

Sindre Gaustad Osland og Øyvind Toldnes

Finansiering
& investering

Bør Statens pensjonsfond utland være eksponert mot olje- og gassaksjer?

Trondheim, mai 2015



HANDELSHØYSKOLEN
I TRONDHEIM

Høgskolen i Sør-Trøndelag
Handelshøyskolen i Trondheim

Sindre Gaustad Osland

Øyvind Toldnes

Bør Statens pensjonsfond utland være eksponert mot olje- og gassaksjer?

The Norwegian Government Pension Fund Global: Investments in oil and gas stocks and risk exposure against oil price

MASTEROPPGAVE - Økonomi og administrasjon/siviløkonom

Trondheim, mai 2015

Hovedprofil: Finansiering og investering

Veileder: Stein Frydenberg



**HANDELSHØYSKOLEN
I TRONDHEIM**

Høgskolen har intet ansvar for synspunkter eller innhold i oppgaven.

Framstillingen står utelukkende for studentens regning og ansvar.

Forord

Denne masteroppgaven er skrevet som et avsluttende arbeid innen fordypningen finansiering og investering i masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Handelshøyskolen i Trondheim.

Temaet er valgt med utgangspunkt i en pågående diskusjon om hvorvidt Statens pensjonsfond utland bør være eksponert mot olje- og gassaksjer, all den tid norsk økonomi er sterkt eksponert mot oljeprisen. Debatten har gjort det interessant og dagsaktuelt å gjøre en utredning basert på dette.

Arbeidet med oppgaven har vært lærerikt og utfordrende, og har gitt oss anledning til å benytte tilegnet teorikunnskap på en praktisk måte.

Vi vil rette en takk til vår veileder, førsteamanuensis Stein Frydenberg, for nyttige innspill og gode råd underveis i prosessen.

Innholdet i denne oppgaven står for forfatterens regning.

Trondheim, mai 2015

Sindre Gaustad Osland

Øyvind Toldnes

Sammendrag

Denne utredningen undersøker om Statens pensjonsfond utland (SPU) bør ekskludere olje- og gassaksjer fra sitt investeringsunivers. Vi studerer sammenhengen mellom oljeprisendringer og avkastningen til olje- og gassaksjer på verdensbasis og i USA, samt for Statoil og SPU. Vi finner at korrelasjonen mellom olje- og gassaksjer er betydelig sterkere enn for den generelle markedsindeksen, i forhold til oljeprisendringer. Vi observerer at avkastningen til olje- og gassaksjer forklares betydelig bedre ved å inkludere oljeprisendringer, i forhold til en tilsvarende modell uten. Avkastningen til SPU er derimot i mindre grad påvirket av oljeprisen. Oljeprisendringer har størst betydning ved lav og høy aksjeavkastning for olje- og gassaksjer, og vi finner betydelig likheter mellom oljeprisendringer og olje- og gassaksjer på verdensbasis og i USA, samt for Statoil. Vi studerer ulike porteføljer fra nasjonalformuens perspektiv, og finner en større risikojustert avkastning ved å utelukke olje- og gassaksjer fra fondet. Studien konkluderer med at olje- og gassaksjer i SPU gir en uheldig overeksponering mot oljeprisendringer, og vi anbefaler fondet å ekskludere sektoren.

Abstract

The aim of this master thesis is to study whether or not the Norwegian Government Pension Fund Global (SPU) should be exposed against oil and gas stocks. In our analysis we study oil price impact on returns of oil and gas stocks, based on a global and American model. We also study a similar model for Statoil and SPU. We find more correlation between oil price and a global index consisting of oil and gas stocks, compared to the world market in general. We find that returns of oil and gas stocks are explained better when oil price changes are included as explanatory variables in the model. The impact of oil price changes is highest when returns of oil and gas stocks are low and high. We find similarities between the returns of the global and American oil and gas stocks and Statoil. We compare different portfolios from the perspective of the whole Norwegian wealth, and find a higher risk adjusted return when oil and gas stocks are excluded from the fund. We find that the Norwegian economy, through its investments in Statoil, has approximately double risk exposure against oil price changes. We recommend SPU to exclude oil and gas stocks from their portfolio.

Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	6
2	Tidligere forskning.....	9
3	Norsk økonomi og Statens pensjonsfond utland.....	14
3.1	Olje og den norske økonomien.....	14
3.2	SPU: Forvaltning og investeringsstrategi.....	15
3.3	Utelukkelse av selskaper i SPU.....	16
4	Metode.....	17
4.1	Avkastning.....	17
4.2	Korrelasjon.....	17
4.3	Regresjon.....	19
4.4	Kvantilregresjon.....	21
4.5	Portefølje med og uten olje- og gassaksjer.....	22
4.6	Programvare.....	23
5	Data.....	23
5.1	Aksjeindekser.....	24
5.2	Oljepris.....	24
5.3	Aksjeavkastning SPU.....	25
5.4	Fama og French-faktorer.....	25
5.5	Deskriptiv statistikk.....	28
6	Empirisk analyse.....	31
6.1	Korrelasjonsanalyse.....	31
6.2	Regresjonsanalyse.....	33
6.3	Kvantilregresjonsanalyse.....	39
6.4	Analyse av portefølje med og uten olje- og gassaksjer.....	46
7	Konklusjon.....	47
	Referanseliste.....	48
	Appendiks A – Teori.....	51
	Appendiks B – Korrelasjonsmatriser.....	56
	Appendiks C – Residualanalyse.....	56
	Appendiks D – Utvidet modell USA.....	60

Figurer

Figur 3.1	<i>Aktivaklasser i SPU</i>	15
Figur 3.2	<i>Investeringer i SPU</i>	16
Figur 6.1	<i>Rullerende ettårige korrelasjonskoeffisienter</i>	32
Figur 6.2	<i>Modell global - kvantilregresjon</i>	39
Figur 6.3	<i>Modell global med kun oljeprisendringer - kvantilregresjon</i>	40
Figur 6.4	<i>Modell USA - kvantilregresjon</i>	41
Figur 6.5	<i>Modell USA med kun oljeprisendringer - kvantilregresjon</i>	42
Figur 6.6	<i>Modell Statoil - kvantilregresjon</i>	43
Figur 6.7	<i>Modell Statoil med kun oljeprisendringer - kvantilregresjon</i>	44
Figur C.1	<i>Sannsynlighetsplot standardiserte residualer</i>	59

Tabeller

Tabell 5.1	<i>Deskriptiv statistikk - modell global</i>	28
Tabell 5.2	<i>Deskriptiv statistikk - modell USA</i>	29
Tabell 5.3	<i>Deskriptiv statistikk - modell Statoil</i>	29
Tabell 5.4	<i>Deskriptiv statistikk - modell SPU</i>	30
Tabell 6.1	<i>Korrelasjonsmatrise</i>	31
Tabell 6.2	<i>Korrelasjon i ulike estimeringsvindu</i>	33
Tabell 6.3	<i>Regresjonsanalyse modell global</i>	34
Tabell 6.4	<i>Regresjonsanalyse modell USA</i>	35
Tabell 6.5	<i>Regresjonsanalyse modell Statoil</i>	36
Tabell 6.6	<i>Regresjonsanalyse modell SPU</i>	37
Tabell 6.7	<i>Kvantilregresjon modell global</i>	40
Tabell 6.8	<i>Kvantilregresjon modell USA</i>	42
Tabell 6.9	<i>Kvantilregresjon modell Statoil</i>	45
Tabell 6.10	<i>Porteføljeanalyse</i>	46
Tabell B.1	<i>Korrelasjonsmatrise ulike Crude Oil WTI-indeks</i>	56
Tabell B.2	<i>Korrelasjonsmatrise – verdensindeks og oljepris</i>	56
Tabell C.1	<i>Residualtester</i>	56
Tabell C.2	<i>VIF-indeks</i>	59
Tabell D.1	<i>Regresjonsanalyse modell USA med FTSE USA Oil & Gas</i>	60
Tabell D.2	<i>Regresjonsanalyse modell USA utvidet – ukentlige data</i>	61
Tabell D.3	<i>Regresjonsanalyse modell USA utvidet – månedlige data</i>	62
Tabell D.4	<i>Regresjonsanalyse modell USA utvidet – årlige data</i>	63

1 Innledning

Denne utredningen undersøker hvorvidt Statens pensjonsfond utland (SPU) skal holde olje- og gassaksjer i sin portefølje, eller om fondet bør ekskludere denne sektoren. SPU har per 31.12.2014 investert 6,9 % av aksjeporteføljen i utenlandske olje- og gassaksjer (Norges Bank 2015a), til tross for at landet er betydelig eksponert mot olje- og gassektoren. Vi søker å besvare følgende problemstilling:

Bør Statens pensjonsfond utland ekskludere olje- og gassaksjer fra sitt investeringsunivers for å redusere nasjonalformuens eksponering mot oljeprisendringer?

Vi studerer oljeprisens innvirkning på avkastningen til en global og en amerikansk indeks for olje- og gasselskaper. Det samme gjøres for Statoil¹ og SPU. For å besvare problemstillingen har vi satt opp følgende testbare hypoteser:

Hypotese 1: Olje- og gassaksjer korrelerer sterkere med oljeprisen enn det avkastningen i det generelle aksjemarkedet gjør.

Hypotese 2: Avkastningen til olje- og gassaksjer forklares bedre i en modell som inkluderer oljeprisendringer, i forhold til en tilsvarende modell uten.

Hypotese 3: Avkastningen til SPU's aksjeportefølje forklares bedre i en modell som inkluderer oljeprisendringer, i forhold til en tilsvarende modell uten.

Hypotese 4: Oljeprisendringer har størst innvirkning på olje- og gassaksjer ved lav og høy avkastning.

Hypotese 5: Nasjonalformuen oppnår en bedre risikojustert avkastning ved å utelate olje- og gassaksjer fra SPU.

Vi finner sterkere korrelasjon mellom avkastningen til olje- og gassaksjer og oljeprisendringer, enn mellom avkastningen i det generelle aksjemarkedet og endringer i oljeprisen. Vi undersøker avkastningen til olje- og gassaksjer, og finner betydelig økning i forklaringsgrad ved å legge til oljeprisendringer i modellen. Vi finner at avkastningen til SPU's aksjeportefølje i stor grad bestemmes ut fra avkastningen i det generelle globale aksjemarkedet. Dette kan forklares med at olje- og gassaksjer utgjør en relativt liten del av

¹ Staten eier gjennom Olje- og Energidepartementet og Folketrygdfondet 70,1 % av aksjene i Statoil per 31.12.2014. Eierposten hadde en verdi på 296 milliarder kroner ved utgangen av 2014 (Statoil, 2015).

fondets investeringer. Vi finner at oljeprisendringer har størst innvirkning på avkastningen i olje- og gassaksjer i tilfeller med høy og lav avkastning. Ved å sammenligne Statoil med olje- og gassaksjer i det globale og amerikanske aksjemarkedet, avdekker vi betydelige likheter i hvordan aksjeavkastningen påvirkes av oljeprisendringer. Vi observerer en positiv sammenheng mellom oljeprisendringer og aksjeavkastning for begge olje- og gassindeksene og Statoil. Forskning viser til en negativ sammenheng mellom oljepris og det generelle verdensmarkedet (eksempelvis Hammoudeh & Li, 2005; Driesprong, Jacobsen & Maat, 2008; Park & Ratti, 2008). Effektene av oljeprisendringer på aksjeavkastningen i SPU, som vi finner signifikante, viser i likhet med det generelle aksjemarkedet en negativ sammenheng med oljeprisen. Vi antyder at denne negative sammenhengen dempes ved å holde olje- og gassaksjer i fondet. Ved å ekskludere denne sektoren, finner vi at den negative sammenhengen mellom oljeprisendringer og aksjeavkastning i SPU blir større. Aksjeavkastningen i SPU vil da i større grad påvirkes i motsatt retning av avkastningen til Statoil ved oljeprisendringer, og vil dermed kunne gi nasjonalformuen en bedre sikring ved et fall i oljepris. Vi finner at nasjonalformuen totalt sett får en bedre risikojustert avkastning ved å utelate olje- og gassaksjer fra SPU. Utover eierposten i Statoil, har vi ikke inkludert nasjonalformuens øvrige eksponering mot oljeprisrisiko, som ville forsterket effekten ytterligere. Med bakgrunn i utredningens funn, argumenterer vi for en ekskludering av olje- og gassaksjer i SPU.

For å besvare problemstillingen og teste de fem ulike hypotesene, benytter vi korrelasjonsanalyse og regresjonsanalyse, herunder lineær regresjon og kvantilregresjon. Vi bruker månedlige data for amerikanske og globale faktorer på en tidsperiode på 20 år, og ser videre på avkastningstall for SPU fra 1998 til og med 2014, samt data for Statoil siden børsnoteringen i 2001 og frem til og med 2014. I tillegg konstruerer og analyserer vi ulike porteføljer med og uten olje- og gassaksjer i perioden 1.1.2010 til 31.12.2014.

Motivasjonen bak oppgaven er en pågående diskusjon om hvorvidt SPU bør holde olje- og gassaksjer utenfor sitt investeringsunivers. Finansdepartementet drøfter i Meld. St. 19, 2013-2014, sammenhengen mellom oljepris og olje- og gassaksjer. Departementet finner en signifikant sammenheng mellom olje- og gassaksjer og oljepris på kort sikt, men ingen sterk sammenheng på lang sikt. Departementet konkluderer med at olje- og gassaksjer ikke bør ekskluderes fra SPU, da det bør foreligge mer tungtveiende argumenter for å ekskludere en hel sektor fra fondet.

I sin kronikk i Dagens Næringsliv (DN), sier Hoel og Holden (2014) seg uenig i departementets konklusjon. De betyr at investeringsstrategien for fondet, som inkluderer olje- og gassaksjer, isolert sett er fornuftig. Dette er i henhold til finansteorien som sier at en porteføljeforvalter skal maksimere forholdet mellom forventet avkastning og risiko (Sharpe, 1964). Derimot peker de på at investeringsstrategien forsterker nasjonalformuens eksponering mot petroleumssektoren. Hoel og Holden kritiserer departementets påstand om at lønnsomheten til olje- og gassaksjer i større grad følger generelle markedsbevegelser, enn oljeprisen. Dersom olje- og gassaksjer ikke fulgte aksjemarkedet for øvrig, ville disse bidratt til en gevinst gjennom risikospredning i fondet. I og med at olje- og gassaksjer i betydelig grad forklares ut fra avkastningen i det generelle markedet og oljeprisen, tyder dette på en eksponering mot oljepris som ikke kompenseres, fordi olje- og gassaksjene i stor grad også følger det generelle markedet. Hoel og Holden mener dette taler for å ekskludere olje- og gassaksjene i SPU med en balansert portefølje av andre aksjer.

I en senere kronikk i DN, peker Nordahl (2014) på Norges mange investeringer som avhenger av oljeprisen, og argumenter for at SPU ikke bør eie aksjer i oljeselskaper. Basert på en antakelse om at både oljeselskaper og norsk økonomi rammes av lavere oljepris, antyder Nordahl at et oljeprisfall vil føre til reduserte skatteinntekter og verdifall på eiendeler for staten. I likhet med Hoel og Holden, argumenterer Nordahl for at fondet må sees på som en del av den totale formuen, og at man bør unngå å eksponere seg selv mot svært lignende risiko i SPU. Nordahl viser videre til korrelasjonskoeffisienter som viser at oljeprisen har sterkere sammenheng med olje- og gassaksjer, enn med andre aksjer. Med bakgrunn i egne beregninger hevder Nordahl at ekskludering av sektoren fra SPU dessuten vil gi en meravkastning for fondet.

I likhet med både Hoel og Holden og Nordahl, mener Hoddevik (2014) i sin spalte i DN at den norske staten bør unngå å eksponere norsk økonomi ytterligere mot oljemarkedet. Departements påstand om at olje- og gassaksjer har mindre sammenheng med oljeprisendringer på lang sikt, blir kritisert. Hoddevik viser til egne analyser som ikke gir antydninger til at sammenhengen avtar på lengre sikt. Hoddevik mener departementet uten kvantitativ forankring påstår at sammenhengen mellom olje- og gassaksjer blir svakere for lengre tidshorisonter. I departementets tilsvarende svar, svarer Bjørnstad (2014) i liten grad på kritikken Hoddevik retter mot de kvantitative analysene. Bjørnstad fremhever derimot at

SPUs beholdning i oljeaksjer utgjør en liten andel av nasjonalformuen, og at disse vil ha liten påvirkning på den norske økonomiens sårbarhet ved et fall i oljepris.

Denne utredningen er et bidrag til debatten om hvorvidt SPU bør holde olje- og gassaksjer eller ikke. I sin analyse uttaler departementet at robuste sammenhenger mellom oljepris og olje- og gassaksjer kan tale for å ekskludere olje- og gassaksjer fra SPU, eller vri investeringene i retning sektorer med lav samvariasjon med oljeprisen (Meld. St. 19 (2013-2014), 2014). Vi finner robuste sammenhenger, og anbefaler SPU å ekskludere sektoren. I tillegg bekrefter vi funn i tidligere studier, og viser at olje- og gassaksjer har en positiv sammenheng med oljeprisen (Se Faff & Brailsford, 1999; Sadorsky, 2001; El-Sharif, Brown, Burton, Nixon & Russell, 2005; Dayanandan & Donker, 2011; Broadstock, Cao & Zhan, 2012; Scholtens & Yurtsever, 2012). Vi finner at olje- og gassaksjer påvirkes i størst grad av oljeprisendringer ved lav og høy avkastning. Dette er i tråd med Lee og Zeng (2011), som finner det samme for det generelle aksjemarkedet.

Denne utredningen består av 7 deler. I del 2 presenteres tidligere forskning på forholdet mellom oljepris, aksjeavkastning og ulike makrovariabler. Del 3 gir en kort innføring til oljens betydning i norsk økonomi og SPU. I del 4 presenteres metode, før vi gjennomgår datagrunnlaget i del 5. I del 6 analyseres funn og resultater. Til slutt, i del 7, følger konklusjon og forslag til videre forskning.

2 Tidligere forskning

Det er viet mye forskning til sammenhengen mellom oljepris, makrovariabler og avkastning i aksjemarkedet. Hamilton (1983) finner en negativ sammenheng mellom oljeprissjokk og økonomien i USA, og viser at høyere oljepris ofte har vært en betydelig faktor til nedgangstider. Studien antyder at 6 av 7 resesjoner i etterkrigstiden i stor grad var påvirket av økt oljepris. I en senere studie undersøker Jones og Kaul (1996) sammenhengen mellom oljepris og aksjemarkeder i etterkrigstiden. Artikkelen tester rasjonaliteten til aksjemarkedene i USA, Canada, Japan og Storbritannia i lys av større endringer i oljepris. Resultatene viser at store endringer i oljepris kan forklares ut fra nåværende og fremtidige kontantstrømmer i aksjemarkedet for USA og Canada, og at disse markedene dermed er rasjonelle. For markedene i Japan og Storbritannia antyder de at endring i oljepris påvirker aksjeprisene mer

enn hva endringen i kontantstrømmer og forventning om avkastning skulle tilsi, og markedene antas å ikke være rasjonelle. De har vanskeligheter med å anslå hvorvidt dette skyldes at aksjemarkedet overreagerer på store endringer i oljepris, eller om andre faktorer spiller en mer avgjørende rolle. Studien konkluderer likevel med at store endringer i oljepris i etterkrigstiden har medført betydelig volatilitet i aksjemarkedene i Japan og Storbritannia. Huang, Masulis og Stoll (1996) finner derimot ingen sammenheng mellom avkastning i USA og endring i oljeprisen.

Driesprong et al. (2008) studerer sammenhengen mellom aksjemarkeder og endring i oljepris. Studien baseres på en fler-faktormodell hvor de bruker månedlige data fra perioden 1973 til 2003, og ser på markedsindekser for 18 ulike land (Australia, Belgia, Canada, Danmark, Frankrike, Hong Kong, Italia, Japan, Nederland, Norge, Singapore, Spania, Storbritannia, Sverige, Sveits, Tyskland, USA og Østerrike). I tillegg ser de på verdensindeksen (MSCI). Studien konkluderer med at verdensindeksen har en negativ sammenheng med oljeprisen. Hammoudeh og Li (2005) finner tilsvarende resultater i sin artikkel.

Det meste av litteraturen studerer sammenhengen mellom oljepris og aksjemarkeder i store og velutviklede land. Basher og Sadorsky (2006) ser derimot på sammenhengen mellom endring i oljepris og aksjeavkastning i 21 fremvoksende økonomier (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Filippinene, India, Indonesia, Israel, Jordan, Malyasia, Mexico, Pakistan, Peru, Polen, Sør-Afrika, Sør-Korea, Sri Lanka, Taiwan, Thailand, Tyrkia og Venezuela). Artikkelen baserer seg på bruk av en fler-faktormodell. Studien finner at oljeprisendringer har en signifikant påvirkning på aksjemarkedet i fremvoksende markeder.

