

Lønnsomhet i multinasjonale integrerte petroleumselskaper

Hvilke faktorer kan forklare lønnsomhet i multinasjonale integrerte petroleumselskaper i perioden 1995-2010?

Marius De Haas og Thore Hafstad

Veileder: Professor Gunnar Stensland

Selvstendig masterutredning innen Økonomi og Administrasjon

Hovedprofil: Finansiell Økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

I denne utredningen tar vi for oss hvordan ulike forhold påvirker lønnsomheten til multinasjonale integrerte petroleumselskaper. Innledningsvis definerer vi lønnsomhetsmålet og redegjør for implikasjoner ved valg av dette. Vi gir en kort beskrivelse av petroleumsindustrien, drøfter strukturelle kjennetegn, og industrispesifikke forhold. Denne diskusjonen munner ut i et valg av fire uavhengige variabler som vi tester mot lønnsomhet. I teoridelen tar vi for oss hver av de uavhengige variablene og drøfter etablert teori og empiri på området.

I den empiriske analysen bruker vi deskriptiv statistikk, korrelasjons- og multippel regresjonsanalyse med paneldata. Tidsperspektivet for våre analyser strekker seg over 15 års-perioden 1995-2010. Vi studerer avkastning på sysselsatt kapital som uttrykk for lønnsomhet, der variablene oljepris, kapitalstruktur, statlig eierskap, og selskapenes størrelse har til hensikt å forklare variasjonen i lønnsomhet. Vi tester forutsetningene bak MKM modellen, og finner innslag av heteroskedastisitet og autokorrelasjon i datasettet. For å justere for dette benytter vi en regresjonsmodell hvor standardfeilene er justert etter Newey og West (1987) sin fremgangsmåte. Ved å foreta en Hausman-test finner vi at en modell med tilfeldige effekter er å foretrekke fremfor en modell med faste effekter. Videre finner vi at modellen med tilfeldige effekter foretrekkes fremfor den ordinære MKM modellen.

Vi finner en positiv sammenheng mellom oljepris og lønnsomhet. Denne sammenhengen er signifikant på et 95 % konfidensnivå og er i tråd med vår hypotese. Det kan virke noe overraskende at koeffisienten til oljepris ikke er høyere enn det vi finner. Dette forklarer vi ut ifra strukturelle karakteristika for selskapene i vårt utvalg. Hovedsakelig gjelder dette grad av integrasjon og prissikring. Vi finner at gjeldsandel har en signifikant negativ påvirkningskraft på lønnsomhet. Dette er i strid med vår hypotese. Resultatet må likevel behandles med forsiktighet ettersom videre undersøkelser tyder på at det kan være et omvendt kausalitetsforhold mellom gjeld og lønnsomhet. Når vi korrigerer for uobservert heterogenitet, kan vi konkludere med at det ikke eksisterer noen signifikant sammenheng mellom offentlig eierskap og lønnsomhet. Vi finner også at størrelse har en signifikant negativ påvirkning på lønnsomhet. Dette er ikke i samsvar med vår hypotese, men stemmer godt overens med de relativt store konglomeratrabatter har blitt observert i markedet for enkelte av selskapene i utvalget.

Forord

Denne utredningen er skrevet som en avslutning på masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole (NHH). Forfatterne av oppgaven har begge hatt finansiell økonomi som hovedprofil.

Valg av tema har bakgrunn i forfatternes interesse for olje- og gassmarkeder. Faget "Petroleum Economics" har bidratt til å vekke denne interessen, samtidig som vi begge har arbeidserfaring fra oljeindustrien.

Arbeidet med utredningen har vært en spennende, lærerik, og utfordrende prosess. I arbeidet med oppgaven har vi benyttet mye av kunnskapen vi har tilegnet oss gjennom våre økonomistudier ved NHH. Spesielt har vi lært mye om praktisk anvendelse av økonometri og empirisk metode. Samarbeidet har fungert godt, og vi har dratt nytte av hverandres kunnskap gjennom konstruktive diskusjoner og samtaler.

Vi ønsker å takke vår veileder, professor Gunnar Stensland for gode diskusjoner og konstruktive tilbakemeldinger. Vi ønsker også å takke professor Jarle Møen for gode tilbakemeldinger vedrørende økonometriske utfordringer.

Bergen 22/05/2012

Marius De Haas

Thore Hafstad

Innhold

SAMMENDRAG	I
FORORD	II
INNHold	III
FIGUROVERSIKT	VI
FORMELOVERSIKT	VII
TABELLOVERSIKT	IX
1. INNLEDNING	1
2. LØNNSOMHETSMÅL	2
2.1 RENTABILITET (ROCE)	3
2.2 RENTABILITET OG SKATT	5
3. BESKRIVELSE AV PETROLEUMSSEKTOREN	6
4. TEORI	10
4.1 OLJEPRIS	10
4.1.1 <i>Hotellings regel</i>	10
4.1.2 <i>Historisk prisutvikling</i>	12
4.1.3 <i>Mean reversion og terminmarkeder</i>	14
4.2 KAPITALSTRUKTUR	17
4.2.1 <i>Kapitalstruktur i et perfekt marked</i>	17
4.2.2 <i>Kapitalstruktur i et imperfekt marked</i>	18
4.2.3 <i>Trade-off teorien</i>	18
4.2.4 <i>"Pecking order" teori</i>	19
4.3 OFFENTLIG EIERSKAP	20
4.3.1 <i>Privatisering</i>	21
4.3.2 <i>Public choice teori</i>	21
4.3.3 <i>Prinsipal-agent problem</i>	22

4.4	STØRRELSE	23
5.	METODE.....	28
5.1	UNDERSØKELSESDSIGN.....	28
5.2	PANELDATA	29
5.3	KORRELASJONSANALYSE	29
5.4	REGRESJONSANALYSE	30
5.4.1	<i>Enkel regresjonsanalyse.....</i>	<i>30</i>
5.4.2	<i>Multippel regresjonsanalyse.....</i>	<i>31</i>
5.4.3	<i>Regresjonsmodell med Newey-West standardfeil.....</i>	<i>35</i>
5.5	UOBSERVERT HETEROGENITET	36
5.5.1	<i>Faste effekter</i>	<i>36</i>
5.5.2	<i>Tilfeldige effekter</i>	<i>38</i>
5.6	SIMULTANE LIGNINGER.....	39
6.	VALG AV VARIABLER.....	40
6.1	AVHENGIG VARIABEL	40
6.2	UAVHENGIGE VARIABLER	41
6.3	HYPOTESER.....	45
7.	DATAANALYSE.....	46
7.1	DESKRIPTIV STATISTIKK	46
7.2	KORRELASJONSANALYSE	48
7.3	MINSTE KVADRATERS METODE (MKM) REGRESJON.....	49
7.4	TESTING AV FORUTSETNINGENE FOR MKM	51
7.5	OPPSUMMERING AV FORUTSETNINGENE FOR MKM.....	59
7.6	MKM REGRESJON MED NEWAY-WEST STANDARDFEIL.....	60
7.7	HAUSMAN SPECIFICATION TEST	62

7.8	BREUCH-PAGAN LAGRANGIAN MULTIPLIER TEST	63
7.9	REGRESJONSMODELL MED TILFELDIGE EFFEKTER	63
7.10	TWO-STAGE LEAST SQUARES (2SLS)	65
7.11	OPPSUMMERING AV DATAANALYSE	68
8.	RESULTATER	69
9.	AVSLUTNING OG KONKLUSJON	72
9.1	KRITIKK AV UTREDNINGEN	72
9.2	IMPLIKASJONER FOR VIDERE FORSKNING	73
10.	LITTERATURLISTE	74
11.	APPENDIKS	78

Figuroversikt

FIGUR 1: GJENNOMSNITTLIG ROCE FOR ANALYSEPERIODEN.....	3
FIGUR 2: HOTELLINGS REGEL.....	11
FIGUR 3: OLJEPRIS OG FUTURESPRISER.....	14
FIGUR 4: M&MS ANDRE PROPOSISJON	18
FIGUR 5: KONGLOMERATRABATT	27
FIGUR 6: ENKEL REGRESJONSMODELL.....	31
FIGUR 7: HOMOSKEDASTISITET OG HETEROSKEDASTISITET	33
FIGUR 8: NULLHYPOTESER.....	45
FIGUR 9: LINEARITET GJELDSANDEL.....	55
FIGUR 10: LINEARITET OLJEPRIS.....	55
FIGUR 11: LINEARITET STØRRELSE	56
FIGUR 12: LINEARITET OFFENTLIG EIERSKAP	57
FIGUR 13: KERNEL DENSITY ESTIMAT	59
FIGUR 14: HYPOTESER OG RESULTATER	69

Formeloversikt

FORMEL 1: ROCE ETTER SKATT	4
FORMEL 2: OPTIMAL ALLOKERING AV IKKE-FORNYBAR RESSURS	12
FORMEL 3: LIKEVEKT MELLOM PRIS OG MARGINALE NYTTEVERDIER	12
FORMEL 4: HOTELLINGS REGEL.....	12
FORMEL 5: WEIGHTED AVERAGE COST OF CAPITAL.....	17
FORMEL 6: TRADE-OFF TEORIEN	19
FORMEL 7: ENKEL REGRESJONSLIGNING.....	30
FORMEL 8: MULTIPPEL REGRESJONSMODELL	31
FORMEL 9: MINSTE KVADRATERS METODE	31
FORMEL 10: NORMALITET.....	32
FORMEL 12: FRAVÆR AV HETEROSKEDASTISITET.....	32
FORMEL 13: FRAVÆR AV AUTOKORRELASJON.....	33
FORMEL 14: VIF KOEFFISIENTER.....	35
FORMEL 20: NEWEY-WEST KORREKSJON AV KOVARIANSMATRISEN.....	35
FORMEL 15: REGRESJONSLIGNING MED UOBSERVERT HETEROGENITET (FE)	37
FORMEL 16: GJENNOMSNIET AV FE REGRESJONSLIGNING	37
FORMEL 17: ENKEL REGRESJONSMODELL KORRIGERT FOR FAST EFFEKT.....	37
FORMEL 18: MULTIPPELL REGRESJONSMODELL KORRIGERT FOR FE.....	38
FORMEL 19: REGRESJONSLIGNING MED UOBSERVERT HETEROGENITET (TE).....	38
FORMEL 20: REGRESJONSLIGNING MED TILFELDIGE EFFEKTER	38
FORMEL 21: SIMULTANT LIGNINGSSETT.....	39
FORMEL 22: RETURN ON CAPITAL EMPLOYED	40
FORMEL 23: OLJEPRIS.....	42
FORMEL 23: GJELDSANDEL.....	43
FORMEL 24: STØRRELSE	44
FORMEL 25: GENERELL REGRESJONSLIGNING.....	49
FORMEL 26: REGRESJONSLIGNING ETTER MKM.....	49
FORMEL 27: KERNEL DENSITY ESTIMERING	58

FORMEL 28: APPROKSIMERING FOR GLATTHETSPARAMETER	58
FORMEL 29: REGRESJONSLIGNING ETTER MODELL MED TE.....	64
FORMEL 30: SIMULTANT LIGNINGSSETT (2SLS).....	66
FORMEL 31: REGRESJONSLIGNING ETTER 2SLS MODELL.....	66

Tabelloversikt

TABELL 1: UTVALG.....	1
TABELL 2: INTEGRASJONSGRAD.....	8
TABELL 3: DESKRIPTIV STATISTIKK	46
TABELL 4: KORRELASJONSMATRISSE.....	48
TABELL 5: MINSTE KVADRATERS METODE REGRESJON.....	49
TABELL 6: VIF-VERDIER	51
TABELL 7: WOOLDRIDGE TEST FOR AUTOKORRELASJON.....	52
TABELL 8: BREUSCH-PAGAN TEST FOR HETEROSKEDASTISITET.....	53
TABELL 8: CAMERON & TRIVEDI-TEST.....	53
TABELL 9: MKM REGRESJON MED NEWAY-WEST STANDARDFEIL	61
TABELL 10: MKM REGRESJON MED NEWAY-WEST STANDARDFEIL + 4 LAG.....	61
TABELL 11: HAUSMAN SPECIFICATION TEST	62
TABELL 12: BREUSCH-PAGAN TEST FOR TILFELDIGE EFFEKTER.....	63
TABELL 13: REGRESJONSMODELL MED TILFELDIGE EFFEKTER	64
TABELL 14: 2SLS REGRESJONSMODELL.....	66

1. Innledning

I denne utredningen tar vi for oss større integrerte multinasjonale petroleumsselskaper. Ved hjelp av etablerte metoder tester vi hvordan fire uavhengige variabler påvirker lønnsomheten til disse selskapene i perioden 1995-2010.

Å se nærmere på ulike variablers påvirkningskraft på lønnsomhet i disse selskapene er interessant av flere grunner. Selskapene i utvalget skiller seg fra andre selskaper i petroleumsindustrien i form av størrelse og struktur. Selskapene har over flere tiår formet seg gjennom organisk vekst og konsolideringer. Et sentralt fellestrekk er at de er vertikalt integrerte fremfor å være å være fokuserte og spesialiserte. Det vil si at selskapene er involvert i hele verdikjeden fra leting etter olje- og gass, til salg av ferdige petroleumsprodukter. Dette er av akademiske årsaker interessant ettersom klassisk finanst teori tilsier at selskaper hovedsakelig bør være fokuserte på ett eller få virksomhetsområder, mens investorene bør diversifisere sine porteføljer på egenhånd. Dersom man ser på den historiske utviklingen til industrien er det likevel ikke overraskende at selskapene fremstår slik de gjør i dag. Det er mange stordriftsfordeler forbundet med å være vertikalt integrert. Selskapenes størrelse og kompleksitet gjør også at allmenne oppfatninger om hvordan enkelte faktorer påvirker lønnsomheten i oljebransjen ikke lenger er entydige. Vi finner det derfor både interessant og utfordrende å utføre analyser av lønnsomhet for denne gruppen selskaper. Tabell 1 viser nedenfor selskapene vi har valgt å ta med i utvalget. Disse selskapene er alle børsnoterte, multinasjonale og vertikalt integrerte petroleumsselskaper.

UTVALG	
BG	OMV
BP	PetroChina
Chevron	Petrobras
ConocoPhillips	Repsol YPF
ENI	Royal Dutch Shell
ExxonMobil	Sasol
Gazprom Neft	Sinopec
Hess	Statoil
Lukoil	

Tabell 1: Utvalg

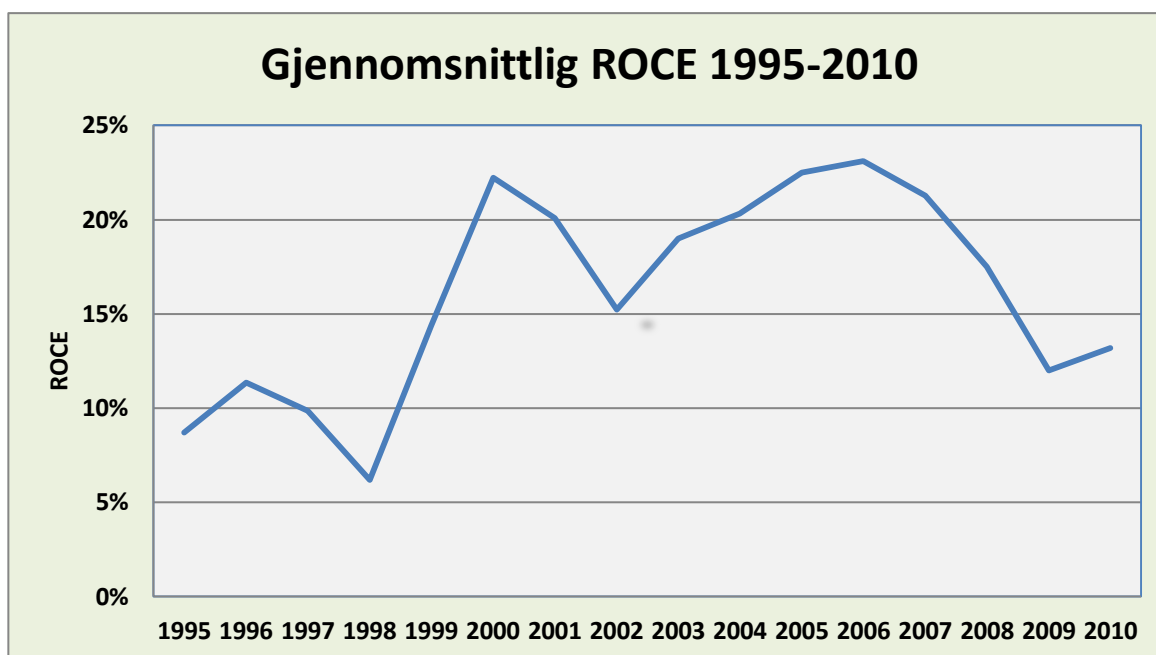
2. Lønnsomhetsmål

Lønnsomhetsteori lærer oss at årsresultatet i seg selv sier veldig lite om hvordan et selskap presterer. Årsresultatet kan være høyt eller lavt rett og slett fordi selskapet er stort eller lite. Det vi ønsker å vite er hvordan profitten relaterer seg til kapitalen som er gjort tilgjengelig for selskapet, enten det er gjennom eiere, kreditorer eller internt generert. Ved måling av lønnsomhet skiller man mellom absolutte og relative måletall. Det finnes utallige måltall for lønnsomhet av begge typer, og det er viktig å trå varsomt i valg og anvendelse av disse. Ofte er de relative måletallene foretrukket fordi de gir et bedre grunnlag for å sammenligne lønnsomhet på tvers av selskaper og bransjer.

I våre analyser velger vi å bruke avkastning på sysselsatt kapital (ROCE) som mål på lønnsomhet, og dermed som den *avhengige* variabelen. Vi ønsker å se hvor stor påvirkningskraft våre fire uavhengige variabler har på lønnsomhet. Det er flere grunner til at vi har valgt ROCE som mål på lønnsomhet. Først og fremst ønsker vi et mål som uttrykker hvordan selskapene presterer operativt. Vi utelukker derfor markedstall. Markedstall er basert på forventninger om fremtiden og vil være påvirket av mange faktorer som ikke reflekterer faktisk drift. Et eksempel på dette er petroleumsreserver som er oppdaget, men foreløpig ikke satt i produksjon. Vi skal nedenfor se at ROCE som baseres på regnskapsmessige tall heller ikke er problemfritt. ROCE blir her likevel ansett som det best egnede lønnsomhetsmålet for våre analyser.

Dersom vi ser på et gjennomsnitt av avkastningen på sysselsatt kapital for alle 17 selskaper i utvalget ser vi at denne har variert betydelig i perioden 1995-2010. Det er i hovedsak to forhold som påvirker valget av analyseperiode. Jo lengre analyseperiode vi velger, jo flere observasjoner får vi. Samtidig medfører dette i vårt tilfelle at datasettet vårt blir mer og mer ubalansert. Konsekvensene av å ha et ubalansert datasett vil vi komme tilbake til senere. Vi har valgt 15 år som analyseperiode etter å ha veid disse forholdene mot hverandre.

Det laveste snittet for perioden er målt til 6 % i 1998, og det høyeste på 23 % i 2006. Aggregert gjennomsnittlig ROCE for selskapene i utvalget er fremstilt grafisk i figur 1 nedenfor.



Figur 1: Gjennomsnittlig ROCE for analyseperioden

Som vi ser har lønnsomheten til selskapene variert betydelig i løpet av perioden. Ofte er det interessant å sammenligne lønnsomheten i en bransje med den brede utviklingen i økonomien som helhet. Dette kan eksempelvis gjøres ved å sammenligne denne utviklingen med den risikofrie renten i perioden. Etersom vi her benytter bokførte verdier fremfor markedsverdier, vil en slik sammenligning ikke være hensiktsmessig.

I det følgende skal vi se nærmere på dette rentabilitetsmålet og spesielle forhold i for olje- og gassindustrien som påvirker måling av rentabilitet.

2.1 Rentabilitet (ROCE)

Petroleumsindustrien er en svært kapitalintensiv industri der mye kapital er bundet opp i anleggsmidler og arbeidskapital. ROCE er derfor et spesielt relevant måltall fordi det gir oss et lønnsomhetsmål på den investerte kapitalen. Dette måltallet blir ofte brukt av petroleumselskapene selv til å uttrykke målsetninger, og er hyppig brukt blant analytikere både til verdsettelse og til å vurdere selskapers drift. Gjesdal og Johnsen (1999) hevder at ROCE er egnet for kontrollformål, og at man ved verdsettelse bør bruke neddiskonterte kontantstrømmer. I praksis brukes allikevel ofte ROCE til verdsettelsesformål som sammenlikningsgrunnlag mot en referansegruppe (Osmundsen et.al, 2002). Beregningen av ROCE etter skatt kan uttrykkes ved hjelp av følgende formel:

$$ROCE = \frac{\text{Resultat e.s} + \text{Finanskostnader e.s}}{\text{Sysselsatt Kapital}}$$

Formel 1: ROCE etter skatt

I nevneren finner vi kapitalen som er bundet opp, mens i telleren ligger avkastningen på den samme kapitalen. Ved rentabilitetsmålinger er det viktig at man er konsistent på hva som inkluderes i teller og nevner. Resultatet etter skatt er avkastningen som tilfaller selskapets eiere, og vi legger derfor til finanskostnader i telleren for å inkludere avkastningen som tilfaller kreditorer. En utfordring ved dette rentabilitetsmålet er at man ofte blander drifts- og finanskostnader sammen slik at det blir et uklart skille mellom verdiskapning og verdiutdeling. Leverandører som eksempelvis yter kreditt til selskapet, legger ofte denne kostnaden inn i kjøpsprisen slik at det føres som en driftskostnad fremfor finanskostnad. På denne måten undervurderes verdiskapningen på total kapitalen, og man får inkonsistens mellom teller og nevner i ROCE (Osmundsen et.al 2002). Vi må derfor trekke fra rentefri gjeld for å korrigere for den delen av gjelden som allerede har fått betalt. Eksempler på dette er leverandørgjeld, lån til ansatte, og utsatt skatt. Ved fratrukk for disse elementene sitter vi igjen med den sysselsatte kapitalen.

På grunn av forsiktighetsprinsippet innen regnskapsføring har selskaper en tendens til å ha for høye avskrivninger av en eiendel tidlig i eiendelens levetid, og tilsvarende for lave avskrivninger mot slutten av levetiden. Petroleumselskaper kan eksempelvis være for pessimistiske når de anslår levetid og produksjonsprofil for et felt. Dette kan føre til for høye avskrivninger. En svakhet med ROCE er dermed at rentabiliteten kan være økende over tid, eller variere med investeringssyklusen (Gjesdal, 1997). Problematikken forsterkes ved at det ofte går mange år fra investering til avkastning i tillegg til at avskrivningene ofte ikke påbegynnes før produksjonen starter (Osmundsen et.al, 2002). Eksempelvis kan salg av eiendeler og påfølgende tilbakeleie, eller andre handlinger som bryter konsistensen mellom teller og nevner i rentabilitetsmålet også redusere rentabilitetsmålets pålitelighet.

2.2 Rentabilitet og skatt

Hvorvidt man bør måle rentabilitet før eller etter skatt avhenger av analysens formål. Dersom nøkkeltallene skal benyttes i forbindelse med styring av virksomheten, bør rentabiliteten beregnes før skatt. For investorene vil det derimot være avkastningen etter skatt som er relevant. I denne utredningen er vi opptatt av de midler selskapene generer som kan brukes til å dekke utbetalinger til eiere og kreditorer, og vil således utelukkende fokusere på lønnsomhet etter skatt. Vi ønsker også at effektene av skattemessige disposisjoner skal inkluderes i analysen. Vi måler derfor lønnsomhet etter skatt. Dette gjør lønnsomhetsmålet mindre operativt, men vi anser det som et relevant mål for denne gruppen selskaper.

Skatt vil påvirke både telleren og nevneren i rentabilitetsmålet. Den påvirker telleren ved direkte å redusere resultatet etter skatt, og nevneren påvirkes gjennom skattekreditt eller skatteforpliktelser. Problematikken rundt investeringssyklusens påvirkning på rentabiliteten gjelder også etter skatt, men i noe mindre grad på grunn av skattens reduksjon av den sysselsatte kapitalen. Man bør være spesielt oppmerksom på utsatt skatt i olje- og gassindustrien grunnet høye skattesatser og lang kredittid (Osmundsen et.al, 2002). Som regel er de skattemessige avskrivningene høyere enn de regnskapsmessige avskrivningene i olje- og gasselskaper. Utsatt skatt regnes som differansen mellom regnskapsmessig og skattemessige avskrivninger multiplisert med skattesatsen. Denne rentefrie kreditten føres som gjeld i balansen, og går til fratrukk i nevneren for å finne den sysselsatte kapitalen.

Før vi ser videre på hvilke forhold som påvirker selskapenes lønnsomhet, vil vi i neste kapittel gi en kort beskrivelse av petroleumssektoren.

3. Beskrivelse av petroleumssektoren

I denne delen vil vi gi en kort beskrivelse av petroleumssektoren og hva som kjennetegner selskapene i vårt utvalg. Her er vertikal integrasjon et sentralt fellestrekk. Vi gjør rede for hva som menes med integrasjon, og hvorfor det er interessant å analysere integrerte selskaper. Denne diskusjonen vil lede frem til vårt valg av uavhengige variabler som har til hensikt å forklare variasjonen i lønnsomhet for de integrerte selskapene. Når vi videre i utredningen bruker beskrivelsen integrerte selskaper, så menes det *vertikalt* integrerte selskaper.

