



Norges miljø- og
biovitenskapelige
universitet

Masteroppgave 2016, 30 stp.
Handelshøyskolen, NMBU

Oljefutures: Gode prognoser på fremtidig spotpris?

En empirisk analyse av prognoseevnen til olje-
futures på fremtidig spotpris i perioden 2000-2016

Martin Nordahl og Agim Shabani

Forord

Denne masteroppgaven er skrevet som en avslutning på vår mastergrad i økonomi og administrasjon ved Handelshøyskolen på Norges miljø- og biovitenskapelige universitet. Arbeidet med oppgaven har vært meget utfordrende og tidkrevende, men også svært lærerikt.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår hovedveileder Ole Gjølberg for meget gode innspill og tilbakemeldinger gjennom hele prosessen. Han fortjener også en takk for sin “open door policy” og hans tilgjengelighet på mail til de sene nattetimer. Alt dette har bidratt til at vi har fått den nødvendige, og høyt verdsatte, hjelpen når vi har hatt behov for det. Vi vil også benytte anledningen til å takke vår tilleggsveileder Marie Steen for nyttige innspill.

Ås, august 2016

Martin Nordahl og Agim Shabani

Sammendrag

I denne masterutredningen undersøker vi om det er mulig å predikere fremtidige spotpriser på oljeproduktene WTI, Brent, Heating Oil og RBOB Gasoline ved bruk av futurespriser, samt lager- og posisjonsdata. I tillegg tester vi om futuresprisene er forventningsrette, og med det om markedene er effisiente. Ved bruk av månedlige observasjoner i en periode fra 2000-2016 har vi sett på prediksjoner med horisonter på 1, 3, 6 og 9 måneder. Vi har benyttet oss av in-sample og out-of-sample analyser for å teste futuresprisenes prognoseegenskaper. In-sample analysen består av 8 prediksjonsmodeller, mens i out-of-sample analysen sammenligner vi futuresprisen, spotprisen og basis som prognose.

Oppgaven starter med en innledning før vi går igjennom tidligere litteratur på temaet om prognostisering av råvarepriser. Videre tar vi en titt på den historiske prisutviklingen og risikoen i markedene vi skal undersøke. Deretter skal vi gjennomgå teori i form av to kjente modeller for prising av futureskontrakter på råvarer: lager- og risikopremieteorien. Så skal vi ta for oss dataene og metodene vi har anvendt før vi til slutt presenterer resultatene og analysene.

Resultatene viser indikasjoner på at futuresprisene til WTI og Brent er forventningsrette prediktorer av etterfølgende spotpris. Det kan tyde på at futuresprisen har vært en grei føring på fremtidig spotpris. Futuresprisene til Heating Oil og RBOB Gasoline viser mer tegn til å være skjeve prediktorer. Markedet for RBOB Gasoline er mindre modent og tidsserien er kortere, noe som kan være grunnen til at resultatene tyder i retning av at futuresprisen ikke er forventningsrett. I perioden 2005-2010, som inkluderer finanskrisen, gir resultatene antydninger til at markedene for de fire oljeproduktene kan ha vært ikke-effisiente. Resultatene ga derimot nokså tydelige indikasjoner på at lager- og posisjonsdata ikke forbedret futuresprisen som prognose, og at de ikke kan brukes til å predikere fremtidige oljepriser. Det kan se ut som at futuresprisene har bakt i seg relevant lager- og posisjonsinformasjon.

Out-of-sample resultatene viser at futuresprisen predikerer WTI og RBOB Gasoline best, mens dagens spotpris predikerer Brent og Heating Oil best. Prediksjonsnøyaktigheten til dagens spotpris og futurespris er derimot ikke statistisk signifikant forskjellig fra hverandre i de fleste tilfellene. Basis viste den dårligste nøyaktigheten og var en signifikant dårligere prediktor enn dagens spotpris i flere tilfeller.

Abstract

In this master thesis we examine if it is possible to predict future spot prices of the oil products WTI, Brent, Heating Oil and RBOB Gasoline with futures prices, as well as inventory and positions data. In addition, we test whether futures prices are unbiased and thereby if the markets are efficient. By using monthly observations over a period from 2000-2016, we looked at predictions with horizons of 1, 3, 6 and 9 months. We have used in - sample and out-of-sample analyses to test the forecast properties of futures prices. The in-sample analysis consists of 8 prediction models, while in the out-of-sample analysis we compare the futures price, spot price and basis as predictors.

The thesis begins with an introduction before we go through earlier literature on the topic of forecasting commodity prices. Furthermore, we take a look at the historical price developments and risks in the markets we will investigate. Then we review the theory in terms of two known models for pricing futures contracts on commodities; the storage and the risk premium theory. Thereafter we will look at the data and the methods we have applied before we finally present the results and analyses.

The results show evidence that WTI and Brent futures prices are unbiased forecasts of subsequent spot prices. This could indicate that futures prices have been a decent guidance on future spot prices. The futures prices of Heating Oil and RBOB Gasoline shows more evidence of being biased predictors. The market for RBOB Gasoline is less mature and the time series is shorter, which may be why the results indicate that the futures price may be biased. In the period 2005-2010, which includes the financial crisis, the results indicate that the markets for the four oil products may have been inefficient. The results gave however fairly clear indications that inventory and positions data did not improve the futures price as a predictor, and that they cannot be used to predict future oil prices. It may look like futures prices have included relevant inventory and position information.

The out-of-sample results show that the futures price predicts WTI and RBOB Gasoline best, while the current spot price predicts Brent and Heating Oil best. The prediction accuracy of the current spot price and futures price is however not statistically significantly different from each other in most cases. Basis showed the worst accuracy and was a significantly poorer predictor than the current spot price in several cases.

Innholdsfortegnelse

Forord	i
Sammendrag	ii
Abstract	iii
Figurliste.....	vi
Tabelliste	vi
Figurliste vedlegg	vii
Tabelliste vedlegg.....	vii
1. Innledning	1
2. Litteraturgjennomgang av futures som prognose	6
2.1 Generelt om futures som prognose	6
2.2 Oljefutures som prognose	11
2.2.1 Bruken av lagerdata i prognostisering	22
2.2.2 Bruken av posisjonsdata i prognostisering	26
3. Analyse av priser, prisendringer og risiko i oljemarkedet 2000-2016.....	34
3.1 Prisutviklingen i oljemarkedet 2000-2016	34
3.2 Sammenligning av prisendringer og risiko for WTI, Brent, HO og RB 2000-2016	36
3.2.1 Samvariasjon mellom WTI, Brent HO og RB	39
3.3 Futuresprisenes terminstruktur.....	40
3.3.1 Sesongvariasjoner i prisendringer og basis.....	42
4. En teoretisk introduksjon av futuresprisen som prognose og prisingen av futures.....	42
4.1 Hvorfor er futuresprisen en prognose?	43
4.1.1 Årsaker til at futuresprisen ikke alltid er forventningsrett.....	44
4.2 Teorien om lager	44
4.2.1 Hvor relevant er lagermodellen for oljefutures?	47
4.3 Teorien om risikopremie	50
4.3.1 Risikopremien i oljefutures.....	53
4.4 Futuresmarkedet for olje – et effisient marked?.....	54
5. Data og metode	56
5.1 Beskrivelse av data	56
5.2 Stasjonaritetstest	59
5.4 Error Correction Model	62
5.5 Presentasjon av prediksjonsmodellene	63
5.6 In-sample og out-of-sample prediksjoner	72

6. Empiriske analyser av futuresprisens prognoseegenskaper: Resultater.....	74
6.1 Presentasjon av resultater fra prediksjonsmodellene	74
6.2 Out-of-sample resultater	91
7. Konklusjon.....	94
Litteraturliste	98
Bøker og artikler	98
Nettkilder	101
Vedlegg	103
Vedlegg 1 - Resultater fra ADF-tester	103
Vedlegg 2 – Kointegrasjonstester	106
Johansen-metoden.....	106
Vedlegg 3 - Prognosefeil 2000-2016.....	108
Vedlegg 4 – Resultater fra prediksjonsmodellene	111
Modell 6	111
Modell 7	113
Vedlegg 5 - Posisjonsstatistikk.....	114

Figurliste

Figur 3.1 : Spotprisutviklingen i WTI (NYMEX) og Brent (ICE samt spreaden mellom dem i perioden 2000-2016.....	34
Figur 3.2 : Spotprisutviklingen i HO og RB på NYMEX i henholdsvis perioden 2000-2016 og 2005-2016	35
Figur 3.3 : Utviklingen i de logaritmiske spotprisendringene for WTI i perioden 2000-2016	38
Figur 3.4 : 36-måneders rullerende korrelasjoner mellom oljeproduktene i perioden 2003-2016 (for RB, 2009-2016)	40
Figur 3.5 : Basis i prosent og spotprisutviklingen i WTI, Brent og HO i perioden 2000-2016 og RB i perioden 2005-2016	41