Gjerde og Sættem (1999) undersøker sammenhengen mellom aksjeavkastning og makroøkonomiske variabler på norske data. De bruker en multivariat vektor autoregressiv modell (VAR) på månedlige observasjoner i perioden 1974 til 1994. Resultatene viser at det norske aksjemarkedet har en betydelig positiv sensitivitet til oljeprisen. I likhet med Jones og Kaul (1996) sin konklusjon om Canada og USA, konkluderer Gjerde og Sættem med at også det norske aksjemarkedet reagerer rasjonelt i forhold til endringer i oljeprisen. Hammoudeh og Li (2005) tar for seg sensitiviteten til oljeprisen for Mexico og Norge, som begge er oljebaserte økonomier. De finner et positivt forhold mellom oljepris og avkastning i de to landene. Studien er basert på data for perioden 1986 – 2003. I sin undersøkelse av hva som driver avkastningen på Oslo Børs, tar Næs, Skjeltorp og Ødegaard (2008) for seg data i

perioden 1980 – 2006. De finner at endring i oljeprisen har en signifikant effekt på de fleste industrisektorene på børsen. I tillegg konkluderer de med at oljeprisen har en positiv sammenheng med avkastningen i det norske aksjemarkedet. Henriksen og Killingstad (2013) finner tilsvarende resultater i sin masteroppgave, og viser til signifikant positiv sammenheng mellom avkastningen på Oslo Børs All Share Index og oljeprisen i perioden 1999 til 2012.

Park og Ratti (2008) undersøker sammenhengen mellom sjokk i oljeprisen og avkastning i USA og 13 europeiske land (Belgia, Danmark, Finland, Frankrike, Hellas, Italia, Nederland, Norge, Spania, Sverige, Storbritannia, Tyskland og Østerrike) ved bruk av en VAR-modell. De finner at Norge som oljeeksportør har en signifikant positiv respons i form av økt aksjeavkastning ved positiv endring i oljepris, mens det for de fleste europeiske land er en tendens til at økt oljepris fører til et fall i aksjemarkedet. Bjørnland (2009) studerer avkastningen i det norske aksjemarkedet isolert, og finner at en økning i oljeprisen på 10 %, øyeblikkelig øker aksjeavkastningen med 2 – 3 %. Effekten vedvarer til 4-5 % etter 14-15 måneder, før den gradvis avtar. I studien benyttes en VAR-modell med månedlige data fra 1993 til 2005. Resultatene er i henhold til Driesprong et al. (2008), som finner økt markedsavkastning i Norge ved en positiv endring i oljeprisen.

Wang, Wu og Yang (2013) undersøker sammenhengen mellom oljepris og aksjeavkastning i land som er oljeimportører (Frankrike, India, Italia, Japan, Kina, Storbritannia, Sør-Korea, Tyskland og USA) og oljeeksportører (Canada, Kuwait, Mexico, Norge, Russland, Saudi-Arabia og Venezuela). Datamaterialet er fra 1999 til 2011, og de benytter VAR-metoden. De finner store forskjeller mellom reaksjonen i de ulike aksjemarkedene på sjokk i oljeprisen for eksport- og importland. I tillegg er bevegelsene i aksjeavkastningen ved store endringer i oljeprisen relatert til hvor viktig olje er for det enkelte lands økonomi. Studien konkluderer med at forholdet mellom endring i oljeprisen og aksjeavkastning i eksport- og importland har en heterogen sammenheng.

Lee og Zeng (2011) studerer oljeprissjokk på aksjeavkastning i G7-landene (Frankrike, Japan, Tyskland, Storbritannia, USA og Italia) ved å bruke både tradisjonell regresjonsmodell og kvantilregresjon. Aksjeavkastning brukes som avhengig variabel, og uavhengige variabler er oljepris, rente og industriproduksjon. Data er hentet fra perioden 1968-2009, men unntak av Italia som er representert med en periode fra 1975 til 2009. De finner at endring i oljeprisen har mer negativ sammenheng med aksjemarkedet når avkastningen er dårlig. Eksempelvis

finner de at USA har spesielt stor sensitivitet til oljeprisen i perioder med lav avkastning i aksjemarkedet. Dette er i henhold til Sadorsky (1999) som finner at volatilitet i oljepris påvirker aksjeavkastningen i USA.

Bjørnland og Thorsrud (2014) studerer hvordan et kraftig oljeprisfall vil påvirke den norske økonomien. De bruker en bayesiansk dynamisk faktormodell. Studien viser at et kraftig oljeprisfall vil ha betydelige ringvirkninger for norsk økonomi. Dette underbygger hvor viktig petroleumsindustrien er for den norske økonomien. Studien påpeker at lavere oljepris vil frigjøre kapital for oljeimporterende land, og dermed stimulere til økt etterspørsel etter andre varer i den ikke-oljebaserte industrien i Norge. Det anslås at denne effekten vil skåne ringvirkningene av oljeprisfallet i noen grad.

De fleste studiene tar for seg sammenhengen mellom aksjemarkeder og oljeprisen. Det er også gjort en del forskning som helt, eller delvis, ser på sammenhengen mellom endring i oljeprisen og avkastning for olje- og gasselskaper. Faff og Brailsford (1999) undersøker sensitiviteten til fire australske industriindekser i forhold til oljeprisen i perioden 1983 – 1996. Analysen er utført ved bruk av en fler-faktormodell. Australia var gjennom 1980-tallet en netto importør av olje, mens de på 1990-tallet ble en netto eksportør. Studien finner at avkastningen til olje- og gassaksjer i Australia er signifikant positivt sensitiv til oljeprisen. En analyse basert på en tilsvarende modell er utført av Sadorsky (2001). Studien studerer risikofaktorer i avkastningen til kanadiske olje- og gassaksjer. Canada er en av verdens største oljeprodusenter, og en økonomi som er eksponert mot oljesektoren. Studien benytter månedlige data fra 1983 til 1999, og tar utgangspunktet i avkastningstall til Toronto Stock Exchange (TSE) Oil and Gas index. Sadorsky finner at avkastningen til olje- og gassaksjer i Canada er svært sensitiv til oljeprisendringer, og viser til at 1 % økning i oljepris, gir 0,305 % økt avkastning på TSE Oil and Gas index. Boyer og Fillion (2007) gjør en tilsvarende studie, hvor de istedenfor å benytte indeksen, ser på avkastning til et utvalg olje- og gassaksjer. De finner tilsvarende resultater.

El-Sharif et al. (2005) studerer sammenhengen mellom oljepris og avkastning for olje- og gassaksjer i Storbritannia, som er den største oljeprodusenten i EU. Landet har vært en netto eksportør av olje siden 1991. Artikkelen bruker den samme modellen som Faff og Brailsford (1999) og Sadorsky (2001). Daglige data benyttes fra perioden 1989 til 2001. De finner positiv signifikant sammenheng mellom oljepris og olje- og gassaksjer, selv om styrken på

sammenhengen varierer betydelig. På lang sikt er derimot sammenhengen robust. Dette er i tråd med det Kaul og Jones (1996) finner for Canada, USA, Japan og Storbritannia (selv om funnene for Japan og Storbritannia ikke er like sterke), og studiene som tar for seg Australia (Faff & Brailsford, 1999) og Canada (Sadorsky, 2001).

Dayanandan og Donker publiserte i 2011 en artikkel hvor de undersøker forholdet mellom oljepris, kapitalstruktur, selskapsstørrelse og regnskapsmessig resultat for de 200 største nord-amerikanske olje- og gasselskaper. Det blir benyttet data for perioden 1990 til 2008. De finner at oljeprisen har en positiv signifikant påvirkning på inntjeningen til de utvalgte selskapene. I sin studie finner også Huang et al. (1996) at enkelte individuelle amerikanske oljeselskaper hadde en positiv sammenheng med oljeprisen.

Broadstock et al. (2012) undersøker sammenhengen mellom oljepris og avkastningen til energirelaterte aksjer i Kina, og hvor de bruker ukentlige data for perioden 2000 til 2011. De finner at energirelaterte aksjer i Kina er korrelert med oljepris, og at effekten er særlig stor etter finanskrisen i 2008. Videre finner de en positiv sammenheng mellom avkastning i energirelaterte aksjer og endring i oljeprisen. Forfatterne antyder at sensitiviteten i kinesiske energiaksjer er større enn hva tilfellet er for det internasjonale markedet. Dette forklarer de ut fra at investorer i kinesiske energiaksjer er mer sensitive for volatilitet i oljeprisen.

Scholtens og Yurtsever (2012) studerer europeiske data, og finner at oljeprissjokk slår ut svært forskjellig i ulike industrier. De tar for seg 38 industriindekser i Europa i perioden 1983-2007. Landene som inngår i studien er Belgia, Finland, Frankrike, Kypros, Hellas, Malta, Nederland, Italia, Irland, Luxemburg, Portugal, Slovenia, Spania, Tyskland og Østerrike. Det er metodene VAR og fler-faktormodell som benyttes. Korrelasjonen mellom oljepris og olje- og gassindeksen er høyest sammenlignet med samtlige industrier. De finner at de fleste industrienes avkastning har en negativ sammenheng med oljeprisen. Unntaket er olje- og gassindustrier, som har en positiv sammenheng med oljeprisen. De finner en asymmetrisk sammenheng mellom oljepris og de fleste industriene. En nedgang i oljepris påvirker de fleste industriene mer enn en økning i oljepris. Mohanty, Nandha og Bota (2010) undersøker sammenhengen mellom oljeprisendringer og avkastningen til olje- og gassindustri i utvalgte land (Tsjekkia, Ungarn, Polen, Romania, Slovenia og Østerrike) i Sentral- og Øst-Europa. De bruker månedlige data i perioden 1998-2010, og benytter en fler-faktormodell. Studien tar for seg aksjeavkastning både på industri- og selskapsnivå. Perioden sett under ett

er det ingen signifikant sammenheng mellom oljepris og avkastningen til olje- og gassaksjer i disse landene. Resultatene er dermed i kontrast til hva studier av andre land viser.

3 Norsk økonomi og Statens pensjonsfond utland

SPU er bredt investert i utlandet, og hadde ved utgangen av 2014 en markedsverdi på 6431 milliarder kroner. SPU eier om lag 1,3 % av verdens børsnoterte selskaper, og er en av verdens største investorer. Investeringene var ved utgangen av 2014 spredt på 9143 selskaper i 82 land (Norges Bank, 2015a). SPU har sitt utspring i Statens petroleumsfond som ble opprettet i 1990, som følge av statens store petroleumsinntekter. Fondet skal fungere som et finanspolitisk instrument for å fase inn de norske petroleumsinntektene på en hensiktsmessig og langsiktig måte. Gjennom løpende inntekter fra utvinning av olje- og gass, omfordeles kapitalen raskt til investeringer i SPU. Fondet har en svært langsiktig investeringshorisont, og det er ikke planlagt større uttak i overskuelig fremtid (Chambers, Dimson og Imanen, 2012).

3.1 Olje og den norske økonomien

Årlig nasjonalregnskap fra Statistisk sentralbyrå for 2014 viser at om lag 20 % av landets bruttonasjonal produkt (BNP) i 2014 var knyttet til olje- og gassutvinning, og at petroleumssektoren sto bak 47 % av den samlede eksporten (Statistisk sentralbyrå, 2015). Om lag en tredjedel av statens inntekter kommer fra petroleumssektoren, og landet besitter betydelige gjenværende oljereserver på sokkelen. Verdien av dette avhenger av prisutviklingen til olje og gass (Meld. St. 19 (2013-2014), 2014). Bjørnland og Thorsrud (2014) finner at en øyeblikkelig nedgang i oljepris på 25 %, vil medføre et fall i BNP på 2 – 2,5 % for fastlandsøkonomien. Dette viser at ringvirkninger av et fall i oljepris ikke bare rammer olje- og gassektoren, men også hele den norske økonomien. Videre viser forskning en tendens til positiv sammenheng mellom aksjeavkastningen på Oslo Børs og oljeprisen (se Gjerde & Sættem, 1999; Hammoudeh & Li, 2005; Næs et al., 2008; Henriksen & Killingstad, 2013; Bjørnland, 2009; Bjørnland & Thorsrud, 2014). Staten har gjennom Folketrygdfondet betydelige investeringer i norske aksjer, og eier per 31.12.2014 9,9 % av hovedindeksen på Oslo Børs (Folketrygdfondet, 2015).

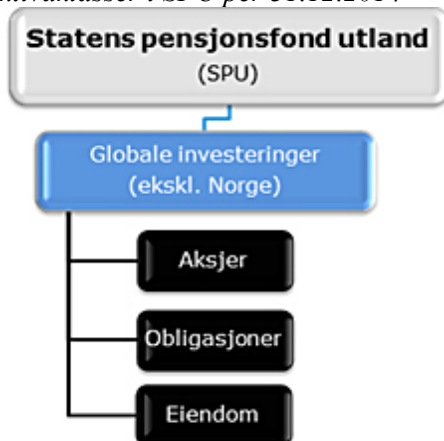
Petroleumsskatteloven (1975) regulerer skattesatsen som ilegges oljeselskaper som opererer på norsk sokkel. Beskatningen på 78 % av overskuddene til oljeselskapene tilsier at det er samvariasjon mellom statens oljeinntekter, som grunneier, og oljeselskapenes inntjening. Et skattesystem kan endres på lang sikt, slik at grunneier tilpasser rammebetingelsene til en skattesats som gjør investeringer lønnsomme for oljeselskapene. Det er likevel rimelig å anta at statens inntekter vil ha samvariasjon med lønnsomheten til olje- og gasselskaper, som igjen er påvirket av oljeprisen.

3.2 SPU: Forvaltning og investeringsstrategi

Forvaltningen av fondet er hjemlet i Lov om Statens pensjonsfond. Finansdepartementet innehar det formelle ansvaret for forvaltningen, og har gitt Norges Bank mandat for å forvalte fondet. Banken har opprettet en egen enhet, Norges Bank Investment Management (NBIM), som har den daglige oppfølgingen av SPU (Norges Bank, 2015a).

Figur 3.1

Aktivklasser i SPU per 31.12.2014

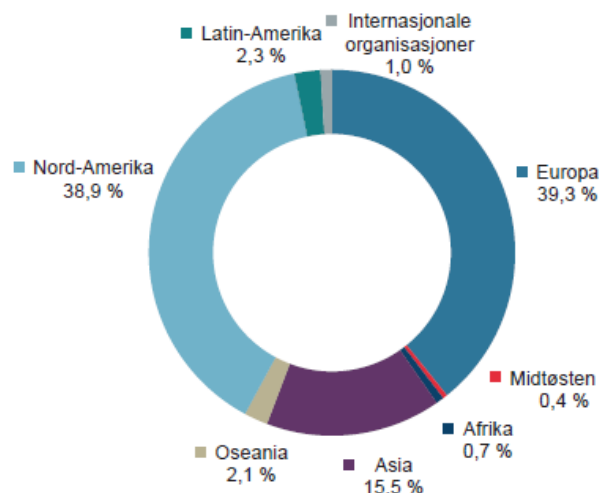


Fondets mål er å skape høyest mulig avkastning på lang sikt, forutsatt akseptabel risiko, ansvarlige investeringer, effektiv organisasjon og åpenhet. Investeringsstrategien skal sikre internasjonal kjøpekraft ved å investere globalt, og ta del i den globale veksten. Fondet skal diversifisere med hensyn på å spre risiko og avkastningspotensiale, og skal være bredt investert geografisk og i flere aktivaklasser (Meld. St. 19 (2013-2014), 2014). Som figur 3.1 viser, investerer fondet i aksjer, obligasjoner og eiendom. Den langsiktige vektningen skal være fast på 60 % i aksjer, ned til 35 % i obligasjoner og inntil 5 % i eiendom. Vektingene vil i praksis endre seg som følge av markedsbevegelser.

Figur 3.2 viser den regionale fordelingen av investeringene i SPU ved utgangen av 2014. I tillegg til stor investeringstygde i Europa, er fondet betydelig investert i Nord-Amerika, noe som gjør en undersøkelse mellom oljeprisendringer og aksjeavkastningen til olje- og gassaksjer i det amerikanske markedet særlig interessant. Vi har i tillegg tilgang på godt datamateriale for dette markedet.

Figur 3.2

Oversikt over investeringer i SPU (alle aktivaklasser) fordelt på region per 31.12.2014



Aksjeandelen i fondet utgjorde 61,2 prosent ved utgangen av 2014, og investeringer i olje- og gassaksjer utgjorde 6,9 % av aksjeporteføljen (Norges Bank, 2015a).

3.3 Utelukkelse av selskaper i SPU

I 2004 ble det utarbeidet et rammeverk for forvaltningen av fondet med hensyn på etikk. Selskaper som er i konflikt med retningslinjene, skal vurderes å utelukkes som aktuelle investeringsobjekter. Det er Etikkrådet, som er oppnevnt av Finansdepartementet som et uavhengig organ, som gir råd og anbefalinger om hvilke investeringer i SPU som er i strid med fondets etiske retningslinjer (Norges Bank, 2015b). Rådet rapporterer til Norges Bank, som igjen tar beslutning om selskaper skal utelukkes på bakgrunn av Etikkrådets anbefalinger.

SPU kom for første gang i 2014 ut med en rapport om forsvarlig forvaltning. Forsvarlig forvaltning skal støtte fondets langsiktige interesser (Norges Bank, 2015b). I rapporten er det 6 hovedpunkter som tas frem innen forsvarlig forvaltning: Standardsetting, eierskap, risikohåndtering, barns rettigheter, vannforvaltning og klimaendringer. Det er særlig hensynet til klimaendringer som er bakgrunn for evaluering av olje- og gasselskaper. Ekskludering av

olje- og gassaksjer er tidligere sett nærmere på fra myndighetenes side. En oppnevnt ekspertgruppe kom frem til at kull- og petroleumsprodusenter ikke bør utelukkes fra SPU. Rapporten ser imidlertid kun på om det er etiske grunner til å trekke SPU ut av kull- og oljesektoren (Dimson et al., 2014). Ekspertgruppen vurderte derfor ikke om det kunne foreligge økonomiske grunner for en ekskludering.

Fra et finansielt ståsted vil ekskludering av selskaper innsnevre fondets muligheter til å diversifisere. Produsenter av enkelte typer våpen er ekskludert, samt alle selskaper som driver innen produksjon av tobakk. I tillegg er en rekke selskaper ekskludert som følge av uetisk aktivitet, som grov miljøskade og brudd på grunnleggende menneskerettigheter. Ved utgangen av 2014 var 61 selskaper enten utelukket eller til observasjon (Norges Bank, 2015b).

4 Metode

4.1 Avkastning

Ved beregning av avkastning samt endring oljepris, benytter vi kontinuerlig beregnet avkastning, også kjent som logaritmisk avkastning. Avkastning beregnes da slik:

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$$

hvor R_t er avkastning periode t , P_t er aksjekurs, eventuelt oljepris periode t , og P_{t-1} er aksjekurs, eventuelt oljepris, periode $t-1$.

Logaritmisk avkastning har egenskapen av å være additiv, altså at man kan addere avkastningstall gjennom en periode for å finne summen av periodens avkastning. Det gjør det også enkelt å beregne volatilitet, som er definert som standardavviket til logaritmisk avkastning (McDonald, 2013, s. 301-302).

4.2 Korrelasjon

Vi studerer korrelasjon mellom avkastningen til ulike aksjeindekser, samt avkastningen til SPU, og endring oljepris. Vi ønsker med dette å teste hypotese 1; hvorvidt avkastningen i

olje- og gassaksjer samvarierer mer med endringer i oljepris enn det avkastningen i det generelle aksjemarkedet gjør.

Korrelasjon er det mest brukte målet på avhengighet mellom to tilfeldige variabler (Alexander, 2008a, s. 111). Vi benytter Pearsons korrelasjonskoeffisient på grunn av dens intuitivt appellerende egenskaper som gjør den enkel å tolke. Den går over en skala fra -1 (perfekt negativ korrelasjon) til 1 (perfekt positiv korrelasjon), hvor en korrelasjonskoeffisient på 0 tilsvarer ingen samvariasjon.

