumsselskaper har mindre gjeld ettersom de kan bruke interngenererte midler til finansiering av operasjonelle aktiviteter.

På grunn av de enorme investeringssummene som kreves i bransjen er det rimelig å tro at de interngenererte midlene ikke alltid vil strekke til. Dette betyr at selskapene trolig tyr til opptak av gjeld fremfor egenkapitalemisjoner. Således taler også pecking order teorien for at petroleumsselskaper vil ha en relativt stor andel gjeld.

3.3. Asymmetrisk informasjon

I et perfekt kapitalmarked har alle aktørene i markedet tilgang på den samme informasjonen. Men i den virkelige verden er det imidlertid gjerne slik at en aktør vet mer enn en annen aktør. Dette kalles asymmetrisk informasjon (Pindyck & Rubinfeld, 2009). Ved informasjonsskjevhet vil den mest informerte aktøren kunne opptre opportunistisk ved at han utnytter den andre aktørens uvitenhet. I slike situasjoner er ofte selgeren mer informert enn kjøperen, men det motsatte kan også være tilfellet. Asymmetrisk informasjon fører til to problemer: ugunstig utvalg og moralsk hasard (Mishkin, 2007).

3.3.1. Ugunstig utvalg

Ugunstig utvalg er et informasjonsproblem som oppstår i tiden før transaksjonen finner sted. Problemet forårsakes av en markedssvikt som oppstår når produkter av ulik kvalitet blir solgt til en og samme pris, fordi kjøperne og selgerne ikke har nok informasjon til å avdekke den virkelige kvaliteten til produktet. Resultatet er at det vil bli solgt for mye av lavkvalitetsprodukter, og for lite av høykvalitetsprodukter.

Ugunstig utvalg forekommer blant annet i kredittmarkedet, bruktbil markedet og forsikringsmarkedet. I forsikringsmarkedet vil forsikringstakeren ha mer informasjon om egen helse og risikovilje enn forsikringsselskapet. Dette kan føre til ugunstig utvalg, hvor personer med dårlig helse og høy risikovilje velger å ha forsikring mens personer med god helse og lav risikovilje ikke vil betale for å ha forsikring (Pindyck & Rubinfeld, 2009). I kredittmarkedet vil ugunstig utvalg eksempelvis forekomme når potensielle låntakere med høy kredittrisiko hyppigere søker om lån, og dermed er de som oftere får lån. Etersom sannsynligheten øker for å låne penger til aktører som har en dårlig kreditt rating, vil långiverne etter hvert la vær å låne ut penger selv om det også eksisterer aktører i markedet med lav kreditt risiko.

Implikasjonene ugunstig utvalg har på produktkvalitet ble først analysert av George Akerlof. Han kalte problemet «the lemons problem», hvor lavkvalitets produkt vanner ut høykvalitets produkt fra markedet (Mishkin, 2007).

The lemons problem

Det mest kjente og brukte eksempelet på «the lemons problem» er fra bruktbil markedet. I dette markedet foreligger det asymmetrisk informasjon ettersom den potensielle kjøperen ikke vet om bilen som selges er av god kvalitet (peach) eller dårlig kvalitet (lemon). Dermed

vil prisen kjøperen er villig å betale reflektere gjennomsnittskvaliteten av bilene i markedet, noe mellom lav pris (lemon) og høy pris (peach). På den andre siden vet bilselgeren om bilen han selger er av god eller dårlig kvalitet. Dersom bilen er av dårlig kvalitet, vil selgeren være fornøyd med å selge til den prisen kjøperen er villig å betale, ettersom prisen da vil ligge høyere enn den virkelige verdien på bilen. Men dersom bilen er av høy kvalitet vil ikke selgeren selge, fordi han vet at bilen er underpriset. Som et resultat av ugunstig utvalg vil det dermed være få biler av høy kvalitet på markedet. Ettersom gjennomsnittskvaliteten i markedet da vil synke gradvis, vil bruktbil markedet til slutt bryte sammen. Lignende tilfelle av «the lemons problem» er også å finne i aksje- og obligasjonsmarkedet. (Mishkin, 2007)

Ved fravær av asymmetrisk informasjon vil «the lemons problem» forsvinne. En løsning på problemet med ugunstig utvalg i finansmarkedet er å påse at det er lik tilgang på informasjon hos de forskjellige aktørene (eksempelvis selskapene og investorene). I USA har man oppnådd dette gjennom blant annet «Standard and Poor's» som samler data fra selskapenes balanse og investeringsaktivitet, hvor informasjonen videre blir publisert og solgt. Dermed kan en investor gjennom kjøp av privat informasjon få kunnskap om et selskap er dårlig (lemon) eller bra (peach). Problemet forsvinner derimot ikke helt, ettersom man har aktører som ikke betaler for informasjon men utnytter informasjon som andre aktører har betalt for. Dette kalles gratispassasjer problemet, og fører til at salg av informasjon bare delvis løser «the lemons problem». En annen løsning er at myndighetene går inn og regulerer markedet ved å øke nødvendig gratis informasjon slik at problemet med ugunstig utvalg blir redusert, og verdipapirmarkedet blir mer effektivt. Men selv om problemet blir redusert har fremdeles selskapene mer informasjon om kvaliteten enn investorene, og dårlige selskaper vil fortsatt ha et incentiv til å se ut som et godt selskap. I finansmarkedet er da en vanlig løsning å ta sikkerhet i hus ved opptak av lån. Dersom låntakeren ikke klarer å innfri huslånet, kan banken overta huset og selge det for å dekke lånet. En siste løsning er å bruke finansielle mellommenn. En bilselger vil eksempelvis være en ekspert på om en bil er av god eller dårlig kvalitet, og han kan inkludere en garanti på de gode bilene slik at de kan selges for en høyere pris. I dette tilfellet vil gratispassasjer problemet unngås, ettersom bilselgeren selv har kjøpt og produsert informasjon før bilen selges videre (Mishkin, 2007).

Ugunstig utvalg i petroleumssektoren

Ved investering i petroleumssektoren kan en emisjon gjøres for å hente inn mer egenkapital. Da utstedes det nye aksjer, som investorene kan kjøpe. Dersom investorene ikke har informasjon til å avdekke den virkelige prisen på aksjene vil «the lemons problem» oppstå.

Det som skjer da er at markedet tolker emisjonen som et signal på at aksjene er overpriset, og investorene justerer ned den prisen de er villig til å betale for aksjene. Prisen de er villig til å betale vil da være gjennomsnittsprisen av aksjene i markedet. Dermed må selskapet selge aksjene for mindre enn den virkelige verdien, siden investorene er usikre på om de står ovenfor overprising (Bøhren & Michalsen, 2006). I henhold til ugunstig utvalg forventer vi derfor at petroleumsselskapene vil finansiere investeringer ved bruk av gjeld istedenfor egenkapital som følge av de negative signalene emisjoner utløser.

3.3.2. Moralsk hasard

Aktører kan ha insentiv til å skjule informasjon og ta uobserverbare beslutninger som kan ha negative konsekvenser for den uinformerte part. Dette kalles moralsk hasard, og vil finne sted etter at transaksjonen er gjennomført (Mishkin, 2007). Uttrykket stammer opprinnelig fra forsikringsmarkedet, men er også å se i finansmarkedet og arbeidsmarkedet. Når et hus er fullt forsikret mot tyveri, og handlingene til huseieren ikke kan overvåkes av forsikringsselskapet, vil huseieren kunne bli mindre nøyen med å låse dørene og skaffe seg tyverialarm. Dermed øker sannsynligheten for tyveri i huset, og forsikringsselskapene kan ikke lenger tilby gunstige forsikringer. Eksistensen av moralsk hasard øker dermed forsikringspremien, og øker utbetalingene forsikringsselskapet må forvente. En samfunnsøkonomisk effekt er at markedet blir ineffektivt, fordi forsikringstakeren anser fordelene eller kostnaden med atferden som annerledes enn den virkelige samfunnsnyttige fordelene og kostnaden (Pindyck & Rubinfeld, 2009).

Moralsk hasard i petroleumssektoren

Dersom vi ser på seismikkselskapene kan vi finne moralsk hasard mellom långiver og ledelsen. Etter at långiver har gitt lån til innkjøp av et seismikkskip og långiver ikke lenger kan overvåke handlingene til seismikkselskapet, vil seismikkselskapet kunne opptre opportunistisk gjennom å oppnå fordeler på bekostning av långiver. Som følge av at långiver har ufullstendig informasjon kan seismikkselskapet drives til å følge økonomisk egeninteresse og dermed påta mer risiko enn hva som er ønskelig fra långivers side. Som et resultat øker sannsynligheten for mislighold av lån, en kostnad som långiver må ta. Långiver kan unngå problemet ved å ha klare restriksjoner i gjeldskontrakten («covenants») på hva kapitalen kan brukes til, og videre ta pant i skipene dersom selskapet misligholder lånet. Problemet med moralsk hasard er mindre dersom seismikkselskapet allerede er kunde i banken, og banken har god kunnskap om selskapet.

3.4. Prinsipal-Agent teori

Hovedproblemet i teorien er motstridende mål og privat informasjon, der agenten (ledelsen) opptrer etter egen nytte og ikke etter prinsipalens (investorens) ønsker. Prinsipal-agent problemet fører således til en interessekonflikt, som kan stamme fra flere hold. Moralsk hasard, som diskutert over, er en av dem. Eksempelvis kan agenten ha få eller ingen insentiver til å maksimere profitt, noe som er motstridende i forhold til prinsipalens interesse. Et annet eksempel er fri kontantstrømsproblematikken, hvor ledelsen investerer i prosjekter som gir dem personlig synlighet, makt og prestisje men dårlig verdiskapning for eierne. Fristelsen for å investere i ikke-verdiskapende aktiviteter er sterkere jo større den frie kontantstrømmen er (Bøhren & Michalsen, 2006).

En måte å redusere fri kontantstrømsproblematikken, og dermed agentkostnadene, er å øke gjeldseksposeringen. Høy gjeldsandel gir høye faste betalingsforpliktelse i form av renter og avdrag, noe som fører til at mesteparten av den frie kontantstrømmen brukes til å betjene kreditorene. Dermed er det mindre igjen som ledelsen kan bruke på ulønnsomme prosjekter som ikke øker selskapets verdi. Det er dermed viktig at selskaper med høy fri kontantstrøm primært finansieres med gjeld (Bøhren & Michalsen, 2006). Prinsipal-agent problemet kan videre også unngås dersom aksjonærene har mer tilgang på informasjon, ved blant annet å overvåke ledelsens handlinger. Standard regnskapsprinsipper reduserer den store usikkerheten forbundet med hvilken profitt selskapet generer. Men som med ugunstig utvalg vil gratispassasjer problemet redusere informasjonsinnhenting, noe som ikke vil eliminere agentproblemet. Private lån og finansielle mellommenn er en løsning for å unngå gratispassasjerproblemet (Mishkin, 2007).

Prinsipal- Agent problemet i petroleumssektoren

Dersom vi ser på riggselskapene kan et eksempel på prinsipal-agent problemet være forholdet mellom långiver og ledelsen. Långiver er opptatt av at ledelsen ikke tar altfor stor risiko, at de holder seg innenfor rammeavtalen og dermed ikke får problemer med å dekke gjeldsforpliktelsene. Videre bygger ledelsen ofte investeringene ut i fra spekulasjon, spesielt i tider hvor markedet er overopphetet. I dag koker riggmarkedet og flere selskaper øker nybyggaktiviteten, til tross for at det ikke er oppdrag til alle riggene (e24, 2011). Dette er en høy risikoeksponering, ettersom det er en mulighet for at riggene ikke kommer på kontrakt når de er klare på verft. For långiverne er det viktig å være klar over risikoeksponeringen, ettersom det utløser en fare for at selskapene ikke klarer å dekke betalingsforpliktelsen. Slik

kjennskap får långiverne dersom de er klar over ledelsens aktiviteter. Kostnader forbundet med at långiverne henter informasjon om hva ledelsen foretar seg kalles for agentkostnader.

4. Skattens påvirkning på kapitalstruktur

Miller og Modiglianis skattefrie verden konkluderte med at det ikke eksisterer noen optimal gjeldsandel, ettersom det ikke er noen kontantstrømsfordel med gjeld i forhold til egenkapital. I senere tid modifiserte MM resultatet gjennom å studere hva som skjer dersom det er skatt på selskapets hånd, men ikke aksjonærene og kreditorenes hånd (ettleddskatt). Resultatene til MM viste at ved ettleddskatt er netto skattefordelen ved å erstatte egenkapital med gjeld positiv, og økende med skattesatsen. Dermed vil gjeld være bedre enn egenkapital, og bedre desto høyere selskapsatsen er. Ettleddskatten gir følgelig verdiskapning til eierne, ettersom skatteutstrømmingene fra selskapet blir redusert. I sitt modifiserte resultat konkluderer MM med at den optimale gjeldsandelen vil være 100 prosent, med andre ord lik maksimal gjeld (Bøhren & Michalsen, 2006).

I resten av verden og Norge er det derimot normalt å bruke et toleddssystem, hvor det er beskatning på selskapets og investorenes hånd. Det er mange som hevder at skattesystemet i Norge favoriserer høy gjeldsandel, ettersom kun gjeldsrenter og ikke dividende og tilbakeholdt overskudd er fradragsberettiget. Bøhren og Michalsen (2006) viser at dette ikke er tilfellet ettersom vi har en toleddsbeskatning hvor vi ser på summen av samtlige skattebetalinger, og bare i den grad den samlede skatteeffekten kan påvirkes av finansieringen har det noe å si for selskapets verdi. Dette betyr at selv om selskapet tjener på gjeld gjennom renteskattegevinsten, fører ikke det til at eierne er bedre stilt med høy gjeldsandel. Det avgjørende er hvorvidt det er en netto skattefordel ved gjeld, med hensyn til selskapets, kreditorenes og eiernes skattebetalinger. Netto skattefordel ved å skifte ut en dividendekrone med en gjeldsrentekrone kan matematisk utledes slik (Bøhren & Michalsen, 2006):

$$n^* = (1 - s_K) - (1 - s_B) * (1 - s_{Ed})$$

Formel 6: Netto skattefordel ved å skifte ut en dividendekrone med en gjeldsrentekrone

Det norske skattesystemet og skattereglene er bygget opp på følgende måte:

- Bedriftsskattesats (s_B): 28 %
- Kreditorskattesats (s_K): 28 %
- Dividendeskattesats (s_{Ed}): 0 % (bedrift) 28 % (person)
- Kursgevinstskattesats (s_{Eg}): 0 % (bedrift) 28 % (person)

Ved ettleddsskatt er $n^* = s_B$ og selskapsverdien stiger med gjeldsandel så lenge selskapsskatten er positiv. Optimal gjeldsandel er dermed lik den maksimale, jamfør det modifiserte resultatet til MM. Resultatet blir annerledes ved toleddsskatt. Da blir $n^* = 0$ noe som betyr at det norske skattesystemet er finansieringsnøytralt. Gjeldsandelen kan dermed ikke påvirke verdien til selskapet, og man er da indifferent mellom gjeld og egenkapital. Dette resultatet ser man i det norske skattesystemet dersom eieren er et selskap og ikke en person. Da er $s_{Ed} = 0$, $s_B = s_K = 28$ prosent. For at det skal oppstå gjeldsfavorisering ($n^* > 0$) med en bedrift i full skatteposisjon må gjennomsnittlig kreditorskattesats være lavere enn 28 prosent. Motsatt må kreditorene ha en høy skatt i forhold til selskapet og aksjonærene dersom det skal lønne seg å være helt eierfinansiert ($n^* < 0$).

Dersom eieren derimot er en person og det ikke er full skatteskjerming gjennom skjermingsfradraget⁶, vil den effektive skattesatsen s_{Ed} være lavere enn 28 prosent og det vil være skattemessig gunstig å finansiere med gjeld (Bøhren & Michalsen, 2006).

Skatteverdifaktoren N^* viser nåverdien av netto skattebesparelse per gjeldskrone. Ved eksistens av et ikke nøytralt skattesystem vil faktoren enten være negativ eller positiv:

$$N^* = 1 - \frac{(1 - s_B) * (1 - s_{Ed})}{1 - s_K}$$

Formel 7: Netto skattebesparelse per gjeldskrone

⁶Aksjonærmodellen: skjermingsfradrag = skjermingsgrunnlag * skjermingsrente. Aksjeinntekter innenfor skjermingsfradraget er skattefritt. Skjermingsgrunnlaget settes til aksjens anskaffelsesverdi (inngangsverdi) tillagt eventuelt ubenyttet skjermingsfradrag fra tidligere år. Skjermingsrenten beregnes ut ifra gjennomsnittlig rente på 3 måneders statskasserveksler etter skatt. Kilde: www.skatteetaten.no

Dersom faktoren er positiv gir gjeldsfinansiering bedre kontantstrømseffekt enn eierfinansiering, og dermed er det gunstigere å finansiere med gjeld. Motsatt er tilfellet dersom netto skattefordel er negativ. Da vil skattereglene oppfordre til egenkapitalfinansiering. Det er veldig vanlig at skatteverdifaktoren ligger et sted mellom null og s_B , men nærmere null enn s_B . Vi vil derfor se en marginal nettofordel ved gjeld.

Miller mener resonnementene ovenfor er for enkle, og at det ikke er slik at gjeld kan bli favorisert. Han sier at dersom låneetterspørselen stiger, vil lånerenten drives opp helt til skattefordelen av gjeld blir spist opp av en tilsvarende høyere lånerenten. Prisen på kapital vil dermed oppveie for det skjeve skattesystemet, og man vil bli indifferent mellom gjeld og egenkapital selv under diskriminerende beskatning (Bøhren & Michalsen, 2006).

4.1. Dobbelbeskatnings problematikk

Internasjonal dobbeltbeskatning er et problem som kan hemme internasjonal handel og økonomisk samarbeid. Et tiltak for å motvirke dobbeltbeskatning er å inngå skatteavtaler med andre land. OECD har innført en mønsteravtale som er anbefalte «kjøreregler» for hvordan land skal fordele internasjonal inntekt mellom seg. Det anbefales at land følger kreditmetoden samt kildebeskatning av bedrifter. Ved bruk av kildebeskatning skattlegges selskapet i det landet det er hjemmehørende. Selskapsbeskatningen i Norge benytter kildebeskatning, slik at selskapet er skattepliktig hvor det har sitt sete og der den virkelige ledelsen foregår. Hvor selskapet er registrert har dermed ingen betydning (Schjelderup, 2011)⁷.

For å hindre at inntekt blir beskattet flere ganger i en selskapssektor anvender Norge også fritaksmetoden og aksjonærmodellen. Fritaksmetoden og aksjonærmetoden harmonerer, og skal samlet sett føre til at inntekten skattlegges en gang i selskapssektoren og en gang når aksjeinntekten tilfaller personlig aksjonær. Fritaksmetoden gjelder for selskapsaksjonærer og innebærer at aksjeinntekt mellom to selskapsaksjonærer som hovedregel er fritatt for beskatning. Samtidig er ikke tap fradragsberettiget ved realisasjon av aksjer. Aksjonærmodellen innebærer at utbytte fra selskapsaksjonær til personlig skattyter utover en viss minsteavkastning⁸ skattlegges som alminnelig inntekt, mens tap er fradragsberettiget.

⁷ Forelesningsnotat

⁸ Skjermingsfradraget, se fotnote 6

Selskapene kan gjennom visse tilpasninger utnytte forskjellen mellom reglene for alminnelig beskatning og de særskilte reglene ovenfor. Eksempelvis skaper fritaksmetoden insentiv til å tilpasse overdragelsesform avhengig av om skattyterne er i en gevinst- eller tapsposisjon. Ved gevinst kan det lønne seg å selge aksjene for å komme under fritaksmetoden, mens det ved tap kan lønne seg å selge eiendeler i et selskap slik at en får fradrag på tapet (Finansdepartementet, 2011).

For å videre lette dobbelt beskatning benytter Norge begrenset kreditering, hvor et selskap kan trekke fra skatt betalt ute så lenge den ikke overstiger den norske skatten som faller på utenlandsinntekten. Dette betyr at skattyter alltid vil betale den høyeste skattesatsen, og dermed ikke bli utsatt for dobbeltbeskatning (Schjelderup, 2011).

4.2. Skatt i petroleumssektoren

Skattegrunnlaget

I petroleumssektoren er det en betydelig meravkastning knyttet til utvinning av olje og gass. Inntekter fra petroleumsutvinningen på norsk kontinentalsokkel beskattes derfor med en særskatt på 50 prosent, i tillegg til at inntekten beskattes med den ordinære bedriftsskattesatsen på 28 prosent. Dermed er marginalsattesatsen i sektoren 78 prosent (Oljeskattekontoret, 2011). Petroleumsskatteloven skal gi petroleumsselskapene incitament til å redusere inntekter og øke utgifter som henføres til sokkelvirksomheten. Tabellen gir en oversikt om hvordan beskatningen er i Norge (Finansdepartementet, 2011):

Driftsinntekter

- Driftskostnader (inkl. letekostnader og avgifter)
- Avskrivninger (lineært over 6 år)
- Rentekostnader og netto valutaposter
- Evt. underskudd fra tidligere år

= Ordinært skattegrunnlag (28 %)

- Friinntekt (7,5 % av investeringer i 4 år)
- Evt. ubenyttet friinntekt fra tidligere år

= Særskattegrunnlag (50 %)

Tabell 1: Petroleumsbeskatning i Norge ⁹

⁹ Kilde: Petroleumsbeskatningen

Særskatt

Ved beregning av særskatten gis det et særskilt fradrag for friinntekt. Beregningsgrunnlaget for friinntekten er investeringer i produksjonsanlegg og rørledninger, som er de viktigste driftsmidlene i sokkelvirksomheten. Avskrivningsreglene for disse driftsmidlene er veldig gunstige dersom man sammenligner med andre driftsmidler. Avskrivningene kan påbegynnes etter hvert som utgiftene blir pådratt, noe som betyr at ved produksjon av rigg kan avskrivningene foretas allerede i byggeperioden. Videre kan også driftsmidlene avskrives med inntil $16 \frac{2}{3}$ prosent årlig, altså 6 år lineært. Friinntekten kan dermed ses på som et ekstra avskrivningsfradrag i særskattegrunnlaget, noe som følgelig fører til at gjennomsnittlig skattesats bli lavere enn marginalsattesatsen (Petroleumsskattereglene, 2011).

Fra og med 2007 kom det nye regler som begrenser retten til skattemessig fradrag for finansposter i særskattepliktig inntekt. De nye reglene gir fradrag for renteutgifter og valutaposter som tilhører rentebærende gjeld, men begrenset til gjeld tilsvarende 50 prosent av skattemessige sokkelverdier. Finansposter som ikke kan henføres til sokkelen, kommer til inntekt eller fradrag med en skatt lik den alminnelige selskapsskatten på 28 prosent. Både rentebærende gjeld og valutakursene skal beregnes som et gjennomsnitt gjennom året (Petroleumsskattereglene, 2011).

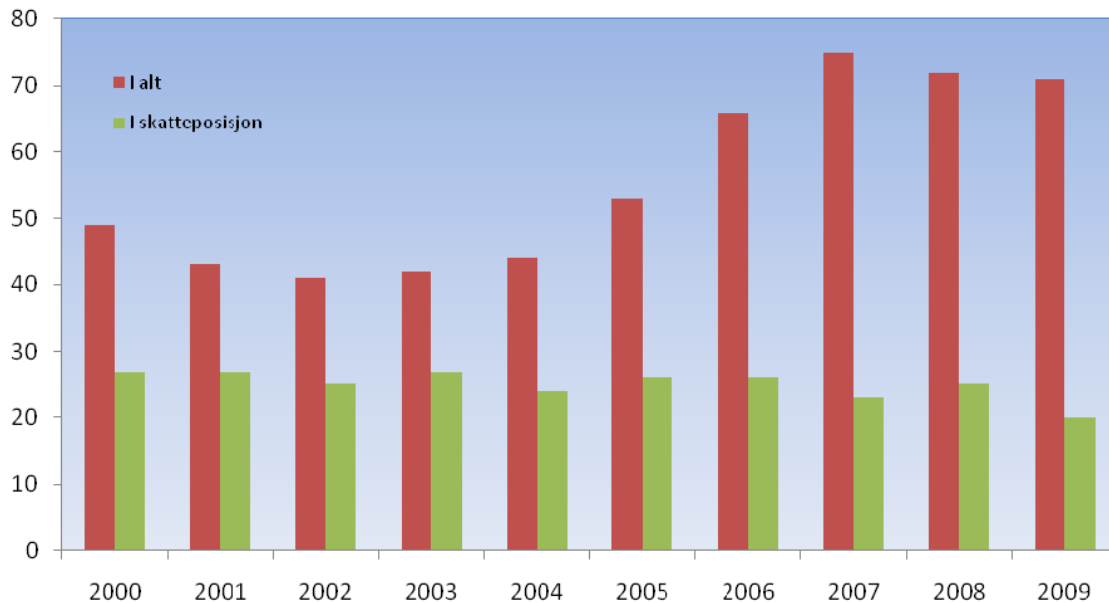
Fremførelse av underskudd

For å senke inngangsbarrieren for nye selskaper på sokkelen, kan underskudd i sokkelvirksomhet inkludert rente av underskuddet fremføres. Videre kan underskudd overføres til det overtakende selskapet ved sammenslutning med et annet selskap. Tilsvarende regler gjelder også for ubenyttet friinntekt. Alternativt, dersom underskuddet skyldes utgifter i forbindelse med søk etter olje, kan selskapet kreve utbetalt fra staten skatteverdien av direkte og indirekte utgifter som følge av denne art. Dersom selskapet eventuelt skulle avslutte virksomheten, og det har udekket underskudd, kan selskapet kreve å få utbetalt skatteverdien av underskuddet (Petroleumsskattereglene, 2011)

Skattefradrag på pådratte leteutgifter

I 2005 ble det innført en ny ordning som innebærer at selskapene på norsk kontinentalsokkel kan kreve utbetalt skatteverdien av pådratte leteutgifter, så lenge disse ikke overstiger årets underskudd. Beløpet blir fastsatt for det enkelte år ut i fra ligningen. Årsaken til at denne ordningen ble innført var for å redusere inngangsbarrieren på markedet, og legge til rette for

samfunnsøkonomisk lønnsom leting. Som følge av den nye ordningen økte antallet selskaper som operer på sokkelen i perioden 2005-2007, samtidig som antallet selskaper som får utbetalt skatteverdien av letekostnadene har tredoblet seg (Petroleumsskattereglene, 2011).



