

Oljepris og riggrater

- *En empirisk analyse*

Håvard Sørensen og Knut Skjerve

Veileder: Øivind Nilsen

Masteroppgave i Økonomisk analyse/Finansiell Økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Forord

Denne utredningen utgjør avsluttende del av masterstudiet ved Norges Handelshøyskole.

Bakgrunnen for valg av tema i oppgaven, er motivert av en interesse for oljebransjen og dens utfordringer.

Oljeselskapene har vært gjennom en stigende kostnadsutvikling de siste 10 årene. Dette vekket interessen til å undersøke kostnadssiden i oljeselskaper. I tillegg ville vi se om våre kunnskaper og ferdigheter, tilegnet gjennom studietiden på NHH, kunne brukes til å utføre en empirisk undersøkelse.

Vi vil benytte anledningen til å takke vår veileder, Øivind Anti Nilsen, for god hjelp og gode råd i prosessen med å utføre det selvstendige arbeidet.

Det har vært en lærerik prosess, der vi har lært mye om olje- og riggmarkedet, og ikke minst har vi lært mye om praktisk anvendelse av økonometri og empirisk metode.

Bergen, 16. Juni 2010

Knut Skjerve

Håvard Sørensen

Sammendrag

I denne oppgaven blir det utført en empirisk undersøkelse av sammenhengen mellom oljepris og riggrater. Det blir i tillegg undersøkt om sammenhengen er forskjellig avhengig av hvilken geografisk region riggene opererer i. Det er i analysen benyttet kvartalsvise data for riggrater og oljepris for 7 geografiske regioner i perioden 2000-2009. Funnene fra analysen viser at det er en signifikant langsiktig sammenheng mellom oljepris og riggrater i 8 av 14 tilfeller, hvor hvert enkelt tilfelle gjelder én riggtype i én bestemt region. Våre funn indikerer i tillegg at det ikke er en signifikant forskjell i hvordan oljepris og riggrater påvirker hverandre på tvers av geografiske regioner.

Innholdsfortegnelse

Forord	2
Sammendrag	3
1. Innledning.....	6
1.1 Motivasjon	6
1.2 Formål.....	7
1.3 Problemstilling.....	8
1.4 Oppbygging	8
2. Bakgrunn	9
2.1 Oljeutvinning	9
2.3 Økonomisk teori	10
2.4 Oljemarkedet	11
2.5 Riggmarkedet.....	13
2.6 Sammenheng mellom oljepris og riggrater	14
2.7 Eksisterende litteratur	15
3. Metode.....	17
3.1 Stasjonaritet	20
3.2 Test for enhetsrot	22
3.3 Optimalt antall lags.....	25
3.4 Spuriøs regresjon	26
3.5 Kointegrasjon.....	27
3.6 Feiljusteringsmodell	32
3.7 Vektor-feiljusteringsmodell.....	33
4. Data	35
5. Resultater.....	37
5.1 Stasjonaritetsanalyse.....	37
5.2 Resultat fra kointegrasjonstest med Engle-Grangers to-stepsprosedyre	38
5.3 Resultat fra kointegrasjonstest med feiljusteringsmodell	39
5.4 Resultat fra kointegrasjonstest med Vecrank	39
5.5 Resultat fra estimering med vektor-feiljusteringsmodell	40
6. Drøfting av resultater	52
7. Avslutning	55
7.1 Konklusjon.....	55

7.2 Avsluttende kommentar og forslag til videre studier	56
8.0 Litteraturliste	57
9.0 Vedlegg	61
9.1 Deskriptiv Statistikk	61
9.2 Utleddning av feiljusteringsmodell	62
9.3 Utleddning av vektor-feiljusteringsmodell	65
9.4 Testresultater	67

1. Innledning

1.1 Motivasjon

Oljebransjen har gjennom det siste tiåret vært utsatt for en kraftig kostnadsøkning. Konsernsjef i Statoil ASA, Helge Lund, uttalte i høsten 2008 at en kostnadstsunami skylte inn over oljeselskapene og truet tilværelsen til små og mellomstore aktører. På bakgrunn av kostnadsutviklingen så Statoil seg nødt til å revurdere sine investeringsplaner for kommende år.

Helge Lunds uttalelse ved fremleggelsen av kvartalsrapporten for Statoil høsten 2008 gir et bilde på den kostnadsutviklingen petroleumsbransjen har vært gjennom etter årtusenskiftet. Denne utviklingen, og da særlig endringene i investeringskostnader, ønsket vi å studere nærmere.

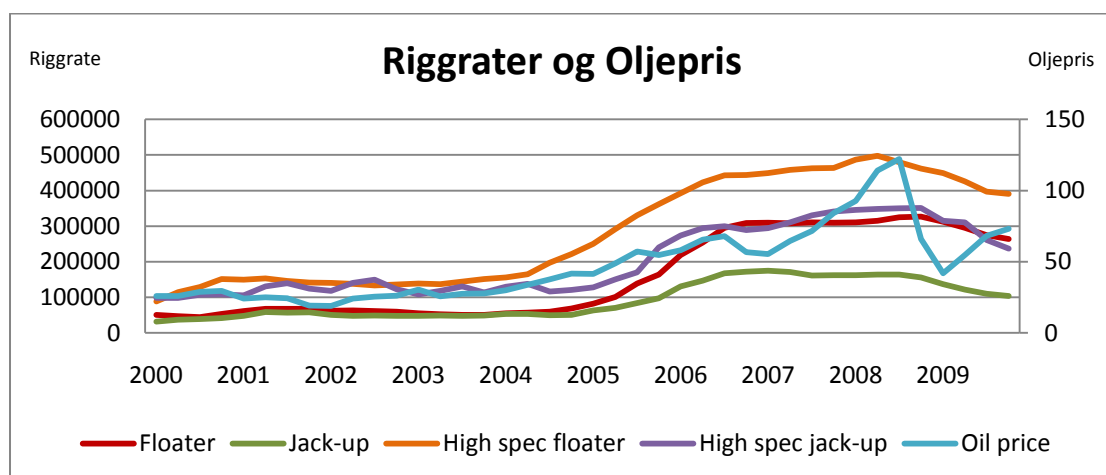
Etter samtaler med et internasjonalt oljeselskap med aktivitet i Norge, ble vi oppmerksom på den rollen riggmarkedet spiller for oppstrøms investeringer. Vi fikk presentert et estimat som viste at kostnadene for boring, det vil si alle kostnader for å bore lete- og produksjonsbrønner, utgjør halvparten av totale oppstrøms investeringskostnader. Dette er i samsvar med estimatene World Energy Outlook (2008) gir for bransjen. Av totale borekostnader utgjør leie av borerigg halvparten av kostnaden. Rater utbetalt for leie av borerigg utgjør med andre ord en fjerdedel av totale oppstrøms investeringskostnader. I en artikkel utgitt av Norsk Petroleumsdepartement i 2009 uttalte Kvaløy og Sørenes at "*Den viktigste årsaken til kostnadsøkningen er utviklingen i riggmarkedet*". World Energy Outlook (2008) hevder at riggetterspørselen og riggrater er blitt drevet opp av høyere oljepris. Vårt fokus ble derfor rettet mot denne sammenhengen.

1.2 Formål

I denne oppgaven vil vi undersøke sammenhengen mellom oljepris og riggrater. Å avdekke sammenhengen vil være til nytte for oljeselskaper i arbeidet med å planlegge investeringsprosjekter. Ettersom både oljepris og riggrater påvirker lønnsomheten til et prosjekt vil kjennskap til sammenhengen mellom dem kunne forbedre budsjettering og lønnsomhetsanalyse. I tillegg vil det kunne gi et bedre grunnlag ved forhandling av riggleiekontrakter.

Vi ønsker også å undersøke om det finnes regionale forskjeller i sammenhengen mellom oljepris og riggrater i de områdene hvor det er oljeutvinning. Grunnen til at regionale forskjeller vil være av interesse, er at flere av oljeselskapene som driver med leting og utvinning av olje opptrer i mer enn én geografisk region. Dersom selskap som opererer i flere regioner antar at markedene opptrer likt, mens det viser seg å være forskjeller, vil avgjørelser som tas ikke være optimale. Å kjenne til forskjeller mellom markedene vil derfor kunne forbedre beslutningsgrunnlaget for investeringer.

En visuell inspeksjon av oljepris og riggrater, fremstilt i Figur 1, tyder på at de i stor grad følger samme utvikling.



Figur 1: Grafen viser historisk utvikling for gjennomsnitt av nominelle riggrater og oljepriser for perioden 2000-2009. Tidsseriene er notert i dollar, med riggrater på venstre akse og oljepris på høyre.

Vi fokuserer kun på offshore aktivitet i denne oppgaven. Årsaken er at vårt datasett er begrenset til offshore-rigger, og at kostnadsbildet vi har tatt utgangspunkt i gjelder offshore aktivitet.

1.3 Problemstilling

I oppgaven tar vi for oss følgende problemstillinger:

Kan det påvises en sammenheng mellom oljepris og riggrater?

Er sammenhengen mellom oljepris og riggrater i så fall forskjellig i de ulike geografiske regioner?

1.4 Oppbygging

I denne oppgaven vil vi først gi en kort forklaring på oljeutvinningsprosessen, samt presentere olje- og riggmarkedet. Vi ønsker med dette å gi et grunnlag for hvorfor det vil være rimelig å undersøke om det er en sammenheng mellom oljepris og riggrater. Her vil vi også vise til relaterte studier foretatt tidligere. Metodedelen vil gi en gjennomgang av det økonometriske metodeverket vi har benyttet i vår analyse. I datadelen presenteres datasettet, og vi inkluderer i tillegg en gjennomgang av deflatering og trendjusteringen vi har foretatt. Resultatene blir presentert for hver region, med avsluttende konklusjoner og kommentarer.

2. Bakgrunn

2.1 Oljeutvinning

Man antar at olje og gass er blitt dannet av organisk materiale utsatt for høyt trykk og temperatur gjennom millioner av år. Olje og gass forekommer i spesielle typer porøse sandstein, også kalt reservoarer. Omkring reservoarene ligger mer kompakte berglag som sørger for at oljen og gassen ikke trenger ut, men holdes innesperret. Dersom et område består av de rette bergartene vil det være mulighet for at det finnes petroleumsforekomster. En omfattende leteprosess vil da iverksettes, vanligvis med videre geologiske undersøkelser, seismiske studier av området, samt boring av letebrønner. Dersom man finner oljeforekomster store nok til at de vil være økonomisk lønnsomme å utvinne, utplasseres infrastruktur for produksjon og ytterligere boring for produksjon gjennomføres (Dahl og Duggan, 1998).

Svært få av selskapene som driver med utvikling og produksjon av oljefelt eier egne borerigger. Når det er behov for boring av brønner, leies rigger inn fra selskaper som er spesialisert på boreaktivitet (Corts og Singh, 2004). Disse selskapene eier boreriggene og opptrer som uavhengige i forhold til lete- og produksjonsselskapene. Oljesektoren har vært organisert på denne måten helt siden 1950-tallet. Med denne markedsformen kan lete- og produksjonsselskapene, som svært ofte opererer i flere geografiske regioner, leie rigger der hvor det er behov fremfor å flytte egne rigger over store avstander. Dette sikrer kostnadseffektivitet, i tillegg til at det sørger for at de store oljeselskapene kan leie rigger uten å handle direkte med hverandre. Uavhengighet mellom produksjonsselskapene er viktig, ettersom petroleumsbransjen domineres av enkelte store aktører. Opp gjennom historien har dominans fra store aktører ført til prissamarbeid og utøvelse av markedsrett, mens med et uavhengig marked for rigger reduseres det direkte samarbeidet mellom de dominerende produksjonsselskapene (Maugeri, 2006).

Å flytte rigger mellom geografiske regioner er både kostbart og risikabelt. Rigger kan forflytte seg for egen maskin, men kun boreskip kan forflytte seg over lengre distanser på egenhånd. Å flytte en borerigg over lengre distanser krever derfor ofte kompliserte operasjoner, som involverer bruk av slepebåt og flytelektere. Som en konsekvens av at transport av rigger er både dyrt og krevende, danner det seg geografisk avgrensede

markeder for rigger. Noen rigger forflyttes likevel mellom markedene, men det store flertallet forblir i samme geografiske region over lang tid (Corts, 2008).

I dag er den vanligste fremgangsmåten for oljeutvinning at selskaper kjemper om konsesjon for utvinning der man antar at det finnes oljeforekomster. Inndeling av områdene gjøres av den nasjon som har territorialt krav på området. Utdeling av konsesjon kan skje på flere måter, men den mest brukte er at myndighetene i nasjonen holder en auksjon¹. Selskapene som deltar i konsesjonsrunden er alt fra multinasjonale ”supermajors” som Shell og ExxonMobil til mindre regionale selskaper. Etter å ha vunnet en konsesjon legger vinner frem en plan for hvordan området skal utforskes, og videre bygges ut dersom det er grunnlag for drift (Corts, 2008).

2.3 Økonomisk teori

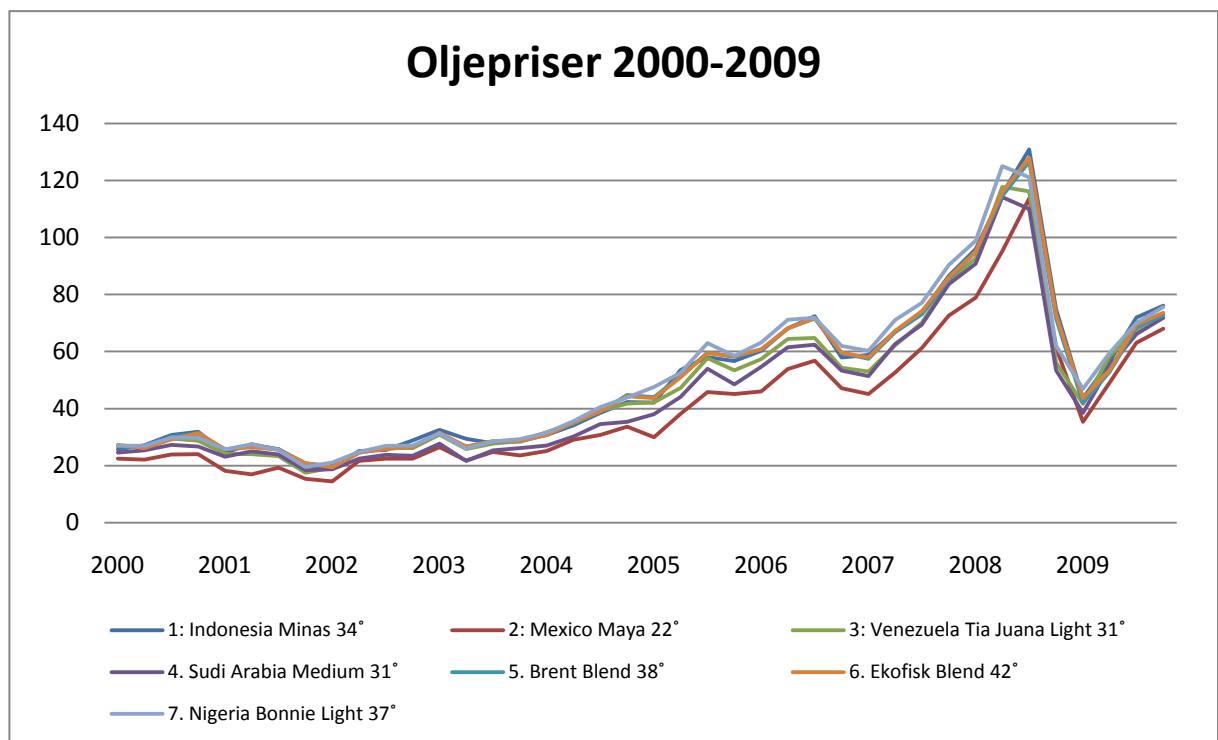
For å forklare hvordan rigg- og oljemarkedet fungerer tar vi utgangspunkt i mikroøkonomisk teori. Markedene består av en tilbudsside og etterspørselsside, og priser fastsettes i likevekten mellom tilbud og etterspørsel. Markedet påvirkes av eksogene sjokk, som gir skift i tilbud og/eller etterspørsel, og dermed endringer i pris (Pindyck og Rubinfeld, 2009). Den økonomiske veksten i Asia kan brukes som et eksempel på et sjokk. For oljemarkedet har den økonomiske veksten i Asia ført til økt etterspørsel, og dermed et positivt skift i etterspørselen.

Effekten av et sjokk avhenger av hvor priselastisk tilbud og etterspørsel er. Priselastisitet kan defineres som prosentvis endring i volum ved én prosents endring i pris. Denne kan vi regne ut med følgende formel:
$$e = \frac{\text{prosentvis endring i mengde}}{\text{prosentvis endring i pris}}$$
 (Pindyck og Rubinfeld, 2009). Det er også viktig å skille mellom virkninger av sjokk på kort og lang sikt, da elastisiteten kan være forskjellig. Vi går nærmere inn på dette i presentasjonen av olje- og riggmarkedet.

1: Dette er ikke tilfellet for norsk sokkel. I Norge legges det vekt på kunnskap om området, erfaring og den planen som legges frem i søknaden, når konsesjoner skal deles ut (Oljedirektoratet, 2010).

2.4 Oljemarkedet

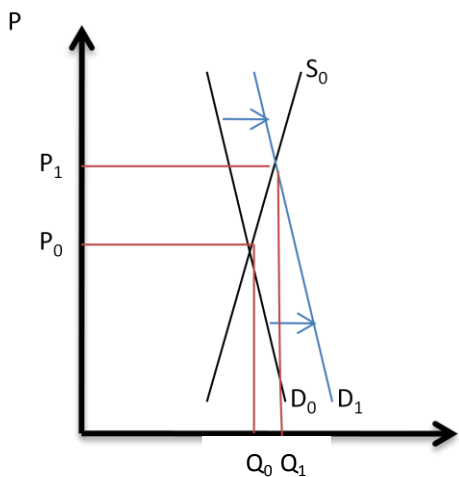
Det er oljeraffinerier som etterspør råolje, men raffinerienes etterspørsel styres av etterspørselen etter de sluttproduktene raffineriene produserer. Råolje regnes i stor grad som en homogen vare, som omsettes i et verdensmarked, men i markedet eksisterer det likevel flere råoljepriser. Prisen avhenger av kvaliteten på oljen og hvilket geografisk område oljen er utvunnet i. Med kvaliteten menes den kjemiske sammensetningen for oljen, hvor de viktigste faktorene er svovelinnhold og tetthet. En olje som har høyt svovelinnhold omtales som "sour", mens en olje med lavt svovelinnhold omtales som "sweet". For å måle tyngde på olje benyttes tyngdemålet API°. En lett olje har høy API°, mens en tung olje har lav API°. Det er de "søtste" og letteste oljene som oppnår høyest pris, da olje av denne kvaliteten krever mindre raffinering enn olje som er tyngre og med et høyere svovelinnhold. Tyngde og svovelinnhold på olje varierer etter hvilket geografisk område den er utvunnet fra, i tillegg til at transportkostnader spiller inn på prisen. Til tross for disse forskjellene er endringer i råoljepriser stort sett uniforme på verdensmarkedet (Hannesson, 1998). Dette vises i figur 2, som illustrerer endringer i oljepris fra perioden 2000-2009 for 7 oljetyper omsatt i verdensmarkedet.



Figur 2: Grafen viser historisk utvikling i 7 kvartalsvise oljepriser (US \$ pr fat) i perioden 2000-2009.

Kort sikt

På kort sikt er volumet som tilbys i råoljemarkedet i stor grad fastsatt av det antall brønner som er i produksjon², og etterspørselen er i stor grad gitt av den kapasitet raffinierier har til å foredle råolje. Den marginale produksjonskostnaden for olje er svært lav, samtidig som kostnaden ved å stanse og starte opp produksjon er høy (Hannesson, 1998). Dette fører til at produsert volum på kort sikt i liten grad påvirkes av prisendringer, altså er tilbudet lite priselastisk på kort sikt.



Figur 3: Vertikal akse gjengir oljepris(P), og horisontal akse gjengir kvantum av olje(Q). S-kurvene er etterspørsel etter olje, og D-kurvene er tilbud av olje. Markedet er i likevekt (D_0, S_0, P_0, Q_0). Etterspørsel skifter ut og det dannes ny likevekt, med ny oljepris og nytt kvantum av olje (D_1, S_1, P_1, Q_1).

Dagens samfunn er svært avhengig av olje som energikilde, da olje benyttes til produksjon av elektrisitet, som drivstoff til de fleste fremkomstmidler, samt at olje er en viktig innsatsfaktor i mange typer industri. På kort sikt vil samfunnet i liten grad kunne redusere sitt forbruk ved økning i oljepris, på grunn av den avhengigheten som er (Hannesson, 1998). Av den grunn er også etterspørselen lite priselastisk på kort sikt. Figur 3 illustrerer et eksempel på effekten av et skift i etterspørsel når tilbud og etterspørsel er lite priselastisk. Et skift i etterspørselskurven fra D_0 til D_1 fører til relativt stor endring i pris, og relativt liten endring i kvantum. Forskning på markedet

viser også at både tilbud og etterspørsel i oljemarked er svært lite priselastisk på kort sikt (Krichene, 2002).