I tillegg til en korrelasjonsmatrise for hele perioden, har vi beregnet rullerende ettårige korrelasjonskoeffisienter mellom avkastningen i det generelle aksjemarkedet og endring i oljeprisen, samt mellom avkastningen i olje- og gassaksjer og endring i oljeprisen. Vi studerer det amerikanske aksjemarkedet, samt det globale aksjemarkedet. Vi benytter data fra de siste 20 år, hvor vi beregner ettårige korrelasjonskoeffisienter fra 29.12.1995 til 31.12.2014.

Den ettårige korrelasjonskoeffisienten mellom aksjeavkastning og endring oljepris for en gitt måned er da beregnet som korrelasjonen mellom månedlig aksjeavkastning og endring oljepris for en periode på de 12 siste måneder:

$$\rho_{xy,t} = \frac{\sigma_{xy,t\sim(t-11)}}{\sigma_{x,t\sim(t-11)}\sigma_{y,t\sim(t-11)}}$$

hvor $\rho_{xy,t}$ er den ettårige korrelasjonskoeffisienten mellom aksjeavkastning (x) og endring oljepris (y) for måned t , $\sigma_{xy,t\sim(t-11)}$ er kovariansen mellom aksjeavkastning og endring oljepris for perioden $t-11$ til t , $\sigma_{x,t\sim(t-11)}$ er aksjeavkastningens standardavvik for perioden $t-11$ til t og $\sigma_{y,t\sim(t-11)}$ er standardavviket til endring oljepris for perioden $t-11$ til t .

Dette er gjentatt gjennom hele datasettet for å se hvordan den kortsiktige samvariasjonen har utviklet seg gjennom perioden. Vi har i tillegg til ettårige korrelasjonskoeffisienter beregnet rullerende korrelasjonskoeffisienter med ulik lengde på estimeringsvinduet, nærmere bestemt 6 måneder, 3 år og 5 år. Disse beregnes på samme måte, bortsett fra at korrelasjonskoeffisienten for en gitt måned t da beregnes som korrelasjonen mellom aksjeavkastning og endring oljepris for henholdsvis siste 6 måneder, 3 år og 5 år. Dette gjør vi

for å undersøke om samvariasjonen mellom oljeaksjeavkastning og oljeprisendringer er forskjellig på kort og lang sikt.

4.3 Regresjon

Hoveddelen av analysene gjøres ut fra ulike regresjonsmodeller, hvor vi forsøker å forklare aksjeavkastning utover risikofri rente til olje- og gasselskaper, amerikanske og globale, samt Statoil og SPU, ved bruk av en fler-faktormodell. Dette er i tråd med blant andre Faff og Brailsford (1999), Sadorsky (2001) og El-Sharif et al. (2005). Dersom olje- og gassaksjer i betydelig grad påvirkes av oljeprisendringer, og Statoil påvirkes på samme måte, kan dette tale for en ekskludering av olje- og gassaksjer i SPU, for å unngå en overeksponering mot oljeprisrisiko for nasjonalformuen. Vi benytter Fama og French (1993) sin klassiske tre-faktormodell (se appendiks A). Modellen er senere utvidet med flere ulike faktorer (Eksempelvis Carhart, 1997; Fama & French, 2015). I modellene våre benytter vi oss imidlertid av faktorene i den opprinnelige tre-faktormodellen, i tillegg til å addere inn endring oljepris som forklaringsvariabel. Vi risikerer da problemer med utelatte variable, men ønsker å unngå for mange forklaringsvariabler i modellen. Dette for tydeligere å kunne analysere effekten endring oljepris har på aksjeavkastningen. Vi utvider modellen ved å legge til oljeprisendringer som ytterligere forklaringsfaktorer. For å studere effekten av positive og negative endringer i oljepris, splitter vi, i tråd med blant andre Sadorsky (1999), Bjørnland (2009) og Lee og Zeng (2011), endring oljepris i to ulike variabler, som vi definerer som positive og negative sjokk:

$$DOilP_t = \max(0, DOil_t)$$

$$DOilN_t = \min(0, DOil_t)$$

hvor $DOil_t$ representerer endring oljepris periode t, $DOilP_t$ representerer positive sjokk i endring oljepris for periode t, mens $DOilN_t$ representerer negative sjokk i endring oljepris for periode t.

Dette gjør vi for å studere eventuelle asymmetriske effekter av oljeprisendringer, altså hvorvidt en oppgang eller nedgang i oljepris har størst betydning for aksjeavkastningen. Vi ønsker med dette å teste hypotese 2; altså studere i hvor stor grad modellens forklaringskraft øker som følge av å legge til oljeprisendringer som ytterligere forklaringsfaktorer, og dermed

kunne si noe om i hvilken grad endringer i oljeprisen påvirker aksjeavkastningen i olje- og gasssektoren. For olje- og gassaksjer estimerer vi tre modeller for å forklare avkastningen: En modell for det globale markedet, en for det amerikanske markedet og en for Statoil. Vi estimerer da følgende ligninger for hver modell:

$$(1) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \varepsilon_t$$

$$(2) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \varepsilon_t$$

hvor $(R_{oil} - R_f)_t$ er avkastningen til olje- og gassaksjer utover risikofri rente for periode t, $(R_m - R_f)_t$ er avkastningen til det generelle aksjemarkedet for periode t, SMB_t er størrelsesfaktoren small minus big for periode t, HML_t er verdifaktoren high minus low for periode t, i tillegg til $DOilP_t$ og $DOilN_t$.

For å forklare aksjeavkastningen til SPU utover risikofri rente benytter vi Fama og Frenchs klassiske tre-faktormodell. For å teste hypotese 3 utvider vi her modellen i to steg; først inkluderer vi positive og negative sjokk av endring oljepris som ytterligere forklaringsvariabler, før modellen utvides ytterligere med to lags av positive og negative oljesjokk. Vi ønsker med dette å undersøke om endringer i oljeprisen har en effekt, eventuelt en forsinket effekt, på avkastningen til SPUs aksjeportefølje. Fondet har en relativt liten andel investert i olje- og gassaksjer, og vi antar derfor at det kan ta noe tid før oljeprisendring gjør utslag i aksjeavkastningen. Forskning viser dessuten at oljeprisendringer påvirker aksjeavkastningen til det generelle markedet (eksempelvis Hamilton, 1983; Jones & Kaul, 1996; Hammoudeh & Li, 2005; Driesprong et al., 2008; Park & Ratti, 2008).

Vi estimerer ligning (1) og (2) som beskrevet over for aksjeavkastningen til SPU, i tillegg til en tredje ligning (3) som inkluderer den siste utvidelsen:

$$(3) (R_{SPU} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \beta_5DOilP_{t-1} + \beta_6DOilN_{t-1} + \beta_7DOilP_{t-2} + \beta_8DOilN_{t-2} + \varepsilon_t$$

hvor variablene står for det samme som ovenfor, samt at $DOilP_{t-1}$ og $DOilN_{t-1}$ står for henholdsvis positive og negative sjokk av endring oljepris for periode t-1, mens $DOilP_{t-2}$ og $DOilN_{t-2}$ står for henholdsvis positive og negative oljeprissjokk for periode t-2.

I SPU-modellen studerer vi i tillegg en portefølje hvor andelen olje- og gassaksjer i porteføljen ekskluderes og erstattes med en tilsvarende andel investert i den brede verdensindeksen. Andelen olje- og gassaksjer i SPUs aksjeportefølje er hentet fra SPUs årsrapporter², hvor andelen er oppgitt fra 2010. Denne har for de siste fem årene variert fra 11,6 % til 6,9 %. For tidligere år har vi ikke oppgitt andeler investert i olje- og gassaksjer, og setter for enkelhets skyld denne til konstant lik 10 % i disse årene. Vi ønsker med dette å undersøke hvordan SPUs aksjeportefølje reagerer på oljeprisendringer dersom olje- og gassaksjer ekskluderes fra porteføljen. Porteføljen kan uttrykkes som følgende:

$$R_{SPU\ ex.Oil\ \&\ Gas_t} = R_{SPU_t} - (\alpha_t R_{Oil_t}) + (\alpha_t R_{m_t})$$

hvor $R_{SPU\ ex.Oil\ \&\ Gas_t}$ er avkastningen for SPU eksklusiv olje- og gassaksjer i periode t, R_{SPU_t} er avkastningen til SPUs opprinnelige aksjeportefølje i periode t, α_t er andelen av aksjeporteføljen investert i olje- og gassaksjer i periode t, R_{Oil_t} er avkastning i olje- og gassaksjer, representert ved World-DS Oil & Gas, i periode t, mens R_{m_t} er avkastning til det generelle aksjemarkedet, representert ved World-DS Market, i periode t.

Vi estimerer regresjonsmodellene våre ved bruk av minste kvadraters metode, OLS (ordinary least squares), som bygger på en rekke forutsetninger (se appendiks A).

4.4 Kvantilregresjon

I tillegg til standard lineær regresjon, benytter vi kvantilregresjon. Vi ønsker å undersøke hvorvidt effekten av forklaringsvariablene på den avhengige variabelen, avkastning i oljeaksjer utover risikofri rente, er konstant, eller om denne varierer gjennom ulike kvantiler av aksjeavkastningen. Vi er spesielt interessert i å teste den fjerde hypotesen; hvorvidt effekten av endring i oljepris på aksjeavkastningen i olje- og gasselskaper er forskjellig ved lav, normal og høy aksjeavkastning. Vi studerer derfor 7 ulike kvantiler (0.05, 0.10, 0.25, 0.50, 0.75, 0.90 og 0.95) for den avhengige variabelen avkastning i olje- og gassaksjer.

Ved bruk av kvantilregresjon undersøker vi hvorvidt sammenhengene varierer for de tre modellene som beskriver olje- og gassaksjer, altså det globale markedet, det amerikanske markedet samt Statoil. Vi estimerer ligning (2) som beskrevet ovenfor, samt en ligning (4),

² Årsrapporter for 1998 til 2014 er tilgjengelig på NBIMs hjemmesider (<http://www.nbim.no>).

hvor avkastning utover risikofri rente for olje- og gassaksjer kun forklares ved positive og negative sjokk av endring oljepris:

$$(4) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0 DOilP_t + \beta_1 DOilN_t + \varepsilon_t$$

Dette gjør vi for tydeligere å studere effekten av oljeprisendringer på aksjeavkastningen, ved at vi klarere ser tendensene vi finner ved den fullstendige modellen i ligning (2). Kvantilregresjon er nærmere beskrevet i appendiks A.

4.5 Portefølje med og uten olje- og gassaksjer

Vi ønsker å teste den femte hypotesen, altså undersøke om en utelatelse av olje- og gassaksjer fra SPU vil gi en bedre risikojustert avkastning for nasjonalformuen. Vi studerer derfor porteføljer bestående av aksjeporteføljen i SPU og statens eierandel i Statoil. Risikojustert avkastning måler vi med Sharpe ratio, som uttrykker meravkastning utover risikofri rente per enhet volatilitet (Alexander, 2008a, s. 257). Måltallet er mye benyttet i praksis, og vi velger derfor å benytte dette. Vi estimerer avkastning for SPU uten olje- og gassaksjer ved bruk av følgende formel:

$$R_{SPU \text{ uten olje}_t} = R_{SPU_t} - \alpha_t R_{Oil_t}$$

hvor $R_{SPU \text{ uten olje}_t}$ er avkastningen til SPU uten olje- og gassaksjer i periode t, R_{SPU_t} er avkastningen til SPUs aksjeportefølje i periode t, α_t er andelen olje- og gassaksjer i SPUs aksjeportefølje i periode t, mens R_{Oil_t} er avkastningen i globale olje- og gassaksjer, representert ved indeksen World-DS Oil & Gas, i periode t.

Vi konstruerer tre porteføljer. Portefølje A består av SPU og Statoil, mens portefølje B og C består av SPU uten olje- og gassaksjer og Statoil. I portefølje B er andelen i olje- og gassaksjer erstattet med tilsvarende investering i den generelle verdensindeksen. I portefølje C er andelen i olje- og gassaksjer erstattet med tilsvarende investering i verdensindeksen eksklusiv ressurser (World-DS Market exclusive resources), da vi observerer at denne indeksen i perioden 31.1.2001 til 31.12.2009 har korrelert mindre med oljeprisen enn hva verdensindeksen har gjort (se tabell B.2 i appendiks B). Vi ønsker derfor å inkludere denne

indeksen i analysen for å se om den gir ytterligere risikojustert avkastning ved å erstatte olje- og gassaksjene i SPU. Avkastningen til porteføljene kan uttrykkes som følgende:

$$A: R_{A_t} = X_{SPU_t} R_{SPU_t} + X_{Statoil_t} R_{Statoil_t}$$

$$B: R_{B_t} = X_{SPU_t} (R_{SPU \text{ uten olje}_t} + \alpha_t R_{m_t}) + X_{Statoil_t} R_{Statoil_t}$$

$$C: R_{C_t} = X_{SPU_t} (R_{SPU \text{ uten olje}_t} + \alpha_t R_{m \text{ ex res.}_t}) + X_{Statoil_t} R_{Statoil_t}$$

hvor R_{A_t} , R_{B_t} og R_{C_t} er avkastning for henholdsvis portefølje A, B og C på tidspunkt t, X_{SPU_t} er SPUs andel av porteføljen på tidspunkt t, $X_{Statoil_t}$ er andelen til statens investering i Statoil i porteføljen på tidspunkt t, $R_{Statoil_t}$ er avkastningen i Statoil i periode t, R_{m_t} er avkastningen i det generelle aksjemarkedet, representert ved indeksen World-DS Market, i periode t, mens $R_{m \text{ ex res.}_t}$ er avkastningen i indeksen World-DS Market ex. Res. i periode t. Dette i tillegg til variablene nevnt ovenfor.

Andelene investert i olje- og gassaksjer rebalanseres årlig i henhold til andeler oppgitt i SPUs årsrapporter. Statens eierandel i Statoil holdes for enkelhets skyld konstant i perioden lik 70 %. Dette fordi statens andel gjennom Folketrygdfondet, utover Olje- og energidepartementets faste andel på 67 %, har variert fra 3,01 % til 3,7 % i perioden.

4.6 Programvare

Korrelasjonsberegninger, regresjon og konstruksjon av porteføljer utføres i Microsoft Excel, mens vi benytter statistikkprogramvaren STATA til å kjøre kvantilregresjonen og Newey-West-estimering. I tillegg benyttes IBM SPSS til tester under residualanalysen.

5 Data

Vi henter aksjekurser, aksjeindekser, markedsverdier og oljepriser fra databasen Thomson Reuters Datastream.

5.1 Aksjeindekser

For det globale aksjemarkedet benytter vi World-DS Market, en indeks generert av Datastream som tar sikte på å gjenspeile det globale aksjemarkedet. Indeksen består av 6886 aktive selskap. Vi benytter i tillegg, under analysen av ulike porteføljer, World-DS Market exclusive resources, som er den samme indeksen ekskludert aksjer innen ulike råvaresektorer, som skogbruk, gruvedrift og metaller. Totalt inneholder den 6504 selskaper. Det globale aksjemarkedet innen olje- og gasssektoren representeres av indeksen World-DS Oil & Gas, som består av 356 olje- og gasselskaper fra hele verden. For det amerikanske olje- og gassmarkedet benytter vi også en Datastream-generert indeks, US-DS Oil & Gas, som består av 86 amerikanske selskap innen denne sektoren. I appendiks D estimerer vi i tillegg en modell for det amerikanske markedet hvor vi benytter indeksen FTSE USA Oil & Gas. I tillegg benyttes S&P 500 som representant for det amerikanske generelle aksjemarkedet under korrelasjonsanalysen.

Alle aksjeindeksene og aksjekursene er såkalte total return-indekser. Disse representerer i følge Datastream teoretisk aggregert verdistigning for de representerte selskapene. Representerte selskaper anses å betale aggregert dividende som inkluderes som et trinnvis økende beløp til endringen i prisindeksen. Indeksen uttrykker dermed teoretisk verdistigning ved å holde en aksje over en gitt periode, gitt at dividende reinvesteres i flere aksjer. Indeksen beregnes slik:

$$RI_t = RI_{t-1} * \frac{PI_t}{PI_{t-1}} * \left(1 + \frac{DY}{100 * n}\right)$$

hvor RI_t står for return index periode t, RI_{t-1} står for return index periode t-1, PI_t står for price index periode t, PI_{t-1} står for price index periode t-1, DY står for dividend yield av price index og n står for antall handledager i året (normalt 260).

Vi benytter total return-indekser da disse best gjenspeiler hva en investor sitter igjen med ved å holde en aksje over en gitt periode.

5.2 Oljepris

I de fleste av våre modeller benytter vi Crude Oil North Sea BFO FOB som oljepris. Verdien på nordsjøolje (Brent) brukes til å prise to tredjedeler av verdens internasjonalt handlede olje,

i følge One Financial Markets³. Det er også endringer i denne oljeprisen Norge som oljeeksportør er eksponert mot. Crude Oil North Sea benyttes derfor som referansemål på oljepris i modellene for det globale aksjemarkedet, samt i modellene hvor avkastningen til henholdsvis Statoil og SPU forsøkes forklart. I modellene hvor vi ser på avkastningen i amerikanske olje- og gassaksjer benytter vi imidlertid Crude Oil WTI Spot Cushing som referansemål på oljepris. WTI (West Texas Intermediate) er en type råolje som også brukes som benchmark for prising. Den er blant annet underliggende aktivum for oljefutureskontraktene ved Chicago Mercantile Exchange. Crude Oil WTI Spot Cushing leveres fra Cushing, Oklahoma, og er den oljeprisen amerikanske oljeselskap er mest eksponert mot. Det er verdt å merke seg at det finnes flere ulike Crude Oil WTI-priser på Datastream. Disse er imidlertid tilnærmet identiske, med en korrelasjon på over 99,99 % siste 29 år (se appendiks B), slik at hvilken pris man benytter ikke utgjør noen forskjell av betydning for resultatene.

5.3 Aksjeavkastning SPU

Vi ønsker å undersøke om SPU bør selge seg ut av olje- og gassaksjer. Det er derfor aksjeporteføljen til SPU vi analyserer i vår modell. Avkastningstall for aksjeporteføljen er hentet fra hjemmesidene til NBIM⁴. I følge hjemmesidene beregnes avkastning i henhold til metodikk som følger den internasjonale standarden Global Investment Performance Standards, som blant annet innebærer at total return (som inkluderer inntekt samt realisert og urealisert gevinst og tap) skal benyttes, samt at avkastning skal beregnes etter fratrukk for transaksjonskostnader (Norges Bank, 2010).

5.4 Fama og French-faktorer

Vi benytter en Fama og French tre-faktormodell i våre modeller, som inkluderer en faktor for det generelle aksjemarkedet ($R_m - R_f$), en størrelsesfaktor (SMB) samt en verdifaktor (HML). Historiske faktorer er hentet fra databiblioteket på hjemmesiden til Kenneth R. French⁵. For modellene som undersøker avkastningen i globale olje- og gassaksjer, samt modellen for Statoil, benytter vi faktorer beregnet på det globale markedet. Disse er beregnet ut fra aksjemarkedet i 23 land i Europa, Asia, Australia og Nord-Amerika. I modellene hvor vi forsøker å forklare avkastning i amerikanske oljeaksjer benytter vi faktorene som er

³ Hentet 07.mai 2015 fra One Financial Markets hjemmeside: <http://www.onefinancialmarkets.com/market-library/uk-brent-oil>

⁴ Statens pensjonsfond utlands hjemmeside: <http://www.nbim.no/>

⁵ Kenneth Frenchs hjemmeside: http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html

beregnet på amerikanske data. Markedsfaktoren er da avkastning utover risikofri rente for amerikanske selskap registrert i CRSP og notert på enten New York Stock Exchange (NYSE), American Stock Exchange (AMEX) eller NASDAQ som man har tilfredsstillende data på, vektet ut fra verdi. Som risikofri rente benyttes 1-måneders Treasury bill-rente.