Tabelliste

Tabell 3.1 : Gjennomsnitt (Gj. sn.) og standardavvik (std.av.) av spotpriser for WTI, Brent, HO og RB i perioden 2000-2016	36
Tabell 3.2 : Annualiserte gjennomsnittlige logaritmiske spotprisendringer og standardavvik for WTI, Brent, HO og RB i perioden 2000-2016.....	37
Tabell 3.3 : Kurtosisen og skjevheten til de logaritmiske spotprisendringene for WTI, Brent, HO og RB i perioden 2000-2016	38
Tabell 3.4 : Korrelasjoner mellom de logaritmiske spotprisendringene til WTI, Brent, HO og RB i perioden 2000-2016	39
Tabell 5.1 : Oversikt over prisseriene til oljeproduktene og kildene de er hentet fra	57
Tabell 5.2 : Oversikt over hvilke type lagerdata vi har brukt og kilden de er hentet fra	58
Tabell 5.3 : Oversikt over tidsperiodene i dataserien av posisjoner for de ulike oljeproduktene og kilden de er hentet fra	59
Tabell 5.4 : Estimeringsresultater fra ECM i perioden 2000-2016	63
Tabell 6.1 : Regresjonsresultater av modell 1 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016	77
Tabell 6.2 : Regresjonsresultater av modell 2 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016	79
Tabell 6.3 : Regresjonsresultater av modell 3 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016	81
Tabell 6.4 : Regresjonsresultater av modell 4 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016	82

Tabell 6.5 : Regresjonsresultater av modell 5 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016	84
Tabell 6.6 : Regresjonsresultater av modell 6 (regresjon (5.12)) for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016	86
Tabell 6.7 : Regresjonsresultater av modell 7 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016	88
Tabell 6.8 : Regresjonsresultater av modell 8 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016	90
Tabell 6.9 : Out-of-sample resultater for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont med en estimeringsperiode fra 2000-2014 og en testperiode fra 2014-2016.....	93

Figurliste vedlegg

Figur 1 : Aktørenes prosentandel av totale open interest i perioden 2000-2016 (for RB, februar 2006-2016).....	116
Figur 2 : Aktørenes PNL i perioden 2000-2016 (for RB, februar 2006-2016	119

Tabelliste vedlegg

Tabell 1 : Resultater fra ADF-tester for spot- og futurespriser på nivåform i perioden 2000-2016....	103
Tabell 2 : Resultater fra ADF-tester for spot- og futurespriser på endringsform i perioden 2000-2016	104
Tabell 3 : Resultater fra ADF-tester for basis i perioden 2000-2016.....	105
Tabell 4 : Resultater fra ADF-tester for prognosefeil i perioden 2000-2016.....	105
Tabell 5 : Multivariat Johansen-test mellom spot- og futurespriser i perioden 2000-2016.....	107
Tabell 6 : Bivariat Johansen-test mellom spot- og futurespriser i perioden 2000-2016	108
Tabell 7 : Prognosefeil i prosent for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016.....	109
Tabell 8 : Regresjonsresultater av modell 6 (regresjon (5.13)) for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016	111
Tabell 9 : Regresjonsresultater av modell 6 (regresjon (5.14)) for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016	112
Tabell 10 : Regresjonsresultater av underperiodene i modell 7 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016	113
Tabell 11 : Aktørenes prosentandel av totale open interest i perioden 2000-2016	114
Tabell 12 : Aktørenes PNL i perioden 2000-2016	117

1. Innledning

Futuresmarkeder blir ofte beskrevet som å ha to viktige funksjoner. Den ene er at de fungerer som viktige risikostyringsverktøy, hvor hovedformålet er å hedge seg mot prissikro. Futuresprisen gir en forutsigbarhet i den forstand at man vet hvilken pris en bestemt vare kan handles til på et fremtidig tidspunkt. Produsenter og konsumenter vil utnytte dette ved å henholdsvis selge og kjøpe varen i futuresmarkedet for å sikre seg mot ugunstige prisbevegelser. Konsumenter kan selvsagt også kjøpe varen i spotmarkedet for deretter å lagre den. Både produsenter og konsumenter av varen kan også velge å ikke sikre sine posisjoner. Det er aktørenes risikoholdning, forventninger om fremtidige priser og prissamvariasjonen mellom den varen man ønsker å prissikre og den underliggende varen i futureskontrakten som avgjør hvor stor andel av posisjonene de lar være usikret. Spekulanter kjøper og selger futureskontrakter når de tror futuresprisen henholdsvis undervurderer og overvurderer den fremtidige spotprisen. Futuresprisen vil dermed kunne være en prognose på fremtidig spotpris. Futuresmarkedet har således en annen funksjon enn bare å fungere som en risikooverføringsmekanisme mellom hedgere og spekulanter, og det er at de også bidrar med prognoser av råvarepriser. Ved å observere futurespriser kan markedsaktører få en innsikt i aggregerte oppfatninger av forventede fremtidige spotpriser. Politiske institusjoner som sentralbanker og det internasjonale pengefondet (IMF) bruker futurespriser som prognose på fremtidige oljepriser. Den europeiske sentralbanken bruker for eksempel futurespriser på olje i styringen av deres pengepolitikk i form av at de bidrar til å lage prognoser på inflasjonen. Grunnen er oljeprisens påvirkning på prisen til mange konsumvarer som igjen kan påvirke inflasjonsraten. Ifølge Alquist og Kilian (2010) er det av mange en oppfatning om at futurespriser er de beste tilgjengelige prognosene på fremtidige spotpriser på olje. Vår oppgave vil være å undersøke og analysere den empiriske støtten for dette synet. Det er selvsagt også mange studier som viser at det finnes andre variabler som er bedre til å spå fremtidig spotpris på olje. Hvis futuresprisen ikke er en forventningsrett predikator av fremtidig spotpris, kan dette føre til store implikasjoner for markedsaktører som baserer seg på futuresprisens prognoseevner, deriblant hedgere og spekulanter.

Temaet for denne foreliggende utredningen er prognostisering av oljepriser. Vi ønsker å undersøke om futurespriser kan brukes til å predikere fremtidige spotpriser på olje. Oppgavens hovedproblemstilling er dermed som følger:

I hvilken utstrekning er futuresprisen på olje en god prognose på fremtidig spotpris?

Oljeproduktene vi har tatt for oss i analysen er West Texas Intermediate, Brent, Heating Oil (fyringsolje) og RBOB Gasoline (blyfri bensin). Vi benytter en tidsperiode som strekker seg fra 2000 til og med 2015 med utgangspunkt i månedlige data. Tidshorisonten på futureskontraktene, og dermed prediksjonene, er på 1, 3, 6 og 9 måneder¹. I tillegg til hele perioden, vil vi også vise resultater for underperioder. Vi ønsker å undersøke om futuresprisens prognoseegenskaper er robuste gjennom ulike sykler og har valgt ut tre ganske forskjellige oljepriskonjunkturer. I disse underperiodene observerer vi at det er ulike prisbaner for olje. Første periode er fra 2000-2005 og denne perioden kjennetegnes først av en flat prisstruktur med en liten oppadgående trend mot slutten. Midtperioden går fra 2005-2010 og inneholder i begynnelsen en klar oppsving i oljeprisen før den får et kraftig fall i 2008 som følge av finanskrisen. Denne perioden inkluderer dermed en ekstrem situasjon i form av den voldsomme opp- og nedturen. Den tredje underperioden spenner fra 2010-2016. Denne perioden starter med en oppadgående trend før det går over i en flat prisbane og der det til slutt utvises en nedadgående trend. Det vil alltid være en debatt for hvor man skal dra skillet hen, men vi har sett på dette som en rimelig inndeling. Poenget, og det som er interessant med en slik inndeling, er å se om vi får samme resultater i de ulike periodene.

Metodene vi har brukt for å besvare problemstillingen er både in-sample og out-of-sample prediksjoner. Vi har benyttet statistiske analyser og empiriske modeller for å undersøke om tidligere observerte data kan brukes til å predikere fremtidige priser på olje. I in-sample analysen ser vi på 8 prediksjonsmodeller og tester om futuresprisen er en forventningsrett predikator på fremtidig spotpris. I tillegg til at vi bruker spot- og futurespriser tar vi også for oss lager- og posisjonsdata i våre analyser. Vi ønsker å undersøke om all informasjon er bakt inn i futuresprisene. Det vil si:

Finnes det noe som helst informasjon i tidspunkt t eller tidligere som, ved siden av futuresprisen, bidrar signifikant til å si noe om oljeprisen i $t+i$?