Lang sikt

På lang sikt er derimot både tilbud og etterspørsel mer priselastisk. Et lengre tidsperspektiv gir etterspørselssiden mulighet til å substituere olje med andre energiressurser som kull og gass (Hannesson, 1998). På lang sikt vil man kunne bytte ut motorer drevet av petroleumsprodukter, bygge om kraftverk og endre innsatsfaktorer i industri. Dette gjør at etterspørselen i større grad endrer etterspurt volum ved vedvarende skift i oljeprisen, og dermed er mer elastisk på lang enn på kort sikt.

2: I 1975 startet USA oppbyggingen av et strategisk lager for råolje. Lageret skulle benyttes ved plutselig bortfall av oljeimportmuligheter. Flere land har i ettertid bygget opp lager av denne typen. Den lagrede oljen, om den slippes på markedet, vil påvirke prisen på råolje på kort sikt. Vi ser bort fra disse lagrene i vår forenkling av markedet, da olje kun har blitt sluppet på markedet ved eksepsjonelle hendelser, som for eksempel da orkanen Kathrina påvirket amerikansk produksjon i 2005 (Romero, 2004), (Bamberger, 2005).

Ved økt oljepris vil oljeselskapene ønske å øke tilbudt volum, hvilket er mulig gjennom å bygge ut produksjons- og raffineringkapasitet. I tillegg vil økt oljepris påvirke investeringer i nye oljefelt. Når oljeprisen når et visst nivå vil felt som ikke var økonomisk lønnsomme å utvinne ved lav oljepris bli lønnsomme å sette i produksjon. Forventningsverdien av å finne nye felt vil også bli større, hvilket vil lede til en økende leteaktivitet (Mohn, 2007). Det er ønsket om økt produksjon og leteaktivitet som gir virkninger i riggmarkedet, i form av positivt etterspørselssjokk etter rigger.

2.5 Riggmarkedet

Riggmarkedet består av både store og små aktører. Selskap som Ensco, Seadrill og Diamond Offshore Drilling er markedsledende og eier opp mot 50 rigger hver, mens mindre selskaper eier få, til så lite som én rigg (Rigzone, 2010).

Maksimalt antall rigger i markedet er fast på kort sikt, ettersom det tar flere år å bygge nye borerigger. På kort sikt er derfor riggmarkedet uelastisk på tilbudssiden dersom kapasitetsutnyttelsen er høy. Høy kapasitetsutnyttelse har vært gjennomgående for riggmarkedet i det siste tiåret, hvilket har medført at økt etterspørsel har gitt seg utslag i en veldig høy vekst i riggratene (World Energy Outlook, 2008). Det har imidlertid vist seg at ved synkende etterspørsel, påvirker riggselskaper kapasiteten ved å ta rigger ut av markedet og legge dem i opplag. Dette blir gjort i et forsøk på å opprettholde nivået på riggratene ved fallende etterspørsel (Corts, 2008).

Når et produksjonsselskap har behov for å bore en brønn er det vanlig å hente inn anbud fra aktørene i riggmarkedet. Et oppdrag kan ha store variasjoner fra region til region. Geografiske og geologiske forhold, samt statlige lover og regler, setter begrensninger for hvilke rigger som kan delta i en anbudsrunde. Et anbud bedømmes etter riggens egenskaper, pris, ulykkesstatistikker, tidligere utført arbeid samt andre hensyn og preferanser produksjonsselskapet måtte ha. Etter at et anbud er valgt vil det være ytterligere detaljforhandlinger før endelig kontrakt inngås. Enhver kontrakt er dermed individuell, og dagraten avhenger av hvilken type rigg den gjelder, riggens spesifikasjoner, regionen hvor arbeidet utføres og kontraktens varighet (Corts og Singh, 2004). Tiden som kreves for å bore en brønn avhenger av de geografiske og geologiske forholdene, og kan variere fra 30 til så mye som 200 dager. Lengden på kontrakter

varierer dermed også mye, alt i fra få måneder og opp til flere år (Rigzone, 2010). Man har siste ti år sett at for regioner som Nordsjøen, hvor kapasitetsutnyttelsen har vært svært høy og kravene til riggene svært strenge, er kontraktene lengre enn for eksempel i Mexicogolfen (hvor det har vært ledig kapasitet). Ved å inngå lange kontrakter sikrer produksjonsselskapene seg tilgang til rigger i de markedene hvor det er begrenset kapasitet (World Energy Outlook, 2008).

Til tross for at hver kontrakt er unik gir det en mening å analysere riggrater. Dersom man ser på rater for rigger av samme type over lengre tid, vil dette være en tilnærming til løpende priser i markedet, og dermed gi den beste indikasjonen på hvordan utviklingen i markedet er (Rigzone, 2010).

2.6 Sammenheng mellom oljepris og riggrater

For å øke volumet av olje i markedet kreves det at produksjonen på allerede utviklede felt trappes opp, eller at det oppdages nye felt som kan settes i produksjon. En utvidelse av produksjon på et eksisterende felt krever boring av nye produksjonsbrønner. Dersom en ønsker å oppdage nye felt krever dette boring av letebrønner. Det er med grunnlag i mikroøkonomisk teori rimelig å anta at økning i oljepris fører til at produksjonsselskapene ønsker å øke produksjonen. På kort sikt er ikke denne effekten gjeldende for investeringer i oljebransjen. Oljeselskaper bruker lang tid på å respondere med investeringer ved en økt oljepris, fordi det er en risiko for at oljeprisoppgangen kun er midlertidig (Osmundsen m. fl., 2005). På lang sikt vil økt oljepris føre til økt produksjon. Å øke produksjonen krever økt bore- og leteaktivitet, som igjen fører til et positivt etterspørselsjokk i riggmarkedet. Et skift i etterspørselskurven i riggmarkedet vil resultere i økt kapasitet og økte riggrater. Dette resonnementet danner dermed grunnlaget for sammenhengen mellom oljepris og riggrater.

2.7 Eksisterende litteratur

Etter hva vi kjenner til er det ikke blitt publisert studier som undersøker den direkte sammenhengen mellom riggrater og oljepris. World Energy Outlook (2008) presenterer imidlertid to enkle regresjoner med oljepris som forklaringsvariabel og riggrater som avhengig variabel. Regresjonene er basert på data fra perioden 1997-2007, hvor den ene er for dypvanns flyterigger på amerikansk sokkel og den andre for jack-up rigger i Nordsjøen. Rapporten har ikke noen inngående gjennomgang av resultatene, men presenterer forskjellig helningskoeffisient og forklaringskraft til de to regresjonene. Dette tyder på at det er forskjeller mellom de to tidsseriene. Rapporten konkluderer med at riggetterspørsel og riggrater har blitt drevet opp på bakgrunn av høyere olje- og gasspriser.

Til tross for at vi ikke kjenner til noen studier som ser på den samme sammenhengen som vårt studium, er det mye litteratur som analyserer sammenhenger mellom olje- og riggmarkedet. Det mest nærliggende er analyse av oljepris og riggaktivitet. Dette er etter vår kjennskap første gang analysert av Renshaw (1989), som ser på sammenhenger mellom aktive landrigger i USA og oljepris ved bruk av en simpel regresjon mellom de to variablene.

Ringlund, Rosendahl og Skjerpen (2008) analyserer sammenhengen mellom oljepris og både offshore og onshore riggaktivitet i 6 regionale riggmarkeder. Studien konkluderes med at det finnes en signifikant langsiktig likevekt mellom riggaktivitet og oljepris, samt at det eksisterer forskjeller i likevekten på tvers av de regionale markedene.

Mohn og Osmundsen (2008a) finner ved bruk av årlig tidsseriedata en signifikant langtidseffekt, men ingen korttidseffekt mellom oljepris og riggaktivitet på norsk sokkel i perioden 1965 til 2004.

Mohn og Osmundsen (2008b) finner at det eksisterer en skjevhet i sammenhengen mellom oljepris og leteaktivitet. Studien viser at ved økt volatilitet i oljepris reduseres leteaktiviteten. Mer spesifikt finner de en signifikant sammenheng mellom oljeprisfall og redusert leteaktivitet. Ved påfølgende prisoppgang er det derimot ingen signifikant sammenheng. Dette tyder på at bransjen ved oljeprisoppgang venter en tidsperiode for å se om prisøkningen er forbigående, før det foretas investeringer, mens en avgjørelse om å redusere investeringer tas umiddelbart ved prisnedgang.

Guerra (2008) benytter riggaktivitet som en proxy for oljeinvesteringer for å påvise at kausaliteten mellom oljepris og oljeinvesteringer går begge veier. Studien viser at oljeprisen påvirker oljeinvesteringer på lang sikt. I tillegg konkluderer studien med at det er en motsatt kausalitet, nemlig at oljeinvestering virker inn på oljepris på lang sikt. Studien påpeker at denne påvirkningen er svak. Årsaken til at investeringer påvirker oljepris er at økte investeringer forventes å resultere i økt utnyttelse av eksisterende felt, samt oppdagelse av nye felt, som begge vil resultere i økt tilbud.

3. Metode

I denne oppgaven vil vi benytte økonometrisk metode for å undersøke vår problemstilling. Vi ønsker å finne en sammenheng mellom oljepris og rater for offshore rigger. Det er en prosess å finne denne sammenhengen, da dataene må testes for ulike egenskaper før vi analyserer dem i et modellrammeverk. De metodene vi skal benytte er komplekse, og det vil være nødvendig med en teknisk gjennomgang av metodene. Vi vil starte med en intuitiv forklaring som formidler den kunnskapen som er nødvendig for å forstå og tolke konklusjonen i denne oppgaven. Den tekniske gjennomgangen i seksjon 3.1 til 3.7, vil være spesielt rettet mot lesere med en viss kunnskap innen økonometri.

Fagfeltet økonometri bygger på at man benytter kvantitative og statistiske metoder for å undersøke økonomiske problemstillinger. Goldberger (1964) definerer økonometri på følgende måte: *”Econometrics may be defined as the social science in which the tools of economic theory, mathematics and statistical inference are applied to the analysis of economic phenomena”*(s.1).

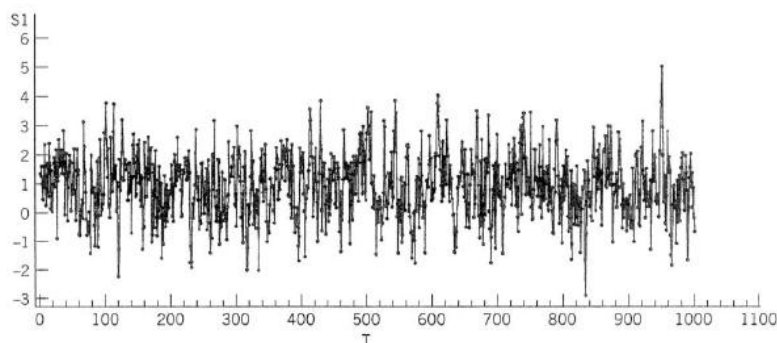
Minste kvadraters metode(OLS) er et økonometrisk verktøy som benyttes for å undersøke sammenhengen mellom variabler. Denne metoden omtales som en regresjon. En regresjonsanalyse tar sikte på å analysere sammenhengen mellom en avhengig variabel og en eller flere uavhengige variabler. Formålet med regresjonen er å estimere eller predikere en best mulig tilnærming til den virkelige sammenhengen mellom variablene(Gujarati og Porter, 2009). Når variablene man skal analysere er i tidsserieform (det vil si variabler som er observert over tid med et bestemt intervall mellom hver observasjon) kan man estimere en regresjon på samme måte som nevnt ovenfor. Eksempler på tidsserier kan være bruttonasjonalprodukt, oljepriser eller fondsindeksjer observert over en tidsperiode.

For at en estimert sammenheng skal være en passende tilnærming til den virkelige, må variablene være stabile. Det innebærer at hver variabel som inngår i en regresjon må ha en forventningsverdi og varians som ikke er avhengig av tid (se figur 4). Variabler som ikke er stabile vil ha en tendens til å utvikle seg helt tilfeldig, og vil derfor være umulige å predikere. Disse variablene er i tillegg veldig rigide, da et tilfeldig sjokk ikke vil forsvinne av seg selv over tid, men være utgangspunkt for den videre utviklingen for tidsserien. Et eksempel på slike er en variabel av formen ”tilfeldig gang” (se figur 5). For en slik

variabel vil den beste prediksjon for verdi i neste periode være dagens verdi. Regresjoner som inneholder slike variabler gir som regel ingen mening. Dette innebærer at den estimerte sammenhengen kun gir uttrykk for samvariasjon mellom to variabler og ikke årsak-virkning forholdet mellom variablene i regresjonsanalysen (Harris og Sollis, 2003). Det er mulig å teste formelt om variablene har de egenskapene som er nødvendige for å benytte dem i en regresjon. Vi vil komme nærmere innpå de tekniske aspektene bak dette i seksjon 3.1 til 3.4.

Figur 4

En stabil (stasjonær) tidsserie

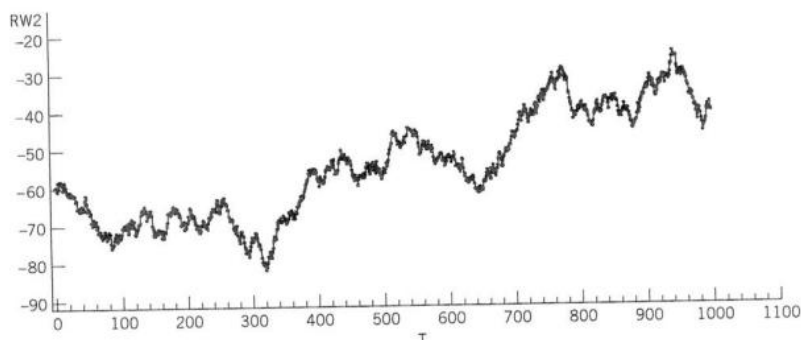


$$Y_t = 0.5 + 0.5 * Y_{t-1} + \varepsilon, \text{ der } \varepsilon \sim N(0,1)$$

Kilde: Hill m. fl. (2001)

Figur 5

En ustabil (ikke-stasjonær) tidsserie (Tilfeldig gang/Random walk)



$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon, \text{ der } \varepsilon \sim N(0,1)$$

Kilde: Hill m. fl. (2001)

Når man skal undersøke sammenhengen mellom variabler som ikke oppfyller kravene om stabilitet, og som dermed utvikler seg helt tilfeldig over tid, må man være varsom. Det er viktig å behandle slike tidsserier på riktig måte for å unngå at man estimerer en sammenheng som ikke er sann³. Hovedregelen er at man ikke skal benytte slike tidsserier, men det finnes imidlertid et spesialtilfelle. Dersom variablene samvarierer, og beveger seg tilnærmet likt over tid, til tross for at de hver for seg er ustabile, vil det være en mulighet for at det kan estimeres en likevektssammenheng mellom dem. Årsaken til det er at det er uobserverbare økonomiske krefter som sørger for at variablene ikke driver langt fra

3: Dette omtales som en spuriøs regresjon, og vi vil omtale dette nærmere i seksjon 3.4.

hverandre, og at differansen mellom dem oppfører seg stabilt, selv om variablene hver for seg ikke gjør det. Eksempelvis kan man sammenlikne det med prisene til to like produkter i samme marked. Konsumentenes mulighet til substituering mellom to produkter fører til at prisene på lang sikt ikke kan drive fra hverandre, da dette innebærer at konsumentene velger det billigste alternativet. Her er substitueringsmuligheten den økonomiske kraften som forhindrer at prisene driver fra hverandre, selv om prisene opptrer som en ”tilfeldig gang”. Dersom vi kan påvise at variablene samvarierer på denne måten, vil man kunne si at de er kointegrert med hverandre. Det finnes metoder som er egnet til å håndtere tilfellet der man har to eller flere ustabile variabler som er kointegrert. Vi kan også teste kointegrasjon formelt, noe vi vil komme tilbake til senere.

For å undersøke om det er en sammenheng mellom oljepris og riggrater, vil vi først undersøke om variablene oppfyller kravet om stabilitet. Hvis det er tilfellet kan vi estimere en enkel regresjon basert på disse tidsseriene. Om de imidlertid viser seg ikke å være stabile, må vi behandle dem på en bestemt måte før vi undersøker om det er en sammenheng mellom dem. Vi må da først teste om de er kointegrert med hverandre. Hvis de er det, kan vi estimere en modell som er spesielt egnet til å håndtere slike tilfeller. Modellen vi da benytter er vektor-feiljusteringsmodellen. Vi vil gå i mer detalj på hvordan denne modellen er satt opp og hvordan en skal tolke estimatorene i seksjon 3.7.

3.1 Stasjonaritet

Verbeek (2008) påpeker viktigheten av stasjonaritet på følgende måte: *”To apply standard estimation or testing procedures in a dynamic time series model, it is typically required that the various variables are stationary, since the majority of economic theory is built upon the assumption of stationarity”*(s.323).

Utgangspunktet for stasjonaritetsanalyse er den førsteordens autoregressive prosessen (AR(1)),

$$1) \quad y_t = \rho y_{t-1} + u_t, \text{ der } u_t \sim N(0,1).$$

Når $|\rho| = 1$ har variabelen en enhetsrot, og er dermed ikke-stasjonær. Dette kjenner vi som fenomenet stokastisk trend. Dersom $|\rho| < 1$, er variabelen stasjonær. En stasjonær tidsserie har en tendens til å vende tilbake til en konstant forventningsverdi, og vil fluktuere rundt denne med en konstant varians (se figur 5). En ikke-stasjonær variabel vil derimot ikke vende tilbake til en konstant forventningsverdi, og variansen øker med tiden (se figur 6).

I følge Harris og Sollis (2003) kan vi konkludere med at en stokastisk prosess er (svakt) stasjonær dersom de tre følgende forutsetningene er tilfredsstillt.

- $E[y_t] = \text{konstant for alle } t$.

Dette innebærer at man har samme konstante forventningsverdi for hele tidsserien, og at den stokastiske prosessen fluktuerer rundt forventningsverdien.

- $Var[y_t] = \text{konstant for alle } t$.

Det vil si at variabelen y_t skal ha en konstant varians som ikke øker over tid.

- $Cov[y_t, y_s] = \text{konstant for alle } t$

Her kreves det at kovariansene mellom y_t og tidligere verdier av y_t er uavhengig av tid. Kovariansen vil imidlertid øke når intervallet mellom dem øker, men med en konstant verdi.

Videre antar man at det eksisterer både forventningsverdi og varians for den stokastiske prosessen. Disse forutsetningene sikrer kovarians-stasjonaritet (svak stasjonaritet). En noe strengere definisjon av stasjonaritet innebærer at den samlede distribusjonen av

(y_t, \dots, y_{t-h}) , er uavhengig av tid over alle intervall h . Med andre ord avhenger de kun av h og ikke t . Den noe svakere definisjonen kovarians-stasjonaritet, er tilstrekkelig i forhold til de metoder vi benytter (Verbeek, 2008). Vi vil videre omtale kovarians-stasjonaritet med ordet stasjonaritet.

Når vi har en ikke-stasjonær tidsserie, kan dette skyldes at den enten er stasjonær om en deterministisk trend og dermed er trend-stasjonær (se ligning 4), at den har stokastisk trend (enhetsrot), eller at den har en kombinasjon av disse (Enders, 2010).

$$2) y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t, \text{ der } (\beta_0 + \beta_1 t) \text{ er deterministisk trend og } \varepsilon_t \sim N(0,1).$$

Man må imidlertid kontrollere for eventuell deterministisk trend, sesongvariasjon og konstant før man ser etter stokastisk trend, ettersom vi forholder oss til konstant forventningsverdi og konstant varians i definisjonen av stasjonaritet. En deterministisk trend kan vi enkelt håndtere ved å fjerne trend fra tidsserien. Stokastisk trend er imidlertid mer problematisk å håndtere. Vi kan forsøke å differensiere tidsserien og se om den da er stasjonær (Enders, 2010). Dersom dette er tilfelle, er tidsserien førsteordensintegrert. Må den differensieres n ganger før den er stasjonær, er den integrert av n 'te orden. Den omtales da som en $I(n)$ variabel. Vi vil ikke behandle tilfeller med variabler som er integrert av høyere orden enn 1. Dersom vi antar at $|\rho| = 1$ i ligning 1, har vi en ikke-stasjonær variabel. Ligningen kan da formuleres som:

$$3) y_t = y_0 + a_0 t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i, \text{ der } \varepsilon_i \sim N(0,1)$$

$$4) \Delta y_t = a_0 + \varepsilon_t, \text{ der } \varepsilon_t \sim N(0,1)$$

Forventningsverdi, varians og autokovarians til y_t på differensiert form (se ligning 4) er konstant og uavhengig av tid. y_t er dermed $I(1)$, ettersom den må differensieres én gang før den blir stasjonær.

Det er store forskjeller mellom en tidsserie som er førsteordensintegrert og en som ikke er integrert, henholdsvis omtalt som I(1) og I(0). Verbeek (2008) omtaler forskjellene mellom en I(1) og en I(0) tidsserie som følger: *"An I(0) series fluctuates around its mean with a finite variance that does not depend on time, while an I(1) series wanders widely"*(s.282). Tidsserien med enhetsrot vil være veldig persistent. Et tilfeldig sjokk vil for en I(1) tidsserie vedvare, og aldri forsvinne. Dette kan vi enkelt se ved å ta for oss ligning 1 ved tilfellet med $|\rho| = 1$, og reformulere den autoregressive prosessen til:

$$5) y_t = y_{t-n} + \sum_{j=0}^{n-1} u_{t-j}, u_t \sim N(0,1).$$

Dagens verdi av variabelen y , vil være bestemt av den verdien på variabelen som forelå på tidspunktet $t-n$, samt summen av feilledd til prosessen fra perioden $t-n$ til i dag. Dette tilsier at tilfeldige sjokk som den stokastiske prosessen har blitt påført, har akkumulert seg og aldri forsvunnet. Ligning 5 er ekvivalent med ligning 3.

$$6) y_t = \rho^n y_{t-n} + \sum_{j=0}^{n-1} \rho^j u_{t-j}, u_t \sim N(0,1).$$

For en variabel som følger en I(0) prosess settes $|\rho| < 1$. Vi kan da enkelt se fra ligning 6, som også er en reformulering av ligning 1, at de tilfeldige sjokkene vil dø ut etter hvert. Dette er fordi sjokkene fra tidligere perioder kun ilegges en vekt som er mindre enn 1 og som går mot null når $t-n$ øker (Harris og Sollis, 2003).