For beregning av de to andre faktorene deles selskapene i tre grupper basert på verdi (Verdi, Nøytral og Vekst, hvor Verdi har høy bok/pris-rate og Vekst lav bok/pris-rate) og to grupper basert på størrelse ut fra markedsverdi. Ut fra dette konstruerer Fama og French seks porteføljer for ulike kombinasjoner av de sorterte gruppene med selskaper (Fama & French, 1993). Størrelsesfaktoren SMB beregnes da som gjennomsnittlig avkastning for de tre små porteføljene minus gjennomsnittlig avkastning for de tre store porteføljene:

$$SMB = \frac{1}{3}(Liten \times Verdi + Liten \times Nøytral + Liten \times Vekst) - \frac{1}{3}(Stor \times Verdi + Stor \times Nøytral + Stor \times Vekst)$$

På denne måten får man frem forskjell i avkastning for små og store selskaper, kontrollert for verdi. Verdifaktoren HML skal på samme måte vise forskjell i avkastning mellom verdiselskaper og vekstselskaper, kontrollert for størrelse, og beregnes som gjennomsnittlig avkastning for de to verdiporteføljene minus gjennomsnittlig avkastning for de to vekstporteføljene:

$$HML = \frac{1}{2}(Liten \times Verdi + Stor \times Verdi) - \frac{1}{2}(Liten \times Vekst + Stor \times Vekst)$$

I modellen hvor vi forsøker å forklare avkastningen til SPU benytter vi oss av faktorer for områdene Europa, Nord-Amerika, Asia foruten Japan, samt Japan, hentet fra Frenchs hjemmeside. Faktorene beregnes på samme måte som over med selskap registrert i land i disse områdene. SPU er en global investor med aksjeinvesteringer spredd over hele verden. Vi velger derfor å konstruere egne Fama og French-faktorer for SPU hvor vi vekter de ulike områdefaktorene ut fra fondets eksponering i de ulike områdene. Faktorene rebalanseres årlig etter som SPUs områdeeksponering endrer seg. Andeler oppgitt for utgangen av et år brukes til å vekte faktorene i det påfølgende året. Tall for hvor mye av SPUs aksjeportefølje som er investert i de ulike områdene er hentet fra SPUs årsrapporter. Dette byr imidlertid på noen

problemer, da disse ikke er konsistente i forhold til hvordan områdeeksponeringen oppgis. For den faktiske aksjeporteføljens områdeeksponering har vi derfor kun tall for 2000, 2001, 2002, 2009, 2010, 2011, 2012 og 2014. I fem av disse årene (2000, 2001, 2002, 2009 og 2010) har vi heller ikke oppgitt andel investert i Japan. Vi benytter andel for Japan hentet fra referanseindeksen for 2000, 2001 og 2002 og antar for 2009 og 2010 en andel som en middelvei basert på andelen for 2008 og 2011. For 2013 er kun andeler for fondets totale investeringer oppgitt. Disse andelene brukes da som en tilnærming til aksjeinvesteringenes områdeeksponering. For resterende år har vi ikke oppgitt andeler for den faktiske porteføljen, og benytter derfor andeler oppgitt for referanseindeksen. Referanseindeksens andeler per 31.12.1998 benyttes også til å vekte faktorene både for 1998 og 1999, da dette er det første året vi har oppgitte andeler for. Alt dette vil nok medføre at vektene vi benytter avviker noe fra de faktiske vektene for områdeeksponeringen til fondets aksjeportefølje gjennom perioden. Vi mener imidlertid at de vektene vi benytter skal være en god tilnærming til faktiske vekter, da SPU kun i begrenset grad har bedrevet aktiv forvaltning, og at indeksforvaltningen fondet i stor grad bedriver gjør at aksjeinvesteringenes andeler i de ulike områdene i betydelig grad følger referanseindeksen.

Videre har vi Fama og French-faktorer for kun fire områder, mens SPU etter hvert har investert også i andre områder. Andelene investert i disse områdene er imidlertid såpass små at vi antar at det ikke ville gitt store utslag i de områdevektede faktorene. Andelene investert i Afrika, Midt-Østen og Latin-Amerika legger vi til andelen for Nord-Amerika, mens vi legger til andelen for Oceania til Asia. Verdt å merke seg er også at Norge er inkludert i beregningen av europeiske faktorer, mens SPU derimot ikke investerer i Norge. Vi antar imidlertid at Norges innslag i porteføljen som benyttes til å estimere faktorene for Europa er såpass lite at vi ikke ville fått store utslag i faktorene om Norge var ekskludert. Totalt sett mener vi at de vektete områdefaktorene vi benytter gir en god tilnærming til risikofaktorene SPUs aksjeportefølje er eksponert mot.

5.5 Deskriptiv statistikk

Tabell 5.1
Deskriptiv statistikk - modell global

	<i>Avkastning World-DS Oil & Gas utover Rf</i>	<i>Rm-Rf</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>DOiP</i>	<i>DOiN</i>
Gjennomsnitt	0,0059	0,0051	0,0001	0,0036	0,0426	-0,0375
Standardfeil	0,0037	0,0029	0,0014	0,0016	0,0038	0,0043
Median	0,0109	0,0107	-0,0012	0,0023	0,0169	0
Modus	#I/T	0,0057	0,0219	-0,0033	0	0
Standardavvik	0,0578	0,0443	0,0216	0,0246	0,0592	0,0671
Utvalgsvarians	0,0033	0,0020	0,0005	0,0006	0,0035	0,0045
Kurtosis	2,1258	1,8543	3,2995	4,8916	5,4479	8,6725
Skjevhet	-0,5981	-0,8046	-0,0498	0,4778	2,0251	-2,6219
Område	0,4165	0,3088	0,1995	0,2085	0,3504	0,4438
Minimum	-0,2585	-0,1946	-0,0965	-0,0962	0	-0,4438
Maksimum	0,1580	0,1142	0,1030	0,1123	0,3504	0
Sum	1,4047	1,2203	0,0128	0,8727	10,2258	-9,0006
Antall	240	240	240	240	240	240
Jarque-Bera	59,4967	60,2769	108,9672	248,4112	460,8375	1027,1032

Tabell 5.1 viser deskriptiv statistikk for den globale modellen. Vi benytter en tidsperiode på 20 år fra 31.1.1995 - 31.12.2014, totalt 240 månedlige observasjoner. Vi ser at i vårt utvalg har gjennomsnittlig månedlig avkastning vært høyere for oljesektoren enn det generelle markedet, denne sektoren har også høyere ekstremverdier. Høyest ekstremverdier i perioden, målt som avvik fra snitt, har imidlertid endring oljepris, med en maksimumsverdi for positivt oljesjokk på 35,04 % og en minimumsverdi for negativt oljesjokk på -44,38 %. I tillegg til statistikken som beregnes i Excel har vi beregnet en Jarque-Bera-verdi for å teste for normalfordeling. Disse er langt høyere enn kritisk verdi på 5 %-nivå som er 5,99, og vi kan dermed ikke si at data er normalfordelte. Vi ser også at alle seriene med unntak av HML og positive oljesjokk har negativ skjevhet, det vil si skjevhet mot venstre i forhold til normalfordeling. Excel rapporterer excess kurtose, altså kurtose utover normalfordelingen, og vi ser at vi her har positiv kurtose for alle serier, noe som indikerer at fordelingene har høyere grad av toppethet enn normalfordelingen.

Tabell 5.2*Deskriptiv statistikk - modell USA*

	<i>Avkastning US-DS Oil & Gas utover</i>					
	<i>Rf</i>	<i>Rm-Rf</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>DOilP</i>	<i>DOilN</i>
Gjennomsnitt	0,0073	0,0068	0,0019	0,0023	0,0385	-0,0339
Standardfeil	0,0036	0,0029	0,0023	0,0021	0,0033	0,0038
Median	0,0083	0,0140	-0,0005	0,0014	0,0127	0
Modus	#I/T	0,0073	-0,0033	-0,0299	0	0
Standardavvik	0,0554	0,0451	0,0349	0,0327	0,0511	0,0584
Utvalgsvarians	0,0031	0,0020	0,0012	0,0011	0,0026	0,0034
Kurstosis	0,9725	1,2100	8,0760	3,0740	4,3576	8,6619
Skjevhet	-0,3705	-0,7755	0,8474	0,0468	1,7530	-2,5415
Område	0,3604	0,2858	0,3842	0,2649	0,3122	0,3948
Minimum	-0,1990	-0,1723	-0,1640	-0,1261	0	-0,3948
Maksimum	0,1614	0,1135	0,2202	0,1388	0,3122	0
Sum	1,7625	1,6341	0,4581	0,5436	9,2409	-8,1248
Antall	240	240	240	240	240	240
Jarque-Bera	14,9488	38,7004	680,9395	94,5816	312,8093	1008,6692

Tabell 5.2 viser deskriptiv statistikk for modell USA. Vi benytter en tidsperiode på 20 år fra 31.1.1995 - 31.12.2014, totalt 240 månedlige observasjoner. Vi ser at det generelle markedet i snitt gir positiv avkastning utover risikofri rente, samt at vridning mot risikofaktorene småselskaper og verdiselskaper gir positiv gjennomsnittlig avkastning i perioden, noe som stemmer i henhold til teorien (Fama & French, 1993). Også her har endring oljepris høyest ekstremverdier i form av maksimum- og minimumsverdier for positive og negative sjokk. Heller ikke her har vi normalfordelte data, spesielt observerer vi at faktoren SMB har høy kurtose, som igjen resulterer i en høy Jarque-Bera-verdi.

Tabell 5.3*Deskriptiv statistikk - modell Statoil*

	<i>Avkastning Statoil utover Rf</i>					
	<i>Rm-Rf</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>DOilP</i>	<i>DOilN</i>	
Gjennomsnitt	0,0079	0,0053	0,0015	0,0030	0,0398	-0,0352
Standardfeil	0,0065	0,0036	0,0013	0,0013	0,0041	0,0051
Median	0,0087	0,0122	-0,0003	0,0031	0,0153	0
Modus	#I/T	-0,0068	-0,0061	0,0187	0	0
Standardavvik	0,0831	0,0461	0,0169	0,0169	0,0520	0,0648
Utvalgsvarians	0,0069	0,0021	0,0003	0,0003	0,0027	0,0042
Kurstosis	0,4893	2,0382	0,1236	0,7394	2,5307	11,4726
Skjevhet	-0,2320	-0,8183	-0,1423	-0,2084	1,5571	-2,9165
Område	0,4637	0,3088	0,0916	0,1003	0,2559	0,4438
Minimum	-0,2778	-0,1946	-0,0512	-0,0510	0	-0,4438
Maksimum	0,1859	0,1142	0,0404	0,0493	0,2559	0
Sum	1,2768	0,8530	0,2421	0,4875	6,4516	-5,7057
Antall	162	162	162	162	162	162
Jarque-Bera	3,0693	46,1188	0,6496	4,8634	108,6944	1118,0953

Tabell 5.3 viser deskriptiv statistikk for Statoil-modellen. Vi benytter en tidsperiode fra Statoils børsnotering (31.7.2001 til 31.12.2014), totalt 162 månedlige observasjoner. Vi observerer at Jarque-Bera-verdien for avkastningen til Statoil, SMB samt HML er under kritisk verdi på 5,99, og dermed å anse som normalfordelt, i motsetning til de andre variablene. Igjen ser vi samme mønster som tidligere, at det er endring oljepris som står for de største ekstremverdiene.

Tabell 5.4
Deskriptiv statistikk - modell SPU

	<i>Avkastning</i>										
	<i>SPU utøver</i>		<i>SPU ex. Oil & Gas</i>								
	<i>Rf</i>	<i>utøver Rf</i>	<i>Rm-Rf</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>DOiP</i>	<i>DOiN</i>	<i>DOiP(t-1)</i>	<i>DOiN(t-1)</i>	<i>DOiP(t-2)</i>	<i>DOiN(t-2)</i>
Gjennomsnitt	0,0039	0,0037	0,0047	0,0012	0,0040	0,0454	-0,0391	0,0454	-0,0379	0,0454	-0,0380
Standardfeil	0,0031	0,0031	0,0034	0,0014	0,0018	0,0044	0,0049	0,0044	0,0048	0,0044	0,0048
Median	0,0106	0,0104	0,0098	0,0018	0,0029	0,0199	0	0,019877	0	0,019877	0
Modus	#I/T	#I/T	#I/T	#I/T	#I/T	0	0	0	0	0	0
Standardavvik	0,0441	0,0447	0,0484	0,0196	0,0256	0,0621	0,0703	0,0621	0,0685	0,0621	0,0687
Utvalgsvarians	0,0019	0,0020	0,0023	0,0004	0,0007	0,0039	0,0049	0,0039	0,0047	0,0039	0,0047
Kurtosis	1,4841	1,3138	1,6536	1,9294	4,1709	4,8673	8,1170	4,8673	8,9314	4,8673	8,8219
Skjevhet	-0,7999	-0,7460	-0,7185	-0,2994	0,2920	1,9492	-2,5630	1,9492	-2,6470	1,9492	-2,6364
Område	0,2962	0,2958	0,3265	0,1477	0,2121	0,3504	0,4438	0,3504	0,4438	0,3504	0,4438
Minimum	-0,1686	-0,1659	-0,2041	-0,0732	-0,1013	0	-0,4438	0	-0,4438	0	-0,4438
Maksimum	0,1277	0,1299	0,1223	0,0745	0,1107	0,3504	0	0,3504	0	0,3504	0
Sum	0,7954	0,7471	0,9611	0,2492	0,8170	9,2083	-7,9429	9,2083	-7,6971	9,2083	-7,7180
Antall	203	203	203	203	203	203	203	203	203	203	203
Jarque-Bera	40,2768	33,4268	40,5921	34,5211	150,0274	328,9186	779,5396	328,9186	911,7863	328,9186	893,4332

Tabell 5.4 viser deskriptiv statistikk for SPU-modellen. Vi studerer her hele perioden vi har avkastningstall for SPUs aksjeportefølje for, det vil si fra 28.2.1998 - 31.12.2014, totalt 203 månedlige observasjoner. Vi finner at SPU uten olje- og gassaksjer har hatt noe lavere gjennomsnittlig avkastning enn opprinnelig portefølje i perioden, men samtidig høyere maksimums- og minimumsverdi. Igjen har endring oljepris klart høyest ekstremverdier. Ingen av variablenes Jarque-Bera-verdier kommer under kritisk verdi, noe som her også indikerer at data ikke er normalfordelte.

6 Empirisk analyse

6.1 Korrelasjonsanalyse

Tabell 6.1
Korrelasjonsmatrise

	<i>Avkastning SPU</i>	<i>World-DS Market</i>	<i>World-DS Oil & Gas</i>	<i>Endring oljepris</i>
Avkastning SPU	1			
World-DS Market	0,9507	1		
World-DS Oil & Gas	0,6943	0,7782	1	
Endring oljepris	0,1982	0,2578	0,4938	1

Korrelasjonsmatrise mellom avkastning SPU, avkastningen til det generelle verdensmarkedet (World-DS Market), avkastning til en global indeks for olje- og gasselskaper (World-DS Oil & Gas) samt endring oljepris (Crude Oil North Sea). Månedlige data 28.2.1998 til 31.12.2014.

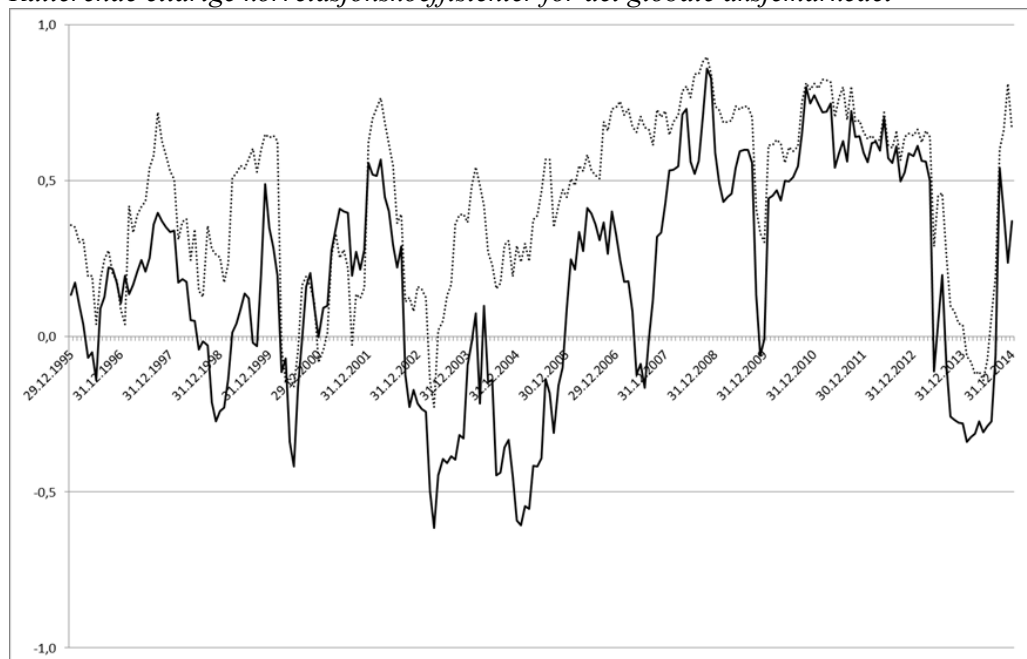
Vi studerer innledningsvis samvariasjon mellom avkastningen i SPU, det generelle globale aksjemarkedet og globale olje- og gassaksjer, samt endring i oljepris, for hele perioden vi har avkastningstall for SPU for under ett. Som tabell 6.1 viser korrelerer avkastningen til SPU tilnærmet perfekt med avkastningen til det generelle verdensmarkedet i perioden. Dette er som forventet da SPU er en bredt diversifisert global investor, som i stor grad bedriver indeksforvaltning. Vi finner at avkastningen i olje- og gassaksjer korrelerer betydelig sterkere med endring oljepris enn det avkastningen i det generelle aksjemarkedet gjør, med en korrelasjonskoeffisient på 0,49 mot 0,26.

Når vi studerer ettårige rullerende korrelasjonskoeffisienter finner vi for det amerikanske markedet at avkastningen i olje- og gassaksjer korrelerer sterkere med endring oljepris enn det avkastningen i det generelle aksjemarkedet gjør i 72 % av tilfellene. Det er verdt å merke seg at i flere av periodene hvor det generelle markedet korrelerer sterkest med endring oljepris, samvarierer også avkastningen i oljeaksjer i stor grad med endring oljepris.

For det globale markedet finner vi at avkastningen i olje- og gassaksjer samvarierer sterkere med endring oljepris enn det avkastningen i det generelle aksjemarkedet gjør, i 76 % av tilfellene. Denne serien med ettårige rullerende korrelasjonskoeffisienter er illustrert i figur 6.1.

Figur 6.1

Rullerende ettårige korrelasjonskoeffisienter for det globale aksjemarkedet



Heltrukken linje viser korrelasjon mellom avkastning i det generelle aksjemarkedet (World-DS Market) og endring oljepris (Crude Oil North Sea), mens stiptet linje viser korrelasjon mellom avkastning olje- og gassaksjer (World-DS Oil & Gas) og endring oljepris.

Vi undersøker videre hvorvidt denne samvariasjonen forandres på kort og lang sikt. Vi tar for oss det globale markedet og benytter samme metode som over, men endrer størrelsen på estimeringsvinduet. Vi estimerer rullerende korrelasjonskoeffisienter basert på siste 6 måneders observasjoner, samt siste 3 og 5 års observasjoner, i tillegg til siste 12 måneder som over. Resultatene er oppsummert i tabell 6.2, hvor vi tydelig observerer at avkastningen i olje- og gassaksjer korrelerer sterkere med endring i oljepris enn det avkastningen i det generelle aksjemarkedet gjør i en stor overvekt av tilfellene. Dette gjelder samtlige estimeringsvinduer. For rullerende korrelasjonskoeffisienter beregnet på siste 3 års observasjoner finner vi at olje- og gassaksjer korrelerer sterkere med endring oljepris enn det generelle markedet gjør i 91 % av tilfellene. For et estimeringsvindu på 5 år korrelerer olje- og gassaksjer sterkest med oljeprisen i samtlige tilfeller. Finansdepartementet uttaler at "observerte sammenhenger mellom oljepris og aksjesektoren synes først og fremst å gjelde på kort sikt" (Meld. St. 19 (2013-2014), 2014, s. 31). Videre finner de ingen klar sammenheng på lang sikt. Denne analysen viser imidlertid at samvariasjonen mellom avkastningen i olje- og gassaksjer og oljeprisendringer ikke blir svakere på lengre sikt, snarere tvert i mot.

Tabell 6.2

Andel høyest korrelasjon med oljepris for det generelle aksjemarkedet og olje- og gassaksjer, rullerende koeffisienter beregnet ut fra estimeringsvindu på henholdsvis 6 måneder, 1 år, 3 år og 5 år

	<i>Andel høyest korrelasjon med endring oljepris, rullerende koeffisienter</i>			
	<i>6 mnd</i>	<i>1 år</i>	<i>3 år</i>	<i>5 år</i>
<i>Avkastning World-DS Market</i>	29 %	24 %	9 %	0 %
<i>Avkastning World-DS Oil & Gas</i>	71 %	76 %	91 %	100 %

Samtlige korrelasjonsanalyser peker i samme retning, og vi finner at avkastningen i olje- og gassaksjer korrelerer sterkere med endring oljepris enn det avkastningen i det generelle aksjemarkedet gjør. Dette gjelder hele perioden sett under ett, samt for rullerende halvårlege, ettårige, treårige og femårige korrelasjonskoeffisienter. Vi finner dermed støtte til hypotese 1 i våre resultater.