Figur 3: Antall petroleumsselskaper på norsk sokkel¹⁰

Normpris

Ettersom petroleumsselskapene ofte selger utvunnet petroleum til beslektede selskaper, vil det være vanskelig for ligningsmyndighetene å avdekke hvorvidt prisen for hvert salg var markedsmessig. For å unngå dette har det derfor blitt innført normpriser for råolje som ved ligning skal erstatte den faktiske inntekten fra salget. Normprisen skal tilsvare den prisen petroleum kunne vært omsatt til mellom uavhengige parter (armlengdes avstand). Bruk av normpris medfører at faktisk salgsinntekt blir skattefri dersom den er overstiger normprisen, mens selskapet beskattes for en inntekt den ikke har hatt dersom salgsinntekten er lavere enn normprisen (Petroleumsskattereglene, 2011).

Ettersom de fleste petroleumsselskaper opererer i flere land, finner vi det hensiktsmessig å diskutere hvilke implikasjoner dette har på finansielle og skattemessige forhold i driften. Det er mange lover og regler som regulerer slike selskaper, og i de følgende vil vi gi en kort utredning.

¹⁰ Kilde: Oljeskattekontoret

5. Multinasjonale selskaper

Petroleumsselskapene kan i følge Alan Shapiro (2006) klassifiseres som multinasjonale selskap ettersom de opererer i mer enn et land. Multinasjonale selskap består normalt av et morselskap registrert i hjemlandet, og et eller flere datterselskap registrert i andre land. Fra et finansielt synspunkt er forskjellen mellom multinasjonale selskap og uavhengige selskap måten de opererer på. Mens uavhengige selskap opererer på armlengdes avstand har multinasjonale selskap, gjennom finansielle mekanismer, mulighet til å flytte penger og profitt internt mellom de tilknyttede selskapene. Disse finansielle mekanismene utgjør det som blir kalt det multinasjonale finansielle systemet og inkluderer interne lån, egenkapitaltransaksjoner, dividendebetalinger og internprising på varer og tjenester handlet i konsernet (Shapiro, 2006) (s.682).

5.1. Det multinasjonale finansielle systemet

Petroleumsselskapenes totale skattebyrde avhenger ikke bare av skattesatsen i landet selskapet har hovedvirksomheten, men også i de landene deres tilknyttede selskap opererer. Ettersom petroleumsselskapene opererer i flere land, og dermed står ovenfor flere ulike typer skattesystem, vil den optimale kapitalstrukturen være en funksjon av skattesatsen i de ulike landene.

Som følge av at multinasjonale selskaper kan flytte midler oppstår det tre arbitrasjemuligheter. For det første kan deres totale skattebyrde reduseres gjennom å forflytte profitt fra selskaper lokalisert i land med høy beskatning til selskaper i land med lav beskatning. Alternativt kan selskapene forflytte profitt fra selskaper i skatteposisjoner til selskaper med skattemessig underskudd. For det andre kan det oppstå arbitrasjemuligheter i finansmarkedet, for eksempel kan man gjennom interne transaksjoner få høyere risikojustert avkastning på finansielle investeringer, oppnå lavere risikojustert lånekostnad, mulighet til å tappe tidligere utilgjengelige kapitalkilder og unngå regulering av valutatransaksjoner. Den siste arbitrasjemuligheten er at selskapene kan utnytte myndigheters reguleringer av renter, lønn og priser på goder. Når datterselskapers fortjeneste er en funksjon av myndigheters reguleringer, og ikke markedet, vil evnen til å kunne omfordele fortjeneste blant enhetene gi det multinasjonale selskapet god forhandlingsposisjon overfor lokale myndigheter (Shapiro, 2006).

Multinasjonale selskaper som tjener milliarder på norsk kontinentalsokkel kan eksempelvis skatte lite eller ingenting, gjennom overflytting av overskudd til lavskatteland. Dette kan skje gjennom blant annet ulik internprising av varer og tjenester, hvor da den norske delen av selskapet betaler høye priser slik at penger føres ut av landet. Internprising er ulovlig, men vanskelig for myndighetene å oppdage. Et tiltak myndighetene har innført mot internprising i petroleumssektoren er normprissystemet som skal forsøke å etablere hva riktig pris på råolje er (Schjelderup, 2011).

5.2. Multinasjonale selskapers kapitalstruktur

Fordelen med multinasjonale selskaper er at datterselskapene kan benytte internfinansiering innad i konsernet, enten i form av lån eller ved innskudd av egenkapital. Dersom morselskapet låner til datterselskapet vil det ikke eksistere konkurskostnader, og morselskapet mottar renter og avdrag mens datterselskapet får rentefradrag. Ved valg av egenkapital vil morselskapet motta dividender og verdistigning. Ofte er det mest lønnsomt å finansiere ved bruk av gjeld ettersom gjeld er underlagt mindre kontroll fra myndighetene enn dividender, og på grunn av rentefradraget. I motsetning til dividender er også låneinnbetalinger normalt ikke skattlagt i mottakerlandet (Bakke, 2007)

Valget mellom gjeld eller egenkapitalfinansiering påvirkes av selskapsskatten i landet hvor datterselskapet og morselskapet opererer. Dersom skattesatsen i landet hvor datterselskapet befinner seg er høyere enn i hjemlandet, lønner det seg å maksimere rentebetalinger fra datterselskapet til morselskapet. På denne måten vil det skje en forflytting av profitt fra datterselskapet til morselskapet, og den totale skattebyrden reduseres. Dermed vil man se et insentiv til å ha høy gjeld i datterselskapet, og en relativt liten andel gjeld i morselskapet. På den annen side, dersom skattesatsen er høyere for morselskapet enn datterselskapet, vil det lønne seg å overføre midler fra datterselskapet til morselskapet ved bruk av dividende. Da vil inntekt som er tjent i datterselskapet først bli skattlagt i landet hvor datterselskapet hører til, og deretter vil dividenden videre være gjenstand for ekstra beskatning i morselskapet. Her er den ekstra beskatningen lik differansen mellom de to skattesatsene. Den ekstra beskatningen i morselskapet er kun pålagt når dividendeoverføringen faktisk finner sted, og selskapene har mulighet til å utsette dividendeutbetalingen (Chowdhrya & Coval, 1998).

6. Metode

I denne utredningen benytter vi oss av flere metoder for analyse av rådata. Dataene har til hensikt å belyse vår problemstilling, og det er viktig at datamaterialet samt metodene som brukes i analysen er av høy kvalitet. De to viktigste begrepene i metode og dataanalyse er reliabilitet og validitet. *Reliabilitet* refererer til datamaterialets pålitelighet. Påliteligheten er høy dersom undersøkelsesopplegget og datainnsamlingen gir pålitelige data (Grønmo, 2004). *Validitet* omhandler datamaterialets gyldighet for den problemstillingen som skal belyses. Validiteten er høy dersom undersøkelsesopplegget og datainnsamlingen resulterer i data som er relevant for problemstillingen (Grønmo, 2004).

Tallmateriale som brukes er funnet i Statistisk Sentralbyrås Statistikkbank, samt data hentet fra Børsprosjektets database, Amadeus. Således er det i stor grad sekundærdata som benyttes i denne utredningen. Etersom Statistisk Sentralbyrå har et mandat om å utarbeide nasjonens offisielle statistikk anser vi dette datamaterialet for svært reliabelt. Videre er Børsprosjektet ved Norges Handelshøyskole ment for å være en kilde til datamateriale for finansiell forskning og undervisning. Datamaterialet anses således også fra denne kilden som reliabelt.

I forbindelse med validitet benytter vi ulike metoder for analyse av datamaterialet. Korrelasjonsanalyse og ulike typer regresjonsanalyse er metoder mye brukt i analyse av kvantitative data for å avdekke samvariasjon og årsakssammenhenger. Undersøkelsesopplegget vurderes således til å være valid i forhold til den problemstillingen vi ønsker å belyse. Etersom vi ønsker å avdekke endringer i kapitalstruktur og årsaker til dette mener vi således at de data og metoder vi bruker skal resultere i reliable og valide data.

6.1. Design

I utredningen vil vi i stor utstrekning bruke en deduktiv tilnærming til problemstillingen. Deduktivt design innebærer å gå fra teori til empiri, der man har til hensikt å bekrefte eller avkrefte antagelser på områder der det finnes mye forhåndskunnskap. Videre medfører et slikt design at man ser på mange enheter og få variabler ved disse enhetene, ofte gjennom en tverrsnitt- eller tidsseriestudie (Jacobsen, 2005). I denne utredningen ser vi på et utvalg av petroleumsselskaper over en 20 års periode, og videre tester ved hjelp av regresjonsanalyse kausale (forklarende) årsaker til valg av kapitalstruktur.

6.2. Korrelasjonsanalyse

Korrelasjonsanalyse brukes for å avdekke sammenhenger mellom variabler. Sammenhengen avdekkes gjennom en korrelasjonskoeffisient, som varierer mellom -1 og +1. Korrelasjonskoeffisientens tallverdi er et uttrykk for sammenhengens styrke, der -1 er perfekt negativ korrelasjon og +1 er perfekt positiv korrelasjon. En korrelasjonskoeffisient lik 0 betyr ingen korrelasjon. Korrelasjonsanalyse er bivariat, noe som betyr at man analyserer sammenhengen mellom to variabler (Grønmo, 2004).

6.3. Regresjonsanalyse

Regresjonsanalyse er en velegnet metode for analyser av sammenhenger mellom variabler. Mens korrelasjonsanalyse bare avdekker hvorvidt og i hvilken grad vi har samvariasjon mellom to variabler, vil en regresjonsanalyse i tillegg predikere verdier for hver enkelt enhet. Regresjonsanalyse handler om å finne kausale sammenhenger, og analyseresultatene forteller om en eller flere variabler er årsak til variasjon hos en annen (Eikemo, 2004)¹¹. Hovedhensikten med regresjon er å finne den plasseringen av en rett linje som er best tilpasset alle enhetene. Denne linjen kalles regresjonslinjen. Plasseringen av regresjonslinjen bestemmes ut i fra en bestemt formel, som heter regresjonsligningen:

$$y_i = \beta_0 + \beta X + \varepsilon$$

Formel 8: Regresjonsligningen

I denne formelen er y den avhengige variabelen, x den uavhengige variabelen, β_0 er konstantleddet, β er stigningskoeffisienten og ε er feilleddet som fanger opp tilfeldigheter. Feilleddet fanger opp den delen av den avhengige variabelen som ikke kan forklares gjennom de uavhengige variablene (Grønmo, 2004).

6.3.1. Multipl regressjonsanalyse

En regresjonsanalyse med mer enn én forklaringsvariabel betegnes som multipl regressjon. Formålet med multipl regressjonsanalyse er å analysere effekten mange ulike uavhengige variabler har på én og samme avhengig variabel. Sammenhengen mellom en avhengig variabel (y) og flere uavhengige variabler (x) ser slik ut:

¹¹ Forelesningsnotat, NTNU 2004 (øvingsoppgave)

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i$$

Formel 9: Multipl regressjon

hvor k representerer antall uavhengige variabler og i refererer til den i -te observasjon. Regresjonskoeffisienten (β) for hver enkelt variabel er et uttrykk for sammenhengen mellom den uavhengige variabelen og den avhengige variabelen, kontrollert for de øvrige uavhengige variablene. Det vil si at β_1 er et uttrykk for effekten av x_1 , kontrollert for x_2 og x_3 dersom vi har tre uavhengige variabler. På samme måte blir også de øvrige uavhengige variablene i analysen kontrollert. Analysene vil på denne måten kunne avdekke spuriøse¹² sammenhenger (Grønmo, 2004).

Koeffisientene estimeres ved hjelp av en teknikk som kalles minste kvadraters metode (Ordinary Least Squares, OLS). Denne metoden går ut på å finne den verdien av regresjonskonstanten (β_0) og regresjonskoeffisienten (β) som minimerer summen av de kvadrerte restleddene:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{i1} - \dots - \beta_k x_{ik})^2$$

Formel 10: Ordinary Least Squares (OLS)

For at modellen skal kunne gi gyldige resultater må en rekke forutsetninger ligge til grunn.

Linearitet

En viktig forutsetning i regresjonsmodellen er at den avhengige variabelen y må være en lineær funksjon av hver av forklaringsvariablene. Dette følger av den multiple regresjonsligningen ovenfor. (Kristianslund, 1996). Dersom linearitetsforutsetningen er brutt, vil modellen forsøke å presse datamaterialet inn i en lineær sammenheng. For å rette opp i problemer knyttet til ikke-lineariteter må man finne en hensiktsmessig måte å transformere variablene på. Eksempelvis kan man da bruke logaritmen til variablene eller kvadrere dem (Duke University, 2005).

¹² En sammenheng mellom to variabler som kan skyldes at begge variablene påvirkes av en bakenforliggende tredjevariabel.

Normalitet

Feilledet ε må være normalfordelt med et gjennomsnitt lik null og varians lik σ^2 , samtidig som feilledet er uavhengig av forklaringsvariabelen x (Wooldridge, 2009).

$$\varepsilon \sim \text{Normal}(\mathbf{0}, \sigma^2)$$

Formel 11: Normalitet i regresjon

Dersom det er store avvik fra normalfordelingen vil t- og F-testens pålitelighet påvirkes. For å eliminere normalitetsproblemet kan man bruke de samme metodene som ved kurering for ikke-linære sammenhenger; altså å transformere variabelen på en hensiktsmessig måte (Duke University, 2005).

Multikollinearitet

En annen forutsetning er at de uavhengige variablene ikke skal korrelere. Dersom det er en høy korrelasjon mellom forklaringsvariablene, vil det foreligge interne årsak-virkning forhold som kan gi unøyaktigheter og støy i analysen. Problemet er da at vi får uhensiktsmessig stor varians, som videre har konsekvenser for hypotesetestingen ved at t-verdien blir for liten. En konsekvens er at vi kan akseptere en nullhypotese som burde vært forkastet fordi t-verdien er mindre enn den kritiske verdien (Gripsrud, Olsson, & Silkoset, 2006). Multikollinearitet oppstår særlig når forklaringsvariablene er tidsserier som følger samme trend. Problemet ligger da i datamateriale ved at det er for få observasjoner, og en løsning er dermed å finne mer og/eller bedre data. (Rickertsen & Kristofersson, 2011).

For å avdekke multikollinearitet er korrelasjonsmatriser og VIF-test mest brukt. Dersom man bruker korrelasjonsmetoden kan det tyde på problemer med multikollinearitet dersom korrelasjonen mellom variablene er i nærheten av -1 eller 1. Problemet med denne metoden er å vite hva man definerer som «nært». VIF-testen (Variance Inflation Factor) blir regnet ut i de fleste programvarer som behandler multippel regresjon. For hver x-variabel beregnes det en VIF variabel som måler i hvilken grad den aktuelle x-variabelen lar seg forklare av de andre x-variablene i modellen.

$$VIF(X_j) = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad j = 1, 2, 3 \dots$$

Formel 12: Variance Inflation Factor (VIF)¹³

Det er uenigheter angående hvor høy VIF-verdien må være for at det skal oppstå problemer forbundet med kollinearitet. Noen mener at det oppstår et problem når den overstiger 10, mens andre derimot mener det er et problem når verdien overstiger 5. VIF-metoden kan derfor heller ikke gi et konkret svar, men man sier at man bør være oppmerksom på kollinearitsproblemer dersom VIF-verdien overstiger 5 ($R^2 > 80$ prosent) (Gripsrud, Olsson, & Silkoset, 2006).

Homoskedastisitet

Spredningen i residualene skal være de samme for alle x-verdier, noe som betyr at variansen til feilleddet ε er lik for alle de uavhengige variablene (Wooldridge, 2009):

$$Var(\varepsilon|x) = \sigma^2$$

Formel 13: Homoskedastisitet i regresjon

Dersom variansen endres med noen av forklaringsvariablene er forutsetningen brutt og det oppstår heteroskedastisitet.

Fravær av autokorrelasjon

For å kunne benytte modellen må vi forutsette at forstyrrelsesleddet ikke er korrelert over tid. Dersom forutsetningen ikke holdes oppstår det autokorrelasjon (Wooldridge, 2009).

$$Corr(\varepsilon_t, \varepsilon_s|x) = 0$$

$$t \neq s$$

Formel 14: Autokorrelasjon i regresjon

¹³ Hvor R_j^2 er determinasjonskoeffisienten (R^2) som vi får dersom vi estimerer en regresjonsmodell med X_j som avhengig variabel og de resterende X-variablene som uavhengige variabler.

Som et resultat av autokorrelasjon vil man få skjeve estimater på standardfeilene som videre vil kunne føre til hypotesetestingsfeil.

Alle forklaringsvariablene er ukorrelert med feilledet

Dersom noen av variablene er korrelert med feilledet vil OLS estimatet mest sannsynlig tillegge forklaringsvariabelen noe av variasjonen i den avhengige variabelen som egentlig stammer fra feilledet. Som et resultat vil den estimerte koeffisienten bli høyere enn hva den egentlig burde bli (Studenmund A. H., 2011).

Dersom forutsetningene ovenfor gjelder, sier Gauss-Markov-teoremet at minste kvadraters metode er BLUE (Best Linear Unbiased Estimator). Dette betyr at metoden er den beste lineære estimeringsmetoden som gir forventingsrette estimater. Med de beste estimater menes det estimater med minimal varians (Gripsrud, Olsson, & Silkoset, 2006).

6.3.2. Forståelse av regresjonsmodellen

Med en gang parameterne som skal brukes i regresjonsanalysen er blitt estimert må modellen underkastes statistiske tester, hvor vi tester hvorvidt sammenhengen mellom x og y er signifikant forskjellig fra null. Dette gjøres ved å formulere to hypoteser; en nullhypotese og en alternativ hypotese. Nullhypotesen uttrykker at det er ingen sammenheng mellom de to variablene, mens alternativ hypotesen angir at det er en sammenheng. Under testen vil kun en av hypotesene bli akseptert, og vi arbeider ut i fra at nullhypotesen er sann. Hvorvidt nullhypotesen skal forkastes eller beholdes avhenger av størrelsen på testobservatoren, dens sannsynlighetsfordeling og det valgte signifikansnivået (α -nivå) mot kritisk verdi. Vi velger i analysen å benytte et signifikansnivå på 5 prosent, noe som betyr at vi er 95 prosent sikre på at sammenhengen vi påstår i alternativhypotesen ikke kun skyldes tilfeldigheter

En t-test tester hvorvidt det er en signifikant sammenheng mellom x og y ved å teste hvorvidt stigningstallet (β) er signifikant forskjellig fra null. Etersom man i en multippel regresjonsanalyse er interessert i å teste de individuelle stigningskoeffisientene (β) er dermed denne testen mer riktig å bruke enn en F-test som ser på alle variablene under ett. Testobservatoren er gitt ved forholdet mellom estimert parameterverdi og estimert standardfeil, som er t-fordelt med $n - k - 1$ frihetsgrader:

$$t = \frac{\hat{\beta}}{s_{\hat{\beta}}}$$

Formel 15: T-test¹⁴

I tillegg til å teste regresjonsmodellen ved hjelp av t-testen vil vi også se på p-verdien. Ut fra testene vil vi forkaste nullhypotesen dersom $t >$ kritisk t for et signifikansnivå på 5 prosent, eller dersom p-verdien er lavere enn 5 prosent (Gripsrud, Olsson, & Silkoset, 2006).

Forklaringskraften R^2

Forklaringskraften forklarer hvor mye av endringen i y som kan forklares av endringer i x . Desto nærmere R^2 er 1, desto bedre. En forklaringskraft på 0,5 betyr at over 50 prosent av variasjonen i den avhengige variabelen ikke blir forklart av regresjonsligningen. Dette betyr at faktorer som vi ikke har tatt med, forklarer mye av variasjonen i den avhengige variabelen. For å øke verdien er en løsning å utvide modellen ved å trekke inn flere uavhengige variabler.

$$R^2 = \frac{RSS}{TSS}$$

Formel 16: Forklaringskraften R^2

Formelen ovenfor symboliserer andelen forklart varians, hvor RSS (Regression Sum of Squares) er variasjonen forklart av regresjonsmodellen og TSS (Total Sum of Squares) er totalvariasjonen. Som følge av at R^2 er en ikke-avtagende funksjon av antall forklaringsvariabler, vil verdien øke også når irrelevante variabler tas med som forklaringsvariabler. Forklaringskraften bør dermed ikke brukes ukritisk som et inntrykk på kvaliteten til regresjonsmodellen. Dersom forklaringskraften ses i sammenheng med antall frihetsgrader bruker vi R^2 *justert*. I vår modell vil det dermed være mest hensiktsmessig å se på den justerte forklaringskraften, ettersom vi har flere forklaringsvariabler. På denne måten øker kun verdien dersom variablene tilfører modellen økt forklaringskraft.

I tilfeller hvor utvalgsstørrelsen er betydelig større enn antall uavhengige variabler har det ikke noe å si hvorvidt man bruker R^2 eller R^2 *justert*. Derimot vil det være bedre å bruke

¹⁴ Hvor $s_{\hat{\beta}}$ er betaestimatets standardfeil.

R^2 justert i tilfeller hvor utvalgsstørrelsen er relativt liten i forhold til antall uavhengige variabler (Gripsrud, Olsson, & Silkoset, 2006).

Dummyvariabler

I regresjonsanalysen kan man også ha behov for å benytte såkalte dummyvariabler. Dette er variabler på nominalnivå (kategorivariabler) som må dummykodes for å gi mening i regresjonsanalysen. Det som skiller kategorivariabler fra andre variabler er at man ikke kan rangere variablene. Ved dummykoding av variabler må hver enkelt verdi kodes om slik at man kan velge én verdi av gangen. En dummyvariabel skal ha to verdier, 0 og 1. Kategorien vi velger skal ha verdien 1 og gruppen som ikke tilhører kategorien settes til verdien 0.

Ved bruk av dummyregresjon er det videre et krav om at en av variablene er en referanseverdi for ikke å skape lineær avhengighet ettersom hver enkelt kategori kan uttrykkes som en funksjon av de andre kategoriene. Det er det samme hvilken variabel som brukes som referanse, men det kan være mest hensiktsmessig å velge den variabelen man ønsker å måle de andre opp mot (Eikmo).

Vi vil bruke et sett av dummyvariabler for hvert år, $(\sum_{t=1991}^{2009} Y_t)$, for å fange opp uobserverte tidseffekter i regresjonsanalysen. Vi benytter også dummyvariabler på de fire ulike GICS kodene, $(\sum_{j=1}^3 I_j)$, for å kunne fange opp bransjespesifikke effekter som ikke er fanget opp i de ulike uavhengige variablene (González & González).

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \sum_{t=1991}^{2009} Y_t + \sum_{j=1}^3 I_j + \varepsilon_i$$

Formel 17: Dummyvariabler for tidsperioden

6.4. Utvalg

For innhenting av data har vi som nevnt brukt databasen Amadeus, gjennom Børsprosjektet på NHH. Vi har videre tatt utgangspunkt i selskaper som opererer innenfor leting og utvinning av olje og gass. Vi har da benyttet selskaper innenfor samme GICS-kode¹⁵.

¹⁵ GICS = Global Industry Classification Standard. Dette er et klassifiseringssystem for børsnoterte selskaper.

Selskapene ligger innenfor kodene: 10101010 (Oil & Gas Drilling), 10102020 (Oil & Gas Exploration & Production), 10101020 (Oil & Gas Equipment & Services) og 10102010 (Integrated Oil & Gas). Totalt ser vi på 32 selskaper¹⁶. Videre har vi valgt å se kun på selskaper som er notert på Oslo Børs og som også angis som norske (NO). Dette gjør vi ettersom vi har et fokus på norske petroleumsselskaper.