I petroleumsindustrien skiller man mellom en oppstrøms og en nedstrøms sektor. Hovedaktiviteter oppstrøms er leting og produksjon (E&P), mens de nedstrøms utgjør raffinering, distribusjon, og markedsføring. Integrerte selskaper opererer både oppstrøms og nedstrøms. Et utvalg transportalternativer kobler sammen disse to sektorene. Oljen blir fraktet i rørledninger, tankskip, jernbanevogner, eller tankbiler. Naturgass fraktes gjennom rørledninger, eller i tank ved flytende form. Hver av hovedaktivitetene involverer et bredt utvalg spesialiserte støttetjenester og produkter. Disse spesialiserte tjenestene og produktene tilbys av oljeserviceindustrien, som det siste tiåret har hatt en formidabel vekst. Her finner vi selskaper som spesialiserer seg på områder som drilling, rigg, rør, transport, seismikk, og lignende.

Organisering og styring av oppstrøms- og nedstrøms aktiviteter skiller seg mye fra hverandre selv om de begge utgjør viktige deler av samme verdikjede. Kompetansen som kreves for å finne og hente ut olje er svært ulik den kompetansen som kreves for å drive et moderne raffineri og markedsføre produktene. Oljen i seg selv har liten direkte verdi. Den må bli raffinert til ulike petroleumsprodukter for å kunne anvendes i biler, fly, fyringsovner, og så videre. Det å eie og drive et raffineri er like kapitalkrevende og dyrt som å produsere oljen. (Van Vactor, 2010). Oppstrøms og nedstrøms aktivitetene kan anses som gjensidig avhengige. Dersom oljeprodusenten ikke har et marked, eller raffineriet ikke har en tilbudskilde, kan virksomheten gå på tomgang med påfølgende økonomisk tap.

I vårt utvalg har vi valgt å kun inkludere selskaper som er vertikalt integrerte. For at vi best skal kunne forklare variasjonen i lønnsomhet i bransjen er det en viktig forutsetning at utvalget er homogent. På denne måten kan det være enklere å tolke resultatene vi finner enn i tilfeller hvor selskapene er fundamentalt ulike. Graden av integrasjon har blant annet mye å

si for hvordan oljeprisen påvirker selskapenes lønnsomhet. Integrerte selskaper vil være mindre eksponert for oljeprisendringer enn det oppstrømsselskaper vil være. Mens et fall i oljepriser vil slå ut negativt for oppstrømsvirksomheten vil den som regel ha en positiv effekt på nedstrømsvirksomheten. Årsaken til dette er at man vil få lavere råvarekostnader, og dermed høyere marginer i nedstrømsvirksomheten. Verleger (1993) finner at avkastningen fra raffinering og markedsføring i perioden 1980-1990 er negativt korrelert med avkastningen på produksjon av olje i seks store industrialiserte land. Resultatene hans viste at marginene i raffinering og markedsføring økte med 25 cent per fat olje for hver dollar oljeprisen falt. Det er altså rimelig å anta at oljeprisen vil ha en positiv påvirkningskraft på lønnsomheten for de integrerte selskapene, men at nedstrømsvirksomheten begrenser denne eksponeringen mot oljeprisendringer. Også andre faktorer vil være av avgjørende betydning her. Blant annet er de store oljeselskapene ofte diversifiserte, og har ulik virksomhet på tvers av bransjer. Videre kan sikring av oljepris (hedging), og tidsperspektivet på leveringskontrakter også redusere eksponeringen mot endringer i oljeprisen.

Ved å integrere vertikalt vil altså oppstrømsselskapene oppnå en mer diversifisert inntektskilde, samtidig som de får ta del i verdiskapningen som skjer nedstrøms. Nedstrømsvirksomheten sikrer på sin side forsyningen av olje ved å integrere oppstrøms. De integrerte petroleumsselskapene kjennetegnes ofte av at de er store og multinasjonale. Det kreves enorme investeringer og en solid organisasjonsstruktur for å kunne betjene hele verdikjeden i petroleumsvirksomhet. Det er interessant å se hvordan disse selskapene har vokst, både organisk og ved konsolideringer de siste 20 år. Rundt tusenårsskiftet opplevde man spesielt stor aktivitet innen fusjoner og oppkjøp blant disse selskapene. Blant annet fusjonerte Conoco Inc. og Phillips Petroleum til ConocoPhillips i 2002, og Exxon og Mobil til ExxonMobil i 1999. Mye tyder nå på at denne trenden er i ferd med å reverseres, og at fokuset flyttes mot oppdeling av selskaper og tjenesteutsetting.

Et negativt aspekt ved å integrere nedstrøms som ofte blir trukket frem er at lønnsomheten historisk sett har vært betydelig lavere her (Stevens, 1998). Man vil derfor måtte måle verdien av fordelene nevnt ovenfor mot en redusert ROCE. Ved å investere nedstrøms reduserer man muligens også fleksibiliteten man har til å investere de samme midlene i oppstrømsvirksomhet til en høyere avkastning.

Selv om alle selskapene i vårt utvalg er integrerte, er graden av integrasjon sterkt varierende innad i utvalget. Det er derfor sannsynlig at de ulike selskaperes følsomhet for endringer i oljeprisen vil være påvirket av dette. De største uavhengige selskapene i utvalget er vektet mot raffinering. Med uavhengige selskaper menes selskaper som tradisjonelt har vært private. At de er vektet mot raffinering betyr at de er avhengige av å kjøpe store mengder olje for å holde raffineriene i gang. Generelt ser vi at de uavhengige selskapene i snitt produserer to tredjedeler av raffineriets kapasitet (Van Vactor 2010). I kontrast til de uavhengige selskapene, er selskapene som tidligere var eller fortsatt er delvis statseid, i mye større grad vektet mot produksjon. Dette gjelder spesielt for virksomheten som ligger i selskapets opprinnelsesland. Eksempelvis har Statoil en integrasjonsgrad på hele 329 % (Van Vactor 2010). Nedenfor følger et utvalg av våre selskapers respektive grad av integrasjon pr 2007. Integrasjonsgraden er regnet ut som den faktiske produksjon dividert med total raffinerikapasitet. Vi skiller her mellom uavhengige selskaper (IOC) og selskaper som er delvis statseid (GSE).

Selskap	Type	Nasjonalitet	Produksjon (kbpd)	Raffinerikapasitet (kbpd)	Integrasjonsgrad %
Repsol YPF	IOC	Spania	176	1233	14 %
ConocoPhillips	IOC	USA	854	2560	33 %
Exxon Mobil	IOC	USA	2616	5571	47 %
Royal Dutch Shell	IOC	Nederland	1818	3779	48 %
Total	IOC	Frankrike	1509	2413	63 %
Chevron	IOC	USA	1783	1833	97 %
BP	IOC	Storbritannia	2414	2127	113 %
Hess	IOC	USA	275	227	121 %
Lukoil	IOC	Russland	1941	1135	171 %
Sinopec	GSE	Kina	799	3026	26 %
OMV	GSE	Østerrike	164	528	31 %
Petrobras	GSE	Brasil	1920	2227	86 %
PetroChina	GSE	Kina	2276	2256	101 %
ENI	GSE	Italia	1020	743	137 %
Statoil	GSE	Norge	1070	325	329 %

Tabell 2: Integrasjonsgrad (Van Vactor, 2010)

Av tabellen ser vi tydelig at selskapene som har staten på eiersiden generelt har en høyere integrasjonsgrad. For myndigheter har det å kontrollere eller inneha eierskap i petroleumsselskapene historisk vært et naturlig tiltak for å sikre nasjonale interesser. Det er

flere implikasjoner for de integrerte oljeselskapene av å ha staten på eiersiden, og det vil være interessant å se hva dette har å si for lønnsomheten.

Myndighetene bruker også skatteseddelen som et virkemiddel for å tilegne seg verdier fra oljeutvinning på egen sokkel. I de fleste land er olje og gasselskaper gjenstand for særskatt for petroleumsutvinning som overstiger ordinære selskapsskatter. Slike særbeskatningsregler har blant annet konsekvenser for hvordan petroleumsselskaper finansierer virksomheten på. Det kan dermed oppstå muligheter for å foreta skattemessige tilpasninger ved valg av kapitalstruktur for å maksimere lønnsomhet.

Av redegjørelsen ovenfor trekker vi ut fire sentrale faktorer for disse selskapene, som vi finner interessante å teste mot variasjonen i lønnsomhet de siste 15 årene. De fire uavhengige variablene som vi inkluderer i våre analyser er *oljepris*, *størrelse*, *offentlig eierskap* og *kapitalstruktur*. I teorien kunne det vært interessant å se på hva integrasjonsgrad i seg selv har å si for lønnsomheten til selskapene i vårt utvalg, men i praksis er det svært utfordrende å hente inn pålitelige data om integrasjonsgrad. Formålet med denne utredningen er dessuten å se på lønnsomheten til integrerte selskaper, og ikke hvordan integrasjon i seg selv påvirker lønnsomhet.

4. Teori

Før vi begynner på metodedelen og dataanalysen tar vi for oss hver enkelt av de uavhengige variablene, og drøfter etablert teori og empiri. Med basis i denne drøftingen vil vi i kapittel 6 formulere fire nullhypoteser hvor vi påstår en kausal påvirkning på lønnsomhet for hver av de fire uavhengige variablene.

4.1 Oljepris

Den første uavhengige variabelen er oljepris. Vi starter med å drøfte etablert teori om oljepris, før vi ser på den historiske utviklingen av oljeprisen. Videre skal vi se på terminmarkedet og dets relevans for petroleumsselskaperes virksomhetsstyring.

Vi har diskutert hvorfor oljeprisen er sentral for lønnsomheten, og hvilke faktorer som taler for og imot endringer i lønnsomhet grunnet oljeprisfluktuasjoner. Her trakk vi frem diversifisering, hedging, og grad av integrasjon som mulige årsaker til at det kan være lav, ubetydelig, eller negativ korrelasjon mellom oljepris og lønnsomhet.

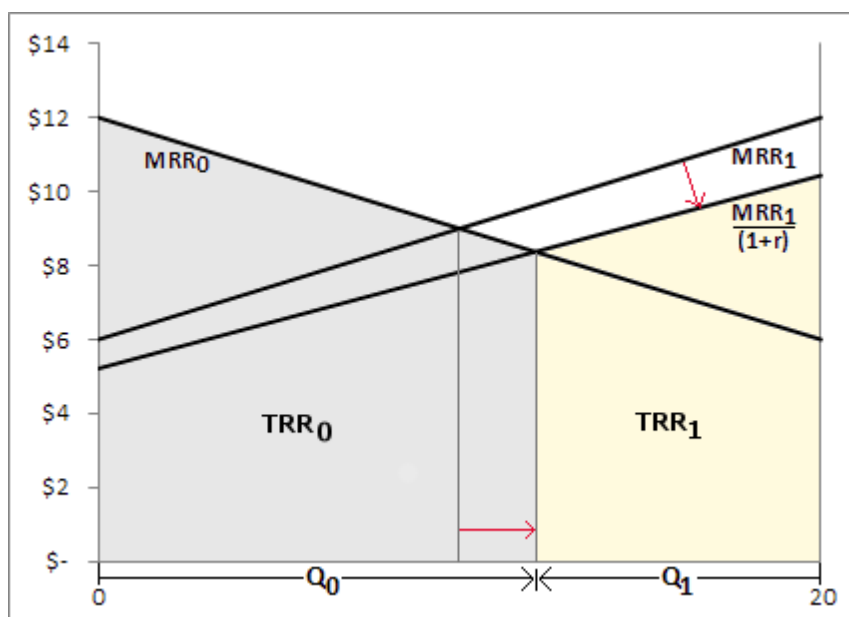
4.1.1 Hotellings regel

Olje er en ekstremt viktig råvare, og investorer er alltid på utkikk etter nye måter å prognostisere fremtidige oljepriser. Det finnes utallige teorier og modeller som forsøker å forklare oljepriser. Vi nøyer oss her med å redegjøre for den kanskje mest kjente modellen. Denne modellen ofte blir fremholdt som grunnlaget for økonomisk forskning på ikke-fornybare ressurser. I 1931 skrev Harold Hotelling i "The Economics of Exhaustible Resources" en teori om hvordan oljepriser beveger seg. Siden en ikke-fornybar ressurs må konkurrere med andre eiendeler, finnes det en systematisk måte å prognostisere fremtidige oljepriser, hevdet han.

Det faktum at olje er en ikke-fornybar ressurs betyr at det vi konsumerer i dag har betydning for hva vi kan konsumere i fremtiden. På den ene siden ønsker vi ikke å gå tom for en ikke-fornybar ressurs uventet og for tidlig. På en annen side ønsker man heller ikke å sitte med ressursen når den ikke lenger har noen nytteverdi. Intertemporal allokering av en ikke-fornybar ressurs vil derfor, i en markedsøkonomi, være styrt av priser (Hannesson, 1998). Teorien antar kjente og faste reserver, samt fri konkurranse.

Teorien kan enklest illustreres ved et diagram. Anta to perioder. Bredden på diagrammet illustrerer en fast og kjent mengde petroleum. Mengden som konsumeres nå måles fra venstre i diagrammet, mens mengden som konsumeres i periode 1 måles fra høyre. Fordelingen av konsum mellom de to periodene avhenger av nytteverdien ved konsum. De fallende kurvene symboliserer nytteverdiene i periode 0 og 1 (MRR_0 og MRR_1). Den optimale intertemporale fordelingen finner vi i krysningspunktet mellom MRR_0 og MRR_1 . I dette punktet vil vi være indifferente mellom å konsumere olje nå eller i neste periode. TRR_0 og TRR_1 illustrerer i figuren nedenfor den totale ressursrenten i de respektive periodene.

Optimal allokering av en gitt ikke-fornybar ressurs mellom nå og senere.



Figur 2: Hotellings regel (University of Delaware, 2012)

Nå er det slik at man vanligvis foretrekker ett gode i dag fremfor i morgen. Alt annet likt, vil man foretrekke en viss sum penger i dag fremfor om ett år, selv om man kan være sikker på at summen ikke ville miste sin kjøpekraft. På grunn av denne utålmodigheten er vi nødt til å diskontere den marginale nytten av olje i periode 1 for å gjøre den sammenlignbar til periode 0. Den stiplede linjen $\frac{MRR_1}{1+r}$ viser den marginale nytteverdien av konsum i periode 1 diskontert med rente r . Den optimale allokeringen vil derfor måtte tilfredsstille følgende kriterium:

$$MRR_0 = \frac{MRR_1}{1+r}$$

Formel 2: Optimal allokering av ikke-fornybar ressurs

I en markedsøkonomi vil allokeringen av gode være bestemt av priser. Dersom et gode koster dobbelt så mye som et annet, må den marginale nytteverdien også være dobbelt så høy. Hvis ikke ville en rasjonell forbruker forandre på allokeringen av de to godene. Det samme resonnementet kan anvendes på allokeringen av olje over tid. Av denne grunn vil forholdet mellom priser i to perioder ved en optimal allokering være lik forholdet av de marginale nytteverdiene:

$$\frac{p_2}{p_1} = \frac{MRR_1}{MRR_2}$$

Formel 3: Likevekt mellom pris og marginale nytteverdier

Substituerer vi dette inn i formel 1 får vi:

$$\frac{p_2 - p_1}{p_1} = \frac{\Delta p}{p} = r$$

Formel 4: Hotellings regel

Av dette ser vi at prisen må øke over tid med diskonteringsrenten. Når vi diskonterer fremtiden ønsker vi å konsumere en større andel i dag, derfor må også prisen være lavere i periode 1 for å muliggjøre et større forbruk i dag. Oljeprisen må altså øke med en lik rate som diskonteringsrenten for å sikre en optimal intertemporal allokering. Denne pristeorien omtales som Hotellings regel. Vi vil nedenfor se på den historiske utviklingen i oljeprisen, for så å diskutere Hotellings regels relevans.

4.1.2 Historisk prisutvikling

Når vi studerer den historiske prisutviklingen finner vi at oljeprisen i etterkrigstiden har variert betydelig. Det er likevel først fra 1970-tallet vi har fått store fluktuasjoner i oljeprisen. Fra slutten av andre verdenskrig og frem til starten av 70-tallet var oljeprisen jevnt fallende. Dette til tross for at man i den industrialiserte verden opplevde en sterk økonomisk vekst og økt etterspørsel etter olje. Den fallende oljeprisen skyldes to faktorer ifølge Hannesson (1998). For det første var mengden av nye oljefunn større enn det som ble etterspurt. Den andre årsaken kan forklares ved å se på markedsforholdene i oljeindustrien på denne tiden. Mye av markedsandelene lå hos få store oljeselskaper som ofte samarbeidet om priser og markedsandeler. I perioden opp mot 70-tallet, ble en økende andel nye funn gjort

av uavhengige oljeselskaper som ikke var forpliktet av slike avtaler. Dette bidro derfor til en fallende oljepris.

Strukturelle endringer i oljehandelen på 70-tallet skulle få dramatiske konsekvenser for oljeprisen og verdensøkonomien. Selv om man på denne tiden opplevde å finne mer olje enn man konsumerte, var det en svært skjev fordeling av de nye reservene. En stor andel av funnene var lokalisert i Midtøsten. Det vil si at store deler av oljen som ble konsumert i Europa og Amerika var importert fra dette området. Dette avhengighetsforholdet ble utnyttet da koalisjonen av arabiske oljeprodusenter, OPEC, i 1973 innførte oljeembargo mot USA og Nederland i protest mot deres støtte av Israel i Yom Kippur krigen. Det negative tilbudssidesjokket gjorde at oljeprisen tredoblet seg fra \$3 til \$12 på to år.

Nye tilbudssidesjokk som skyltes uro, revolusjon, og krig i Irak og Iran på slutten av 70-tallet førte til at prisen steg til \$35 i 1980. Perioden 1973-85 blir ofte kalt OPEC-alderen. Den høye oljeprisen førte til at oljefelt andre steder i verden, deriblant i Nordsjøen var blitt lønnsomme å produsere. Dette bidro til at OPEC frem mot 1985 mistet mye av sin markedsmakt til andre uavhengige selskaper. I tillegg gav Saudi Arabia i 1985 opp å støtte en høy oljepris ved begrenset produksjon. Produksjonsbegrensningene ble fjernet, og markedet ble oversvømt av olje. Dette førte til at prisen falt til \$10 i 1986. Fra denne perioden og frem til 1997 var oljeprisen lav og stabil.

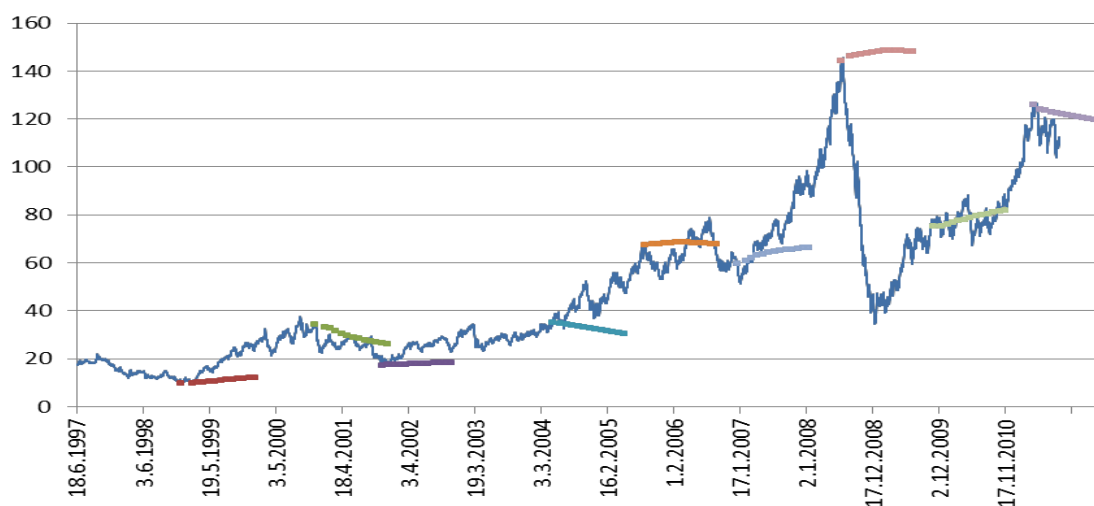
Oljeprisnedgangen som kom av Asiakrisen i 1997 var etterspørselsdrevet, og det samme var nedgangen i 2001 og 2002. Oljeprisoppgangen i perioden 2004-2008 kan forklares ut ifra den sterke veksten i verdensøkonomien. Spesielt gjelder dette økt etterspørsel fra land som Kina og India. Økt oljepris skyldes også at moderne oljeproduksjon har større kompleksitet, og er dermed dyrere å produsere. Disse økte produksjonskostnader bidrar til å presse oljeprisen oppover. Oljeprisen nådde i 2008 \$145 før finanskrisen, og svakere utsikter for verdensøkonomien bidro til et fall til \$50 høsten 2008. Veksten vi nå har sett i oljeprisen siden 2008 skyldes i stor grad fortsatt etterspørselsvekst fra Kina og India, samt tilbudssidesjokk og risikopåslag som et resultat av den "arabiske våren" som startet i 2011.

Det er vanskelig å validere Hotellings regel når vi studerer den historiske prisutviklingen. Prisen på olje har ikke beveget seg slik Hotellings regel skulle tilsi. Det er flere forutsetninger som ligger til grunn for denne teorien som gjør at den ikke gjenspeiler

virkeligheten. Modellen antar blant annet ingen usikkerhet med hensyn til reserver. Dette betyr at vi må vite nøyaktig hvor store reserver vi har. I tillegg er heller ikke kostnader hensyntatt. I den virkelige verden påvirker nye funn og teknologi de totale utvinnbare reservene. Dette påvirker forventninger om oljepriser. Kostnadene av å produsere oljen påvirker også dagens oljepriser. Selv om modellen ikke er i stand til å predikere fremtidig oljepris, betyr ikke dette at den bør forkastes. Modellen er relevant i den forstand at den gir viktig innsikt i hvilke faktorer som påvirker fremtidig oljepris. Den antar fri konkurranse, noe som ikke er tilfellet i oljeindustrien, spesielt ikke om vi ser på OPECs posisjon noen tiår tilbake.

4.1.3 Mean reversion og terminmarkeder

Mean reversion er en teori som argumenterer for at priser og avkastning alltid vil bevege seg mot en middelværdi eller et gjennomsnitt over tid. Dette kan eksempelvis være at priser beveger seg mot et historisk gjennomsnitt eller at avkastning vil tendere mot et bransjesnitt. Grunnleggende mikroøkonomisk teori sier at på lang sikt vil prisen på en råvare alltid være knyttet til den langsiktige produksjonskostnaden, men at konkurranseforhold i oljemarkedene også kan være av avgjørende betydning (Laughton og Jacoby, 1995). Empirisk forskning har ofte påvist mean reversion i oljeprisen, men resultatene varierer mellom ulike tidsepoker. Blant annet påviser Geman (2007) mean reversion i oljeprisen i perioden 1994-2000. Hannesson (2011) argumenterer for mean reversion i oljeprisen i perioden 1998-2006, og antyder ny mean reversion etter 2009 men da til et høyere nivå. Figur 3 viser nedenfor utviklingen i spotpris for olje (Brent Blend), samt futurespriser på utvalgte tidspunkt mellom 1997 og 2010.



Figur 3: Oljepris og futurespriser (Hannesson, 2011)

Forventninger om fremtidige priser danner grunnlaget for terminmarkedet som brukes av aktører i finansmarkedet, så vel som oljeselskaper både for spekulasjon, og for å beskytte seg mot uventede prisfluktuasjoner. Historien viser at selv om det ligger verdifull informasjon i futurespriser, klarer de ikke å forutsi de største prisfluktuasjoner. Dette kommer spesielt tydelig frem i grafen ovenfor dersom man ser på perioden 2007-2008.

Det finnes flere ulike finansielle instrumenter som kan brukes av oljeselskaper for å sikre priser, og vi diskuterte under 3.1 hvordan en slik strategi reduserer oljeselskapenes sensitivitet mot endringer i oljeprisen, slik at påvirkningskraften i vår modell trolig blir lavere enn ellers. I terminmarkedet skiller man mellom forwards- og futureskontrakter. En forwardkontrakt er en avtale om fremtidig levering av et gode til en forhåndsavtalt pris. En futureskontrakt er en standardisert og formalisert versjon av en forward. Futures omsettes på børs og har ofte daglige oppgjør via et clearinghouse. Det er ytterst sjeldent at det forekommer fysisk levering av varer i futuresmarkedet. Som regel løser man ut sine posisjoner (reverserer) og tar oppgjøret i kontanter før eller på forfallsdato. En sentral egenskap ved futuresmarkedet er at prisen på en futures kontrakt og en spotkontrakt alltid vil konvergere mot forfallsdato, og være identisk ved forfall¹. Dersom dette ikke er tilfellet vil det foreligge arbitrasjemuligheter. Vi vil nedenfor gi en enkel illustrasjon på hvordan forwards og futures kan brukes av petroleumsselskapene til å sikre seg mot uventede prisfluktuasjoner. I dette eksempelet tar vi utgangspunkt i planlagt en transaksjon for en kjøper (raffineri), og en selger av olje (oljeprodusent).