6.2 Regresjonsanalyse

Tabell C.1 i residualanalysen i appendiks C viser at vi har signifikant negativ autokorrelasjon i modell USA, samt på 5 %-nivå i den globale modellen. For Statoil- og SPU-modellen kan ikke Durbin-Watson-testen konkludere i forhold til om vi har autokorrelasjon eller ikke. For å korrigere for dette, er derfor p-verdiene oppgitt i oppsummeringstabellene i det videre beregnet på grunnlag av Newey-West standard errors, i tråd med Sadorsky (2001). Newey-West standard errors er standardfeil korrigeret for autokorrelasjon uten at den OLS-estimerte koeffisienten endres (Studenmund, 2006, s. 334-335). Sadorsky (2001) tester for autokorrelasjon ved 1 og 6 lags, og vi estimerer derfor Newey-West standardfeil med maksimalt 6 lags. Newey-West standardfeil er nærmere beskrevet i appendiks A.

Newey-West standardfeil kan også brukes for å korrigere for heteroskedastisitet (Studenmund, 2006, s. 366), som Whites test indikerer at er tilstede i modell USA og Statoil-modellen. For den globale modellen samt modell SPU indikerer Whites test at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet (se tabell C.1 i appendiks C).

Vi antar at forutsetningen om normalitet og fravær av multikollinearitet er oppfylt for modellene. Dette er diskutert nærmere i appendiks C.

Tabell 6.3*Oppsummeringstabell regresjonsanalyse modell global*

Forklaringsvariabler	Avhengig variabel	
	Avkastning	Avkastning
	World-DS	World-DS
	Oil & Gas	Oil & Gas
	utover Rf	utover Rf
Skjæringspunkt	-0,001	-0,010***
	0,59	0,00
Rm-Rf	1,026***	0,936***
	0,00	0,00
SMB	0,274**	0,074
	0,04	0,55
HML	0,490***	0,559***
	0,00	0,00
DOiIP		0,303***
		0,00
DOiIN		0,095***
		0,00
Forklaringsgrad (R-kvadrat)	0,62	0,74

$$(1) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \varepsilon_t$$

$$(2) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOiIP_t + \beta_4DOiIN_t + \varepsilon_t$$

Estimerte koeffisienter oppgis med tilhørende p-verdi under. P-verdier beregnet ut fra Newey-West standardfeil. Signifikante variabler angis med * for signifikans på 10 %-nivå, ** for signifikans på 5 %-nivå og *** for signifikans på 1 %-nivå.

Som tabell 6.3 viser, øker modellens forklaringskraft med 12 prosentpoeng, fra 62 % til 74 %, ved å inkludere positive og negative sjokk av endring oljepris som forklaringsvariabler. Dette er en forbedring av modellen på rundt 19 %. En F-change-test viser at forbedringen er statistisk signifikant (se appendiks C). Samtlige koeffisienter er også signifikante, med unntak av SMB-faktoren. Variansen til avkastningen i olje- og gassaksjer forklares i denne modellen betydelig bedre ved å legge til endring oljepris som forklaringsfaktor i tillegg til avkastningen i det generelle aksjemarkedet. Vi ser også av koeffisientene at effektene av oljeprisendringer er relativt betydelige. Effektene er positive, altså vil en økning i oljepris gi økt avkastning i globale olje- og gassaksjer dersom alt annet holdes konstant, mens en nedgang i oljepris vil gi lavere avkastning, alt annet likt. Modellen viser også en asymmetrisk effekt av oljeprisendringer, hvor positive sjokk av endring oljepris har størst betydning for aksjeavkastningen i olje- og gasselskaper på det globale markedet.

Tabell 6.4*Oppsummeringstabell regresjonsanalyse modell USA*

Forklaringsvariabler	Avhengig variabel	
	<i>Avkastning US-DS Oil & Gas utover Rf</i>	<i>Avkastning US-DS Oil & Gas utover Rf</i>
Skjæringspunkt	0,001 0,71	-0,007* 0,07
<i>Rm-Rf</i>	0,831*** 0,00	0,741*** 0,00
<i>SMB</i>	-0,055 0,62	-0,160* 0,10
<i>HML</i>	0,405*** 0,00	0,413*** 0,00
<i>DOilP</i>		0,358*** 0,00
<i>DOilN</i>		0,152*** 0,01
Forklaringsgrad (R-kvadrat)	0,43	0,60

$$(1) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \varepsilon_t$$

$$(2) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \varepsilon_t$$

Estimerte koeffisienter oppgis med tilhørende p-verdi under. P-verdier beregnet ut fra Newey-West standardfeil. Signifikante variabler angis med * for signifikans på 10 %-nivå, ** for signifikans på 5 %-nivå og *** for signifikans på 1 %-nivå.

Tabell 6.4 viser at andelen av variansen i avkastningen til amerikanske olje- og gassaksjer som modellen forklarer øker betydelig ved å benytte positive og negative sjokk av endring oljepris som ytterligere forklaringsvariabler. Forbedringen er statistisk signifikant (se appendiks C). Samtlige variabler i den utvidede modellen har også signifikant statistisk forklaringskraft på ulikt nivå. En økning i den generelle markedsavkastningen utover risikofri rente vil påvirke avkastningen i olje- og gassaksjer i størst grad, men vi observerer at både positive og negative oljesjokk har en betydelig effekt på aksjeavkastningen. Vi finner for amerikanske forhold samme tendens til asymmetrisk effekt av oljeprisendringer på aksjeavkastningen som for verdensmarkedet, altså at positive sjokk i oljepris har større effekt enn negative. Forklaringsgraden til modellen øker med rundt 17 prosentpoeng ved å inkludere endring oljepris, noe som tilsvarer en økning på rundt 40 %. Dette viser at avkastningen til amerikanske olje- og gassaksjer har en positiv sammenheng med oljepris, noe som er i tråd med funnene til Dayanandan og Donker (2011). Vi tester også hvorvidt dette funnet er robust, eller om sammenhengen kan være mer tilfeldig og knyttet til valg av for eksempel indeks og tidsperiode. Vi estimerer derfor en modell for samme tidsperiode hvor avkastningen i amerikanske olje- og gassaksjer representeres av indeksen FTSE USA Oil & Gas, samt en modell med en lengre tidsperiode, totalt 31 år, med samme indeks som ovenfor. Her estimerer

vi også modellen med ulike datafrekvenser, ukentlige, månedlige og årlige data. Samtlige modeller underbygger funnet ovenfor. Vi finner en positiv sammenheng mellom oljeprisendringer og aksjeavkastning i amerikanske olje- og gassaksjer, og variansen i aksjeavkastningen forklares betydelig bedre i en modell hvor oljeprisendringer er inkludert enn i en tilsvarende modell uten oljepris. Modellene er oppsummert i appendiks D.

Modellene over indikerer en positiv sammenheng mellom avkastning i olje- og gassaksjer og endring oljepris, både på det globale og det amerikanske markedet. Dette er i tråd med tidligere forskning, eksempelvis Faff og Brailsford (1999), Sadorsky (2001) og El-Sharif et al. (2005), som finner tilsvarende sammenheng for henholdsvis australske, kanadiske og britiske olje- og gasselskaper. Vi ønsker å undersøke hvorvidt det samme gjelder for avkastningen i Statoil, hvor den norske stat har en eierandel tilsvarende i overkant av SPU's investeringer i olje- og gassaksjer.

Tabell 6.5
Oppsummeringstabell regresjonsanalyse modell Statoil

Forklaringsvariabler	Avhengig variabel	
	Avkastning Statoil utover Rf	Avkastning Statoil utover Rf
Skjæringspunkt	0,000	-0,014*
	0,97	0,06
Rm-Rf	1,050***	0,877***
	0,00	0,00
SMB	0,713**	0,158
	0,02	0,48
HML	0,364	0,338
	0,48	0,31
DOiIP		0,590***
		0,00
DOiIN		0,220***
		0,01
Forklaringsgrad (R-kvadrat)	0,39	0,59

$$(1) (R_{Statoil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \varepsilon_t$$

$$(2) (R_{Statoil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOiIP_t + \beta_4DOiIN_t + \varepsilon_t$$

Estimerte koeffisienter oppgis med tilhørende p-verdi under. P-verdier beregnet ut fra Newey-West standardfeil. Signifikante variabler angis med * for signifikans på 10 %-nivå, ** for signifikans på 5 %-nivå og *** for signifikans på 1 %-nivå.

Av tabell 6.5 observerer vi tydelig samme tendens som for globale og amerikanske forhold; modellens forklaringskraft øker betydelig ved å inkludere endring oljepris som forklaringsvariabel. Våre funn gir altså støtte til hypotese 2. Forklaringsgraden øker med rundt 19 prosentpoeng, en endring på omtrent 49 %. Forbedringen av modellen er også her

statistisk signifikant (se appendiks C). Vi finner at både positive og negative oljesjokk er signifikante på 1-prosentnivå. Imidlertid har positive sjokk av endring oljepris større effekt på aksjeavkastningen i Statoil enn negative. Dette antyder som for de øvrige modellene at oljeprisendringer har en positiv asymmetrisk effekt på avkastningen i olje- og gassaksjer.

Tabell 6.6
Oppsummeringstabell regresjonsanalyse modell SPU

Forklaringsvariabler	Avhengig variabel			Avkastning SPU ex. Oil & Gas utover Rf
	Avkastning SPU utover Rf	Avkastning SPU utover Rf	Avkastning SPU utover Rf	
Skjæringspunkt	0,000 0,76	0,001 0,37	0,002 0,44	0,002 0,28
<i>R_m-R_f</i>	0,863***	0,868***	0,863***	0,874***
<i>SMB</i>	0,00 -0,131**	0,00 -0,116*	0,00 -0,086	0,00 -0,091
<i>HML</i>	0,02 -0,085**	0,06 -0,090**	0,13 -0,066	0,12 -0,117**
<i>DOilP</i>	0,04	0,03 -0,026	0,18 -0,035*	0,02 -0,068***
<i>DOilN</i>		0,21 0,000 0,99	0,07 0,008 0,66	0,00 0,004 0,83
<i>DOilP(t-1)</i>			-0,014 0,38	-0,014 0,34
<i>DOilN(t-1)</i>			-0,039** 0,01	-0,045** 0,01
<i>DOilP(t-2)</i>			0,016 0,40	0,021 0,29
<i>DOilN(t-2)</i>			0,029 0,14	0,028 0,17
Forklaringsgrad (R-kvadrat)	0,90	0,90	0,90	0,90

$$(1) (R_{SPU} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \varepsilon_t$$

$$(2) (R_{SPU} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \varepsilon_t$$

$$(3) (R_{SPU} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \beta_5DOilP_{t-1} + \beta_6DOilN_{t-1} + \beta_7DOilP_{t-2} + \beta_8DOilN_{t-2} + \varepsilon_t$$

Estimerte koeffisienter oppgis med tilhørende p-verdi under. P-verdier beregnet ut fra Newey-West standardfeil. Signifikante variabler angis med * for signifikans på 10 %-nivå, ** for signifikans på 5 %-nivå og *** for signifikans på 1 %-nivå.

Som tabell 6.6 viser, gir denne modellen klare indikasjoner på at avkastningen til aksjeporteføljen i SPU i stor grad bestemmes ut fra avkastningen i det generelle globale aksjemarkedet. Dette er som forventet, all den tid SPU er en bredt diversifisert global investor. Dette underbygges også av korrelasjonsanalysen, hvor vi finner at avkastningen til SPU samvarierer tilnærmet perfekt med verdensindeksens avkastning. Den klassiske tre-faktormodellen, ved bruk av ligning (1), forklarer hele 90 % av variansen i avkastningen til

SPU, hvor markedsavkastning utover risikofri rente har klart størst effekt. Ved å legge til oljeprisendringer, samt lags av disse, oppnår vi kun en marginal forbedring av modellens forklaringsgrad (0,9 %). F-change-testen viser imidlertid at de tillagte variablene i ligning (3), i forhold til ligning (1), samlet sett utgjør en statistisk signifikant forbedring av modellen (se appendiks C). Vi finner derfor delvis støtte til hypotese 3 i våre resultater. Selv om positive oljesjokk og ett lag av negative oljesjokk er signifikante i ligning (3), observerer vi av den estimerte koeffisienten at effekten er heller liten. SPUs investeringer i olje- og gassaksjer er imidlertid en mindre post i den totale aksjeporteføljen. Dette kan være noe av grunnen til at oljeprisendringer ikke påvirker avkastningen i fondets aksjeportefølje nevneverdig i denne modellen.

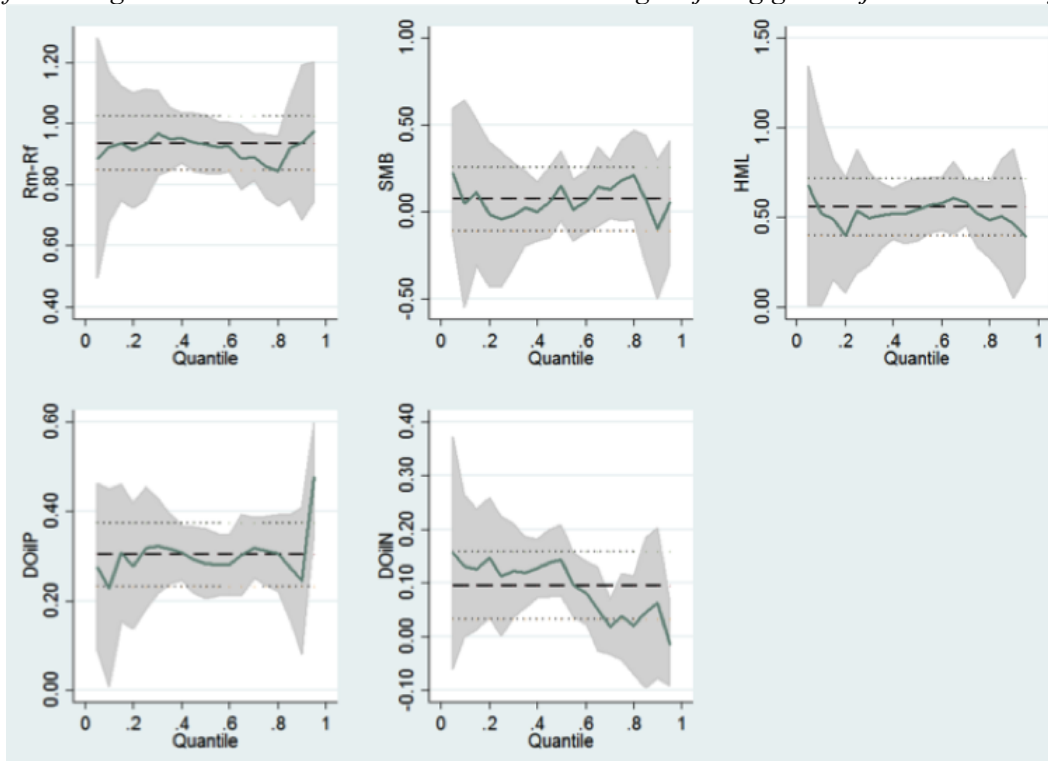
Som våre funn viser, påvirker imidlertid endringer i oljeprisen avkastningen i olje- og gassaksjer i vesentlig grad. Vi observerer også at sammenhengen er positiv; aksjeavkastningen øker når oljeprisen stiger, og motsatt. Vi finner at det samme er tilfelle for Statoil. Ved utgangen av 2014 utgjorde statens investeringer i Statoil en andel tilsvarende 7,4 % av aksjeposten til SPU. Eierandelen i Statoil gjør altså at statens totale investeringer i olje- og gassaksjer er mer enn det dobbelte av SPUs investeringer i sektoren. Totalt sett utgjør statens investeringer i olje- og gassaksjer en relativt betydelig eksponering mot endring i oljeprisen. Ser man på SPUs referanseindeks FTSE Global All Cap, som skal fungere som utgangspunkt for fondets aksjeinvesteringer, var andelen olje- og gassaksjer der per 31.12.2014 på 7,3 % (FTSE, 2015). I forhold til referanseindeksen er altså Norge overeksponert (over dobbelt så mye) mot oljeaksjer, og dermed mer utsatt for svingninger i avkastningen til olje- og gassaksjer, som påvirkes i relativt stor grad av oljeprisen. Selv om vi finner kun små effekter av endring oljepris i modellen som forklarer avkastningen i SPU, vil selv en liten effekt kunne ha relativt stor betydning i kroner og øre for et fond av SPU sin størrelsesorden. Koeffisientene til endring oljepris som faktisk er signifikante viser en negativ effekt på avkastningen i SPU. Dette er i tråd med tidligere forskning som finner at verdensindeksen har negativ sammenheng med oljeprisen (eksempelvis Hammoudeh & Li, 2005; Driesprong et al., 2008). Vi vil anta at den positive sammenhengen vi observerer mellom avkastning i oljeaksjer og endring i oljepris bidrar til å dempe den negative sammenhengen mellom avkastningen i SPU og oljeprisendringer. Ved å utelate olje- og gassaksjer fra fondets aksjeportefølje finner vi at den negative sammenhengen mellom avkastningen i SPU og oljeprisendringer blir større (se tabell 6.6), og at fondets avkastning i ytterligere grad sikrer statens inntekter mot fall i oljeprisen. I lys av dette virker det fornuftig å

ekskudere olje- og gassaksjer fra SPUs investeringsunivers. På denne måten vil statens totale risikodiversifisering bedres ved at den totale overeksponeringen mot oljeprisendringer reduseres.

6.3 Kvantilregresjonsanalyse

Figur 6.2

Modell global - plot over estimerte koeffisienter ved kvantilregresjon for modellens forklaringsvariabler over ulike kvantiler av avkastning i olje- og gassaksjer utover risikofri rente



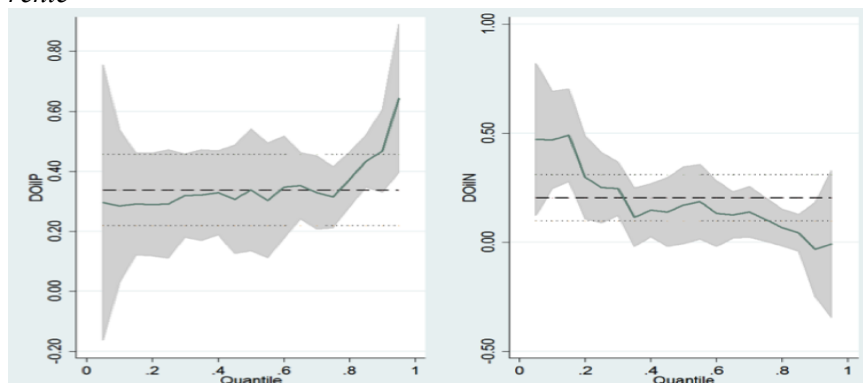
$$(2) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \varepsilon_t$$

Heltrukken linje viser estimerte koeffisienter ved kvantilregresjon, med tilhørende 95 %-konfidensintervall som markert grått område. Stiplet linje viser den OLS-estimerte koeffisienten, med tilhørende 95 %- konfidensintervall som småstiplet linje.

Figur 6.2 illustrerer at positive sjokk av endring oljepris avviker signifikant fra den OLS-estimerte koeffisienten i øvre kvantil, samt 0.1-kvantilen, ved at koeffisienten estimert ved kvantilregresjon beveger seg utenfor den OLS-estimerte koeffisientens 95 %-konfidensintervall. Negative sjokk av endring oljepris avviker signifikant fra den OLS-estimerte koeffisienten i øvre kvantil. Denne koeffisienten er imidlertid ikke signifikant i seg selv. Vi konkluderer med at positive sjokk av endring oljepris har størst effekt på avkastningen i olje- og gasselskaper ved høy avkastning, og mindre ved normal avkastning.

Figur 6.3

Modell global med kun oljeprisendringer - plot over estimerte koeffisienter ved kvantilregresjon for modellens forklaringsvariabler over ulike kvantiler av avkastning i olje- og gassaksjer utover risikofri rente



$$(4) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0 DOilP_t + \beta_1 DOilN_t + \varepsilon_t$$

Heltrukket linje viser estimerte koeffisienter ved kvantilregresjon, med tilhørende 95 %-konfidensintervall som markert grått område. Stiplet linje viser den OLS-estimerte koeffisienten, med tilhørende 95 %-konfidensintervall som småstiplet linje.