¹⁶ Se appendiks 1 for oversikt over selskapene

7. Petroleumssektoren

Med petroleumsvirksomhet menes det all virksomhet knyttet til undersjøiske petroleumsforekomster, herunder undersøkelse, leteboring, utvinning, transport, utnyttelse, avslutning og planlegging av aktiviteter (Petroleumstilsynet, 2004). På norsk kontinentalsokkel er oljeselskapet Statoil den største operatøren og har om lag 80 prosent av all olje- og gassproduksjon, mens store utenlandske oljeselskaper står for de resterende 20 prosent. Markedet er karakterisert av et stort mangfold av aktører med varierende selskapsstørrelse, kompetanse, finansiell styrke, ressurser og målsetninger. Største delen av selskapene er aktive i letefasen, mens en mindre andel har kompetanse innenfor utbygging og drift (Westby & Forseth, 2008).

Utenom oljeselskapene, som finner og selger oljen, eksisterer det flere selskaper som betjener de ulike behovene oljeselskapene har. De forskjellige leverandørene har ulike roller i verdikjeden innenfor olje- og gassvirksomheten. Seismikkselskapene kartlegger mulige petroleumsressurser i undergrunnen, undervannsentreprenørselskapene installerer prosess- og produksjonsanlegg på havbunnen, offshorerederiene utfører forsyningstjenester og ankerhåndtering ved bruk av skip mens riggselskapene inngår kontrakter med oljeselskapene om utleie av rigger og mannskap.

Ettersom det er høye krav til helse, miljø, sikkerhet, kompetanse og teknologi er det lite som skiller de ulike selskapers tilbud. Som følge av dette betyr det lite hvilket selskap innenfor en type oppdrag oljeselskapene inngår kontrakt med. For å differensiere seg tilbyr derfor riggselskapene oppdrag på ulike geografiske områder, eller ved å ha en differensiert portefølje av flåter for ulike segmenter. Videre har også de ulike oppdragsgiverne til oljeselskapene egne leverandører. Norske og utenlandske verft er eksempelvis hovedleverandørene til offshorerederiene og riggselskapene. Disse verftene har spesialisert seg innenfor utrustning og bygging av rigger eller skip.

Ettersom oljeprisen er syklisk er dette den viktigste makroøkonomiske faktoren i petroleumssektoren. Oljeselskapene vil øke letevirksomheten og utviklingen av nye felter i perioder med høy oljepris, og trappe ned investeringene og i verste fall utsette aktivitetene når markedet er preget av lav oljepris i lengre tid. Leverandører som er eksponert for aktiviteter som er spesielt følsomme for svingninger i oljeprisen er dermed de mest sårbare. En stagnasjon innenfor investeringer i leting og feltutvikling vil eksempelvis ha stor

betydning for resultater og utsikter i seismikk- og riggselskapene. Inntektene til disse selskapene er avhengig av dagratene, hvorav dagratene er positivt korrelert med oljeprisen. I perioder med høy oljepris er det oppgangstider med høye dagrater, mens det i nedgangstider er lav oljepris og lave dagrater. Nedgangstidene vil medføre negative konsekvenser også for norske og utenlandske verft ettersom riggselskapene og seismikkselskapene vil kunne oppleve finansieringsproblemer, og dermed velger å kansellere kontrakter de har med verftene. Leverandører innenfor drift og vedlikehold er derimot mer robuste for svingninger i oljeprisen, ettersom dette inngår i de mer stabile utgiftene til oljeselskapene (Aftenblad, 2009).

7.1. Petroleumvirksomhetens betydning for norsk økonomi

Etter funnet av Ekofiskfeltet i 1969 startet det norske oljeeventyret for alvor. Fra og med 15. juni 1971 begynte produksjonen på feltet, og i årene i etterkant ble det gjort en rekke store funn (Regjeringen, 2010). Oljefunnene på norsk sokkel har videre de siste 40 årene vært viktig i finansiering av den norske velferdsstaten. Gjennom mer enn 40 år har produksjon på norsk sokkel bidratt med nærmere 9000 milliarder kroner til Norges bruttonasjonalprodukt. I 2010 stod petroleumssektoren for 21 prosent av den samlede verdiskapningen i landet. Det er per dags dato 70 felt i produksjon på den norske kontinentalsokkelen, og Norge er rangert som den syvende største oljeeksportøren i verden (Oljedirektoratet, Olje- og energidepartementet, 2011).

Siden oppstarten av petroleumsvirksomhet på den norske kontinentalsokkelen er det investert enorme summer på leting, utbygging av felt, transportinfrastruktur og landanlegg. Petroleumsressursene på norsk sokkel har lagt grunnlaget for en høykompetent og internasjonalt konkurransedyktig olje- og gassnæring (Oljedirektoratet, Olje- og energidepartementet, 2011).

7.2. Bruttonasjonalprodukt i Norge

Ved inngangen av 1990-tallet var norsk økonomi inne i den kraftigste lavkonjunktoren siden andre verdenskrig. Utlånsboom i de foregående årene ble etterfulgt av store tap og krise i banknæringen på begynnelsen av 1990-tallet, og internasjonal nedgangskonjunktur fra 1990

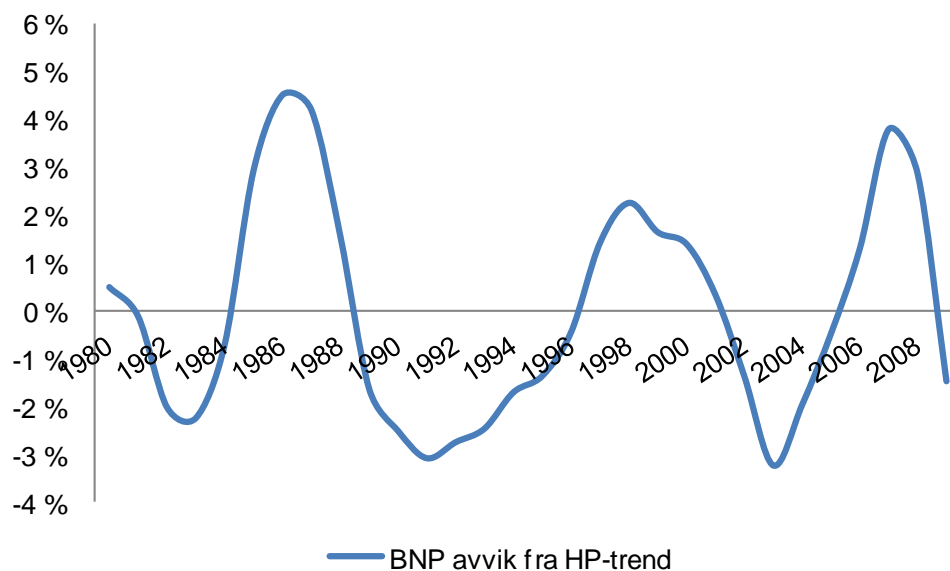
bidro til å forlenge nedturen for norsk økonomi, som nådde bunnen i 1992 (Benedictow, 2005).

Ved inngangen til 1993 gikk norsk økonomi inn i en langvarig oppgangskonjunktur, hjulpet av en markert rentenedgang, høy vekst i offentlig forbruk og konjunkturomslag internasjonalt. Etter en lengre periode med lavere pris- og kostnadsvekst enn hos handelspartnerne, var konkurranseevnen betydelig forbedret, og det la grunnlaget for sterk vekst i konkurranseutsatt sektor. Økt inntjening og høyere kapasitetsutnyttelse bidro til en høy investeringsvekst i næringslivet frem mot 1998. I løpet av perioden hadde det også bygget seg opp en boble i aksjemarkedet i Norge og internasjonalt. Aksjeboblen var kjennetegnet av skyhøye forventninger til avkastning på investeringer i informasjons- og kommunikasjonsteknologi (Benedictow, 2005).

Fra 1998 avtok veksten noe i den norske økonomien. Det skyldtes i stor grad uro i internasjonale kapitalmarkeder i samband med den såkalte Asia-krisen. For Norge var konsekvensene relativt små, med en noe svekket valuta som følge av reduserte oljepriser. Virkningene på konjunkturutviklingen hos Norges viktigste handelspartnere ble i tillegg moderate, slik at eksporten holdt seg oppe. Etter et lite tilbakeslag fikk man dermed en oppgang både i USA og Europa, som passerte konjunkturtoppen i 2000 (Benedictow, 2005).

Det ble etter hvert klart at investeringene knyttet til informasjons- og kommunikasjonsteknologi var kraftig overvurdert. Dette førte til at mange ønsket å kvitte seg med aksjene sine samtidig – med kraftig prisfall som resultat. IT-boblen sprakk rundt årtusenskiftet, noe som bidro til et markert fall i BNP-vekst i OECD-området i årene 2001-2003. Som følge av den lange perioden med høy vekst i Norge steg norske lønninger mye kraftigere enn hos våre handelspartnere. Våren 2002 satte Norges Bank renten litt opp av frykt for økt inflasjon. I utlandet ble renten derimot satt ned, noe som bidro til at kronen ble kraftig styrket. Den kostnadsmessige konkurranseevnen ble dermed sterkt svekket fra to sider, både fra utviklingen i kronekurs og i lønninger. Da det internasjonalt også var en markert konjunkturedgang, fikk norsk konkurranseutsatt virksomhet det tøft, og det var fall i eksporten i 2002 og 2003. Etter hvert ble også andre sektorer rammet av nedgangen. I etterkant viste det seg imidlertid at denne lavkonjunktoren var moderat og kortvarig (Benedictow, 2005).

Bunnen ble nådd tidlig i 2003. Lav prisvekst, blant annet på grunn av økende import fra lavkostland som Kina, bidro imidlertid til en relativ høy reallønnsvekst, slik at husholdningenes inntekter økte, til tross for økende renter og konjunkturedgang. Utviklingen i verdensøkonomien bedret seg også klart, og tradisjonell norsk eksport tok seg opp (Eika, 2008).



Figur 4: Konjunkturutvikling avvik fra HP-trend 1980 til 2009¹⁷

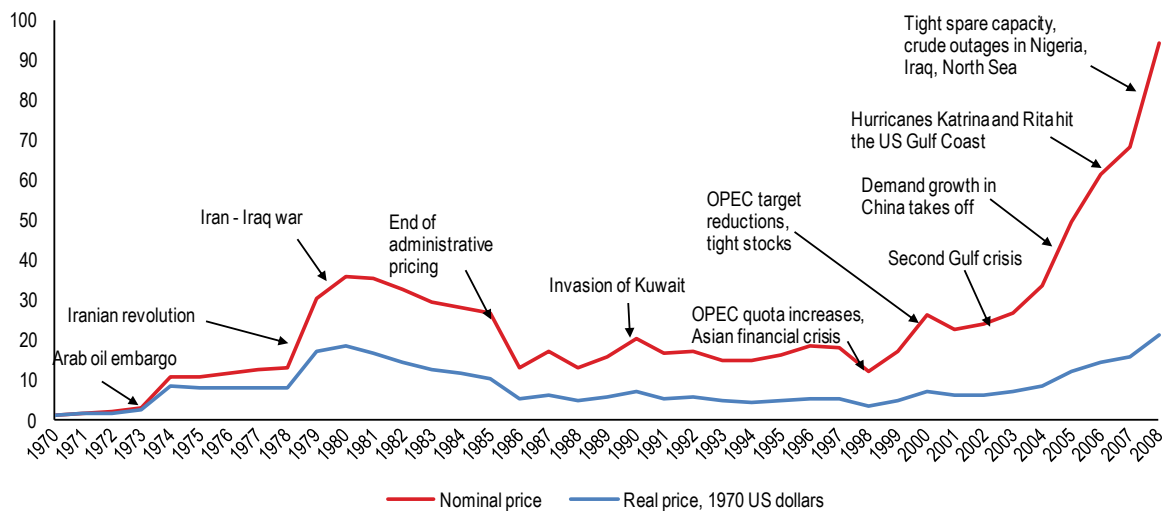
Etter sterk vekst i norsk økonomi i perioden 2003 til 2007 pekte tradisjonelle konjunkturprosesser mot en norsk konjunkturedgang. Gjennom den siste konjunkturoppgangen hadde sterk vekst i investeringene gjennom en lang tid bidratt til en betydelig oppbygging av produksjonskapasitet. Konjunkturukslaget kom alt ved årsskiftet 2007-2008, men ikke før i september 2008 var krisen et faktum. Denne konjunkturedgangen dreide seg om realøkonomien. Redusert etterspørsel fra norske husholdninger og bedrifter samt utlandet medførte lavere produksjon, redusert etterspørsel etter arbeidskraft og flere arbeidsledige. Samtidig ble lønnsomheten i bedriftene svekket og antall konkurser økte (SSB, 2009). I etterkant har dette bedret seg noe, spesielt for norsk økonomi. Imidlertid herjer det fortsatt uro i finansmarkedene i forbindelse med høy statsgjeld i flere land. Eurosonen er i disse dager i hardt vær, og det er stor usikkerhet rundt

¹⁷ Kilde: Statistikkbanken, Statistisk Sentralbyrå:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selecttable/hovedtabellHjem.asp&KortnavnWeb=nr
 Utleddning av HP-filter i appendiks 2.

forløpet fremover da mange tror at land som Hellas og Italia aldri vil kunne betjene den gjelden de har opparbeidet seg.

7.3. Oljepris

Oljeprisen har variert betydelig over tid. Sett bort i fra helt tidlig i oljealderen, har de største utslagene i oljeprisen kommet etter 1970. Særlig store endringer har hatt sammenheng med geopolitiske forhold som har påvirket tilbudet av olje. Flere av de foregående oljeprissjokkene har vært tilbudssjokk, det vil si at prisendringen har hatt sin årsak i forhold på tilbudssiden. OPEC I og II i henholdsvis 1973 og 1979 er eksempler på dette. (SSB, 2006).



Figur 5: Oljeprisutvikling¹⁸

Tidlig på 1990-tallet holdt oljeprisen seg på et relativt stabilt nivå på rundt 15-20 USD (nominelt). Først i 1998 opplevde man et noe kraftigere oljeprisfall. Dette kom i etterkant av Asia-krisen og var etterspørselsdrevet, men i noen grad også spekulasjonsdrevet. Krisen i Asia skulle vise seg å være kortvarig, og ble etterfulgt av en lang og sterk konjunkturoppgang i OECD og USA, som førte til en økning i oljeprisen.

Oljeprisnedgangen gjennom 2001 og 2002 var typisk etterspørselsdrevet. Tilsvarende vil de fleste hevde at økningen fra og med 2004 i hovedsak var etterspørselsdrevet, selv om

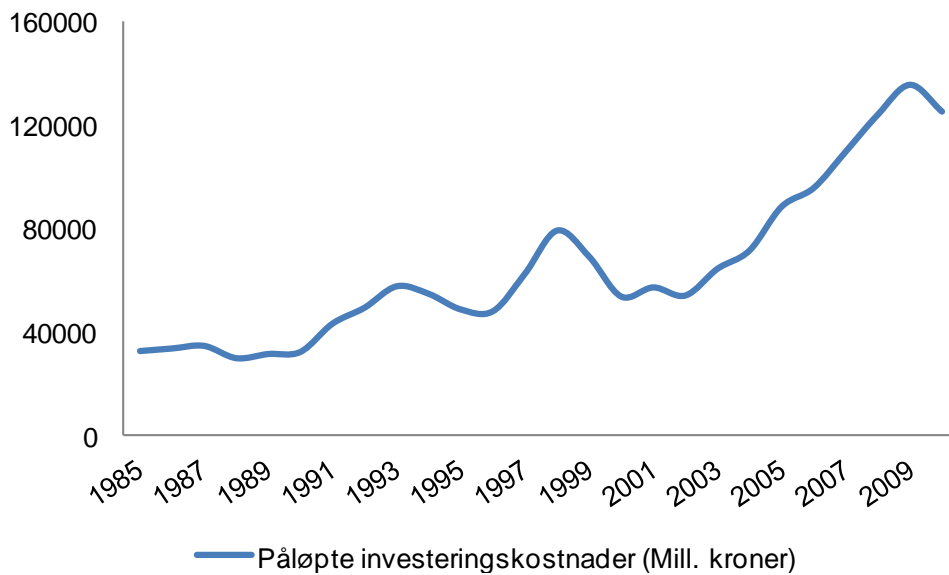
¹⁸ Kilde: OECD: http://www.oecd.org/document/0,3746,en_2649_201185_46462759_1_1_1_1,00.html

usikkerhet rundt stabilitet i Midt-Østen og andre steder til dels hadde betydning for risikopremien (SSB, 2006).

Oppgangen i oljeprisen i perioden 2004-2008 skyldes i stor grad den sterke veksten i verdensøkonomien, som ga økt etterspørsel etter olje. Oljeprisen var store deler av 2008 på et historisk høyt nivå, og var notert helt opp mot 145 USD per fat, tilsvarende 740 kroner på det høyeste i juli. Problemene i finansmarkedene og svakere utsikter for verdensøkonomien bidro til et kraftig fall høsten 2008. Rundt november 2008 var spotprisen på nordsjøolje under 50 USD per fat, tilsvarende i underkant av 350 kroner. Oljeprisen var da på sitt laveste nivå siden 2005, målt i USD (Regjeringen, 2010).

7.4. Investeringer i petroleumsnæringen

Oljeinvesteringer i norsk petroleumssektor har også variert mye siden oljeeventyret startet. Etter store investeringer i forbindelse med høykonjunkturen på 1970-tallet begynte oljeinvesteringene å gå ned rundt 1985. Dette ble forsterket da investeringene i andre energirelaterte næringer også falt kraftig. Målt som andel av BNP gikk investeringene i petroleumssektoren ned fra 8,5 prosent i 1984 til 5 prosent i 1988. Utviklingen kunne i noen grad tilskrives det kraftige fallet i oljeprisen i perioden. Den norske økonomien var samtidig inne i en betydelig høykonjunktur. Høykonjunktur i kombinasjon med en oppfatning av at petroleumsformuen nesten var utradert, bidro til kraftige innstramminger i finanspolitikken (Eika, 2007).



Figur 6: Påløpte investeringskostnader utvinning av råolje og naturgass¹⁹

I 1991 begynte petroleumsinvesteringene å øke. Internasjonal rentenedgang og reduksjon i norske pengemarkedsrenten i 1993 bidro til å snu den negative utviklingen. Gjennom 1994 falt petroleumsinvesteringene riktignok, men tok seg opp igjen mot slutten av 1990-tallet. I 1998 utgjorde investeringene rundt 8 prosent av BNP Fastlands-Norge (Eika, 2007).

Gjennom 1998 avtok veksten i norsk økonomi nok en gang. Økning i oljeinvesteringene ble motvirket av negative impulser fra utlandet. Uro i internasjonale kapitalmarkeder i forbindelse med Asiakrisen bidro i en kort periode til svakere vekst i norske eksportmarkeder og til at oljeprisen falt kraftig. Etter å ha vært helt nede på rundt 10 dollar per fat vinteren 1998-1999 steg oljeprisen markert. Til tross for høye oljepriser ga investeringene i petroleumssektoren ingen vekstimpulser til økonomien. Oljeinvesteringene begynte således å falle i 1999, og dette fortsatte til og med 2002 (Eika, 2008).

I løpet av 2003 begynte oljeinvesteringene nok en gang å øke, og sterk vekst i norsk økonomi i perioden 2003-2007 bidro til at investeringene holdt seg oppe. I 2008 inntraff krisen og dette preget det makroøkonomiske bildet i tiden etter. Oljeprisen holdt seg imidlertid oppe, og Statistisk Sentralbyrå er optimistiske med hensyn til utviklingen i petroleumsinvesteringene i årene fremover.

¹⁹ Kilde: Statistikkbanken, Statistisk Sentralbyrå:
http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?Productid=10.06&PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selecttable/MenuSelP.asp&SubjectCode=10

8. Empiriske forutsetninger

Vi benytter oss av statistikk programmet STATA for analyse av tallmaterialet. Datamaterialet organiseres som paneldata, som er en metode for å analysere multidimensjonale datasett. Nærmere forklart gjør paneldata det mulig å kombinere tidsserie- og tversnittstudier i et og samme datasett slik at man får benytte flere dimensjoner. I vår utredning kommer dette til uttrykk gjennom at vi har observasjoner for flere ulike selskaper over en lengre tidsperiode. Videre har vi et ubalansert paneldatasett, som innebærer at vi har ulikt antall observasjoner for de forskjellige selskapene. Dette skyldes i stor grad at ikke alle selskapene har eksistert hele perioden.

8.1. Valg av variabler

Det er ingen definerte eksogene variabler for å foreta en regresjonsanalyse av kapitalstruktur. Mjøs (2007) diskuterer teorier som er satt frem om faktorer som kan forklare kapitalstruktur ved hjelp av regresjonsanalyse. Blant annet nevnes Frank og Goyal (2008), som diskuterer teorier om gjeld og faktorer som kan forklare andel gjeld. De grupperte variablene inn i vekst, selskapsstørrelse, andel tangible (likvide) aktiva, profitt, gjeldsandel innenfor bransjen, dividende og forventet inflasjon. Frank og Goyal (2008) støttes av flere hold, blant annet Fama & French (2002), Lemmon, Roberts & Zender (2007), Frydenberg (2004) og Petersen (2005), som også mener at variabler som volatilitet, regnskapsmessige vekstindikatorer og selskapsalder også kan forklare gjeldsandel (Mjøs, 2007).

8.1.1. Avhengig variabel

Det er naturligvis gjeldsandel som er den avhengige variabelen i vår analyse, da det er denne vi ønsker å forklare. Ved beregning av gjeldsandel benytter vi oss utelukkende av regnskapsførte tall. Ideelt sett burde man bruke markedsverdier av både gjeld og egenkapital. Imidlertid finner blant annet Titman & Wessels (1988) at det er små forskjeller ved å bruke bokførte verdier i forhold til markedsverdier i regresjonsanalyser (Frydenberg, 2004). Forskjellen mellom bokført verdi av egenkapital og markedsverdi av egenkapital er aksjeprisvolatiliteten. Kortsiktige svingninger i aksjeprisen påvirker ikke nødvendigvis valg av kapitalstruktur dersom ledelsen i selskapet har et langsiktig perspektiv. Imidlertid er det slik at det foretas emisjoner hyppigere dersom en aksje er overvurdert. Når det er sagt, er markedsverdien beregnet som diskontert kontantstrøm, og markedet har ikke korrekte

estimerer på fremtidig inntjening. Således kan det argumenteres at man bør bruke bokførte verdier (Frydenberg, 2004).

Den bredeste definisjonen på gjeld er total gjeld. Total gjeld omfatter både kortsiktig og langsiktig, samt rentebærende og ikke rentebærende gjeldselementer. Totalkapitalen angir videre summen av selskapets eiendeler i balansen²⁰. Vi benytter den brede definisjonen av gjeldsandel og ser på total regnskapsført gjeld i forhold til totalkapital. Det er uenighet rundt hvorvidt man skal inkludere ikke-rentebærende elementer ved beregning av gjeldsandel. Imidlertid velger vi å ikke justere for dette ettersom det ikke er en entydige meninger rundt det.

8.1.2. Uavhengige variabler

Med utgangspunkt i Mjøs (2007) og annen tidligere forskning har vi valgt ut 5 variabler vi ønsker å se nærmere på. I det følgende vil vi gi en kort utredning av de ulike variablene.

Størrelse (size)

For å ta hensyn til selskapets størrelse benytter vi totale inntekter, eller nærmere forklart den naturlige logaritmen av totale inntekter. Dette begrunner vi i at det er en mye brukt metode for å avdekke størrelse (Titman & Wessels, 1988).

$$\text{Størrelse} = \ln(\text{totale inntekter}_t)$$

Formel 18: Størrelse

Store selskap er ofte mer diversifisert, og opplever derfor i mindre grad fluktasjoner i inntekter enn små selskaper. Ved valg av totale inntekter som mål på størrelse kan man således fange opp at små selskap ofte har en større konkurrisiko ved opptak av mye gjeld enn store selskaper. I henhold til trade off teorien burde det dermed være en positiv sammenheng mellom størrelse og andel gjeld (Frydenberg, 2004).

Små selskaper er også mer utsatt for problemer knyttet til asymmetrisk informasjon og agentkostnader. Slike eventuelle konflikter mellom kreditorer og aksjonærer kan være fatale. Eksempelvis har ledere i små selskaper ofte store eierposter i selskapet, og kan skifte

²⁰ Totalkapital defineres i denne utredningen som total regnskapsført gjeld pluss total regnskapsført egenkapital.

investeringsfokus raskt. Dette virker avskrekkende for kreditorer. Imidlertid kan kanskje dette problemet elimineres ved bruk av kortsiktig gjeld og konvertibel gjeld (Gaud, Jani, & Bender, 2003).

Det er flere studier som har analysert sammenhengen mellom selskapsstørrelse og gjeldsandel. De fleste nyere empiriske studier finner en positiv sammenheng mellom selskapsstørrelse og andel gjeld (Gaud, Jani, & Bender, 2003). På bakgrunn av resonnementene, forventer vi dermed en positiv sammenheng mellom størrelse og andel gjeld.

Skatt (tax)

Vi beregner skattesatsen som betalt skatt over resultat før skatt (EBIT).

$$\text{Skattesats} = \frac{\text{Skatt}_t}{\text{EBIT}_t}$$

Formel 19: Skattesats

Vi tar utgangspunkt i gjeldsåret, og benytter da årets betalte skatt. Dette er underlagt forutsetningen om at selskapene har kunnskap om hvilken skattemessig posisjon de er i neste år på tidspunkt t-1. Ettersom vi bruker EBIT for å finne skattesatsen har vi etter samtale med veileder valgt å sette observasjonene med negativ EBIT som null i analysen. Med dette menes det at selskapet ikke er i skatteposisjon.