3.2 Test for enhetsrot

Ettersom en ikke-stasjonær tidsserie kan skape problemer med analyse av en estimert modell, er det utviklet flere tester for enhetsrot. Stock (1994) påpeker at makroøkonomiske tidsserier som konsum, inntekt og valutakurser ofte inneholder enhetsrot, og at det derfor er viktig å teste for dette når man håndterer slike tidsserier. Testene varierer i fremgangsmåte. Noen tester har som nullhypotese at en tidsserie har enhetsrot, og behandler stasjonaritet som en alternativ hypotese, mens andre tester har stasjonaritet som nullhypotese og enhetsrot som alternativhypotese. Dersom man mistenker at det er deterministiske elementer, som for eksempel trend eller konstant i prosessen til variabelen, kan man kontrollere for dette i de fleste testene (Lütkepohl og Krätzig, 2004).

Utvidet Dickey Fuller

Den utvidete Dickey Fuller-testen er en utvidelse av Dickey Fuller test for enhetsrot. Denne testen benyttes for å teste om en AR(k) prosess inneholder enhetsrot. For enkelhets skyld tar vi for oss utledningen av sistnevnte test her, og utvider deretter uttrykket til den ligning som benyttes i utvidet Dickey Fuller test.

Vi tar først for oss AR(1) prosessen fra ligning 1 med en konstant α :

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$$
$$y_t - y_{t-1} = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + e_t$$

Dette leder oss til ligningen som i Dickey Fuller testen benyttes for å teste enhetsrot:

$$7) \Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + e_t, \text{ der } \theta = (\rho - 1), \text{ og utgjør test-statistikken}$$

Utvidet Dickey Fuller test (ligning 8) er utledet på samme måte, men med en AR(k) prosess som utgangspunkt.

$$8) \Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-1} + e_t, \text{ der } \theta = (\rho - 1), \text{ og utgjør test-statistikken.}$$

Ved bruk av en Dickey Fuller test kan autokorrelasjonen oppstå som en følge av at den datagenererende prosessen blir testet gjennom et AR(1) rammeverk, når den i virkeligheten følger en AR prosess av høyere orden. Feilleddet i ligning 7 vil være autokorrelert for å kompensere for feilspesifisering av prosessen. Dette vil videre ugyldiggjøre bruken av Dickey Fuller distribusjonen for å trekke konklusjoner om enhetsrot, da denne distribusjonen gjelder for en test der feilleddet til ligning 7 og 8 er hvit støy. Utvidet Dickey Fuller test tillater at prosessen inneholder deterministiske elementer som konstant og trend. Videre benyttes samme teststatistikk og samme kritiske grenser som i enkel Dickey Fuller test. Teststatistikken fra den utvidede Dickey Fuller testen er kun fordelt etter Dickey Fuller distribusjonen asymptotisk, da denne testen er mer generell enn den enkle Dickey Fuller testen (Harris Sollis, 2003).

Phillips-Perron og KPSS

Phillips og Perron (1988) har foreslått et alternativ til utvidet Dickey Fuller enhetsrottest. De benytter ikke-parametriske teknikker for å ta høyde for autokorrelasjon. Utgangspunktet er den enkle Dickey Fuller testen, og det utføres en ikke-parametrisk justering av t-test statistikken til θy_{t-1} fra ligning 7. Denne justeringen blir gjort av den samme årsak som at man benytter en utvidet Dickey Fuller test. Justeringen er av typen Newey-West (Verbeek, 2008), men vi vil ikke gå nærmere inn på hvordan disse er konstruert. Phillips-Perron testen har de samme asymptotiske kritiske grensene som Dickey Fuller testene.

Dersom vi ikke kan forkaste nullhypotesen om enhetsrot i de nevnte testene, innebærer ikke dette nødvendigvis at tidsserien har enhetsrot. Tester for enhetsrot er ikke særlig gode til å skille mellom tilfeller der vi har en ρ som er nær én og $\rho = 1$. Ofte skyldes dette at vi ikke har nok informasjon til å forkaste nullhypotesen, for eksempel for korte tidsserier. Når man skal sammenlikne tester er ofte testenes styrke noe man diskuterer. Formelt er styrken til en test lik sannsynligheten for at man forkaster en falsk nullhypotese. Som eksempel vil en test som har høy styrke korrekt forkaste nullhypotesen om enhetsrot når tidsserien man tester i virkeligheten er stasjonær (Enders, 2010). Utvidet Dickey Fuller test og Phillips-Perron test mangler i tillegg styrke til å skille mellom en trend-stasjonær prosess og en ikke-stasjonær prosess med drift. Monte Carlo studier gir ingen klar indikasjon på hvilken av Phillips-Perron testen og den utvidede Dickey Fuller testen som har mest styrke (Verbeek, 2008). Problemet med liten styrke i enhetsrottestene kombinert med lite informasjon, kan gi feil konklusjon angående enhetsrot. Dette medfører at sannsynligheten for å beholde en falsk nullhypotese om enhetsrot, når prosessen i virkeligheten er stasjonær, er stor.

Kwiatkowski m. fl. (1992) forslår en alternativ test der man tester nullhypotesen om $I(0)$ mot alternativet $I(1)$. Denne testen omtales normalt som KPSS. I testen benyttes en Lagrange multiplikator som test statistikk. Som i utvidet Dickey Fuller og Phillips-Perron kan man korrigere for autokorrelasjon ved hjelp av Newey-West justering av t-verdien til testestimatorene. Kwiatkowski m. fl. (1992) rapporterer kritiske verdier for denne testen. Dette er en test som ofte benyttes som et supplement til mer tradisjonelle enhetsrottester som en utvidet Dickey Fuller test, ettersom den har mer styrke til å forkaste en falsk nullhypotese enn både utvidet Dickey Fuller test og Phillips-Perron test (Verbeek, 2008).

3.3 Optimalt antall lags

Når man håndterer en utvidet Dickey Fuller test er det viktig å velge det riktige antallet lags man skal inkludere. Ved å inkludere for få lags, vil man ikke oppnå hvit støy i residualene til ligning 8, ettersom man har feilspesifisert AR(k) prosessen. Testestimatoren blir da ikke korrekt estimert, og vil ikke være gyldig for testing av enhetsrot (Enders, 2010). Ved å inkludere for mange lags, taper testen styrken til å forkaste nullhypotesen om enhetsrot, da flere lags reduserer antall frihetsgrader. Man kan også oppleve at man forkaster nullhypotesen om enhetsrot når man bruker et antall lags, mens man beholder nullhypotesen når man bruker et annet antall lags. Således er testen sensitiv til det antall lags man inkluderer (Enders, 2010). Enders (2010) nevner flere metoder for å fastsette antall lags som er optimalt å benytte i testen.

Gordon (1994) illustrerer i sin artikkel hvor sensitiv en konklusjon om enhetsrot kan være med hensyn til antall lags benyttet. Han påpeker videre viktigheten av ikke å trekke konklusjoner fra en test basert på et informasjonskriterium alene, da det kan bli en annen konklusjon dersom man bruker en annen metode for å fastlegge optimalt antall lags i testen.

General-to-specific metoden går ut på at man starter med å estimere en regresjon med mange lags og eliminerer siste lag dersom dette ikke er statistisk signifikant. En gjentar prosedyren helt til testen ender opp med et statistisk signifikant siste lag. Gitt at den korrekte lag- lengden er innbefattet i den mengden av lags man starter med, vil denne metoden gi korrekt antall lag med asymptotisk sannsynlighet lik 1 (Enders, 2010).

Akaike's informasjonskriterium(AIC) er en annen metode man kan benytte for å finne frem til det korrekte antall lags man skal benytte i en enhetsrottest (Enders, 2010). I AIC beregnes det en "trade-off" mellom økt forklaringsgrad og tap av frihetsgrader ved å inkludere flere forklaringsvariable. Prosedyren med å fastsette antall lags består i at man estimerer de alternative representasjonene man står ovenfor. Deretter settes variansen til de alternative modellene σ^2 , antall regressorer (S) og til slutt antall observasjoner(N) inn i målfunksjonen i ligning 9. Man minimierer da målfunksjonen i ligning 9 nedenfor. Den modellvarianten som returnerer lavest AIC verdi foretrekkes (Verbeek, 2008). Det antall lags som er inkludert i denne modellvarianten blir benyttet i analysen.

$$9) A = \sigma^2 \exp \left[2 \times \frac{S}{N} \right]$$

AIC benyttes vanligvis for å sammenligne to ikke-nestede modeller og for å se hvilken som egner seg best til å bruke. I tilfellet med enhetsrot-testing, finner vi AIC verdi for den utvidede Dickey Fuller-ligningen (ligning 8), med forskjellig antall lags. Denne metoden kan også benyttes til fastsetting av antall lags i kointegrasjonstestene vi skal diskutere i seksjon 3.5, samt til å avgjøre antall lags som skal spesifiseres i en modell som skal estimeres.

3.4 Spuriøs regresjon

Verbeek (2008) beskriver problemet med spuriøs regresjon som følger: *„regressing a non-stationary variable Y_t upon a non-stationary variable X_t may lead to a so called spurious regression, in which estimators and test-statistics are misleading”*(s.323). For å vise at OLS estimatorene er konsistente, brukes resultatet om at utvalgs(ko)variensene konvergerer mot populasjons(ko)variensene. Når variablene man benytter i regresjonen er ikke-stasjonære, er dessverre ikke dette tilfellet grunnet tidsavhengig forventningsverdi og varians (Verbeek, 2008).

Granger og Newbold (1974) påpeker problemet med tilfeller der man har estimert regresjoner med veldig høy forklaringsgrad R^2 , men med en lav Durbin Watson statistikk. Dette blir regnet som et autokorrelasjonsproblem. Når et slikt problem observeres antas det at estimatorene i regresjonen er forventningsrette, men at man ikke kan ha tiltro til estimatorenes standardavvik og t-statistikk. Tradisjonelt løses slike autokorrelasjonsproblemer ved at man justerer estimatorenes t-verdier ved hjelp av ikke-parametriske teknikker som for eksempel Newey-West. Granger og Newbold (1974) rettet kritikk mot denne allmenne løsningsprosedyren på autokorrelasjonsproblemer. De estimerte regresjonen

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t, \text{ der}$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \text{ og}$$

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

X_t og Y_t er to uavhengige ”tilfeldig gang” tidsserier. De estimerte 100 simuleringer, og rapporterte teststatistikken for β_1 . Nullhypotesen om mangel på sammenheng mellom variablene ble feilaktig forkastet i hele 75 av 100 tilfeller. At Granger og Newbold (1974) estimerer en signifikant sammenheng i 3 av 4 tilfeller, er årsak til bekymring. Dette indikerer at det er en sammenheng mellom to uavhengige variabler der det ikke er noen

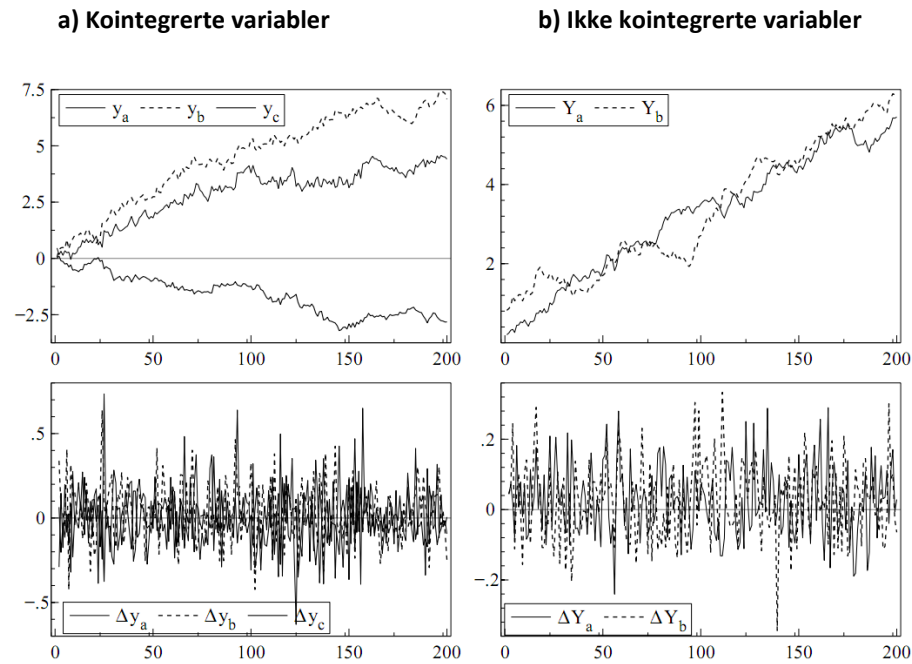
kausalt sammenheng. Dette skyldes at variablene i regresjonen er ikke-stasjonære. Det er derfor viktig å undersøke om tidsseriene er stasjonære før man benytter dem i en regresjonsanalyse.

Ved tilfeller der man mistenker spuriøs regresjon er det tryggere å bruke variablene i differensiert form i regresjonen, men man taper informasjon ved å gjøre dette. Granger og Newbold (1974): *"The fact that many economic `levels` are near random walks or integrated processes means that considerable care has to be taken in specifying one`s equation"*(s.117). Det kan da være en fordel å sjekke om variablene er stasjonære før man velger å benytte dem i en regresjon, og deretter behandle dem på riktig måte dersom det viser seg at de er integrerte.

3.5 Kointegrasjon

Teorien om kointegrasjon er motivert av likevektsteori fra økonomisk litteratur. Enders (2010) betrakter sammenhengen mellom likevektsteori og kointegrasjon på følgende vis *"Equilibrium theories involving nonstationary variables require the existence of a combination of the variables that is stationary."*(s.358). Dersom to eller flere integrerte variabler beveger seg likt over tid, etter at de er justert for deterministisk trend og sesongvariasjon, er de kointegrert (Abadir, 2004). I figur 6 a) nedenfor har vi to plott av tre kointegrerte variabler. Det øverste plottet viser variablene på nivåform, mens det nederste plottet viser variablene på differensiert form. I figur 6 b) har vi plot av to ikke-stasjonære variabler som ikke er kointegrert, der det øverste plottet er på nivåform og det nederste plottet er på differensiert form. Det er ikke lett å skille mellom disse to tilfellene ut fra figur 6 a) og b).

Figur 6



Kilde: Hendry og Juselius (2001)

Dersom to variabler er førsteordensintegrert vil normalt en lineær kombinasjon av disse også være førsteordensintegrert. Det er imidlertid en mulighet at den lineære kombinasjonen vil være stasjonær. Variablene er da satt sammen av en kointegrerende konstant som gjør at denne lineære kombinasjonen mellom de ikke-stasjonære variablene er stasjonær. Fra ligning 10, kan vi se en kointegrerende relasjon mellom to ikke-stasjonære variabler. Ligning 11 viser at den lineære kombinasjonen av disse er stasjonær

$$10) X_t = \beta Y_t, \text{ der } X_t \text{ og } Y_t \text{ er førsteordensintegrert, } I(1).$$

$$11) X_t - \beta Y_t = e_t, \text{ der } e_t \text{ er stasjonær, } I(0).$$

Dette spesialtilfellet innebærer i så fall at det finnes en underliggende økonomisk sammenheng mellom de to variablene. Engle og Granger (1987) omtaler dette økonomiske fenomenet, "An individual economic variable, viewed as a time series, can wander extensively and yet some pairs of the series may be expected to move so that they do no drift too far apart. Typically economic theory will propose forces which tend to keep such series together"(s.251). Til tross for at variablene hver for seg beveger seg helt tilfeldig, vil den lineære kombinasjon av dem bevege seg som en stasjonær variabel (Harris og Sollis, 2003). Dette gjør det mulig å estimere en sammenheng mellom variablene. Samtidig kan vi teste for kointegrasjon formelt.

Vi vil i vår analyse fokusere på 3 metoder for å teste for kointegrasjon. Dette er henholdsvis Engle-Granger to-stepsprosedyre, test med feiljusteringsmodell og Johansens vecrank test. Vi vil også se nærmere på analyseverktøyene innenfor kointegrasjon; feiljusteringsmodell og vektor-feiljusteringsmodell.

Engle-Granger to-stepsprosedyre

Denne testen blir regnet for å være den enkleste testen for kointegrasjon. Testen følger en prosedyre bestående av to steg. Man estimerer først $X_t = \beta Y_t + e_t$ fra ligning 10. Dette representerer en langsiktig statistisk relasjon mellom de to variablene som skal testes for kointegrasjon. Deretter tester man om residualene fra denne regresjonen beveger seg som en stasjonær variabel, det vil si om $X_t - \beta Y_t = e_t$, er stasjonær. Dersom residualen, e_t er stasjonær, vil man konkludere at variablene er kointegrerte. Man benytter Dickey Fuller eller utvidet Dickey Fuller for å teste dette. Nullhypotesen i denne kointegrasjonstesten er at variablene ikke er kointegrerte. Altså at residualen er ikke-stasjonær, og at man dermed ikke har kointegrasjon mellom variablene. Man opererer med egne kritiske grenser når man benytter en Dickey Fuller test eller en utvidet Dickey Fuller test i en Engle-Granger kointegrasjonstest. Dette er nødvendig fordi man i første del av testen må estimere en langsiktig statistisk relasjon mellom variablene. Kritisk grense på 5% signifikansnivå er tabulert i Banerjee, Dolado og Galbraith (1993). I denne testen for kointegrasjon foreligger det en restriksjon om en felles faktor. Denne felles faktor restriksjon innebærer at det er en tredje uobserverbar variabel som påvirker begge variablene som testes for kointegrasjon (Banerjee, Dolado og Galbraith, 1993).

Som for enhetsrøttene vil Engle-Granger to-stepsprosedyre ha liten styrke til å forkaste en falsk nullhypotese om ingen kointegrasjon i tilfeller der den lineære kombinasjonen mellom de ikke-stasjonære variablene er nær en enhetsrot. Dette er fordi man benytter en utvidet Dickey Fuller test for å teste for kointegrasjon i denne to-stepsprosedyren. Campos, Ericsson og Hendry (1996) hevder at denne metoden for å teste kointegrasjon har liten styrke til å forkaste en falsk nullhypotese dersom det ikke er en felles faktor mellom variablene som testes. En test basert på en estimert feiljusteringsmodell vil ha mer styrke i slike tilfeller (Campos, Ericsson og Hendry, 1996).

Test av kointegrasjon i en feiljusteringsmodell

Metoden for å teste for kointegrasjon i en feiljusteringsmodell innebærer at man estimerer en feiljusteringsmodell, for deretter å undersøke om leddet som skal uttrykke den langsiktige likevekten er signifikant forskjellig fra null. Kremers, Ericsson og Dolado (1992) viser hvordan man i en feiljusteringsmodell som den i ligning 12 kan teste for kointegrasjon direkte ved å se om estimatoren for den statiske likevekten, α_2 er signifikant forskjellig fra null. Vi vil i dette avsnittet nøye oss med å fokusere på selve testen⁴.

$$12) \Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 (x_{t-1} - \beta y_{t-1} - \beta_0) + \varepsilon_t,$$

Denne metoden for å teste for kointegrasjon har imidlertid restriksjoner på α_1 og σ_ε^2 . Kiviet og Phillips (1992) utviklet derfor en test hvor en ikke har disse restriksjonene. Vi går gjennom utledning av Kiviet og Phillips (1992) metode i vedlegg 9.2. Forutsetningen for å få en gyldig test for kointegrasjon med denne metoden er at feilleddet til den estimerte feiljusteringsmodellen er $I(0)$, og at begge variablene som inngår i feiljusteringsmodellen er $I(1)$. Kritisk grense på 5% signifikansnivå er tabulert i Banerjee, Dolado og Mestre (1998).

Banerjee, Dolado og Galbraith (1993) viser gjennom Monte Carlo-simuleringer at metoden for testing av kointegrasjon i en feiljusteringsmodell, er en test med mer styrke til å forkaste nullhypotesen om ingen kointegrasjon enn Engle-Granger to-stepsprosedyre. I sistnevnte test er spesielt felles faktorrestriksjonen fellende for testens styrke. Campos, Ericsson og Hendry (1996) antyder at metoden med kointegrasjonstesting gjennom en feiljusteringsmodell som foreslått i Kremers, Ericsson og Dolado (1992) (ligning 12) vil benytte tilgjengelig informasjon, som for eksempel dynamikk, på en bedre måte enn Engle-Granger to-stepsprosedyre. Dette bidrar til at denne testen har mer styrke enn Engle-Granger to-stepsprosedyre når man ikke har felles faktor mellom variablene. Feiljusteringsmetoden har også sine svakheter. Forutsetningen om eksogenitet i forklaringsvariabelen bidrar til at denne testen mister en del styrke relativt til tester der forutsetningen om eksogenitet ikke gjelder. Det kan også i noen tilfeller forekomme skjevhet i estimatorene i modellen, dersom en antar svak eksogenitet, når variabelen i virkeligheten ikke er svakt eksogen (Banerjee, Dolado og Galbraith, 1993).