Figur 6.3 viser modellen estimert med ligning (4), med kun oljeprisendringer som forklaringsvariabler. Vi finner her samme tendens som over. I tillegg avviker negative sjokk av endring oljepris signifikant fra den OLS-estimerte koeffisienten i nedre kvantil. Disse koeffisientene er også signifikante i seg selv, slik at negative sjokk av oljeprisendringer har størst effekt på aksjeavkastningen ved lav avkastning. Estimerte koeffisienter for opprinnelig modell og modell med kun endring oljepris er oppsummert i tabell 6.7.

Tabell 6.7

Oppsummeringstabell kvantilregresjon modell global

	Forklaringsfaktor	OLS	Nedre kvantil		Middelkvantil		Øvre kvantil		
			0.05	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90	0.95
Ligning (2)	Rm-Rf	0,936***	0,887***	0,925***	0,932***	0,933***	0,861***	0,938***	0,974***
	SMB	0,074	0,226	0,047	-0,044	0,148	0,181	-0,100	0,052
	HML	0,559***	0,675***	0,522***	0,535***	0,544***	0,521***	0,466**	0,392**+
	DOilP	0,303***	0,275***	0,229***+	0,318***	0,284***	0,312***	0,244***	0,476***+
	DOilN	0,095***	0,156*	0,131*	0,112**	0,142	0,037	0,062	-0,014
R-kvadrat		0,739	0,573	0,517	0,490	0,485	0,461	0,445	0,487
Ligning (4)	DOilP	0,337***	0,296	0,284*	0,291***	0,339***	0,314***	0,468***+	0,644***+
	DOilN	0,204***	0,472**+	0,469***+	0,250***	0,171**	0,105*	-0,032 +	-0,009 +
R-kvadrat		0,241	0,222	0,157	0,114	0,102	0,134	0,181	0,184

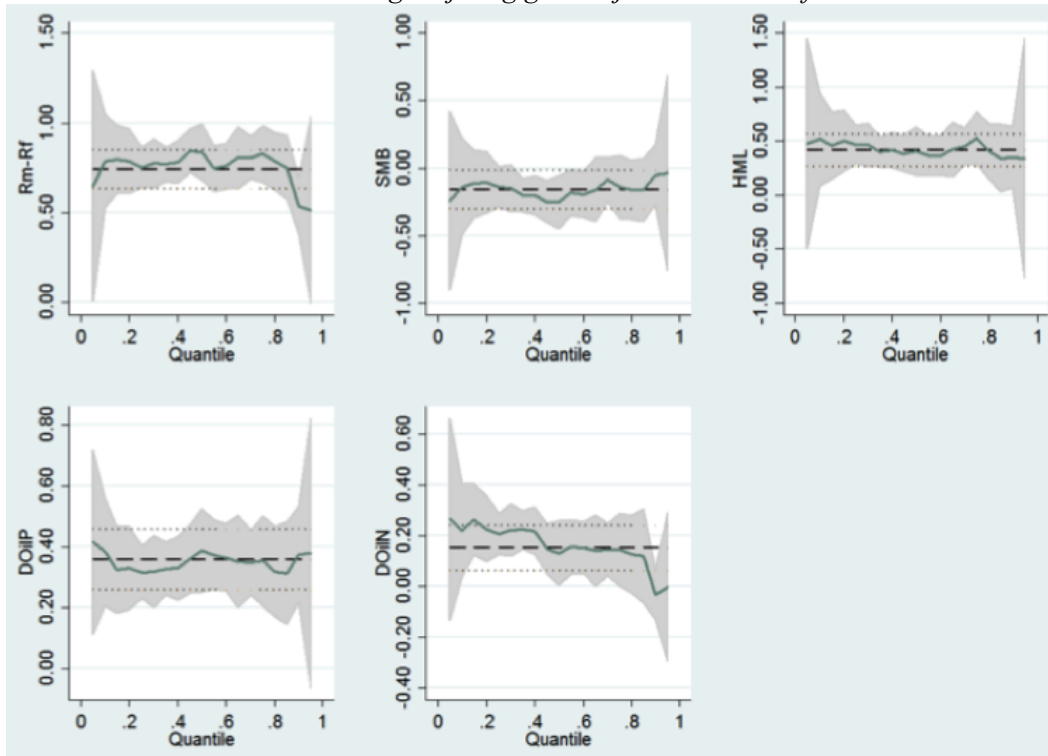
$$(2) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1 SMB_t + \beta_2 HML_t + \beta_3 DOilP_t + \beta_4 DOilN_t + \varepsilon_t$$

$$(4) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0 DOilP_t + \beta_1 DOilN_t + \varepsilon_t$$

Signifikante variabler angis med * for signifikans på 10 %-nivå, ** for signifikans på 5 %-nivå og *** for signifikans på 1 %-nivå. + angir koeffisienter fra kvantilregresjon som er signifikant forskjellig fra de OLS-estimerte koeffisientene (det vil si som ligger utenfor OLS-koeffisientens 95 % konfidensintervall).

Figur 6.4

Modell USA - plot over estimerte koeffisienter ved kvantilregresjon for modellens forklaringsvariabler over ulike kvantiler av avkastning i olje- og gassaksjer utover risikofri rente



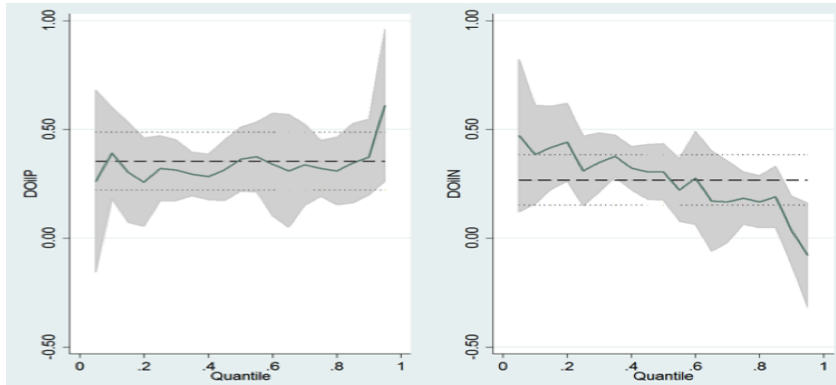
$$(2) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \varepsilon_t$$

Heltrukken linje viser estimerte koeffisienter ved kvantilregresjon, med tilhørende 95 %-konfidensintervall som markert grått område. Stiplet linje viser den OLS-estimerte koeffisienten, med tilhørende 95 %- konfidensintervall som småstiplet linje.

Vi finner av figur 6.4 og tabell 6.8 noe av den samme tendensen for det amerikanske markedet som for verdensindeksen. Positive oljesjokk avviker ikke signifikant fra den OLS-estimerte koeffisienten gjennom kvantilene, mens negative oljesjokk avviker signifikant fra OLS-estimert koeffisient i den nederste og de to øverste kvantiler. Det er imidlertid kun koeffisienten for 0.05-kvantilen som er signifikant i seg selv. Denne er større enn OLS-estimert koeffisient, slik at negative oljeprisendringer har størst effekt ved lav avkastning i olje- og gassaksjer.

Figur 6.5

Modell USA med kun oljeprisendringer - plot over estimerte koeffisienter ved kvantilregresjon for modellens forklaringsvariabler over ulike kvantiler av avkastning i olje- og gassaksjer utover risikofri rente



$$(4) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0 DOilP_t + \beta_1 DOilN_t + \varepsilon_t$$

Heltrukken linje viser estimerte koeffisienter ved kvantilregresjon, med tilhørende 95 %-konfidensintervall som markert grått område. Stiplet linje viser den OLS-estimerte koeffisienten, med tilhørende 95 %- konfidensintervall som småstiplet linje.

Figur 6.5 viser tendensen vi finner ovenfor enda tydeligere, og modellens forklaringsgrad på 26,5 % tilsier at en betydelig del av variansen til avkastningen i amerikanske olje- og gassaksjer forklares ut fra oljeprisendringer. Det samme gjelder for globale forhold. Positive oljesjokk er signifikante og signifikant forskjellig fra OLS-estimert koeffisient i øvre kvantil, mens negative oljesjokk er signifikante og signifikant større enn den OLS-estimerte koeffisienten i de tre nederste kvantilene. Dette oppsummeres i tabell 6.8.

Tabell 6.8

Oppsummeringstabell kvantilregresjon modell USA

	Forklaringsfaktor	OLS	Nedre kvantil		Middelkvantil		Øvre kvantil		
			0.05	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9	0.95
Ligning (2)	Rm-Rf	0,741***	0,648***	0,790***	0,753***	0,838***	0,827***	0,537***+	0,516***+
	SMB	-0,160**	-0,241	-0,137	-0,139	-0,252***	-0,14	-0,049	-0,036
	HML	0,413***	0,476***	0,516***	0,472***	0,405***	0,530***	0,351**	0,341**
	DOilP	0,358***	0,416***	0,383***	0,316***	0,388***	0,354***	0,374***	0,379***
	DOilN	0,152***	0,264***+	0,222***	0,206***	0,131**	0,144**	-0,033 +	-0,003 +
	R-kvadrat	0,601	0,500	0,46	0,417	0,368	0,326	0,320	0,359
Ligning (4)	DOilP	0,354***	0,263	0,392**	0,321***	0,364***	0,321***	0,373***	0,611***+
	DOilN	0,267***	0,471***+	0,385***+	0,309***	0,306***	0,185**	0,035 +	-0,077 +
	R-kvadrat	0,265	0,213	0,179	0,149	0,134	0,127	0,161	0,227

$$(2) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0 (R_m - R_f)_t + \beta_1 SMB_t + \beta_2 HML_t + \beta_3 DOilP_t + \beta_4 DOilN_t + \varepsilon_t$$

$$(4) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0 DOilP_t + \beta_1 DOilN_t + \varepsilon_t$$

Signifikante variabler angis med * for signifikans på 10 %-nivå, ** for signifikans på 5 %-nivå og *** for signifikans på 1 %-nivå. + angir koeffisienter fra kvantilregresjon som er signifikant forskjellig fra de OLS-estimerte koeffisientene (det vil si som ligger utenfor OLS-koeffisientens 95 % konfidensintervall).

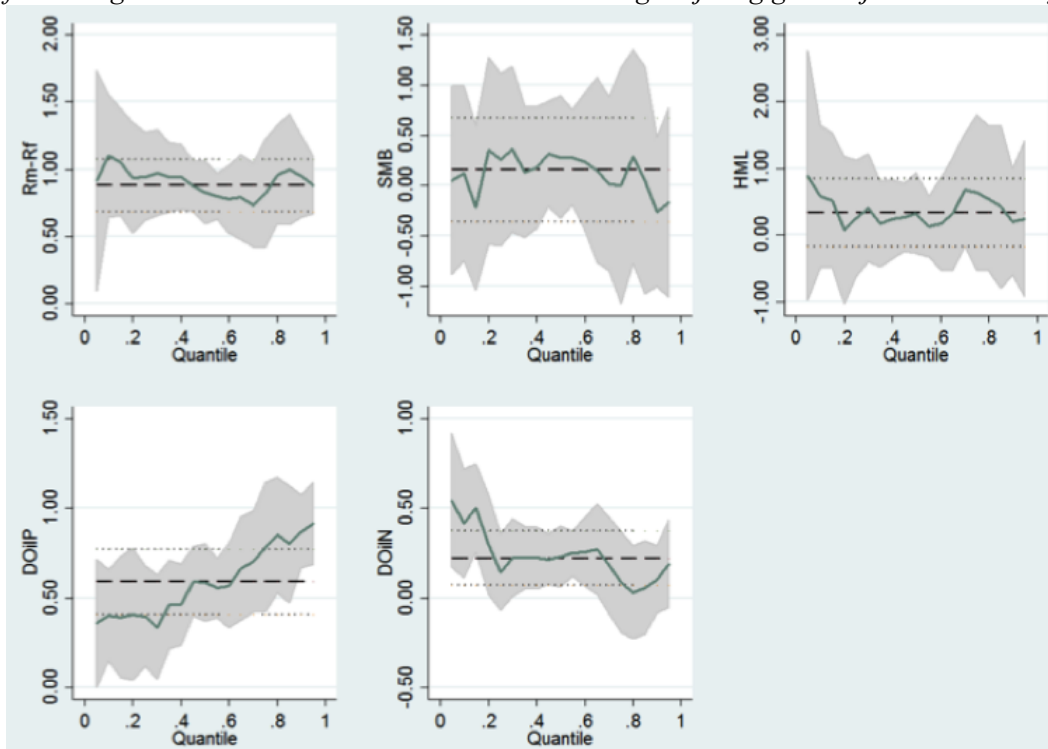
For amerikanske olje- og gassaksjer finner vi mye det samme som for olje- og gassaksjer på det globale markedet. Negative sjokk av endring oljepris har større effekt på avkastningen i

disse selskapene ved lav aksjeavkastning enn ved normal og høy avkastning. Positive sjokk av endring oljepris har derimot størst effekt på aksjeavkastningen i de tilfellene hvor avkastningen er høy. Vi observerer imidlertid at effekten av negative oljeprissjokk i nedre kvantil er større for det amerikanske markedet enn for det globale markedet. Dette kan sees i sammenheng med studien til Lee og Zeng (2011) som finner at det generelle aksjemarkedet i USA er mer sensitivt for oljeprisendringer ved lav avkastning enn det generelle verdensmarkedet er.

Vi studerer til slutt modell Statoil. Figur 6.6 illustrerer hvordan effekten av positive og negative sjokk av endring oljepris på aksjeavkastningen i Statoil endrer seg gjennom de ulike kvantilene, fra lav til høy avkastning. Ut fra tabell 6.9 ser vi at positive sjokk av endring oljepris er signifikante og signifikant forskjellig fra den OLS-estimerte koeffisienten i de tre nedre og de tre øvre kvantilene. Negative oljesjokk er signifikante og signifikant forskjellig fra OLS-estimert koeffisient ved de to nedre kvantilene.

Figur 6.6

Modell Statoil - plot over estimerte koeffisienter ved kvantilregresjon for modellens forklaringsvariabler over ulike kvantiler av avkastning i olje- og gassaksjer utover risikofri rente



$$(2) (R_{Statoil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \varepsilon_t$$

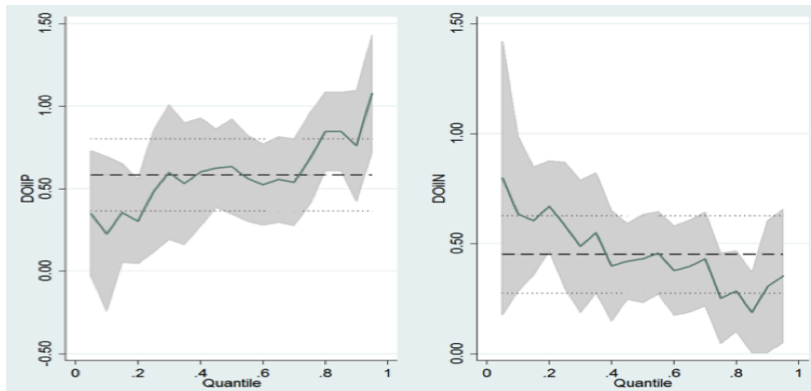
Heltrukket linje viser estimerte koeffisienter ved kvantilregresjon, med tilhørende 95 %-konfidensintervall som markert grått område. Stiplet linje viser den OLS-estimerte koeffisienten, med tilhørende 95 %- konfidensintervall som småstiplet linje.

Positive sjokk i endring oljepris har mindre effekt ved lav aksjeavkastning enn ved normal og høy avkastning, men samtidig større effekt ved høy avkastning enn ved normal og lav avkastning. Negative oljeprissjokk har størst effekt ved lav aksjeavkastning.

Ved å forklare avkastningen til Statoil utover risikofri rente kun ved oljeprisendringer finner vi, som figur 6.7 illustrerer, tydelig samme tendens som over; positive oljesjokk har størst effekt ved høy aksjeavkastning, mens negative oljesjokk har størst effekt ved lav aksjeavkastning.

Figur 6.7

Modell Statoil med kun oljeprisendringer - plot over estimerte koeffisienter ved kvantilregresjon for modellens forklaringsvariabler over ulike kvantiler av avkastning i olje- og gassaksjer utover risikofri rente



$$(4) (R_{Statoil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0 DOilP_t + \beta_1 DOilN_t + \varepsilon_t$$

Heltrukket linje viser estimerte koeffisienter ved kvantilregresjon, med tilhørende 95 %-konfidensintervall som markert grått område. Stiplet linje viser den OLS-estimerte koeffisienten, med tilhørende 95 %- konfidensintervall som småstiplet linje.

Som tabell 6.9 viser, er positive sjokk av endring oljepris signifikant og signifikant forskjellig fra den OLS-estimerte koeffisienten i øvre kvantil. Negative sjokk av endring oljepris er signifikante og signifikant forskjellig fra OLS-estimert koeffisient i de to nederste kvantilene. Vi observerer at forklaringsgraden for modellen ved ligning (4) er 36,4 %, noe som betyr at en betydelig andel av variansen til avkastningen til Statoil forklares kun ut fra oljeprisendringer.

Tabell 6.9*Oppsummeringstabell kvantilregresjon modell Statoil*

	Forklaringsfaktor	OLS	Nedre kvantil		Middelkvantil		Øvre kvantil		
			0.05	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90	0.95
Ligning (2)	Rm-Rf	0,877***	0,915***	1,097***+	0,946***	0,825***	0,821***	0,948***	0,879***
	SMB	0,158	0,052	0,120	0,257	0,280	0,002	-0,260	-0,170
	HML	0,338	0,892***+	0,582	0,255	0,329	0,639	0,198	0,246
	DOilP	0,590***	0,357***+	0,402***+	0,396***+	0,586***	0,781***+	0,869***+	0,915***+
	DOilN	0,220***	0,544***+	0,415***+	0,142	0,228**	0,087	0,101	0,190
R-kvadrat		0,589	0,480	0,414	0,353	0,356	0,338	0,395	0,416
Ligning (4)	DOilP	0,583***	0,349 +	0,226 +	0,482***	0,634***	0,681***	0,761***	1,077***+
	DOilN	0,450***	0,798***+	0,636***+	0,583***	0,432***	0,252**+	0,305*	0,353**
R-kvadrat		0,364	0,268	0,247	0,181	0,187	0,198	0,249	0,242

$$(2) (R_{Statoil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \varepsilon_t$$

$$(4) (R_{Statoil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0DOilP_t + \beta_1DOilN_t + \varepsilon_t$$

Signifikante variabler angis med * for signifikans på 10 %-nivå, ** for signifikans på 5 %-nivå og *** for signifikans på 1 %-nivå. + angir koeffisienter fra kvantilregresjon som er signifikant forskjellig fra de OLS-estimerte koeffisientene (det vil si som ligger utenfor OLS-koeffisientens 95 % konfidensintervall).

Vi finner samme tendens for avkastningen i Statoil som for avkastningen til verdensindeksen for olje- og gasselskaper, samt avkastningen i amerikanske olje- og gassaksjer. Resultatene gir støtte til hypotese 4; utover funnene i regresjonsanalysen, finner vi at negative oljeprissjokk har størst effekt i tilfeller med lav avkastning i olje- og gassaksjer, mens positive sjokk har størst effekt ved høy avkastning. Negative oljeprissjokk vil altså kunne bidra til å forsterke en allerede negativ trend i tilfeller med lav aksjeavkastning, både for globale og amerikanske olje- og gassaksjer, samt for Statoil. Dette kan også slå positivt ut ved at en oppgang i oljeprisen vil ha tilsvarende positiv effekt på aksjeavkastningen i tilfeller med høy avkastning. Dette er imidlertid en risiko staten er dobbelt eksponert mot, i og med at statens eierandel i Statoil tilsvarer i overkant av investeringene i olje- og gassaksjer i SPU. Ut fra kvantilregresjonsanalysen konkluderer vi med at denne doble eksponeringen blir mer risikabel ved lav avkastning i olje- og gassaksjer.

For Statoil finner vi i regresjonsanalysen den estimerte koeffisienten for negative oljesjokk til å være 0,22 (se tabell 6.5). Eksempelvis vil et fall i oljeprisen på 50 %, slik vi var vitne til høsten 2014, medføre at Statoil vil få en negativ avkastning utover risikofri rente på 11 %, dersom alt annet holdes konstant. Statoil hadde 3.198.802.352 utestående aksjer ved utgangen av 2014, med en aksjekurs på kr 131,20 (Statoil, 2015). Dette tilsvarer en markedsverdi på 419,68 milliarder kroner. Med en risikofri rente lik 0 lagt til grunn vil negativ logaritmisk avkastning på 11 % tilsvare en nedgang i aksjekursen til kr 117,53. Med samme antall aksjer

utestående vil dette medføre en redusert markedsverdi til 375,97 milliarder kroner, en nedgang på 43,71 milliarder.