Skattens påvirkning på gjeld er todelt. På den ene side har selskaper et insentiv til å benytte gjeld fordi de da får nytte skatteskjoldet. På den annen side har selskaper også et insentiv til å bruke egenkapital ettersom inntekter fra gjeld beskattes relativt hardere enn inntekter fra egenkapital. Tidligere forskning indikerer at skatteskjoldet står for omlag 4,3 prosent av selskapsverdi dersom man ser på både selskapskatt og personlige skatter (Gaud, Jani, & Bender, 2003).

I henhold til trade off teorien forventer vi at skattevariabelen har en positiv forklaringskraft ettersom den høye marginals-katten i petroleumssektoren antas å gi gode insentiver til å bruke mye gjeld.

Lønnsomhet (profit)

Som mål på lønnsomhet benytter vi ROA (return on assets) som variabel. Denne defineres som EBIT (earnings before interest and taxes) i forhold til totale eiendeler.

$$ROA = \frac{EBIT_t}{Total\ Assets_t}$$

Formel 20: Return on assets

I henhold til pecking order teori er det slik at selskaper foretrekker å benytte internt genererte midler for finansiering ettersom det er en billigere form for finansiering enn utstedelse av egenkapital eller opptak av gjeld. Dette følger av asymmetrisk informasjon og emisjonskostnader forbundet med gjeld og ekstern egenkapital. Det er rimelig å tro at et lønnsomt selskap kan benytte interngenererte midler, og således unngå å utstede underpriset gjeld eller egenkapital. Derfor skal en positiv ROA tenkes å ha en negativ effekt på gjeldsandel, hvis det faktisk er slik at internt genererte midler er en billigere form for finansiering (Frydenberg, 2004).

Dersom man videre ser på konkurskostnader forbundet med gjeld, vil et lønnsomt selskap ha en mindre sannsynlighet for å gå konkurs ved opptak av gjeld (Frydenberg, 2004). I henhold til trade off teorien burde det følgelig være et positivt forhold mellom andel gjeld og lønnsomhet. Lav konkurstrisiko betyr videre at agentkostnadene vil bli lavere, noe som fører til reduserte kapitalkostnader ved låneopptak. Problemet med å se på konkurskostnader er derimot at de er vanskelig å kvantifisere. Med støtte fra annen empiri vil vi derfor ta utgangspunkt i ROA og forventer at det vil være en negativ sammenheng mellom lønnsomhet og gjeldsandel.

Vekst (growth)

Når vi skal se på effekten vekst har på kapitalstrukturen benytter vi økningen i driftsinntekter fra det ene året til det neste. Valget begrunner vi med at det er en metode som har blitt brukt i tidligere forskning innenfor kapitalstruktur (Frydenberg, 2004).

$$Vekst = \frac{Driftsinntekter_t}{Driftsinntekter_{t-1}}$$

Formel 21: Vekst

I følge Myers (1977) og underinvesteringshypotesen bør ikke selskaper som forventer en høy fremtidig vekst ha for mye gjeld. Årsaken er at selskaper med høy gjeldsandel har en større sannsynlighet for å måtte avstå fra å investere i prosjekter som gir positiv nåverdi, på grunn av den allerede høye gjelden (Frydenberg, 2004). Problemet oppstår fordi vekstselskaper har en begrenset tilgang på gjeld som følge av høy konkurrisiko. For å ha en større fleksibilitet til å kunne gå inn i nye prosjekter, og samtidig redusere agentkostnadene, bør vekstselskapene i stedet benytte seg av egenkapitalfinansiering. Selskaper med mindre vekstmuligheter bør derimot benytte gjeld ettersom gjeld har en disiplinerende effekt (Gaud, Jani, & Bender, 2003).

Ut fra underinvesteringshypotesen forventer vi derfor en negativ sammenheng mellom vekst og gjeldsandel. Dette har også støtte fra trade off teorien og agentkostnadsteori.

Tangible eiendeler (fxassets)²¹

Denne variabelen avdekker effekten tangible og verdifulle eiendeler har på gjeldsandel i selskapet. Variabelen defineres som følger:

$$Fixed\ assets = \frac{Fixed\ assets_t}{Total\ assets_t}$$

Formel 22: Andel tangible eiendeler

Et selskap med store verdier kan belåne eiendeler og videre pådra seg en større gjeldsandel som følge av sikkerheten eiendelene gir kreditorene. Eksempelvis øker sikkerheten til kreditorene dersom de tar pant i eiendelene, ettersom ledelsen da vil ha begrenset mulighet til å motarbeide kreditorenes krav. På denne måten vil problemet forbundet med moralsk hasard bli redusert. Sikker gjeld er også billigere enn både egenkapital og usikret gjeld hvis ledelsen i selskapet har mer informasjon enn investorene. Dette som følge av at selskaper som stiller med sikkerhet gir kreditorene mer informasjon om hva eiendelene er verdt. Sikkerhet i eiendelene gir således reduserte problemer knyttet til informasjonsasymmetri.

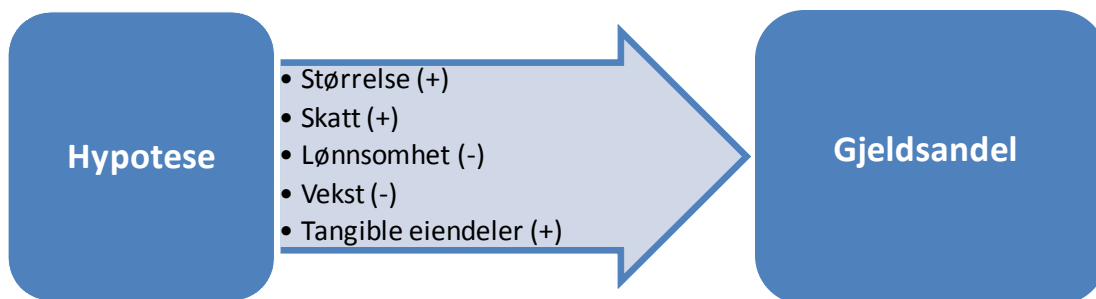
Videre vil tangible eiendeler ha en høyere likvideringsverdi ved konkurs enn intangible eiendeler, noe som medfører lavere konkurskostnader (Frydenberg, 2004). I henhold til trade

²¹ Vi velger å bruke betegnelsen tangible eiendeler i mangel på et bedre norsk ord for «fixed assets». Vi mener at betegnelser som «maskiner og utstyr» eller «faste eiendeler» ikke er dekkende for det som inkluderes i «fixed assets», da maskiner, eiendom, skip, fly, utstyr/inventar og lignende alle ligger under begrepet.

off teorien burde det være en positiv sammenheng mellom andel tangible eiendeler og gjeldsandel. Selskaper med mange, verdifulle eiendeler kan dermed utnytte posisjonen og ha mer (og billigere) gjeld enn selskaper med mindre (og mindre verdifulle/intangible) eiendeler.

Ettersom petroleumsselskaper antas å ha en stor andel tangible eiendeler (skip, rigger, maskiner og utstyr) forventer vi at variabelen vil ha en positiv forklaringskraft på andel gjeld.

Basert på diskusjonen over har vi satt frem følgende hypoteser om variabelenes påvirkning på gjeldsandel:



Figur 7: A priori hypoteser

9. Analyse av datasettet

9.1. Deskriptiv statistikk

Innenfor den kvantitative analysen starter vi med en deskriptiv statistikk for å beskrive de ulike variablenes verdier. Verktøyet gir en oversikt over antall observasjoner (Obs), gjennomsnittsverdi (Mean), standardavvik (Std. Dev.) og minimums- og maksimumsverdier (Min og Max) for utvalget. Gjennom bruken av deskriptiv statistikk får vi nyttig informasjon som brukes til å identifisere eventuelle ekstremobservasjoner som kan utelukkes i videre analyser.

variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
year	640	1999.5	5.770791	1990	2009
debratio	290	.6163335	.1799059	.0139813	1.222587
tax	290	.1960932	1.587043	-9.581019	24.31818
size	288	14.29237	2.513492	0	20.3017
profit	290	.0469343	.1620236	-.6863819	.6813466
growth	290	1.691961	5.82296	0	91.02848
fxassets	289	.5310553	.2871549	.0144139	1.374325

Tabell 2: Deskriptiv statistikk før justering for ekstremobservasjoner

Standardavviket er et av de mest vanlige spredningsmålene, og gir uttrykk for hvor mye observasjonene i gjennomsnitt avviker fra middelveidien (Gripsrud, Olsson, & Silkoset, 2006). Ut i fra tabellen ovenfor ser vi at spredningen til variablene skatt (tax), lønnsomhet (profit) og vekst (growth) er spesielt høy. Samtidig som vi bruker standardavvik som et spredningsmål, har også forskjellene mellom minimums- og maksimumsverdiene en spesiell relevans.

Gjennomsnittlig total gjeldsandel er lik 61,6 prosent, og det er en stor variasjon mellom total gjeldsandel til selskapene i utvalget. Intervallet strekker seg fra en minimumsverdi på 1,4 prosent til en maksimumsverdi 122 prosent²², mens standardavviket ligger på 18 prosent.

Standardavviket til variabelen skatt er på 158,7 prosent, noe som kan forklare den store spredningen mellom minimums- og maksimumsverdiene. Gjennomsnittlig er skattesatsen

²² Årsaken til at gjeldsandelen i noen tilfeller er større enn 100 prosent er at noen selskaper har oppgitt negativ egenkapital i noen regnskapsår. Det er rimelig å tro at markedsverdien av egekapitalen likevel er positiv, noe som kan forklare at et selskap med negativ bokført egenkapital fortsatt eksisterer.

19,6 prosent, men ligger i et bredt intervall som strekker seg fra -958 prosent til 2 432 prosent. Veldig høye og lave verdier gjør at vi bør korrigere for ekstremobservasjoner.

Størrelse som er den naturlige logaritmen av inntektene har ikke en fullt så stor spredning. Dette kan ses i sammenheng med at standardavviket er en del lavere enn gjennomsnittlig størrelse.

Variabelen lønnsomhet viser at snittavkastningen på totale eiendeler er 4,7 prosent. Maksimums- og minimumsavkastningen strekker seg fra – 68,6 prosent til 68 prosent, og har et standardavvik på 16 prosent. Den store spredningen tyder på problemer med ekstremobservasjoner.

Gjennomsnittlig vokser inntekten hvert år 1,7 ganger i forhold til det forrige året. Vi ser at variabelen har en stor spredning, da den strekker seg fra 0 til 91 ganger. Standardavviket på 5,8 ganger forklarer den store spredningen i verdiene, og det kan se ut som det foreligger ekstremobservasjoner innenfor variabelen vekst.

Tangible eiendeler utgjør gjennomsnittlig 53 prosent av de totale eiendelene. Verdien har et standardavvik på 28,7 prosent, og strekker seg fra en verdi på 1,4 prosent til 137,4 prosent. Standardavviket er ikke høyt i forhold til gjennomsnittlig verdi, men det store intervallet gjør at det også her vil være nødvendig å sjekke for ekstremobservasjoner.

9.2. Ekstremobservasjoner

Ved kartlegging av ekstremobservasjoner benytter vi STATA hvor vi plotter hver enkelt av de uavhengige variablene i et spredningsdiagram (scatter plot)²³. Dersom vi har enkelte observasjoner som er svært mye høyere eller lavere enn resten oppstår det linearitetsproblemer og normalitetsproblemer, som fører til at OLS forutsetningene ikke lenger er oppfylt. En konsekvens av brudd på forutsetningene er misvisende resultater i analysen. Eksempelvis vil mange ekstremobservasjoner i samme retning gi skjev fordeling (skewness), dette vil vi gå nærmere inn på senere i utredningen. Ved å ekskludere ekstremobservasjoner vil vi få et mer riktig resultat, samtidig som vi kan se en større forklaringskraft, lavere standardavvik og mer representative snittverdier.

²³ Se appendiks 3

Fjerning av observasjoner kan gjøres ved bruk av statistisk metode eller skjønnsmessig vurdering. Vi benytter oss av en statistisk metode for å eliminere sterkt avvikende verdier, hentet fra Gaud, Jani, & Bender (2003). Også en tidlig masteroppgave, Eidem, Halvorsen & Vold (2010) har benyttet den samme metoden. Vi starter med å finne kvartilene til alle forklaringsvariablene inne i STATA. Videre beregner vi interkvartil variasjonsbredde for hver av dem, ved å beregne differansen mellom tredje kvartil og første kvartil²⁴. Vi står da igjen med 50 prosent av de midterste observasjonene, og har på denne måten fjernet ekstremobservasjoner ved å kutte nedre og øvre kvartil.²⁵ For å finne frem til hvilket intervall vi ønsker at de ulike forklaringsvariablene skal ligge innenfor må vi multiplisere avstanden med en egenbestemt faktor. Gaud et al. bruker faktoren 5, og velger å ekskluderer observasjoner som er pluss/minus fem ganger interkvartil utvalg.

$$\text{Interkvartil variasjonsbredde}(IQR) = 3. \text{kvartil} - 1. \text{kvartil}$$

$$\text{Nedre grense} = 1. \text{kvartil} - (\text{avstand} * \text{faktor})$$

$$\text{Øvre grense} = 3. \text{kvartil} + (\text{avstand} * \text{faktor})$$

Den faktoren man velger bestemmer hvor bredt intervallet blir. En høy faktor vil gi et bredere intervall enn en lavere faktor. Faren med å ha en lav faktor er at vi vil stå igjen med et mindre antall selskapsår, noe som kan føre til svakere resultater. For å få et mest mulig hensiktsmessig resultat er dermed valg av faktor veldig viktig. For å finne frem til riktig faktor testet vi ut hvilket resultat vi fikk ved valg av faktorene 2-5.

- Faktor 2 utelukket 403 selskapsår
- Faktor 3 utelukket 385 selskapsår
- Faktor 4 utelukket 374 selskapsår
- Faktor 5 utelukket 369 selskapsår

For ikke å utelukke for mange selskapsår og samtidig stå igjen med en lavere spredning hos forklaringsvariablene falt valget på faktor 4. Faktor 5 dropper et mindre antall selskapsår, men til gjengjeld var standardavvikene høyere.

²⁴ Første kvartil er 25.persentil, andre kvartil er medianen og tredje kvartil er 75.persentil

²⁵ <http://www.kunnskapssenteret.com/articles/2635/1/Variasjonsbredden/Et-mal-for-variasjon-spredning-i-et-utvalg.html>

Variabel	1.kvartil	3.kvartil	IQR	Faktor	Nedre grense	Øvre grense
Tax	0	0,3218847	0,3218847	4	-1,2875388	1,6094235
Size	12,98622	15,24127	2,25505	4	3,96602	24,26147
Profit	-0,0019027	0,1269989	0,1289016	4	-0,5175091	0,6426053
Growth	0,862813	1,401345	0,538532	4	-1,291315	3,555473
Fxassets	0,2763265	0,7653679	0,4890414	4	-1,6798391	2,7215335

Tabell 3: Tabell for beregning av ønsket intervall

9.3. Deskriptiv statistikk justert for ekstremobservasjoner

Etter uttak av ekstremverdier utførte vi en ny deskriptiv statistikk og fikk følgende resultat:

variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
year	266	2002.85	5.197236	1990	2009
debratio	266	.609563	.1738914	.0139813	1.222587
tax	266	.1707096	.3159474	-1.183828	1.597044
size	266	14.46187	2.386955	6.888573	20.3017
profit	266	.0613227	.1279559	-.489343	.4416941
growth	266	1.082119	.6270046	0	3.322137
fxassets	266	.5286109	.2857908	.0149716	1.374325

Tabell 4: Deskriptiv statistikk etter justering for ekstremobservasjoner

Her ser vi at gjennomsnittsverdiene ikke har endret seg mye. Gjennomsnittlig gjeldsandel har blitt redusert fra 61,6 prosent ned til 60,9 prosent, mens gjennomsnittlig skatt har blitt redusert fra 19,6 prosent til 17,1 prosent. Videre har gjennomsnittlig tangible eiendeler en reduksjon på 0,2 prosent og vekst en reduksjon på 1,69 til 1,08 ganger. For variablene størrelse og lønnsomhet har derimot gjennomsnittsverdien økt. Størrelse har økt fra 14,3 til 14,5 prosent mens lønnsomhet har økt fra 4,7 prosent til 6,1 prosent. Større endringer ser vi i standardavvikene. Skatt og vekst, som tidligere pekte seg ut med svært høye standardavvik, har nå blitt betraktelig redusert. Dette skyldes en mindre spredning fra gjennomsnittet, som følge av smalere intervall og lavere gjennomsnitt enn tidligere. De øvrige variablene har også reduserte standardavvik.

Vi vil videre i analysen bruke datasettet justert for ekstremobservasjoner. Dette gjør vi fordi den deskriptive statistikken viser tydelige tegn til «biased» resultat uten korrigerings for ekstremobservasjoner.

9.4. OLS-regresjon

I det følgende vil vi benytte oss av OLS-regresjon i STATA. Vi velger å bygge opp regresjonsanalysen gjennom to steg. Dette finner vi hensiktsmessig både fordi det gir en basis man kan bygge videre på, men også fordi vi da får frem effektene av de justeringene vi gjør på en god måte. Vi starter med å foreta en enkel OLS-regresjon på vårt paneldata med de definerte uavhengige variablene. Resultatet ble som følger:

Regresjon 1

Source	SS	df	MS			
Model	1.85972433	5	.371944866	Number of obs =	266	
Residual	6.15339935	260	.023666921	F(5, 260) =	15.72	
				Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.2321	
				Adj R-squared =	0.2173	
Total	8.01312368	265	.030238203	Root MSE =	.15384	

debratio	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tax	-.060294	.033633	-1.79	0.074	-.1265217	.0059338
size	.0265667	.0044459	5.98	0.000	.017812	.0353213
profit	-.4397671	.0841934	-5.22	0.000	-.6055548	-.2739794
growth	-.007551	.0155415	-0.49	0.627	-.0381542	.0230521
fxassets	.1578376	.0332846	4.74	0.000	.092296	.2233792
_cons	.1873563	.0650168	2.88	0.004	.0593297	.3153829

Tabell 5: Resultater regresjonsanalyse 1

I slike analyser er vi først og fremst opptatt av koeffisientene (tilsvarende β -verdiene i regresjonsmodellen), spesielt er fortegnen av interesse. Koeffisientene angir effekten, positiv eller negativ, de uavhengige variablene har på gjeldsandelen. Resultatene fortolkes som at en enhets økning i for eksempel størrelse (size), vil gi en positiv effekt på gjeldsandel på 0,0266. Motsatt vil for eksempel en enhets økning i lønnsomhet (profit), ha en negativ effekt på gjeldsandel på -0,439. Årsaken til at vi bruker betegnelsen «enhet» er at de ulike variablene er oppgitt i ulike enheter (prosent, heltall, ganger). For å forklare det nærmere kan man si at en økning i lønnsomhet med 1 prosent vil gi en tilsvarende reduksjon i gjeldsandel på 0,439 prosent. For størrelse vil dette fortone seg som ganger; altså en gangs økning i størrelse, vil gi en økt gjeldsandel på 0,0266 ganger.

Et annet moment som er viktig ved analysen er $P > |t|$, som angir hvorvidt variabelens effekt er signifikant. Denne viser altså resultatet av t-testen som foretas i regresjonsanalysen. Ettersom vi har et konfidensintervallnivå på 95 prosent, vil variablene være signifikante dersom p-verdien er lavere enn 0,05. Når en variabel er signifikant innebærer dette at man kan forkaste H_0 -hypotesen som for alle våre variabler angir ingen sammenheng. I denne

regresjonsanalysen finner vi at variablene størrelse (size), lønnsomhet (profit) og andel tangible eiendeler (fxassets) er signifikante. Det vil si at man med 95 prosent sikkerhet kan si at størrelse, lønnsomhet og andel tangible eiendeler vil påvirke gjeldsandelen i slike selskaper, positivt eller negativt avhengig av fortegnet til koeffisienten. Det er også viktig å sjekke om modellen som helhet gir signifikante resultater. Dersom $\text{Prob} > F$ er lavere enn 0,05 er modellen signifikant. Vi ser at vår regresjon tilfredsstillende dette kravet.

Sist, men ikke minst, angir også modellen hvor stor forklaringskraft disse variablene har på gjeldsandel totalt. Både «R-squared» og «Adj R-squared» angir forklaringskraft. Forskjellen mellom de to er nærmere forklart i kapittel 6.3.2. Som vi tidligere har vært inne på velger vi å se på justert R^2 (Adj R-squared). Vi ser at denne modellen gir en forklaringskraft på 21,73 prosent. Nærmere forklart betyr det at 21,73 prosent av variabiliteten i gjeldsandel kan forklares av variabiliteten til våre forklaringsvariabler.

Denne regresjonsanalysen er ikke korrigeret for at det kan være variasjoner innenfor de forskjellige deler av petroleumsbransjen (GICS-kodene) som kan påvirke gjeldsandel i selskapene. Ettersom vårt utvalg består av flere typer petroleumsselskap, kan det tenkes at de ulike typene petroleumsselskap velger å finansiere seg forskjellig. Vi bruker dermed dummyvariabler for å sjekke effekten av dette²⁶. Når vi inkluderer dummyvariabler for GICS-kodene angir vi kun dummyvariabler for 3 av kodene. Dersom et selskap da ikke er innenfor en av disse 3 betyr dette at selskapet hører til under den siste koden, jamfør forklaring om dummyer i kapittel 6.3.2. GICS-koden som ikke får en dummyvariabel i analysen vil da være konstantleddet, hvor koeffisientene til de andre kodene viser avvik fra denne «referanse GICS-koden» (konstantleddet).

Det kan også være effekter ved ulike år som gjør at gjeldsandelen i selskapene fremstår som den gjør. Makroøkonomiske aspekter kan gjøre det lettere eller vanskeligere å finansiere seg ved både gjeld og egenkapital. Et eksempel er mer restriktiv utlånspolitikk i lavkonjunktur. Vi har derfor også valgt å lage dummyvariabler for de ulike årene, med år 1990 som referanseår (konstantledd). På denne måten kan vi avdekke om det er spesielle konjunkturelle forhold i perioden som påvirker gjeldsandel positivt eller negativt.

²⁶ I regresjonsmodellen:
GICS-kode 1: Oil & Gas Drilling
GICS-kode 2: Oil & Gas Equipment & Services,
GICS-kode 3: Integrated Oil & Gas
GICS-kode 4: Oil & Gas Exploration & Production (referanse/konstantledd)

Regresjon 2

Source	SS	df	MS			
Model	2.56742756	27	.09508991	Number of obs =	266	
Residual	5.44569613	238	.022881076	F(27, 238) =	4.16	
Total	8.01312368	265	.030238203	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.3204	
				Adj R-squared =	0.2433	
				Root MSE =	.15126	

debratio	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tax	-.058766	.0360766	-1.63	0.105	-.1298362	.0123042
size	.025364	.0050083	5.06	0.000	.0154977	.0352304
profit	-.4536021	.0865506	-5.24	0.000	-.6241052	-.2830989
growth	.0001637	.0165648	0.01	0.992	-.0324687	.0327961
fxassets	.1798329	.0341206	5.27	0.000	.112616	.2470497
d1991	.0344865	.098242	0.35	0.726	-.1590484	.2280213
d1992	.0258877	.1043191	0.25	0.804	-.179619	.2313943
d1993	-.0588866	.0982191	-0.60	0.549	-.2523765	.1346033
d1994	-.0769321	.0981254	-0.78	0.434	-.2702373	.1163731
d1995	-.0326393	.0906248	-0.36	0.719	-.2111686	.14589
d1996	-.0004771	.0909644	-0.01	0.996	-.1796753	.1787211
d1997	-.1270317	.0879391	-1.44	0.150	-.3002701	.0462068
d1998	-.1160059	.0853606	-1.36	0.175	-.2841647	.0521529
d1999	-.1686277	.0845949	-1.99	0.047	-.335278	-.0019774
d2000	-.1614449	.0835408	-1.93	0.054	-.3260187	.0031288
d2001	-.0897057	.0824867	-1.09	0.278	-.252203	.0727916
d2002	-.1282254	.0846035	-1.52	0.131	-.2948928	.0384419
d2003	-.1371283	.0829465	-1.65	0.100	-.3005314	.0262747
d2004	-.0693969	.0789747	-0.88	0.380	-.2249756	.0861818
d2005	-.0362423	.0772554	-0.47	0.639	-.1884341	.1159494
d2006	-.100805	.0777002	-1.30	0.196	-.253873	.052263
d2007	-.0569706	.0779652	-0.73	0.466	-.2105606	.0966194
d2008	-.042533	.0770098	-0.55	0.581	-.1942408	.1091748
d2009	-.0811631	.0767396	-1.06	0.291	-.2323387	.0700124
g1cs1	-.0548323	.0359652	-1.52	0.129	-.1256831	.0160185
g1cs2	.0087929	.0225461	0.39	0.697	-.0356225	.0532082
g1cs3	.0148314	.0466819	0.32	0.751	-.077131	.1067939
_cons	.2620672	.0992296	2.64	0.009	.0665867	.4575477

Tabell 6: Resultater regresjonsanalyse 2

Regresjonsanalysen med dummyvariabler for GICS-kodene og de ulike årene er lik den første regresjonsanalysen, med unntak av at man også finner koeffisienter for GICS-dummyene og koeffisienter for årsummyene. Det er ingen av GICS-dummyene som er signifikant forskjellig fra referansekoden. GICS-dummyene angir positiv koeffisient for GICS-kode 1 og negativ koeffisient for GICS-kode 2 og 3. Dette innebærer at selskaper innenfor kode 2 og 3 tenderer mot å ha høyere gjeld i perioden enn selskapene innenfor referansekoden, og selskapene innenfor kode 1 tenderer mot å ha lavere gjeld i perioden enn selskapene innenfor referansekoden.