I den forbindelse ser vi på andre variabler som blant annet omfatter lager, posisjoner, sesong, markedstilstander, tidligere spotpriser, tidligere prognosefeil med mer. Dersom futuresprisen

¹ I kapittel 5.1 er det en grundigere beskrivelse av dataen som brukes i oppgaven.

på tidspunkt t skal oppfattes som en prognose og man kan forbedre prognosen (forklaringen) av spotprisen i tid $t+i$ ved å ta inn andre variabler observert i t enn futuresprisen, betyr dette at det er informasjon som futuresprisen ikke har bakt inn i seg. I denne sammenhengen vil det derfor være andre spørsmål, enn bare selve hovedproblemstillingen, som vi vil svare på i utredningen og som vil gi oss en bedre forståelse av hvor god futuresprisen egentlig er til å predikere fremtidig spotpris:

- Er futuresprisen en forventningsrett prognose på fremtidig spotpris?
- Inneholder basis informasjon om fremtidige prisendringer?
- Vil basis i kombinasjon med dagens spotpris gjøre prognosen bedre enn basis alene?
- Vil tidligere prognosefeil bidra til å prognostisere spotprisen bedre enn futuresprisen alene?
- Predikerer futuresprisen annerledes i contango versus backwardation?
- Er det noen sesonger som kan hjelpe oss med å forbedre prognosene?
- Inneholder lager- eller posisjonsdata informasjon som kan gjøre prognosen bedre enn futuresprisen alene?

Clements og Hendry (1998) påpeker at disse in-sample prediksjonsegenskapene blir ofte ansett for å være minimumskrav til optimale eller rasjonelle prognoser, og denne type analyser kan dermed være et godt sted å begynne vår vurdering av futuresprisene som prediktorer. In-sample testene kan fortelle oss hvilke modeller som muligens kan være nyttige i prognostisering, men de evaluerer ikke deres prediksjonsnøyaktighet (Roache og Reichsfeld, 2011). Det er her out-of-sample testene kommer inn. Vårt hovedfokus i utredningen er nytten av futures som prediktorer og out-of-sample analysen kan gi oss en indikasjon på nettopp dette.

Så hvorfor skriver vi enda en oppgave om futuresprisens evner til å predikere spotpriser, og hva er nytt og “originalt” med denne oppgaven? Først av alt føler vi at timingen for å skrive en slik oppgave passer bra med tanke på den siste tidens usikkerhet og bekymringer for den lave og volatile oljeprisen som kan få store makroøkonomiske og internasjonale følger. Bare her til lands har over én av ti oljeforbrukere forsvunnet fra norsk sokkel de siste to årene (VG, 2016). Å lage prognoser av råvarepriser er viktig, men kan også være kostbart. Spesielt for beslutningstakere (f.eks. politiske institusjoner) i land hvor råvarepriser kan påvirke eksporten, importen, inflasjonen og muligens fattigdommen, vil det å få en best mulig

prognose på råvarepriser ha en viktig prioritet. Å bruke store pengemengder på ulike modeller og innskaffelse av informasjon for å lage prognoser på råvarer med ulike og kompliserte markedsstrukturer kan bli kostbart. Det kan i verste fall også ikke tilføre noe merverdi sammenlignet med å bruke f.eks. futurespriser eller dagens spotpris som prognose (Roache og Reichsfeld, 2011). I denne utredningen oppdaterer vi vurderingen av futurespriser som predikatorer ved å bruke en utvalgsperiode som ikke har blitt testet ut før. Vi har heller ikke vært vitne til en studie som har tatt for seg de fire oljeproduktene vi skal undersøke under ett. Bortsett fra de mer “basic” modellene med blant annet futurespriser, spotpriser, basis og prognosefeil, har vi også supplert med å se på sesong, markedstilstander, lager og posisjoner. Dette inngår i tre av de åtte modellene våre og vi har konstruert disse modellene på egenhånd med hjelp av noe annen tidligere litteratur. I alle de tre modellene har vi tatt med futuresprisen som en egen forklaringsvariabel for å finne ut om futuresprisen har bakt inn alt av tilgjengelig informasjon. Spesielt modellene som inkluderer lager og posisjoner har bidratt sterkt til å gjøre denne oppgaven omfattende, men også original. Vi har fått inspirasjon fra andre studier til å sette opp noen av forklaringsvariablene i lager- og posisjonsmodellene, mens andre variabler har vi produsert selv. Dette har gitt en egenart til modellene.

Denne utredningen kan være av interesse for ulike markedsaktører som baserer sine investeringsbeslutninger og politiske anbefalinger på prognosene til futuresprisene på olje. Dette kan være internasjonale organisasjoner, oljeselskaper, myndigheter, hedgere og spekulanter for å nevne noen. Disse kan selvsagt også være aktører som prøver å lage egne prognoser. For dem bør det være av interesse å vite hvor mye informasjon som allerede ligger innbakt i dagens futurespriser. Hvis slike prognoser skal ha noe for seg, må de benytte informasjon som ikke allerede er reflektert i futuresprisene. En sammenligning av kvaliteten på slike prognoser må derfor skje med prognoser som futuresprisen gir. Selv for de som ikke deltar aktivt i markedet, vil futuresmarkedet fungere som en informasjonskilde. For en som har tenkt å kjøpe fyringsolje i vinter kan futuresprisen gi en god indikasjon på hva det vil koste. For eksempel vil prisen på fyringsoljekontrakten med levering i desember si noe om forventet fyringsoljepris ved utgangen av året. Derfor er ikke kvaliteten på futuresprisene som prognose bare av interesse for aktører som selv deltar aktivt i markedet.

Strukturen i denne utredningen er som følger: Kapittel 2 gir en gjennomgang av tidligere studier som er gjort på området. I kapittel 3 starter vi med en analyse av den historiske prisutviklingen, avkastningen og risikoen i oljemarkedet for å gi et lite innblikk de siste årene.

Videre ser vi hvordan terminstrukturen til futuresprisene har vært i utvalgsperioden. Til slutt utfører vi to regresjoner for å teste om det er sesongvariasjoner i prisendringer og basis. I kapittel 4 forklarer vi hvorfor futuresprisen sees på som en prognose før vi gir en introduksjon i teorien om lager og risikopremie, og hvordan de appellerer til oljefutures. I kapittel 5 starter vi med en beskrivelse av datasettet som benyttes i utredningen: Deretter gjennomgår vi litt teori knyttet til stasjonaritet, kointegrasjon og en error correction model før vi også kort viser resultatene av disse testene og modellen. Til slutt i kapitlet presenterer vi prediksjonsmodellene som skal brukes i in-sample analysen og målene som benyttes i rangeringen av modellene i out-of-sample analysen. I kapittel 6 presenteres resultatene og analysene av prediksjonsmodellene og out-of-sample testene. Arbeidet avsluttes i kapittel 7 med en oppsummering av oppgaven i form av en konklusjon av de viktigste funnene og anbefalinger til videre forskning.

Gjennomgående i teksten vil vi bruke forkortelsene WTI for West Texas Intermediate, HO for Heating Oil og RB for RBOB Gasoline, men vi bruker ingen forkortelse for Brent. Begrepet oljeprodukter brukes som en fellesbetegnelse for råoljene WTI og Brent, og råoljeproduktene HO og RB. Vi vil også kunne betegne underperiodene 2000-2005, 2005-2010 og 2010-2016 for henholdsvis periode 1, 2 og 3. Vi bruker også forkortelsen "M" og "F" som står for henholdsvis måned og futures. Eksempler kan være "12M-kontrakten til HO", "12M HO" eller "F12-kontrakten for HO". Alle eksemplene betyr 12-måneders futureskontrakten til HO. Vi gjør disse forkortelsene for å få mer kompakte setninger og tabeller. I tilfellet med RB er det verdt å nevne at vi ikke har fullstendige tidsserier som går tilbake til år 2000. Prisseriene for RB starter i november 2005, mens posisjonsdata for samme produkt starter i februar 2006. Derfor kan resultatene for RB i enkelte analyser av den fulle perioden og periode 2, skille seg noe ut fra de andre oljeproduktene som følge av en kortere analyseperiode. Vi har også gjennomgående i rapporten kun brukt månedlige data. Til slutt vil vi gjøre leseren oppmerksom på at mulige feil i datainnsamlingen og -struktureringen, samt i enkle matematiske transformasjoner, kan ha forekommet selv om alle kalkulasjoner har blitt dobbeltsjekket.

2. Litteraturgjennomgang av futures som prognose

I dette kapittelet skal vi gjennomgå foreliggende litteratur om hvor godt futurespriser på olje klarer å predikere fremtidige spotpriser. Vår utredning av tidligere litteratur vil gå ut på at vi beskriver hva studien dreier seg om, hvordan forfatterne går fram for å besvare spørsmålene og til slutt vil vi presentere resultatene av studien. Noen av de tidligere studiene er gjort på andre råvarer enn våre valgte oljeprodukter, men de omhandler det samme temaet og muligens andre temaer i tillegg. I disse studiene vil vi bare fokusere på hva som er relevant for våre problemstillinger. Inndelingen av kapittelet vil i hovedsak skille mellom litteratur av futures som prognose generelt (dvs. på andre råvarer enn olje) og studier som er rettet mer mot oljemarkedet, deriblant også hvordan lager- og posisjonsdata kan bidra i predikeringen av fremtidig spotpris. Målet vårt er å danne et bilde av hva som er gjort på dette området for deretter å gi vårt bidrag til denne forskningen.