Johansens Vecrank test for kointegrasjon

Feiljusteringsmodellen vi har estimert er avhengig av at forklaringsvariabelen kan regnes for å være strengt eller svakt eksogen. Denne restriksjonen innebærer at det kun er den ene

4: Se vedlegg 9.2 for utledning og tolkning av denne modellen

variabelen som justerer seg i henhold til likevekten og uavhengig variabel, og at ikke uavhengig variabel påvirkes av hverken statistisk likevekt eller avhengig variabel. Dersom dette ikke er tilfelle vil vi ikke kunne regne den uavhengige variabelen som svakt eksogen, og vi vil være i fare for å estimere forventningsskjevne estimatorene. Et brudd på denne forutsetning vil svekke metoden for test av kointegrasjon med en feiljusteringsmodell betraktelig, og denne testen vil i dette tilfellet ikke ha nok styrke til å forkaste nullhypotesen om at variablene ikke er kointegrerte. Ved å gå over til vecrank testprosedyren kan man teste for kointegrasjon uten å kreve at en av variablene skal være svakt eksogen (Hendry og Juselius, 2000).

Johansens (1995) vecrank testprosedyre kan benyttes for å undersøke om 2 eller flere variabler er kointegrert. Prosedyren baserer seg på en log likelihood sammenlikning. En log likelihood estimering vil si at estimatorene er beregnet på en slik måte at sannsynlighet for avvik mellom prediksjon og observasjon er minimert. Dersom log likelihood til en modell hvor kointegrerende vektorer er inkludert, er signifikant forskjellig fra log likelihood til en modell som ikke inkluderer disse, forkaster vi nullhypotesen om null kointegrerende vektorer. I testen undersøkes hvor mange kointegrerende vektorer det er i relasjonen mellom de aktuelle variablene, noe vi vil omtale som relasjonens rang. Dersom det er en lavere rang enn antall variabler i relasjonen, vil rangen gi uttrykk for hvor mange kointegrerende vektorer det er i denne. Hendry og Juselius (2001) formulerer det på følgende måte;

“ H_p : $rank = p$, i.e., full rank, so x_t is stationary

H_r : $rank = r < p$, i.e., r cointegrating relations.”(s.94).

Hvor $rank(r) =$ antall kointegrerende vektorer og $p =$ antall variabler i relasjonen.

Prosedyren starter ved å teste nullhypotesen med null kointegrerende vektorer mot en alternativhypotese der det er flere. Dersom man forkaster denne nullhypotesen går man videre og tester en ny nullhypotese om én kointegrerende vektor mot et alternativ med flere enn én kointegrerende vektorer, deretter tilsvarende test av flere kointegrerende vektorer. Testingen stanser der man for første gang ikke forkaster nullhypotesen til fordel for alternativhypotesen. Dersom man ender opp med å beholde nullhypotesen om null kointegrerende vektorer, har man ikke statistisk grunnlag for å hevde at variablene er kointegrert. Dersom man forkaster nullhypotesen om null kointegrerende vektorer og

deretter beholder nullhypotesen om én kointegrerende vektor, kan man si at variablene er kointegrert så lenge antall kointegrerende vektorer er mindre enn antall variabler i relasjonen ($0 < \text{rang} < p$). Når antall kointegrerende vektorer er lik antall variabler i relasjonen ($\text{rang} = p$), indikerer testen at alle variablene i relasjonen er stasjonære (Johansen, 1995).

Johansen (1995) har også spesifisert testen slik at man kan velge mellom 5 ulike alternativer for deterministiske elementer som trend og konstant. Man kan videre velge mellom å legge inn deterministiske elementer i den langsiktige statiske likevekten og/eller utenfor denne (Hendry og Juselius, 2001). Hendry og Juselius (2001) hevder også at man som regel har en formening om hva man skal benytte av deterministiske elementer i testen og modellen for øvrig. Det vil være viktig å spesifisere riktig alternativ hva angår deterministiske elementer, da både teststatistikk og kritiske verdier påvirkes av denne spesifiseringen (Johansen, 1995). Kritiske verdier er gjengitt i Johansen (1995).

3.6 Feiljusteringsmodell

Feiljusteringsmodellen har vært i bruk siden 1964 (Hendry og Juselius, 2000). Dette er en modell med utgangspunkt i teorien om kointegrasjon, og derfor en modell innenfor likevektsteori. Modellens oppbygging tilsier at forklaringsvariabelen skal avhenge av graden forklarende variabel avviker fra en langsiktig statistisk likevektssammenheng mellom dem (Banerjee, Dolado og Galbraith, 1993). Hendry og Juselius (2000) omtaler Engle og Granger (1987) som et viktig bidrag til etablering av feiljusteringsmodeller, og følgende sitat indikerer at det er en klar sammenheng mellom kointegrasjon og feiljusteringsmodeller, “...Engle and Granger (1987) proved that ECMs and cointegration were actually two names for the same thing: cointegration entails a negative feedback involving the lagged levels of the variables, and a lagged feedback entails cointegration.” (s.16).

Den enkleste form av en feiljusteringsmodell kan uttrykkes på følgende måte:

$$\Delta y_t = \alpha (x_{t-1} - \beta y_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Hver av variablene x_t og y_t er førsteordensintegrerte variabler som utvikler seg helt tilfeldig grunnet stokastisk trend. Det foreligger likevel en forutsetning i feiljusteringsmodellen om at det eksisterer en langsiktig statistisk likevekt mellom de to variablene, uttrykt som: $x_t = \beta y_t$.

Dersom det forekommer avvik fra den langsiktige statiske likevekten, vil dette gapet lukkes av at en eller flere av variablene justerer seg på en måte slik at det lukkes igjen. Parameteren foran den statiske likevekten vil være en estimator for hvor lang tid det tar fra avviket oppstår til det forsvinner (Enders, 2010). Gjennom dette enkle eksempelet kan man klart se sammenhengen mellom kointegrasjon og feiljusteringsmodeller.

Banerjee, Galbraith og Dolado (1990) viser hvordan man kan reparametrisere en autoregressiv distribuert lag modell (ADL) til en feiljusteringsmodell (ECM). Videre kan feiljusteringsmodellen generaliseres til å inkludere flere lags. Dette ser en enkelt ved transformere for eksempel en ADL(3,3) til en ECM(2,2). Man åpner da for muligheten til også å inkludere kortsiktige virkninger av den uavhengige variabel på den avhengige variabel, samtidig som man bevarer tolkningen av den langsiktige statiske likevektens innvirkning på avhengig variabel (se eksempel i Hendry og Juselius, 2001). Vi går gjennom utledningen av modellen i vedlegg 9.2.

3.7 Vektor-feiljusteringsmodell

Banerjee, Dolado og Galbraith (1993) påpeker at man ved å estimere en vektor-feiljusteringsmodell ikke behøver å forutsette at forklaringsvariabelen er svakt eksogen. I tillegg er ikke lenger felles faktorrestriksjonen fra Engle-Grangers to-stepsprosedyre en forutsetning for å påvise kointegrasjon når man benytter dette rammeverket. Banerjee, Dolado og Galbraith (1993) utleder vektor-feiljusteringsmodellen fra en vektor autoregressiv modell til en vektor-feiljusteringsmodell.

En vektor-feiljusteringsmodell kan uttrykkes på følgende måte:

$$\Delta x_t = \phi_1 \Delta x_{t-1} - \alpha(\beta' x_{t-1}) + \pi + \varepsilon_t,$$

der $\varepsilon_t \sim IN_p[0, \Omega_\varepsilon]$, Ω_ε er positiv definit og symmetrisk og π er en konstant.

Dette er en vektor-feiljusteringsmodell i vektornotasjon. Dette innebærer at x_t er en vektor med flere variabler. I tilfellet med vår analyse vil da både oljepris og riggrater være innbefattet i x_t . Modellen har samme tolkning som feiljusteringsmodellen fra seksjon 3.6, men vi har nå like mange ligninger som det er variabler. I tilfellet med oljepris og riggrater, har vi 2 ligninger, der hver av dem er satt opp som en feiljusteringsmodell tilsvarende den i seksjon 3.6. Man får da at α er en vektor med 2 justeringsparametere og β én kointegrerende konstant.

Hendry og Juselius (2001) viser hvordan man kan finne kortsiktige effekter på de avhengige variablene i systemet ved å implementere flere lags i modellen. Fra modellrepresentasjonen ovenfor, kan man analysere de kortsiktige effektene ut fra ϕ_1 . Banerjee, Dolado og Galbraith (1993) antyder at man håndterer eventuelle simultanitetsproblemer ved å inkludere flere lags i modellen. Videre hevder de at dersom vektor feiljusteringsmodellen skal være en gyldig modellering av systemet, må minst en av ligningene ha et feiljusteringsledd som er signifikant forskjellig fra null. Det vil si at vektoren α må inneholde minst en verdi som er signifikant forskjellig fra null. Dersom vektoren α kun inneholder konstanter som ikke er signifikant forskjellig fra null indikerer dette at variablene ikke er kointegrert. Vektor-feiljusteringsmodellen er da ikke lenger egnet for å estimere sammenhengen mellom disse variablene. Dette kan testes på forhånd ved bruk av vecranktesten som er diskutert i seksjon 3.5. Man benytter det antall kointegrerende vektorer i den modellspesifiseringen som man ender opp med i vecranktesten.

Man kan i vektor-feiljusteringsmodellen, som i vecranktesten, velge mellom 5 ulike trend spesifikasjoner (Hendry Juselius, 2001). Disse kan være innbefattet i konstanten π , i den kointegrerende relasjonen, eller begge deler. Vi går gjennom utledningen av vektor-feiljusteringsmodellen i vedlegg 9.3.

4. Data

Data for riggrater ble utlevert i februar 2010 av et internasjonalt oljeselskap med aktivitet i Norge. Det inneholder nominelle, kvartalsvise gjennomsnitt for riggrater rapportert i amerikanske dollar for perioden 2000-2009. Det er kun rater for offshorerigger i datasettet og vi ser derfor bort fra onshore oljesektor i vår analyse. Dataene var inndelt i seks regionale riggmarkeder (Asia, Mexicogolfen, Latin-Amerika, Midtøsten, Nordvest Europa og Vest-Afrika) ved utlevering. I tillegg er det riggrater for Norsk Sokkel for den samme perioden. Vi har valgt å beholde denne inndelingen, da det gir mulighet for å undersøke Norge spesielt, samt at vi ikke besitter detaljer til å forbedre inndelingen.

For hver region er det separate data for rigger av typen jack-up og flyterigg. For Midtøsten er det kun rater for jack-up rigger. For Nordvest Europa er det i tillegg til data for jack-up og flyterigg også data for high-spec jack-up rigger. For norsk sokkel er det kun data for high-spec jack-up rigger og high-spec flyterigger.

En jack-up rigg er en borerigg med nedsenkbare støtteben. Når riggen er i posisjon senkes støttebena og løfter riggen over vannflaten for å skåne den for påvirkning fra bølger og tidevann mens borearbeidet pågår. Flyterigger inkluderer alle flytende rigger og boreskip. Flytende rigger senker seg ned i vannet ved å fylle ballasttanker med vann. Nedsenkingen er for å redusere påvirkningen av bølger og tidevann, men riggen forblir flytende gjennom arbeidet. Boreskip forblir flytende på overflaten ved boring. Bransjen deler riggene inn i 6 generasjoner, alt etter hvilke boreddybder de er i stand til å operere i. Første generasjons rigger kan bore ned til 600 fot, mens sjette generasjons rigger kan bore ned mot 10000 fot. En rigg som er 4. generasjon eller nyere regnes som high-spec.

Oljepriser er hentet fra US Energy Information Administration. På grunn av prisforskjellene som er mellom de geografiske regionene, samt at det er lett tilgjengelig prisdata for alle typene av olje, har vi i analysen benyttet priser på den oljetypen med høyest salgsvolum for hver geografisk region.

For Asia benyttes pris for Indonesia Minas 34°, for Mexicogolfen benyttes Mexico Maya 22°, for Latin Amerika benyttes Venezuela Tia Juana Light 31°, for Midtøsten benyttes Saudi Arabia Medium 31°, for Nordvest Europa benyttes Brent Blend 38°, for Norsk

Sokkel benyttes Ekofisk Blend 42° og for Vest-Afrika benyttes Nigeria Bonnie Light 37°. Hver oljepris er rapportert i nominelle priser notert i amerikanske dollar. Det er hentet daglige data som er konvertert til kvartalsvise ved bruk av gjennomsnitt.

Riggrater og oljepris er inflasjonsjustert ved å benytte produsentprisindeks for produksjonsindustri i USA (PPI). Dette er gjort for å fjerne trend i datasettet som skyldes inflasjon. Indeksen er hentet fra US Bureau of Labor Statistics. Dette er en månedlig indeks som viser gjennomsnittlig endring i salgspriser for produkter i USA(<http://www.bls.gov/ppi/>). Forskjellen fra konsumprisindeks er at PPI viser selgers perspektiv, og ser bort fra statlig subsidiering og lignende. Vi har benyttet månedlige PPI-data til å konstruere en kvartalsvis indeks. Olje omsettes i et internasjonalt marked hvor alle priser noteres i amerikanske dollar. I tillegg til dette er USA største importør og konsument av råolje. I mangel på prisindekser for hver enkelt region har vi derfor valgt å benytte amerikansk PPI som justering for alle oljepristidsseriene. Det mest korrekte ville være å justere hver tidsserie med hvert enkelt lands PPI, men vi mener at å benytte amerikansk PPI er en akseptabel tilnærming.

Justering for trend er foretatt i henhold til metoden foreslått i Enders (2010). Enders (2010) hevder at deterministisk trend påvirker resultatene for stasjonaritetstester. Det er derfor nødvendig at det justeres for deterministisk trend før en tester for stasjonaritet, med mindre testen man benytter tar høyde for deterministiske elementer. Både oljepris og riggrater er justert for trend, da vi fant at denne var statistisk signifikant. Trendjustering vil være hensiktsmessig når vi ønsker å isolere relasjonen mellom riggrater og oljepris, og det er denne relasjonen alene vi ønsker å undersøke. Det ble også testet for sesongvariasjon, men da denne ikke var statistisk signifikant ble det ikke gjort noen justeringer. Deskriptiv statistikk er vedlagt (vedlegg 9.1).

5. Resultater

5.1 Stasjonaritetsanalyse

Fremgangsmåte

Stasjonaritetsanalysen starter med å undersøke om oljepris og riggrater i de forskjellige regionene er førsteordensintegrert. At variablene er $I(1)$ er en forutsetning for at vi skal teste for kointegrasjon.

Vi starter med å sette opp en utvidet Dickey Fuller modell med mange lags:

$$\Delta y_t = y_{t-1} + \Delta y_{t-1} + \dots + \Delta y_{t-6}$$

Deretter estimeres denne modellen, og vi beregner AIC verdi. Vi reduserer så et lag og gjentar prosessen. Samme prosess gjentas helt til vi har estimert modellen med null lags;

$$\Delta y_t = y_{t-1}$$

som er tilsvarende Dickey Fuller testen. Optimalt antall lags vi skal benytte i testen fastsettes ved å velge det alternativet som gir lavest AIC verdi (se seksjon 3.3). På grunn av at vi har såpass kort tidsserie, beregner vi maksimalt antall lags til 6⁵.

Vi bruker utvidet Dickey Fuller enhetsrottest til å teste oljepriser og riggrater for enhetsrot. Dersom vi ikke kan forkaste H_0 om enhetsrot, differensierer vi tidsseriene og tester de differensierte tidsseriene på tilsvarende måte. Dette er for å avklare om de er stasjonære etter differensiering, og således $I(1)$.

Som presentert i resultatene under, var teststatistikkene for oljeprisene helt i grensen til forkastning for mange av områdene. Dersom vi benytter 1% signifikansnivå vil vi beholde H_0 om enhetsrot i 5 av 7 regioner. Vi undersøker derfor om konklusjonen er konsistent med resultat fra Phillips-Perron enhetsrottest og KPSS test.

Resultat

Vi tester først om oljeprisen er $I(1)$. Ved utvidet Dickey Fuller enhetsrottest forkaster vi H_0 om enhetsrot i oljeprisen for alle de 7 områdene. Dette tyder på at oljeprisen er stasjonær og ikke $I(1)$. Ved Phillips-Perron enhetsrottest beholder vi H_0 om enhetsrot i 6 av 7 regioner. Resultatet fra KPSS testen støtter resultatet fra utvidet Dickey Fuller test om at oljepris er stasjonær. For de differensierte oljeprisene forkaster vi H_0 om enhetsrot for alle de 7 områdene. Ettersom vi ender opp med uklare resultater for om oljeprisen er

5: Vi finner fra 0 til 4 lags signifikant. Se vedlegg 9.4.2.

I(1) eller ikke, velger vi å støtte oss til eksisterende litteratur som hevder at oljeprisen er I(1) (Ringlund, Rosendahl og Skjerpen, 2008), (Krichene, 2002).

Ved bruk av utvidet Dickey Fuller enhetsrottest på riggratene beholder vi H_0 om enhetsrot for de ikke-differensierte riggratene, og forkaster H_0 om enhetsrot for de differensierte riggratene. Dette gjelder i alle tilfeller med unntak av flyterigger i Nordvest Europa. Etersom de resterende riggratene er stasjonære når de er differensiert, er de I(1). Testresultater fra stasjonaritetensanalysen er vedlagt i vedlegg 9.4.2 og 9.4.3.

5.2 Resultat fra kointegrasjonstest med Engle-Grangers to-stepsprosedyre

Fremgangsmåte

Vi utfører en Engle-Granger to-stepsprosedyre for å teste om variablene er kointegrert. Når vi skal teste om residualen fra estimeringen i første steg av testen er stasjonær, står vi igjen ovenfor valget av hvor mange lags vi skal inkludere i den utvidede Dickey Fuller testen. AIC benyttes til å fastsette optimalt antall lags, og vi gjentar samme prosedyre for denne fastsettelsen som beskrevet i første avsnitt under Stasjonaritetensanalyse (seksjon 5.1).

Basert på resultatet fra Mohn og Osmundsen (2008b) utvider vi kointegrasjonstesten ved å inkludere en kvalitativ dummyvariabel for asymmetrisk investeringsadferd. Denne binære variabelen er satt opp som følger.

$$p_t < p_{t-1} \rightarrow D_{assym} = 1$$

$$p_t \geq p_{t-1} \rightarrow D_{assym} = 0$$

Dette betyr at når oljeprisen stiger eller holdes konstant, blir $D_{assym} = 0$ mens når oljeprisen faller blir $D_{assym} = 1$.

Resultat

H_0 om ingen kointegrasjon blir ikke forkastet for noen av tidsseriene. At vi kontrollerer for asymmetrisk investeringsadferd bidrar ikke til at vi forkaster H_0 i flere tilfeller, og dummyvariabelen er ikke statistisk signifikant i den langsiktige relasjonen for de fleste tilfeller. Konklusjonen vi trekker fra Engle-Grangers to-stepsprosedyre, er at den ikke påviser kointegrasjon forårsaket av en felles faktor. Resultatene fra testen er oppført i tabell i vedlegg 9.4.4.

5.3 Resultat fra kointegrasjonstest med feiljusteringsmodell

Fremgangsmåte

Følgende modell⁶ estimeres, og denne er utgangspunktet for å teste for kointegrasjon mellom oljepris og riggrater:

$$\Delta y_t = b_0 + \varphi_1 \Delta y_{t-1} + b_3 \Delta x_t - \delta_1 \Delta x_{t-1} + \vartheta y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Vi bruker t-verdien til estimatoren for den statisk langsiktige likevekten, ϑ fra ligningen ovenfor, som test-statistikk i kointegrasjonstesten. Ettersom trend og konstant ikke er statistisk signifikant i modellen, ekskluderer vi dem. For å fastsette optimalt antall lags vi skal benytte i testen for hvert område og riggtype bruker vi AIC prosedyren. For å sikre at t-verdiene er mest mulig korrekte utfører vi en regresjon som er robust mot heteroskedastisitet og autokorrelasjon. Vi kontrollerer for en eventuell asymmetrisk investeringsadferd, som nevnt i Mohn og Osmundsen (2008b), ved å igjen inkludere dummyvariabelen som vi introduserte i seksjon 5.2.

Resultat

Vi forkaster H_0 om ingen kointegrasjon i 3 av 14 tilfeller. Dette anser vi som svake resultater, da vi hadde forventet å påvise kointegrasjon for alle tilfellene. Dummyvariabelen for asymmetrisk investeringsadferd er ikke statistisk signifikant i mer enn ett tilfelle, og endrer ikke på testresultatene om kointegrasjon. Feiljusteringsmodellen kunne vært benyttet i videre analyse av vår problemstilling dersom vi hadde påvist en langsiktig sammenheng mellom oljepris og riggrater i flere av regionene. Men på bakgrunn av at testen kun påviser sammenheng i 3 av 14 tilfeller, gir ikke denne modellen nok grunnlag for videre analyse. Testresultatene for kointegrasjonstest med feiljusteringsmodellen er oppført i tabell i vedlegg 9.4.4.