Videre viser analysen at året 1999 er signifikant forskjellig fra 1990. Dette året har selskapene 0,167 mindre gjeld enn i 1990. Det stemmer overens med det bildet vi tidligere malte av norsk økonomi på slutten av 1990-tallet. Asiakrisen hadde herjet årene i forveien, og til tross for at krisen var kortvarig var det uro i internasjonale finansmarkeder. Norge var i

mindre grad preget av denne uroen, og årsaken til tilbakegangen i norsk økonomi var først og fremst knyttet til oljeprisnedgangen som førte med seg en svekket valuta. Videre er det også rimelig å tro at den fallende oljeprisen innvirket på forventet inntjening. Svakere inntjeningsmuligheter kan ha lagt en demper på investeringslyst og videre gjeldsopptak dette året.

Vi ser også at forklaringskraften til modellen har økt når vi inkluderer dummyvariablene for GICS-kodene og årene. Forklaringskraften (Adj R-squares) øker fra 21,73 prosent til 24,33 prosent. Således forklarer variasjonen i de uavhengige variablene 24,33 prosent av variasjonen i gjeldsandel.

9.5. Testing av forutsetningene for OLS

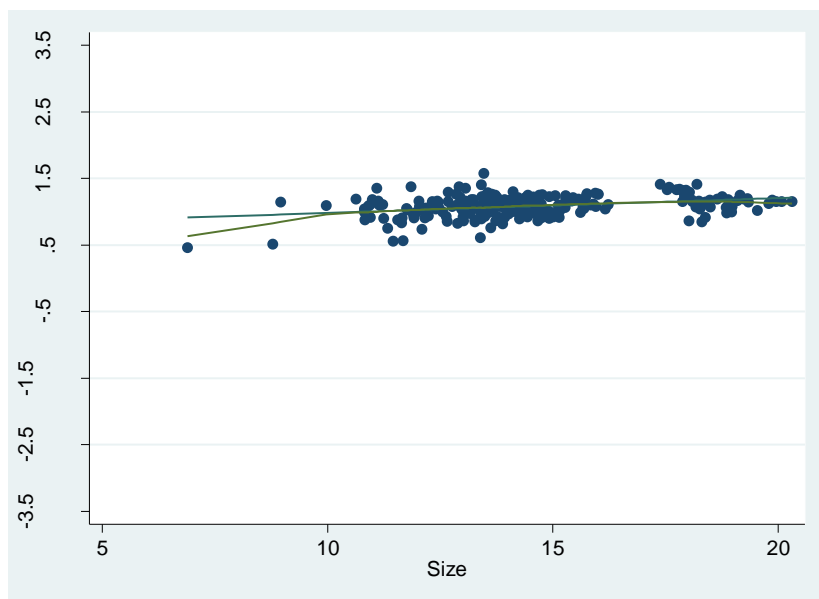
Så langt har modellen vist relativt god forklaringskraft, og modellen er signifikant. Vi må imidlertid teste forutsetningene for OLS-regresjonsmodellen. Dersom det er brudd på forutsetningene, kan dette føre til «biased» resultater. I så tilfelle vil det kunne være aktuelt med ytterligere korrigeringer av datasettet.

Linearitet

Jamfør kapittel 6.3.1, er det slik at lineær regresjonsanalyse antar at det er linearitet mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene. Dersom dette kravet ikke er oppfylt, vil modellen forsøke å presse datamateriale inn i en lineær sammenheng. Et brudd på forutsetningen om linearitet er svært alvorlig for resultatene i analysen (Duke University, 2005).

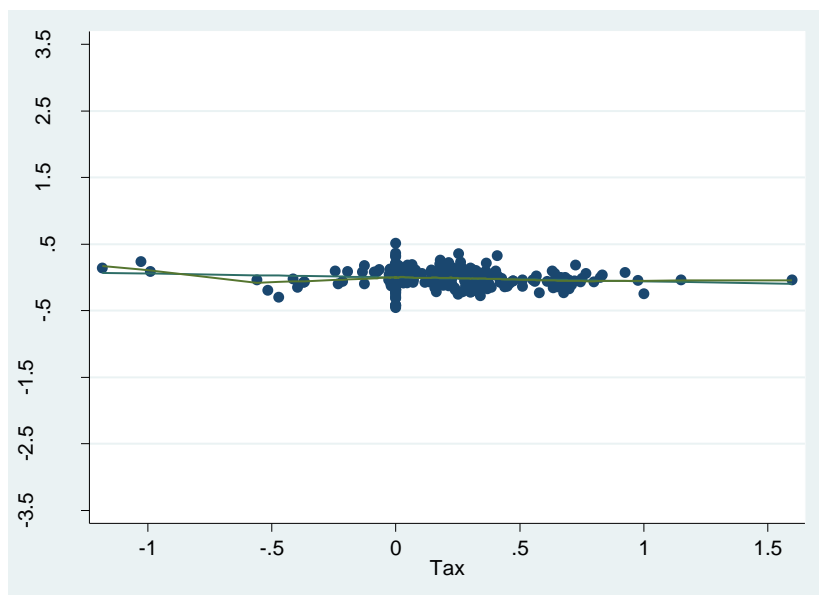
Linearitet er vanligvis mest tydelig i et plot som inkluderer både den observerte og den predikerte verdi av variabelen. Punktene i plottet skal fortrinnsvis ligge symmetrisk rundt en diagonal eller horisontal linje. Man bør spesielt se etter «bøyde mønstre», som kan indikere at modellen gjør systematisk feil ved prediksjoner for uvanlig store eller små verdier (Duke University, 2005). For å teste hvorvidt variablene oppfyller kravet om linearitet, benyttes «augmented component-plus-residual plot» (acprplot) i STATA. Vi har utført en slik test for samtlige uavhengige variabler for å avdekke eventuelle ikke-lineariteter.

For alle gjelder det at den blå linjen angir lineariteten som regresjonsanalysen påtvinger variabelen, mens den grønne linjen viser faktisk sammenheng mellom observasjonene. Vi får følgende resultater:



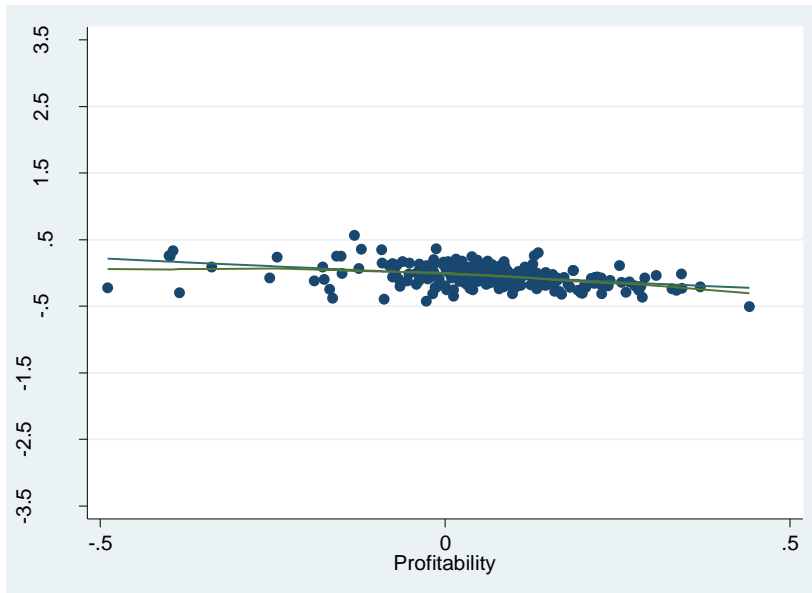
Figur 8: Augmented component plus residual for Størrelse (Size)

Vi ser en lineær sammenheng mellom observert og predikert verdi for variabelen størrelse, men med innslag av avvik for små verdier. Denne variabelen er som nevnt beregnet ved å ta den naturlige logaritmen til totale inntekter. Ettersom en slik log-transformasjon er et av tiltakene mot brudd på linearitetsforutsetningen var dette resultatet forventet. Vi anser linearitetsforutsetningen for oppfylt for størrelsesvariabelen.



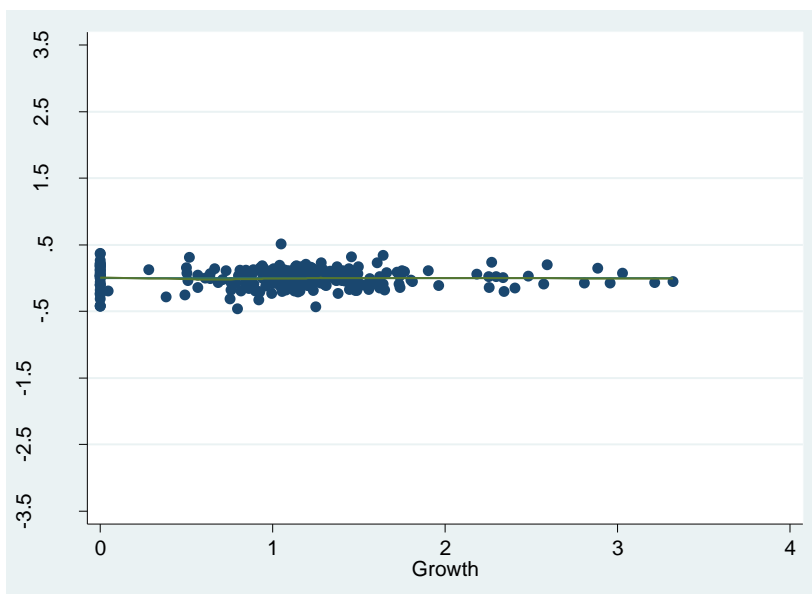
Figur 9: Augmented component plus residual for Skatt (Tax)

Vi ser at forholdet mellom observert og predikert verdi for variabelen skatt også er lineært, dog med svært små innslag av avvik. Avvikene er så små at vi går videre med den antagelsen om at forutsetningen for linearitet er oppfylt for skattevariabelen.



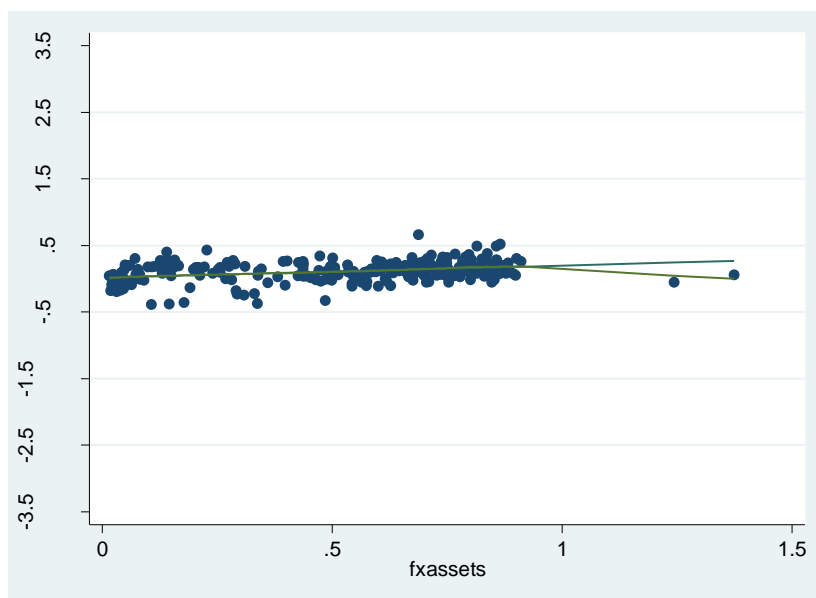
Figur 10: Augmented component-plus-residual plot for lønnsomhet (profit)

Vi ser også en klar lineær sammenheng for lønnsomhetsvariabelen, selv om det visuelt sett er noen små avvik for store og små verdier. Vi velger å gå videre under antagelsen om at linearitetskravet for lønnsomhetsvariabelen er oppfylt.



Figur 11: Augmented component plus residual for Vekst (Growth)

Variabelen for vekst viser et svært tilfredsstillende lineært forhold mellom observert og predikert verdi.



Figur 12: Augmented component-plus-residual plot for tangible eiendeler ($Fxassets$)

Plottet for tangible eiendeler angir tilfredsstillende linearitet, dog med en litt svak linearitet for store verdier. Imidlertid er ikke avvikene avskrekkende store visuelt sett. Vi velger også for tangible eiendeler å gå videre under antagelsen om at linearitetsforutsetningen er oppfylt.

For å rette opp i problemer knyttet til ikke-lineare sammenhenger kan man som nevnt i kapittel 6.3.1 finne en hensiktsmessig måte å transformere variablene på. Dette kan for eksempel gjøres gjennom å bruke logaritmen til variabelen, som nevnt ved størrelsesvariabelen, eller ved å kvadrere variabelen (Duke University, 2005). Ettersom vi ikke finner indikasjoner på store problemer knyttet til linearitet går vi imidlertid ikke nærmere inn på dette.

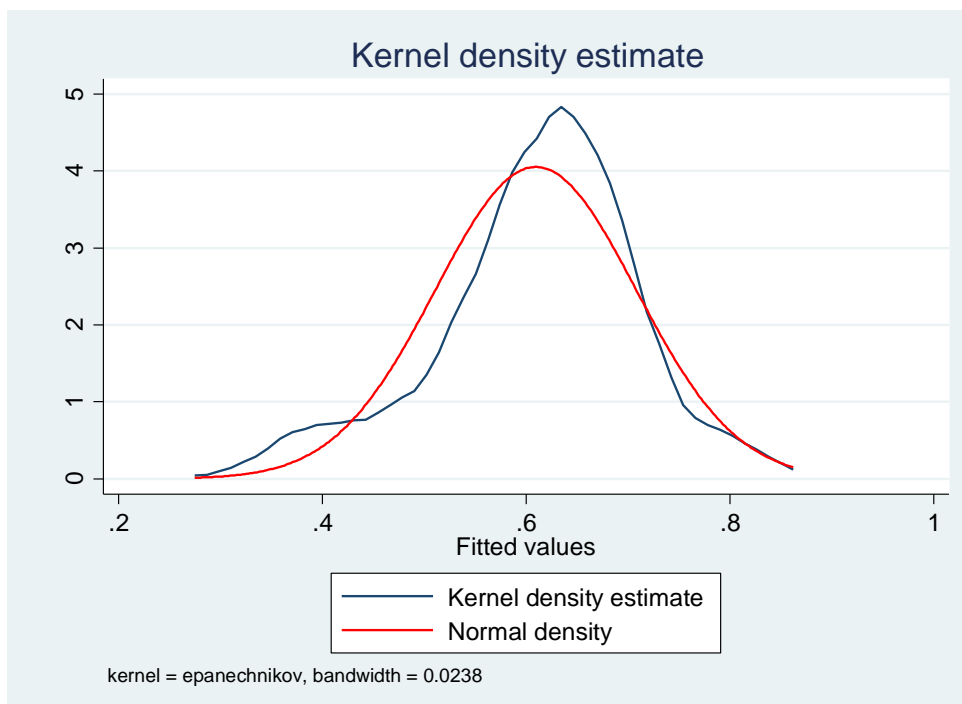
Normalitet

Normalitetskravet innebærer at residualene skal være normalfordelte. Et brudd på forutsetningen om normalitet, vil føre til komplikasjoner ved estimeringen av koeffisientene og beregning av konfidensintervall. Noen ganger er fordelingen skjev (skewness), som kommer som følge av ekstremverdier. Siden parameterestimeringen er basert på minste kvadraters metode, kan noen få ekstreme observasjoner føre til uforholdsmessige store utslag på parameterestimatene (Duke University, 2005).

Beregning av konfidensintervall og diverse signifikanstester for koeffisientene er alle basert på forutsetningen om normalfordelte residualer. Dersom residualdistribusjonen er betydelig ikke-normalfordelt, kan konfidensintervallene blir for brede eller for smale.

Den enkleste måten å teste residualene for normalitet er å foreta et sannsynlighetsplott av residualene sammen med normalfordelingskurven. Dersom residualene er normalfordelt vil et plott av disse svinge sammen med normalfordelingskurven. Et «bueformet» mønster med avvik fra normalfordelingen vil indikere at residualene er overdrevet skjeve (Skewness). Dette innebærer at plottet ikke er symmetrisk og har altfor mange ekstremverdier i samme retning. Et «S-formet» mønster med avvik fra normalfordelingen vil indikere at residualene har overdreven kurtose (Kurtosis), som innebærer at det enten er to eller mange store verdier i begge retninger (Duke University, 2005).

Krenkelse av normalitetsforutsetningen oppstår enten fordi distribusjonen av den avhengige variabelen og/eller uavhengige variablene ikke har normalitet eller fordi linearitetsforutsetningen er brutt. I slike tilfeller kan en ikke-lineær transformasjon kurere begge problemene. I noen tilfeller kan problemet ligge i at man har noen få veldig store residualer. Slike verdier bør granskes nøye, og man må ta en avgjørelse på hvorvidt de skal inkluderes i modellen (Duke University, 2005).



Figur 13: Normalfordelingsplott angitt for residualene

For å teste forutsetningen om normalitet har vi benyttet et Kernel Density estimat i STATA. Her illustreres fordelingen til residualene (blå kurve) generert ved hjelp av STATA, og normalfordelingskurven (rød kurve). Ut i fra figuren over ser vi at residualene ser ut til å være relativt normalfordelt, men med små innslag av skjevhet (skewness) og kurtose (kurtosis). På bakgrunn av normalitetsplottet i figur 13, samt at vi tidligere har justert for ekstremverdier, går vi videre i analysen med antagelsen om at forutsetningen er oppfylt.

Multikollinearitet

Enda en forutsetning for modellen er at det ikke skal være korrelasjon mellom forklaringsvariablene. Dersom man har multikollinearitet innebærer det at de uavhengige variablene korrelerer med hverandre, og fører til at man i liten grad greier å skille effektene av de enkelte variablene fra hverandre. Dette kan også føre til at signifikansnivåene blir upålitelige. Det er imidlertid viktig å poengtere at problemer knyttet til multikollinearitet er mindre alvorlig enn ved brudd på noen av de andre forutsetningene for modellen (Eikemo, 2005)²⁷.

For å teste for multikollinearitet estimerer vi VIF-verdiene (variance inflation factor) for de ulike variablene i STATA. Vi har foretatt tester for variablene som er inkludert i de 2 regresjonsanalysene. Det er, som nevnt tidligere, uenighet i toleransenivå for VIF-verdier. Vi vil i våre analyser ta utgangspunkt i at $VIF < 5$ er tilfredsstillende nivå for analysen.

VIF-verdier, regresjon 1

Variable	VIF	1/VIF
profit	1.30	0.769519
tax	1.26	0.790925
size	1.26	0.793015
growth	1.06	0.940526
fxassets	1.01	0.986992
Mean VIF	1.18	

Tabell 7: VIF-verdier, regresjon 1

Regresjon 1 angir svært lave VIF-verdier, med en gjennomsnittlig verdi på 1,18. Dette er et veldig tilfredsstillende nivå, og vi konkluderer med at det ikke er problemer med multikollinearitet i regresjon 1.

²⁷ Forelesningsnotat SOS3003, øving nr. 9. 2005, NTNU.

VIF-verdier, regresjon 2

Variable	VIF	1/VIF
d2008	6.90	0.144955
d2009	6.24	0.160161
d2007	6.23	0.160462
d2006	5.98	0.167323
d2005	5.48	0.182459
d2004	4.57	0.218604
d2001	3.68	0.271973
d2000	3.50	0.286119
d2003	3.45	0.290233
d1998	3.36	0.297790
d2002	3.30	0.303144
d1999	3.30	0.303206
d1997	2.94	0.340266
d1996	2.46	0.405711
d1995	2.45	0.408758
d1991	2.07	0.483230
d1993	2.07	0.483454
d1994	2.06	0.484378
d1992	1.87	0.533666
gics3	1.76	0.567671
size	1.66	0.604161
tax	1.50	0.664584
gics2	1.44	0.692541
profit	1.42	0.703995
gics1	1.33	0.754063
growth	1.25	0.800415
fxassets	1.10	0.908033
Mean VIF	3.09	

Tabell 8: VIF-verdier, regresjon 2

For regresjon 2 ser vi høye verdier for noen av årstymmyene (2005-2009). En VIF-verdi på 6,90 for 2008-dummyen er rett i overkant av vårt satte toleransenivå. Imidlertid er det eneste tiltaket mot multikollinearitet å ekskludere noen av de uavhengige variablene. Som VIF beregningene for regresjon 1 indikerer, er det ikke problemer med multikollinearitet i noen av de valgte uavhengige forklaringsvariablene, og VIF beregningene for regresjon 2 indikerer heller ingen markant multikollinearitet for GICS-kodene. Etersom vi ikke finner det hensiktsmessig å ekskludere noen av årstymmyene, velger vi heller å tolerere disse verdiene i regresjon 2. Vi har også satt et lavt toleransenivå på VIF (< 5), noe mange mener er for strengt. I tillegg er et brudd på denne forutsetningen, som nevnt, ikke like alvorlig som brudd på noen av de andre forutsetningene i modellen. Konkluderer derfor med at begge analysenes VIF-verdier er generelt såpass lave at vi ikke anser multikollinearitet som et problem i vår analyse.

Det er også vanlig å bruke korrelasjonsanalyser til å avdekke multikollinearitet. Da studerer man hvorvidt variablene korrelerer med hverandre. Korrelasjonsmatrisen i tabell 9 indikerer, i tråd med VIF beregningene, at det ikke er store problemer med multikollinearitet i

analysen. For alle variabler er korrelasjonskoeffisientene relativt lave. Den høyeste korrelasjonen er mellom størrelsesvariabelen og GICS-dummy 3, og denne korrelasjonskoeffisienten er bare på 0,54 som er relativt moderat. Går dermed videre under antagelsen om at forutsetningen angående ingen korrelasjon mellom forklaringsvariablene er oppfylt.

	debratio	tax	size	profit	growth	fxass	d1991	d1992	d1993	d1994	d1995	d1996	d1997	d1998	d1999	d2000	d2001	d2002	d2003	d2004	d2005	d2006	d2007	d2008	d2009	gics1	gics2
tax	-0,10	1,00																									
size	0,21	0,38	1,00																								
profit	-0,23	0,37	0,37	1,00																							
growth	-0,04	0,08	0,11	0,22	1,00																						
fxass	0,27	-0,02	0,05	0,03	0,10	1,00																					
d1991	0,12	-0,07	0,01	-0,03	0,04	0,03	1,00																				
d1992	0,08	0,06	0,04	-0,02	0,01	-0,03	-0,02	1,00																			
d1993	0,03	0,04	0,02	0,02	0,03	0,06	-0,02	-0,02	1,00																		
d1994	0,01	0,07	0,03	0,02	0,01	0,04	-0,02	-0,02	-0,02	1,00																	
d1995	0,05	0,03	-0,05	-0,06	-0,08	0,01	-0,02	-0,02	-0,02	-0,02	1,00																
d1996	0,05	0,05	-0,02	0,04	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02	-0,02	-0,02	-0,03	1,00															
d1997	-0,09	0,01	-0,02	0,07	0,07	0,01	-0,03	-0,02	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	1,00														
d1998	-0,05	0,01	-0,01	0,01	0,09	0,04	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	1,00													
d1999	-0,07	-0,03	-0,01	-0,08	0,00	0,05	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,04	1,00												
d2000	-0,12	0,00	-0,01	0,09	0,06	0,08	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,04	-0,04	-0,05	-0,05	1,00											
d2001	-0,03	0,03	0,03	0,06	0,00	0,00	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,04	-0,04	-0,05	-0,05	-0,05	1,00										
d2002	-0,06	0,07	0,02	0,00	-0,01	0,01	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,04	-0,04	-0,05	-0,05	1,00									
d2003	-0,04	0,02	0,00	-0,06	-0,06	0,05	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,04	-0,04	-0,05	-0,05	-0,05	-0,05	-0,05	1,00								
d2004	-0,03	0,09	-0,05	0,02	-0,15	-0,05	-0,04	-0,03	-0,04	-0,04	-0,04	-0,04	-0,04	-0,05	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	1,00							
d2005	0,04	-0,02	-0,07	-0,02	-0,08	-0,06	-0,04	-0,04	-0,04	-0,04	-0,05	-0,05	-0,06	-0,06	-0,06	-0,07	-0,07	-0,06	-0,07	-0,08	1,00						
d2006	-0,09	-0,04	-0,02	0,07	0,09	-0,09	-0,04	-0,04	-0,04	-0,04	-0,05	-0,05	-0,06	-0,07	-0,07	-0,07	-0,07	-0,07	-0,07	-0,09	-0,10	1,00					
d2007	0,02	0,11	0,02	0,01	0,06	-0,04	-0,05	-0,04	-0,05	-0,05	-0,05	-0,05	-0,06	-0,07	-0,07	-0,07	-0,07	-0,07	-0,07	-0,09	-0,10	-0,11	1,00				
d2008	0,13	-0,18	0,04	-0,07	0,11	0,00	-0,05	-0,04	-0,05	-0,05	-0,06	-0,06	-0,07	-0,07	-0,07	-0,08	-0,08	-0,07	-0,08	-0,10	-0,11	-0,11	-0,12	1,00			
d2009	0,03	-0,05	0,06	-0,05	-0,04	0,01	-0,05	-0,04	-0,05	-0,05	-0,06	-0,06	-0,06	-0,07	-0,07	-0,07	-0,08	-0,07	-0,07	-0,09	-0,10	-0,11	-0,11	-0,12	1,00		
gics1	-0,06	-0,13	-0,08	-0,13	0,03	0,17	-0,05	-0,04	-0,05	-0,05	-0,05	-0,05	0,08	0,06	0,06	0,05	0,04	0,00	-0,01	-0,04	0,03	-0,06	-0,02	0,00	0,06	1,00	
gics2	-0,05	-0,17	-0,23	-0,03	-0,02	-0,19	-0,05	-0,08	-0,05	-0,05	0,00	0,00	-0,01	-0,05	-0,05	-0,03	-0,02	-0,01	-0,03	0,08	0,02	0,07	0,03	0,07	0,01	-0,36	1,00
gics3	0,10	0,41	0,54	0,32	-0,01	0,10	0,07	0,08	0,07	0,07	0,04	0,04	0,03	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	-0,02	-0,04	-0,04	-0,05	-0,06	-0,05	-0,09	-0,33

Tabell 9: Korrelationsmatrise

Homoskedastisitet

Dersom forutsetningen rundt homoskedastisitet i samplet vårt ikke er holdbart, vil variansen til feilledet endres med forklaringsvariablene og OLS estimatene vil ikke lenger være BLUE. Konsekvensen av heteroskedastisitet er at vi ikke kan stole på t-verdien som er avledet fra forventet standardfeil, og p-verdiene kan dermed være ukorrekte. For å forhindre dette, kan vi gjøre standardavvikene robuste for heteroskedastisitet. Dersom heteroskedastisitet er et problem vil de robuste standardfeilene avvike fra de som er kalkulerte gjennom OLS, hvor store avvik mellom vanlig og robust regresjon gir en god indikasjon på problemer med OLS-forutsetningene. Det eksisterer flere ulike tester man kan kjøre for å avdekke heteroskedastisitet (Wooldridge, 2009). Vi har valgt å se på Breusch-Pagan test, White test og Cameron & Trivedi test, og får følgende resultater:

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of debtratio

chi2(1)      =      0.57
Prob > chi2  =      0.4491
```

Tabell 10: Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet

For Breusch-Pagan testen er nullhypotesen at variansen til residualene er homogene. Ved verdier for Prob > chi2 (tilsvarende p-verdi) lavere enn 0,05 må vi dermed forkaste nullhypotesen om homogenitet i variansen til residualene, som med andre ord betyr at vi har heterogenitet. Vi ser at Breusch-Pagan testen indikerer at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om homogenitet.