2.1 Generelt om futures som prognose

Et av de mest kjente studiene på prognostiseringsegenskapene til futurespriser er gjort av Fama og French (1985). De undersøker to modeller for futuresprisene på råvarer. Den første modellen er teorien om lagring (“The theory of storage”). Denne teorien predikerer at basisen ($F(t, T) - S(t)$) er lik tapte renteinntekter ($S(t)R(t, T)$) pluss marginale lagringskostnader ($W(t, T)$) og minus marginal convenience yield ($C(t, T)$):

$$\begin{aligned} F(t, T) - S(t) &= S(t)R(t, T) + W(t, T) - C(t, T) \\ (2.1) \qquad \qquad \qquad &\text{eller} \\ [F(t, T) - S(t)]/S(t) &= R(t, T) + [W(t, T) - C(t, T)]/S(t) \end{aligned}$$

hvor $F(t, T)$ er futuresprisen på tidspunkt t for levering på tidspunkt T , $S(t)$ er spotprisen på tidspunkt t og $S(T)$ er realisert spotpris på tidspunkt T .

Den andre modellen (“The risk premium theory”) deler futuresprisen inn i en forventet risikopremie og en prognose av fremtidig spotpris. Denne sier at basisen kan bli uttrykt som summen av en forventet risikopremie ($E_t[P(t, T)]$) og en forventet endring i spotprisen ($E_t[S(T) - S(t)]$):

$$(2.2) \quad F(t, T) - S(t) = E_t[P(t, T)] + E_t[S(T) - S(t)]$$

Den forventede risikopremien er definert som skjevheten av futuresprisen som en prognose på fremtidig spotpris:

$$(2.3) \quad E_t[P(t, T)] = F(t, T) - E_t[S(T)]$$

Fama og French (1985) brukte disse to modellene i en studie av futuresprisene til 21 råvarer over en tidsperiode fra mars 1966 til juli 1984 med månedlige observasjoner. Dette var landbruks-, tre-, dyre- og metallprodukter. De starter med å teste ut teorien om lagring ved å se på standardavviket til 6-måneders basisen for alle råvarene. Denne indirekte testen av teorien viste at metallene hadde lavest standardavvik, mens dyreproduktene hadde den høyeste. Fama og French (1985) påpekte at forskjellen mellom råvarene angående variasjonen i basis er konsistent med teorien om lager. Resultatene viser at råvarer med høye lagringskostnader og sesongvariasjoner vil ha størst variasjon i basis, noe som samstemmer med teorien om lager. Lagringskostnadene til metaller er lave relativt til verdien, og metaller opplever heller ikke sesongvariasjoner i tilbud eller etterspørsel. Den lave variasjonen i basis for metaller er derfor konsistent med teorien om lager. For landbruks- og dyreproduktene vil variasjonen i basis være større på grunn av deres høye lagringskostnader og sesongvariasjon. Vi ser at denne enkle testen viser tegn til at teorien om lager stemmer. Fama og French (1985) foretok også mer direkte tester av teorien om lager ved hjelp av denne regresjonen for hver råvare:

$$(2.4) \quad \frac{F(t, T) - S(t)}{S(t)} = \sum_{m=1}^{12} \alpha_m d_m + \beta R(t, T) + e(t, T)$$

hvor d_m er en sesongdummyvariabel der $d_m = 1$ hvis futureskontrakten forfaller i måned m og null ellers. De viser bare resultatene for 6 - måneders basis. Først tester de relasjonen mellom basisen og rentene ved å bruke regresjon (2.4) uten sesongdummyvariablene. Her prøver de å finne hvor mye av variasjonen i basis som kan forklares av variasjonen i den nominelle renta. Nullhypotesen er at stigningskoeffisienten β bør være lik 1, noe som betyr at det bør være et én-til-én-forhold mellom variasjonen i basisen og variasjonen i renta. Resultatene viser at metallene gir de sterkeste indikasjonene på at variasjonen i basisen følger renta. Gull viser best resultater av metallene med en stigningskoeffisient nær 1, lav standardfeil og en forklaringskraft (R^2) på 83 %. Landbruks- og treproduktene er også konsistente med hypotesen hvis man bare ser på stigningskoeffisientene, men de store standardfeilene gjør at indikasjonene ikke er overbevisende nok. Koeffisienten for dyreproduktene gir de minst presise indikasjonene. Fama og French (1985) fremhever at

resultatene viser at variasjonen i basis for landbruks-, tre- og dyreprodukter ikke kan forklares så mye av variasjonen i renta. Den må i hovedsak forklares av økonomiske forhold som fører til variasjon i marginal lagringskostnad og marginal convenience yield. Det neste forfatterne gjør er å teste for sesongvariasjoner i basis ved bruk av regresjon (2.4) (nå med dummyvariablene). For å gjøre dette bruker de en standard F-test der nullhypotesen er at alle sesongkoeffisientene (α_m) er like. Forkastes nullhypotesen kan det tyde på sesongvariasjoner i basisen. De forkaster ikke nullhypotesen for metaller, noe som ikke er overraskende (se over). Som forventet finner de derimot sesongvariasjoner i basisen for mange av landbruksproduktene. Noe overraskende kan de ikke forkaste nullhypotesen for fem landbruksprodukter, deriblant soyamel og -olje som man ville forventet har sesongvariasjon i basis ettersom de fant klare indikasjoner på det for soyabønner. De forklarer dette med at produksjonprosessen for soyamel og -olje reduserer effekten fra sesongvariasjonen i prisen for soyabønner. De sterkeste indikasjonene på sesongvariasjoner i basis finner de for dyreproduktene. Som nevnt over fant de ut at renta forklarte bare en liten del av variasjonen i basis for disse, noe som forteller oss at mye av variasjonen i basis kan krediteres sesongvariasjoner. En klar indikasjon på sesongvariasjon i basis som dette er med på å bekrefte prediksjonen til teorien om lager, som sier at råvarer (f.eks. dyreprodukter) med sesongvariasjoner og høye lagringskostnader vil ha en høy variasjon i basis. Totalt sett viser denne artikkelen gode bevis på teorien om lager.

Det neste de gjør er å teste teorien om risikopremie. De testet for tidsvarierende forventede risikopremier (regresjon (2.6)) og hvor godt futureprisene klarte å predikere fremtidig spotpris (regresjon (2.5)) ved hjelp av to regresjoner fra Fama (1984 a, b):

$$(2.5) \quad S(T) - S(t) = a_1 + b_1[F(t, T) - S(t)] + u(t, T)$$

$$(2.6) \quad F(t, T) - S(T) = a_2 + b_2[F(t, T) - S(t)] + z(t, T)$$

Disse to regresjonene har vi også benyttet i vår utredning. I regresjon (2.5) prøver man å se hvor godt basis forklarer endringen i spotprisen, mens man i regresjon (2.6) prøver å se hvor godt basis forklarer prognosefeilen (eller risikopremien som Fama og French kaller det). Begge regresjonene estimeres i logform². Fama og French (1985) viste resultater for 2, 6 og 10 - måneders futureskontrakter ved bruk av ulike tidsperioder avhengig av råvare. De fant bevis på at futuresprisen har en evne til å predikere fremtidig spotpris i 10 av 21 råvarer. Det

² Forklaringen av koeffisientene finnes under modell 2 og 4 i kapittel 5.6.

ble også påvist tidsvarierende forventede risikopremier for 7 råvarer. Selv om Fama og French (1985) fant indikasjoner på at futurespriser har en evne til å predikere fremtidig spotpris, var det allikevel store forskjeller i prognosekraften (forecast power) til de ulike råvarene. Til slutt sammenlignet Fama og French (1985) variasjonen i basis, lagringskostnader og sesongvariasjoner i basis (regresjon (2.4)) med resultatene fra regresjon (2.5) og (2.6). De finner at det er en relasjon mellom variasjonen i basis og indikasjonene for prognosekraft og tidsvariable risikopremier. Tre dyreprodukter som viser en sterk prognosekraft er i topp fire - plasseringen av de som viser høyest variasjon i basis. Tømmer og soyaolje, som viser indikasjoner av tidsvarierende risikopremie, er produkter som endte på henholdsvis tredje og syvende plass for produkter med høyest variasjon i basis. De fant ingen indikasjon for prognosekraft og tidsvariende risikopremie for noen av metallene, og disse hadde relativt lave variasjoner i basis. De fant også ut at høye lagringskostnader henger sammen med futurespriser som viser prognosekraft. For åtte landbruks- og dyreprodukter med høye lagringskostnader fant de også konsistente indikasjoner for prognosekraft. De fant ingen prognosekraft i futuresprisen for enkelte metaller som har relativt lave lagringskostnader. Til slutt finner de ut at sesongvariasjoner i basis henger sammen med prognosekraften til futuresprisene. I åtte av de ti råvarene de fant indikasjoner på prognosekraft, fant de også indikasjoner på sesongvariasjoner i basis. Denne studien viste at Fama og French (1985) totalt sett fant mer støtte for teorien om lagring enn for teorien om risikopremie.