Eksempel på prissikring

- Futuresprisen for levering i oktober for West Texas Intermediate (WTI) er \$108,86 den 13. mars 2012 (NYMEX).
- Vi kan bruke både forwards- og futureskontrakter for å fjerne risiko ved prisvolatilitet for en planlagt transaksjon i oktober
- **1.** Vi kan inngå en forwardkontrakt og levere (ta levering) til avtalt pris X.
- **2.** Vi kan selge (kjøpe) futures og reversere kontrakten før den forfaller.

¹ Små forskjeller mellom spot og futures priser ved forfall kan foreligge på grunn av transportkostnader

Alternativ 1 er ganske intuitivt og gir en sikker betaling. Vi har fjernet all usikkerhet ved en forward kontrakt. Prisen er X minus eventuelle transaksjonsgebyrer. Ved forwardkontrakter er det høyere likviditets- og motpartsrisiko. Det er ikke gitt at det finnes en motpart i forwardmarkedet. Risikoen anses også som større ved å inngå en forwardkontrakt siden det ikke finnes et clearinghouse som garanterer for oppgjøret. Man benytter derfor som regel det standardiserte futuresmarkedet til å sikre priser. La oss se nærmere på alternativ 2.

Alternativ 2

Oljeproducent

- Selger futureskontrakten med forfall i oktober for \$108,86
- Kjøper tilbake oktober futures ved forfall for $\$X$ samtidig som man selger spot for $\$Y$
- Man sitter da igjen med følgende kontantstrøm: $108,86 - X + Y$.

Her ser vi at dersom $X \approx Y$ vil den realiserte prisen bli $\approx 108,86$ minus eventuelle meglerhonorar og transaksjonskostnader.

Oljeraffineri

- En kjøper av olje, som eksempelvis et oljeraffineri vil gjøre motsatte transaksjoner og oppnå følgende kontantstrøm $-108,86 + X - Y$ og motta $\approx 108,86$ minus eventuelle meglerhonorar og transaksjonskostnader dersom $X \approx Y$

Ved bruk av instrumenter som beskrevet ovenfor sikrer aktørene i olje og gassindustrien seg mot store prisfluktasjoner. Et annet vanlig instrument som ofte brukes til dette formålet er opsjoner. En opsjon er en rett, men ikke plikt til å kjøpe eller selge en underliggende eiendel på et fremtidig tidspunkt til en på forhånd avtalt pris. Vi begrenser oss til å vise eksempel på bruk av forward- og futureskontrakter, og går ikke nærmere inn på opsjoner. Videre fortsetter vi med å se på den neste uavhengige variabelen i vår modell, kapitalstruktur.

4.2 Kapitalstruktur

Kapitalstruktur referer til hvordan foretaket finansierer sine eiendeler gjennom egenkapital, gjeld, og eventuell hybridkapital. Vi har valgt å inkludere kapitalstruktur målt som gjeldsandel i modellen vår som en av fire uavhengige variabler.

4.2.1 Kapitalstruktur i et perfekt marked

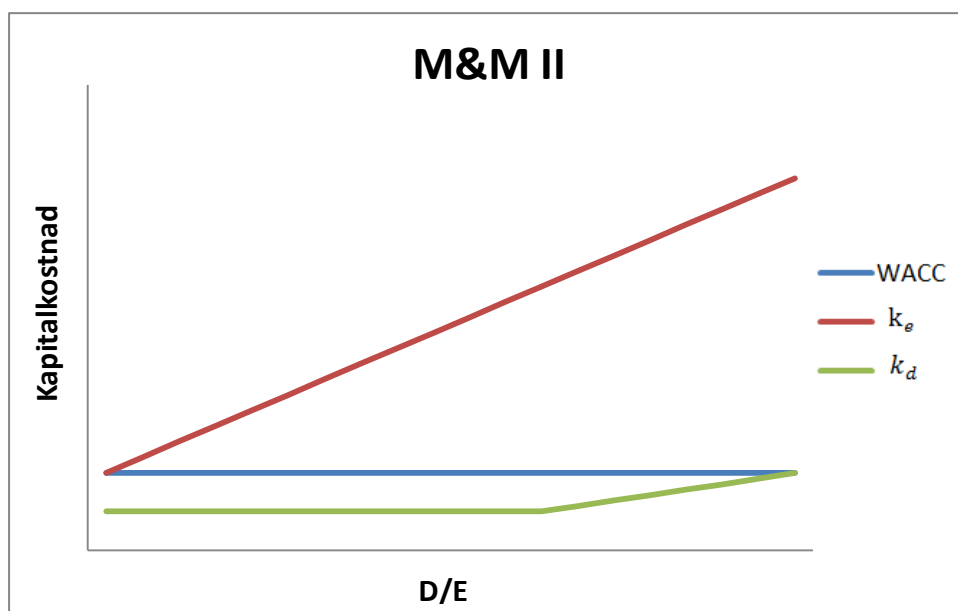
Franco Modigliani og Merton Miller introduserte i 1958 en teori som la grunnlaget for hvordan man i dag ser på kapitalstruktur. Teorien presenteres under to proposisjoner. Ifølge teorien er markedsverdien av et selskap uavhengig av kapitalstruktur i et perfekt kapitalmarked. Dette omtales som M&Ms første proposisjon. Forutsetningene bak "perfekte kapitalmarkeder" er at det er fritt for; skatter, transaksjonskostnader, agentkostnader, og asymmetrisk informasjon. Argumentet bak teorien er at under perfekte kapitalmarkeder vil kontantstrømmene som tilfaller selskapets eiere være lik den totale kontantstrømmen som genereres av selskapets eiendeler, og at selskapsverdien derfor ikke kan endres ved å endre kapitalstruktur. For at "loven om én pris" skal være oppfylt må dermed selskapsverdien være uavhengig av kapitalstruktur. Dersom dette ikke er tilfelle ville det oppstå arbitrasjemuligheter, noe som ikke er mulig i et perfekt kapitalmarked (Berk og DeMarzo, 2010).

Ifølge M&Ms andre proposisjon øker den forventede avkastningen proporsjonalt med gjeldsandelen. Her forklares det hvordan teorien fortsatt gjelder selv om kostnaden for gjeld er ulik den for EK. En økning av billig gjeldsfinansiering vil øke finansieringsrisikoen og dermed avkastningskravet for EK slik at det vektete avkastningskravet ikke endres. Utrykket for det vektete avkastningskravet er som følger:

$$\text{WACC} = \frac{E}{E+D}k_E + \frac{D}{E+D}k_D$$

Formel 5: Weighted average cost of capital

Her uttrykker E og D mengden egenkapital og gjeld, mens k_E og k_D uttrykker de respektive avkastningskravene for egenkapitalen og gjelden. M&M sin andre proposisjon er illustrert grafisk i figur fire nedenfor.



Figur 4: M&Ms andre proposisjon

Dersom det var slik at M&Ms teorem hadde utspring fra virkeligheten måtte vi ha forventet å finne en ikke-signifikant sammenheng mellom ROCE og gjeldsandel. Slik er det imidlertid ikke. Kapitalmarkedene er ikke perfekte og M&Ms teori holder ikke i virkeligheten. Den har likevel fått mye oppmerksomhet fordi den sier noe om hva som påvirker optimal kapitalstruktur. Vi fortsetter med å se på kapitalstruktur i imperfekte markeder.

4.2.2 Kapitalstruktur i et imperfekt marked

De vanligste forklaringene på hvorfor kapitalstruktur ikke er irrelevant for selskapsverdi er skatt, transaksjonskostnader, konkurskostnader, agentkostnader, ugunstig utvalg, og uklart skille mellom finans- og driftselementer (Murray og Vidhan, 2007). Alternative teorier bruker ulike faktorer fra denne listen, og gitt antallet mulige forklaringer, er det ikke overraskende at det finnes en mengde alternative teorier.

4.2.3 Trade-off teorien

Trade-off teorien blir hyppig brukt av ulike forfattere for å beskrive en gruppe relaterte teorier. I disse teoriene vil en beslutningstaker evaluere fordelene og ulempene forbundet med ulik grad av gjeldsfinansiering. På den ene siden favoriseres bruk av gjeld på grunn av skattebesparelsen ved fradrag for gjeldsrenter. På den andre siden vil gjelden øke risikoen til egenkapitalen og dermed øke de finansielle krisekostnader. I følge Myers (1984), vil den optimale gjeldsandelen bestemmes ved å avveie fordelene og ulempene mot hverandre. Der

hvor finansielle krisekostnader overgår skattebesparelsen ved gjeldsfinansiering vil vi finne den optimale kapitalstrukturen. Trade-off teorien kan uttrykkes som nedenfor der V_L er verdi av selskap med gjeld og EK, mens V_U er verdi av selskap uten gjeld. td er verdien av skatteskjoldet:

$$V_L = V_U + td - NV(\text{finansielle krisekostnader})$$

Formel 6: Trade-off teorien

Trade-off teorien gir oss altså en optimal kapitalstruktur. Til tross for dette er det svært vanskelig å vite nøyaktig hvor denne ligger. Selv om skattebesparelsen ved gjeld er relativt enkel å regne ut, er det problematisk å kvantifisere de finansielle krisekostnadene (Myers 1984).

Siden selskapene i vårt utvalg driver med utvinning av olje og gass vil de være underlagt spesielle beskatningsregler. Selskapene er gjenstand for særskatter som sikter på å gi myndighetene deres rettmessige andel ved utvinning av naturressurser. I Norge må eksempelvis Statoil betale en særskatt på 50 % på toppen av normal bedriftskattesats på 28 %. Den marginale skattesatsen blir dermed 78 %. Nå er det ikke slik at man vil få fullt ut skattemessig fradrag for renteutgifter i særskattepliktig inntekt i Norge, og ellers vil fradragsreglene variere mellom hvilke land selskapene skatter i. På bakgrunn av meravkastningen utvinning av olje og gass gir, kan man likevel på generelt grunnlag si at samtlige selskaper i utvalget er gjenstand for en eller annen form for særbeskatning. I henhold til trade-off teorien kan man derfor anta at skatteskjoldet (td) vil få en større vekt i disse selskapene og at bruk av gjeld vil være profitabelt. På en annen side kan konjunkturelle forhold som gir svingninger i inntjening øke finansierings- og risikokostnader og dermed veie imot fordelene med økt gjeld. Selskapene i vårt utvalg er likevel store og modne selskaper, med diversifiserte inntektskilder, og relativt høye og stabile frie kontantstrømmer. Dette er forhold som gir lavere gjeldsrisiko, og som taler for å laste opp med en høy andel gjeld for å utnytte skatteskjoldet.

4.2.4 "Pecking order" teori

En annen sentral teori innen kapitalstruktur er "pecking order" teorien. Denne baserer seg på selskapene velger finansiering ut fra et hierarki. På toppen av dette hierarkiet finner vi internt genererte midler. Det vil si at selskaper foretrekker å bruke internt genererte midler fordi det er en billigere form for finansiering enn opptak av gjeld og utstedelse av egenkapital. Etter

internt genererte midler følger henholdsvis gjeld og egenkapital i hierarkiet. Det er ikke bare kostnader som avgjør i hvilken rekkefølge finansieringsalternativene er rangert. De rangeres også i forhold til den informasjonen og de signalene som sendes til markedet. Generelt vil utstedelse av ny egenkapital gi mer negative signaler enn ved bruk av intern finansiering eller gjeld. Det blir argumentert for at et selskap vil være nølende med å utstede ny egenkapital når ledelsen anser selskapet som underpriset, og på samme måte være ivrige til å utstede når selskapet er overpriset. Markedet tolker derfor ofte en emisjon som et tegn på at aksjen kan være overpriset. På grunn av den negative signaleffekten utstedelse av egenkapital gir, vil selskapene ofte være mindre villige til å utstede egenkapital.

Selskapene i vårt utvalg sitter generelt på store kontantbeholdninger, og man kan derfor anta at de vil være i stand til å finansiere prosjekter med internt genererte midler, slik at gjeldsandelen vil samvariere negativt med lønnsomhet. På en annen side vet vi at olje og gassindustrien er svært kapitalintensiv, og i tillegg konjunkturfølsom. Derfor kan det også være rimelig å anta at de internt genererte midlene ikke strekker til. Da vil neste finansieringsalternativ ifølge hierarkiet være gjeld. Et annet viktig poeng er at selskapene muligens ønsker å sitte på store kontantbeholdninger for å redusere likviditetsrisiko og beholde fleksibilitet i et konjunkturutsatt marked. De kan dermed ende opp med å velge dyrere finansieringsalternativer som gir lavere ROCE, men ivaretar andre hensyn.

4.3 Offentlig eierskap

Den tredje uavhengige variabelen vi inkluderer i analysen er offentlig eierskap. Det er interessant å teste offentlig eierskaps påvirkningskraft på lønnsomhet av flere grunner. For det første eksisterer det mye teori og empiri på implikasjonene av offentlig eierskap og privatisering. Her kan diskusjonen deles inn i argumentasjon som baseres på hva som gir samfunnsøkonomisk eller velferdsmessig best løsning, og alternativt hva som er optimalt rent bedriftsøkonomisk. For vårt formål er det sistnevnte som er av interesse. Generelt kan vi si at litteraturen som argumenterer til fordel for statlig eierskap vektlegger forhold utenfor det rent bedriftsøkonomiske. Motsatt vektlegger kritikere av statlig eierskap effektivitetshensyn og trekker frem public choice- og prinsippal-agent teorier som vi skal diskutere nedenfor. Et annet forhold som gjør dette interessant, er at flere av selskapene i vårt utvalg siden 1995 har hatt store endringer i eierstrukturen. Ved å inkludere offentlig eierskap som en uavhengig variabel kan vi dermed teste om offentlig eierskap kan forklare

variasjonene i selskapenes lønnsomhet. Før vi går nærmere inn på de teoretiske aspektene, skal vi først se litt på de bakenforliggende årsakene til privatiseringsbølgen som startet på 1980-tallet.

4.3.1 Privatisering

En trend fra tidlig på 1980-tallet med deregulering og privatisering av tidligere statseide selskaper i oljeindustrien har fortsatt inn i vår analyseperiode. Det er flere faktorer som forklarer den generelle trenden mot privatisering og deregulering som startet på 80-tallet. Gradvis fikk økonomisk teori større plass i politikken. "Public choice"- betraktninger fremhevet den negative effekten av statlig inngripen og argumenterte for friere markeder. Denne prosessen ble styrket av at beslutningstakere i OECD flyttet fokuset bort fra arbeidsløshet og keynesianske intervensjoner, til inflasjon og monetaristenes "laissez-faire" tankesett (Stevens, 1998). Man opplevde også at utdanningsinstitusjoner i større grad beveget seg i denne retningen. Det var derfor også i økende grad unge teknokrater utdannet fra vestlige universiteter som omfavnet ideene de hadde blitt eksponert for på skolebenken. Sist, men ikke minst, var kollapsen av Sovjetunionen et levende bevis på at storskala statlig styring ikke fungerte.

I tillegg til den generelle trenden som fant sted i de fleste sektorer var det også spesifikke forhold i oljeindustrien som trakk i retning av økt privatisering. Etter oljeprisfallet i 1986 gjennomgikk de fleste private selskapene store effektiviseringsprogram for å få bukt med overkapasitet, økt konkurranse og svakere marginer. De private selskapene opplevde kraftig reduserte kostnader. De statlige selskapene fremstod dermed til sammenligning som ineffektive, byråkratiske, og til og med ofte korrupte sammenlignet med de private selskapene. Dette bidrog til å underbygge det økende presset for privatisering, som ofte ble ansett som løsningen for problemene i oljesektoren (Stevens, 1998).

4.3.2 Public choice teori

Public choice teori innebærer bruken av moderne økonomiske verktøy for å studere problemer som tradisjonelt finnes på det statsvitenskapelige feltet. Teorien baserer seg på at politiske aktører er rasjonelle og ønsker å maksimere sin egen nytte. Et eksempel på slik adferd kan være at en leder for et statseid petroleumsselskap har incentiver til å svekke prosesser som informasjonsflyt og prestasjonsovervåkning. Lederen kan gjøre dette som et middel for å styrke egen posisjon. At aktører maksimerer egen nytte på bekostning av

samfunnet omtales ofte som rent-seeking. Slik adferd muliggjøres ofte fordi det er asymmetrisk informasjon, slik at det oppstår et prinsipal-agent problem som vi skal diskutere nedenfor.

4.3.3 Prinsipal-agent problem

Prinsipal-agent problemet omhandler de utfordringene som oppstår under omstendigheter med asymmetrisk informasjon og interessekonflikt når en prinsipal(staten) ansetter en agent (selskapets ledelse). Ved asymmetrisk informasjon vil agenten kunne opptre opportunistisk på bekostning av prinsipalens uvitenhet. Agenten kan ha andre interesser enn prinsipalen, og dermed opptre etter egne interesser. Når staten gir ledelsen i selskapet myndighet til å styre selskapet og ikke kan overvåke handlingene til selskapet, kan ledelsen opptre opportunistisk. Eksempelvis vil de kunne påta selskapet større risiko enn ønsket fordi de selv ikke er eksponert mot nedsiderisikoen. Dette omtales ofte som moralsk hasard. Stevens (1998) argumenterer for at det i oljebransjen er ekstra stor risiko for at byråkrater vil opptre opportunistisk. Dette begrunnes med at oljeindustrien genererer store frie kontantstrømmer og superprofitt².

I statseide selskaper forholder ledelsen seg ofte til myndigheter med uklare målsetninger og interesser, fremfor eiere som overvåker, vurderer og setter krav til effektivitet og lønnsomhet. Disse selskapene har derfor en tendens til å bli byråkratiske og ineffektive (Stevens, 1998). Viktige argumenter som blir brukt til fordel for helt eller delvis statlig kontroll på olje- og gasselskaper er at man ønsker å sikre nasjonale interesser. Dette innebærer blant annet faktorer som forsyningssikkerhet, markedskontroll, ressurskontroll, og miljøhensyn. Sentrale aspekter ved helt eller delvis statlig eierskap som antyder økt lønnsomhet kan eksempelvis være finansieringskostnader og lisenstildeling. Selskaper med staten på eiersiden vil trolig kunne oppnå bedre betingelser i kapitalmarkedene, og dermed tjene på lavere finansieringskostnader, ettersom risikoen for konkurs anses som lavere med staten i ryggen. Det kan også tenkes at lisenstildelingen i noen tilfeller kan gå til fordel for statseide selskaper. Noe som i neste omgang kan gi en konkurransefordel og bedre lønnsomhet. Dette avhenger selvsagt av praksis for lisenstildeling, noe som varierer mellom

² Superprofitt defineres som avkastning ut over avkastningskravet.

land. Eksempelvis er det i Norge myndighetene som deler ut lisenser, mens det i USA holdes auksjoner hvor høystbydende får lisensen.

Selv om det finnes faktorer som antyder økt lønnsomhet med staten på eiersiden, så peker den generelle litteraturen i retning av at statlig eierskap fungerer som en brems på effektivitet og lønnsomhet. Dette skyldes i all hovedsak at staten kan ha ulike målsetninger, krav, og interesser, sammenlignet med private investorer. Når vi diskuterer disse teoriene er det likevel viktig å påpeke at tilnærmet ingen av våre selskaper er 100 % statseide. De er børsnoterte selskaper som også har allmenne aksjonærer å forholde seg til. Det offentlige eierskapet utgjør dermed kun en viss andel av selskapenes totale aksjer. Selv om dette impliserer at teoriene og argumentasjonen ovenfor kan miste noe av sin validitet er likevel de sentrale følgene av offentlig eierskap de samme. Her vil selvsagt den prosentvise statlige eierandelen være avgjørende for hvor stor kontroll staten har over selskapet. Det er nettopp dette vi ønsker å undersøke ved å observere eierskapsandel og lønnsomhet over 15 år.

Om lag halvparten av selskapene i utvalget opplever endringer i den statlige eierandelen i løpet av analyseperioden. I 6 av 8 selskaper har staten redusert sin eierandel i perioden. Dette gjelder Statoil, ENI, PetroChina, Petrobras, Repsol og OMV. I Gazprom Neft er eierandelen stabil, mens den i Sasol er økende.

4.4 Størrelse

Den fjerde og siste uavhengige variabelen vi inkluderer i modellen er selskapenes størrelse. Standard mikroøkonomisk teori sier at stordriftsfordeler oppstår når gjennomsnittlig enhetskostnad faller med økende produksjonskvantum. Jo større de faste kostnadene er, jo større er den potensielle gevinsten ved å spre kostnadene over et større kvantum. Denne effekten motvirkes av at store selskaper kan ha høyere koordinerings- og kommunikasjonskostnader. Store selskaper kan også gå glipp av fordelene ved fokuserte strategier og spesialisering. Det eksisterer derfor ikke noe teoretisk "fasitsvar" som angir sammenhengen mellom størrelse og lønnsomhet. Denne sammenhengen vil blant annet være avhengig av karakteristika ved bransjen som det aktuelle selskapet tilhører.

Mange empiriske studier har undersøkt sammenhengen mellom størrelse og lønnsomhet. Disse studiene gir ikke noen entydige svar, og noen mener at størrelse påvirker lønnsomhet negativt, mens andre mener at dette forholdet er positivt. Det eksisterer også undersøkelser

som konkluderer med at det ikke eksisterer noen signifikant sammenheng mellom størrelse og lønnsomhet. Resultatene også kan variere grunnet valg av målemetode, hvilke industrier eller sektorer man analyserer, eller valg av analyseperiode.

Noen ganger kan man trekke feilaktige konklusjoner som følge av målefeil eller andre statistiske forhold. Berk (1997) forklarer hvordan man kan finne negativ samvariasjon mellom størrelse og lønnsomhet når størrelse måles ved hjelp av markedsverdier selv om det per definisjon ikke eksisterer noen sammenheng mellom disse to faktorene. Så lenge man ikke antar risikonøytralitet, vil man i følge Berk (1997) alltid kunne finne en invers sammenheng mellom et selskaps markedsverdi og lønnsomhet. Årsaken til at man finner denne sammenhengen er at markedsverdier ikke bare reflekterer størrelse, men også avkastningskravet til selskapet. Derfor bør markedsverdier unngås når man skal analysere sammenhengen mellom lønnsomhet og størrelse. Berk (1997) peker på at salgsinntekter og bokførte verdier av selskapets eiendeler kan være bedre mål på størrelse i denne sammenheng. Han benytter i sin studie et datasett bestående av samtlige aksjer som er notert på New York Stock Exchange (NYSE). Berk (1997) finner ingen signifikant sammenheng mellom størrelse og lønnsomhet når slike mål på størrelse benyttes.

Dersom vi ser på empiri for petroleumsindustrien, finner blant annet Osmundsen et.al. (2002) og Osmundsen et.al. (2005) at de største vertikalt integrerte petroleumsselskapene ("supermajors") viser bedre resultater på sentrale finansielle indikatorer enn mindre petroleumsselskaper. Det kan eksempelvis tenkes at størrelse har en viss betydning for tildeling av operatørlisenser. De hevder at størrelse og omdømme sannsynligvis har medført at de største petroleumsselskapene har blitt tildelt de mest lovende blokkene i Vest-Afrika og Kaspi-området. At de største aktørene blir favorisert på denne måten skyldes i disse tilfellene at det er snakk om krevende utbygginger av store felt i områder med manglende infrastruktur. I slike tilfeller vil trolig selskaper med betydelig teknisk og kommersiell kapasitet favoriseres (Osmundsen et.al, 2002). Ettersom de største aktørene trolig vil ha den beste lisenstildelingen, har disse muligheten til å "skumme fløten", og velge de prosjektene som potensielt er mest lønnsomme. Blant andre The Economist (2011) hevder at det er nettopp dette ExxonMobil har gjort i en årrekke.

Selskapene i vårt utvalg kan i kraft av sin størrelse også dra stor nytte av kunnskapsoverføring³. Selskapene er multinasjonale, og er involvert i mange prosjekter ulike steder i verden. Det vil derfor trolig ligge stor verdi i å kunne benytte seg av kunnskap og erfaringer som allerede finnes i organisasjonen.

Store internasjonale selskaper vil også trolig ha større muligheter til skatteplanlegging og skattetilpasning. De forholdsvis høye skattesatsene i petroleumsindustrien gir bedriftene sterke insentiver til skatteplanlegging og skattetilpasning. Samtlige selskaper i utvalget vårt kan karakteriseres som multinasjonale. Gjennom finansielle mekanismer har multinasjonale selskaper muligheten til å flytte kapital og profitt mellom datterselskaper i ulike land. Dette kan utføres gjennom internprisen på varer og tjenester handlet internt i konsernet, lån, egenkapitaltransaksjoner eller dividendeutbetalinger (Shapiro 2006). Motivasjonen for å flytte overskudd fra høyskatteland til lavskatteland, er å redusere den totale skattebyrden til det multinasjonale selskapet. En vanlig måte å gjøre dette på er gjennom internprising av varer eller tjenester, hvor datterselskapet som er lokalisert i høyskattelandet betaler høye priser, slik at deler av profitten flyttes til lavskattelandet. Profitten vil derfor bli beskattet med en lav skattesats, mens tap kan gå til fradrag med en høy skattesats i høyskattelandet. I en rapport fra Publish What You Pay (PWYP) fra 2011 avdekkes det at 34,5 % av underselskapene til verdens største utvinningsselskaper er lokalisert i skatteparadis⁴. I rapporten skiller Chevron, ConocoPhillips, og ExxonMobil seg spesielt ut. 56 %, eller 439 av de tre selskapers 783 datterselskaper er lokalisert i skatteparadis (Dagens næringsliv, 20.09.2011).