```
White's test for Ho: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(180)    =      206.93
Prob > chi2  =      0.0824
```

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	206.93	180	0.0824
Skewness	34.96	27	0.1398
Kurtosis	4.69	1	0.0303
Total	246.58	208	0.0345

Tabell 11: Cameron & Trivedi test for heteroskedastisitet

For White- og Cameron & Trivedi testene er også nullhypotesen homoskedastisitet. Det gjelder også her at $\text{Prob} > \chi^2$ lavere enn 0,05 betyr innslag av heteroskedastisitet i datasettet. White test og Cameron & Trivedi test indikerer, i tråd med Breusch-Pagan, at vi ikke har signifikant heteroskedastisitet i datasettet. Går dermed videre med antagelsen om at forutsetningen om homoskedastisitet er oppfylt.

Cameron & Trivedi testen indikerer også, som nevnt under testing for normalitet, at det er innslag av skjevhet (skewness) og kurtose (kurtosis) i datasettet. Skjevhet i datasettet er ikke signifikant, mens kurtose er signifikant på 95 prosenters konfidensintervallnivå. Imidlertid går vi videre under antagelsen om at innslaget av kurtose er lavt nok visuelt sett, jamfør Kernel Density plottet under normalitet.

Autokorrelasjon

Slik som ved heteroskedastisitet, vil autokorrelasjon gi upålitelige t-verdier og p-verdier som følge av ukorrekte estimater av feilleddene. For å teste hvorvidt det er korrelasjon mellom feilleddene i modellen, anvender vi Wooldridge test for autokorrelasjon.