En etterfølgende studie av French (1986) bruker Fama og French (1985) sine resultater fra regresjon (2.5) til å bekrefte noen av sine argumenter for hvorfor prognoseegenskapene til futurespriser er forskjellig avhengig av råvare. Til grunn for sine analyser bruker French (1986) en to-periodisk teoretisk modell av konsum, produksjon og lager. Han ønsker å identifisere egenskaper ved råvarene som bør være relatert til futuresprisenes nøyaktighet som prognose på fremtidig spotpris. French (1986) ser på hvilke faktorer som kan være med på å påvirke prognoseevnene til de ulike futuresprisene. Dette er faktorer som sesong i etterspørsel og tilbud (særlig i produksjon) og størrelsen på lagringskostnader relativt til verdien av råvaren. I samsvar med Fama og French (1985) sine resultater finner han ut at futuresprisene til råvarer som blir påvirket av sesongproduksjon, og som har relativt store lagringskostnader, vil ha gode prognoseegenskaper. Et eksempel på dette er landbruksprodukter.

En vitenskapelig artikkel av Gjølberg og Brattested (2011) analyserte prognoseegenskapene til fire- og seksukers futurespriser på Nord Pool fra 1995 til 2008. Dette gjorde de for hele

perioden under ett og for en delperiode fra 2003 til 2008. De tester prognoseegenskapene til futures med enkle regresjoner samt modeller som inkluderer sesongdummy og forholdet mellom prognosefeil og realisert prisvolatilitet. Før de starter på regresjonene kjører de en deskriptiv statistikk av fire- og seksukers prognosefeilen i absolutt og relativ form. De finner store positive prognosefeil og de har i tillegg blitt større de siste årene. Dermed er fordelingen til prognosefeilene skjev med fete høyre haler og er langt ifra normalfordelt. På månedlig basis er prognosefeilene i gjennomsnitt på 7 - 9 %. Etter Gjølberg og Brattesteds viten er disse prognosefeilene større enn det som har blitt observert i noe annet råvaremarked. Det neste de gjør er å bruke ulike regresjoner for å si noe om prognoseegenskapene og risikopremien. Først estimerer de en modell på absolutt- og logform, der spotprisen på tidspunkt $t+i$ (S_{t+i}) er en funksjon av futuresprisen på tid t (F_t^i):

$$(2.7) \quad S_{t+i} = \alpha + \beta F_t^i + u_{t+i}$$

$$(2.8) \quad \ln S_{t+i} = \alpha + \beta \ln F_t^i + u_{t+i}$$

For å overkomme noen av de økonometriske og fundamentale problemene som er ved denne tilnærmingen, estimerer de en modell der spotprisendringen er en funksjon av basis. Denne er lik regresjon (2.5) i Fama og French (1985) sin artikkel bortsett fra at de her gjør den også i absoluttform. Til slutt estimerer de en modell som regresjon (2.5) (i logform) med den forskjellen at de legger til dagens prisnivå (S_t):

$$(2.9) \quad (\ln S_{t+i} - \ln S_t) = \alpha + \beta (\ln F_t^i - \ln S_t) + \gamma \ln S_t + \varepsilon_t^j$$

Tanken bak å legge til dagens pris som forklaringsvariabel i regresjonen, er å teste om det kan bidra til å forbedre prognoseegenskapene i motsetning til regresjoner der bare futuresprisen brukes (jmf. regresjon (2.5)). Gjølberg og Brattested (2011) finner ut at futuresprisen og basis til fire- og seksukers kontrakten ikke har vært forventningsrette predikatorer av etterfølgende spotpris. Resultatene fra regresjon (2.9) viser at prognosekraften blir forbedret når man inkluderer dagens prisnivå som forklaringsvariabel, noe som kan tolkes som at markedet muligens ikke er effisient. For å undersøke videre om de store prognosefeilene og ikke - forventningsrette prognosene kan tolkes som en risikopremie og/eller at markedet ikke er effisient, tester de om prognosefeilene følger et sesongmønster. Det vil si at de analyserer

variasjonene i prognosefeilen etter sesong. Logikken bak dette er at hvis prognosefeilen er en risikopremie, så bør den også følge et sesongmønster. De testet også om det var en positiv sammenheng mellom volatilitet (risiko) og prognosefeil, noe man ville forventet hvis prognosefeilen er en risikopremie. Gjølberg og Brattested (2011) fant ut at prognosefeilene ikke forandrer seg betydelig etter sesong. De fant også null korrelasjon mellom prognosefeil og risiko. Disse to funnene tyder på at prognosefeilen inneholder mer enn en risikopremie. Til slutt konkluderte de med at størrelsen på prognosefeilene, pluss at de ikke endres etter sesong og ikke er korrelerte med med risikoindikatorer, kan tolkes som en indikasjon på at markedet ikke er effisient.

2.2 Oljefutures som prognose

En tidligere artikkel av blant annet nevnte Gjølberg fant sted i 1986. Dette er en artikkel som vi har fått inspirasjon av og brukt noen metoder fra. Gjølberg og Johnsen (1986) undersøkte hvordan energifutures gjorde det på New York Merchantile Exchange (NYMEX) i forhold til prising, hedging og spekulasjon. I artikkelen ser de på hvordan futuresprisen til Heating Oil og Gasoline fungerer som prognose relativt til en random walk. De ser på 1-måneders futures over en periode fra september 1979 til mai 1985 og november 1981 til mai 1985 for henholdsvis Heating Oil og Gasoline. Dette gjør de også for ulike delperioder. De starter med å se på mean squared error (MSE) og Theil's U-statistikken for å sammenligne futuresprisen og dagens spotpris. For Heating Oil fant de ut at spotprisen fungerte bedre som prognose enn futuresprisen i de fire første årene. Siden 1984 ble det derimot en stor endring og futuresprisen fungerte som en klart bedre prognose. Dette gjorde også at futuresprisen utkonkurrerte spotprisen når de så på hele perioden under ett. De fikk andre resultater når de så på Gasoline. Her fungerte futuresprisen dårligere som prognose enn spotprisen når de så på hele perioden. Det neste de gjorde var å undersøke om futuresprisen var en forventningsrett prediktor av fremtidig spotpris. Det vil si om futuresprisen inneholder en risikopremie. Dette gjorde de ved å se på gjennomsnittlige absolutte og relative (log) prognosefeil. For både Heating Oil og Gasoline kunne de ikke finne en signifikant risikopremie for hele perioden og delperiodene. Det betyr at prognosefeilen ikke er statistisk signifikant forskjellig fra null og at futuresprisen er en forventningsrett prognose. En siste test de gjorde var å se på en regresjon med basis som uavhengig variabel og endringen i spotpris som avhengig variabel (regresjon (2.5)). Gjølberg og Johnsen (1986) mener at dette er en enda bedre test for å sjekke om futuresprisen er forventningsrett. De tester om $\alpha = 0$, $\beta = 0$, $\beta = 1$, og en sammenfallende test

av $\alpha = 0$ og $\beta = 1$ ³. Resultatene for Heating Oil viser at futuresprisen har forbedret seg signifikant som prediktor på fremtidig spotpris opp gjennom årene. Etter den første delperioden fra 1979 til 1981 har β -verdien vært signifikant forskjellig fra null på et 5 % signifikansnivå, noe som forteller oss at basisen inneholder informasjon om endringen i spotprisen. De konkluderer også med at β - verdien ikke er signifikant forskjellig fra 1. Det sier oss at de ikke finner noen form for tidsvarierende risikopremie. De får igjen bekreftet med denne testen at futuresprisen er forventningsrett. Forklaringskraften (justert R^2) til basis som prognose på prisendringer øker også etterhvert. Resultatene for Gasoline er ganske forskjellig. I dette tilfellet er stigningskoeffisienten β ikke signifikant forskjellig fra null i noen perioder. Basisen har dermed liten eller ingen informasjon om prisendringer. Til forskjell fra Heating Oil viser ikke futuresprisen på Gasoline tegn til forbedring som prognose over dets levetid. Gjølberg og Johnsen (1986) begrunner resultatforskjellene mellom disse to i hovedsak med at markedet for Heating Oil er mer modent enn markedet for Gasoline. På den tiden hadde futures på Gasoline kommet senere på markedet enn Heating Oil og det var mindre handel i det. Det kan være grunnen til at resultatene viste at markedet for Gasoline er mindre effektivt enn Heating Oil.