OECD har utarbeidet retningslinjer for prising mellom tilknyttede selskaper over landegrensler. Hovedprinsippet i disse retningslinjene er armlengdeprinsippet, som sier at avtaler inngått mellom nærstående parter skal inngås som om avtalene ble inngått mellom uavhengige parter. På denne måten skal skattetilpasninger ved internprising unngås. Siden insentivene for skattetilpasning er store innen petroleumssektoren, har det også kommet egne nasjonale og internasjonale regler som adresserer denne sektoren direkte. Eksempelvis finnes det egne regler om tynn kapitalisering i den norske petroleumsbeskatningen, for å unngå

³ Nonaka og Takeuchi (1995) definerer kunnskapsoverføring på følgende måte: "evnen til å skape ny kunnskap, distribuere den i organisasjonen, for så å nyttegjøre den i produkter, tjenester, og andre systemer".

⁴ OECD identifiserer tre faktorer for å definere skatteparadis. 1) Ingen, eller nominelle skatter. 2) Sekretesse. 3) Mangel på transparens.

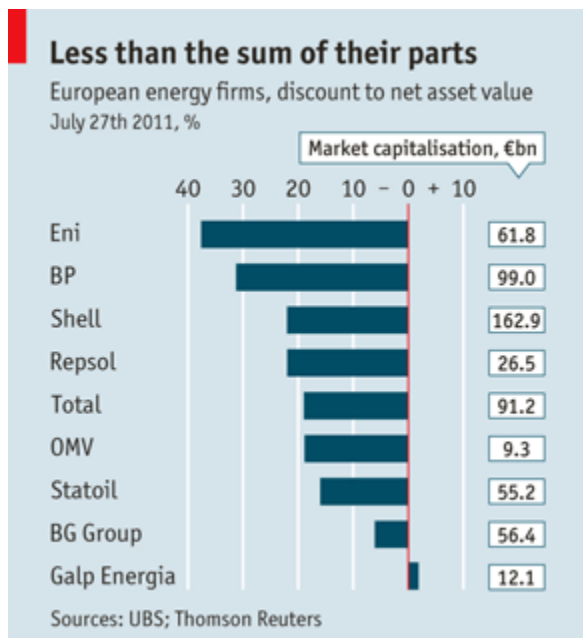
tilpasninger som er slik at det oppnås høye gjeldsfradrag i høyskatteland (NOU 2009:19). Et tiltak i forbindelse med internprising, er at myndighetene fastsetter normpriser for salg av råolje (NOU 2000:18).

På tross av at det i dag eksisterer omfattende nasjonale og internasjonale regelverk som skal forhindre skatteplanlegging og skattetilpasning, er det i praksis svært vanskelig for myndighetene å kontrollere alle transaksjoner, og forhindre at denne type aktivitet forekommer. Petroleumsselskapene publiserer i dag kun informasjon på overordnet nivå. Noe som gjør det vanskelig å spesifisere inntekter, kostnader, reserver og skattebetalinger i spesifikke land. Det pågår diskusjoner blant annet i EU og i USA om nye lovforslag som fremmer enda større åpenhet for multinasjonale petroleumsselskaper. Et konkret forslag er å publisere nøkkeltall helt ned på prosjektnivå. Man har lenge trodd at økt innsyn i all hovedsak har vært i de fattige oljelandenes interesse. Men ifølge Mona Thowsen har man i USA og Europa nå innsett at dette også er viktig i rike land fordi de multinasjonale selskapene overfører enorme verdier internt for å unngå skatt (Dagens Næringsliv, 11.04.12).

På tross av argumentene ovenfor er muligens ikke stordriftsfordeler i petroleumssektoren like relevante som de har vært i tidligere perioder. Hovedårsaken er at det nå, sammenlignet med tidligere, mye sjeldnere blir funnet store og ukompliserte oljefelt. Dagens oljefunn er mindre, ligger generelt på dypere vann, og byr på mye større utviklings- og produksjonsutfordringer enn før. Dette fører til at det er et større behov for spesialisert kunnskap. Slik ekspertise blir nå i større grad tilbudt av oljeserviceselskaper som utfører oppdrag på vegne av de store integrerte oljeselskapene. Dette har ført til en enorm vekst i oljeserviceselskaper det siste tiåret. Det har altså blitt vanskeligere for petroleumsselskapene å betjene hele verdikjeden innen utvinning når hvert prosjekt krever unik kompetanse og spesialiserte driftsmidler. Det kan dermed tenkes at noe av stordriftsfordelene som ligger i effektiv storskalaproduksjon med lav enhetskostnad har blitt mindre relevant for operatørene de siste 10-15 årene.

Gjennom 1990-tallet skjedde det mange fusjoner og oppkjøp i den internasjonale petroleumsindustrien, og dagens giganter er et resultat av denne prosessen. I dag har fokuset snudd, og spørsmålet er nå om disse gigantene bør deles opp (The Economist, 2011). Mange globalt integrerte petroleumsselskaper handles i dag med relativt store konglomeratrabatter. En konglomeratrabatt er differansen mellom selskapets markedsverdi som helhet, og den estimerte markedsverdien for summen av selskapets deler. Årsaken til denne rabatten er

primært at disse selskapene oppfattes som tungroddede og vanskeligere å styre, og at de dermed vil ha dårligere lønnsomhet. Figur fem nedenfor viser en fremstilling av disse rabattene for et utvalg av europeiske integrerte oljeselskaper per 27/07/2011:



Figur 5: Konglomeratrabatt (The Economist, 2011)

Figuren viser her selskapenes konglomeratrabatter i prosent av en estimert markedsverdi for summen av selskapenes deler, samt selskapenes markedsverdier oppgitt i Euro. Vi legger her merke til at flere av selskapene i vårt utvalg har forholdsvis høye rabatter. Spesielt merker vi oss den ekstremt høye rabatten til ENI på nesten 40 %. Det er også interessant å merke seg at selskapet Galp Energia har en liten positiv synergigevinst. Dette selskapet er riktignok forholdsvis lite, og inngår ikke i vårt utvalg. Vi vil likevel være forsiktige med å trekke bastante konklusjoner på bakgrunn av denne figuren, ettersom vi ikke har mulighet til å kontrollere hvilke forutsetninger som ligger bak beregningene og verdsettelsen av selskapene. Funnet er likevel interessant, ettersom det underbygger påstandene om at verdien av størrelse ikke lenger er like stor, og muligens har blitt negativ for enkelte selskaper.

Selv om det lenge har vært konsensus om at størrelse er et fortrinn i petroleumsindustrien, antyder altså disse konglomeratrabattene at størrelse kan ha en negativ innvirkning på lønnsomhet.

5. Metode

Formålet med dette kapitlet er å gi en innsikt i det metodiske rammeverket som vi senere vil benytte i analysene av datasettet.

Rådataene som vi har benyttet til å konstruere datasettet stammer fra årsregnskapene til selskapene i utvalget vårt, med unntak av oljeprisen. Dataene er i all hovedsak hentet fra databasen Thomson Reuters Datastream. Opplysninger om offentlig eierskap er hentet fra databasen Orbis. Datainnsamlingen har vært både omfattende og tidkrevende. I enkelte tilfeller hvor vi manglet data, hentet vi disse direkte fra årsrapporten til det aktuelle selskapet. Datasettet vårt er således konstruert ved at vi har samlet inn utelukkende sekundærdata.

Datastream blir ofte brukt i akademisk forskning, på grunn av databasens store bredde og dybde. Blant andre Ince og Porter (2004) påpeker enkelte svakheter ved denne databasen, men denne kritikken gjelder primært for markedsdata og data for lite omsatte selskaper. Ettersom vi utelukkende har relativt store selskaper i vårt utvalg, mener vi at det er rimelig å anta at eventuelle feil i Datastream vil bli oppdaget og korrigert relativt raskt. Vi gjennomførte også stikkprøver uten å oppdage avvik mellom Datastream sine tall og årsrapportene. Vi anser således datakildene våre som både valide og reliable.

Når vi senere vil utføre de statistiske testene som beskrives i dette kapitlet vil vi benytte den statistiske programvarepakken Stata, som er utviklet av StataCorp. Stata gir oss blant annet muligheter til å organisere datasettet, gjennomføre statistiske analyser, konstruere grafikk, samt gjennomføre simuleringer. Stata har en stor og aktiv brukergruppe, og det eksisterer en omfattende mengde publikasjoner om bruken av programvaren. I arbeidet med denne utredningen har vi hatt stor nytte av disse publikasjonene.

5.1 Undersøkellesdesign

Det er vanlig å skille mellom tre hovedtyper undersøkelsesdesign: eksplorativt (utforskende), deskriptivt (beskrivende), og kausalt (årsak – virkning) design (Gripsrud, et. al., 2004). I denne utredningen vil vi forsøke å kartlegge hvordan de uavhengige variablene påvirker den avhengige variabelen lønnsomhet. Med utgangspunkt i etablert teori og tidligere forskning vil vi forsøke å fastslå eventuelle kausale sammenhenger, og vi har dermed et kausalt design.

5.2 Paneldata

Det finnes primært tre hovedkategorier med data, tverrsnitt-, tidsserie-, og paneldata. Tverrsnittsdata er data for ulike enheter som er observert på samme tidspunkt, eller over samme periode. Tidsseriedata vil si at man har observert den samme enheten over tid. Paneldata er data hvor vi observerer flere ulike enheter over flere tidsperioder. Paneldata er med andre ord en kombinasjon av tidsserie- og tverrsnittsdata.

Datasettet vårt består av paneldata, hvor vi observerer 17 ulike selskaper over opp til 15 år. Den mest åpenbare fordelen med å benytte paneldata fremfor et datasett med tverrsnittsdata eller tidsseriedata, er at antallet observasjoner øker. Det at vi har flere observasjoner for hvert selskap gjør det også mulig å kontrollere for uobserverte karakteristika for hvert enkelt selskap (Wooldridge 2009). Ved å bruke paneldata kan man ofte avdekke kausale sammenhenger hvor man ikke ville ha klart det med tidsserie- eller tverrsnittsdata.

I vårt tilfelle har vi et ubalansert panel, det vil si at vi ikke har like mange observasjoner for alle selskapene som inngår i panelet. Det skyldes at enkelte av selskapene ble opprettet i løpet av analyseperioden, fusjoner og oppkjøp, eller at vi har fjernet enkelte observasjoner hvor en eller flere variabler manglet. Et ubalansert panel er ikke problematisk, så lenge ikke årsaken til at enkelte år mangler er korrelert med det idiosynkratiske feilledet i regresjonsmodellen (Wooldridge 2009). Dette antar vi at ikke er tilfelle for vårt datasett.

5.3 Korrelasjonsanalyse

En korrelasjonsanalyse benyttes til å avdekke graden av lineær samvariasjon mellom variabler. Denne graden av samvariasjon blir beskrevet av korrelasjonskoeffisienten, som kan ta verdier mellom +1 og -1. En koeffisient på +1 (-1) betyr perfekt positiv (negativ) korrelasjon mellom de to variablene. Dersom koeffisienten er 0, betyr dette at det er ingen lineær samvariasjon mellom de to variablene. En korrelasjonsanalyse kan avdekke samvariasjon mellom to variabler, men kan ikke si noe om eventuelle kausale sammenhenger mellom dem.

5.4 Regresjonsanalyse

En regresjonsanalyse er en metode som benyttes for å studere sammenhengen mellom en eller flere uavhengige variabler (x_1, x_2, \dots, x_k), og en avhengig variabel (y). Analysen forteller oss hvor mye den avhengige variabelen endrer seg, når vi endrer en av de uavhengige variablene med en enhet, og holder alt annet likt. I motsetning til ved en korrelasjonsanalyse, er det her mulig å undersøke om det foreligger eventuelle kausale sammenhenger mellom de(n) uavhengige, og den avhengige variabelen. Her bør det påpekes at man må være forsiktig med å påstå kausale sammenhenger, og at de uavhengige variablene bør velges med utgangspunkt i etablert teori (Gripsrud, et. al., 2004). Vi vil i denne utredningen utelukkende benytte oss av lineære regresjonsmodeller, og vil starte med minste kvadraters metode (MKM), også kalt ordinary least squares (OLS) som utgangspunkt. Målet ved å gjennomføre en regresjonsanalyse er å konstruere en ligning som uttrykker den avhengige variabelen, ved hjelp av de uavhengige variablene.

5.4.1 Enkel regresjonsanalyse

Den enkle regresjonsmodellen studerer den lineære sammenhengen mellom to variabler. Regresjonsligningen for en enkel regresjonsmodell kan fremstilles på følgende måte:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \times x + u$$

Formel 7: Enkel regresjonsligning

Hvor:

y – er den avhengige variabelen.

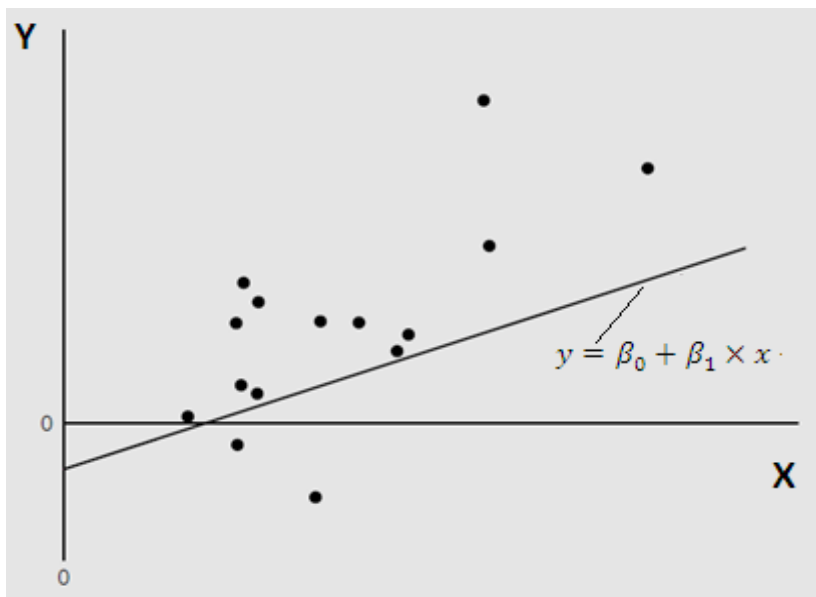
β_0 – er konstantleddet (skjæringspunktet) til modellen.

β_1 – er regresjonskoeffisienten til den uavhengige variabelen.

x – er den uavhengige variabelen.

u – er det idiosynkratiske feilleddet i modellen.

I den enkle regresjonsmodellen kan feilleddet tolkes som alle andre faktorer enn den valgte uavhengige variabelen som påvirker den avhengige variabelen. Den enkle regresjonsmodellen kan fremstilles grafisk på følgende måte:



Figur 6: Enkel regresjonsmodell

5.4.2 Multipel regresjonsanalyse

En lineær regresjonsmodell kan også ta hensyn til at flere uavhengige variabler påvirker den avhengige variabelen. Den multiple lineære regresjonsligningen har følgende form:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \times x_1 + \beta_2 \times x_2 + \dots + \beta_k \times x_k + u,$$

Formel 8: Multipel regresjonsmodell

hvor k er antall uavhengige variabler, β_0 er skjæringspunktet, β_1 er regresjonskoeffisienten for variabelen x_1 , og så videre.

Som nevnt ovenfor vil vi beregne koeffisientene i regresjonsmodellen med utgangspunkt i minste kvadraters metode. Når denne metoden benyttes, finner man verdiene for konstantleddet og regresjonskoeffisient(e) som minimerer summen av de kvadrerte feilleddene (Wooldridge 2009). Mer formelt kan man si at følgende uttrykk skal minimeres:

$$\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_{i1} \times x_{i1} - \dots - \hat{\beta}_k \times x_{ik})^2$$

Formel 9: Minste kvadraters metode

Denne fremgangsmåten bygger på en rekke antagelser som må være oppfylt for at modellen skal gi pålitelige resultater. Vi vil nedenfor forklare de viktigste antagelsene som ligger bak modellen.

Antagelser om den lineære regresjonsmodellen

1. Feilledet skal ha en gjennomsnittsverdi lik 0.
2. Fravær av heteroskedastisitet: variansen til residualledet skal være konstant.
3. Fravær av autokorrelasjon.
4. Residualledet skal være normalfordelt (normalitet).
5. Alle uavhengige variabler skal være ukorrelerte med feilledet.
6. Regresjonsligningen skal være lineær i koeffisientene (linearitet).
7. Fravær av multikolaritet. Denne antagelsen er en tilleggsantakelse for den multiple regresjonsmodellen.

Vi vil nedenfor gå nærmere inn på disse klassiske antagelsene.

Normalitet

Feilledet i modellen, u forutsettes å ha en forventet verdi lik null, uavhengig av verdiene til de uavhengige variablene. Samtidig forutsettes det at feilledet er normalfordelt, og har en varians lik σ^2 . Vi får da følgende forutsetning:

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

Formel 10: Normalitet

Dersom denne forutsetningen ikke er oppfylt, vil t- og F-testene vi utfører i forbindelse med regresjonsmodellen være upålitelige. Dette medfører igjen at p-verdiene til regresjonskoeffisientene blir upålitelige.

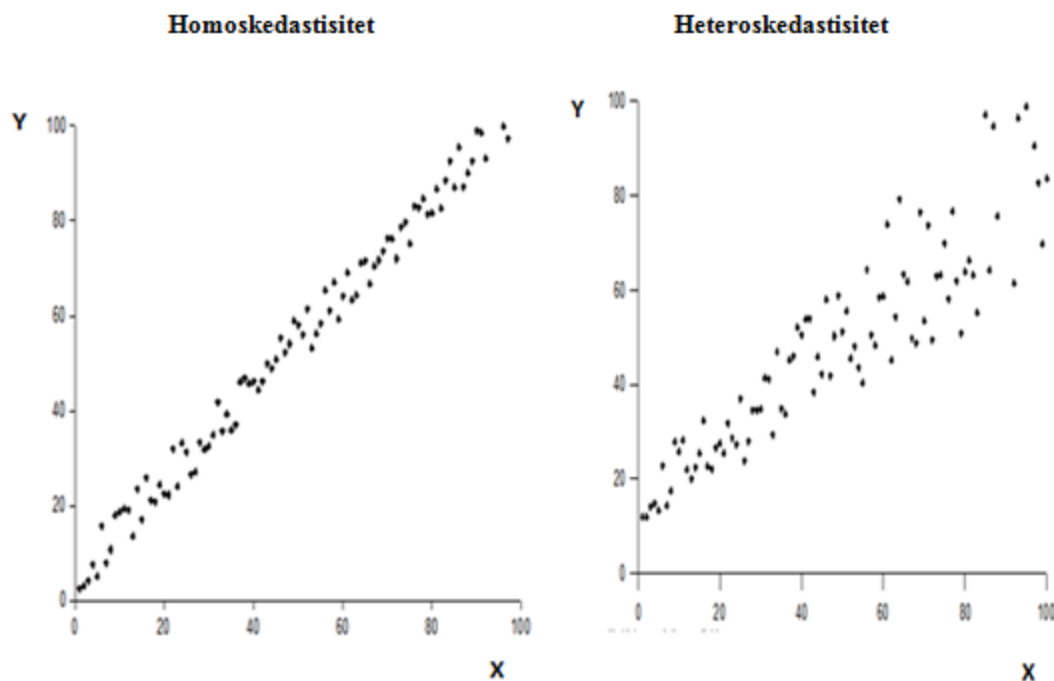
Fravær av heteroskedastisitet

Heteroskedastisitet vil si at feilledets varians varierer systematisk med en eller flere av regresjonsmodellens uavhengige variabler (Gripsrud, et. al., 2004). MKM forutsetter homoskedastisitet, det vil si at variansen til feilledet er konstant. Mer formelt:

$$\text{Var}(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2.$$

Formel 12: Fravær av heteroskedastisitet

Figur 7 viser nedenfor hvordan forskjellen på homoskedastisitet og heteroskedastisitet kan fremstilles grafisk.



Figur 7: Homoskedastisitet og heteroskedastisitet

På samme måte som ved brudd på normalitetsforutsetningen, vil et brudd på denne forutsetningen medføre upålitelige p-verdier for regresjonskoeffisientene.

Fravær av autokorrelasjon

Denne forutsetningen bygger på at det ikke er korrelasjon mellom feilleddene over tid. Dette betyr at også observasjonene av de uavhengige variablene må være ukorrelerte over tid. Med andre ord må følgende betingelse være oppfylt:

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

Formel 13: Fravær av autokorrelasjon

Brudd på denne forutsetningen vil også medføre skjeve estimater for standardfeilene til regresjonskoeffisientene, slik at blant annet p-verdiene blir upålitelige.

Alle uavhengige variabler er ukorrelerte med feilledet

Dersom en eller flere av de uavhengige variablene korrelerer med feilledet til modellen, betyr dette at disse variablene er korrelerte med en eller flere variabler (utenfor modellen) som påvirker den avhengige variabelen. Dersom denne forutsetningen ikke er oppfylt, vil de estimerte regresjonskoeffisientene bli for høye, i forhold til hva de i realiteten burde være.

Det eksisterer ikke noen statistisk test som tester denne forutsetningen på noen god måte, og denne forutsetningen må derfor ”tilfredsstilles teoretisk”. Det holder ikke å måle korrelasjonen mellom de uavhengige variablene og residualene i utvalget, ettersom disse per definisjon vil være ukorrelerte.

Linearitet

En fundamental forutsetning bak den lineære regresjonsmodellen, er at den avhengige variabelen er en lineær funksjon av de uavhengige variablene. Selv om denne forutsetningen ikke er oppfylt, vil modellen forsøke å presse datasettet inn i lineær sammenheng. Alvorlige brudd på denne forutsetningen, kan medføre upålitelige resultater.

Dersom det eksisterer en ikke-lineær sammenheng mellom den avhengige og de uavhengige variablene, er en mulig løsning å transformere datasettet. Eksempler på dette er logaritmisk transformasjon, eller å ta kvadratroten av observasjonene.

Multikolaritet

Multikolaritet betyr to eller flere uavhengige variabler i en multippel regresjonsmodell i stor grad korrelerer. Innslag av multikolaritet i modellen vil ikke påvirke modellens helhetlige prediksjonskraft, men regresjonskoeffisientene vil påvirkes slik at man ikke får et riktig bilde av hvor mye de enkelte uavhengige variablene forklarer. En vanlig årsak til problemer tilknyttet multikolaritet, er at man har et lite utvalg med relativt få observasjoner (Wooldridge 2009).

For å vurdere om datasettet inneholder multikolaritet, kan man se direkte på korrelasjonskoeffisientene mellom uavhengige variablene, eller gjennomføre en såkalt VIF-test. VIF er en indikator som angir graden av multikolaritet, med utgangspunkt i en multippel regresjonsmodell som er estimert etter MKM. VIF-koeffisientene beregnes på følgende måte:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

Formel 14: VIF koeffisienter

Når det gjelder fortolkning av VIF-verdiene, er det ikke fullstendig enighet angående hvor høye verdier som er akseptable. En vanlig antagelse er at VIF-verdier som er lavere enn fem er akseptabelt, noe vi også vil legge til grunn i våre analyser.

5.4.3 Regresjonsmodell med Newey-West standardfeil

Ved å benytte standardfeil som er justert etter fremgangsmåten til Newey og West (1987) kan man forbedre resultatene fra en ordinær MKM regresjon, dersom datasettet har innslag av heteroskedastisitet og / eller autokorrelasjon. Ved bruk av denne modellen vil regresjonskoeffisientene være de samme som ved den ordinære MKM modellen. Forklaringskraften er også uendret, men standardfeilene endrer seg, slik at også t-verdiene, og p-verdiene endrer seg.

Forskjellen fra en vanlig MKM regresjon ligger i hvordan kovariansmatrisen som inngår i regresjonsmodellen estimeres. En vanlig antagelse som også fremgangsmåten til Newey og West baserer seg på er at autokorrelasjon i datasettet reduseres når antallet lags (ℓ) øker, slik at vektoren som skal korrigere kovariansmatrisen for autokorrelasjon og heteroskedastisitet (ω) reduseres. Denne vektoren kan fremstilles på følgende måte:

$$\omega = 1 - \frac{\ell}{L + 1}$$

Formel 20: Newey-West korreksjon av kovariansmatrisen

Her representerer L det maksimale antallet lags, gitt at alle andre vekter er lik null. Å bestemme antallet lags man skal benytte kan være vanskelig, og vil avhenge av datasettets størrelse. En vanlig tommelfingerregel er å ta fjerderoten av antall observasjoner (Wooldridge 2009).

5.5 Uobservert heterogenitet

Modeller med faste og tilfeldige effekter er to ulike metoder for å estimere uobserverte effekter (også kalt uobservert heterogenitet) i paneldata. I praksis er modeller med faste effekter (FE) mest utbredt. Imidlertid er en modell med tilfeldige effekter (TE) å foretrekke dersom visse forutsetninger holder. En modell med faste effekter er ikke basert på denne type forutsetninger, og det vil derfor aldri være feil å benytte en modell med faste effekter. For å fastslå om det er grunnlag for å benytte en modell med tilfeldige effekter, kan man blant annet utføre en Hausman specification test. Vi vil nedenfor gå nærmere inn på hva som menes med faste og tilfeldige effekter.

5.5.1 Faste effekter

Faste effekter er individspesifikke effekter som er konstante over tid. I vårt tilfelle er dette uobserverte effekter som varierer fra selskap til selskap, som er faste for hvert selskap, og konstante over tid. En mulig måte å eliminere en fast effekt er gjennom en første ordens differensiering. Under visse forutsetninger vil en såkalt fast effekt transformasjon fungere bedre enn en slik differensiering. Vi vil derfor adressere problemet med faste effekter gjennom en slik transformasjon fremfor gjennom førsteordens differensiering i denne utredningen.