```
wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation
      F( 1,      25) =      13.910
      Prob > F =      0.0010
```

Tabell 12: Wooldridge test for autokorrelasjon

Nullhypotesen ved denne testen er at det ikke eksisterer autokorrelasjon. Ved p-verdi ($\text{Prob} > F$) lavere enn 0,05 vil man kunne forkaste nullhypotesen og konkludere med at det er korrelasjon mellom feilleddene (Torres-Reyna). Wooldridge test for autokorrelasjon indikerer at vårt datasett har innslag av autokorrelasjon. P-verdien er $0,001 < 0,05$, således kan ikke nullhypotesen forkastes. Dette vil vi se nærmere på i kapittel 9.6.

Avslutning

Generelt er det slik at brudd på noen av forutsetningene, som nevnt, kan føre til «biased» resultater. I våre tester for forutsetningene for OLS finner vi indikasjoner på at det er innslag av autokorrelasjon i datasettet.

Autokorrelasjon fører til problemer ved beregning av standardfeilene. Dårlige estimater på standardfeilene vil som nevnt føre til upålitelig hypotesetesting. Typisk vil autokorrelasjon føre til at OLS undervurderer størrelsen av standardfeilen til koeffisientene. Dette kommer

av at autokorrelasjon vanligvis resulterer i et mønster av observasjoner som tillater en bedre tilpasning enn ikke-autokorrelerte observasjoner ville kunne forsvare. Denne tendensen OLS har til å undervurdere standardfeilene betyr videre at t-verdiene for koeffisientene overvurderes. Problemer med konsekvent overvurderte t-verdier kommer til uttrykk i p-verdiene som på grunn av dette blir lavere. Faren er derfor at man kan komme i skade for å forkaste en nullhypotese (ingen sammenheng) som ikke burde blitt forkastet. Dette er en klassisk type 1 feil innen statistikk (Studenmund A. , 2011).

I vårt tilfelle vil dette komme til uttrykk ved at vi kan tro at en uavhengig variabel er signifikant selv om den ikke er det. Det vil si at vi for eksempel kan tro at det er en signifikant sammenheng mellom gjeldsandel og størrelse og således forkaste nullhypotesen om ingen sammenheng, selv om det i realiteten ikke er en signifikant sammenheng.

9.6. Regresjonsanalyse justert for autokorrelasjon

Etttersom vi har innslag av autokorrelasjon i datasettet, utfører vi en Newey-West Standard Error regresjon (heretter NW), som brukes mye for å justere for både heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Årsaken til at vi kan bruke NW for å korrigere for autokorrelasjon, er som nevnt at autokorrelasjon bidrar til «bias» i feilleddene. NW modellen korrigerer disse problemene uten å endre koeffisientene (β) (Studenmund A. , 2011).

NW metoden ble opprinnelig designet for å justere for autokorrelasjon i enkle tidsseriedata. For å kunne justere for autokorrelasjon antar NW tilnærmingen at korrelasjonen mellom residualene nærmer seg null når avstanden mellom observasjonene går mot uendelig. I tillegg multipliserer NW kovariansen av lag (j) av vekten $\left[\frac{1-j}{M+1}\right]$, der M er den angitte maksimale lag. Denne vekten er størst for tilstøtende observasjoner, og avtar når avstanden mellom observasjonene øker eller faller sammen (er asymptotisk). Etttersom NW opprinnelig var designet for enkle tidsserier var vekting nødvendig å foreta i estimatet av matrisen for at resultatet skulle bli positivt «semidefinite». NW-metoden er blitt modifisert slik at den også kan benyttes i paneldata. Modellen estimerer da bare korrelasjoner mellom laggede residualer i samme klynge. Problemet med å velge lag er forenklet i et paneldatasett, siden det maksimale lag er definert ved $t-1$ (Petersen, 2008).

Ved å sette maksimal lag til $t-1$ vil ligningen for NW være:

$$\begin{aligned}
\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T X_{it} \varepsilon_{it} \right)^2 &= \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T X_{it}^2 \varepsilon_{it}^2 + 2 \sum_{t=1}^{T-1} \sum_{s=t+1}^T w(t-s) X_{it} X_{is} \varepsilon_{it} \varepsilon_{is} \right) \\
&= \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T X_{it}^2 \varepsilon_{it}^2 + 2 \sum_{t=1}^{T-1} \sum_{j=1}^{T-t} w(j) X_{it} X_{it-j} \varepsilon_{it} \varepsilon_{it-j} \right) \\
&= \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T X_{it}^2 \varepsilon_{it}^2 + 2 \sum_{t=1}^{T-1} \sum_{j=1}^{T-t} \left(1 - \frac{j}{T}\right) X_{it} X_{it-j} \varepsilon_{it} \varepsilon_{it-j} \right)
\end{aligned}$$

Formel 23: Newey-West regresjon

Hvor X er de uavhengige variablene og ε er feilleddene, i og t angir henholdsvis uavhengig variabel og tid. Vi går ikke nærmere inn på utledningen av NW da vi mener det ligger noe på siden av vår oppgave. I det videre vil vi imidlertid forklare effekten av å bruke NW.

Koeffisientene ved NW vil være de samme som under OLS. Imidlertid vil standardfeilene, t-verdiene og p-verdiene som nevnt endre seg. Dette kan gi andre resultater enn ved OLS regresjon. Det er videre ikke oppgitt noe forklaringskraft i NW-modellen. Forklaringskraften er likevel den samme som ved OLS, henholdsvis 21,73 prosent og 24,33 prosent for regresjon 1 og 2.

Regresjon 1 (Newey-West Standard Error)

Regression with Newey-west standard errors Number of obs = 266
maximum lag: 0 F(5, 260) = 13.35
Prob > F = 0.0000

debratio	Coef.	Newey-West Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tax	-.060294	.0289302	-2.08	0.038	-.1172614 -.0033266
size	.0265667	.0052205	5.09	0.000	.0162868 .0368465
profit	-.4397671	.1194969	-3.68	0.000	-.675072 -.2044623
growth	-.007551	.0170072	-0.44	0.657	-.0410403 .0259383
fxassets	.1578376	.0366581	4.31	0.000	.085653 .2300222
_cons	.1873563	.081287	2.30	0.022	.0272916 .347421

Tabell 13: Newey-West, regresjon

Ikke overraskende ser vi at standardavvikene ved NW er noe høyere for de fleste variabler enn ved OLS for regresjonsanalysene, med unntak av skattevariabelen. Videre gir NW-regresjon følgelig andre t-verdier og p-verdier.

Det som er interessant er å sjekke hvorvidt de variablene som var signifikante i OLS, fortsatt er det ved NW-regresjon. Ser at for NW-regresjon 1 er størrelse, lønnsomhet og andel tangible aktiva signifikant i forklaring av variasjonen i gjeldsandel. Dette er i tråd med det vi fant i OLS-regresjon 1. Overraskende nok får vi også at skattevariabelen er signifikant i NW-regresjon 1. En enhets økning i skattevariabelen vil altså gi en signifikant negativ påvirkning på gjeldsandel med -0,06. I dette tilfellet har vi altså hatt en type 2 feil, hvor man ikke forkaster nullhypotesen (ingen sammenheng) som skulle vært forkastet. Dette kan trolig tilskrives innslag av multikollinearitet i datasettet, som nevnt i kapittel 6.3.1.

Regresjon 2 (Newey-West Standard Error)

Regression with Newey-west standard errors
maximum lag: 0

Number of obs = 266
F(27, 238) = 5.85
Prob > F = 0.0000

debratio	Coef.	Newey-West Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interva]	
tax	-.058766	.0324704	-1.81	0.072	-.122732	.0052
size	.025364	.0062052	4.09	0.000	.01314	.0375881
profit	-.4536021	.1255358	-3.61	0.000	-.7009053	-.2062989
growth	.0001637	.0175736	0.01	0.993	-.0344559	.0347833
fxassets	.1798329	.0339767	5.29	0.000	.1128993	.2467664
d1991	.0344865	.0856312	0.40	0.688	-.1342054	.2031784
d1992	.0258877	.0921491	0.28	0.779	-.1556443	.2074196
d1993	-.0588866	.0773629	-0.76	0.447	-.21129	.0935168
d1994	-.0769321	.0781442	-0.98	0.326	-.2308747	.0770105
d1995	-.0326393	.0773494	-0.42	0.673	-.1850162	.1197376
d1996	-.0004771	.0982195	-0.00	0.996	-.1939677	.1930136
d1997	-.1270317	.0822552	-1.54	0.124	-.289073	.0350096
d1998	-.1160059	.0735256	-1.58	0.116	-.26085	.0288383
d1999	-.1686277	.0760353	-2.22	0.028	-.3184159	-.0188395
d2000	-.1614449	.0750018	-2.15	0.032	-.3091971	-.0136928
d2001	-.0897057	.0681908	-1.32	0.190	-.2240404	.044629
d2002	-.1282254	.072588	-1.77	0.079	-.2712224	.0147715
d2003	-.1371283	.0738572	-1.86	0.065	-.2826257	.008369
d2004	-.0693969	.0796909	-0.87	0.385	-.2263865	.0875927
d2005	-.0362423	.0700799	-0.52	0.606	-.1742984	.1018137
d2006	-.100805	.0741118	-1.36	0.175	-.246804	.0451939
d2007	-.0569706	.0744899	-0.76	0.445	-.2037143	.0897731
d2008	-.042533	.0715276	-0.59	0.553	-.1834411	.0983752
d2009	-.0811631	.071406	-1.14	0.257	-.2218316	.0595054
gics1	-.0548323	.0373348	-1.47	0.143	-.1283811	.0187165
gics2	.0087929	.0250636	0.35	0.726	-.0405821	.0581678
gics3	.0148314	.0366969	0.40	0.686	-.0574608	.0871237
_cons	.2620672	.10983	2.39	0.018	.0457041	.4784303

Tabell 14: Newey-West, regresjon 2

For NW-regresjon 2 får vi at størrelse, lønnsomhet, andel tangible eiendeler og årsumdummy for 1999 er signifikant, noe som også er i tråd med OLS-regresjon 2. I tillegg til nevnte forklaringsvariabler finner vi også at dummyvariablene for år 2000 er signifikant i NW-regresjon 2, med negativ koeffisient. Dette er trolig en forlengelse av det vi diskuterte rundt Asia-krisen tidligere. Skattevariabelen er imidlertid ikke signifikant i denne analysen slik

den var i NW-regresjon 1. Dette kommer trolig av at korrelasjonen mellom skattevariabelen og de andre forklaringsvariablene gjør seg gjeldende når vi inkluderer alle variablene. Ser av korrelasjonsmatrisen (tabell 9) i kapittel 9.5 at skattevariabelen i noen grad samvarierer med andre variabler. Korrelasjonen er høyest med størrelse (0,38), lønnsomhet (0,37) og GICS-kode 3 (0,41). Koeffisientene er imidlertid ikke avskrekkende store, og skattevariabelen har en VIF-verdi på henholdsvis 1,26 og 1,50 for OLS-regresjon 1 og 2, som er forholdsvis lavt. I utgangspunktet skulle man således ikke tro at multikollinearitet var et problem.

Oppsummert får vi noe mer innsikt ved korrigering for autokorrelasjon. NW-regresjon indikerer at vi har hatt noen hypotesetestningsfeil ved OLS-regresjon som følge av multikollinearitet og autokorrelasjon. Vi har avdekket en type 2 feil for skattevariabelen og en type 1 feil ved årsummyen for 2000. Viktigheten av å justere for autokorrelasjon kommer således godt frem, og generelt sett er det svært vanlig å justere for slike problemer for å unngå hypotesetestningsfeil.

10. Alternative regresjonsanalyser

Det er flere metoder for å analysere paneldata. De fleste forskere benytter den såkalte fixed-effects modellen. Imidlertid er random-effects modellen den foretrukne metoden dersom det finnes grunnlag for å bruke den (Studenmund A. , 2011). I det følgende vil vi gi en kort gjennomgang av både fixed- og random effects modellene og videre foreta en en Hausman-test for å undersøke hvilken vi kan bruke på vårt datasett.

10.1. Fixed-effect regresjon

Denne metoden brukes for å kontrollere variabler for alle eventuelle karakteristika som er konstant over tid, uten at vi trenger å definere dem. For å forklare modellen, er det hensiktsmessig å utlede formelen for fixed-effects regresjon (heretter FE). Illustrasjonen vil bli gitt for enkel regresjon. Imidlertid vil ikke metodikken ved multipl regressjon være særlig forskjellig.

$$Y_{it} = \beta_1 * X_{it} + a_i + u_{it}, \text{ der } t = 1, 2, \dots, T$$

Formel 24: Fixed-effect modell, enkel regresjon

Hvor:

- β_1 er koeffisienten for den uavhengige variabelen
- X_{it} representerer den uavhengige variabelen
- a_i er den uobserverte/utelatt variabelen som er konstant over tid
- u_{it} er feilleddet

Det er først og fremst hensiktsmessig å se på feilleddet. Dersom det er ikke-tidsvarierende utelatte variabler i ligningen, vil den uobserverte effekten av disse utelatte variablene bli skjøvet inn i feilleddet. Således kan feilleddet tenkes å ha to komponenter; et klassisk feilledd (ε_{it}) og den uobserverte effekten av de ikke-tidsvarierende utelatte variablene (a_i). Feilleddet u_{it} kan altså uttrykkes slik: $u_{it} = \varepsilon_{it} + a_i$. Selv om feilleddet u_{it} har to dimensjoner, i og t (slik som de aller fleste paneldata), har a_i bare en dimensjon ettersom det er en funksjon av de utelatte variablene som er ikke-tidsvarierende (Studenmund A. , 2011).

For å justere for de ikke-tidsvarierende effektene, beregner man hvor mye hver observasjon for en variabel avviker fra gjennomsnittet. Gjennomsnittet av ligningen for hver i over tid, vil gi følgende:

$$\overline{Y}_i = \beta_1 * \overline{X}_i + a_i + \overline{u}_i, \text{ der } \overline{Y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T Y_{it}, \text{ og så videre.}$$

Formel 25: Gjennomsnitt av Fixed-effects, enkel regresjon

Hvor streken over variablene indikerer gjennomsnittet av den variabelen med hensyn til tid. Siden a_i antas å være konstant over tid vil den forekomme i begge ligningene. Om vi trekker gjennomsnittet (\overline{Y}_i) fra (Y_{it}) for hver t får vi:

$$\dot{Y}_{it} = \beta_0 + \beta_1 * \dot{X}_{it} + \dot{u}_{it}, \text{ der } t = 1, 2, \dots, T$$

Formel 26: Fixed-effect modell fratrukket gjennomsnittet av Fixed-effects modell

Hvor to prikker over variablene indikerer at gjennomsnittet av variabelen er blitt trukket fra. Ser altså at resultatet er at FE-metodikken fjerner den uobserverte effekten a_i .

Når man bruker FE-modellen antar man at noe innenfor hvert selskap kan ha innvirkning på forklaringskraften til de uavhengige variablene, og således føre til «biased results». Dette må man videre kontrollere variablene for. FE-modellen fjerner effekten av faste ikke-tidsvarierende egenkaper fra de uavhengige variablene og identifiserer den enkelte uavhengige variabelens isolerte effekt. En annen viktig forutsetning for FE-modellen er at de ikke-tidsvarierende egenskapene er unike for hvert selskap, og ikke korrelerer med andre selskapsspesifikke egenskaper (Torres-Reyna).

FE-modellen har imidlertid noen svakheter. Modellen tenderer mot å gi svært lave frihetsgrader. Dette er fordi man mister en frihetsgrad per ledd i modellen som faller bort når man fjerner de ikke-tidsvarierende effektene. Problemet med å ha lavere frihetsgrader knytter seg til tilfeldighetselementet. Desto flere frihetsgrader jo større er sjansen for at en positiv residual motvektes av en negativ residual. Eksempelvis vil dette innebære at jo flere ganger man spiller «kron eller mynt», jo nærmere vil observasjonsutvalget for mynt angi den faktiske sannsynligheten (Studenmund A. , 2011).

Videre vil forklaringsvariabler som ikke varierer over tid være perfekt korrelerte. Dette innebærer at man verken kan estimere koeffisientene eller inkludere de i modellen. Disse svakhetene er imidlertid små sammenlignet med fordelene ved modellen. Derfor er det en mye brukt metode for analyse av paneldata (Studenmund A. , 2011).

10.2. Random-effects regresjon

Random-effects regresjon (heretter RE) er nyttig dersom noen utelatte variabler kan tenkes å være konstante over tid og variere mellom selskap, mens andre utelatte variabler er faste mellom selskaper og varierer over tid (Princeton University, 2007). Dersom dette tenkes å være tilfelle bør man altså benytte seg av RE-regresjon.

Til forskjell fra FE-regresjon antar RE-modellen at variasjonen på tvers av selskapene er tilfeldige og ukorrelert med de uavhengige variablene, som tillater ikke-tidsvarierende variabler å være en del av de uavhengige variablene (Torres-Reyna).

Det er flere fordeler ved å bruke RE- modellen. Først og fremst oppnår man mange flere frihetsgrader, som igjen betyr større nøyaktighet i resultatene. En annen fordel er, som nevnt tidligere, at man kan estimere koeffisienter for ikke-tidsvarierende variabler. Således kan modellen sies å være mer effektiv enn FE-modellen. RE-modellen har imidlertid en stor svakhet ved at den antar at a_i ikke er korrelert med de uavhengige variablene (Studenmund A. , 2011).

10.3. Valg mellom fixed- eller random-effects

Statistiske sett, er det alltid fornuftig å analysere paneldata med FE-modellen. Imidlertid er den ikke alltid den mest effektive modellen. RE-modellen vil gi bedre P-verdier, siden det er et mer effektivt estimat, og dersom det er statistisk grunnlag for å benytte RE-modellen bør man gjøre det.

For å avgjøre hvilken modell som er hensiktsmessig å bruke kan man benytte en Hausman-test. Dette er den klassiske testen på hvorvidt man bør benytte fixed eller random effects. Denne testen ser på a_i og den tilhørende korrelasjonen med de uavhengige, og potensielt utelatte variablene. Hausman-testen utføres i STATA og tester altså om regresjonskoeffisientene i FE- og RE-modellene er statistisk forskjellige (Studenmund A. , 2011). Testen tar utgangspunkt i nullhypotesen om at koeffisientene estimert av RE-modellen er de samme som er blitt estimert av FE-modellen. Om p-verdien, definert av uttrykket $\text{prob} > \chi^2$, er større enn 0,05 (valgt signifikansnivå) er det trygt å bruke RE-modellen (Torres-Reyna).

Dersom koeffisientene er signifikant forskjellige vil man alltid bruke FE-modellen, selv om dette går på bekostning av frihetsgrader. Dersom koeffisientene ikke er forskjellige, vil man

ofte enten bare bruke RE-modellen, eller bruke begge modellene i analysen (Studenmund A., 2011).

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
tax	-.0322991	-.0372506	.0049515	.0035954
size	.0569211	.0517605	.0051605	.0058194
profit	-.5735207	-.5209365	-.0525842	.0216982
growth	-.0177703	-.0141942	-.0035761	.0028052
fxassets	.1616105	.178444	-.0168335	.024224
d1991	.0452601	.0445276	.0007325	.0030373
d1992	.0257549	.0277497	-.0019948	.0034596
d1993	-.0573949	-.0586505	.0012556	.0019071
d1994	-.0819562	-.0816641	-.0002921	.0015113
d1995	-.0446664	-.0410906	-.0035758	.0020163
d1996	-.0034411	-.0035886	.0001475	.0022054
d1997	-.1416725	-.1412233	-.0004491	.0041515
d1998	-.163768	-.1593657	-.0044022	.0061132
d1999	-.2260778	-.2184819	-.0075959	.006244
d2000	-.2202985	-.2174803	-.0028183	.0071608
d2001	-.1616605	-.1545487	-.0071119	.0091215
d2002	-.1875498	-.1784054	-.0091444	.0084331
d2003	-.2045889	-.1947848	-.0098042	.0074667
d2004	-.158371	-.1482948	-.0100762	.0078434
d2005	-.119645	-.1115519	-.0080931	.0105252
d2006	-.166845	-.1622553	-.0045897	.0139832
d2007	-.167968	-.1560275	-.0119404	.0146547
d2008	-.1524499	-.1399582	-.0124917	.016214
d2009	-.2246459	-.2063511	-.0182948	.0162806
gics1	-.0324592	-.0203301	-.0121291	.0864977

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(25) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 18.07
 Prob>chi2 = 0.8394
 (V_b-V_B is not positive definite)

Tabell 15: Hausman Spesification Test

Som vi ser fra Hausman-testen er p-verdien 0,8394 (> 0,05). Dermed er det indikasjoner på at vi kan benytte den mer effektive RE-modellen til våre analyser. Først vil vi likevel bruke Breusch-Pagan Lagrange Multiplier test for å sjekke hvorvidt det gir større innsikt å bruke RE-modellen fremfor vanlig OLS-regresjon.

Breusch-Pagan Lagrange Multiplier

Breusch-Pagan Lagrange Multiplier (LM) tester hvorvidt man bør bruke random-effects modellen, eller om vanlig OLS-regresjon er tilstrekkelig. Denne testen tar utgangspunkt i nullhypotesen om at det ikke er variasjoner mellom selskaper i perioden. Dersom man ikke kan forkaste nullhypotesen, vil det altså innebære at man like greit kan bruke OLS-regresjon fordi man får ikke noen større innsikt av å bruke RE-modellen.

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

debratio[companyid,t] = xb + u[companyid] + e[companyid,t]

Estimated results:

	var	sd = sqrt(var)
debratio	.0302382	.1738914
e	.0121129	.1100587
u	.0217509	.1474818

Test: Var(u) = 0

chi2(1) = 50.30
 Prob > chi2 = 0.0000

Tabell 16: Breusch-Pagan Lagrange Multiplier

LM-testen indikerer at vi kan forkaste nullhypotesen, og at det følgelig eksisterer variasjoner mellom selskaper i perioden. På bakgrunn av både Hausman-test og LM-test vil vi i det følgende foreta random-effects regresjon.

10.4. Random-effects regresjon

Når man skal fortolke resultatet av RE-modellen er det ikke slik som for OLS-regresjon. Tolkning av koeffisientene kan være litt komplisert siden de både inkluderer effekter for tid og selskapskarakteristika. Dersom man eksempelvis ser på størrelsesvariabelen vil koeffisienten representere den gjennomsnittlige effekten størrelse har på gjeldsandel når størrelse varierer over tid og mellom selskaper (Torres-Reyna). For å videre gjøre standardfeilene robuste for autokorrelasjon skriver vi kommandoen «robust» bak regresjonskommandoen. Vi får da følgende:

2003. Norske lønninger hadde steget mye kraftigere enn hos våre handelspartnere i årene i forkant. Renten ble satt opp i frykt for økt inflasjon, mens renten i utlandet derimot satt ned. Kronen styrket seg følgelig i perioden. Den kostnadmessige konkurranseevnen ble dermed sterkt svekket fra to hold, både fra utviklingen i kronekurs og i lønninger i Norge. Da det internasjonalt også var en markert konjunkturedgang var resultatet fall i eksporten i årene 2002 og 2003. Det er naturlig å tro at dette har hatt en negativ påvirkning på petroleumsselskapers gjeldsandel. Kostnadmessige ulemper og styrket krone reflekteres også i reduserte investeringer i perioden, som nok også bidrar til å forklare den reduserte bruken av gjeld. Sist, men ikke minst, er også året 2009 signifikant fra referanseåret, med en koeffisient med negativt fortegn. Dette mener vi må tilskrives Finanskrisen i årene i forkant, som i senere tid også har ført til statsfinansiell krise i flere av Euro-landene.

Et annet interessant funn ved RE-regresjon er at vekstvariabelen nå indikerer å ha en negativ effekt på gjeldsandel. Dette stemmer overens med hypotesen vi hadde om at vekstselskaper ofte har mindre gjeld enn mer modne selskaper for å bevare fleksibilitet med hensyn til fremtidige investeringsmuligheter. I tillegg finner vi også at alle GICS-kodene nå er negativt forskjellig fra referansekoden, noe som ikke var tilfelle for OLS-regresjon. Dog, er verken vekstvariabelen eller GICS-dummyene signifikante heller i RE-regresjon.

Vi ser at den totale forklaringskraften til modellen har økt, fra 24,33 prosent til 25,50 prosent. Avslutningsvis er det også hensiktsmessig å kommentere at signifikansnivået i modellen som helhet ikke lenger er oppgitt. Det gir indikasjoner på at det er noen problemer med modellen. Imidlertid finner vi likevel oppgitte p-verdier for forklaringsvariablene. Følgelig antas det at modellen er signifikant da de andre analysene indikerer det. I samtale med professor Anti Nilsen mente også han at dette ikke ville by på problemer så lenge p-verdiene er oppgitt og virker fornuftige.

11. Oppsummering av resultater

I det følgende vil vi gjennomgå resultatene av analysene og diskutere a priori hypoteser opp mot resultatene. Når vi skal diskutere resultatene av analysene vil vi ta utgangspunkt i RE-regresjon. Dette gjør vi fordi RE-modellen er en mer effektiv modell som alltid bør brukes dersom det er grunnlag for å gjøre det. Ettersom LM-testen indikerer at det eksisterer variasjoner mellom selskapene i perioden, vil altså RE-regresjon gi en større innsikt ved fortolkning av resultatene enn både OLS-regresjon og NW-regresjon.

Gjeldsandel

A priori forventet vi at andel gjeld i petroleumsselskapene ville være relativt høy. Dette på bakgrunn av at det er en kapitalintensiv bransje. Vi forventet at den høye marginalsatten kombinert med stor andel tangible aktiva ville gjøre det gunstig å finansiere seg ved bruk av gjeld.

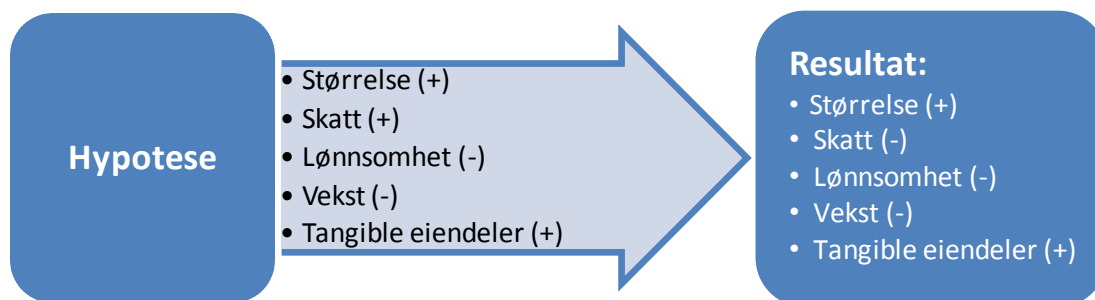
I våre analyser fant vi at petroleumsselskapene i utvalget gjennomsnittlig har en gjeldsandel på 60,9 prosent, som er en relativt høy gjeldsandel for en aktør notert på Oslo Børs (Finansdepartementet, 2000). Imidlertid er det ikke ekstremt høyt for typiske aktører i kapitalintensiv bransje. Det er rimelig å tro at størrelsen på gjeldsandel også kanskje påvirkes av det faktum at petroleumsbransjen er såpass konjunkturfølsom som den er. Svingninger i dagrater, oljepris og lignende vil føre til en stor risiko ved bruk av mye gjeld, og er en mulig forklaring på at gjeldsandelen ikke er mer ekstrem.

I diskusjonen rundt den klassiske trade off teorien diskuterte vi at andelen gjeld i høy grad kan forklares gjennom det relativt store skatteskjoldet. Da tenker vi spesielt på at marginalsattesatsen er 78 prosent. Imidlertid finner vi at gjennomsnittlig skattesats (betalt skatt) ligger på 17,1 prosent. Med tanke på at den ordinære selskapsskatten er 28 prosent, er dette relativt lavt og kan indikere at petroleumsselskapene bruker ulike metoder for å redusere betalt skatt. Dette fører på sin side til at skatteskjoldet ved opptak av gjeld ikke blir av betydelig størrelse, og således ikke forklarer hvorfor selskapene finansiere seg slik de gjør.

Når vi videre ser på pecking order teorien kan denne muligens forklare andelen gjeld bedre for våre selskaper. Ettersom petroleumsselskapene kontinuerlig investerer enorme summer

dekker trolig ikke de interngenererte midlene alt. Når de interne midlene ikke strekker til vil da gjeld være nest foretrukne finansieringsalternativ i henhold til teorien.

Til slutt diskuterte vi også teori knyttet til asymmetrisk informasjon. Her trakk vi frem hvordan tangible eiendeler gir sikkerhet til kreditorene, og således leder til høyere låneopptak. Petroleumselskapene har en stor porsjon tangible eiendeler, noe som fører til at de kan pådra seg en større gjeldsandel på grunn av sikkerheten eiendelene gir.



Figur 14: A posteriori hypoteser versus resultater

Størrelse

Vi hadde en hypotese om at størrelsesvariabelen ville ha en positiv effekt på gjeldsandel i selskapene. Dette begrunnes da særlig gjennom teorier knyttet til asymmetrisk informasjon. Store selskaper er hyppigere notert på børs, og informasjonstransparensen er ofte betydelig sett i forhold til private selskaper. Videre er de også mindre utsatt for fluktasjoner i inntjening som nevnt tidligere. Det er naturlig å tro at dette også gjelder for petroleumselskaper, kanskje i enda større grad. Petroleumsbransjen er en kapitalintensiv bransje preget av mye investeringer. Uansett nisje innen petroleumsbransjen kreves maskiner, utstyr, båter, rigger og lignende. Det er således rimelig å tro at et stort selskap vil kunne dra nytte av sin størrelse gjennom gunstigere tilgang til finansiering i kapitalmarkedene.

I alle våre analyser finner vi indikasjoner på at det er en positiv sammenheng mellom selskapsstørrelse og gjeldsandel. Denne sammenhengen er også signifikant. Ettersom vi har brukt den naturlige logaritmen av totale inntekter må tankegangen forklares nærmere. Dersom et selskaps totale inntekter øker med 10 prosent, fra 1 million til 1,1 million innebærer dette at den naturlige logaritmen til inntekter øker fra 13,82 til 13,91. Koeffisienten til størrelsesvariabelen er videre 0,0518, som innebærer at en 10 prosents

økning i inntekt vil gi en økning i gjeldsandel i petroleumsselskaper på $(13,91-13,82 * 0,0518 * 100)$ 0,4662 prosentpoeng.

Skatt

På bakgrunn av den klassiske trade off teorien hadde vi en hypotese om at det skulle være en positiv sammenheng mellom gjeldsandel og skatt. I petroleumsbransjen er det slik at marginalsattesatsen kan være helt opp under 80 prosent som følge av særskatten. Således argumenterte vi for at gevinsten av skatteskjoldet ved bruk av gjeld ville være svært høyt.

I våre analyser finner vi imidlertid at det er en negativ sammenheng mellom skatt og gjeldsandel, dog er ikke denne sammenhengen signifikant (med unntak av NW-regresjon 1). Koeffisienten for skatt viser -0,0373. Dette innebærer at 10 prosents økning i skatten fra for eksempel 20 prosent til 30 prosent, vil gi redusert gjeldsandel på $((0,0373*0,1)*100)$ 0,373 prosentpoeng.

Årsaken til den negativ sammenhengen kan som nevnt trolig tilskrives at faktisk betalt skatt er relativt lav. Dette forårsakes blant annet av svært gunstige avskrivningsregler for petroleumsselskaper, noe som fører til at gjennomsnittlig sattesats blir lavere enn marginalsattesatsen. En annen forklaring er skatteordningen i petroleumssektoren, som er veldig gunstig for nyetablerte petroleumsselskaper på norsk sokkel. Som nevnt i kapittel 4.2 kan selskapene få utbetalt skatteverdien av pådratte leteutgifter, samt skatteverdien av direkte og indirekte utgifter i forbindelse med letevirksomhet (ved underskudd). Dette fører til at selskapene i oppstartfasen kan ha negativ skatt. Nye petroleumsselskaper kan alternativt fremføre underskudd, og på denne måten ikke være i skatteposisjon de første årene.

Den negative sammenhengen mellom skatt og gjeld kan dermed forklares gjennom gunstige ordninger for nyetablerte selskaper, samt at de skattemessige avskrivningene er høyere enn de reelle. Denne forklaringen har også støtte fra Frank & Goyal (2004), som i sin utredning viser at skatteskjold knyttet til variablene driftsunderskudd, avskrivningskostnader og skattemessig fradrag på investeringer har en negativ sammenheng på gjeldsandel. Årsaken er at «non-debt skatteskjold» er substitutt for rentefradraget man får ved gjeld. Selskaper som har høye skattemessige fradrag for investeringer vil dermed ikke øke gjelden for å få et høyere rentefradrag.

Et moment verdt å nevne er at utvalget vi ser på består av en stor andel relativt unge selskaper. Ettersom nyoppstartede selskaper går under svært gunstige skattemessige ordninger, vil ikke skattesatsen vi har funnet nødvendigvis reflektere faktiske skatteforhold i bransjen. En løsning på dette kunne være å se på et «sub sample» med selskaper som har operert i bransjen over lang tid. Imidlertid er det kun et fåtall selskap som har operert på norsk sokkel over en lengre periode. Dermed ville et slikt «sub sample» blitt svært lite, og ikke nødvendigvis reflektere faktiske skatteforhold. Således finner vi det ikke hensiktsmessig å foreta en slik justering. Vi er imidlertid inneforstått med at dette kan være en årsak til resultatet for skattevariabelen.

En annen mulig årsak er det multinasjonale finansielle systemet, som er redegjort nærmere for i kapittel 5.1. Mange av selskapene i utvalget opererer internasjonalt og har gjerne datterselskap i andre land enn Norge. Gjennom bruk av internprising kan multinasjonale selskaper overføre verdier og manipulere systemet til sin fordel. Dersom selskapene gjør dette, vil den faktisk betalte selskapsskatt i Norge være lav. Hvorvidt dette i praksis er mulig er omstridt ettersom salg av råolje er underlagt normpriser, samt at myndighetene prøver å overvåker selskapenes skattemessige tilpasninger nøye.

Lønnsomhet

I utgangspunktet hadde vi en hypotese om at selskaper med større lønnsomhet ville ha en mindre gjeldsandel enn mindre lønnsomme selskaper. Dette med grunnlag i tradisjonell pecking order teori hvor selskaper foretrekker å finansiere seg ved hjelp av interngenererte midler.

Analysen viser også at dette er tilfellet for våre selskaper. Vi får en signifikant negativ sammenheng mellom lønnsomhet og gjeldsandel. Koeffisienten viser -0,521, som betyr at for eksempel 10 prosents økning i ROA, vil gi en reduksjon i gjeldsandel på $((0,521*0,1)*100)$ 5,21 prosentpoeng.

Vekst

I henhold til underinvesteringshypotesen hadde vi en hypotese om at det ville være en negativ sammenheng mellom vekst og gjeldsandel. Dette på bakgrunn i at selskaper som vokser mye og har store fremtidige investeringsmuligheter ofte har et større behov for å ha fleksible kapitalinnhentingsmuligheter.

For variabelen får vi sprikende resultater avhengig av regresjonsmetodikk. OLS-regresjon og NW-regresjon indikerer, overraskende nok, en positiv sammenheng mellom vekst og gjeldsandel. Også Frydenberg, Barclay og Smith (1995) finner i sine studier en positiv sammenheng mellom vekst og gjeldsandel. Deres studier viser at vekstselskaper benytter seg av kortsiktig gjeld og dermed reduserer forfallstiden på gjelden. På denne måten klarer selskapene å kontrollere underinvesteringshypotesen (Frydenberg, 2004). Vi har ikke splittet opp total gjeld i kortsiktig- og langsiktig gjeld, og kan dermed ikke bekrefte eller avkrefte hvorvidt vår positive sammenheng i OLS-regresjon og NW-regresjon skyldes opptak av kortsiktig gjeld. For vårt utvalg kan den positive sammenhengen skyldes de store investeringene som kreves i petroleumsbransjen. I tilfeller hvor investeringskostnadene er veldig høye vil ikke de interngenererte midlene være tilstrekkelige. For å kunne utnytte vekstmulighetene vil gjeld da være den nest foretrukne finansieringsmetoden i henhold til pecking order teori.

Signaleffekten kan muligens også være årsak til at vi får en positiv sammenheng mellom vekst og gjeldsandel. Dersom et petroleumsselskap opplever kraftig vekst vil det gi et signal i markedet om at selskapet gjør det bra. Eksterne investorer vil oppleve signalet som positivt, ettersom det gir indikasjoner på en lys fremtid for selskapet. På denne måten vil problemer med asymmetrisk informasjon bli redusert, og det vil bli enklere for vekstselskaper å få gjeldsfinansiering.

RE-regresjon, som er den regresjonsmetodikken vi vektlegger, indikerer imidlertid at det for våre selskaper er en negativ sammenheng mellom vekst og andel gjeld. Sammenhengen er svak og heller ikke signifikant. Koeffisienten i RE-regresjon har en verdi på 0,0142, som innebærer at en økning i vekst på 10 prosent vil gi en reduksjon i gjeldsandel på $((0,0142 * 0,1) * 100)$ 0,142 prosent. Resultatet av RE-regresjon er i tråd med vår hypotese, hvor vekstselskaper ofte prøver å minimere andel gjeld for å beholde fleksibilitet med hensyn til eventuelle fremtidige vekstmuligheter.

Tangible eiendeler

I henhold til trade off teori og teori om asymmetrisk informasjon forventet vi å finne en positiv sammenheng mellom andel tangible eiendeler og andel gjeld. Selskaper med stor andel tangible aktiva har muligheten til å stille disse som sikkerhet ved opptak av lån, noe som videre kan gi bedre betingelser i markedet.

I våre analyser finner vi også en positiv sammenheng mellom andel tangible eiendeler og andel gjeld, noe som samsvarer med tidligere studier. Koeffisientverdien ligger på 0,1784. Nærmere forklart betyr dette at en økning i andel tangible eiendeler på 10 prosent vil gi en økning i gjeldsandel på $((0,1784*0,1)*100)$ 1,784 prosentpoeng.

Petroleumsselskaper har ofte mange tangible eiendeler, som maskiner, borerigger, skip og lignende. Det å stille sikkerhet i slike eiendeler gir trolig svært gunstige lånebetingelser og er antakelig en god forklaring på hvordan petroleumsselskaper, som opererer i en konjunkturfølsom bransje, kan ha en høy andel gjeld.

Oppsummert stemmer resultatene godt med det vi forventet a priori, dog med unntak av skattevariabelen. Petroleumsselskaper ser således ut til å benytte gjeld for å finansiere en betydelig del av driften.

12. Avslutning og konklusjon

I denne utredningen har vi gjennomgått etablert teori rundt hvordan selskaper velger å finansiere sin operasjonelle virksomhet (kapitalstruktur). På bakgrunn av teori har vi videre valgt ut en knippe variabler som kunne tenkes å påvirke norske petroleumsselskapers kapitalstruktur, og empirisk testet den faktiske påvirkningen gjennom bruk av regresjonsanalyse i STATA.

I forkant av den empiriske analysen har vi diskutert de valgte forklaringsvariablene i lys av etablert teori og tidligere forskning. På bakgrunn av dette har vi videre formulert a priori hypoteser om påvirkning. Hypotesene stemmer relativt godt overens med resultatene, selv om ikke alle forklaringsvariablene er signifikante på 95 prosents konfidensintervallnivå.

Det kanskje mest interessante funnet etter forfatterens mening er påvirkningen skattvariabelen har på gjeldsandel i utvalget. Skatten viser seg å ha en negativ effekt på gjeldsandel, noe som strider mot det den klassiske trade off teorien tilsier. Det er kanskje ekstra interessant med tanke på den høye marginalsattesatsen det er i bransjen. Som nevnt i oppsummeringen i kapittel 9.7 kan dette trolig tilskrives at faktisk betalt skatt er lavere som følge av gunstige avskrivningsregler for bransjen. Det er verdt å nevne at skattevariabelen imidlertid ikke er signifikant.

Vekstvariabelens påvirkning er også overraskende da vi får sprikende resultater avhengig av regresjonsmetodikk. Vi hadde a priori forventet en negativ koeffisient ettersom gjeld antas å redusere fleksibiliteten i forhold til fremtidige vekstmuligheter. Resultatene fra OLS-regresjon og NW-regresjon viser imidlertid en positiv koeffisient, noe vi nevnte kunne tilskrives størrelsen på investeringene og at interngenererte midler trolig ikke var tilstrekkelige. Den mer effektive random-effects modellen angir motsatt negativ sammenheng for vekstvariabelen, som er i tråd med vår hypotese. Det bør avslutningsvis nevnes at vekstvariabelen ikke er signifikante uavhengig av regresjonsmetodikk.

Regresjonsanalysene indikerer også at makroøkonomiske aspekter har innvirkning på andel gjeld. Random-effects regresjon indikerer at et større utvalg av årsummyene er signifikante. Årene 1999-2000 er signifikant forskjellig fra referanseåret (1990), begge med negativt fortegn. Dette mener vi kan tilskrives fallet i oljepris og følgelig en svekket valuta i etterkant av Asiakrisen. Årene 2002 og 2003 har også negativt signifikant avvik fra referanseåret (1990). Dette mener vi kan tilskrives konjunkturelle forhold i etterkant av den såkalte IT-

boblen. Sist, men ikke minst, er året 2009 også signifikant negativt forskjellig fra referanseåret (1990), noe vi mener er ettervirkninger fra Finanskrisen som i senere tid har bidratt til statsfinansielle problemer i hele Eurosonen.

Industrikodene (GICS) viser ikke til å ha signifikant påvirkning på gjeldsandel. Det kan tenkes at dette kommer av at andel gjeld i petroleumsbransjen som helhet påvirkes relativt likt av ulike forhold, med små positive og negative avvik innad i bransjene. OLS-regresjon og NW-regresjon indikerer både positive og negative avvik fra referansekoden, mens random-effects regresjon indikerer bare negative koeffisienter. Finner altså sprikende resultater med hensyn til koeffisientenes fortegn også for GICS-dummyene.

12.1. Kritikk av oppgaven

Når vi skal se på oppgaven med et kritisk blikk, er det flere momenter vi kan trekke frem. Først og fremst har vi i oppgaven kun sett på bokførte verdier. Ettersom det er uenighet rundt hvorvidt dette gir et korrekt bilde av kapitalstruktur kunne det vært interessant og se hvorvidt vi hadde fått andre resultater ved bruk av markedsverdier.

Et annet moment verdt å kommentere er at vi kun har sett på norske børsnoterte petroleumselskaper. Vi har dermed ikke inkludert alle petroleumselskapene som er registrert på Oslo Børs, noe som kan ha gitt oss en svakere analyse enn dersom analysen også hadde bestått av utenlandske petroleumselskaper som opererer på norsk sokkel.

Sist, men ikke minst, har vi et ubalansert paneldatasett. Dette er fordi alle selskaper ikke har data på de ulike variablene i alle år. Antall observasjoner varierer dermed mellom variablene, noe som fører til at vi har et mindre antall observasjoner enn hvis vi hadde hatt balansert paneldata. En måte å løse dette på er å fjerne de selskapene som har varierende observasjoner slik at vi ikke lenger har et ubalansert datasett men balansert. Dette velger vi ikke å gjøre fordi konsekvensene av fjerning er at vi da reduserer størrelsen på datasettet, og i verste fall sletter observasjoner som vi bør ha med. Alternativt kunne man sett på en snevrere tidsperiode, slik at man fant selskaper med like mange regnskapsår.

12.2. Implikasjoner for videre forskning

En eventuell utvidelse av utredningen kunne fokusert på forskjeller innad i petroleumsbransjen. Eksempelvis kunne dette blitt gjort gjennom å konsentrere seg om selskaper innenfor en GICS-kode og videre bruke selskapene innenfor de andre GICS-kodene som referanseutvalg. Alternativt kunne man utvidet utvalget av selskaper gjennom og fortrinnsvis se på både norsk- og utenlandsregistrerte selskaper som opererer på norsk sokkel.

Det kunne også vært interessant å se på flere definisjoner av gjeldsandel. I oppgaven har vi konsentrert oss om total gjeld, som inkluderer både langsiktig og kortsiktig gjeld, samt rentebærende og ikke-rentebærende elementer. Det er flere andre definisjoner av gjeld som brukes i annen forskning, og det kunne vært interessant å se hvorvidt resultatet en analyse med en smalere definisjon av gjeldsandel ville vært i tråd med våre resultater.

Videre kunne det vært hensiktsmessig å utvide oppgaven og videre se på flere forklaringsvariabler, slik som for eksempel utbytte og risiko. Spesielt risiko kunne vært en interessant variabel å se på ettersom det er rimelig å tro at petroleumsbransjen står overfor store risiki ved finansiering av operasjonelle aktiviteter. Lang tidshorisont for prosjekter i kombinasjon med svingende oljepris og svingende økonomiske forhold gjør inntjening og profitt usikre momenter.

Sist, men ikke minst, kunne man sett på markedsverdier. I denne oppgaven har vi kun sett på bokførte verdier av både gjeld og egenkapital. Det kunne vært interessant å se hvorvidt en analyse ved hjelp av markedsverdier er i tråd med våre resultater.

13. Appendiks

Appendiks 1: Liste over selskap og industriklassifisering

Oil & Gas Drilling	Oil & Gas Exploration & Production	Oil & Gas Equipment & Services	Integrated Oil & Gas
Fred Olsen Energy	DNO International	AGR Group	Norsk Hydro
Petrolia Drilling	Det norske oljeselskap	Aker ASA	StatoilHydro
Songa Offshore	Interoil Exploration & Production	Aker Floating Production	
	Norse Energy Corp	Aker Solutions	
	Norwegian Energy Company	Bergen Group	
	PA Resources	Bjørge	
		DOF	
		Eidsvik Offshore	
		Electromagnetic Geoservices	
		Farstad Shipping	
		Fred Olsen Production	
		GC Rieber Shipping	
		Grenland Group	
		Havila Shipping	
		Petroleum Geo-Services	
		Rem Offshore	
		Reservoir Exploration Technology	
		Roxar	
		Sevan Marine	
		Solstad Offshore	
		TGS-NOPEC Geophysical Company	

Appendiks 2: Hodrick-Prescott filter

Hodrick-Prescott filteret ble introdusert av Robert J. Hodrick og Edward C. Prescott, og er et verktøy som brukes for å dekomponere tidsserier i en trendkomponent og en sykelkomponent. HP-filteret kan brukes på alle typer tidsserier, og følgende formel forklarer sammenhengen (Bjørnland, Brubakk, & Jore, 2004):

$$y = c + \tau + \varepsilon$$

Formel 27: HP-filter, enkel formel

Hvor Y er faktiske observasjoner, C er sykelkomponenten, τ er trendkomponenten og ε er feilleddet (støy). Mer detaljert forklart finner man trenden ved å minimere uttrykket:

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right\}$$

Formel 28: HP-filter, utledet formel

Der t er tidsperioden: $t=1,2,3,\dots,T$ og y er faktiske observasjoner og τ er trenden.

Valg av lambda-verdi er viktig. Lambdaverdien er et vektingsparameter som angir hvorvidt variasjoner i trend skal tillates. Det er utformet en standard for valg av lambdaverdi: $\lambda = 14\,400$ for månedlige observasjoner, $\lambda = 1600$ for kvartalsvise observasjoner, og $\lambda = 100$ for årlige observasjoner (Bjørnland, Brubakk, & Jore, 2004). Følgelig vil vi i analysen benytte oss av disse standardverdiene.

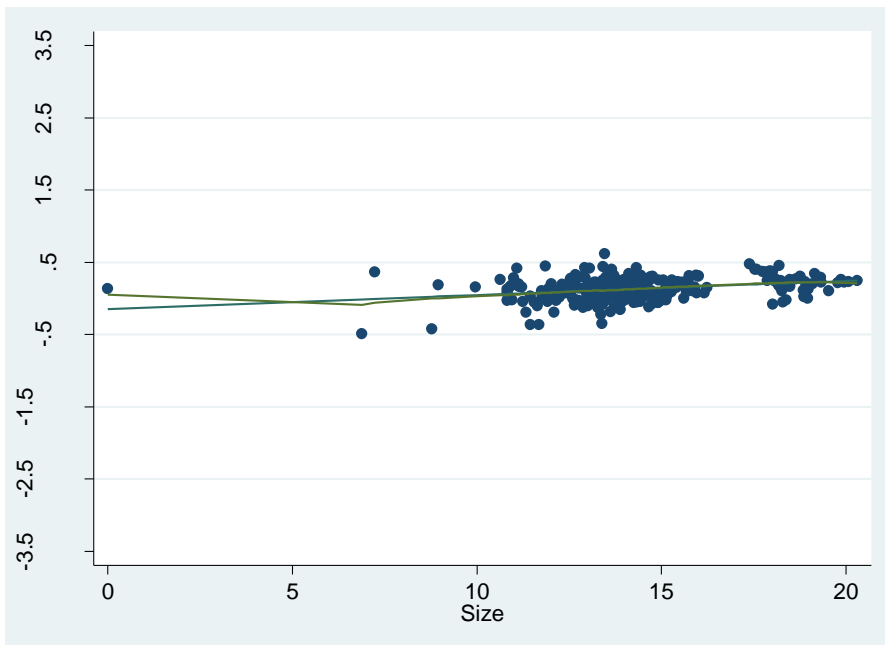
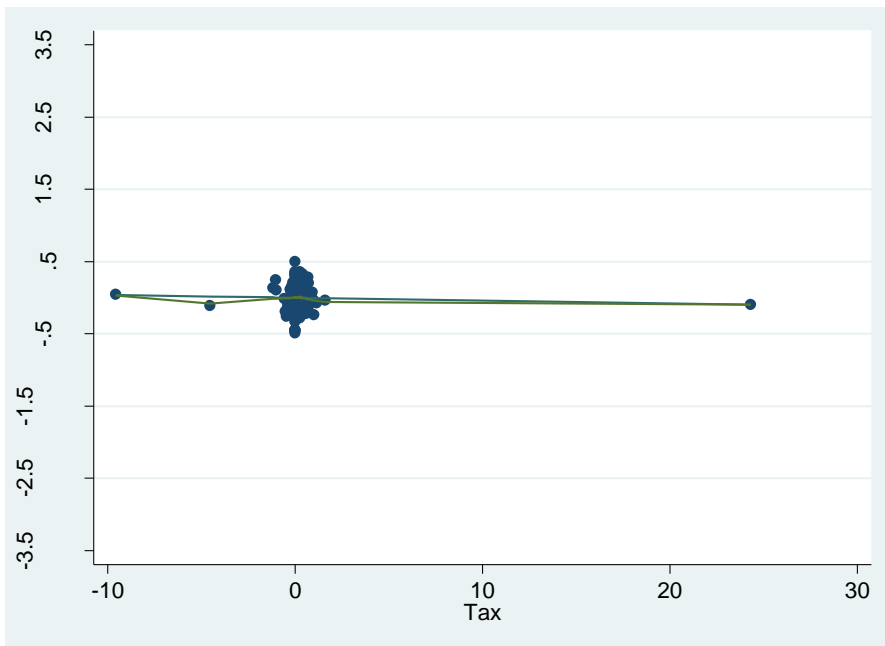
En fordel med HP-filteret er at det er enkelt å ta i bruk. Det finnes imidlertid flere svakheter ved filteret. I den forbindelse er det gjerne 5 svakheter som trekkes frem (Bjørnland, Brubakk, & Jore, 2004):

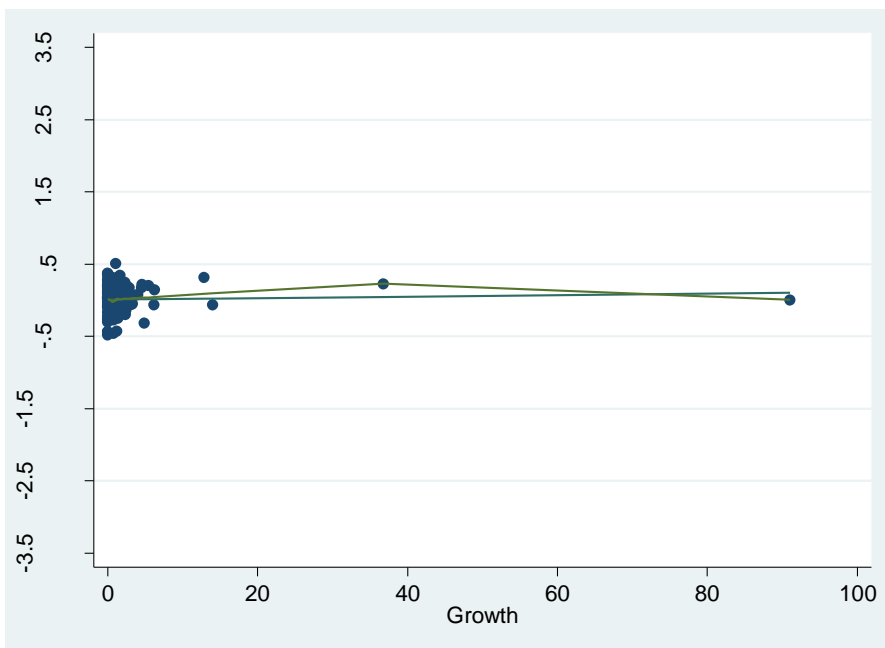
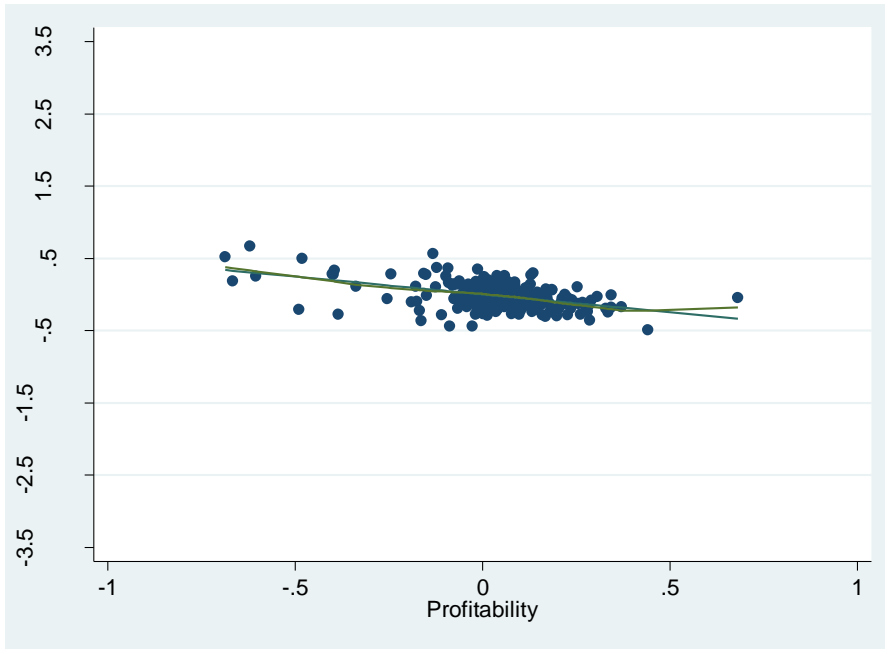
- Manglende teoretisk fundament: HP-filteret er et matematisk verktøy, og har således ikke et teoretisk fundament.
- Endepunktsproblematikk: Filteret er tosidig, og bruker observasjoner fra periodene $t+1$ og $t-1$. Problemet oppstår dermed i begynnelsen og i slutten av tidsserien, hvor man mangler observasjoner. En løsning på dette er å legge inn estimer ett år frem og ett år tilbake i analysen. Dette vil imidlertid kunne redusere kvaliteten på analysen.

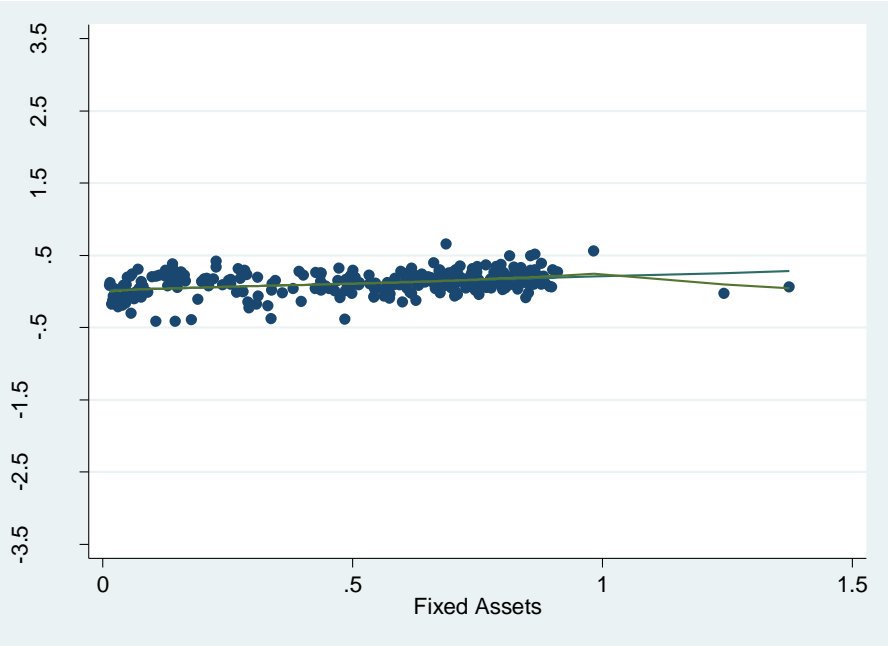
- Realtidsproblematikk: Ved analyse av ferske data vil det oppstå realtidsproblematikk. Dette knyttes til at ferske observerte data ofte revideres etter publisering, og således knyttes det usikkerhet til analyse av ferske data.
- Lange svingninger: Vanlige verdier av λ ikke vil fange opp svært lange konjunktursvingninger. I stedet vil HP-filteret justere trenden, slik at eksempelvis for BNP vil et negativt produksjonsgap fremstå som en fallende produksjonstrend, og motsatt for et positivt produksjonsgap. Dette vil i så fall gi et upresist bilde av faktisk trend.
- Positive og negative avvik tillegges like stor vekt: Dette fremkommer av første leddet i minimeringsuttrykket, og tilsier at oppgangs- og nedgangskonjunkturer burde være like lange. Det er ikke nødvendigvis tilfelle.

Appendiks 3: Kartlegging av eventuelle ekstremverdier

I det følgende er en oversikt over de ulike variablene før justering for ekstremobservasjoner.







Appendix 4: Fixed-effects regresjon

I det følgende er det foretatt en regresjonsanalyse med fixed effects. Tolkningen er også for denne modellen noe annerledes enn for OLS-regresjon. Dersom man får en positiv koeffisient for eksempelvis størrelse, tolkes det slik at dersom selskapet er større enn sitt gjennomsnitt påvirker det gjeldsandel positivt. For å få standardfeil som er robuste for heteroskedastisitet og autokorrelasjon i FE-regresjon bruker vi Driscoll-Kraay standardfeil i STATA. Kommandoen xtscg angir Driscoll-Kraay standardfeil (Torres-Reyna).