Dette leder oss til den siste kointegrasjonstesten, vecrank, som åpner for at oljeprisen kan være endogen i relasjonen mellom oljepris og riggrater.

5.4 Resultat fra kointegrasjonstest med Vecrank

Fremgangsmåte

Guerra (2008) hevder at kausaliteten mellom investeringer og oljepris går begge veier. På bakgrunn av dette resultatet benytter vi vecranktesten, som vil gi oss en mulighet til å teste

6: Se vedlegg 9.2 for utledning av denne modellen, samt nærmere forklaring av parameterne

for kointegrasjon, selv når man ikke antar at en av variablene er eksogene. Samtidig behøver vi ikke å legge restriksjoner om felles faktor mellom variablene i testen.

Før vi tester for kointegrasjon med vecranktesten finner vi optimalt antall lags vi skal benytte i testen ved bruk av AIC prosedyren. Vi utfører deretter testen utviklet av Johansen (1995) basert på dette antallet lags.

Resultater

Vi beholder H_0 om null kointegrerende vektorer for én av tidsseriene, mens vi forkaster nullhypotesen om én kointegrerende vektor for 5 av tidsseriene. Vi beholder nullhypotesen om én kointegrerende vektor for 8 av totalt 14 tidsserier. Dette er resultater som taler for at det finnes en langsiktig sammenheng mellom variablene oljepris og riggrater i 8 av 14 regioner. Basert på disse resultatene anser vi vektor-feiljusteringsmodellen som en passende modell for å estimere sammenhengen mellom riggrater og oljepris. Vi vil derfor estimere denne modellen, og gjennomgå resultatene for hver region og hver riggtype, slik at vi kan tallfeste et estimat på den langsiktige sammenhengen. Testresultatene er oppført i tabell i vedlegg 9.4.4.

5.5 Resultat fra estimering med vektor-feiljusteringsmodell

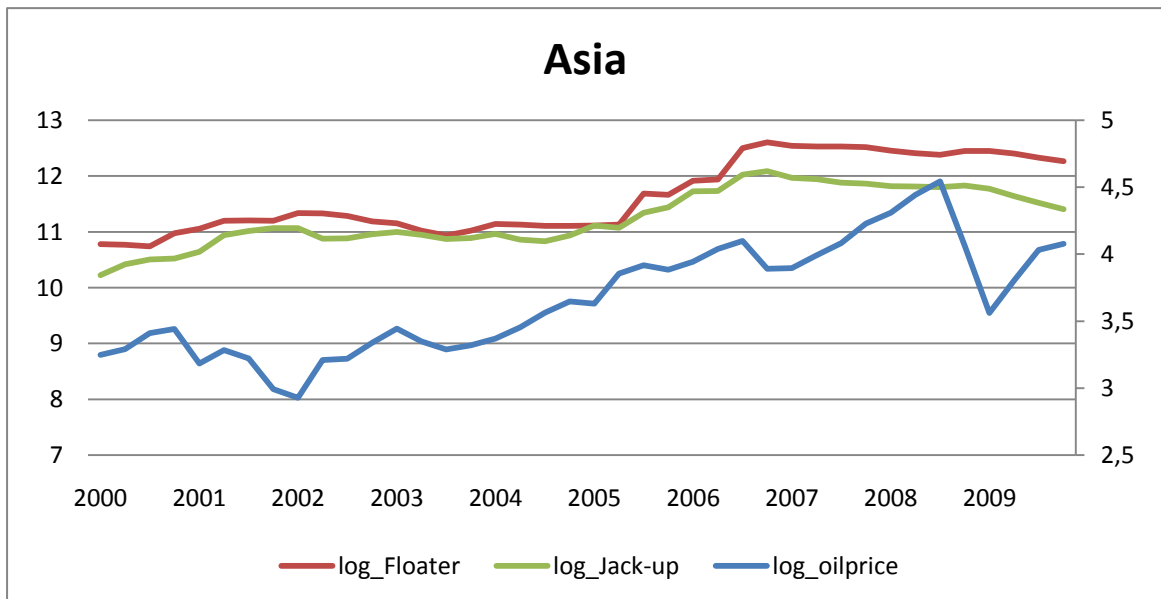
Vektor-feiljusteringsmodellen vi estimerer inkluderer verken konstant- eller trendledd. Dette er fordi vi har justert for trend, og trend og konstant blir derfor ikke statistisk signifikant for noen av regionene.

I følgende presentasjon har vi satt opp resultatene som fremkommer fra estimeringen av vektor-feiljusteringsmodellen. Vi presenterer kun resultatene fra de områdene og riggtypene som har bestått vecranktest for kointegrasjon mellom oljepris og riggrater. Se vedlegg 9.4.5 for de resterende tidsseriene. I tillegg presenterer vi kun estimatorene for justeringsparameterene til oljepris og riggrater, samt den langsiktige likevekten mellom dem. Se vedlegg 9.4.5 for estimater for kortsiktige effekter.

I de vedlagte tabeller har vi inkludert estimatorer og z-verdier. I henhold til økonometrisk metode hevder vi at en forklaringsvariabel er statistisk signifikant dersom en kan forkaste nullhypotesen om at variabelen ikke er statistisk signifikant med 95% sikkerhet. Kritisk grense for test-estimatoren, z , er 1.96. Dette tilsier at når z -verdien er høyere i absoluttverdi enn 1.96 er forklaringsvariabelen statistisk signifikant.

Resultater regioner

Asia



Figur 8: Grafene viser endring i riggrater og oljepris i perioden 2000 til 2009 i Asia. Venstre akse måler logaritmen til riggrater (i US dollar). Høyre akse måler logaritmen til oljepris (i US dollar).

Asia		12. Jack-Up	
$\Delta riggrate_t$	Koeffisient	Z-verdi	
$likevekt_{t-1}$	-0.0688	-3.42	
R^2	0.2363		
$\Delta oljepris_t$			
$likevekt_{t-1}$	0.0680	2.29	
R^2	0.1209		
likevekt			
<i>riggrate</i>	1		
<i>oljepris</i>	-3.951	-4.34	

Tabell 6.1.1: viser utdrag av resultatene fra Vektor-feiljusteringsmodell i Asia. For fullstendig resultat, se vedlegg 9.4.5

I vecranktesten finner vi at det er null kointegrerende vektorer mellom oljepris og rater for flyterigger, mens vi finner én kointegrerende vektor for sammenhengen mellom jack-up riggrater og oljepris.

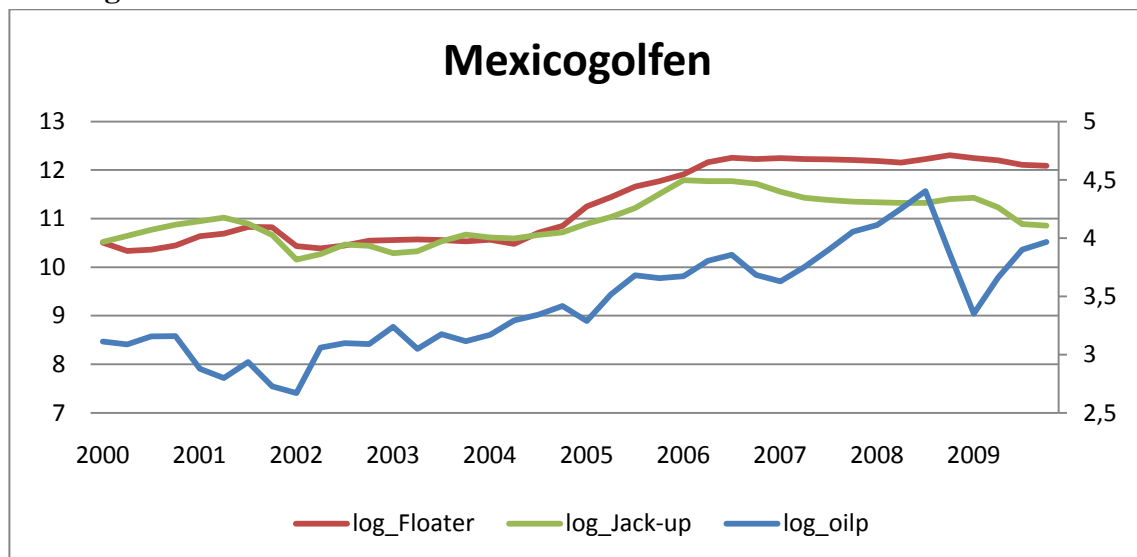
Resultatene fra vektor-feiljusteringsmodellen tyder på at vi ikke har noen sammenheng mellom oljeprisen og rater for flyterigger i denne regionen. Vi finner imidlertid en sammenheng mellom oljeprisen og ratene for jack-up rigger. Sammenhengen består av en langsiktig likevekt representert av en elastisitet på 4.0%. Dette tilsier at dersom vi får en oppgang i oljeprisen på 1%, vil ratene for jack-up rigger stige med 4.0% på lang sikt.

Justeringsparameterne i modellen kan tolkes som hvor mange prosent av ulikevekten som fjernes hvert kvartal dersom oljeprisen og riggratene beveger seg bort fra den langsiktige likevekten. Vi har justeringsparametere på 6.8% og 6.9% for henholdsvis oljepris og riggrater, noe som innebærer at ca. 7% av ulikevekten elimineres for hvert kvartal av hver variabel når man kommer bort fra likevekten. Justeringsparameteren er statistisk

signifikant for både oljepris og riggrater. Dette tilsier at både oljeprisen og riggratene er sensitive til avvik fra den langsiktige likevekten, og at begge vil endre seg for å justere seg tilbake mot likevekten. Vi oppfatter likevel justeringen som lav, noe som tyder på at responsen til begge variablene i forhold til avvik fra langsiktig likevekt tar lang tid.

Til de estimerte ligningene i ligningssystemet finner vi en forklaringsgrad på 23.6% og 12.1% for henholdsvis jack-up riggrater og oljepris. Forklaringsgraden er et uttrykk for hvor mye av variansen til avhengig variabel som tilskrives den estimerte sammenhengen mellom riggrater og oljepris. Dette tilsier at den langsiktige sammenhengen mellom variablene, som er den eneste forklaringsvariabelen i dette ligningssystemet, forklarer 23.6% av variasjonen i riggrateendringer og 12.1% av variasjonen i oljeprisendringer. Det er fortsatt mye variasjon i begge variabler som ikke kan forklares av den langsiktige likevekten. Noe av årsaken kan være at vi kun har en forklaringsvariabel i modellen.

Mexicogolfen



Figur 9: Grafene viser endring i riggrater og oljepris i perioden 2000 til 2009 i Mexicogolfen. Venstre akse måler logaritmen til riggrater (i US dollar). Høyre akse måler logaritmen til oljepris (i US dollar).

Ved bruk av vecranktesten finner vi én kointegrerende vektor for flyterigger, og mer enn én kointegrerende vektor for jack-up rigger. Vektor feiljusteringsmodellen kan da ikke brukes til analyse av sammenheng mellom for jack-up riggrater og oljepris i denne regionen.

Ut fra estimering av sammenhengen mellom rater for flyterigger og oljepris finner vi at det eksisterer en langsiktig signifikant sammenheng i form av en elastisitet på 3.1%. Det

Mexicogolfen	<i>21. Floater</i>	
$\Delta riggrate_t$	<i>Koeffisient</i>	<i>Z-verdi</i>
$likevekt_{t-1}$	-0.0651	-2.01
R^2	0.3222	
$\Delta oljepris_t$		
$likevekt_{t-1}$	0.1689	3.47
R^2	0.3055	
<i>likevekt</i>		
<i>riggrate</i>	1	
<i>oljepris</i>	-3.0991	-5.07

Tabell 6.1.2: viser utdrag av resultatene fra Vektor-feiljusteringsmodell i Mexicogolfen. For fullstendig resultat, se vedlegg 9.4.5

tilsier at riggratene på lang sikt responderer med en økning på 3.1% dersom oljeprisen øker med 1%.

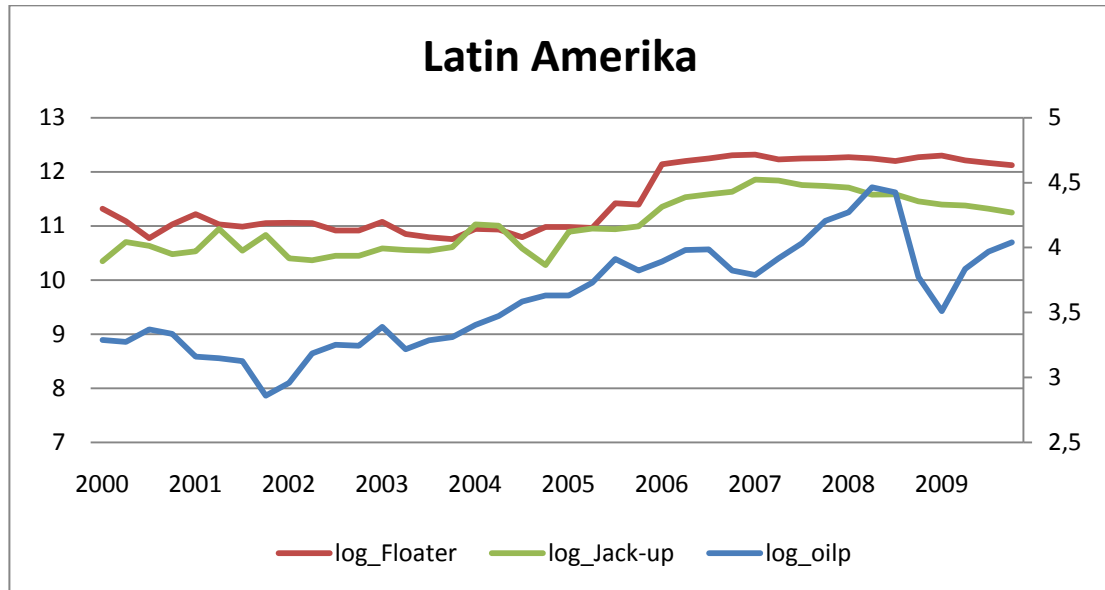
Justeringsparameteren til riggratene er på 6.5%, noe som tilsvarer tallene for jack-up rigger i Asia. For oljeprisen er justeringsparameteren på 16.9% og således noe høyere. Det tyder på at når det oppstår avvik fra langsiktig likevekt, vil oljeprisen respondere raskere på ulikevekten enn riggratene. Begge variabler justerer seg allikevel sakte ved avvik fra langsiktig likevekt mellom riggrater og oljepris i denne regionen.

Forklaringsgraden til de estimerte sammenhengene er på 32.2% og 30.6% for henholdsvis riggrater og

oljepris. Dette er høyt tatt i betraktning at vi har estimert en sammenheng mellom 2 variabler. Det tilsier at den langsiktige likevekten, samt laggede verdier av begge variabler i hver ligning, forklarer ca. en tredjedel av variansen til endringen i variablene. Noe av årsaken til de høye forklaringsgradene kan tilskrives at vi har inkludert laggede verdier av avhengig variabel i begge ligningene. Disse er begge statistisk signifikante.

De kortsiktige virkningene av forklarende variabel er ikke statistisk signifikant for verken oljeprisen eller riggratene i denne regionen.

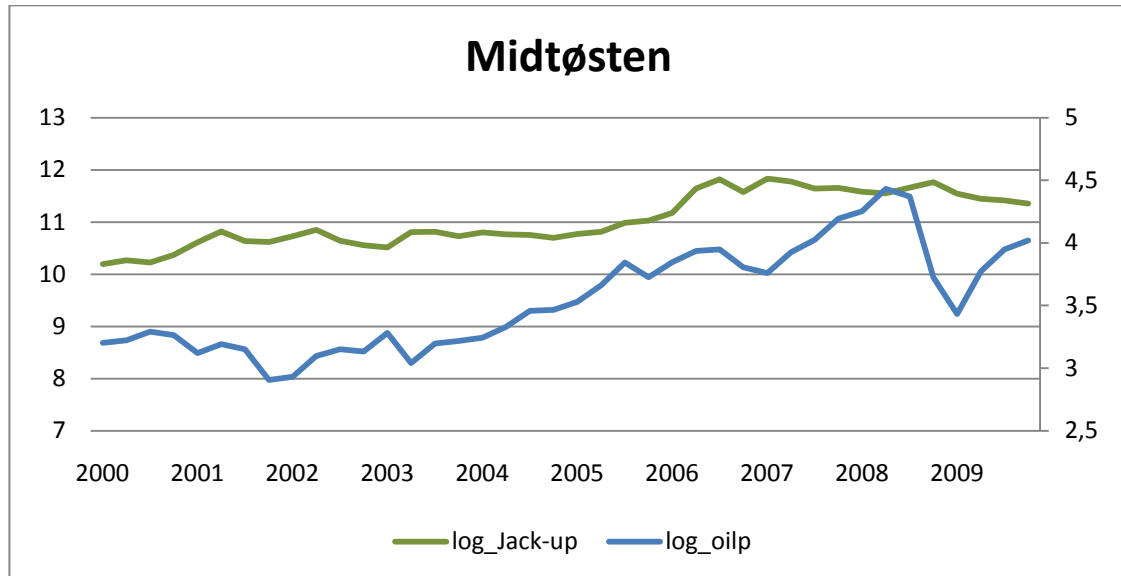
Latin Amerika



Figur 10: Grafene viser endring i riggrater og oljepris i perioden 2000 til 2009 i Latin Amerika. Venstre akse måler logaritmen til riggrater (i US dollar). Høyre akse måler logaritmen til oljepris (i US dollar).

Vi finner at riggrater for Latin Amerika er $I(1)$ ved utvidet Dickey-Fuller test. Ved utvidet Dickey-Fuller test av oljepris, påviser vi ikke at oljeprisen er $I(1)$, mens Phillips-Perron enhetsrottest påviser at oljeprisen er $I(1)$. Vi finner at variablene ikke er kointegrert i feiljusteringsmodellen og Engle-Granger to-stepsprosedyren, og vi påviser flere enn én kointegrerende vektor mellom variablene i vecranktesten. Ut fra disse resultatene kan vi ikke hevde at det er en langsiktig sammenheng mellom oljepriser og riggrater i Latin-Amerika, og vi analyserer dermed ikke resultatet fra vektor-feiljusteringsestimeringen.

Midtøsten



Figur 11: Grafene viser endring i jack-up riggrater og oljepris i perioden 2000 til 2009 i Midtøsten. Venstre akse måler logaritmen til riggrate (i US dollar). Høyre akse måler logaritmen til oljepris (i US dollar).

Midt-Østen	<i>42. Jack-up</i>	
$\Delta riggrate_t$	Koeffisient	Z-verdi
likevekt _{t-1}	-0.1342	-2.70
R^2	0.1608	
$\Delta oljepris_t$		
likevekt _{t-1}	0.1154	1.98
R^2	0.0935	
likevekt		
riggrate	1	
oljepris	-1.9441	-3.43

Tabell 6.1.3: viser utdrag av resultatene fra Vektor-feiljusteringsmodell i Midtøsten. For fullstendig resultat, se vedlegg 9.4.5

I vektor-feiljusteringsestimeringen for jack-up rigger finner vi en signifikant langsiktig likevekt som tilsvarer en elastisitet på 1.9%. Dette er lavere enn for flere av de andre områdene der vi har en signifikant langsiktig likevekt mellom oljepris og riggrater, og tilsier at riggratene responderer med en økning på 1.9% dersom oljeprisen øker med en prosent.

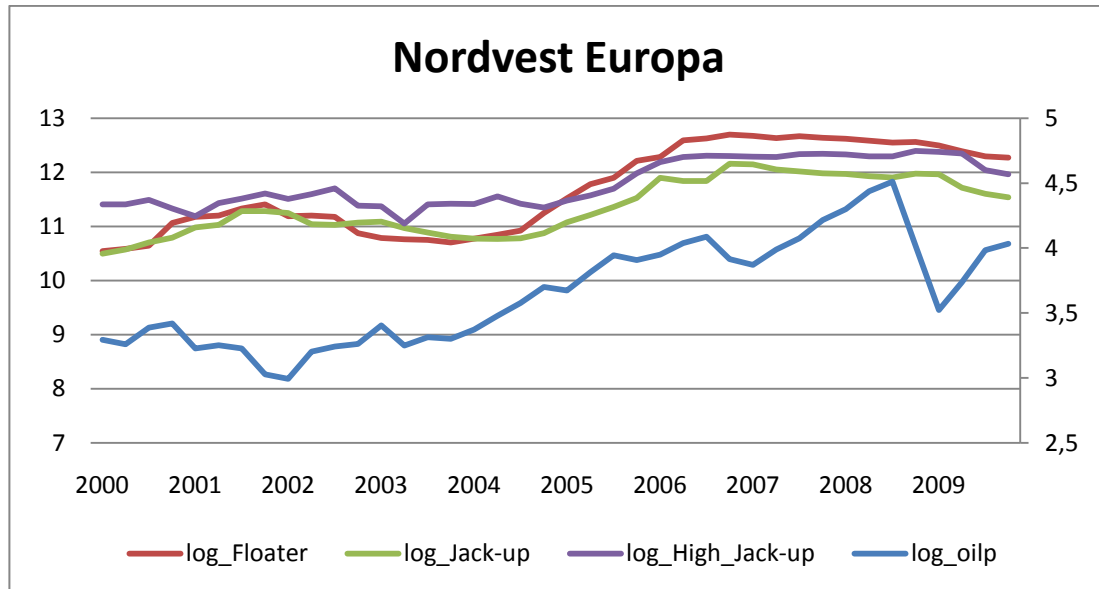
Justeringsparameterne er på 13.4% og 11.5% for henholdsvis riggrater og oljepris, og begge er statistisk signifikante. Forskjellen mellom justeringsparameterne er imidlertid ikke statistisk signifikant, og vi har dermed ikke grunnlag for å si hvilken som justeres i størst grad av riggratene og oljeprisen. Variablenes

justering i forhold til avvik fra likevekt tar lang tid også i denne regionen.