Denne modellen antar at den uobserverte effekten er korrelert med en eller flere av de uavhengige variablene i modellen. Når en modell med faste effekter blir benyttet, vil variabler hvor verdiene er konstante på tvers av alle observasjoner for et selskap utelukkes fra modellen. Dersom man eksempelvis benytter dummyvariabler hvor variabelen er konstant for hvert selskap, vil disse utelukkes fra en modell med faste effekter.

Nedenfor illustreres en teoretisk modell med faste effekter. Vi vil for enkelthets skyld benytte en enkel regresjonsmodell. Fremgangsmåten nedenfor er hentet fra Wooldridge (2009). Vi starter med en regresjonsligning med en enkelt uavhengig variabel, hvor den uobserverte effekten er representert ved a_i :

$$y_{it} = \beta_1 \times x_{it} + a_i + u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

Formel 15: Regresjonsligning med uobservert heterogenitet (FE)

Vi ser her at flere av variablene har to dimensjoner, tid (t), og selskap (i), noe som er naturlig ettersom dette er en modell som er tilpasset paneldata. Dersom vi tar gjennomsnittet av denne regresjonsligningen over tid, får vi følgende uttrykk:

$$\bar{y}_i = \beta_1 \times \bar{x}_i + a_i + \bar{u}_i.$$

Formel 16: Gjennomsnittet av FE regresjonsligning

Her er $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$, og så videre. Ettersom a_i antas å være fast over tid, forekommer variabelen i både formel 15 og formel 16 ovenfor. Dersom vi trekker formel 16 fra formel 15 for hver t, ender vi opp med følgende uttrykk:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1 \times (x_{it} - \bar{x}_i) + u_{it} - \bar{u}_i.$$

Dette uttrykket kan igjen skrives om på følgende måte:

$$\dot{y}_{it} = \beta_1 \times \dot{x}_{it} + \dot{u}_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

Formel 17: Enkel regresjonsmodell korrigert for fast effekt

Her er \dot{y}_{it} "time-demeaned data" for den avhengige variabelen y. Tilsvarende gjelder for \dot{x}_{it} og \dot{u}_{it} . Denne transformasjonen for faste effekter blir også kalt whitin transformasjon. Det som er viktig å merke seg ved formel 17 ovenfor, er at den uobserverte effekten a_i har forsvunnet fra modellen vår.

Eksempelet med whitin transformasjon av en enkel regresjonsmodell med uobserverte effekter kan enkelt utvidet til en modell med flere uavhengige variabler. Vi tar da utgangspunkt i følgende modell med uobserverte effekter:

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

Etter at tilsvarende transformasjon som ovenfor er gjennomført, sitter vi her igjen med følgende uttrykk:

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

Formel 18: Multippel regresjonsmodell korrigert for FE

5.5.2 Tilfeldige effekter

Modeller med tilfeldige effekter forutsetter at den uobserverte heterogeniteten er tilfeldig. Dersom det enkelte selskap har tilfeldige avvik fra gjennomsnittet, gitt våre observasjoner, vil en slik modell gi konsistente estimater. Med andre ord antar modellen at de individspesifikke effektene er ukorrelerte med de uavhengige variablene. Dersom denne forutsetningen holder, vil en modell med tilfeldige effekter være mer effektiv enn en modell med faste effekter.

Vi starter her med en multippel regresjonsmodell med uobserverte effekter, som er tilnærmet lik den vi så på ved faste effekter:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times x_{it1} + \dots + \beta_k \times x_{itk} + a_i + u_{it}.$$

Formel 19: Regresjonsligning med uobservert heterogenitet (TE)

Her har vi eksplisitt tatt med skjæringspunktet til modellen, slik at vi kan gjøre antagelsen at den uobserverte effekten a_i , har en gjennomsnittlig verdi lik null, uten tap av generalitet. Når en modell med faste effekter benyttes, er målet med transformasjonen å eliminere a_i , ettersom den er antatt å være korrelert med en eller flere av de uavhengige variablene. Dersom vi antar at de observerte effektene er ukorrelerte med de uavhengige variablene, vil en transformasjon som eliminerer a_i gi ineffisiente estimater. Formel 19 ovenfor blir en modell med tilfeldige effekter når vi antar at den uobserverte effekten a_i er ukorrelert med alle de uavhengige variablene. Modellen med tilfeldige effekter får da følgende form:

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

Formel 20: Regresjonsligning med tilfeldige effekter

Her er modellens sammensatte feilledd $v_{it} = a_i + u_{it}$. Ettersom a_i er med i det sammensatte feilleddet i hver tidsperiode, vil v_{it} være autokorrelert over tid. Som en følge av dette vil en ordinær multippel regresjonsmodell (MKM) gi misvisende resultater. En modell med tilfeldige effekter er basert på en "generalized least squares" (GLS) transformasjon, som eliminerer autokorrelasjon i modellens feilledd. Vi vil ikke gå nærmere inn på hvordan en slik GLS transformasjon utføres i denne utredningen.

5.6 Simultane ligninger

Modeller med simultane ligninger benyttes når en eller flere av de uavhengige variablene bestemmes simultant med den avhengige variabelen. Et klassisk eksempel på dette er en likevektsmodell for et marked, hvor tilbud og etterspørsel bestemmes simultant. Vi skal nå betrakte følgende system med to strukturelle ligninger:

$$y_1 = \alpha_1 \times y_2 + \beta_1 \times z_1 + u_1$$

$$y_2 = \alpha_2 \times y_1 + \beta_2 \times z_2 + u_2$$

Formel 21: Simultant ligningssett

I dette systemet blir y_1 og y_2 bestemt simultant, og dersom en av disse variablene estimeres ved hjelp av en ordinær MKM regresjon, vil dette ikke gi konsistente estimater. I dette ligningssystemet er y_1 og y_2 endogene variabler, mens z_1 og z_2 er de eksogene uavhengige variablene som er ukorrelerte med feilleddene u_1 og u_2 . I følge Wooldridge (2009) er det mest vanlig å benytte instrumentvariabler for å konstruere et slikt ligningssett. Når ligningssettet konstrueres må minst en eksogen variabel som inngår i den første ligningen være utelatt fra den andre ligningen, og vice versa. Ut over dette må minst en av de eksogene variablene som ikke er med i den første ligningen inngå med en populasjonskoeffisient som er ulik null i den andre ligningen (Wooldridge 2009).

Den enkleste og mest utbredte estimeringsmetoden for modeller med simultane ligninger, er den såkalte "two stage least squares" (2SLS) metoden. Bruken av denne modellen vil ikke spille noen sentral rolle i denne utredningen, og vi vil således ikke gå noe nærmere inn på utledningen av denne metoden eller simultane ligninger generelt.

6. Valg av variabler

Før vi starter på dataanalysen vil vi i dette kapitlet oppsummere våre valg av variabler, og redegjør for valg av målemetoder for variablene. Videre vil vi formulere fire nullhypoteser som beskriver kausale sammenhenger mellom de uavhengige variablene og den avhengige variabelen.

6.1 Avhengig variabel

Siden det er lønnsomhet vi ønsker å forklare, er den avhengige variabelen et mål på lønnsomhet. Her har vi valgt å bruke avkastning på sysselsatt kapital etter skatt (ROCE).

$$ROCE = \frac{\text{Resultat e. s} + \text{finanskostnader e. s}}{\text{sysselsatt kapital}}$$

Formel 22: Return on capital employed

Vi finner ROCE som det mest relevante lønnsomhetsmålet, hovedsakelig fordi petroleumsindustrien er en svært kapitalintensiv industri, og ROCE gir oss et lønnsomhetsmål på den investerte kapitalen. Vi velger å se på denne størrelsen etter skatt. ROCE etter skatt tar hensyn til kapitalstrukturens påvirkning på skatten, og andre skattemessige tilpasningsmuligheter, da gjeldsandel er en av våre uavhengige variabler. En mulig svakhet ved å bruke ROCE etter skatt er at modellen ikke vil fange opp effektene av ulik beskatning selskapene imellom.

I denne utredningen beregner vi avkastning på sysselsatt kapital basert på bokførte verdier. Årsaken til at vi ønsker å bruke et lønnsomhetsmål som er basert på bokførte verdier, er at vi ønsker å fange opp den operasjonelle lønnsomheten i størst mulig grad. Dersom vi hadde brukt mål som aksjeavkastning eller markedsverdier for sysselsatt kapital, ville disse reflektert fremtidig forventet avkastning. Dermed ville blant annet petroleumsreserver blitt inkludert, slik at rentabilitetsmålingen ville ha blitt påvirket av nye funn hvor produksjonen ligger flere år frem i tid. Mens markedsdata er forventningsbasert, er bokførte verdier mål på faktiske prestasjoner. Det er nettopp faktiske prestasjoner vi ønsker å fange opp. Alle tall som inngår i rentabilitetsberegningen er omgjort til USD for å ta hensyn til valutasingninger.

6.2 Uavhengige variabler

Nedenfor følger en oppsummering av teori, og valg av målemetoder for de uavhengige variablene, som har som formål å forklare variasjoner i den avhengige variabelen i regresjonsmodellen.

Oljepris

Det vil være naturlig å inkludere oljepris i modellen vår for å få en best mulig forklaringskraft på lønnsomhet. Selv om vi har klare forventninger om i hvilken retning endringer i oljeprisen vil påvirke lønnsomheten, er ikke effektene entydige. Dette gjør oljeprisen likevel interessant. Mye av årsaken til dette ligger i graden av integrasjon blant selskapene i vårt utvalg. Lav grad av integrasjon innebærer at en relativt større del av nedstrøms aktivitet er basert på olje kjøpt eksternt. En økt oljepris kan derfor i noen selskaper ha negativ påvirkning på lønnsomheten, spesielt på kort sikt.

Oljeprisen er den eneste makroøkonomiske faktoren som inngår i våre modeller. Vi antar at oljeprisen fanger opp en stor del av variasjonen i lønnsomhet som skyldes makroøkonomiske forhold. Oljeprisen vil trolig korrelere høyt med slike faktorer, noe som trolig kunne medført økt multikolinearitet. Dersom vi i tillegg hadde inkludert andre makroøkonomiske faktorer, tror vi dermed at dette ville ha medført mer kompliserte modeller, uten at forklaringskraften til disse nødvendigvis ville økt.

De to mest kjente prisindeksene er Brent Crude (Nordsjøolje) og West Texas Intermediate (WTI). Det eksisterer kvalitative og regionale forskjeller i prisnivået. Kvaliteten bestemmes av den kjemiske sammensetningen av oljen. Hovedsakelig er det oljens tetthet og svovelinnhold som avgjør hvor attraktiv oljen er. Olje med en lav tetthet og lite svovel betegnes som "light" og "sweet", og foretrekkes fremfor olje med høy tetthet og mye svovel. Årsaken til dette er at denne type olje krever generelt mindre bearbeiding i fremstilling av ulike petroleumsprodukter. Kvaliteten på WTI er noe høyere enn kvaliteten på Brent Crude, noe som er hovedårsaken til at man generelt har en høyere pris på WTI i forhold til Brent Crude. En annen viktig årsak til prisforskjellen er transportkostnader. Hovedmarkedet for oljekonsum ligger i Nord-Amerika, og prisen for Brent Blend får derfor et transportpåslag og blir relativt sett mindre verdt. Endringene i disse prisene har derimot vært svært høyt korrelert, og analyser basert på den ene eller andre kan forventes å slå ut likt. Det bør nevnes at man siden 2011 har observert en uregelmessig endring i prisforholdet mellom disse

typene. Prisen på Brent Crude nå er blitt høyere enn prisen på WTI. Man har pekt på to hovedårsaker for å forklare dette. Logistiske problemer i Cushing, Oklahoma har ført til lagringsproblemer i USA og påfølgende fall i prisen på WTI. Videre pekes det på den "Arabiske våren" som startet 2011. Brent blend har en større tilknytning til olje fra de arabiske landene enn det WTI har på grunn av den geografiske nærheten. Dette fører til at en økt tilbudsusikkerhet i Midtøsten slår ut i relativt høyere pris på Brent Blend.

I vår analyse benytter vi data frem til 31. desember 2010. Den økte prisdifferanse mellom de to oljeprisene som tiltok i starten av 2011 er derfor ikke problematisk. Vi velger derfor å gjennomføre analysen kun for Brent Crude olje. Oljeprisen vi bruker er regnet ut som den naturlige logaritmen til det årlige aritmetiske gjennomsnittet basert på daglige observasjoner av prisindeksen Brent Blend. Oljepris blir med andre ord målt på følgende måte:

$$Oljepris = \ln \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)$$

Formel 23: Oljepris

Hedging og integrasjonsgrad er blitt trukket frem som begrensende faktorer for oljeprisens påvirkning på lønnsomheten. På grunn av oljeprisens åpenbare påvirkning på inntektene forventer vi likevel at oljeprisen vil ha en positiv påvirkningskraft på lønnsomhet.

Kapitalstruktur

Vi velger å måle kapitalstrukturen som bokført gjeldsandel ved utgangen av hvert år. På tross av at markedsverdier gir et mer korrekt bilde av selskapets kapitalstruktur, velger vi å benytte bokførte verdier. På denne måten unngår vi at gjeldsandelen svinger som følge av at markedsverdien av selskapets egenkapital endres. Når bokførte verdier benyttes vil endringer i gjeldsandelen i større grad skyldes bevisste valg fra selskapets ledelse. Gjeldsandelen beregnes på følgende måte:

$$Gjeldsandel = \frac{\text{Total gjeld}}{\text{Total kapital}}$$

Formel 23: Gjeldsandel

I total gjeld inkluderer vi både kortsiktig og langsiktig gjeld, samt rentebærende og ikke-rentebærende gjeld. Total kapital uttrykker den bokførte verdien av eiendelene pr.31.12 i hvert år.

Vi har tidligere diskutert grunnleggende teori om kapitalstruktur gjennom Miller og Modiglianis proposisjoner, samt dens begrensninger og svakheter. Ved å fjerne forutsetningene som ligger til grunn for M&M, så vi på hvordan gjeldskostnaden er lavere enn egenkapitalkostnaden. Med tanke på at selskapene i vårt utvalg er såpass diversifiserte og har lav konkurrisiko, samt gode skattemessige tilpasningsmuligheter, vil man anta at gjeldsandelen vil ha en positiv forklaringskraft på lønnsomhet. Samtidig vet vi at de fleste av disse selskapene har en solid kontantstrøm, og at muligheten for intern finansiering er såpass god at gjeldsfinansiering fort kan bli neglisjert. I tråd med etablert teori og diskusjonen ovenfor, forventer vi å finne at gjeldsandel har en positiv påvirkning på lønnsomhet.

Offentlig eierskap

Offentlig eierskap blir målt av eierandel pr. 31.12 i hvert år. Her har vi begrenset det statlige eierskapet til å gjelde aktiv forvaltning. Det vil at vi har utelukket statlige pensjons- og forsikringsfond, samt andre ligningen statlige aktører. Grunnen er at vi kun ønsker å inkludere den effekten et aktivt statlig eierskap har på lønnsomhet. Med unntak av Statoil har selskapene i utvalget vårt vært børsnoterte i hele analyseperioden. Dette har vært nødvendig for å ha tilstrekkelig tilgang til informasjon. Dersom vi ser bort i fra Statoil, har ingen av selskapene i utvalget vært 100 % statskontrollerte på noe tidspunkt.

Av tidligere diskusjon fant vi at faktorer som agent-prinsippal problematikk, interessekonflikt, moralsk hasard antyder at det er en negativ sammenheng mellom statlig eierskap og lønnsomhet. På en annen side diskuterte vi også hvordan et statlig eierskap kan virke positivt med hensyn til lisenstildelinger og finanskostnader. Vi tror midlertidig at de førstnevnte argumentene vil veie tyngst, og at offentlig eierskap vil ha en negativ påvirkningskraft på lønnsomhet.

Størrelse

Som mål på størrelse bruker vi den naturlige logaritmen til selskapets totale inntekter. Totale inntekter er et mye brukt mål på størrelse. Blant andre Berk (1997) påpeker at salgsinntekter vil være et bedre mål på størrelse enn markedsverdier. Totale inntekter reflekterer faktisk produksjon og drift, og er derfor et godt mål på selskapets størrelse. Størrelse måles med andre ord på følgende måte:

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

Formel 24: Størrelse

Det finnes mye teori og empiri rundt sammenhengen mellom størrelse og lønnsomhet, og vi har diskutert et utvalg av disse. På den ene siden trakk vi frem stordriftsfordeler som kunnskapsoverføring, finansiell styrke, finansiell fleksibilitet, diversifisering, skatteplanlegging, og politisk makt som sentrale faktorer for et positivt forhold mellom størrelse og lønnsomhet for selskapene i vårt utvalg.

På en annen side diskuterte vi hvordan faktorer som spesialisering, treghet og byråkrati antyder et negativt forhold mellom størrelse og lønnsomhet. Det er mulig at de sistnevnte faktorene gradvis har økt sin relevans i løpet av de siste ti årene, noe som kommer til uttrykk ved de observerte konglomeratrabattene.

Vi tror likevel at fordelene som oppnås ved finansiell og operasjonell styrke, kunnskapsoverføring, samt industrispesifikke fordeler som kan oppnås ved skatteplanlegging veier tyngst her. Vi forventer derfor å finne en positiv sammenheng mellom størrelse og lønnsomhet.

6.3 Hypoteser

Basert på drøftingen av de enkelte uavhengige variablenes påvirkning på selskapenes lønnsomhet, setter vi opp følgende hypoteser om de kausale sammenhengene mellom disse variablene:



Figur 8: Nullhypoteser

I neste kapittel vil vi analysere datasettet med utgangspunkt i disse hypotesene.

7. Dataanalyse

Med utgangspunkt i våre hypoteser skal nå vi analysere datasettet. Vi vil starte med å se på deskriptiv statistikk for å få et bedre perspektiv på datasettet. Deretter foretar vi en korrelasjonsanalyse, før vi utfører en ordinær regresjonsanalyse etter minste kvadraters metode (MKM). Videre tester vi hvorvidt forutsetningene bak MKM holder for tallmaterialet. Basert på resultatene fra disse testene gjennomfører vi en regresjonsanalyse med justerte standardfeil etter Newey og West (1987) sin metodikk. Deretter finner vi ved hjelp av ulike tester hvilken regresjonsmodell som er best tilpasset vårt formål. For å ta hensyn til uobservert heterogenitet vil vi konstruere modeller som tar hensyn til faste og tilfeldige effekter. Avslutningsvis utfører vi en regresjonsanalyse basert på two stage least squares (2SLS), for å ta hensyn til eventuell endogenitet og simultanitet.

7.1 Deskriptiv statistikk

Nedenfor fremstilles deskriptiv statistikk for den avhengige, og de uavhengige variablene i datasettet vårt. Tabell 3 viser nedenfor en oversikt over antall observasjoner (Obs), gjennomsnittsverdier (Mean), standardavvik (Std.Dev.), og minimums- (Min) og maksimumsverdier (Max) for alle variablene i datasettet.

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
roce	262	.1610235	.0974962	-.2	.54
lnbb	262	3.593168	.6126548	2.55	4.57
lnsize	262	17.43099	1.249011	15.07	19.94
eierskap	262	.2176718	.3074047	0	1
leverage	262	.274843	.1142765	.07	.57

Tabell 3: Deskriptiv statistikk

Tabellen viser at vi har 262 observasjoner for alle variablene, og datasettet har dermed ingen manglende observasjoner. Årsaken til dette er at vi allerede har fjernet noen observasjoner hvor en eller flere variabler manglet. I appendiks 1 har vi presentert et fullstendig sett av rådata for fem av selskapene som inngår i utvalget.

Gjennomsnittlig avkastning på sysselsatt kapital (ROCE) er 16,1 % i vårt utvalg. Standardavviket er på 9,5 %, mens minimums- og maksimumsverdiene er på henholdsvis -2 % og 54 %. Dette indikerer at det er relativt store variasjoner i lønnsomhet i utvalget.

Når det gjelder oljepris ($\ln bb$) og størrelse ($\ln size$) er de oppgitt som den naturlige logaritmen til observasjonene, og størrelse er oppgitt i hele tusen USD. Når man gjør en logaritmisk transformasjon på et datasett, vil ikke gjennomsnittet og standardavviket tilsvare logaritmen til det opprinnelige gjennomsnittet og det opprinnelige standardavviket. Deskriptiv statistikk for disse to variablene før transformasjonen er gjengitt i appendiks 2. Den laveste årlige observasjonen av oljepris i datasettet vårt er ca. $e^{2,55} = 12,8$ USD, mens den høyeste observasjonen er på ca. $e^{4,57} = 96,5$ USD. For størrelse er disse verdiene på henholdsvis ca. 3,5 mrd. og 458 mrd. USD.

For offentlig eierskap er gjennomsnittet på 21,8 %. Standardavviket er på 30,7 %, og det er dermed forholdsvis stor variasjon i offentlig eierskap. Minimumsverdien er 0 %, noe som er naturlig ettersom forholdsvis mange av selskapene i utvalget vårt ikke er offentlig eid i det hele tatt. Maksimumsverdien er på 100 %, som følge av at Statoil har vært 100 % statseid i deler av analyseperioden. Imidlertid er det ingen av selskapene som er 100 % statseide gjennom hele perioden.

Gjeldsandel (leverage) er kanskje den variabelen som har den mest interessante deskriptive statistikken. Det kan virke noe overraskende at gjennomsnittlig gjeldsandel ikke er høyere enn 27,5 % for selskapene i vårt utvalg. I utgangspunktet kunne man tro at denne ville ha vært høyere, slik at bedriftene i større grad kunne dra nytte av skatteskjoldet. At selskapene i vårt utvalg velger en såpass lav grad av gjeldsfinansiering kan i seg selv tyde på at skatteeffekten er overdrevet. Standardavviket til denne variabelen er på 11,4 %. Minimumsverdien er 7 % gjeld, og den maksimale gjeldsandelen er 57 %.

7.2 Korrelasjonsanalyse

Vi skal nå se på graden av samvariasjon mellom variablene i datasettet. Tabell 4 viser nedenfor korrelasjonskoeffisientene mellom variablene, samt tilhørende p-verdier. Stjernene i figuren indikerer at de aktuelle korrelasjonskoeffisientene er signifikante på et 95 % konfidensnivå.

	roce	lnbb	lnsize	eierskap	Leverage
roce	1.0000				
lnbb	0.2515* 0.0000	1.0000			
lnsize	0.0825 0.1830	0.4952* 0.0000	1.0000		
eierskap	-0.0233 0.7077	0.0274 0.6594	-0.0091 0.8840	1.0000	
Leverage	-0.4966* 0.0000	-0.3629* 0.0000	-0.2866* 0.0000	0.2609* 0.0000	1.0000

Tabell 4: Korrelasjonsmatrise

Det som er av interesse i denne matrisen, er primært korrelasjonskoeffisientene mellom den avhengige og de uavhengige variablene. Korrelasjonene mellom de uavhengige variablene er for så vidt også av interesse, men dette vil vi gå nærmere inn på under testing av forutsetningene for MKM.

Vi ser her at det er en positiv og signifikant korrelasjonskoeffisient på 0,2515 mellom ROCE og den naturlige logaritmen til oljeprisen (lnbb). For den naturlige logaritmen til totale inntekter (lnsize) og ROCE ser vi at det også er en positiv samvariasjon. Denne korrelasjonskoeffisienten har en p-verdi på 0,183, og er dermed ikke signifikant på et 95 % konfidensnivå. Matrisen viser videre en negativ korrelasjon mellom offentlig eierskap og ROCE. Denne koeffisienten har en p-verdi på 0,7077, slik at den på ingen måte kan sies å være signifikant. Til slutt ser vi her en signifikant negativ korrelasjonskoeffisient på 0,4966 mellom ROCE og gjeldsandel (leverage).

7.3 Minste kvadraters metode (MKM) regresjon

I det følgende vil vi presentere en regresjonsmodell basert på minste kvadraters metode (MKM), som vi har konstruert ved hjelp av Stata. Denne modellen, samt alle andre regresjonsmodeller vi vil presentere, har følgende form:

$$roce = \beta_0 + \beta_1 \times lnbb + \beta_2 \times lnsize + \beta_3 \times eierskap + \beta_4 \times leverage$$

Formel 25: Generell regresjonsligning

Tabell 5 viser nedenfor resultatene fra en multipl regressjonsanalyse basert på minste kvadraters metode (MKM) utført i Stata.