```

Regression with Driscoll-Kraay standard errors   Number of obs   =       266
Method: Fixed-effects regression                 Number of groups =        32
Group variable (i): companyid                   F( 27, 19)     = 177995.08
maximum lag: 2                                  Prob > F       =    0.0000
                                                within R-squared =    0.4166

```

debratio	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tax	-.0322991	.016591	-1.95	0.066	-.0670245	.0024262
size	.0569211	.012693	4.48	0.000	.0303543	.0834878
profit	-.5735207	.1171063	-4.90	0.000	-.818627	-.3284143
growth	-.0177703	.0145041	-1.23	0.235	-.0481278	.0125871
fxassets	.1616105	.068461	2.36	0.029	.0183199	.3049011
d1991	.0452601	.018232	2.48	0.023	.0071001	.08342
d1992	.0257549	.0190974	1.35	0.193	-.0142164	.0657262
d1993	-.0573949	.0184509	-3.11	0.006	-.096013	-.0187768
d1994	-.0819562	.0181151	-4.52	0.000	-.1198715	-.044041
d1995	-.0446664	.010988	-4.07	0.001	-.0676647	-.0216682
d1996	-.0034411	.0179062	-0.19	0.850	-.0409192	.0340371
d1997	-.1416725	.0280158	-5.06	0.000	-.2003102	-.0830348
d1998	-.163768	.0301094	-5.44	0.000	-.2267876	-.1007483
d1999	-.2260778	.0242091	-9.34	0.000	-.2767479	-.1754077
d2000	-.2202985	.0316062	-6.97	0.000	-.2864511	-.154146
d2001	-.1616605	.0253008	-6.39	0.000	-.2146157	-.1087054
d2002	-.1875498	.0236841	-7.92	0.000	-.2371212	-.1379785
d2003	-.2045889	.020248	-10.10	0.000	-.2469685	-.1622094
d2004	-.158371	.0224394	-7.06	0.000	-.2053371	-.1114048
d2005	-.119645	.0286834	-4.17	0.001	-.1796801	-.0596099
d2006	-.166845	.0453093	-3.68	0.002	-.2616785	-.0720115
d2007	-.167968	.0413022	-4.07	0.001	-.2544145	-.0815214
d2008	-.1524499	.0454468	-3.35	0.003	-.2475711	-.0573288
d2009	-.2246459	.035715	-6.29	0.000	-.2993983	-.1498936
gics1	-.0324592	.0530492	-0.61	0.548	-.1434925	.078574
gics2	(omitted)					
gics3	(omitted)					
_cons	-.0844221	.1501111	-0.56	0.580	-.3986083	.2297642

Ser av analysen at FE-regresjon angir noe forskjellige resultat enn både OLS-, NW- og RE-regresjon. Det vi kan merke oss er at GICS-dummy 1 og 2 utelates fra modellen. Dette med bakgrunn i fixed-effects metodikken. Modellen tillater at det er korrelasjon mellom et selskapsspesifikt feilledd a_i og de uavhengige variablene i hvilken som helst tidsperiode. På grunn av dette vil enhver uavhengig variabel som er konstant over tid fjernes av fixed-effects transformasjonen (Wooldridge, 2009).

Avslutningsvis er det også et større antall årsummyer som er signifikante i FE-regresjon, og vekstvariabelen er som i RE-regresjon negativ.

Litteraturliste

- Aftenblad, S. (2009, 04 28).** Hentet 24/10/2011 fra <http://www.aftenbladet.no/energi/kommentar/Tidens-tegn-tallenes-tale-2035812.html>
- Baker, K., & Martin, G. S. (2011).** *Capital Structure and Financing Decisions: Theory, Evidence and Practice.* John Wiley & Sons Ltd.
- Bakke, H. S. (2007).** *En empirisk analyse av multinasjonale selskapers kapitalstruktur med hensyn på skattemotivert gjeldsskifting.* Bergen: Samfunns- og Næringslivsforskning AS.
- Benedictow, A. (2005).** *Norsk økonomi gjennom 20 år.* Statistisk Sentralbyrå. Hentet 07/09/2011 fra <http://www.ssb.no/ssp/utg/200504/14/>
- Berk, J., & DeMarzo, P. (2010).** *Corporate Finance, Second Edition.* Pearson .
- Bjørnland, H. C., Brubakk, L., & Jore, A. S. (2004).** *Produksjonsgapet i Norge - en sammenligning av metoder.* Norges Bank.
- Bøhren, Ø., & Michalsen, D. (2006).** *Finansiell Økonomi - Teori og Praksis.* 3 utgave. Skarvet Forlag AS.
- Chowdhrya, B., & Coval, J. D. (1998).** *Internal financing of multinational subsidiaries: Debt vs. equity.* *Journal of Corporate Finance.*
- Clayman, M. R., Fridson, M. S., & Troughton, G. H. (2008).** *Corporate Finance: A Practical Approach, First Edition.* John Wiley & Sons.
- Dagbladet. (2004).** Hentet fra <http://www.dagbladet.no/nyheter/2004/04/24/396602.html>
- Duke University. (2005).** *Testing the assumptions of linear regression.* Hentet 01/11/ 2011 fra <http://www.duke.edu/~rnau/testing.htm>
- e24. (2011).** Hentet 10/10/2011 fra <http://e24.no/boers-og-finans/riggmarkedet-koker/20044826>
- Eidem, A. H., Halvorsen, C. M., & Vold, R. A. (2010).** *En empirisk studie av shippingsselskapers kapitalstruktur sammenlignet med selskaper fra S&P 1200 Global.* Bergen.
- Eika, T. (2008).** *Det svinger i norsk økonomi.* Statistisk Sentralbyrå. Hentet 10/09/2011 fra <http://www.ssb.no/ssp/utg/200805/13/>
- Eika, T. (2007).** *En oljesmurt økonomi - Med harelabb over 35 års konjunkturhistorie.* Statistisk Sentralbyrå. Hentet 09/09/2011 fra <http://www.ssb.no/ssp/utg/200705/15/>
- Eikemo, T. (2005).** *Forelesningsnotat: Øving 9.* Hentet 01/11/ 2011 fra <http://www.svt.ntnu.no/iss/terje.eikemo/sos3003/oving9.pdf>
- Eikemo, T. (2004).** *Forelesningsnotat: Øvingsoppgave 3 og 4.* Trondheim, Norge. Hentet 01/11/2011 fra <http://www.svt.ntnu.no/iss/terje.eikemo/sos3003/oving3og4.pdf>

Eikmo, T. (2004). *Dummykoding og interaksjonsledd - NTNU*. Hentet 29/10/2011 fra <http://www.svt.ntnu.no/iss/terje.eikemo/sos3003/oving5.pdf>

Finansdepartementet. (2011). *Evaluering av skattereformen 2006*. Hentet 09/10/2011 fra Fritaksmetoden: <http://www.regjeringen.no/mobil/nb/dep/fin/dok/regpubl/stmeld/2010-2011/meld-st-11-2010--2011/9.html?id=637090>

Finansdepartementet. (2000). *Kapitalkostnad for investeringer i petroleumssektoren (NOU 2000:18)*. Finansdepartementet.

Finansdepartementet. (2011). *Petroleumsbeskatningen*. Hentet 25/09/2011 fra http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/tema/skatter_og_avgifter/bedriftsbeskatning/beskatning-av-petroleumsvirksomhet.html?id=417318

Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2004). *Capital structure decisions: Which Factors are Reliably Important?*

Frydenberg, S. (2004). *Determinants of Corporate Capital Structure in Norwegian Manufacturing Firms*. Trondheim: Sør-Trøndelag University College & Trondheim Business School.

Gaud, P., Jani, E., & Bender, A. (2003). *The capital structure of Swiss companies: an empirical analysis using dynamic panel data*.

Gripsrud, G., Olsson, U. H., & Silkoset, R. (2006). *Metode og Dataanalyse "Med fokus på beslutninger i bedrifter"*, 3. Utgave. HøyskoleForlaget.

Grønmo, S. (2004). *Samfunnsvitenskaplige Metoder*. Fagbokforlaget Vigmostad & Bjørke AS.

Jacobsen, D. I. (2005). *Hvordan gjennomføres undersøkelser? Innføring i samfunnsvitenskaplig metode*, 2 utgave. Kristiansand: Høyskoleforlaget AS.

Kristianslund, I. (1996). *Innføring i statistikk*, 2. utgave. Cappelen.

Mishkin, F. S. (2007). *The economics of money, banking and financial markets*. Prentice Hall.

Mjøs, A. (2007). *Corporate Finance: Capital Structure and Hybrid Capital*. Bergen.

Myers, S. C. (1984). *The Capital Structure Puzzle*. Forty-Second Annual Meeting, American Finance Association, (ss. 575-592). San Francisco, CA.

Oljedirektoratet, Olje- og energidepartementet. (2011). *Faktahefte 2011*. Oljedirektoratet. Hentet 03/09/2011 fra <http://www.npd.no/Publikasjoner/Faktahefter/Fakta-2011/>

Oljeskattekontoret. (2011). *Petroleumssektoren og petroleumsskatten i tall og trender*. Skatteetaten. Hentet 29/10/2011 fra <http://www.skatteetaten.no/Upload/PDFer/Petroleumsskatt%20i%20tall%20og%20trender%202011.pdf>

Petersen, M. A. (2008). *Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches*. Oxford University Press.

Petroleumstilsynet. (2004). Ord og uttrykk i petroleumsvirksomhet. Hentet 28/09/2011 fra <http://www.ptil.no/ord-og-uttrykk/ord-og-uttrykk-i-petroleumsvirksomheten-bokstav-p-article2874-38.html>

Pindyck, R. S., & Rubinfeld, D. L. (2009). *Microeconomics*. Prentice Hall.

Princeton University. (2007). *Data and Statistical Services*. Hentet 20/10/2011 fra http://dss.princeton.edu/online_help/stats_packages/stata/panel.htm

Regjeringen. (2010). Norsk oljehistorie på 5 minutter. Regjeringen. Hentet 29/09/2011 fra http://www.regjeringen.no/nb/dep/oed/tema/olje_og_gass/norsk-oljehistorie-pa-5-minutter.html?id=440538

Rickertsen, K., & Kristofersson, D. (2011). Multikollinearitet. Hentet 01/10/2011 fra <https://athene.umb.no/emner/pub/ECN201/utdelt/kapittel10.pdf>

Schjelderup, G. (2011). Forelesningsnotat FIE 432 vår 2011: Skattlegging av internasjonal inntekt.

Shapiro, A. C. (2006). *Multinational Financial Management, Eight Edition*. John Wiley & Sons.

SSB. (2009). *Finanskrisen og konjunktorene*. Statistisk Sentralbyrå. Hentet 13/09/2011 fra <http://www.ssb.no/okind/finanskrise.html>

SSB. (1994). *Fra Historisk statistikk 1994*. Hentet 30/09/2011 fra Statistisk Sentralbyrå: http://www.ssb.no/vis/emner/historisk_statistikk/tabeller/kap16.html

Store Norske Leksikon. (2011). Hentet 18/09/2011 fra <http://snl.no/arbitrasje>

Studenmund, A. (2011). *Using Econometrics - A Practical Guide, Sixth Edition*. Pearson Education inc.

Titman, S., & Wessels, R. (1988). *The Determinants of Capital Structure Choice*. *The Journal of Finance* .

Torres-Reyna, O. *Data and Statistical Services*. Hentet 20/10/2011 fra <http://dss.princeton.edu/training/Panel101.pdf>

Westby, O., & Forseth, U. (2008). Kartlegging av aktørbildet på norsk sokkel. Hentet 05/10/2011 fra SINTEF rapport A6136: <http://www.ptil.no/getfile.php/PDF/sintef-rapport-kartlegging-aktorbildet.pdf>

Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory Econometrics: A Modern Approach, Fourth Edition*. Michigan State University: South-Western .