Forklaringsgraden til ligningen for riggrater er på 16.1%, mens den til ligningen for oljeprisen er på 9.4%. En forklaringsgrad på 16.1% indikerer at det er mye annet som påvirker riggratene og oljeprisen enn kun den langsiktige sammenhengen. Oljeprisens forklaringsgrad er lavere i Midtøsten enn i alle de andre regionene vi har valgt å undersøke. Dette kan ha sammenheng med at vi har inkludert færre lags i denne regionen

enn for flere av de andre regionene. I tillegg er de fleste produksjonsnasjonene i denne regionen medlemsland i OPEC. De utøver en kontroll over oljeproduksjonen i medlemslandene, noe som kan slå ut på forklaringsgraden til endringer i oljeprisen. OPECs kontroll over oljeprisen er noe vi ikke har kontrollert for i vår analyse.

Nordvest Europa



Figur 12: viser endring i riggrater og oljepris i perioden 2000 til 2009 i Nordvest Europa. Venstre akse måler logaritmen til riggrater (i US dollar). Høyre akse måler logaritmen til oljepris (i US dollar).

For sammenhengen mellom rater for flyterigger og oljepris finner vi 2 kointegrerende vektorer. Det gir da ikke mening å analysere sammenhengen i en vektor feiljusteringsmodell. For sammenhengen mellom jack-up riggrater og oljepris finner vi én kointegrerende vektor med vecranktesten. Det samme resultatet foreligger for sammenhengen mellom high-spec jack-up riggrater og oljepris. Vi finner altså en signifikant langsiktig sammenheng mellom oljepris og både high-spec jack-up- og standard jack-up riggrater i denne regionen.

I vektor-feiljusteringsestimeringen av sammenhengen mellom riggrater for standard jack-up rigger og oljeprisen, finner vi en langsiktig likevekt i form av en elastisitet på 3.1%. Dette tilsier at dersom oljeprisen stiger med 1%, vil riggratene på lang sikt stige med 3.1%. Tilsvarende har riggrater for high-spec jack-up rigger en langsiktig likevektselastisitet i forhold til oljepris på 1,7%. Altså noe lavere enn for standard jack-up rigger i denne regionen. Forskjellen er dog ikke statistisk signifikant.

Nordvest Europa	<i>52. Jack-Up</i>		<i>53. High-Spec Jack-Up</i>	
<i>Δriggrate_t</i>	<i>Koeffisient</i>	<i>Z-verdi</i>	<i>Koeffisient</i>	<i>Z-verdi</i>
<i>likevekt_{t-1}</i>	<i>-0.1112</i>	<i>-3.57</i>	<i>-0.2059</i>	<i>-3.18</i>
<i>R²</i>	<i>0.4378</i>		<i>0.2440</i>	
<i>Δoljepris_t</i>				
<i>likevekt_{t-1}</i>	<i>0.1323</i>	<i>3.01</i>	<i>0.2026</i>	<i>2.87</i>
<i>R²</i>	<i>0.2621</i>		<i>0.2433</i>	
likevekt				
<i>riggrate</i>	<i>1</i>		<i>1</i>	
<i>oljepris</i>	<i>-3.0710</i>	<i>-4.69</i>	<i>-1.6579</i>	<i>-5.23</i>

Tabell 6.1.4: viser utdrag av resultatene fra Vektor-feiljusteringsmodell i Nordvest Europa. For fullstendig resultat, se vedlegg 9.4.5

Justeringsparameterne er statistisk signifikante og er på 11.1% og 13.2% for henholdsvis jack-up riggrater og oljepris. Dette er liknende justeringsparametere som for jack-up riggrater i Midtøsten, og regnes fortsatt som en sakte justering for begge variabler.

Justeringsparameterne for ratene til high-spec jack-up rigger er noe høyere enn for standard rigger, og er på 20.6% og 20.3% for henholdsvis riggrater og oljepris, og er derfor begge signifikante. Forskjellen mellom justeringsparametrene er dog ikke statistisk signifikant. Her responderer begge variablene i like stor grad på et eventuelt avvik fra den langsiktige likevekten. Justeringen er blant de hurtigste justeringene i vår analyse, men den tar fortsatt relativt lang tid.

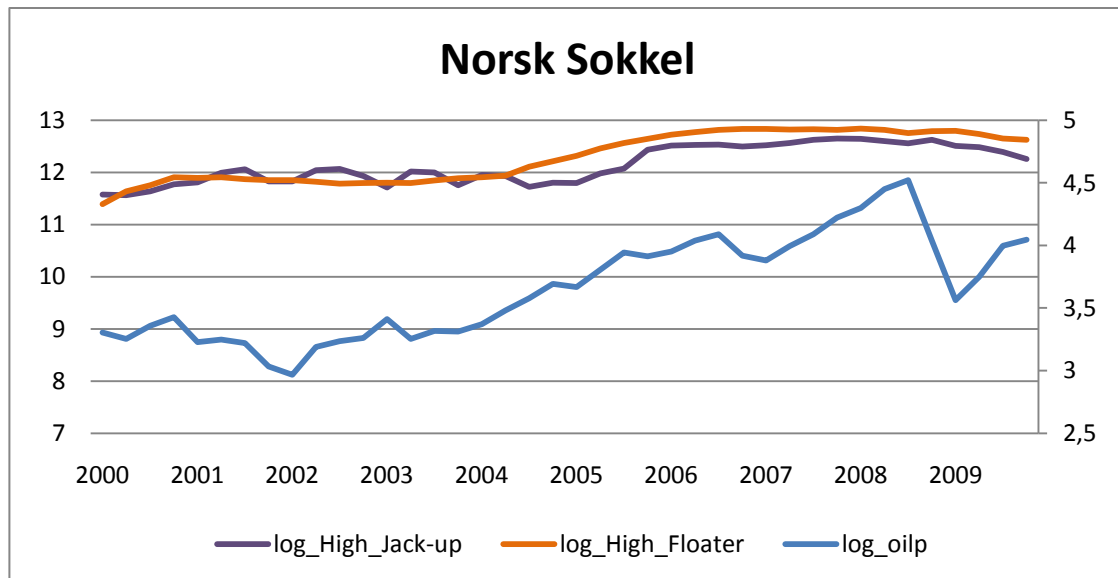
Forklaringsgraden til de to estimerte regresjonene for jack-up rigger er på 43.8% og 26.2% for henholdsvis riggrater og oljepris. Dette er en relativt høy forklaringsgrad for riggratene. Lagget avhengig variabel er ikke statistisk signifikant. Det er heller ikke den laggede uavhengige variabelen, som figurerer som kortsiktige virkninger fra oljeprisen på riggratene. Justering i forhold til avvik fra den langsiktige likevekten forklarer ca. 44% av variansen til endringer i jack-up riggrater, og den langsiktige likevekten har således en sterkere virkning på riggratene i denne regionen enn i de andre regionene i vår analyse.

For sammenhengen mellom riggrater for high-spec jack-up rigger og oljepris er forklaringsgraden til de estimerte regresjonene på 24.4% for både riggrate og oljepris. For endringer i riggrater er lagget avhengig variabel ikke statistisk signifikant, mens lagget uavhengig variabel her er statistisk signifikant. Dette tyder på at vi har kortsiktige virkninger fra endringer i oljeprisen til endringer i riggratene. Denne virkningen er estimert til å være en elastisitet på -0,35. En endring i oljepris på 1 % vil da føre til en

øyeblikkelig nedgang i riggratene for high-spec riggrater på 0,35%. Vi forventet ikke å finne signifikante kortsiktige virkninger. Særlig forventet vi ikke å finne en negativ sammenheng mellom oljepris og riggrater på kort sikt.

Når det gjelder endringer i oljepris er ikke de kortsiktige effektene statistisk signifikante. Lagget avhengig variabel er statistisk signifikant og bidrar til at forklaringsgraden til denne estimerte regresjonen er på ca. 24%.

Norsk Sokkel



Figur 13: Grafen viser endring i riggrater og oljepris i perioden 2000 til 2009 på Norsk Sokkel. Venstre akse måler logaritmen til riggrater (i US dollar). Høyre akse måler logaritmen til oljepris (i US dollar).

For high-spec jack-up rigger på norsk sokkel finner vi av vecranktesten mer enn én kointegrerende vektor. Det gir dermed ikke mening å analysere sammenhengen for high-spec jack-up rigger i denne regionen med modellrammeverket vi benytter. For high-spec flyterigger påvises én kointegrerende vektor mellom variablene. Altså er det grunn til å hevde at det er en langsiktig sammenheng mellom dem.

Vektor-feiljusteringsestimeringen av sammenhengen mellom high-spec flyterigger og oljeprisen gir et estimat på en signifikant langsiktig likevektselastisitet på 1,5%. Man får da en økning i riggrater på 1,5% dersom oljeprisen øker med 1%. Norsk sokkel har den laveste langsiktige elastisiteten av alle områdene vi har analysert.

Norsk Sokkel	<i>64. High-Spec Floater</i>	
$\Delta riggrate_t$	Koeffisient	Z-verdi
$likevekt_{t-1}$	-0.0552	-1.61
R^2	0.4906	
$\Delta oljepris_t$		
$likevekt_{t-1}$	0.4371	4.72
R^2	0.4253	
likevekt		
<i>riggrate</i>	1	
<i>oljepris</i>	-1.4640	-6.70

Tabell 6.1.2: viser utdrag av resultatene fra Vektor-feiljusteringsmodell på Norsk Sokkel. For fullstendig resultat, se vedlegg 9.4.5

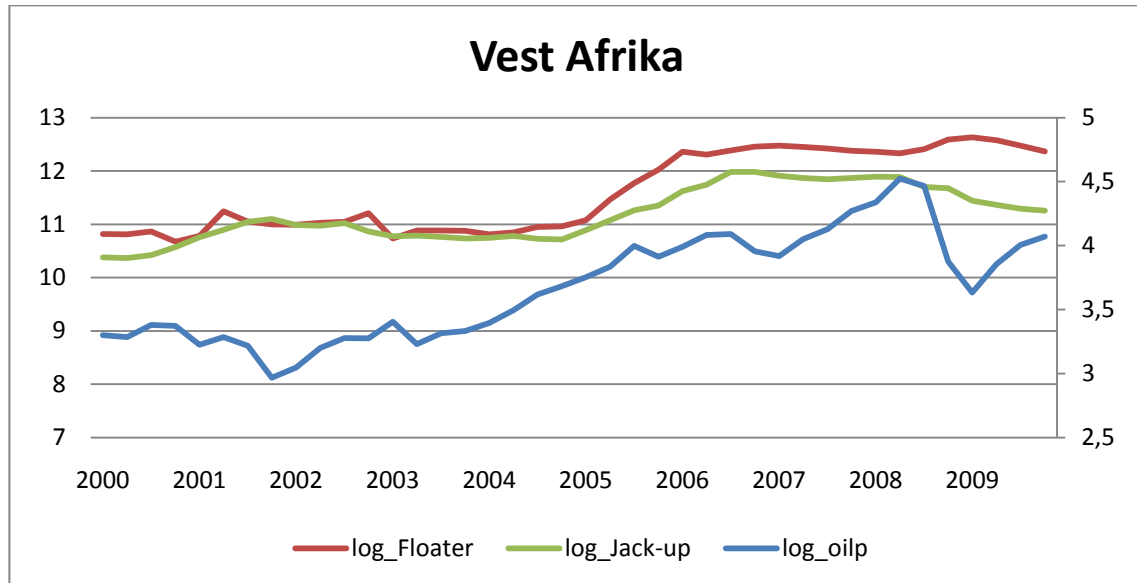
Resultatene viser en lav justeringsgrad for riggrater på 5%, men denne parameteren er ikke signifikant.

For oljepris finner vi en justeringsparameter på 43%, den høyeste for hele vår analyse. Det er dermed ikke nok informasjon til å si at riggratene justerer seg i forhold til avvik fra den langsiktige likevekten, mens oljeprisen derimot justerer seg relativt raskt i forhold til denne. Vi anser det som bemerkelsesverdig at oljeprisen skal justere seg såpass raskt i forhold til avvik fra langsiktig likevekt, mens riggratene samtidig ikke responderer på avvik fra langsiktig likevekt. Basert på at olje er en homogen vare, omsatt i et verdensmarked, forventer vi at det ikke er store forskjeller i hvordan

denne responderer på avvik fra likevekt på tvers av områdene. Vi stiller oss derfor kritisk til dette resultatet, tatt i betraktning at resultatet er såpass forskjellig fra resultatene fra de øvrige regioner.

Forklaringsgraden fra vektor-feiljusteringsestimeringen i denne regionen er også blant de høyeste i vår analyse. Denne høye forklaringsgraden tilsier at 49.1% og 42.5% av variasjonen i henholdsvis riggrater og oljepris er forklart ut fra den langsiktige likevekten, samt ett lag av både avhengig og uavhengig variabel. Noe av denne høye forklaringsgraden kan forklares ut fra at en lagget verdi av avhengig variabel er inkludert og er statistisk signifikant i begge ligningene i ligningssystemet. Samtidig er de kortsiktige effektene ikke statistisk signifikante.

Vest Afrika



Figur 14: Grafen viser endring i riggrater og oljepris i perioden 2000 til 2009 i Vest Afrika. Venstre akse måler logaritmen til riggrater (i US dollar). Høyre akse måler logaritmen til oljepris (i US dollar).

I vecranktesten påviser vi én kointegrerende vektor både i relasjonen mellom rater for flyterigger og oljepris samt jack-up rigger og oljepris. Dette tyder på at det er en signifikant likevekt mellom variablene for begge riggtypene i denne regionen.

Vest-Afrika	71. Floater		72. Jack-Up	
$\Delta riggrate_t$	Koeffisient	Z-verdi	Koeffisient	Z-verdi
likevekt _{t-1}	-0.1430	-3.16	-0.0437	-1.66
R^2	0.2285		0.4053	
$\Delta oljepris_t$				
likevekt _{t-1}	0.1255	3.20	0.1173	3.04
R^2	0.2874		0.2539	
likevekt				
riggrate	1		1	
oljepris	-2.8789	-4.99	-3.3490	-4.22

Tabell 3.1.6: viser utdrag av resultatene fra Vektor-feiljusteringsmodell i Vest-Afrika. For fullstendig resultat, se vedlegg 9.4.5

Den langsiktige likevektselastisiteten mellom rater for flyterigger og oljeprisen i Vest Afrika estimeres til å være 2,9%. Rater for flyterigger responderer da på lang sikt med en økning på 2,9% dersom oljeprisen øker med 1%. Dette er høyere enn for high-spec flyterigger på norsk sokkel, og noe lavere enn for flyterigger i Mexicogolfen. Forskjellen er dog ikke statistisk signifikant.

For jack-up rigger finner vi en langsiktig likevektselastisitet på 3,4%. Dette er omtrent samme verdi som for flytende rigger i Vest Afrika, jack-up i Asia og jack-up i Nordvest Europa.

Justeringsparemeterne er på 14.3% og 12.6% for henholdsvis flyteriggrater og oljepris. Dette tilsier at oljeprisen og ratene for flyteriggene i Vest-Afrika har noenlunde lik respons på avvik fra langsiktig likevekt mellom variablene. De har i tillegg tilnærmet like justeringsparametere som for flere av de andre områdene, og skiller seg dermed ikke ut på noen måte. Denne justeringen er regnet for å være relativt treg.

I relasjonen mellom rater for jack-up rigger og oljepris finner vi justeringsparametere på henholdsvis 4,4% og 11.7%. Det er kun justeringsparameteren for oljeprisen som er statistisk signifikant. Det tilsier at det kun er oljeprisen som justerer seg når det oppstår avvik fra langsiktig likevekt, og ikke riggratene. Justeringen for oljeprisen blir regnet for å være treg, og det vil derfor ta lang tid å komme tilbake til likevekt dersom det oppstår et avvik fra den langsiktige likevekten.

Forklaringsgraden til de estimerte ligningene er på 22.9% og 28.7% for hhv. flyteriggrater og oljepris, og er således på samme nivå som for de andre områdene i analysen. Den kortsiktige effekten er ikke signifikant for noen av de to variablene. For endringer i oljepris er lagget endring av avhengig variabel statistisk signifikant. Oppsummert kan vi si at det fortsatt er en del variasjon i variablene som ikke kan forklares av avvik fra den langsiktige likevekten eller kortsiktige effekter av endringer i uavhengig variabel.

Forklaringsgraden til vektor-feiljusteringsestimeringen er på 40.5% og 25.4% for henholdsvis jack-up riggrater og oljepris. Forklaringsgraden til den estimerte ligningen for endringer i riggrater er kunstig høy, ettersom vi verken har en signifikant justeringsparameter eller kortsiktig effekt fra endringer i oljepris. Det er da kun den laggede avhengige variabelen som er statistisk signifikant. For oljeprisen derimot er forklaringsgraden til den estimerte ligningen av samme størrelse som i flere av de andre

områdene, og det gjenstår fortsatt mye variasjon som ikke kan forklares av sammenhengen med jack-up riggrater og oljepris.

6. Drøfting av resultater

Vi har undersøkt om det er en sammenheng mellom riggrater og oljepris. Utgangspunktet for analysen er at det er en sammenheng. Denne hypotesen har vi fremmet på grunnlag av tidligere publiserte studier vi introduserte i seksjon 2.7, samt av teori om tilbud og etterspørsel i oljemarkedet og riggmarkedet. Vår antakelse om sammenheng mellom riggrater og oljepris er basert på betraktninger om prisdannelse i oljemarkedet på kort og lang sikt, samt prisdannelser i riggmarkedet på kort og lang sikt. Videre har vi antatt at oljeprisen virker inn på prisdannelse i riggmarkedet ved at økt oljepris fører til økt investeringsaktivitet fra lete- og produksjonsselskaper, som videre leder til økt etterspørsel etter borerigger. Vi antar også at riggmarkedet virker inn på prisdannelse i oljemarkedet ved at økte investeringer gir en forventning om økt tilbud av olje. Dette resonnementet er gjeldende kun på lang sikt. På kort sikt vil ikke etterspørsel etter rigger bli påvirket av høyere oljepris, da det tar lang tid før oljeselskaper responderer på økt oljepris (Mohn og Osmundsen, 2008b)

På kort sikt finner vi ikke noen sammenheng mellom oljepris og riggrater. Dette gjelder for de fleste regioner og riggtyper, med unntak av for high-spec jack-up riggrater i Nordvest Europa. Her finner vi at det er en virkning av endring i oljepris på riggrater på kort sikt. Denne virkningen er estimert til en elastisitet på $-0,35$. Basert på vår antagelse om hvordan riggratene påvirkes av oljepris, hadde vi ikke forventet å finne noen sammenheng på kort sikt. Vi er også overrasket over at det er en negativ sammenheng. Denne observasjonen av én signifikant kortsiktig sammenheng overbeviser oss ikke om at det er kortsiktige effekter. Dette resultatet støttes delvis av Ringlund, Rosendahl og Skjerpen (2008), der de finner at det ikke er kortsiktig effekt mellom tilbud av rigger og oljepris. Den samme konklusjon trekkes av Mohn og Osmundsen (2008b).

Vi har funnet at det er en sammenheng mellom riggrater og oljepris på lang sikt i 8 av de 14 tilfellene vi har tatt for oss. Basert på vår antakelse om sammenheng mellom riggrater og oljepris, hadde vi forventet å finne en langsiktig likevekt i alle 14 tilfellene.

Det kan være flere årsaker til at vi ikke finner sammenheng for alle områdene. Vi har poengtert at hver enkelt riggkontrakt er individuell, men at analyse på aggregert nivå av et

marked vil gi en god tilnærming til hvordan riggratene utvikler seg. Men for at tilnærmingen skal være god, forutsetter det at markedet er av en viss størrelse. Dersom et marked ikke er stort nok til å gi et korrekt bilde av utviklingen i riggrater, kan dette medføre problemer når sammenhengen mellom riggrater og oljepris undersøkes. Vi har ikke lyktes i å skaffe tidsseriedata på antall rigger og riggtyper i markedene. Data om markedsstørrelse ville gitt mulighet til å undersøke om dette er årsaken til at vår modell ikke finner en langsiktig sammenheng i alle områdene.

En annen faktor som kan påvirke sammenhengen mellom riggrater og oljepris er kapasitetsutnyttelsen i riggmarkedene. I et marked hvor det er mye ledig kapasitet vil markedet være i stand til å besvare økt etterspørsel ved å ta i bruk den ledige kapasiteten. For et marked som har mindre ledig kapasitet vil en økning i etterspørsel i større grad påvirke prisene i markedet. I markeder hvor kapasitetsutnyttelsen er høy inngås kontrakter med lengre løpetid enn i markeder med ledig kapasitet, da selskapene ønsker å sikre tilgangen til rigger (World Energy Outlook, 2008). Også dette kan være årsaker til at vi ikke finner langsiktige sammenhenger for enkelte av regionene i vår analyse. Kapasitetsutnyttelse og kontraktslengde varierer i de regionene vi har analysert, men vi har ikke hatt tilgang til mer nøyaktig informasjon om kapasitetsutnyttelse og kontraktslengde for hvert marked og hver type rigg.