Dersom vi ser på tilfellene med lav aksjeavkastning for Statoil, finner vi for de 5 prosent verste tilfellene at den estimerte koeffisienten for negative oljesjokk er på hele 0,544. Et oljeprisfall på 50 % vil da medføre en negativ avkastning utover risikofri rente på 27,2 %. Ut fra tallene for utgangen av 2014 vil aksjekursen da falle til kr 99,96. Dette vil da medføre en nedgang i markedsverdi på om lag 99,94 milliarder til 319,74 milliarder kroner. Disse tallene er et enkelt estimat, og forutsetter som nevnt at alt annet holdes konstant. Det gir likevel et visst bilde på oljeprisrisikoen Statoil er utsatt for, og hvordan denne risikoen øker i tilfeller med lav aksjeavkastning. Vi finner at negative oljesjokk har større effekt ved lav aksjeavkastning også i olje- og gassaksjer på verdensbasis og i det amerikanske markedet. Ut fra dette mener vi at den doble eksponeringen mot oljeprisrisiko dette medfører for nasjonalformuen, sett under ett, er uheldig.

All den tid avkastningen i Statoil påvirkes i samme retning av oljeprisendringer som avkastningen i olje- og gassaksjer på både verdensmarkedet og det amerikanske markedet, vil nasjonalformuen være mindre diversifisert, og mer eksponert mot oljeprisrisiko, dersom SPU ikke ekskluderer olje- og gassaksjer fra sin portefølje.

6.4 Analyse av portefølje med og uten olje- og gassaksjer

Vi undersøker avslutningsvis om en utelatelse av olje- og gassaksjer i SPU vil gi en bedre risikojustert avkastning for fondet.

Tabell 6.10

Oppsummeringstabell porteføljeanalyse med og uten olje- og gassaksjer

	<i>Portefølje A</i>	<i>Portefølje B</i>	<i>Portefølje C</i>
Total avkastning	46,623 %	48,869 %	49,309 %
Snitt avkastning	0,777 %	0,814 %	0,822 %
Varians	0,143 %	0,137 %	0,136 %
Std.avvik	3,785 %	3,703 %	3,689 %
Annualisert volatilitet	13,110 %	12,827 %	12,779 %
Sharpe Ratio	20,444 %	21,907 %	22,187 %

Portefølje A: SPU og Statoil. Portefølje B: SPU, hvor olje- og gassaksjer (representert ved World-DS Oil & Gas) er erstattet med ytterligere investering i den brede verdensindeksen (World-DS Market), og Statoil. Portefølje C: SPU, hvor olje- og gassaksjer er erstattet med ytterligere investering i den brede verdensindeksen uten ressurser (World-DS Market ex. Res.), og Statoil. Periode 31.12.2009 og frem til 31.12.2014.

Resultatene er summert opp i tabell 6.10. Dersom statens beholdning i SPU (1644 milliarder kroner) og Statoil (310 milliarder kroner) per 31.12.2009 hadde vært investert i perioden frem til 31.12.2014, uten innskudd og uttak fra SPU beholdningen, ville portefølje C medført 52 milliarder ytterligere avkastning i forhold til portefølje A, mens portefølje B ville gitt 44 milliarder i meravkastning i forhold til portefølje A. Nasjonalformuen tatt i betraktning er dette et beskjedent beløp, men likevel ikke ubetydelig. Vi finner støtte til hypotese 5 gjennom våre funn som videre viser at variansen til portefølje B og C er lavere enn portefølje A, i tillegg til at både B og C har høyere risikojustert avkastning. Dette indikerer at nasjonalformuen sett under ett blir mindre utsatt for oljeprisrisiko og bedre risikodiversifisert ved å ekskludere olje- og gassaksjer fra SPUs aksjeforfølje. Da har vi heller ikke inkludert statens øvrige eksponering mot oljeprisrisiko, som for eksempel Folketrygdfondets plasseringer i norske aksjer, som gir staten en betydelig eksponering mot den oljeavhengige Oslo Børs. Dette ville forsterket effekten vi finner ytterligere.

7 Konklusjon

Denne utredningen undersøker hvorvidt SPU bør ekskludere olje- og gassaksjer fra sin portefølje. Vi finner større samvariasjon mellom avkastningen i olje- og gassaksjer enn for det generelle verdensmarkedet, i forhold til endring oljepris. Oljeprisendringer som tillagte variabler gir betydelig forbedring i forklaringsgraden til en modell for avkastningen til olje- og gassaksjer. I tillegg finner vi at oljeprisendringer har størst effekt ved lav og høy avkastning i olje- og gassaksjer, og at sammenhengen er signifikant positiv. Ved å sammenligne avkastningen til Statoil med en amerikansk og en global indeks for olje- og gassaksjer, finner vi betydelige likheter i forhold til hvordan aksjen og indeksene reagerer på oljeprisendringer. Vi konkluderer med en overeksponering for nasjonalformuen mot olje- og gassaksjer ved å holde sektoren i SPU. Vi konstruerer porteføljer bestående av SPU og Statoil, og finner en større risikojustert avkastning for porteføljene hvor olje- og gassaksjer i SPU er ekskludert og erstattet med ytterligere investering i den bedre verdensindeksen.

Olje- og gassaksjer utgjør en mindre andel av SPUs aksjeinvesteringer, og en ekskludering av en hel sektor vil for fondet isolert sett gi en innskrenket mulighet til å diversifisere. Fondet har allerede ekskludert sektorer og selskaper ut fra etiske retningslinjer. Fra nasjonalformuens perspektiv finner vi derimot det hensiktsmessig å ekskludere olje- og gassaksjer fra fondet, all

den tid staten Norge, gjennom investeringer og skatteinntekter, fra før er betydelig eksponert mot oljeprisendringer. Videre forskning bør studere mer inngående sammenhengen mellom verdien av gjenværende olje- og gassressurser på norsk sokkel og oljeprisendringer. Dette vil gi et viktig bidrag til å kunne forstå nasjonalformuens eksponering mot oljeprisendringer bedre. I denne utredningen studerer vi olje- og gassaksjer som en helhet, og fremtidig forskning kan kategorisere olje- og gassaksjer i ulike sub-sektorer for å teste om det er signifikante forskjeller mellom ulike selskapskategoriers sammenheng med oljeprisendringer. Dette for å se om enkelte aksjer eller sub-sektorer kan være mer eller mindre eksponert mot oljeprisendringer. Videre forskning bør forsøke å inkludere flere variabler, eksempelvis faktorer for rente og valuta, i modellene.

Referanseliste

- Alexander, C. (2008a). *Market Risk Analysis Volume I: Quantitative Methods in Finance*. West Sussex: John Wiley & Sons.
- Alexander, C. (2008b). *Market Risk Analysis Volume II: Practical Financial Econometrics*. West Sussex: John Wiley & Sons.
- Basher, S., & Sadorsky, P. (2006). Oil price risk and emerging stock markets. *Global Finance Journal* 17, 224-251.
- Bjørnstad, P. (2014, 11. august). Oljeaksjer i oljefondet. *Dagens Næringsliv*, s. 20.
- Bjørnland, H. C., & Thorsrud, L. A. (2014). What is the effect of an oil price decrease on the Norwegian economy. Paper fra CAMP 11/2014.
- Bjørnland, H. C. (2009). Oil price shocks and stock market booms in an oil exporting country. *Scottish Journal of Political Economy* 56 (2), 232-254.
- Boyer, M. M., & Filion, D. (2007). Common and fundamental factors in stock returns of Canadian oil and gas companies. *Energy Economics* 29, 428-453.
- Broadstock, C. D., Cao, H., & Zhang, D. (2012). Oil shocks and their impact on energy related stocks in China. *Energy Economics* 34, 1888-1895.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance* 52 (1), 57-82.
- Chambers, D., Dimson E. & Ilmanen, A. (2012). The Norway Model. *Journal of Portfolio Management* 38 (2), 67-81.
- Dayanandan, H. D., & Donker, H. (2011). Oil prices and accounting profits of oil and gas

- companies. *International review of Financial Analysis* 20, 252-257.
- Dimson, E., Hoel, M., Kettis, M., Nystuen, G., Skancke, M. & Starks L. (2014). *A report by the expert group appointed by the Norwegian Ministry of Finance*. Oslo: Finansdepartementet.
- Driesprong, G., Jacobsen, B. & Maat, B. (2008). Striking oil: another puzzle? *Journal of Financial Economics* 89(2), 307-327.
- El-Sharif, I., Brown, D., Burton, B., Nixon, B. & Russell, A. (2005). Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK. *Energy Economics* 27, 819-830.
- Faff, R., & Brailsford, T. (1999). Oil price risk and Australian stock market. *Journal of Energy Finance and Development* 4, 69-87.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3 - 56.
- Fama, E.F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics* 116 (1), 1 - 22.
- Folketrygdfondet. (2015). *Årsrapport og eierrapport 2014*. Oslo: Folketrygdfondet.
- FTSE. (2015). *FTSE Factsheet: FTSE All-World Index* (Rapport 31. desember 2014). London: FTSE.
- Gjerde, O., & Sættem, F. (1999). Causal relations among stock market returns and macroeconomic variables in a small, open economy. *Journal of International Financial market, Institutions, and Money* 9, 61-74.
- Hamilton, J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy* 91(2), 228-248.
- Hammervold, R. (2012). *En kort innføring til SPSS: Anvendelser innen multivariat statistikk*. Trondheim: Tapir.
- Hammoudeh, S., & Li, H. (2005). Oil sensitivity and systematic risk in oil-sensitive stock indices. *Journal of Economics and Business* 57, 1-21.
- Henriksen, L. -K., & Killingstad, M. (2013). *Oljeprisens betydning på aksjemarkedet* (Masteroppgave, Universitet for Miljø- og Biovitenskap). Ås: Universitet for Miljø- og Biovitenskap.
- Hoddevik, H. (2014, 6. august). Selg oljefondets oljeaksjer. *Dagens Næringsliv*, s. 29.
- Hoel, M., & Holden, S. (2014, 5. desember). Gå ut av olje- og gassaksjer. *Dagens Næringsliv Debatt*. Hentet fra <http://folk.uio.no/sholden/Debattinnlegg/oljeaksjer.pdf>
- Huang, R.D., Masulis, R. W & Stoll, H.R. (1996). Energy shocks and financial markets.

- Journal of Futures Markets* 16, 1-27.
- Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and the stock market. *Journal of Finance* 51, 463-491.
- Lee, C. -C., & Zeng, J. -H. (2011). The impact of oil price shocks on stock market activities: Asymmetric effect with quantile regression. *Mathematics and Computers in Simulation* 81, 1910-1920.
- McDonald, R. L. (2013). *Derivatives Markets* (3. utg.). Upper Saddle River, New Jersey: Pearson Education.
- Meld. St. 19 (2013-2014). (2014). *Forvaltningen av Statens pensjonsfond i 2013*. Oslo: Finansdepartementet.
- Mohanty, S., Nandha, M., & Bota, G. (2010). Oil shocks and stock returns: The case of the Central and Eastern European (CEE) oil and gas sectors. *Emerging Markets Review* 11, 358-372.
- Nordahl, H. A. L. (2014, 9. desember). Hvorfor investere i oljeaksjer? *Dagens Næringsliv*, s. 38.
- Norges Bank. (2010). *Presentation of investment performance in compliance with Global investment Performance Standards*. Oslo: Norges Bank.
- Norges Bank. (2015a). *Statens pensjonsfond utland: Årsrapport 2014*. Oslo: Norges Bank.
- Norges Bank. (2015b). *Statens pensjonsfond utland: Ansvarlig forvaltning 2014*. Oslo: Norges Bank.
- Næs, R., Skjeltorp J. A., & Ødegaard, B. A. (2008). Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs? *Norsk økonomisk tidsskrift* 123, 36-81.
- Park, J., & Ratti, R.A. (2008). Oil price shocks and stock markets in U.S and 13 European countries. *Energy Economics* 30, 2587-2608.
- Petroleumsskatteloven. (1975). *Lov om skattlegging av undersjøiske petroleumforekomster (Petroleumsskatteloven)*. Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1975-06-13-35>
- Ringdal, K. (2007). *Enhet og mangfold: Samfunnsvitenskapelig forskning og kvantitativ metode* (2. utg.). Bergen: Fagbokforlaget.
- Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market. *Energy Economics* 21(5), 449-469.
- Sadorsky, P. (2001). Risk factors in stock returns of the Canadian oil and gas companies. *Energy economics* 23, 17-28.
- Scholtens, B., & Yurtsever, C. (2012). Oil price shocks and European industries. *Energy Economics* 34, 1187-1195.
- Sharpe, W. (1964). Capital Asset Price: A theory of market equilibrium under conditions of

- risk. *Journal of Finance* 19 (3), 425 - 442.
- Statistisk sentralbyrå. (2015). *Årlig nasjonalregnskap, 2014*. Oslo: Statistisk sentralbyrå. Upublisert.
- Statoil. (2015). *Statoil: Årsrapport 2014*. Stavanger: Statoil ASA.
- Studenmund, A. H. (2006). *Using Econometrics: A Practical Guide* (5.utg.). Upper Saddle River, New Jersey: Pearson Education.
- Wang, Y., Wu, C., & Yang, L. (2013). Oil price shocks and stock market activities: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *Journal of Comparative Economics* 41, 1220-1239.

Appendiks A – Teori

Korrelasjon

Dersom to variabler beveger seg i samme retning, det vil si at den ene øker når den andre øker, eller faller når den andre faller, er variablene positivt korrelert (Alexander, 2008a, s. 111). På samme måte har vi negativ korrelasjon mellom to variabler som beveger seg i motsatt retning; den ene faller når den andre øker, og motsatt. Vi benytter i våre beregninger Pearsons produkt-moment korrelasjonskoeffisient som mål på korrelasjon, hvor vi måler i hvor stor grad ulike aksjeindeksers avkastning samvarierer med hverandre og med endring oljepris. Denne måler to variablers samvariasjon ved å dele variablenes kovarians på produktet av de to variablenes standardavvik:

$$\rho_{xy} = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x \sigma_y}$$

Regresjon

I en regresjonsmodell forsøker man å forklare en avhengig variabel ut fra et sett uavhengige forklaringsvariabler. I en enkel regresjonsmodell antar man et lineært forhold mellom den avhengige variabelen og kun en uavhengig variabel, som da kan skrives $Y = \alpha + \beta X$ på ligningsform (Alexander, 2008a). I den virkelige verden vil som regel ikke forholdet mellom variablene være fullstendig lineært, slik at vi inkluderer et feilledd i likningen som fanger opp avviket mellom modellen og den virkelige verden:

$$Y_t = \alpha + \beta X + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

Vi benytter i våre analyser en multipel regresjonsmodell, som da altså innebærer at vi inkluderer flere enn én forklaringsvariabel for å forklare den avhengige variabelen:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_{t0} + \beta_1 X_{t1} + \dots + \beta_k X_{tk} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

hvor $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$.

Modellenes forklaringskraft måles med R-kvadrat (R^2), som angir hvor stor andel av variansen til avhengig variabel som forklares av modellens forklaringsvariabler (Alexander, 2008a, s. 150). Ved lite utvalg og stort antall forklaringsvariabler, benyttes justert R-kvadrat (Ringdal, 2007).

OLS

I våre lineære regresjonsmodeller benytter vi minste kvadraters metode, eller ordinary least squares (OLS). Dette er en mye utbredt metode for estimering av regresjonsmodeller. Gauss-Markovs teorem slår fast at OLS vil gi de beste og mest pålitelige estimatorene – best linear unbiased estimators (BLUE) – under forutsetning av at residualene er uavhengige og identisk fordelt (independent and identically distributed - i.i.d.), altså at de er uavhengige av hverandre men følger samme sannsynlighetsfordeling. Metoden er også enkel både å bruke og tolke; β -verdiene som estimeres angir i hvilken grad den avhengige variabelen påvirkes av forklaringsvariabelen.

Ved OLS estimeres parameterne α og $\beta_0 - \beta_k$ ved å minimere summen av kvadrerte residualer. Summen av kvadrerte avvik mellom estimert modell og virkelige observasjoner, RSS (residual sum of squares), kan for den enkle modellen skrives slik:

$$RSS = \sum_{t=1}^T e_t^2 = \sum_{t=1}^T (Y_t - (\alpha + \beta X_t))^2$$

Estimatene $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ beregnes da ved å løse optimeringsproblemet:

$$\min_{\alpha, \beta} \sum_{t=1}^T (Y_t - (\alpha + \beta X_t))^2.$$

Regresjonsmodellen bygger på syv ulike forutsetninger som må være oppfylt for at resultatene skal være gyldige. Modellen bør være lineær i koeffisientene, i tillegg forutsettes det at feilleddet har forventningsverdi lik 0, forklaringsvariablene er ukorrelert med feilleddet, uavhengige feilledd, feilleddet har konstant varians, at ingen forklaringsvariabel er en perfekt lineær funksjon av en annen forklaringsvariabel samt at feilleddet er normalfordelt. Ved brudd på forutsetningene kan man risikere at OLS-estimatorene ikke er forventningsrette, konsistente eller har minimum varians (Alexander, 2008a).

Autokorrelasjon og heteroskedastisitet

Ved brudd på forutsetningen om uavhengige feilledd har vi et tilfelle av autokorrelasjon, altså at feilleddene er seriekorrelert, det vil si at feilledd er korrelert med tidligere feilledd. Hovedårsaken til autokorrelasjon kommer av utelatte variable. Dersom egenskaper ved den avhengige variabelen ikke fanges opp av forklaringsvariabelen, vil dette dukke opp i residualene. Andre årsaker kan være at en lineær modell ikke er passende til å beskrive datamaterialet vi undersøker. Autokorrelasjon kan blant annet testes med en Durbin-Watson-test (Alexander, 2008a, s. 175-177).

Heteroskedastisitet har vi dersom feilleddet ikke har konstant varians. Hovedårsaken er som ved autokorrelasjon utelatte variable. I programpakken STATA ligger Breusch-Pagan/Cook-Weisberg-test inne som default test for heteroskedastisitet. Vi benytter imidlertid Whites test som er mer generell (Alexander, 2008a, s. 177).

Ved tilfelle av autokorrelasjon og heteroskedastisitet har vi altså brudd på forutsetningene i Gauss-Markovs teorem, da residualene ikke er uavhengige og identisk fordelt. Vi er dermed ikke garantert at OLS-estimatorene er BLUE. Dette behøver imidlertid ikke nødvendigvis å ha for stor innvirkning på resultatene. OLS-estimatorene vil fortsatt være forventningsrette, men vi kan risikere at det finnes andre lineære, forventningsrette estimatorer som er mer effisiente, det vil si estimatorer som har mindre varians (Alexander, 2008a, s. 175-177). Ettersom standardfeil påvirkes vil vi kunne få problemer med hypotesetestingen på grunn av feil konfidensintervall. For å korrigere for dette, kan Newey-West standard errors benyttes. Dette

er standardfeil korrigert for autokorrelasjon uten at den OLS-estimerte koeffisienten endres. Siden hverken autokorrelasjon eller heteroskedastisitet fører til bias i koeffisientene, men påvirker standardfeil, er det kun standardfeil med tilhørende t-verdier og p-verdier som endres.

Multikollinearitet

Dersom forklaringsvariablene i modellen er høyt korrelert, kan vi få problemer med multikollinearitet. Ved perfekt multikollinearitet er to eller flere forklaringsvariabler perfekt korrelert, og vi kan ikke bestemme OLS-estimatorene. Perfekt multikollinearitet er sjeldent tilfelle i praksis, mens høy grad av multikollinearitet kan gi problemer med å skille effektene fra de ulike forklaringsvariablene. Dette kan igjen bety at modellen ikke er robust, slik at små endringer i data kan gi store utslag på de estimerte koeffisientene. Et første tegn på mulig multikollinearitet kan være at modellen har høy forklaringsgrad, men få signifikante variable. For å bote på dette kan man fjerne den minst signifikante av de høyt korrelerte variablene eller benytte andre data, for eksempel en annen tidsperiode (Alexander, 2008a, s. 170-171). Multikollinearitet kan testes ved å beregne VIF-indeks (variance inflation factors), hvor verdier over 5 antyder mulig multikollinearitet. Dette er imidlertid ingen absolutt regel, og må ses i sammenheng med tegn som nevnt over (Hammervold, 2012, s. 110).

Normalitet

Hvorvidt residualene er normalfordelte kan testes ved å studere et sannsynlighetsplot av standardiserte residualer som viser estimerte verdier mot observerte verdier. Disse vil, dersom de er normalfordelte, følge en 45 graders vinkel, mens skjevhet og kurtose vil gi avvik fra dette mønsteret. For gyldig statistisk generalisering, spesielt ved små utvalg, må denne forutsetningen være oppfylt (Ringdal, 2007, s. 381).