En nyere artikkel av Brooks et al. (2011) undersøkte på ny, og videreførte, arbeidet til Fama og French (1985) med oppdaterte data. Brooks et al. (2011) tester de samme teoriene på samme måte, men med et større datasett som går fra mars 1966 til april 2010. De utvider undersøkelsen videre ved å ta for seg våre oljeprodukter (utenom brent) pluss naturgass. Variasjonen i basis har ikke forandret seg mye over tid. Resultatene viser at metaller fortsatt har lavest standardavvik, mens dyreproduktene fortsatt har høyest. Undersøkelsen av forholdet mellom basisen og renta viser mye av de samme resultatene som i Fama og French (1985). Alle standardfeilene til stigningskoeffisienten β har blitt redusert. Metaller gir fortsatt de sterkeste indikasjonene på at variasjonen i basis følger renta og indikasjonene har til og med blitt sterkere. Sammenlignet med Fama og French (1985) har indikasjonene for de andre råvarene blitt svekket. Crude oil (WTI) og Gasoline viser et negativt forhold mellom basis og renta. Med et lengre datasett får Brooks et al. (2011) veldig like resultater som Fama og French (1985), samt enda sterkere indikasjoner på sesongvariasjoner i basis, noe som gir videre støtte til teorien om lagring. For Heating Oil og Gasoline er ikke dette overraskende, da disse markedene er drevet av sesongmessige etterspørselstopper, og da spesielt om vinteren

³ Se Vigfusson og Reeve (2011) for ytterligere beskrivelse av hva den sammenfallende testen forteller oss.

for Heating Oil og om sommeren for Gasoline. Derimot finner de ikke noe tegn til sesongvariasjoner for WTI. Dette forklarer de med at WTI er råformatet av Gasoline og Heating Oil og at deres to komplementære etterspørselstopper jevner ut etterspørselsmønsteret til crude oil. Generelt sett finner Brooks et al. (2011) sterkere indikasjoner på prognosekraft med dette lengre datasettet enn det mindre datasettet til Fama og French (1985). Igjen finner man ikke indikasjoner på prognosekraft i futuresprisen til metaller, men de finner det for energiproduktene. Spesielt finner de sterke indikasjoner for råvarene med sesong, som for eksempel råvarene innen landbruk, skog, dyr og energi. Disse resultatene er også gjeldende etter å ha fjernet ekstremverdier⁴. Siden de fant sterke indikasjoner for råvarer med sesong, testet de også ut om det var en kausal sammenheng mellom sesongvariasjoner og prognosekraft i basis. Dette gjorde de ved bruk av den samme testen man gjør for å sjekke prognosekraften (regresjon (2.5)), men nå er analysen av en 12 M futureskontrakt (dvs. 12 - måneders basis). De fant ut at det ikke var en kausal sammenheng mellom dem, noe som betyr at prognosekraften ikke er forårsaket av sesongvariasjoner i basis. Til forskjell fra testene om prognosekraft fant de mindre klare indikasjoner på risikopremier. Sammenlignet med Fama og French (1985) sine resultater fikk Brooks et al. (2011) noenlunde like resultater, men på noen forskjellige råvarer og løpetider. Det er verdt å nevne at våre oljeprodukter (energiproduktene) viste ingen tegn til risikopremie. Resultatene forblir de samme også etter at de fjernet ekstremverdiene fra datasettet med unntak av metallene. Risikopremien i alle de fire metallene blir nå signifikante for både 6 og 12 - måneders basis. Som konklusjon kan vi nok en gang se at teorien om lagring, som i Fama og French (1985), får mer støtte enn teorien om risikopremie.

En annen undersøkelse om prognoseegenskapene til futurespriser kom fra Chinn et al. (2005). De ser på forholdet mellom spot- og futurespriser for WTI, Gasoline, Heating Oil og naturgass. For å teste ut prognoseegenskapene bruker de regresjon (2.5), der de prøver å finne ut om basisen har noe informasjon om endringen i spotprisen. De tester dette for 3, 6 og 12 - måneders futureskontrakter over perioden januar 1990 til oktober 2004 med månedlige data. De sammenligner også prognoseegenskapene til futuresprisen, dagens spotpris og en tidsseriemodell (ARIMA(1,1,1)) over samme tidsperiode. Her beregner de gjennomsnittlig prognosefeil (mean error) og kvadratrotten av summen av kvadrerte gjennomsnittlige prognosefeil (root mean square error). Chinn et al. (2005) finner ut at futuresprisen er en

⁴ Ekstremverdier definerer de som verdier som er større enn 2,6 standardavvik fra gjennomsnittet for hver råvare. Etter å ha fjernet disse fra datasettet repeterer de regresjon (2.5) og (2.6).

forventningsrett predikator av fremtidig spotpris på WTI, Gasoline og Heating Oil. Samtidig forklarer futuresprisene kun en liten del av variasjonen i underliggendes råvareprisbevegelser. Den justerte R^2 er ganske lav i disse regresjonene, der basis forklarer bare mellom 5 % og 23 % av den totale variasjonen i endringer av spotpriser. I prognosesammenligningen finner de ut at futuresprisen fungerer best som prognose for alle produktene og horisontene, men ingen av de tre ovennevnte metodene gir tilstrekkelig god nok informasjon om fremtidige spotpriser. De påpeker imidlertid at dette kan skyldes deres brukte tidsperiode som kjennetegnes av en periode med stigende priser.

Chinn og Coibion (2010) gjorde de samme undersøkelsene som Chinn et al. (2005) pluss en del andre mindre relevante for oss. De så i tillegg på flere råvarer og brukte en lengre tidsperiode fra januar 1990 til oktober 2010. Ellers ble de samme testene utført for 3, 6 og 12-måneders futureskontrakter. Som i Chinn et al. (2005) finner de ut at futuresprisen er en forventningsrett predikator av fremtidig spotpris på våre tre oljeprodukter WTI, Gasoline og Heating Oil. Et unntak er 6-måneders horisonten for Heating Oil. Her forkaster man nullhypotesen om at 6-måneders futures er en forventningsrett predikator av fremtidig spotpris. β -verdien er signifikant forskjellig fra 1 på 10 % signifikansnivå. De finner også i denne undersøkelsen at futuresprisene ikke er noen gode prediktorer av etterfølgende spotpriser i noen som helst tilfelle. Det bekreftes av justert R^2 som varierer alt i mellom 4 % og 26 % i regresjonene for alle kontraktshorisontene til WTI, Gasoline og Heating Oil. De undersøker også flere delperioder og finner ut at konklusjonene varierer etter hvilken periode man ser på. Dette kan være med på å forklare hvorfor det er forskjeller i resultatene i tidligere studier som ser på ulike tidsperioder. I prognosesammenligningen finner de, som i Chinn et al. (2005), at futuresprisen generelt sett fungerer bedre enn dagens spotpris (random walk uten drift)⁵ og ARIMA-modellen som prognose. For WTI og Heating Oil fant de ut at futuresprisen predikerer bedre enn random walk på 3-måneders horisont, men ikke på 6 og 12-måneders horisont. Futuresprisen hadde en større prediksjonsnøyaktighet enn random walk for Gasoline på både 3 og 6-måneders horisont (hadde ikke resultater for 12-måneders horisont). Selv om futuresprisen prognostiserer bedre enn random walk eller motsatt, er allikevel ikke forskjellene i nøyaktighet mellom dem statistisk signifikante.

⁵ Dette er en modell som bruker dagens spotpris til å predikere fremtidig spotpris. Kalles også for en naiv prognosemodell. Vi vil heretter kun betegne denne modellen som random walk, og ikke som random walk uten drift.

Chernenko et al. (2004) gjør en studie som følger noe av den samme metodikken til Chinn et al. (2005). Her ser de på både forwards og futures av ulike finansielle aktiva, men vårt fokus er på deres analyser av oljefutures (wti). De tester 3, 6 og 12-måneders futureskontrakten i perioden april 1989 til desember 2003 med månedlige data. De starter med å se på gjennomsnittet av prognosefeilen⁶ og tester om den er signifikant forskjellig fra null. Hvis den er det, konkluderer de med at det muligens er en signifikant gjennomsnittlig risikopremie. Deretter tar de for seg regresjon (2.5), der basis er forklaringsvariabelen og endringen i spotpris er den avhengige variabelen. Hvis stigningskoeffisienten β er statistisk signifikant forskjellig fra 1, konkluderer de med at risikopremien er tidsvariabel. Til slutt gjør de en prognosesammenligning mellom futuresprisen og dagens spotpris, der de ser på relativ root mean square error (RMSE) av disse to prognosene. Det betyr at de ser på forholdstallet mellom RMSE til futuresprisen som prognose og RMSE til dagens spotpris (random walk) som prognose. Et forholdstall større enn 1 betyr at dagens spotpris gir en bedre prognose enn futuresprisen. Da kan man konkludere med at futuresprisen ikke er en rasjonell forventning av fremtidig spotpris og at futuresprisen muligens inneholder noe risikopremie. Alle signifikanstestene er gjort på et 10 % signifikansnivå. Chernenko et al. (2004) finner at det er lite indikasjoner for risikopremier i oljefutures og at futuresprisen er forventningsrett. Prognosefeilen er ikke signifikant forskjellig fra null, nullhypotesen om en $\beta = 1$ kan ikke forkastes og den relative RMSE er mindre enn 1 for alle kontraktshorisonter. Vi ser at funnene til Chernenko et al. (2004) samstemmer med Chinn og Coibion (2010) og Chinn et al. (2005). Fra regresjonsresultatene savner vi imidlertid at R^2 blir oppgitt slik at vi kunne fått en bedre pekepinn på hvor mye basis forklarer den totale variasjonen i endringen i spotpriser.