Source	SS	df	MS			
Model	.680488552	4	.170122138	Number of obs =	262	
Residual	1.80045105	257	.007005646	F(4, 257) =	24.28	
Total	2.4809396	261	.009505516	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.2743	
				Adj R-squared =	0.2630	
				Root MSE =	.0837	

roce	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnbb	.0196855	.0101651	1.94	0.054	-.0003319	.0397029
lnsize	-.0097972	.0048171	-2.03	0.043	-.0192832	-.0003113
eierskap	.0338431	.0176227	1.92	0.056	-.0008601	.0685463
leverage	-.4398295	.0512853	-8.58	0.000	-.5408224	-.3388367
_cons	.374583	.0805914	4.65	0.000	.2158794	.5332866

Tabell 5: Minste kvadraters metode regresjon

Tabellen ovenfor viser at regresjonsmodellen som helhet er signifikant, ettersom Prob > F er lavere enn 0,05. Videre ser vi at modellen har en forklaringskraft på 26,3 % (Adj. R-squared). Det vil si at oljepris, størrelse, offentlig eierskap, og gjeldsandel forklarer 26,3 % av variasjonen i avkastningen på sysselsatt kapital (ROCE). Modellen gir følgende regresjonsligning:

$$roce = 0,3746 + 0,0197 \times lnbb + (-0,0098) \times lnsize + 0,0338 \times eierskap + (-0,4398) \times leverage$$

Formel 26: Regresjonsligning etter MKM

I regresjonsmodellen er det ut i fra vårt formål mest interessant å se på koeffisientene (β -verdiene), og spesielt koeffisientenes fortegn. Regresjonskoeffisientene angir hvordan den avhengige variabelen endrer seg når de respektive uavhengige variablene endres med én enhet. Ved en positiv koeffisient medfører en økning i den aktuelle uavhengige variabelen at ROCE øker. Eksempelvis medfører en økning på 1 prosentpoeng i offentlig eierskap en

økning i ROCE på 0,0338 prosentpoeng. På samme måte betyr en negativ koeffisient at en marginal økning i den uavhengige variabelen medfører en reduksjon i den avhengige.

Vi ser her at oljeprisen ($\ln b$) har en positiv koeffisient, noe som er i tråd med vår hypotese for denne variabelen. Når man skal tolke variabler som er på \ln -form bør det presiseres at selv om den uavhengige variabelen har en lineær effekt på den avhengige når den er transformert, så er ikke sammenhengen lineær når variabelen ikke er transformert. Det er altså en lineær sammenheng mellom den naturlige logaritmen til oljeprisen og ROCE, men sammenhengen mellom oljeprisen og ROCE er ikke lineær. Dette gjør naturlig nok fortolkningen av koeffisientene som er på \ln -form noe komplisert. Så hvordan skal koeffisienten på 0,0196855 tolkes? La oss for eksempel si at oljeprisen øker med 10 %. Da vil alltid ROCE øke tilsvarende $\beta_1 \times \ln(1,1) = 0,0196855 \times \ln(1,1) = 0,1876$ prosentpoeng. Vi ser i denne regresjonsligningen at denne koeffisienten så vidt ikke er signifikant på et 95 % signifikantnivå, ettersom p-verdien ($P > |t|$) er høyere enn 0,05 (0,054).

For størrelse ($\ln size$) ser vi at koeffisienten er negativ. Dette resultatet er ikke i tråd med våre hypoteser, og hva dette kan skyldes kommer vi tilbake til senere. På samme måte som for oljeprisen, er fortolkningen av koeffisienten ikke helt rett frem. Dersom vi antar en økning i totale salgsinntekter på 10 %, vil vi her se en endring i ROCE tilsvarende $\beta_2 \times \ln(1,1) = -0,0097972 \times \ln(1,1) = -0,0934$ prosentpoeng. Vi ser dermed at oljeprisen (ikke overraskende) har en mye større påvirkningskraft på avkastning på sysselsatt kapital enn det størrelse har. Ettersom p-verdien er på 0,043, er denne koeffisienten signifikant på et 95 % signifikansnivå.

Videre ser vi at offentlig eierskap har en positiv koeffisient, noe som motstrider våre hypoteser. I følge denne modellen vil en økning i offentlig eierskap på ett prosentpoeng medføre at ROCE øker med 0,0338 prosentpoeng. Vi ser her at denne koeffisienten så vidt ikke er signifikant, ettersom p-verdien er høyere enn 0,05 (0,056). Vi vil senere se at når vi korregerer for uobservert heterogenitet, at koeffisienten i realiteten er mye mindre signifikant enn det som fremgår av MKM-modellen. Dette resultatet bør derfor ikke tillegges noe særlig vekt.

Til slutt ser vi at koeffisienten for gjeldsandel (leverage) har negativt fortegn, noe som også er i strid med våre hypoteser. Dette er det mest overraskende resultatet fra denne analysen,

og vi vil komme tilbake hva dette skyldes senere i utredningen. Denne koeffisienten er også den høyeste i modellen. En økning i gjeldsandel på ett prosentpoeng vil i følge denne modellen medføre at avkastningen på sysselsatt kapital faller med 0,4398 prosentpoeng.

Som nevnt tidligere bygger MKM modellen på en rekke strenge antagelser. Resultatene vi har funnet ovenfor kan derfor ikke anses som pålitelige før vi har utført tester på forutsetningene bak modellen. Nedenfor vil gjennomføre statistiske tester for å avdekke hvorvidt forutsetningene bak modellen holder i tilstrekkelig grad.

7.4 Testing av forutsetningene for MKM

Så langt har vi sett at MKM modellen gir relativt god forklaringskraft, samt at den er signifikant som helhet. Vi vil nå teste om forutsetningene for MKM regresjonsmodellen holder for vårt datasett. Ved betydelige brudd på disse forutsetningene vil resultatene fra modellen kunne gi upålitelige og potensielt misvisende svar.

Test for multikolaritet

Multikolaritet vil si at to eller flere uavhengige variabler i en multipl regressjonsmodell i stor grad korrelerer. Vi vil nå gjennomføre en VIF-test som angir graden av multikolaritet for regresjonsmodellen vi har konstruert etter MKM. VIF-testen gir oss følgende resultater:

Variable	VIF	1/VIF
lnbb	1.44	0.692078
lnsize	1.35	0.741501
leverage	1.28	0.781464
eierskap	1.09	0.914627
Mean VIF	1.29	

Tabell 6: VIF-verdier

Vi ser her at VIF-verdiene for regresjonsmodellen vår er relativt lave, med et gjennomsnitt på 1,29. Som nevnt tidligere legger vi til grunn at VIF-verdier lavere enn 5 er akseptable. Vi konkluderer dermed med at multikolaritet ikke er noe problem i vår regresjonsmodell.

Test for autokorrelasjon

For å teste om det er autokorrelasjon i det idiosynkratiske feilleddet i modellen, benytter vi Wooldridge sin test for autokorrelasjon i paneldata. Ettersom vi har benyttet oljepris som en av de uavhengige variablene, og at vi vet at oljeprisen har innslag av mean reversion (negativ

autokorrelasjon), forventer vi å finne innslag av autokorrelasjon i datasettet vårt. Variabelen offentlig eierskap har også trolig innslag av autokorrelasjon. Årsaken er at det i datasettet vårt er slik at offentlige myndigheter ofte har solgt seg ned, eller helt ut av noen av selskapene, mens det i knapt noen tilfeller er slik at myndighetene har økt sin eierandel i løpet av perioden. Generelt sett er ofte residualene for et enkelt selskap korrelerte over tid når paneldata strukturen benyttes (Wooldridge 2009). Dette kalles en uobservert heterogenitet (selskapseffekt), og er noe vi vil komme tilbake til senere. Wooldridge sin test gir her følgende resultater:

```
wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation
F( 1, 17) = 53.750
Prob > F = 0.0000
```

Tabell 7: Wooldridge test for autokorrelasjon

Ved denne testen er nullhypotesen at det ikke eksisterer noen autokorrelasjon i residualleddene. Etersom Prob > F her er lavere enn 0,05, kan nullhypotesen forkastes, og vi kan konkludere med at forutsetningen om fravær av autokorrelasjon er brutt. Vi vil senere utføre en MKM regresjon med Newey-West estimatorer for å adressere dette problemet. Modeller som tar hensyn til uobservert heterogenitet (modeller med faste eller tilfeldige effekter), vil også korrigere for dette.

Test for heteroskedastisitet

En annen av forutsetningene bak MKM modellen er homogenitet i variansen til det idiosynkratiske feilleddet. Det finnes en rekke ulike tester for å avdekke eventuell heteroskedastisitet. Vi har valgt å gjennomføre en Breusch-Pagan-test, en White-test, samt en Cameron & Trivedi-test. Breusch-Pagan testen tester hvorvidt den estimerte variansen til residualene er avhengige av verdiene til de uavhengige variablene. Den ordinære Breusch-Pagan testen er ikke egnet til å avdekke ikke-lineære former for heteroskedastisitet (for eksempel timeglassformede mønster i et plott for feilleddet). White (1980) sin generelle test for heteroskedastisitet (som egentlig er en spesialvariant av Breusch-Pagan testen) er bedre egnet til å håndtere slike former for heteroskedastisitet. Også Cameron og Trivedi sin test er konstruert for å ta hensyn til spesielle forhold som den opprinnelige Breusch-Pagan testen ikke håndterer. Vi vil ikke gå nærmere inn på hvordan disse testene utføres i denne utredningen. Samtlige av disse testene har homoskedastisitet som nullhypotese, og naturlig

nok heteroskedastisitet som alternativ hypotese. Vi starter med Breusch-Pagan testen, som gir følgende resultater:

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of roce
chi2(1)      =      5.21
Prob > chi2  =      0.0225
```

Tabell 8: Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet

Vi ser her at kji-kvadrat testen konkluderer med at nullhypotesen kan forkastes, ettersom Prob > chi2 er lavere enn 5 %. Breusch-Pagan testen tilsier altså at datasettet har innslag av heteroskedastisitet. Vi vil nå gjennomføre White-, og Cameron & Trivedi- testene, som gir oss følgende resultater:

```
White's test for Ho: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity
chi2(14)     =      38.01
Prob > chi2  =      0.0005
```

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	38.01	14	0.0005
Skewness	17.88	4	0.0013
Kurtosis	7.54	1	0.0060
Total	63.44	19	0.0000

Tabell 8: Cameron & Trivedi-test

I likhet med Breusch-Pagan testen, viser også disse to testene at nullhypotesen om homogenitet kan forkastes. Ut over dette viser Cameron & Trivedi-testen at datasettet har innslag av både skjevhet og kurtose. Denne skjevheten kan være en indikasjon på at normalitetsforutsetningen kan være brutt, men dette vil vi komme nærmere tilbake til senere. På bakgrunn av disse tre testene konkluderer vi med at det er innslag av heteroskedastisitet i vårt utvalg. Vi vil senere utføre en MKM regresjon med Newey-West standardfeil for å adressere dette problemet. Når vi konstruerer modellen med tilfeldige effekter vil vi også gjøre standardfeilelene robuste for heteroskedastisitet.

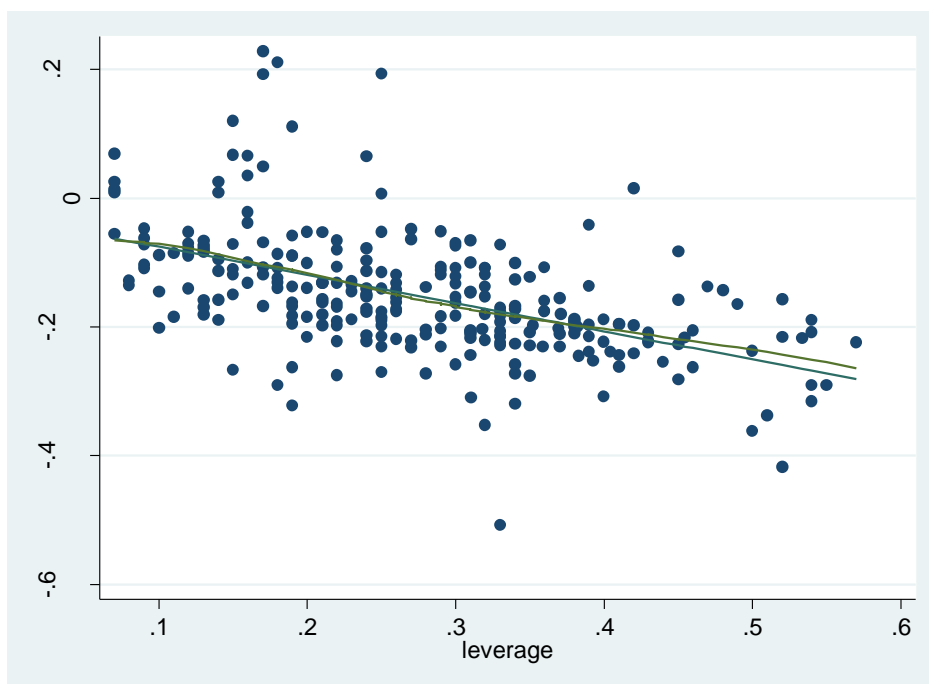
Test for linearitet

Den lineære regresjonsmodellen forutsetter at det er linearitet mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene. Om det ikke er en lineær sammenheng mellom disse, vil modellen likevel forsøke å presse datasettet inn i en lineær sammenheng. Brudd på linearitetsforutsetningen vil kunne gi misvisende resultater og er et potensielt stort problem for modellen (Duke University, 2005).

Ved en enkel regresjonsmodell kan et ordinært spredningsplott hvor man sammenligner observasjoner av den uavhengige og den avhengige variabelen gi en god indikasjon på om det eksisterer et lineært forhold mellom variablene. Når vi introduserer flere uavhengige variabler i regresjonsmodellen blir dette med en gang mer komplisert. Det kan gi en viss innsikt å konstruere flere slike spredningsplott for hver av de uavhengige variablene, men det blir da ikke tatt hensyn til de andre uavhengige variablene i modellen.

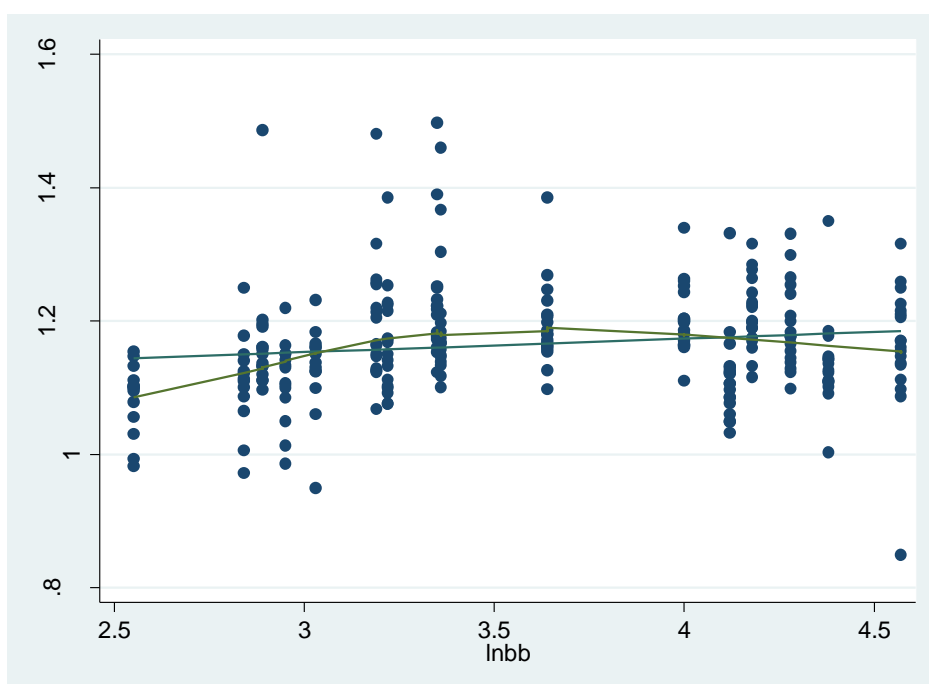
Fremfor å benytte vanlige spredningsplott for å lete etter brudd på linearitetsforutsetningen, vil vi her benytte plott som er generert ved hjelp av ”augmented component-plus-residual plot” (acprplot) funksjonen i Stata. Denne fremgangsmåten foretar justeringer i forhold til vanlige spredningsplott, slik at det korrigeres for at vi har en multipl regressjonsmodell.

I figurene nedenfor viser x-aksene verdiene til observasjonene av de uavhengige variablene. Som følge av de justeringene som utføres når plottet genereres, har ikke verdiene på y-aksene noen enkle intuitive fortolkninger. De blå linjene i figurene viser den lineære sammenhengen som regresjonsmodellen estimerer basert på observasjonen i datasettet, som er representert ved de blå punktene i plottene. De grønne linjene i figurene illustrerer den observerte sammenhengen mellom variablene basert på punktene. Det vi dermed er ute etter å avdekke i denne analysen er ikke-linearitet for de grønne linjene i figurene nedenfor. Store avvik mellom verdiene som predikeres fra regresjonsmodellen og de observerte verdiene, eller bøyde mønstre i figuren, kan indikere at modellen gjør systematiske feil ved prediksjon av uvanlig store eller små verdier (Duke University, 2005). Figurene 9-12 viser nedenfor grafene for hver av de uavhengige variablene.



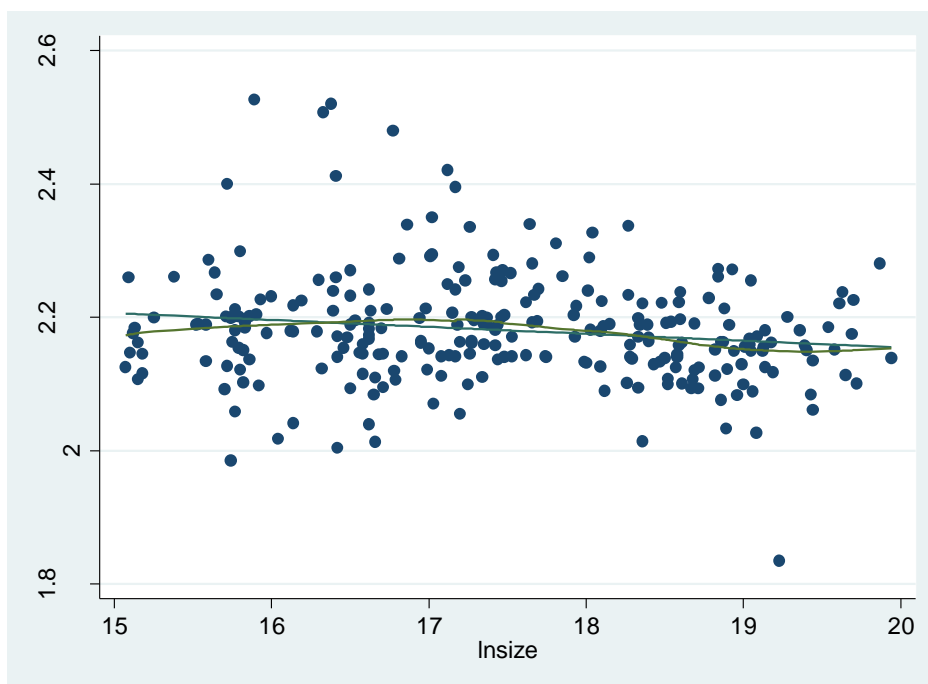
Figur 9: Linearitet gjeldsandel

For gjeldsandel ser vi en tilnærmet lineær sammenheng for de observerte verdiene (den grønne linjen). For store verdier er det verdt å merke seg at det er noe avvik mellom observasjonene, og verdiene som regresjonsmodellen predikerer. Vi konkluderer likevel med at linearitetsforutsetningen er oppfylt for denne variabelen.



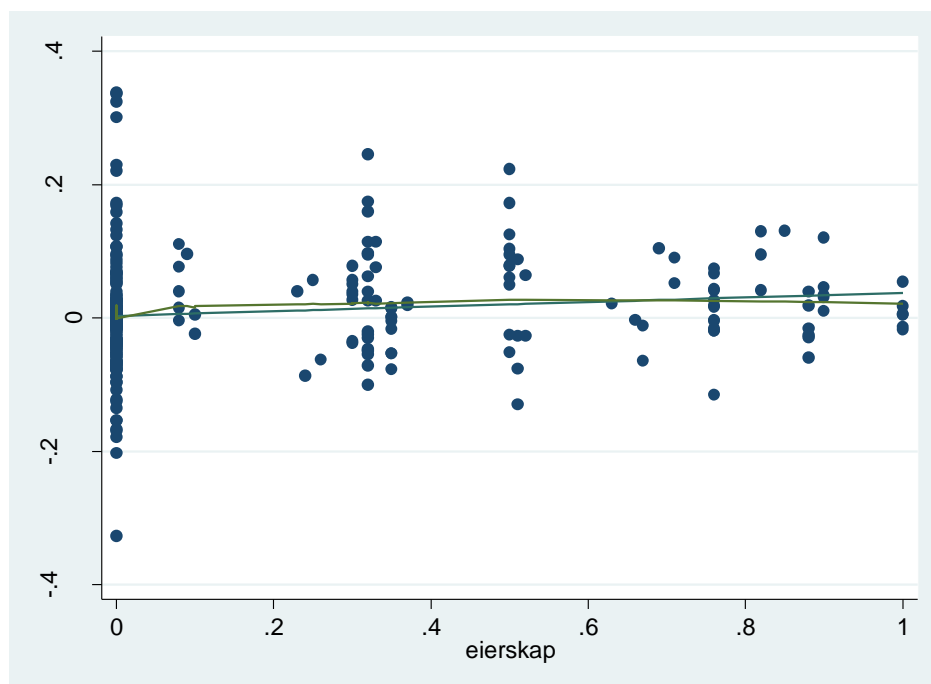
Figur 10: Linearitet oljepris

For den naturlige logaritmen til oljeprisen ser vi at observerte verdier har en konkav form. Dette medfører at verdiene som predikeres av regresjonsmodellen avviker noe fra de observerte verdiene. Her bør det påpekes at den logaritmiske transformasjonen vi har utført på denne variabelen trolig har gjort de observerte verdiene mer lineære enn det de i utgangspunktet var. På tross av at denne variabelen har innslag av ikke-linearitet, mener vi at forutsetningen om ikke-linearitet ikke er brutt.



Figur 11: Linearitet størrelse

For den naturlige logaritmen til totale inntekter ser vi at grafen for observerte verdier er konkav, på samme måte som for oljeprisen. Linjen er riktignok ikke like konkav som for oljepris, og vi antar at linearitetsforutsetningen holder.



Figur 12: Linearitet offentlig eierskap

For offentlig eierskap ser vi at grafen er noe konkav. Selv om den er konkav, er den ikke langt ifra å være lineær, og oppfyller kravene om linearitet.

Oppsummert kan vi si at det er mindre antydninger til ikke-linearitet for variablene størrelse, og oljepris. På tross av dette velger vi å konkludere med at linearitetsforutsetningen til modellen ikke er brutt.

Test for normalitet

Antagelsen om normalitet vil si at residualleddet skal være normalfordelt. Dersom feilleddet ikke er normalfordelt, vil heller ikke regresjonskoeffisientene være det. Dette medfører igjen at t-tester og F-tester ikke vil bli utført korrekt. Fravær av normalitet kan være et alvorlig problem, og kan medføre at p-verdiene for koeffisientene som man oppnår ved å utføre t- eller F-tester ikke vil være pålitelige (Wooldridge 2009).

For å teste forutsetningen om normalitet, har vi benyttet et kernel density estimat for det idiosynkratiske feilleddet i regresjonsmodellen (u). I figur 13 nedenfor representeres fordelingen til feilleddet ved den blå kurven, mens normalfordelingen illustreres ved den røde.

Vi vil nå kort gjøre rede for hvordan kernel density estimatet (den blå kurven) er estimert. La X_1, \dots, X_n være utvalg fra X , hvor $f(x)$ er sannsynlighetstetthetsfunksjonen til X . La videre w, \dots, w_n være de tilhørende vektene (dersom det ikke er noen vektor settes $w_i = 1, \forall i$). Tettheten til X kan estimeres på følgende måte:

$$\hat{f}_K(x; h) = \frac{1}{W} \sum_{i=1}^n \frac{w_i}{h} \times K \times \left(\frac{x - X_i}{h} \right)$$

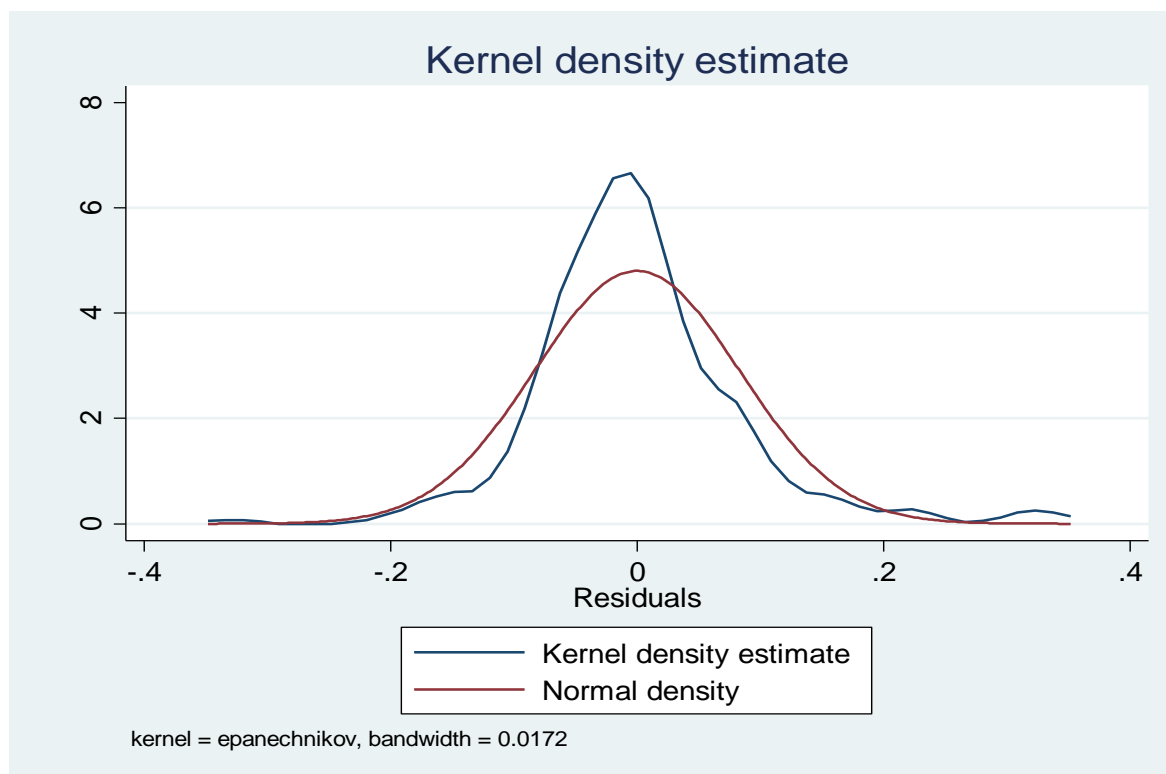
Formel 27: Kernel density estimering

hvor $W = \sum_i^n w_i$, og $K(z)$ er en kernel funksjon, og h er her glatthetsparameteren ("bandwith"). Hvordan kernel density estimatene ser ut, vil avhenge av hvilken verdi man velger for glatthetsparameteren. For å velge en verdi for h benytter Stata en normalfordelings approksimasjon (også kalt Gaussian approksimasjon, eller "Silverman's rule of thumb"), med mindre annet er angitt. Det kan vises at denne approksimasjonen er optimal, gitt visse forutsetninger (noe vi ikke vil gå nærmere inn på her). Approksimeringen for h er som følger (Silverman, 1998):

$$h = \left(\frac{4 \times \hat{\sigma}^5}{3 \times n} \right)^{\left(\frac{1}{5}\right)}$$

Formel 28: Approksimering for glatthetsparameter

Når vi konstruerer kernel density estimatet i Stata får vi følgende resultat:



Figur 13: Kernel density estimat

Vi ser her at fordelingen til modellens feilledd er noe skjev i forhold til normalfordelingen. Dette avviket er likevel ikke spesielt stort, og forutsetningen om normalitet må kunne sies å være oppfylt for modellens feilledd.

Vi konkluderer med at normalitetsforutsetningen er tilstrekkelig oppfylt. P-verdiene til de uavhengige variablene som vi fant i MKM modellen er dermed pålitelige med hensyn til normalitetsforutsetningen.

7.5 Oppsummering av forutsetningene for MKM

Når forutsetningene bak minste kvadraters metode er oppfylt, vil modellen ha en rekke gunstige egenskaper. Dersom disse forutsetningene ikke er oppfylt, kan modellen gi feilaktige og misvisende svar.

Vi har sett at datasettet vårt har innslag av heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Dette kan medføre standardfeilene til regresjonskoeffisientene blir påvirket, men koeffisientene i seg

selv vil ikke bli påvirket. Som følge av dette kan p-verdiene til koeffisientene bli upålitelige. Blant andre Petersen (2009) finner at standardfeilene ved MKM veldig ofte er "biased" når MKM benyttes på paneldata. Han finner at standardfeilene ofte kan bli for lave når MKM benyttes på paneldata. For å håndtere dette, bør standardfeilene gjøres robuste for heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Dette kan blant annet gjøres ved å benytte fremgangsmåten til Newey og West (1987), eller benytte modeller som korrigerer for uobservert heterogenitet.

Som nevnt tidligere, finner vi ikke problemer tilknyttet multikolinearitet i datasettet, og problemene tilknyttet ikke-linearitet anses ikke som betydelige. Videre viser kernel density estimatet ovenfor at regresjonsmodellen oppfyller forutsetningen om normalitet i tilfredsstillende grad.

I stor grad skyldes trolig bruddene på minste kvadraters metode sine forutsetninger at datasettet vårt har en paneldata struktur. Problemene med å benytte MKM på paneldata blir ytterligere forsterket av at vi har et ubalansert panel (Petersen 2009).

7.6 MKM regresjon med Newey-West standardfeil

Ved å benytte Newey-West standardfeil kan man forbedre resultatene fra en ordinær MKM regresjon, dersom variablene har innslag av heteroskedastisitet og / eller autokorrelasjon. Som nevnt tidligere er regresjonskoeffisientene de samme som ved den ordinære MKM modellen. Forklaringskraften er også uendret, men standardfeilene endrer seg, slik at også t-verdiene, og p-verdiene endrer seg.

Når en regresjonsanalyse med Newey-West standardfeil gjennomføres i Stata, må man angi maksimum antall lags som Stata kan benytte for å justere for autokorrelasjon. Dersom dette ikke angis, vil ikke modellen justere for autokorrelasjon. Modellen vil da altså bare ta hensyn til heteroskedastisitet i datasettet. Tabell 9 nedenfor viser modellen uten antall lags angitt.

Regression with Newey-West standard errors
maximum lag: 0

Number of obs = 262
F(4, 257) = 29.10
Prob > F = 0.0000

roce	Coef.	Newey-West Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
leverage	-.4398295	.0541513	-8.12	0.000	-.5464664	-.3331927
eierskap	.0338431	.0139982	2.42	0.016	.0062773	.0614089
lnsize	-.0097972	.0043086	-2.27	0.024	-.0182819	-.0013125
lnbb	.0196855	.0092051	2.14	0.033	.0015585	.0378125
_cons	.374583	.0917183	4.08	0.000	.1939678	.5551982

Tabell 9: MKM regresjon med Newey-West standardfeil

Vi ser her at når vi bare justerer for heteroskedastisitet, reduseres p-verdiene til oljepris (lnbb), størrelse (lnsize), og offentlig eierskap. Resultatene fra analysen blir med andre ord mer signifikante, og samtlige koeffisienter har nå p-verdier lavere enn 0,05.

Newey og West sin fremgangsmåte med lags er i utgangspunktet beregnet for å benytte på tidsseriedata. Siden datasettet vårt har en panelstruktur, og ikke er en tidsserie, må vi benytte kommandoen «force» i Stata, for å tvinge programmet til å konstruere en modell med lags (Hoechle 2007). Som nevnt tidligere er det vanlig å sette maksimalt antall lags lik fjerderoten av antall observasjoner når en slik regresjonsmodell konstrueres. I vårt tilfelle betyr dette at maksimalt antall lags bør settes lik fire⁵. Tabell 10 nedenfor viser modellen med fire perioder som maksimal lag.

Regression with Newey-West standard errors
maximum lag: 4

Number of obs = 262
F(4, 257) = 14.24
Prob > F = 0.0000

roce	Coef.	Newey-West Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
leverage	-.4398295	.0850168	-5.17	0.000	-.6072478	-.2724113
eierskap	.0338431	.0207255	1.63	0.104	-.0069703	.0746564
lnsize	-.0097972	.0067806	-1.44	0.150	-.0231499	.0035554
lnbb	.0196855	.0127886	1.54	0.125	-.0054983	.0448693
_cons	.374583	.1450126	2.58	0.010	.0890187	.6601473

Tabell 10: MKM regresjon med Newey-West standardfeil + 4 lag

Vi ser her at når vi introduserer fire perioder som maksimal lag, er ikke oljeprisen, størrelse og offentlig eierskap lenger signifikante (i tillegg faller F-verdien til modellen som helhet, men den er fortsatt signifikant). Vi ser dermed at resultatene vi fant ved MKM modellen i stor grad er påvirket av at datasettet inneholder autokorrelasjon. Ved å akseptere resultatene fra MKM modellen risikerer man dermed å begå en type 2 feil, det vil si at man ikke forkaster nullhypoteser som bør forkastes. Her bør det påpekes at standardfeilene funnet ved

⁵ $\sqrt[4]{262} \approx 4$

hjelp av Newey-West metoden også kan være «biased» for paneldata, men at dette problemet ikke på langt nær er like stort som ved MKM (Petersen 2009).

I appendiks 3 har vi gjengitt Newey-West modeller med 1, 2 og 3 perioder som maksimalt antall lags. Vi ser ut i fra disse at når maksimalt antall lags øker, faller F-verdien til modellen, og samtlige regresjonskoeffisienter blir mindre signifikante.

7.7 Hausman specification test

Ved å benytte en Hausman specification test (Hausman 1978) tester vi her om vi bør bruke en modell med faste eller tilfeldige effekter for å ta hensyn til uobserverte heterogenitet i datasettet vårt.

En modell med faste effekter vil alltid gi konsistente estimater, men modellen er ofte lite effektiv. En modell med tilfeldige effekter er mer effektiv, slik at modellen vil gi bedre (riktigere) p-verdier enn modellen med faste effekter (Princeton University, 2007). Av denne grunn vil modellen med tilfeldige effekter være å foretrekke fremfor modellen med faste effekter, dersom det er statistisk forsvarlig. Hvorvidt det er forsvarlig å benytte modellen med tilfeldige effekter avgjøres av Hausman-testen. For å gjennomføre denne testen estimerer vi først begge modellene i Stata. Deretter sammenlignes resultatene fra modellene i denne testen. Testen undersøker om regresjonskoeffisientene som fremkommer fra de to modellene er signifikant forskjellige fra hverandre. Hausman-testen gir oss følgende resultater:

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(v_b-v_B)) S.E.
	(b) .	(B) random_eff~s		
lnbb	.0564767	.0363872	.0200895	.0132856
lnsize	-.0412211	-.0222224	-.0189987	.0130559
eierskap	-.0513066	.0109196	-.0622262	.0589518
leverage	-.3308638	-.370268	.0394042	.0269406

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(4) = (b-B)'[(v_b-v_B)^(-1)](b-B)
 = 4.02
 Prob>chi2 = 0.4033

Tabell 11: Hausman specification test

Denne testen sin nullhypotese er at koeffisientene i de to modellene ikke er systematisk ulike. Her er Prob > chi2 mye høyere enn vårt valgte signifikansnivå på 0,05 (0,4033), og vi beholder dermed nullhypotesen. Siden vi beholder nullhypotesen som sier at koeffisientene

ikke er systematisk forskjellige, er det her forsvarlig å benytte modellen med tilfeldige effekter. Dette betyr at de uobserverte effektene er ukorrelerte med de uavhengige variablene i regresjonsmodellen.

7.8 Breuch-Pagan Lagrangian multiplier test

Vi har ovenfor slått fast at en modell med tilfeldige effekter vil være mer effektiv enn en tilsvarende modell med faste effekter. Spørsmålet er nå hvorvidt en slik modell bør brukes fremfor en ordinær MKM modell. For å svare på dette vil nå gjennomføre en Breusch-Pagan Lagrangian multiplier test. Denne testen gir følgende resultater:

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
roce[selskap,t] = Xb + u[selskap] + e[selskap,t]
Estimated results:

```

	Var	sd = sqrt(Var)
roce	.0095055	.0974962
e	.0048212	.0694347
u	.0030459	.0551893

```
Test:  var(u) = 0
      chi2(1) = 128.09
      Prob > chi2 = 0.0000
```

Tabell 12: Breusch-Pagan test for tilfeldige effekter

Ved denne testen er nullhypotesen at det ikke er noen signifikant variasjon mellom enhetene (med andre ord at det ikke er noen selskapsspesifikk paneleffekt). Her er Prob > chi2 mindre enn 0,05, og vi kan forkaste nullhypotesen. Det er med andre ord variasjon mellom selskapene i utvalget vårt, og en modell med tilfeldige effekter bør benyttes fremfor en ordinær modell basert på MKM. En modell som korrigerer for tilfeldige effekter vil også foretrekkes fremfor en MKM modell med standardfeil justert etter Newey-West metoden.

Vi har nå kommet frem til at en modell med tilfeldige effekter er å foretrekke fremfor en modell med faste effekter, og modellen med tilfeldige effekter foretrekkes fremfor den ordinære MKM modellen. Vi vil nå gjennomføre regresjonsanalyser basert både på modeller med faste og tilfeldige effekter, men modellen med tilfeldige effekter vil tillegges mest vekt.

7.9 Regresjonsmodell med tilfeldige effekter

Vi har tidligere sett at en regresjonsmodell med tilfeldige effekter er å foretrekke fremfor både modellen med faste effekter, og den ordinære MKM modellen. Som en følge av dette har vi valgt å presentere modellen med faste effekter i appendiks fire, uten å gå nærmere inn

på denne. Vi har også sett at datasettet vårt har innslag av heteroskedastisitet. For å korrigere for dette, gjør vi her standardfeilene robuste for heteroskedastisitet ved å bruke kommandoen "robust". På denne måten korrigeres standardfeilene for korrelasjoner innenfor hver gruppe (Petersen 2009). Modellen som korrigerer for tilfeldige resultater gir følgende resultater:

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	262
Group variable: selskap	Number of groups	=	18
R-sq: within = 0.1991	Obs per group: min	=	7
between = 0.3510	avg	=	14.6
overall = 0.2451	max	=	16
Random effects u_i ~ Gaussian	Wald chi2(4)	=	29.30
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

(Std. Err. adjusted for 18 clusters in selskap)

roce	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnbb	.0363872	.0122753	2.96	0.003	.012328	.0604464
lnsize	-.0222224	.0104707	-2.12	0.034	-.0427446	-.0017003
eierskap	.0109196	.0428424	0.25	0.799	-.0730499	.094889
leverage	-.370268	.1317622	-2.81	0.005	-.6285172	-.1120188
_cons	.5172065	.1880489	2.75	0.006	.1486374	.8857755
sigma_u	.05518926					
sigma_e	.06943473					
rho	.38716664	(fraction of variance due to u_i)				

Tabell 13: Regresjonsmodell med tilfeldige effekter

Vi ser nå at koeffisientene har endret seg for samtlige variabler i forhold til MKM regresjonen. Det samme gjelder for signifikansnivåene. Denne modellen har en forklaringskraft på 24,51 %, som er noe lavere enn ved MKM (26,3 %). Modellen med tilfeldige effekter gir oss følgende regresjonsligning:

$$\begin{aligned} roce = & 0,5172 + 0,0364 \times \lnbb + (-0,2222) \times \lnsize + 0,0109 \times eierskap \\ & + (-0,3703) \times leverage \end{aligned}$$

Formel 29: Regresjonsligning etter modell med TE

Vi ser her at oljeprisen har en positiv og signifikant koeffisient, som er i tråd med vår hypotese for denne variabelen. I forhold til MKM modellen, ser vi her at denne koeffisienten nesten har fordoblet sin verdi. Størrelse har fortsatt en negativ koeffisient, og denne er også signifikant. Gjeldsandel har også fortsatt en negativ koeffisient, og er fortsatt signifikant. Den største forskjellen mellom denne modellen og tidligere modeller, er at vi nå ser at offentlig eierskap sin koeffisient har en svært høy p-verdi. Vi kan nå fastslå at det ikke eksisterer noen signifikant sammenheng mellom offentlig eierskap og lønnsomhet i datasettet vårt når det korrigeres for uobservert heterogenitet.

7.10 Two-stage least squares (2SLS)

Som nevnt tidligere kan det virke noe overraskende med hensyn til etablert teori vi finner at en økning i gjeldsandelen medfører redusert lønnsomhet. Vi tror blant annet at dette kan skyldes at modellen vår ikke tar hensyn til at kausalitetsforholdet mellom disse to variablene kan gå i motsatt retning, altså at gjeldsandelen bestemmes av selskapets lønnsomhet. Ettersom høy lønnsomhet medfører at selskapet trolig har en høyere kontantbeholdning ved slutten av året, virker det naturlig at lønnsomheten kan påvirke gjeldsandelen. Forklaringen på dette er at økte kontantbeholdninger reduserer bedriftens relative andel gjeld.

På bakgrunn av dette potensielle problemet, har vi konstruert en ordinær MKM modell hvor vi lagger gjeldsandel i opp til fire perioder. Resultatet fra denne analysen viser fortsatt en negativ signifikant påvirkning på lønnsomhet fra gjeldsandel. Konklusjonene vi trakk fra de tidligere modellene endres således ikke. Se appendiks fem for regresjonsutskrift.

Ettersom å introdusere variabler med lag ikke løste problemstillingen, vil vi nå se videre på om det kan eksistere et kausalitetsproblem. Vi vil nedenfor konstruere en modell med simultane ligninger som åpner for at kausalitetsforholdet mellom gjeldsandel og lønnsomhet kan gå i begge retninger. Vi får da to relasjoner, en for lønnsomhet, og en for gjeldsandel. Ettersom vi i denne utredningen er opptatt av hvilke faktorer som forklarer selskapenes lønnsomhet, og ikke kapitalstruktur, vil vi ikke estimere sistnevnte ligning her. Vi antar her at disse to variablene er endogene, og dermed at de resterende variablene er eksogene.

I praksis kan det ofte være vanskelig å finne gode instrumentelle variabler som kan benyttes til å konstruere et sett med simultane ligninger. Vi har etter samtale med professor Jarle Møen valgt å benytte gjeldsandel med en periode lag som instrumentell variabel. Når vi gjør dette, antar vi at gjeldsandelen mellom to år er uavhengig, noe som potensielt er en svak antagelse. Dette medfører en mulig upålitelig instrumentell variabel. Likevel anser vi den som formålstjenelig i dette tilfellet. Ved å benytte denne instrumentelle variabelen får vi følgende ligningssett:

$$roce = \alpha_1 \times leverage + \beta_1 \times lnbb + \beta_2 \times lnsize + \beta_3 \times eierskap + u_1$$

$$leverage = \alpha_2 \times roce + \beta_1 \times lnbb + \beta_2 \times lnsize + \beta_3 \times eierskap + \beta_5 \times leveragelag1 + u_2$$

Formel 30: Simultant ligningssett (2SLS)

Når vi har estimert modellen etter 2SLS metoden, har vi samtidig gjennomført den samme transformasjonen som gjennomføres når en modell med faste effekter estimeres. Vi har valgt å gjennomføre denne transformasjonen etter å ha rådført oss med professor Jarle Møen. Denne metoden gir følgende resultater:

Fixed-effects (within) IV regression	Number of obs	=	261
Group variable: selskap	Number of groups	=	18
R-sq: within = .	Obs per group: min =		7
between = 0.0331	avg =		14.5
overall = 0.0092	max =		16
corr(u_i, Xb) = -0.7737	Wald chi2(4)	=	1003.76
	Prob > chi2	=	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
leverage	.3797744	.2389005	1.59	0.112	-.0884619 .8480107
eierskap	-.206444	.0975457	-2.12	0.034	-.3976302 -.0152579
lnbb	.1102091	.0302852	3.64	0.000	.0508512 .169567
lnsize	-.0517082	.0214777	-2.41	0.016	-.0938037 -.0096128
_cons	.6074031	.2934811	2.07	0.038	.0321908 1.182615

sigma_u	.11858913
sigma_e	.08356355
rho	.66821321 (fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0:	F(17,239) =	5.82	Prob > F =	0.0000
------------------------	-------------	------	------------	--------

Instrumented:	leverage
Instruments:	eierskap lnbb lnsize leveragelag1

Tabell 14: 2SLS regresjonsmodell

Regresjonsutskriften i tabell 14 viser at modellen som helhet er signifikant. Videre ser vi at modellen har en forklaringskraft (R-sq overall) på 0,92 %. Dette er ekstremt lavt, og tyder på at den valgte instrumentelle variabelen er svak. Denne regresjonsmodellen gir oss her følgende regresjonsligning:

$$roce = 0,6074 + 0,1102 \times lnbb + (-0,0517) \times lnsize + (-0,2064) \times eierskap + (0,3798) \times leverage$$

Formel 31: Regresjonsligning etter 2SLS modell

I denne regresjonsligningen er samtlige koeffisienter med unntak av gjeldsandel (leverage) signifikant. Vi ser at koeffisientene til oljeprisen og størrelse har uendrede fortegn. Koeffisienten til oljepris har også økt betydelig i forhold til tidligere regresjonsmodeller. I samtlige tidligere modeller har vi funnet at offentlig eierskap har en positiv (dog ikke alltid

signifikant) koeffisient. I denne modellen ser vi at fortegnet til denne koeffisienten snur, og vi finner en negativ signifikant på virkning fra offentlig eierskap på lønnsomhet.

Det som er av spesiell interesse i denne modellen er koeffisienten til gjeldsandel. Vi ser her at når vi tar hensyn til toveis kausalitet får kapitalstruktur en positiv koeffisient. Det vil si at dersom gjeldsandelen øker, vil også lønnsomheten øke. Dette resultatet er i tråd med våre hypoteser. Denne koeffisienten har derimot en p-verdi på 0,112, og den er således ikke signifikant på et 95 % konfidensnivå. På tross av at denne koeffisienten ikke er signifikant, mener vi at dette resultatet tyder på at den kausale sammenhengen mellom gjeldsandel og lønnsomhet går motsatt vei i forhold til vår hypotese.

Vi mener på bakgrunn av denne modellen at vi ikke kan hevde at det er noen kausal sammenheng mellom størrelse og kapitalstruktur i utvalget vårt. Likevel har vi dekning for å hevde at det eksisterer en sammenheng mellom disse variablene. Vi konkluderer med at det eksisterer en signifikant negativ korrelasjon mellom lønnsomhet og gjeldsandel.

En annen årsak til de utfordringer vi opplever ved kapitalstruktur i denne modellen, er at det trolig finnes et sprik mellom klassisk teori om kapitalstruktur og virkeligheten. Spesielt for multinasjonale petroleumselskaper er de teorier vi har diskutert trolig for enkle. Dette skyldes at disse selskapene står ovenfor en enorm kompleksitet innen skatteforhold. I tillegg til å være gjenstand for særbeskatningsregler, er de også multinasjonale og må forholde seg til ulike skatteregimer. Blant annet kildebeskatningsregler, fordelingen av prosjektinntekter, utgifter og eiendeler mellom ulike skattejurisdiksjoner bidrar til denne kompleksiteten. For disse selskapene er det den totale skattebyrden som er relevant. Det blir derfor noe simpelt å formulere en nullhypotese med bakgrunn i en enkel skatteskjoldbetraktning med støtte fra trade-off teori og pecking order teori.

Man kan også hevde at selskaper som øker sin gjeld i høyskattelands for å utnytte skatteskjoldet er avhengig av å kunne investere disse midlene i driften. Dersom de går til å bygge opp store kontantbeholdninger som blir liggende på bok, vil de renteinntekter som dette genererer også beskattes med særskatten. På denne måten kan de positive effektene av skatteskjoldet utlignes.

Ut over resultatet for gjeldsandel vil vi legge liten vekt på resultatene fra denne regresjonsmodellen. Den valgte instrumentelle variabelen er trolig meget svak, og modellen forklarer særdeles lite av variasjonen i selskapenes lønnsomhet.

7.11 Oppsummering av dataanalyse

Etter å ha testet hvilke modeller som er best egnet for vårt formål, velger vi å legge mest vekt på modellen som tar hensyn til uobservert heterogenitet gjennom tilfeldige effekter. Når vi korrigerer for uobservert heterogenitet, kan vi konkludere med at det ikke eksisterer noen signifikant sammenheng mellom offentlig eierskap og lønnsomhet.

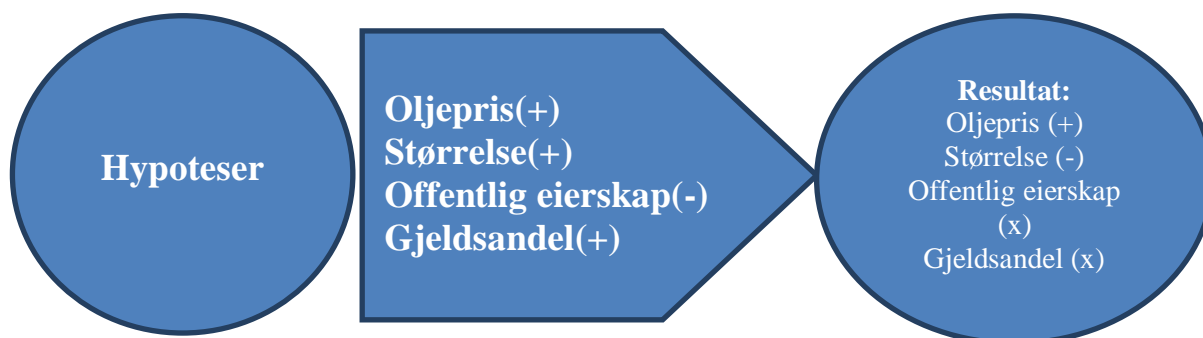
Vi finner under samtlige modeller at det er en negativ signifikant sammenheng mellom gjeldsandel og lønnsomhet. Etter å ha gjennomført en 2SLS analyse som åpner for at kausalitetsforholdet mellom gjeldsandel og lønnsomhet kan gå i begge retninger, kommer vi frem til at vi ikke kan påstå noen kausal sammenheng mellom disse to variablene. På tross av dette konkluderer vi med at det eksisterer en negativ signifikant sammenheng mellom disse variablene, med bakgrunn i korrelasjonsanalysen.

Vi finner en positiv sammenheng mellom oljepris og lønnsomhet. Denne sammenhengen er signifikant på et 95 % konfidensnivå i modellen for tilfeldige effekter. Vi er noe overrasket over at koeffisienten til oljepris ikke er sterkere enn det vi finner. Dette forklarer vi ut ifra strukturelle karakteristika for selskapene i vårt utvalg. Dette gjelder hovedsakelig grad av integrasjon og prissikring.

Vi finner også at selskapenes størrelse har en signifikant negativ påvirkningskraft på lønnsomhet. Dette er ikke i samsvar med vår hypotese, men stemmer godt overens med relativt store konglomeratrabatter som har blitt observert i markedet for enkelte av selskapene i utvalget vårt.