Den antageligvis største årsak til at vi ikke finner sammenheng i alle tilfellene kan være på grunn av perioden vi har tatt for oss. Det har vært mange hendelser i perioden 2000 til 2009 som har preget verdensøkonomien, som for eksempel terroristangrepet på World Trade Center, krig i Afghanistan og Irak, orkanen Kathrina i Mexicogolfen, tsunami i Asia, samt finanskrisen i 2008. Flere av de publikasjoner vi har brukt i vår studie påpeker at det i det siste tiår har vært flere eksepsjonelle hendelser som har påvirket rigg- og petroleumsmarkedet spesielt.

Først og fremst førte Asia-krisen i 1999, med den påfølgende dotcom-boblen, til en underinvestering i riggbransjen. Utslaget av underinvesteringene i denne perioden var at svært få nye rigger kom inn i markedet de påfølgende årene. Dette resulterte i en eksepsjonell oppgang i riggrater i perioden 2005-2007, da etterspørselen økte mens kapasiteten i markedet var fullt utnyttet. Oljeprisen har fra 2002 til 2007 hatt jevn oppgang grunnet en verdensomspennende høykonjunktur, og en ekstraordinær oppgang i perioden 2007-2008, før kollapsen og finanskrisen høsten 2008. De dataene vi har

benyttet dekker derfor kun en konjunkturoppgang påvirket av eksepsjonelle hendelser. Dette kan være årsaken til at vi ikke klarer å finne en langsiktig sammenheng i alle områdene. Vi kunne ha kontrollert for disse signifikante hendelsene, men informasjonen vi trenger for å kontrollere for slike eksogene sjokk har ikke vært tilgjengelig for oss. I tillegg ville det betraktelig redusert antall observasjoner i et allerede begrenset datasett, dersom vi skulle kontrollert for alle disse hendelsene. Ved bruk av tidsserier over en lenger periode enn 2000 til 2009 vil effekten av slike eksepsjonelle hendelser påvirke resultatene i mindre grad.

I de tilfellene hvor vi finner en langsiktig sammenheng, finner vi en signifikant langsiktig likevekt, men med en lav justeringsparameter. Det tilsier at riggratene og oljeprisene tar lang tid for å justere seg mot den langsiktige likevekten dersom det oppstår avvik fra denne. I noen regioner tar det opp til flere år fra avviket oppstår til effekten av det er borte. Oljeselskapene opererer med langsiktig perspektiv når de vurderer sine investeringer. De har store irreversible kostnader og vil derfor se en vedvarende oppgang i oljeprisen før de tar beslutninger om å investere (Mohn og Osmundsen, 2008). Det er da naturlig at justeringen i riggrater tar lang tid i forhold til oppgang i oljepris, da etterspørselen etter rigger ikke skifter før en eventuell oppgang i oljepris har vedvart over en lenger periode. På samme måte vil det ta lang tid for at oljeprisen skal respondere på et avvik fra langsiktig likevekt. Dette er på grunn av at økte investeringer ikke nødvendigvis leder til økt tilbud av olje. Det er stor usikkerhet knyttet til både størrelse og kvalitet på fremtidige funn.

I denne oppgaven ville vi også undersøke om det er forskjeller i hvordan riggrater og oljepris påvirker hverandre i de ulike områdene. På bakgrunn av at de regionale markedene er forskjellig sammensatt, med varierende antall og typer av rigger, hadde vi forventet å finne signifikante forskjeller mellom markedene. Vi finner at estimatorene for justeringsparameterne, og den langsiktige likevekten mellom variablene, varierer fra område til område og på tvers av riggtyper, men forskjellene er imidlertid ikke signifikant på 95% signifikansnivå.

Vi har ikke funnet noen sterke bevis for at det er forskjeller mellom de regionale markedene for hvordan riggrater og oljepris påvirker hverandre.

7. Avslutning

7.1 Konklusjon

Formålet med vår studie var å undersøke om det er en sammenheng mellom oljepris og riggrater. Ved å bruke denne sammenhengen ville vi i tillegg undersøke om det er forskjeller i hvordan oljepris og riggrater henger sammen i de ulike regionale markedene. Tidligere publiserte studier viser at oljeprisen på lang sikt påvirker investeringsnivået i petroleumsbransjen, og dermed også riggaktivitet. På bakgrunn av dette forventet vi å finne en signifikant sammenheng mellom oljepris og riggrater. Ved bruk av en vektorfeiljusteringsmodell har vi funnet en signifikant langsiktig likevekt mellom oljepris og riggrater i 8 av 14 tilfeller. Disse tilfellene representerer opp til tre forskjellige riggtyper i seks forskjellige geografiske regioner. Vi finner i tillegg at både oljeprisen og riggratene påvirkes av eventuelle avvik fra den langsiktige likevekten mellom variablene, noe som betyr at kausaliteten mellom variablene går både fra oljepris til riggrater og fra riggrater til oljepris. Når det gjelder forskjeller i hvordan sammenhengen mellom riggrater og oljepris varierer på tvers av de regionale markedene, finner vi at det ikke er noen statistisk signifikante forskjeller.

7.2 Avsluttende kommentar og forslag til videre studier

Basert på de lave forklaringsgradene i denne estimeringen vil vi anta at det er mange andre variabler som virker inn på både oljepris og riggrater, enn det vi har tatt for oss i vår analyse. Et bredere datasett, med mulighet for å kontrollere for flere variabler, vil kunne styrke vår analyse. Resultatene fra vår analyse gir likevel en indikasjon på at endringer i riggrater og oljepris påvirker hverandre, og at det eksisterer en langsiktig likevekt mellom dem.

I vår analyse har vi kvartalsvise data fra perioden 2000-2009. Som nevnt er dette en periode preget av eksepsjonelle hendelser i både olje og riggmarkedet. I tillegg er store deler av tidsperioden, vi baserer vår analyse på, preget av oppgangskonjunktur. En nedgangskonjunktur er derfor i liten grad representert i vårt datasett. En analyse med data som strekker seg over en hel konjunktursykel vil kunne gi sterkere resultater i en analyse av sammenhengen mellom oljepris og riggrater.

8.0 Litteraturliste

Abadir K. M. (2004) Cointegration Theory Equilibrium and Disequilibrium Economics, *The Manchester School*, Vol. 72, Nr. 1, s. 60-71

Bamberger, R. (31.Mai, 2005) Strategic Petroleum Reserve, [Internett] *CRS Issue Brief for Congress*, Congretional Research Services, Tilgjengelig fra:
<<http://www.fas.org/sgp/crs/misc/IB87050.pdf>> [nedlastet:6.Juni 2010]

Banerjee A., Galbraith J. og Dolado J. (1990) Dynamic Specification and Linear Transformations of the Autoregressive-Distributed Lag Model, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, Nr. 1.

Banerjee A., Dolado J. og Galbraith J. (1993) *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*, New York, Oxford University press

Banerjee A., Dolado J. og Mestre R. (1998) Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework, *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 19, Nr. 3, s. 267-283.

Bårdsen, G. (1989) Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 51, Nr. 2

Campos J., Ericsson N. og Hendry D. (1996) Cointegration tests in the presence of structural breaks, *Journal of Econometrics*, Vol. 70, s. 187-220

Corts, K. og Singh, J. (2004) The Effect of Repeat Interaction on Contract Choice: Evidence from Offshore Drilling, *The Journal of Law, Economics & Organization*, Vol. 20, No. 1.

Corts, K. (2008) Stacking the Deck: Idling and Reactivation of Capacity in Offshore Drilling, *Journal of Economics & Management Strategy*, Vol. 17, No. 2, s. 271–294

Dahl, C. og Duggan, T. (1998), Survey of price elasticities from economic exploration models of US oil and gas supply, *Journal of Energy Finance Development*, Vol. 3, No. 2, s. 129-169

Enders, W. (2010) *Applied Econometric Time Series*, 3. Utgave, New York, John Wiley & Sons Inc.

Engle, F. og Granger, C. (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, Vol. 55, Nr. 2, s. 251-276

- Gujarati, D. og Porter D. (2009) *Basic Econometrics*,
New York, McGraw Hill
- Goldberger, A. (1964) *Econometric Theory*,
New York, John Wiley & Sons Inc.
- Gordon, D. (1994) Optimal lag length in estimating Dickey-Fuller statistics: an empirical note, *Applied Economic Letters*, Vol. 2, Nr. 6, (1995), s. 188-190
- Granger, C. og Newbold, P. (1974) Spurious regressions in econometrics,
Journal of Econometrics, Vol. 2, s. 111-120.
- Guerra, S. (2008) Long run relationship between oil prices and aggregate oil investment: Empirical Evidence, Working Paper No. 08-001, *The United States Association for Energy Economics*, Tilgjengelig fra: <<http://ssrn.com/abstract=1081667>> [Nedlastet 30. April 2010]
- Hannesson, R. (1998) *Petroleum Economics – Issues and Strategies of Oil and Natural Gas Production*, Westport Connecticut, Quorum Books
- Harris, R. og Sollis, R. (2003) *Applied Time Series Modelling and Forecasting*,
Chichester, John Wiley & Sons Ltd.
- Hendry, D. og Juselius, K. (2000) Explaining Cointegration Analysis: Part 1,
The Energy Journal, Vol. 21, No. 1
- Hendry, D. og Juselius, K. (2001) Explaining Cointegration Analysis: Part 2,
The Energy Journal, Vol. 22, No. 1, s. 75-120
- Hill R., Griffiths W., og Judge G. (2001) *Undergraduate Econometrics*, 2. Utgave,
Hoboken, John Wiley & Sons Inc.
- Johansen, S. (1995) *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, New York, Oxford University Press
- Kiviet, J. og Phillips, G. (1992) Exact similar tests for unit roots and cointegration,
Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 54, No. 3, s. 349-367
- Kremers J., Ericsson N. og Dolado J. (1992) The Power of Cointegration tests,
Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers,
No. 431, June 1992

- Krichene, N. (2002) World crude oil and natural gas: a demand and supply model, *Energy Economics*, Vol. 24, s. 557-576
- Kvaløy, M. og Sørenes, T. (2009) Et annerledes kostnadsbilde *Norsk Sokkel*, nr.3 – 2009, s. 43
- Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P. og Shin Y. (1992) Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?, *Journal of Econometrics*, Vol. 54, s. 159-178
- Lütkepohl, H. og Kräätzig, M. (2004) *Applied Time Series Econometrics*, New York, Cambridge University Press
- Maugeri, L. (2006) *The Age of Oil*, Greenwood Publishing Group Inc.
- Mohn, K. (2007) Efforts and Efficiency in Oil Exploration : A Vector Equilibrium Approach, *The Energy Journal*, Vol. 29, No. 4, s. 55-78
- Mohn, K. og Osmundsen, P. (2008a) Exploration economics in a regulated petroleum province: The case of the Norwegian Continental Shelf, *Energy Economics*, Vol. 30, No. 2, s. 303-320.
- Mohn, K. og Osmundsen, P. (2008b) Asymmetry and uncertainty in capital formation: an application to oil investment, *Working Paper No. 2009/13*, University of Stavanger
- Osmundsen P., Asche F., Misund B. og Mohn K. (2005) High Oil Prices: A Non-OPEC Capacity Game, *Working Paper No. 41/05*, University of Stavanger/Institute for Research in Economics and Business Administration.
- Oljedirektoratet, Konesjonsutdeling
 [Internett], Tilgjengelig fra:
 <<http://npd.no/no/Tema/Utvinningstillatelser/Temaartikler/Konesjonstildeling/>>
 [nedlastet 31. mai 2010]
- Phillips, P. og Perron, P. (1988) Testing for Unit Root in a Time Series Regression, *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, s. 335-346

Pindyck, R. og Rubinfeld, D. (2009) *Microeconomics*, 7. Utgave,
Upper Saddle River New Jersey, Pearson Education

Renshaw, E. (1989) An Oil Import Fee and Drilling Activity in the USA.
Energy Economics, Vol. 11, No. 2, s. 158-160

Rigzone.com: [Internett]

Floater Rig Market Outlook 2009

Floater Rig Market Review 2009

Jack-up Market Outlook 2009

Jack-up Market Review 2009

Tilgjengelig fra: <<http://rigzone.com/data/analysis.asp>> [nedlastet 6. April 2010]

Ringlund G., Rosendahl K. og Skjerpen T. (2008) Does oilrig activity react to oil price changes? An empirical investigation, *Energy Economics*, Vol. 30, No. 2, s. 371-396

Romero, S. (2004) A rare look at the U.S. strategic oil reserves, *Energy Bulletin*
[Internett] <<http://www.energybulletin.net/node/3544>> [nedlastet 29. Mai, 2010]

Stock, J (1994) Unit Root, Structural Breaks and Trend,
Handbook of Econometrics, Vol. 4, s. 2740-2831

US Energy Information Administration,
[Internett]<http://www.eia.doe.gov/oil_gas/petroleum/info_glance/petroleum.html>
[nedlastet 3. Februar 2010]

US Bureau of Labor Statistics,
[Internett]< <http://www.bls.gov/ppi/>> [nedlastet 6. Februar 2010]

Veerbeek, M. (2008) *A Guide to Modern Econometrics*, 3. Utgave,
Chichester, John Wiley & Sons Ltd.

World Energy Outlook (2008) *International Energy Agency (IEA)*
[Internett] Tilgjengelig fra: <<http://www.worldenergyoutlook.org/>> [nedlastet 11. Februar 2010]

9.0 Vedlegg

9.1 Deskriptiv Statistikk

Inflasjonsjusterte Riggrater

Floaters / <i>High-Spec</i>	Gjennomsnitt	Maksimum	Minimum	Standard avvik
1: Asia	139 748	296 899	46 020	90 826
2: Mexicogolfen	108 575	221 389	30 690	76 327
3: Latin-Amerika	119 306	223 609	46 998	72 428
5: Nordvest Europa	156 379	326 786	38 000	109 446
6: Norsk Sokkel	239 535	377 133	88 619	104 994
7: Vest-Afrika	140 568	306 089	43 196	96 574

Jack-Up / <i>High-Spec</i>	Gjennomsnitt	Maksimum	Minimum	Standard avvik
1: Asia	87 395	177 666	27 500	43 421
2: Mexicogolfen	65 292	132 224	25 836	30 598
3: Latin-Amerika	68 675	140 874	29 021	34 601
4: Midtøsten	70 068	137 755	26 738	35 197
5: Nordvest Europa	96 663	190 864	36 250	48 522
5: Nordvest Europa	144 426	241 280	63 011	61 821
6: Norsk Sokkel	199 909	311 551	105 239	70 559
7: Vest-Afrika	81 254	160 318	31 817	41 279

Inflasjonsjusterte Oljepriser

Oljepris	Gjennomsnitt	Maksimum	Minimum	Standard avvik
1: Asia	42.37	94.05	18.72	18.20
2: Mexicogolfen	34.24	81.68	14.44	15.72
3: Latin-Amerika	40.22	86.85	17.46	17.03
4: Midtøsten	38.04	84.17	18.27	16.92
5: Nordvest Europa	41.96	90.99	19.96	17.75
6: Norsk Sokkel	42.13	91.90	19.43	17.99
7: Vest-Afrika	43.01	92.23	19.44	18.49

9.2 Utleddning av feiljusteringsmodell

Vi estimerer en feiljusteringsmodell som skal benyttes for å teste for kointegrasjon. Modellen kan også brukes som rammeverk for analysen, men vi vil på bakgrunn av de resultatene vi får, nøye oss med å bruke den til å dra slutninger om kointegrasjon. Vårt utgangspunkt i denne utledningen er en ADL(2,2) modell (som i Hendry og Juselius, 2000). I analysen har vi en varierende laglengde, men for enkelhets skyld forholder vi oss i denne utledningen til en laglengde på 2.

$$1) \quad y_t = b_0 + b_1 y_{t-1} + b_2 y_{t-2} + b_3 x_t + b_4 x_{t-1} + b_5 x_{t-2} + \epsilon_t$$

Vi må reparametrisere denne ADL modellen, slik at vi predikerer en feiljusteringsmodell som er egnet til å håndtere tidsserier som er I(1), og som kan testes for kointegrasjon.

En lag-operator er en operator som uttrykker en lagget verdi av den aktuelle variabel. For eksempel er $Ly_t = y_{t-1}$

Vi reformulerer ligning 1 til en ekvivalent ligning, uttrykt med lag operatorer:

$$2) \quad (1 - b_1 L - b_2 L^2) y_t = b_0 + (b_3 + b_4 L + b_5 L^2) x_t + \epsilon_t$$

Så omformulerer vi venstresiden som følger:

$$3) \quad (1 - b_1 L - b_2 L^2) = (1 - \rho L) - (\varphi_1 L)(1 - L)$$

$$\text{Der } \rho = b_1 + b_2, \quad \varphi_1 = -(b_2)$$

Og en tilsvarende omformulering av høyresiden:

$$4) \quad (b_3 + b_4 L + b_5 L^2) = (b_3 + \gamma L) - (\delta_1 L)(1 - L)$$

$$\text{Der } \gamma = b_4 + b_5, \quad \delta_1 = b_5$$

Vi setter så ligning 4 og 3 inn i ligning 2 og får:

$$5) \quad (1 - \rho L) y_t - (\varphi_1 L) \Delta y_t = b_0 + (b_3 + \gamma L) x_t - (\delta_1 L) \Delta x_t + \epsilon_t$$

Vi løser så opp parentesene og rearrangerer ligningen:

$$6) \quad y_t = b_0 + \rho y_{t-1} + \varphi_1 \Delta y_{t-1} + b_3 x_t + \gamma x_{t-1} - \delta_1 \Delta x_{t-1} + \epsilon_t$$

Ved å subtrahere y_{t-1} på både høyre og venstre side, samt legge til og trekke fra b_3x_{t-1} på høyre side av ligningen og rearrangere, får vi en feiljusteringsrepresentasjon av ligningen (Hendry og Juselius 2000):

$$7) \Delta y_t = -\lambda[y_{t-1} - \tau x_{t-1} - \alpha] + \varphi_1 \Delta y_{t-1} + b_3 \Delta x_t - \delta_1 \Delta x_{t-1}$$

$$\text{Der, } \lambda = 1 - \rho, \tau = \frac{\gamma + b_3}{\lambda}, \alpha = \frac{b_0}{\lambda}$$

Ligning 7 kjenner vi igjen som feiljusteringsmodellen. Med denne modellen kan vi teste om variablene er kointegrerte. Dersom parameteren λ er signifikant forskjellig fra null, vil ligningen være stabil, variablene er kointegrerte, og vi kan benytte modellen til videre analyse av den statiske likevekten, samt kortsiktige påvirkninger av variabelen x på variabelen y . Parameteren λ kan man tolke som en justeringsparameter. Dette innebærer at den uttrykker hvor stor prosentandel av avviket fra likevekten som forsvinner hvert kvartal. Dersom λ ikke er signifikant forskjellig fra null klarer vi ikke å forkaste nullhypotesen om at variablene ikke er kointegrerte, og modellen kommer i ubalanse. Dette innebærer at vi ikke får estimert en signifikant langsiktig statisk likevekt. Dersom dette er tilfelle, vil vi ha ende opp med å estimere en modell som inneholder ikke-stasjonære variabler. Vi står da i fare for å analysere en spuriøs regresjon.

Vi fortsetter utledningen av modellen vi skal estimere i stata 11:

$$8) \Delta y_t = b_0 + \varphi_1 \Delta y_{t-1} + b_3 \Delta x_t - \delta_1 \Delta x_{t-1} + \vartheta y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Der, } \vartheta = -\lambda \text{ og } \theta = \tau * \lambda$$

Dette er modellen slik vi estimerer den i Stata i vår test, og som rapporteres i vedlegg 9.4.4. Justeringsparameteren ϑ , tilsier hvor stor prosentandel av ulikevekten som forsvinner hver periode, når variablene ikke er i likevekt (Hendry og Juselius, 2000). T-verdien for denne estimatoren kan vi benytte for å teste for kointegrasjon. Kritiske verdier på 5% nivå er gjengitt i Banerjee, Dolado og Mestre (1998). Det deterministiske leddet b_0 , kan inneholde deterministiske elementer som deterministisk trend, sesongdummier og et konstantledd. Dette vil i så fall påvirke de kritiske verdiene (Bårdsen, 1989).

Dersom variablene er kointegrerte, vil ligning 8) være balansert og vi kan finne den statiske langsiktige sammenhengen mellom variablene som $\xi = \frac{-\theta}{\vartheta}$ (Bårdsen, 1989). Den

kortsiktige dynamikken kan vi finne ved å se direkte på estimatoren b_3 , til den kortsiktige virkningen av uavhengig variabel på avhengig variabel (Bårdsen, 1989).

I vår analyse estimerer vi både modellen fra ligning 7 og modellen fra ligning 8. I Banerjee, Galbraith og Dolado (1990) utføres Bårdsen-transformasjonen vi benytter i vår analyse, samt flere andre transformasjoner av samme type som Bårdsen-transformasjonen. I modellen fra ligning 7, må vi estimere det langsiktige likevektsleddet først, og predikere residualen fra denne regresjonen. Vi estimerer så feiljusteringsmodellen der denne residualen opptrer som det langsiktige likevektsleddet, $[y_{t-1} - \tau x_{t-1} - \alpha]$. Dette er i samsvar med hva Hendry og Juselius (2000) gjør, og tilsvarer Engle Granger to-stegsprosedyren. Banerjee, Dolado og Galbraith (1993) hevder at man får en substansiell skjevhet i den kointegrerende konstanten i endelige utvalg ved å estimere en modell som ligning 7, mens man får en liten skjevhet i modellen som er estimert som i ligning 8. Årsaken er at vi estimerer i flere omganger, og tar med oss eventuelle svakheter fra første steg inn i andre steg av prosedyren. Vi estimerer modellen med begge metodene, og oppdager at estimatorene blir forskjellige. Vi legger i analysen vekt på den modellen som har minst skjevhet i estimatoren, og det er modellen som er estimert som i ligning 8.