Kvantilregresjon

I standard regresjon predikeres snitt og varians av avhengig variabel, betinget av gitte verdier av uavhengige variabler. Vi antar da at variablene følger en bivariat normalfordeling. Vi kan ut fra dette konkludere hele den betingede fordelingen til avhengig variabel ut fra betinget snitt og varians. Dersom variablene derimot følger en vilkårlig felles fordeling, er ikke betinget snitt og varians tilstrekkelig til å beskrive hele fordelingen. Kvantilregresjon kan da brukes til å estimere et sett regresjonslinjer for ulike kvantiler av den avhengige variabelen, for å få et mer fullstendig bilde av fordelingen til avhengig variabel betinget av gitte verdier

for uavhengige variable. Den enkle lineære kvantilregresjonsmodellen, ved kvantil q betinget av uavhengig variabel X kan uttrykkes slik:

$$F^{-1}(q | X) = \alpha + \beta X + F_{\varepsilon}^{-1}(q | X)$$

Regresjonslinjen vil nå ikke lenger gå gjennom snittet av observasjonene som ved OLS, men gjennom en bestemt kvantil av punktene.

I en enkel kvantilregresjon estimeres koeffisientene $\hat{\alpha}_q$ og $\hat{\beta}_q$ ved å løse følgende optimeringsproblem:

$$\min_{\alpha, \beta} \sum_{t=1}^T (q - 1_{Y_t \leq \alpha + \beta X_t})(Y_t - (\alpha + \beta X_t)),$$

hvor:

$$1_{Y_t \leq \alpha + \beta X_t} = \begin{cases} 1 & \text{dersom } Y_t \leq \alpha + \beta X_t, \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

I motsetning til OLS hvor man minimerer sum av kvadrerte avvik, vil man ved kvantilregresjon minimere sum av vektete absoluttavvik (Alexander, 2008b, s. 303-307). Dette gjør at man ikke påvirkes av ekstremverdier i samme grad som ved OLS. Avvik over regresjonslinjen vektes med q mens avvik under linjen vektes $(1-q)$.

Fama og French tre-faktormodell

I våre regresjonsmodeller benytter vi en fler-faktormodell for å forklare aksjeavkastning. Fama og French (1993) utvider den klassiske en-faktor CAPM (capital asset pricing model) med to ulike risikofaktorer som skal gi abnormal avkastning som CAPM ikke greier å fange opp. I tillegg til den opprinnelige markedsfaktoren legger de til en faktor for størrelse og en for verdi. Størrelsesfaktoren SMB (Small Minus Big) sier da at man får betalt for den ekstra risikoen det er med å gå inn i små selskap i form av høyere avkastning. Verdifaktoren HML (High Minus Low) sier at selskap med høy bok/pris-rate, altså med høy bokført verdi i forhold til aksjekurs, skal gi høyere avkastning. Fama og French (2015) utvider videre modellen til en

fem-faktor-modell med lønnsomhetsfaktoren RMW (Robust Minus Weak profitability) samt en faktor for investeringer, CMA (conservative minus aggressive).

Appendiks B – Korrelasjonsmatriser

Tabell B.1

Korrelasjonsmatrise ulike Crude Oil WTI-indeks

	<i>Crude Oil WTI FOB Cushing U\$/BBL</i>	<i>Crude Oil-WTI Spot Cushing U\$/BBL</i>	<i>Crude Oil WTI Cushing U\$/BBL</i>
Crude Oil WTI FOB Cushing U\$/BBL	1		
Crude Oil-WTI Spot Cushing U\$/BBL	0,99991	1	
Crude Oil WTI Cushing U\$/BBL	0,99999	0,99992	1

Periode 31.1.1986 til 31.12.2014.

Tabell B.2

Korrelasjonsmatrise avkastning i ulike verdensindekser og endring oljepris

	<i>World-DS Market</i>	<i>World-DS MARKET EX RES</i>	<i>World DS-Oil & Gas</i>	<i>Oljepris</i>
World-DS Market	1			
World-DS MARKET EX RES	0,99553	1		
World DS-Oil & Gas	0,79128	0,73554	1	
Oljepris	0,30914	0,25504	0,57436	1

Periode 31.1.2001 til 31.12.2009. Crude Oil North Sea representerer oljepris.

Appendiks C – Residualanalyse

Tabell C.1

Oppsummeringstabell ulike residualtester

	<i>Modell global</i>	<i>Modell USA</i>	<i>Modell Statoil</i>	<i>Modell SPU</i>	<i>Modell SPU ex. Oil & Gas</i>
P-verdi F-change-test <i>Konklusjon</i>	0,000 <i>Forkast</i>	0,000 <i>Forkast</i>	0,000 <i>Forkast</i>	0,013 <i>Forkast</i>	0,000 <i>Forkast</i>
Durbin-Watson test-statistikk <i>Konklusjon</i>	2,292 <i>- / Forkast</i>	2,413 <i>Forkast</i>	2,330 <i>-</i>	1,754 <i>-</i>	1,789 <i>Ikke forkast / -</i>
P-verdi Whites test <i>Konklusjon</i>	0,888 <i>Ikke forkast</i>	0,003 <i>Forkast</i>	0,044 <i>Forkast</i>	0,278 <i>Ikke forkast</i>	0,435 <i>Ikke forkast</i>

Konklusjon angir hvorvidt den aktuelle nullhypotesen må forkastes eller ikke. – angir at testen ikke kan konkludere.

For å vurdere om utvidelsen av modellene ved å legge til oljeprisendringer som ytterligere forklaringsvariabler (det vil si utvidelsen fra ligning (1) til ligning (2) for de tre første modellene, og fra ligning (1) til ligning (3) for modell SPU), samlet sett utgjør en statistisk signifikant forbedring av modellen, utføres en F-change-test. Hypotesene formuleres som følger:

H_0 : Utvidelsen av modellen utgjør samlet ingen statistisk signifikant forbedring av modellen

H_A : Utvidelsen av modellen utgjør samlet en statistisk signifikant forbedring av modellen

Som tabell C.1 viser er p-verdien for F-change-testen under kritisk verdi på 0,05, slik at nullhypotesen forkastes for samtlige modeller. Ved å legge til oljeprisendringer oppnår vi altså samlet sett en statistisk signifikant forbedring av samtlige modeller.

Tabell C.1 viser også teststatistikk for Durbin-Watson-test for autokorrelasjon. Denne verdien vil ligge i et intervall fra 0 til 4, hvor verdier nær 0 indikerer positiv autokorrelasjon, verdier nær 2 antyder ingen autokorrelasjon mens verdier nær 4 indikerer negativ autokorrelasjon. Ut fra tabell finner man nedre (DL) og øvre (DU) testverdier som teststatistikken sammenlignes mot. Hypotesetestingen tester følgende:

H_0 : Residualene er ikke autokorrelert

H_A : Residualene inneholder førsteordens autokorrelasjon

Forkastningsregelen sier at nullhypotesen forkastes ved verdier for teststatistikken lavere enn nedre grense, mens nullhypotesen beholdes ved verdier mellom øvre grense og 2. For verdier mellom nedre og øvre grense kan ikke testen konkludere hvorvidt autokorrelasjon er tilstede. Ved teststatistikkverdier over 2, må man trekke denne fra 4 for så å sammenligne dette tallet med tabellverdiene for å teste for negativ autokorrelasjon (Alexander, 2008a, s. 177).

For modell global og modell USA, gir tabellen følgende verdier (for $n=200$ og $k=5$):

DL=1,623 og DU=1,725 (ved signifikansnivå på 1 %)

DL=1,718 og DU=1,820 (ved signifikansnivå på 5 %)

For modell Statoil, gir tabellen følgende verdier (for $n=150$ og $k=5$):

DL=1,557 og DU=1,693 (ved signifikansnivå på 1 %)

DL=1,665 og DU=1,802 (ved signifikansnivå på 5 %)

For modell SPU og modell SPU ex. Oil & Gas, gir tabellen følgende verdier (for $n=200$ og $k=9$):

DL: 1,582 og DU 1,768 (ved signifikansnivå på 1 %)

DL: 1,675 og DU: 1,863 (ved signifikansnivå på 5 %)

Vi observerer ut fra teststatistikk i tabell C.1 at vi må forkaste nullhypotesen for modell USA. For modell global kan vi ikke konkludere ut fra testen på 1 %-nivå, mens vi må forkaste nullhypotesen på 5 %-nivå. Vi må dermed konkludere med at vi har signifikant negativ autokorrelasjon i residualene i disse modellene. For modell Statoil og modell SPU ligger teststatistikken mellom grenseverdiene, og vi kan ikke konkludere hvorvidt autokorrelasjon er tilstede ut fra Durbin-Watson-testen. For modell SPU ex. Oil & Gas forkaster vi ikke nullhypotesen på 1 %-nivå, og antar dermed ingen autokorrelasjon, mens vi på 5 %-nivå ikke kan konkludere ut fra testen. Samtlige modeller korrigeres for autokorrelasjon med Newey-West standardfeil.

Tabell C.1 viser i tillegg Whites test for heteroskedastisitet, som tester følgende hypoteser:

H_0 : Tilfelle av homoskedastisitet i residualene (konstant varians)

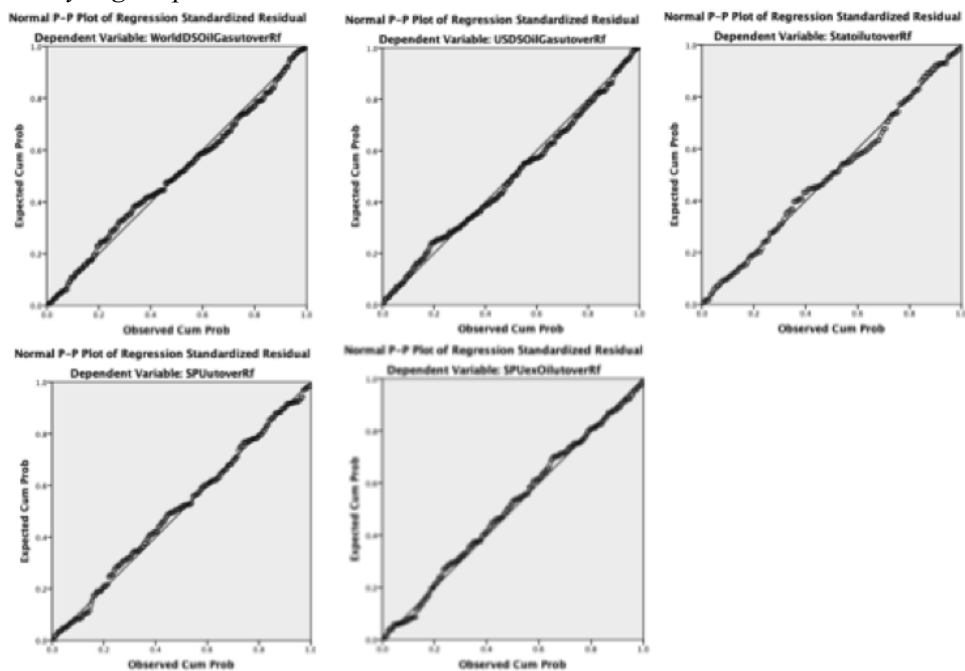
H_A : Tilfelle av heteroskedastisitet i residualene

For modell global og modell SPU samt modell SPU ex. Oil & Gas finner vi av tabell C.1 at p-verdiene er godt over kritisk verdi på 0,05, slik at vi ikke kan forkaste nullhypotesen. Vi kan dermed konkludere med at vi ikke har problemer med heteroskedastisitet i modellen. For modell USA og modell Statoil tilsier p-verdien for Whites test at nullhypotesen må forkastes, og at vi har heteroskedastisitet til stede. Vi benytter imidlertid Newey-West standardfeil for å korrigere for autokorrelasjon i modellene, og dette korrigerer også for eventuelle problemer med heteroskedastisitet.

Tabell C.2*VIF-indeks for de ulike modellenes forklaringsvariabler*

	Modell global		Modell USA	
			Statoil	Modell SPU
Rm-Rf	1,082	1,144	1,138	1,094
SMB	1,095	1,219	1,072	1,163
HML	1,075	1,210	1,029	1,136
DOilP	1,228	1,279	1,259	1,328
DOilN	1,259	1,322	1,367	1,488
DOilP(t-1)				1,301
DOilN(t-1)				1,550
DOilP(t-2)				1,295
DOilN(t-2)				1,493

VIF-indeksene i tabell C.2 viser lave verdier, så vidt over 1, for samtlige variabler i alle modellene. For de tre første modellene er også de aller fleste variablene signifikante, slik at vi kan anta at vi ikke har problemer med multikollinearitet i disse modellene. I modell SPU har vi en del variable som ikke er signifikante. VIF-verdiene er imidlertid såpass lave, slik at vi konkluderer med at vi heller ikke i denne modellen har problemer med multikollinearitet. De to SPU-modellene, modell SPU og modell SPU ex. Oil & Gas har identiske forklaringsvariabler, og dermed like VIF-indeks. Disse oppgis derfor bare en gang i tabellen.

Figur C.1*Sannsynlighetsplot standardiserte residualer*

Fra venstre mot høyre: Modell global, modell USA, modell Statoil, modell SPU og modell SPU ex. Oil & Gas.

Figur C.1 viser sannsynlighetsplot for standardiserte residualer, hvor forventede verdier er plottet mot observerte verdier. Dersom residualene er normalfordelte, vil disse følge 45-graders vinkelen i heltrukket linje, mens skjevhet og kurtose gir avvik fra dette mønsteret. Av figur C.1 observerer vi at residualene i samtlige modeller i stor grad følger den heltrukne linjen, med antydning til en svak S-form. Vi har imidlertid såpass store utvalg, at vi antar at dette i henhold til sentralgrensesetningen ikke vil skape problemer i forhold til gyldig statistisk inferens (Studenmund, 2006, s. 95-96).

Appendiks D – Utvidet modell USA

Tabell D.1

Oppsummeringstabell regresjonsanalyse modell USA med FTSE USA Oil & Gas

Forklaringsvariabler	Avhengig variabel	
	Avkastning FTSE USA Oil & Gas utover Rf	Avkastning FTSE USA Oil & Gas utover Rf
Skjæringspunkt	0,001 0,85	-0,008** 0,04
Rm-Rf	0,821*** 0,00	0,734*** 0,00
SMB	-0,066 0,44	-0,167** 0,02
HML	0,409*** 0,00	0,421*** 0,00
DOilP		0,363*** 0,00
DOilN		0,137*** 0,00
Forklaringsgrad (R-kvadrat)	0,43	0,59

$$(1) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \varepsilon_t$$

$$(2) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \varepsilon_t$$

Estimerte koeffisienter oppgis med tilhørende p-verdi under. Signifikante variabler angis med * for signifikans på 10 %-nivå, ** for signifikans på 5 %-nivå og *** for signifikans på 1 %-nivå.

Vi observerer i tabell D.1 at andelen av variansen i avkastningen til amerikanske olje- og gassaksjer som modellen forklarer øker betydelig ved å benytte positive og negative sjokk av endring oljepris som ytterligere forklaringsvariabler. Samtlige variabler i ligning (2) har også signifikant forklaringskraft. En økning i den generelle markedsavkastningen utover risikofri rente vil påvirke avkastningen i olje- og gassaksjer i størst grad, men vi ser at både positive og negative oljesjokk har en effekt på aksjeavkastningen. Positive sjokk i oljepris har større

effekt enn negative, noe som kan indikere en asymmetrisk effekt av endring oljepris på oljeaksjeavkastning. Forklaringsgraden til modellen øker med rundt 16 prosentpoeng ved å inkludere endring oljepris, noe som tilsvarer en økning på rundt 37 %.

Tabell D.2

Oppsummeringstabell regresjonsanalyse modell USA utvidet tidsperiode – ukentlige data

Forklaringsvariabler	Avhengig variabel	
	Avkastning US-DS Oil & Gas utover Rf	Avkastning US-DS Oil & Gas utover Rf
Skjæringspunkt	-0,000	0,001
	0,55	0,39
Rm-Rf	0,891***	0,839***
	0,00	0,00
SMB	-0,105**	-0,157***
	0,01	0,00
HML	0,603***	0,489***
	0,00	0,00
DOilP		0,161***
		0,00
DOilN		0,206***
		0,00
Forklaringsgrad (R-kvadrat)	0,48	0,58

$$(1) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \varepsilon_t$$

$$(2) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \varepsilon_t$$

Estimerte koeffisienter oppgis med tilhørende p-verdi under. Signifikante variabler angis med * for signifikans på 10 %-nivå, ** for signifikans på 5 %-nivå og *** for signifikans på 1 %-nivå.

Tabell D.2 viser at samtlige forklaringsvariabler har signifikant statistisk utsagnskraft. Generell markedsavkastning utover risikofri rente har igjen størst effekt på avkastningen i olje- og gassaksjer, men vi finner at både positive og negative sjokk har en signifikant effekt. Forklaringsgraden til modellen øker med 10 prosentpoeng ved å inkludere endring oljepris som forklaringsfaktor, en økning på rundt 21 %. Ved ukentlige data observerer vi at negative oljesjokk har større effekt enn positive, i motsetning til hva samtlige modeller for månedlige data viser.

Tabell D.3*Oppsummeringstabell regresjonsanalyse modell USA utvidet tidsperiode – månedlige data*

Forklaringsvariabler	Avhengig variabel	
	Avkastning US-DS Oil & Gas utover <i>R_f</i>	Avkastning US-DS Oil & Gas utover <i>R_f</i>
Skjæringspunkt	-0,000	-0,004
	0,86	0,15
<i>R_m-R_f</i>	0,843***	0,816***
	0,00	0,00
<i>SMB</i>	-0,089	-0,156***
	0,21	0,01
<i>HML</i>	0,450***	0,415***
	0,00	0,00
<i>DOilP</i>		0,276***
		0,00
<i>DOilN</i>		0,181***
		0,00
Forklaringsgrad (R-kvadrat)	0,45	0,62

$$(1) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \varepsilon_t$$

$$(2) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \varepsilon_t$$

Estimerte koeffisienter oppgis med tilhørende p-verdi under. Signifikante variabler angis med * for signifikans på 10 %-nivå, ** for signifikans på 5 %-nivå og *** for signifikans på 1 %-nivå.

For månedlige data i den samme perioden observerer vi av tabell D.3 at forklaringsgraden øker med 17 prosentpoeng ved å inkludere endring i oljepris som forklaringsvariabel i modellen. Variansen i amerikanske olje- og gassaksjers avkastning forklares altså hele 37 % bedre som følge av dette. Fortsatt har generell markedsavkastning utover risikofri rente størst effekt, men endringer i oljeprisen har også signifikant og relativt betydelig påvirkning. Vi ser her at positive oljesjokk har større effekt enn negative mens negative oljesjokk hadde størst effekt ved ukentlige data.

Tabell D.4*Oppsummeringstabell regresjonsanalyse modell USA utvidet tidsperiode – årlige data*

Forklaringsvariabler	Avhengig variabel	
	Avkastning US-DS Oil & Gas utover Rf	Avkastning US-DS Oil&Gas utover Rf
Skjæringspunkt	0,009	0,003
	0,72	0,93
Rm-Rf	0,659***	0,637***
	0,00	0,00
SMB	-0,064	-0,168
	0,74	0,23
HML	0,254	0,408***
	0,12	0,01
DOilP		0,236**
		0,03
DOilN		0,253***
		0,01
Forklaringsgrad (justert R-kvadrat)	0,45	0,74

$$(1) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \varepsilon_t$$

$$(2) (R_{oil} - R_f)_t = \alpha + \beta_0(R_m - R_f)_t + \beta_1SMB_t + \beta_2HML_t + \beta_3DOilP_t + \beta_4DOilN_t + \varepsilon_t$$

Estimerte koeffisienter oppgis med tilhørende p-verdi under. Signifikante variabler angis med * for signifikans på 10 %-nivå, ** for signifikans på 5 %-nivå og *** for signifikans på 1 %-nivå.

Den estimerte modellen for årlige data, oppsummert i tabell D.4, viser at variansen til avkastningen i amerikanske olje- og gassaksjer forklares hele 64 % bedre (en økning på rundt 29 prosentpoeng) i en modell hvor endring oljepris er inkludert, enn i en tilsvarende modell hvor dette er utelatt. Både positive og negative oljesjokk har signifikant og relativt betydelig effekt på avkastningen i amerikanske olje- og gassaksjer ved årlige observasjoner.