8. Resultater

I det følgende vil vi diskutere resultatene fra analysen med bakgrunn i våre nullhypoteser. Figur 14 viser nedenfor våre nullhypoteser, og våre funn i analysen.



Figur 14: Hypoteser og resultater

Oljepris

A priori hadde vi en klar forventning om at det eksisterer en klar kausal sammenheng mellom oljepris og lønnsomheten til globalt integrerte olje- og gasselskaper. Som følge av den direkte virkningen oljeprisen har på selskapenes inntekter, forventet vi at oljepris skulle forklare en betydelig del av variasjonene i lønnsomheten til selskapene i vårt utvalg. Dette er på tross av forhold som motvirker denne effekten. Her har vi blant annet diskutert prissikring, diversifisering, og kostnadspress.

Gjennom analysene velger vi å akseptere denne nullhypotesen ved et 95 % signifikansnivå., Selv om denne koeffisienten doblet seg når vi konstruerte modellen med tilfeldige effekter i forhold til MKM modellen, er vi noe overrasket over hvor lav den var. Under modellen med tilfeldige effekter finner vi at en økning på 10 % i oljeprisen medfører en økning i ROCE på 0,3468 prosentpoeng⁶.

Kapitalstruktur

I henhold til den teoretiske argumentasjonen hadde vi en forventning om at selskapene i utvalget ville ha forholdsvis mye gjeld i sin kapitalstruktur. Bakgrunnen for dette er at selskapene i utvalget vårt er store og modne med solide kontantstrømmer. Selskapene er

⁶ $\ln(1,1) \times 0,0363872 = 0,003468$

også diversifiserte, slik at driftsrisikoen blir lav sammenlignet med mindre og mer fokuserte selskaper. Dette er forhold som taler for å laste opp med gjeld dersom gjeld anses som den "billigste" formen for finansiering. I våre diskusjoner kom vi frem til at skatteskjoldet for petroleumsselskapene taler for at dette vil være tilfellet. Vår nullhypotese var derfor at gjeldsandel skulle ha en positiv påvirkning på variasjonen i selskapenes lønnsomhet.

I den deskriptive statistikken finner vi at gjennomsnittlige gjeldsandelen i utvalget er 27 %, noe som er lavere enn forventet. Dette kan tyde på at effekten av skatteskjoldet er overdrevet.

Vi finner gjennom analysene at kapitalstruktur har en signifikant negativ påvirkning på variasjonen i selskapenes lønnsomhet. Videre undersøkelser tyder derimot på at det kan eksistere et omvendt kausalitetsforhold mellom disse variablene, slik at det kan være lønnsomhet som forklarer variasjonen i selskapenes kapitalstruktur. Vi kan derfor ikke hevde noe kausalt forhold mellom disse, men konkludere med at det eksisterer en signifikant negativ samvariasjon.

Noe av årsaken til dette kan være at når vi observerer begge variablene innenfor samme regnskapsår, vil årsresultatet påvirke selskapets kapitalstruktur. Et enkelt eksempel på dette er at et høyt resultat kan gi en større kontantbeholdning ved årets slutt, slik at gjeldsandelen blir lavere. En annen årsak kan være at man velger å sitte med store kontantbeholdninger i kapitalintensive og konjunkturutsatte bransjer, for å sikre fleksibilitet og kapitalstyrke. Vi har tidligere nevnt at selskapenes modenhet og solide kontantstrømmer taler for å laste opp med gjeld. På en annen side kan de samme forholdene tilsi at gjeldsfinansiering raskt kan bli neglisjert. Dette er i tråd med pecking order teorien som sier at internt genererte midler favoriseres i foretakets finansiering. Resultatene våre gir kan tyde på at dette denne teorien holder i praksis. Vi diskuterte også hvordan den skattemessige kompleksiteten for disse selskapenes trolig gjør at de diskuterte teorier mister noe av sin gyldighet. Vi legger derfor ikke stor vekt på resultatene for denne variabelen

Offentlig eierskap

Nullhypotesen vår var at offentlig eierskap har en negativ påvirkning på variasjonen i selskapenes lønnsomhet. Vi har tidligere diskutert faktorer som agent-prinsipal problematikken, interessekonflikter og moralsk hasard. Dette er forhold som taler for at offentlig eierskap har en negativ påvirkning på selskapenes lønnsomhet. På en annen side

diskuterte vi også hvordan forhold som lisenstildelinger og finanskostnader kan ha motsatt effekt. Gjennom dataanalysen konkluderer vi med at datasettet vårt ikke støtter noen signifikant påvirkningskraft mellom disse variablene, og heller ingen signifikant korrelasjon.

Det kan være flere årsaker til at det ikke eksisterer noen signifikant sammenheng mellom dette i vår analyse. Blant annet kan det skyldes at offentlige myndigheter har blitt bedre på effektiv virksomhetsstyring, og at systemer for kontroll og oppfølging har blitt forbedret i perioden. Et annet moment er at offentlige myndigheter i flere tilfeller sitter med minoritetsinteresser, og ikke kontrollerende eierandeler i selskapene. Det er derfor mulig at de teorier som tradisjonelt påpeker negative implikasjoner av statlig innblanding i dette tilfellet blir overflødig. Selskapene vil fortsatt måtte forholde seg til investorenes krav til verdiskapning.

Vi tror også at resultatet vi har funnet delvis kan skyldes størrelsen på utvalget vårt. Forholdsvis mange av våre observasjoner av offentlig eierskap har verdien null, slik at variasjonen i observasjonene muligens er noe lav. Ved å øke størrelsen på utvalget vårt kunne vi trolig fått større variasjon i observasjonene av offentlig eierskap. På en annen side ville dette medført at vi måtte fraveket vårt kriterium om å kun inkludere multinasjonale integrerte petroleumsselskaper i analysen.

Størrelse

Vår nullhypotese var at selskapenes størrelse har en positiv påvirkning på variasjonene i selskapenes lønnsomhet. Her pekte vi på stordriftsfordeler, og vektla spesielt markedsrett i forhold til lisenstildelinger og finansiell styrke.

Gjennom dataanalysen kommer vi frem til at størrelse har en signifikant negativ påvirkning på variasjonen i selskapenes lønnsomhet. Vi har diskutert forhold som tilsier at fordelene ved å være stor i denne bransjen kan ha blitt reversert i løpet av de siste ti årene. Dette skyldes at bransjen har blitt mer fokusert, og det kreves i større grad spesialisert kunnskap. Vi ser i dag et større fokus på tjenestestruktur, og oppdeling av selskaper. Et eksempel på dette er ConocoPhillips som i juni 2011 annonserte at selskapet skal deles i rene oppstrøm- og nedstrømselskaper. Et annet eksempel er Statoil som i april 2012 la ut deler av sin nedstrømsvirksomhet, ved Statoil Fuel & Retail ASA for salg. Disse forholdene kommer til uttrykk ved de relativt store konglomeratrabattene som observeres i markedet. Dette støttes også av våre funn i denne utredningen.

9. Avslutning og konklusjon

Denne utredningen tar for seg hvordan ulike faktorer påvirker lønnsomhet i multinasjonale integrerte petroleumsselskaper. Ved å se på nærmere på petroleumsselskapers struktur kom vi frem til fire variabler som vi tester mot lønnsomhet. Etter en diskusjon av etablert teori og empiri for hver av de fire variablene, formulerte vi fire nullhypoteser. Ved bruk av dataanalyseprogrammet Stata foretok vi empiriske tester av samvariasjon og påvirkningskraft mellom lønnsomhet og de uavhengige variablene.

Vi fant ikke overaskende at oljeprisen hadde en positiv påvirkning på lønnsomhet. Dette var i tråd med vår hypotese. Videre fant vi at størrelse hadde en negativ påvirkning på lønnsomhet. Dette var i strid med vår nullhypotese. Vi kunne ikke påvise noen signifikant påvirkning på lønnsomhet for gjeldsandel eller statlig eierskap. Selv om vi ikke etablerer noe kausal sammenheng mellom gjeldsandel og lønnsomhet, konkluderer vi med at det eksisterer en signifikant samvariasjon mellom disse variablene.

9.1 Kritikk av utredningen

Det vil alltid være forskjellige måter å håndtere økonometriske utfordringer i en empirisk studie av denne typen. Vi vil påpeke at de antagelser og valg som er foretatt på ingen måte er enerådende løsninger. Vi kan fremheve enkelte forhold når vi ser på utredningen med et kritisk blikk. Det første er knyttet til utvalget. Utvalget ble tidlig avgrenset ved at vi kun ønsket å analysere selskaper som var både multinasjonale og integrerte. Det kan stilles spørsmålsteget ved om det ville vært mer hensiktsmessig å analysere et mindre homogent utvalg. Ved å akseptere et mindre homogent utvalg ville det ha vært mulig å øke størrelsen på datasettet. Det er mulig at fordelene ved et større utvalg vil kunne oppveie for den økte heterogeniteten i datasettet. Vi har tidligere påpekt at en slik økning i utvalget muligens kunne forbedret analysen av sammenhengen mellom offentlig eierskap og lønnsomhet.

Et annet poeng er at vi har et ubalansert datasett. Dette skyldes at vi ikke har data for alle selskapene i alle år. Ideelt sett ønsker man å ha et balansert datasett. De fleste modeller håndterer likevel et ubalansert panel på en akseptabel måte.

Man kan også diskutere hvordan vi har valgt å måle den avhengige variabelen. Her ser vi på avkastningen på sysselsatt kapital *etter* skatt. Vi begrunner valget i at vi ønsker å ta hensyn

til de skattemessige tilpasningene selskapene foretar. Dette fører til at vi ikke tar hensyn til at selskapene står ovenfor ulike skatteregimer. Variasjoner i resultatet etter skatt som eksempelvis skyldes endringer i skattelovgivningen innad i utvalget vil kunne redusere modellenes forklaringskraft.

9.2 Implikasjoner for videre forskning

En videre utredning med utgangspunkt i vår analyse kunne eksempelvis ha fokusert på andre målemetoder både for den avhengige og de uavhengige variablene. Det finnes en rekke metoder for å måle disse på, og det eksisterer ikke noe fasitsvar på hva som er mest riktig. Blant annet kan det være aktuelt å benytte markedsverdier hvor vi har benyttet bokførte verdier. Selv om vi anser bokverdier som det mest hensiktsmessige valget for våre analyser, har vi sett at heller ikke dette er problemfritt. Det kunne derfor være interessant å utføre lignende analyser med markedsverdier. For den avhengige variabelen er et naturlig alternativ årlig markedsavkastning. For den uavhengige variabelen kapitalstruktur kunne man ha benyttet markedsverdier av egenkapital og gjeld, mens market capitalization kunne vært et mål for størrelse.

Samtlige selskaper i vårt utvalg er vertikalt integrerte. Vi har blant annet diskutert hvilke implikasjoner graden integrasjon gir for selskapene. Med et tilgjengelig og pålitelig datasett kunne det ha vært interessant å se hva integrasjonsgraden i seg selv har å si for lønnsomheten til selskapene.

Vi har tidligere nevnt at størrelsen på datasettet vårt bringer med seg både fordeler og ulemper. Et mulig utgangspunkt for videre forskning er å gjennomføre en lignende analyse med et større og bredere utvalg.

10. Litteraturliste

Berk, Jonathan B. (1997): "Does Size Really Matter?" (I: Financial Analysts Journal, nr. 53, s. 12-18)

Berk, Jonathan B. og Peter DeMarzo, (2010): "Corporate Finance. Second Edition." Prentice Hall, London.

Dagens næringsliv, 20/09/2011. "Oljegiganter gjemmer underselskaper i skatteparadis." Hentet 04/05/2012 fra: <<http://www.dn.no/energi/article2226889.ece>>

Dagens Næringsliv, 11.04.12. "Investorene vil ha økt innsyn". Side 17

Duke University. (2005). Testing the assumptions of linear regression. Hentet 02/05/ 2012 fra <<http://www.duke.edu/~rnau/testing.htm>>

Geman, Hélyette (2007): "Mean reversion versus random walk in oil and natural gas prices," (I: "Advances in Mathematical Finance". Red.: Fu, Michael, C., Robert A. Jarrow, Ju-Yi Yen, og Robert J. Elliott. Birkhauser, Boston, s.219-228)

Gjesdal, Frøystein og Thore Johnsen (1999): Kravsetting, lønnsomhetsmåling og verdivurdering. Cappelen Akademiske Forlag, Oslo.

Gjesdal, Frøystein (1997): "Rentabilitet: Mål, datagrunnlag og feilkilder". SNF rapport 96-97.

Gripsrud, Geir, Ulf H. Olsson og Ragnhild Silkoset (2004): "Metode og dataanalyse: med fokus på beslutninger i bedrifter". Høyskoleforlaget, Kristiansand.

Hannesson, Rögnvaldur (1998): "Issues and Strategies of Oil and Natural Gas Production". Quorum Books, London.

Hannesson, Rögnvaldur (2011): "Futures markets". Forelesning i SAM460 Petroleum Economics 05/10/ 2011. Upublisert.

Hausman, Jerry A. (1978): "Specification test in econometrics"(I: Econometrica, nr. 46, s. 1251-1272)

Hoechle, Daniel (2007): "Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence". (I: The Stata Journal, volume 7 nr. 3, s. 281-312)

Hotelling, Harold (1931): "The Economics of Exhaustible Resources." (I: Journal of Political Economy, nr. 39, s. 137-175)

Ince, Ozgur og R. Burt Porter (2004): "Individual equity return data from Thomson Datastream: Handle with care!" Working paper, University of Florida. Hentet 16/05/2012 fra: < http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=486523>

Laughton, David.G. og Henry. D. Jacoby (1995): "The Effects of Reversion on Commodity Projects of Different Length" (I: "Real Options in Capital Investments: Models, Strategies, and Applications". Red.: Trigeorgis, Lenos. Praeger Publisher, Westport, Connecticut, s. 185-205)

Miller, Merton H. og Franco Modigliani (1958): "The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment". (I: The American Economic Review, volume 48, nr.3. s. 261-97)

Murray, Frank Z. og Goyal K. Vidhan (2007): "Trade-off theory and peking order theories of debt". Working Paper Series. Hentet 16/05/2012 fra: < http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=670543>.

Myers, Steven C. (1984): "The Capital Structure Puzzle". (I: Journal of Finance, volume 39, nr. 3, s. 575-592)

Newey, Whitney K. og Kenneth D. West (1987): "Hypothesis testing with efficient method of moments estimation"(I: International Economic Review, nr. 28, s. 777-787)

Nonaka, Ikujiro og Hirotaka Takeuchi (1995): "The Knowledge-Creating Company: How Japanese Companies Create the Dynamics of Innovation". Oxford University Press, New York.

"NOU 2000:18 Skattlegging av petroleumsvirksomhet", Finansdepartementet. Hentet 16/05/2012 fra: <<http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/nouer/2000/nou-2000-18.html?id=117382>>

"NOU 2009:19: Skatteparadis og utvikling – tilstand analyser og tiltak".

Utenriksdepartementet. Hentet 16/05/2012 fra:

<<http://www.regjeringen.no/pages/2222786/PDFS/NOU200920090019000DDDPDFS.pdf>>

ORBIS (2011). Company information across the globe. Hentet januar 2012 fra:

<<https://orbis.bvdep.com>>

Osmundsen, Petter, Asche, Frank, Mohn, Klaus og Misund, Bård (2005): "Valuation of International Oil Companies- The RoACE Era". Arbeidsnotat nr. 1412.

Osmundsen, Petter, Mohn, Klaus, Emhjellen, Magne, Helgeland, Flemming (2002): "Størrelse og lønnsomhet i den internasjonale olje- og gassindustrien". Arbeidsnotat nr. 34/02.

Petersen, Mitchell A. (2009): "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches". (I: The Review of Financial Studies, nr. 22, s. 435-480)

Princeton University. (2007). "Data and Statistical Services". Hentet 02/05/2012 fra
<http://dss.princeton.edu/online_help/stats_packages/stata/panel.htm>

Publish What You Pay Norway (2011): "Piping profits". Hentet 16/05/2012 fra:
<http://www.publishwhatyoupay.no/sites/all/files/1005c-Version2_PWYPNorway_PipingProfits_DOWNLOAD.pdf>

Shapiro, Alan C. (2006): "Multinational Financial Management". Eight Edition, John Wiley & Sons, Hoboken, New Jersey.

Silverman, Bernard W. (1998): "Density Estimation for Statistics and Data Analysis". Chapman and Hall, London.

Stevens, Paul (1998): "Strategic Positioning in the oil industry, trends and options". I.B. Tauris, London.

The Economist (2011): "The oil business: Should BP split?" Hentet 02/05/2012 fra:

<<http://www.economist.com/node/21524921>>

Thomson Reuters Datastream.

University of Delaware (2012): "Optimal Extraction of a Non-Renewable Resource". Hentet 03/05/2012 Fra: <<http://www.udel.edu/johnmack/frec324/324hw4.html>>

Verleger, Philip K. Jr. (1987): "Adjusting to Volatile Energy Prices". Institute of International Economics, Washington D.C.

White, Halbert (1980). "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity" (I: *Econometrica* volume 48, nr. 4 s. 817–838).

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

11. Appendiks

Appendiks 1 Rådata

Nedenfor er rådata for fem av selskapene i datasettet vårt gjengitt. Selskapene har her blitt nummerert for å passe inn i strukturen for paneldata som Stata benytter. Selskap 1 er BP, selskap 2 er BG, selskap 3 er Chevron, selskap 4 er ConocoPhillips, og selskap 5 er ENI.

selskap	year	leverage	eierskap	lnsize	lnbb	roce
1	1995	0.18	0	16.42	2.84	0.01
1	1996	0.19	0	15.74	3.03	-0.01
1	1997	0.34	0	15.77	2.95	-0.01
1	1998	0.31	0	15.82	2.55	0.09
1	1999	0.45	0	15.86	2.89	0.08
1	2000	0.13	0	15.79	3.35	0.24
1	2001	0.21	0	15.15	3.19	0.16
1	2002	0.28	0	15.18	3.22	0.11
1	2003	0.21	0	15.58	3.36	0.19
1	2004	0.23	0	15.83	3.64	0.18
1	2005	0.17	0	16.14	4	0.21
1	2006	0.2	0	16.39	4.18	0.23
1	2007	0.21	0	16.62	4.28	0.2
1	2008	0.14	0	16.95	4.57	0.22
1	2009	0.21	0	16.58	4.12	0.13
1	2010	0.27	0	16.66	4.38	0.1
2	1995	0.32	0	16.42	2.84	0.08
2	1996	0.26	0	15.74	3.03	0.17
2	1997	0.24	0	15.77	2.95	0.16
2	1998	0.25	0	15.82	2.55	0.07
2	1999	0.25	0	15.86	2.89	0.11
2	2000	0.22	0	15.79	3.35	0.15
2	2001	0.22	0	15.15	3.19	0.1
2	2002	0.24	0	15.18	3.22	0.1
2	2003	0.22	0	15.58	3.36	0.13
2	2004	0.23	0	15.83	3.64	0.19
2	2005	0.19	0	16.14	4	0.24
2	2006	0.22	0	16.39	4.18	0.25
2	2007	0.25	0	16.62	4.28	0.19
2	2008	0.26	0	16.95	4.57	0.16
2	2009	0.25	0	16.58	4.12	0.14
2	2010	0.32	0	16.66	4.38	-0.02
3	1995	0.37	0	17.26	2.84	0.06
3	1996	0.3	0	17.44	3.03	0.14
3	1997	0.26	0	17.37	2.95	0.16

3	1998	0.31	0	17.08	2.55	0.08
3	1999	0.33	0	17.27	2.89	0.1
3	2000	0.24	0	17.67	3.35	0.22
3	2001	0.34	0	18.4	3.19	0.1
3	2002	0.34	0	18.33	3.22	0.03
3	2003	0.26	0	18.54	3.36	0.17
3	2004	0.2	0	18.78	3.64	0.24
3	2005	0.17	0	19.04	4	0.19
3	2006	0.12	0	19.09	4.18	0.23
3	2007	0.09	0	19.13	4.28	0.23
3	2008	0.09	0	19.36	4.57	0.26
3	2009	0.1	0	18.89	4.12	0.1
3	2010	0.1	0	19.06	4.38	0.16
4	2004	0.26	0	18.59	3.64	0.14
4	2005	0.19	0	18.91	4	0.21
4	2006	0.24	0	18.94	4.18	0.15
4	2007	0.19	0	18.96	4.28	0.11
4	2008	0.33	0	19.23	4.57	-0.2
4	2009	0.31	0	18.71	4.12	0.06
4	2010	0.25	0	18.99	4.38	0.13
5	1995	0.52	0.85	17.41	2.84	0.16
5	1996	0.49	0.69	17.47	3.03	0.15
5	1997	0.45	0.51	17.42	2.95	0.15
5	1998	0.36	0.37	17.29	2.55	0.12
5	1999	0.34	0.37	17.35	2.89	0.13
5	2000	0.32	0.33	17.7	3.35	0.2
5	2001	0.31	0.33	17.66	3.19	0.24
5	2002	0.36	0.33	17.69	3.22	0.13
5	2003	0.37	0.3	17.94	3.36	0.15
5	2004	0.28	0.3	18.15	3.64	0.17
5	2005	0.25	0.3	18.33	4	0.2
5	2006	0.22	0.3	18.51	4.18	0.21
5	2007	0.32	0.3	18.6	4.28	0.21
5	2008	0.3	0.3	18.88	4.57	0.2
5	2009	0.33	0.3	18.57	4.12	0.09
5	2010	0.33	0.3	18.69	4.38	0.09

Appendiks 2

Deskriptiv statistikk for variablene størrelse og oljepris før den logaritmiske transformasjonen:

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
size	262	7.45e+07	8.74e+07	3494596	4.58e+08
oljeprisbb	262	43.59836	25.78544	12.76	96.87

Appendiks 3

Newey-West standard error model 1 lag:

Regression with Newey-West standard errors
maximum lag: 1

Number of obs = 262
F(4, 257) = 21.15
Prob > F = 0.0000

roce	Coef.	Newey-West Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnbb	.0196855	.0109368	1.80	0.073	-.0018517	.0412227
lnsize	-.0097972	.0054342	-1.80	0.073	-.0204984	.000904
eierskap	.0338431	.0171276	1.98	0.049	.0001149	.0675713
leverage	-.4398295	.0660919	-6.65	0.000	-.5699802	-.3096789
_cons	.374583	.1161076	3.23	0.001	.1459395	.6032265

Newey-West standard error model 2 lags:

Regression with Newey-West standard errors
maximum lag: 2

Number of obs = 262
F(4, 257) = 17.34
Prob > F = 0.0000

roce	Coef.	Newey-West Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnbb	.0196855	.0118847	1.66	0.099	-.0037184	.0430894
lnsize	-.0097972	.0060831	-1.61	0.109	-.0217764	.0021819
eierskap	.0338431	.0189258	1.79	0.075	-.0034263	.0711125
leverage	-.4398295	.0744154	-5.91	0.000	-.5863711	-.2932879
_cons	.374583	.1301705	2.88	0.004	.1182463	.6309197

Newey-West standard error model 3 lags:

Regression with Newey-West standard errors
maximum lag: 3

Number of obs = 262
F(4, 257) = 15.32
Prob > F = 0.0000

roce	Coef.	Newey-West Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnbb	.0196855	.0124866	1.58	0.116	-.0049036	.0442746
lnsize	-.0097972	.006497	-1.51	0.133	-.0225913	.0029969
eierskap	.0338431	.0199969	1.69	0.092	-.0055355	.0732217
leverage	-.4398295	.0805335	-5.46	0.000	-.5984191	-.28124
_cons	.374583	.1390155	2.69	0.008	.1008284	.6483376

Appendiks 4

Regresjonsmodell med faste effekter:

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    262
Group variable: selskap                Number of groups =    18

R-sq:  within = 0.2058                 obs per group: min =    7
      between = 0.1581                   avg =           14.6
      overall  = 0.1442                   max =           16

corr(u_i, xb) = -0.3817                 F(4,240)        =    15.55
                                           Prob > F         =    0.0000

```

roce	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnbb	.0564767	.0186968	3.02	0.003	.0196459	.0933076
lnsize	-.0412211	.0166496	-2.48	0.014	-.074019	-.0084232
eierskap	-.0513066	.0700387	-0.73	0.465	-.1892757	.0866625
leverage	-.3308638	.0689683	-4.80	0.000	-.4667243	-.1950033
_cons	.7787216	.2350903	3.31	0.001	.3156177	1.241826
sigma_u	.06760636					
sigma_e	.06943473					
rho	.48666061	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(17, 240) = 7.85 Prob > F = 0.0000

Appendiks 5

MKM regresjon med fire perioders lag for gjeldsandel:

Source	SS	df	MS	Number of obs =	258
Model	.203639527	4	.050909882	F(4, 253) =	5.88
Residual	2.18971625	253	.008655005	Prob > F =	0.0002
Total	2.39335578	257	.009312668	R-squared =	0.0851
				Adj R-squared =	0.0706
				Root MSE =	.09303

roce	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnbb	.0404696	.0109123	3.71	0.000	.0189791	.06196
lnsize	-.0057446	.0053336	-1.08	0.282	-.0162486	.0047593
eierskap	-.0072861	.0190054	-0.38	0.702	-.0447151	.0301428
leverage	-.1342183	.0512437	-2.62	0.009	-.2351369	-.0332997
_cons	.1559499	.0836871	1.86	0.064	-.0088622	.3207619