9.3 Utleddning av vektor-feiljusteringsmodell

Vi utleder vektor-feiljusteringsmodellen ved å følge reparametriseringen benyttet i Hendry og Juselius (2001).

Vi starter med å formulere en simpel VAR(2) modell. Notasjonen som blir brukt er matrisenotasjon. x_t er dermed i vårt tilfelle en vektor som inkluderer både oljepris og riggrater, og således blir uttrykket et system av ligninger der parametrene er formulert i matriser.

$$1) \quad x_t = \pi + \Pi_1 x_{t-1} + \Pi_2 x_{t-2} + \varepsilon_t$$

Der $\varepsilon_t \sim IN_p[0, \Omega_\varepsilon]$, og $(\Pi_1 \Pi_2 \pi \Omega_\varepsilon)$ er konstante og ikke bundet av restriksjoner. Unntaket er Ω_ε som skal være positiv definit og symmetrisk.

VARmodellen i ligning 9 vil ikke være en gyldig modellering av sammenhengen mellom riggrater og oljepris så lenge disse variablene ikke er stasjonære. Vi kan imidlertid omformulere dette uttrykket til en vektor-feiljusteringsmodell, som er velegnet til å håndtere slike tilfeller når variablene er kointegrert. Vi går dermed videre og formulerer en vektor-feiljusteringsmodell:

$$2) \quad \Delta x_t = \phi_1 \Delta x_{t-1} - \Pi x_{t-1} + \pi + \varepsilon_t$$

Der $\Pi = I_p - \Pi_1 - \Pi_2$ og $\phi_1 = -\Pi_2$ og $\varepsilon_t \sim IN_p[0, \Omega_\varepsilon]$

Ligning 10 skiller mellom langsiktig og kortsiktige justeringseffekter på avhengig variabel. For å sikre at variablene er I(1), innføres to restriksjoner. For å sikre at variablene ikke er I(0), må vi legge restriksjon på Π om at den må ha en redusert rang. Altså en rang som er lavere enn antall variabler i relasjonen, $r < p$:

$$3) \quad \Pi = -\alpha\beta'$$

Der α og β' er matriser med redusert rang ($r < p$).

Den andre betingelsen for at variablene skal være I(1) er mer komplisert, og setter en øvre grense for graden av integrasjon til variablene. Dette vil vi ikke gå i detalj rundt, da vi har testet om de er I(1) på forhånd. Vi kan analysere modellen ut fra rang på følgende måte. Dersom $r=p$, vil variablene være stasjonære. Dersom $r=0$, vil variablene være I(1), men det vil ikke være noen kointegrerende vektor mellom variablene, og dermed ikke noe statisk langsiktig likevekt mellom dem. For $p > r > 0$, vil det være en eller flere kointegrerende vektorer.

Vi substituerer da 11 inn ligning 10 og får vektor-feiljusteringsmodellen.

$$4) \Delta x_t = \phi_1 \Delta x_{t-1} - \alpha(\beta' x_{t-1}) + \pi + \varepsilon_t$$

Vi estimerer først en modell der vi har et deterministisk konstantledd i den langsiktige statiske likevekten. Konstantleddet er ikke signifikant for noen av områdene, ettersom vi estimerer modellen med tidsseriene justert for trend, og således tar bort både konstant og trend. Vi ender opp med å estimere en modell uten noen deterministiske konstant- eller trendledd. Johansen (1995) har spesifisert 5 alternativer hva angår deterministiske elementer. Vi vil ikke gå inn i detalj på dette området, da vi har benyttet versjonen uten noen deterministiske elementer.

9.4 Testresultater

9.4.1 Sammendrag

Sammendrag av testresultater

	Stasjonaritet trendjutserte data										Differensierte data				Kointegrasjon				Total
	Utvidet Dickey-Fuller		Phillips-Perron		KPSS		Utvidet Dickey-Fuller		Engle-Granger	Feiljusteringsmodell		Vec-rank	Ligning 8	Ligning 7	Ligning 8				
	Oljepris	Riggater	Oljepris	Oljepris	Oljepris	Oljepris	Oljepris	Riggater		Ligning 7	Ligning 8								
<i>Består = 0</i>																			
<i>Feiler = X</i>																			
Område - type rigg																			
Asia - flyterigger	X	O	O	O	X	X	O	O	X	X	O	X	X	X	X	X	X	X	X
Asia - jack-up	X	O	O	O	X	X	O	O	X	X	O	X	X	X	X	X	X	X	O
Mexicogolfen - flyterigger	X	O	O	X	X	X	O	O	X	X	O	X	X	X	X	X	X	X	X
Mexicogolfen - jack-up	X	O	O	X	X	X	O	O	X	X	O	X	X	X	X	X	X	X	X
Latin Amerika - flyterigger	X	O	O	O	X	X	O	O	X	X	O	X	X	X	X	X	X	X	X
Latin Amerika - jack-up	X	O	O	O	X	X	O	O	X	X	O	X	X	X	X	X	X	X	X
Midtøsten - jack-up	X	O	O	O	X	X	O	O	X	X	O	X	X	X	X	X	X	X	O
Nordvest Europa - flyterigger	X	X	O	O	X	X	O	X	X	X	O	O	O	O	O	O	O	X	X
Nordvest Europa - jack-up	X	O	O	O	X	X	O	O	X	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O
Nordvest Europa high spec jack-up	X	O	O	O	X	X	O	O	X	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O
Norsk Sokkel - high spec jack-up	X	O	O	O	X	X	O	O	X	X	O	O	O	O	O	O	O	X	X
Norsk Sokkel - high spec flyterigger	X	O	O	O	X	X	O	O	X	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O
Vest Afrika - flyterigger	X	O	O	O	X	X	O	O	X	X	O	O	O	O	O	O	X	X	O
Vest Afrika - jack-up	X	O	O	O	X	X	O	O	X	X	O	O	O	O	O	X	X	X	O

9.4.2 Test for stasjonaritet

Stasjonaritet Test av trendjusterte data	Utvidet Dickey-Fuller <i>H0: enhetsrot</i> <i>H_a: stasjonaritet</i> Kritisk grense 5%: -2.86				Phillips-Perron <i>H0: enhetsrot</i> <i>H_a: stasjonaritet</i> Kritisk grense 5%: -2.96				KPSS <i>H0: stasjonaritet</i> <i>H_a: enhetsrot</i> Kritisk grense 5%: -0.463	
	Optimalt lag AIC	Oljepris	t-verdi	Riggrater	Optimalt lag AIC	Oljepris	t-verdi	Optimalt lag AIC	Oljepris	t-verdi
Område - type rigg										
Asia - flyterigger	1		-3.41	0			-1.31			0.247
Asia - jack-up	1		-3.41	1			-1.17			0.247
Mexicogolfen - flyterigger	3		-3.67	1			-1.61			0.199
Mexicogolfen - jack-up	3		-3.67	1			-2.23			0.199
Latin Amerika - flyterigger	1		-3.52	0			-2.20			0.235
Latin Amerika - jack-up	1		-3.52	0			-2.25			0.235
Midtøsten - jack-up	1		-3.31	0			-1.71			0.268
Nordvest Europa - flyterigger	1		-3.23	3			-3.77			0.272
Nordvest Europa - jack-up	1		-3.23	1			-1.62			0.272
Nordvest Europa high spec jack-up	1		-3.23	0			-1.66			0.272
Norsk Sokkel - high spec jack-up	1		-3.20	0			-1.82			0.273
Norsk Sokkel - high spec flyterigger	1		-3.20	4			-2.59			0.273
Vest Afrika - flyterigger	1		-3.06	0			-1.57			0.293
Vest Afrika - jack-up	1		-3.06	2			-2.58			0.293

9.4.3 Test for stasjonaritet differensierte data

Stasjonaritet Test av differensierte data	Utvidet Dickey-Fuller					
	H_0 : enhetsrot H_a : stasjonaritet Kritisk grense 5%: -2.86					
	Område - type rigg	Oljepris		Riggrater		t-verdi
Optimalt lag AIC		t-verdi	Optimalt lag AIC	t-verdi		
Asia - flyterigger	1	-5.87	0	-5.57		-5.57
Asia - jack-up	1	-5.87	1	-4.49		-4.49
Mexicogolfen - flyterigger	1	-6.07	1	-4.04		-4.04
Mexicogolfen - jack-up	1	-6.07	1	-3.59		-3.59
Latin Amerika - flyterigger	1	-5.57	0	-4.59		-4.59
Latin Amerika - jack-up	1	-5.57	0	-7.26		-7.26
Midtøsten - jack-up	1	-5.43	0	-5.56		-5.56
Nordvest Europa - flyterigger	1	-5.76	3	-2.53		-2.53
Nordvest Europa - jack-up	1	-5.76	1	-4.07		-4.07
Nordvest Europa high spec jack-up	1	-5.76	0	-5.95		-5.95
Norsk Sokkel - high spec jack-up	1	-5.70	0	-5.98		-5.98
Norsk Sokkel - high spec flyterigger	1	-5.70	4	-3.85		-3.85
Vest Afrika - flyterigger	1	-5.23	0	-5.49		-5.49
Vest Afrika - jack-up	1	-5.23	2	-3.22		-3.22

9.4.4 Test for kointegrasjon

Kointegrasjon	Engle-Granger		Feiljusteringsmodell		Vecrank	
	lags	t-verdi	lags	t-verdi	lags	t-verdi rank=0
Optimalt antall lags funnet ved AIC						
			Ligning 7	Ligning 8		
			$H_0: \lambda = 0$	$H_0: \theta = 0$		H_0 : Kointegrerende vektorer = rank
			$H_a: \lambda \neq 0$	$H_a: \theta \neq 0$		H_a : Kointegrerende vektorer > rank
			Kritisk grense: -3.28	Kritisk grense: -3.28		Kritisk grense: 12.53
						Kritisk grense 3.84
Område - type rigg	lags	t-verdi	lags	t-verdi	lags	t-verdi rank=1
Asia - flyterigger	0	-1.54	0	-1.81	1	12.507
Asia - jack-up	1	-1.69	4	-3.75	1	16.813
Mexicogolfen - flyterigger	1	-2.30	1	-2.07	2	20.325
Mexicogolfen - jack-up	1	-2.74	1	-2.75	2	23.890
Latin Amerika - flyterigger	0	-2.29	0	-2.61	1	23.224
Latin Amerika - jack-up	0	-2.87	0	-2.77	2	21.953
Midtøsten - jack-up	0	-2.04	0	-2.33	1	14.464
Nordvest Europa - flyterigger	3	-2.47	4	-4.58	4	30.446
Nordvest Europa - jack-up	1	-2.08	4	-3.67	2	19.587
Nordvest Europa high spec jack-up	0	-2.03	0	-2.25	2	24.198
Norsk Sokkel - high spec jack-up	0	-2.22	0	-2.44	1	13.607
Norsk Sokkel - high spec flyterigger	1	-2.53	2	-2.36	2	24.074
Vest Afrika - flyterigger	0	-1.95	0	-2.33	2	22.432
Vest Afrika - jack-up	1	-2.10	1	-2.16	2	16.858

9.4.5 Estimering med Vektor-feiljusteringsmodell

I tabellene nedenfor har vi presentert resultatene fra vektor-feiljusteringsmodellen samt test-statistikk for autokorrelasjonstesten og normalitetstesten vi har benyttet. For å teste for autorrelasjon, har vi benyttet veclmar fra Stata11. Denne er utviklet for vektor-feiljusteringsmodellen. Test-statistikken er en Lagrange Multiplikator statistikk, og kritisk grense er fra kji-kvadratfordelingen. Testen for normalitet i residualene er vecnorm test fra Stata11(Jarque-Bera), og har også kritisk grense fra kji-kvadratfordelingen.

Koeffisienten for likevekt_{t-1} er justeringsparameter for de respektive variablene. I likevektsrelasjonen er koeffisienten for oljepris en elastisitet for sammenhengen mellom riggrate og oljepris. Det vil si at dersom oljepris går opp med 1%, følger riggratene med en oppgang som er prosentvis lik elastisiteten som oppgis i tabellen. Fotnote t-x på variablene antyder at variabelen opptrer med en lag på x kvartal

Asia	11. Floater		12. Jack-Up	
$\Delta riggrate_t$	Koeffisient	Z-verdi	Koeffisient	Z-verdi
$likevekt_{t-1}$	-0.0584	-2.30	-0.0688	-3.42
R^2	0.1222		0.2363	
$\Delta oljepris_t$				
$likevekt_{t-1}$	0.0643	2.23	0.0680	2.29
R^2	0.1153		0.1209	
likevekt				
$riggrate$	1		1	
$oljepris$	-4.0635	-4.34	-3.951	-4.34
Autokorrelasjon		<i>df</i>		<i>df</i>
$-lag\ 1$	2.7730	4	3.7908	4
$-lag2$	7.3566	4	2.6352	4
Normalitet				
$\Delta riggrate_t$	20.080	2	1.387	2
$\Delta oljepris_t$	4.356	2	3.371	2

Mexicogolfen	21. Floater		22. Jack-up	
$\Delta riggrate_t$	Koeffisient	Z-verdi	Koeffisient	Z-verdi
$likevekt_{t-1}$	-0.0651	-2.01	-0.1192	-2,69
$\Delta riggrate_{t-1}$	0.3767	2.77	0.4204	3.15
$\Delta oljepris_{t-1}$	0.0446	0.41	-0.0011	-0.01
R^2	0.3222		0.4163	
$\Delta oljepris_t$				
$likevekt_{t-1}$	0.1689	3.47	0.1948	3.34
$\Delta riggrate_{t-1}$	-0.2252	-1.10	-0.0600	-0.34
$\Delta oljepris_{t-1}$	0.3773	2.30	0.4098	2.33
R^2	0.3055		0.2704	
likevekt				
riggrate	1		1	
oljepris	-3.0991	-5.07	-2.7718	-5.30
Autokorrelasjon		df		df
-lag 1	3.7908	4	2.1514	4
-lag2	2.6352	4	8.6857	4
Normalitet				
$\Delta riggrate_t$	1.387	2	2.417	2
$\Delta oljepris_t$	3.371	2	1.203	2

Latin Amerika	31. Floater		32. Jack-up	
	Koeffisient	Z-verdi	Koeffisient	Z-verdi
$\Delta riggrate_t$				
$likevekt_{t-1}$	-0.0897	-1.59	-0.1575	-1.93
$\Delta riggrate_{t-1}$	-0.0866	-0.50	-0.1017	-0.65
$\Delta riggrate_{t-2}$	0.0749	0.47		
$\Delta riggrate_{t-3}$	0.1357	0.86		
$\Delta oljepris_{t-1}$	-0.3461	-1.42	-0.2322	-1.02
$\Delta oljepris_{t-2}$	0.0238	0.10		
$\Delta oljepris_{t-3}$	-0.1278	-0.52		
R^2	0.1880		0.1205	
$\Delta oljepris_t$				
$likevekt_{t-1}$	0.1529	3.30	0.2034	3.69
$\Delta riggrate_{t-1}$	-0.0417	-0.29	0.0284	0.27
$\Delta riggrate_{t-2}$	0.2085	1.59		
$\Delta riggrate_{t-3}$	-0.1248	-0.97		
$\Delta oljepris_{t-1}$	0.7730	3.87	0.4535	2.93
$\Delta oljepris_{t-2}$	-0.0625	-0.34		
$\Delta oljepris_{t-3}$	0.4772	2.37		
R^2	0.4578		0.3215	
likevekt				
<i>riggrate</i>	1		1	
<i>oljepris</i>	-4.2388	-5.13	-2.2917	-4.96
Autokorrelasjon		<i>df</i>		<i>df</i>
-lag 1	1.334	4	1.2540	4
-lag2	3.6618	4	4.2456	4
Normalitet				
$\Delta riggrate_t$	32.914	2	0.288	2
$\Delta oljepris_t$	3.803	2	12.208	2

Midtøsten	42. Jack-up	
$\Delta riggrate_t$	Koeffisient	Z-verdi
$likevekt_{t-1}$	-0.1342	-2.70
R^2	0.1608	
$\Delta oljepris_t$		
$likevekt_{t-1}$	0.1154	1.98
R^2	0.0935	
likevekt		
<i>riggrate</i>	1	
<i>oljepris</i>	-1.9441	-3.43
Autokorrelasjon		<i>df</i>
<i>-lag 1</i>	1.3761	4
<i>-lag2</i>	4.4042	4
Normalitet		
$\Delta riggrate_t$	1.664	2
$\Delta oljepris_t$	20.798	2

Nordvest Europa	51. Floater		52. Jack-Up		53. High-Spec Jack-Up	
$\Delta riggrate_t$	Koeffisient	Z-verdi	Koeffisient	Z-verdi	Koeffisient	Z-verdi
$likevekt_{t-1}$	-0.2210	-3.89	-0.1112	-3.57	-0.2059	-3.18
$\Delta riggrate_{t-1}$	0.1271	0.97	0.2234	1.51	0.0378	0.26
$\Delta riggrate_{t-2}$	0.3571	2.73				
$\Delta riggrate_{t-3}$	0.3214	2.35				
$\Delta oljepris_{t-1}$	-0.0900	-0.62	-0.0110	-0.08	-0.3565	-2.38
$\Delta oljepris_{t-2}$	0.1481	-1.19				
$\Delta oljepris_{t-3}$	-0.1916	-1.40				
R^2	0.6415		0.4378		0.2440	
$\Delta oljepris_t$						
$likevekt_{t-1}$	0.1472	1.64	0.1323	3.01	0.2026	2.87
$\Delta riggrate_{t-1}$	-0.0394	-0.19	0.0910	0.44	-0.1585	-0.98
$\Delta riggrate_{t-2}$	0.2774	1.34				
$\Delta riggrate_{t-3}$	-0.2962	-1.37				
$\Delta oljepris_{t-1}$	0.6654	2.92	0.5128	2.76	0.4309	2.64
$\Delta oljepris_{t-2}$	-0.3585	-1.82				
$\Delta oljepris_{t-3}$	0.2310	1.07				
R^2	0.3604		0.2621		0.2433	
likevekt						
<i>riggrate</i>	1		1		1	
<i>oljepris</i>	-1.9726	-4.52	-3.0710	-4.69	-1.6579	-5.23
Autokorrelasjon		<i>df</i>		<i>df</i>		<i>df</i>
<i>-lag 1</i>	5.0464	4	1.7198	4	4.43	4
<i>-lag2</i>	2.4713	4	5.5668	4	9.66	4
Normalitet						
$\Delta riggrate_t$	1.965	2	4.904	2	2.725	2
$\Delta oljepris_t$	4.334	2	7.539	2	6.954	2

Norsk Sokkel	63. High-Spec Jack-Up		64. High-Spec Floater	
$\Delta riggrate_t$	Koeffisient	Z-verdi	Koeffisient	Z-verdi
$likevekt_{t-1}$	-0.1621	-2.50	-0.0552	-1.61
$\Delta riggrate_{t-1}$			0.5438	4.94
$\Delta oljepris_{t-1}$			0.0136	0.25
R^2	0.1412		0.4906	
$\Delta oljepris_t$				
$likevekt_{t-1}$	0.1290	1.65	0.4371	4.72
$\Delta riggrate_{t-1}$			-0.5355	1.80
$\Delta oljepris_{t-1}$			0.5827	3.93
R^2	0.0667		0.4253	
likevekt				
<i>riggrate</i>	1		1	
<i>oljepris</i>	-1.4175	-3.25	-1.4640	-6.70
Autokorrelasjon		<i>df</i>		<i>df</i>
-lag 1	2.5611	4	4.8541	4
-lag2	4.2395	4	6.5137	4
Normalitet				
$\Delta riggrate_t$	0.653	2	6.698	2
$\Delta oljepris_t$	8.457	2	0.227	2

Vest-Afrika	71. Floater		72. Jack-Up	
$\Delta riggrate_t$	Koeffisient	Z-verdi	Koeffisient	Z-verdi
$likevekt_{t-1}$	-0.1430	-3.16	-0.0437	-1.66
$\Delta riggrate_{t-1}$	0.0390	0.26	0.4549	3.26
$\Delta oljepris_{t-1}$	-0.3173	-1.69	0.0980	0.88
R^2	0.2285		0.4053	
$\Delta oljepris_t$				
$likevekt_{t-1}$	0.1255	3.20	0.1173	3.04
$\Delta riggrate_{t-1}$	0.1821	1.38	0.1305	0.64
$\Delta oljepris_{t-1}$	0.4914	3.03	0.4483	2.76
R^2	0.2874		0.2539	
$likevekt$				
$riggrate$	1		1	
$oljepris$	-2.8789	-4.99	-3.3490	-4.22
Autokorrelasjon		<i>df</i>		<i>df</i>
-lag 1	4.7996	4	4.43	4
-lag2	5.0705	4	9.66	4
Normalitet				
$\Delta riggrate_t$	6.859	2	5.262	2
$\Delta oljepris_t$	17.869	2	15.877	2