En omfattende studie gjort av Alquist og Kilian (2010) finner noen motstridende resultater sammenlignet med våre ovennevnte studier og noe annen tidligere akademisk litteratur. De forklarer også hvorfor de får andre resultater, og at de ikke er så motstridende som man først kanskje skulle anta. Alquist og Kilian (2010) foretar en prognosesammenligning mellom futuresprisen, dagens spotpris og spread - modeller som kan sammenlignes med regresjon (2.5). De gjør dette for 1, 3, 6, 9 og 12-måneders futureskontrakter av WTI over en periode fra januar 1991 til februar 2007 med månedlige observasjoner. De bruker i hovedsak mean-squared prediction error (MSPE) og mean absolute prediction error (MAPE) for å sammenligne. Som i Chernenko et al. (2004) er MSPE og MAPE presentert som forholdstall

⁶ De definerer prognosefeilen som $y_{t+h} - f_{t,h}$. Det vil si differansen mellom realisert spotpris på tidspunkt $t+h$ og futuresprisen på tidspunkt t for levering på tidspunkt h .

relativt til random walk - modellen. I denne studien viser MSPE at random walk er mer presis som prognose enn futuresprisen på 1, 6, 9 og 12-måneders horisont. Det er kun ved 3-måneders horisont at futures er bedre enn dagens spotpris som prognose. MAPE derimot viser at random walk - prognosen er mer presis enn futures for alle horisonter. I alle tilfellene har random walk også mindre prognosefeil enn futures. Disse resultatene skiller seg noe ut fra det som ble oppdaget av Chinn et al. (2005) og Chernenko et al. (2004). De fant ut at futuresprisen generelt sett fungerer bedre enn dagens spotpris som prognose. I Chinn og Coibion (2010) derimot stemte resultatene for WTI overens med Alquist og Kilian (2010) sine resultater⁷. Alquist og Kilian (2010) begrunner også hvorfor futuresprisen presterer dårligere enn random walk. Grunnen til at futuresprisene har en høyere MSPE enn dagens spotpris skyldes ikke at prognosefeilen er større, men at variasjonen i futuresprisen er større relativt til spotprisen. De mener at denne variasjonen er forbundet med en marginal convenience yield i oljemarkedet. Når de sammenligner spread - modellene og random walk, er MSPE lavest for random walk på 6, 9 og 12-måneders horisont. Noen av spread-modellene har lavere MSPE enn random walk på 1 og 3-måneders horisonter. Resultatene fra MAPE viser at random walk er mer presis enn spread-modellene for alle horisonter. Det kommer tydelig frem av disse analysene at dagens spotpris fungerer best som prognose, men det er verdt å nevne at forskjellene i MSPE mellom prognosene ikke er statistisk signifikante. Alquist og Kilian (2010) ser også på Chernenko et al. (2004) sin studie og sammenligner sine spread-modeller med Chernenko et al. (2004) sine resultater fra regresjon (2.5). Som vi husker fant Chernenko et al. (2004) indikasjoner på at futuresprisen på WTI var forventningsrett. Alquist og Kilian (2010) påpeker at disse resultatene ikke nødvendigvis trenger å bety at futuresprisen er en forventningsrett prediktor av fremtidig spotpris. Det fikk de bekreftet av sine egne resultater, der spread -modellene gjorde det dårligere enn random walk i prognosesammenligningen. I tillegg til dette replikerte de Chernenko et al. (2004) sine undersøkelser fra regresjon (2.5), men med et lengre datasett fra april 1989 til februar 2007. Resultatet ble at de kunne forkaste nullhypotesen om forventningsrette futurespriser med dette lengre datasettet. Her ser vi et bevis på at Alquist og Kilian (2010) sine resultater ikke er så motstridende, sammenlignet med tidligere studier, som vi først antok. Alquist og Kilian (2010) mener at forskjellene i resultater mellom studiene skyldes i hovedsak lengden på dataperioden. De indikasjonene man finner for at futuresprisen predikerer bedre enn random walk i korte dataperioder, ser ut til å forsvinne når perioden utvides.

⁷ I Chinn og Coibion (2010) var WTI-futures bedre enn random walk på 3-måneders horisont, men ikke på 6 og 12-måneders horisont. I denne studien var også forskjellene mellom prognosene ikke statistisk signifikante.

Vigfusson og Reeve (2011) gjorde mange av de samme analysene som Alquist og Kilian (2010). De analyserer prognoseegenskapene til futurespriser ved å foreta en prognosesammenligning og undersøke om futuresprisene inneholder en risikopremie. Dette gjør de for 3 og 12-måneders futureskontrakter av ulike energi-, metall- og landbruksråvarer over en todelt periode fra 1990 til 2010 og 2003 til 2010 med månedlige observasjoner. Av våre oljeprodukter tar de for seg WTI og heating oil. I deres prognosesammenligning ser de på hvordan futuresprisen fungerer som prognose relativt til random walk og random walk med drift. For å sammenligne futuresprisen med disse to alternativene bruker de relativ MSE⁸. Når de sammenligner futuresprisen med random walk kommer de fram til at relativ MSE er mindre enn 1 for hele perioden (1990 til 2010) og delperioden (2003 til 2010) når de ser på wti. Det betyr at futuresprisen på WTI er mer presis enn random walk på 3 og 12 - måneders horisont. For Heating Oil finner de ut at relativ MSE er mindre enn 1 for hele perioden og større enn 1 for delperioden på 3 og 12-måneders horisont. Vi ser at det ikke kommer klart frem hvilke av prognosene som predikerer best når de ser på Heating Oil. Konklusjonen er at futuresprisene generelt sett utkonkurrerer random walk med en liten margin, noe som er i kontrast til Alquist og Kilian (2010) sine resultater. Derimot er det ikke statistisk signifikante forskjeller i MSE mellom futuresprisen og random walk, og dette stemmer overens med det Alquist og Kilian (2010) kom fram til. Vigfusson og Reeve (2011) fant også ut at futuresprisen på WTI og Heating Oil i gjennomsnitt utkonkurrerte random walk når basisen var stor. Da tok de utgangspunkt i en 12-måneders futureskontrakt og så på relativ MSE under forskjellige størrelser på (relativ) basis over hele perioden. Når de sammenligner futuresprisen og random walk med drift kommer de fram til at relativ MSE er mindre enn 1 i begge periodene og for både 3 og 12-måneders futures til WTI og Heating Oil. I dette tilfellet er også forskjellene i MSE mellom futuresprisen og random walk med drift statistisk signifikante, unntatt for i perioden 2003 til 2010 på 3-måneders horisont. Futuresprisen fungerer dermed bedre som predikator enn random walk med drift. Til slutt i deres prognosesammenligning konkluderer de med at både futuresprisen og random walk utkonkurrerte random walk med drift ganske klart. For å undersøke om futuresprisen muligens inneholder en risikopremie bruker de en regresjon med basis som forklaringsvariabel og endring i spotpris som avhengig variabel (regresjon (2.5)). Dette testet de for 12-måneders futureskontrakten i perioden 1990 til 2010. De gjorde tre individuelle tester for å teste om $\alpha = 0$, $\beta = 0$ og $\beta = 1$, og en sammenfallende test av $\alpha = 0$ og $\beta = 1$. Hvis

⁸ Som forklart i Chernenko et al. (2004). Forholdstallet er dermed definert som MSE til futuresprisen dividert på MSE til alternativet (random walk eller random walk med drift).

den sammenfallende testen viser at $\alpha = 0$ og $\beta = 1$, er futuresprisen en forventningsrett predikator av fremtidig spotpris og det vil ikke være noe risikopremie. Resultatene for WTI og Heating Oil er nesten helt de samme utenom t-testen for om $\alpha = 0$. For WTI kan vi forkaste nullhypotesen om en $\alpha = 0$ ved 10 % signifikansnivå, noe som betyr at det kan tyde på en konstant risikopremie som er statistisk signifikant. Nullhypotesen om en $\alpha = 0$ kan ikke forkastes for Heating Oil. De forkaster derimot nullhypotesen om en $\beta = 0$ for begge råvarene. Dette indikerer at det kan være nyttig informasjon i futures. I den sammenfallende testen forkastes ikke nullhypotesen om en $\alpha = 0$ og $\beta = 1$ for WTI og Heating Oil. Dette indikerer at futuresprisen til WTI og Heating Oil er forventningsrett og at det muligens ikke eksisterer noe risikopremie. Basert på deres resultater konkluderer Vigfusson og Reeve (2011) til slutt med at futurespriser ser ut til å forbli en fornuftig guide for prognostisering av fremtidige råvarepriser.

Abosedra og Baghestani (2004) får noen av de samme resultatene som Alquist og Kilian (2010). Studien går ut på å evaluere prognoseegenskapene til 1, 3, 6, 9 og 12-måneders oljefutures (wti) fra januar 1991 til desember 2001. De utfører to typer regresjoner. Den ene regresjonen brukes til å teste om futuresprisen er forventningsrett (regresjon (2.5)). Den andre regresjonen brukes til å gjøre en prognosesammenligning av futuresprisen og dagens spotpris. De finner ut at futuresprisen er en forventningsrett predikator av fremtidig spotpris for alle horisonter. Resultatene fra prognosesammenligningen viser at futuresprisene ikke predikerer bedre enn random walk på 3, 6 og 9-måneders horisont. Dette samstemmer med resultatene fra Alquist og Kilian (2010). Derimot så predikerer futuresprisen bedre enn random walk på 1 og 12-måneders horisont. Abosedra og Baghestani (2004) påpeker at forskjellene i disse resultatene kan skyldes sesongvariasjoner og uforventede endringer i værforholdene. De nevner også at det kan være stor risiko forbundet med å stole på 1 og 12-måneders futures selv om de presterte bedre enn random walk. De peker spesielt på at dataperioden ikke har inneholdt store forsyningsavbrudd eller kriger, noe som kunne ha gitt andre resultater.

McCallum og Wu (2005) undersøker hvordan de kan prognostisere fremtidige oljeprisbevegelser (WTI) basert på informasjon fra spot- og futuresmarkedet. De foretar prognosesammenligninger av fire modeller for å se hvem av dem som predikerer best. Den første er en random walk-modell som ser på hvor godt dagens spotpris predikerer fremtidig oljepris. Denne bruker de som benchmark for å evaluere prognoseegenskapene til de andre modellene. Den andre er Hotellings-modellen, som tilsier at den fremtidige oljeprisen vil være

lik dagens spotpris justert for risikofri rente⁹. Modell tre er en futures-modell som bruker dagens futurespriser til å predikere fremtidig spotpris. Den fjerde modellen er en future-spot spread-modell (regresjon (2.5)), der de bruker differansen mellom dagens futures- og spotpris (basis) til å predikere fremtidige oljeprisendringer. For å få mer robuste konklusjoner sammenlignet de modellene ved bruk av to kriterier. Den første var en in-sample analyse. Her estimerte de modellene for hele utvalget fra midten av 1980 til 2005. Deretter lagde de prognoser for 1 til 12-måneders horisonter og fant til slutt gjennomsnittlig prognosefeil. Den andre analysen var out-of-sample. Her estimerte de modellene opp til en gitt måned (istedenfor hele utvalget), lagde deretter prognoser for fremtidige måneder og beregnet til slutt gjennomsnittlig prognosefeil. Resultatene fra in-sample analysen viste at future-spot spread-modellen predikerte best etterfulgt av Hotellings-modellen. Futures-modellen predikerte dårligst av dem, men futuresprisen var allikevel forventningsrett. I deres out-of-sample analyse skiller de mellom modellene som har gjort det bra på kort sikt (opp til de neste 4 månedene) og på lang sikt. Future-spot spread-modellen gjorde det best på kort sikt tett etterfulgt av futures-modellen. På lengre sikt var futures-modellen mye dårligere til å predikere fremtidig spotpris enn future-spot spread-modellen. Den beste modellen på lang sikt var derimot Hotellings-modellen. Vi kan se at futuresprisen fungerer bedre som predikator for kortsiktige oljeprisbevegelser. McCallum og Wu (2005) mener at dette kan skyldes at futuresmarkedet på kort sikt er mer likvid enn futuresmarkedet på lang sikt.

Roache og Reichsfeld (2011) gjorde også en studie på prognoseegenskapene til futurespriser. De ser på 3, 6, 12 og 24-måneders futureskontrakter for 10 råvarer, deriblant WTI og Gasoline (har ikke resultater for 24-måneders Gasoline), over en periode fra januar 1990 til juni 2011 med ukentlige observasjoner. En av de første tingene de gjør er å foreta en prognosesammenligning mellom futurespriser og random walk som de bruker som benchmark. I tillegg til random walk, regresjon (2.5) og (2.7) bruker de også andre tidsseriemodeller i denne sammenligningen. For å sammenligne regresjonsmodellene bruker de RMSE (oppgitt i prosent). Resultatene viste at futurespris-modellen (regresjon (2.7)) og random walk for WTI og Gasoline utkonkurrerte alle de andre modellene på alle horisonter. Når de sammenligner futuresprisen med random walk, kommer det klart frem at futuresprisen utkonkurrerer random walk på alle horisonter (unntatt 12-måneders Gasoline). For WTI er resultatet allikevel kun statistisk signifikant for 3-måneders kontrakten på 10 %

⁹ Formel: $\hat{S}_{t+h/t} = S_t (1 + i_{t,h})$, der $\hat{S}_{t+h/t}$ er prognosen av spotprisen på tid $t+h$, S_t er dagens spotpris og $i_{t,h}$ er den risikofrie renta til den gjeldende løpetiden h .

signifikansnivå¹⁰. Det vil si at nullhypotesen om ingen forskjeller mellom prognosene forkastes i dette tilfellet. Roache og Reichsfeld (2011) påpeker også at futuresprisen gjør det bedre som prognose på kortere horisont, relativt til random walk, enn på lengre horisont. Dette stemmer overens med det McCallum og Wu (2005) fant ut. De begrunner det også med at kontrakter med lang tid til forfall har mindre likviditet og at futuresprisen derfor kan bli en mindre nøyaktig prognose. Mot slutten gjør de en analyse som ligner en del på det vi skal gjøre, nemlig se på hvordan futuresprisen fungerer som prognose i ulike markedstilstander. De tester om futuresprisen er en bedre prognose enn random walk når markedet er i backwardation. Dette gjør de ved å kjøre en regresjon der den avhengige variabelen er en tapsfunksjon (differansen i RMSE mellom spot- og futuresprisen), mens høyresiden består av en konstant og dummyvariabel¹¹. Nullhypotesen er at futuresprisen og random walk er like gode predikatorer i både backwardation og contango. Hvis koeffisienten foran dummyvariabelen er negativ og signifikant, betyr det at futuresprisen gjør det bedre enn random walk som prognose når markedet er i backwardation. Motsatt hvis den er positiv og signifikant. Ifølge teorien skal futuresprisen gjøre det bedre enn random walk når markedet er i backwardation, fordi påvirkningen av nåværende markedsforhold på spotprisen er spesielt sterk i backwardation. Dermed bør futuresprisen, som blir mindre påvirket, i gjennomsnitt gi en bedre prognose enn dagens spotpris. For de fleste råvarer og horisonter klarer de ikke å forkaste nullhypotesen. De forkaster derimot nullhypotesen på 6, 12 og 24-måneders horisont for WTI og 3, 6 og 12-måneders horisont for gasoline på et 5 % signifikansnivå. I dette tilfellet er koeffisientene positive, noe som betyr at futuresprisene fungerer dårligere enn random walk som predikatorer i backwardation. Avslutningsvis testet de hvordan futuresprisen prognostiserte relativt til random walk i ekstrem backwardation, som de definerte som en spotpris mer enn 5 % høyere enn tilhørende futurespris. I dette tilfellet forkastet de nullhypotesen bare på 12-måneders horisont for både WTI og Gasoline på et 5 % signifikansnivå. Koeffisientene var positive og random walk gjorde det dermed bedre enn futuresprisen i ekstrem backwardation for denne horisonten. Resultatene i ekstrem backwardation var ikke like konsistente som resultatene i et “vanlig” marked i backwardation. Roache og Reichsfeld (2011) fremhever til slutt at disse resultatene kan ha implikasjoner for de som lager prognoser. Resultatene gir en advarsel mot å ignorere spotprisene når man skal lage prognoser i et marked i backwardation.

¹⁰ Dette resultatet er tatt med utgangspunkt i det som står i selve teksten. Tabell 9 (cont.) i artikkelen er feil.

¹¹ Dummy-variabelen tar verdien 1 hvis markedet er i backwardation og null ellers. Dette på tidspunktet prognosen er gjort.

Pagano og Pisani (2009) testet ut om futuresprisen på WTI er en forventningsrett prediktor av fremtidig spotpris. De foretok også en prognosesammenligning der de bruker en random walk-, ujustert futures-, konstantjustert futures- og risikojustert futuresmodell. For å teste ut om futuresprisen er en forventningsrett prediktor bruker de følgende regresjon:

$$(2.10) \quad fe_{t+n}^{(n)} = \alpha^{(n)} + \varepsilon_{t+n}^{(n)}$$

der α er en konstant som måler gjennomsnittlig ex post realisert prognosefeil og ε er et restledd. Den avhengige variabelen er ex post realisert prognosefeil som kan defineres ved denne ligningen:

$$(2.11) \quad fe_{t+n}^{(n)} = f_t^{(n)} - p_{t+n}$$

der $f_t^{(n)}$ er futuresprisen på tidspunkt t for levering n måneder frem i tid og p_{t+n} er ex post realisert spotpris i måned $t + n$.

Denne analysen gjorde de på 1 til 12-måneders futureskontrakter for perioden januar 1986 til desember 2004 ved bruk av månedlige observasjoner. Resultatene viste at futuresprisen ikke er en forventningsrett prediktor av fremtidig spotpris. Prognosefeilen (konstanten α) er statistisk signifikant forskjellig fra null og negativ i gjennomsnitt for alle horisonter. Pagano og Pisani (2009) tolker denne signifikante prognosefeilen som en risikopremie, og mener at prognoser basert på futures bør justeres for dette. De finner også ut at prognosefeilen har en syklisk komponent i seg som til dels kan forklares av kapasitetsutnyttelsen i amerikansk industri. Det betyr at de fant ut at risikopremien muligens også er tidsvariabel. I prognosesammenligningen tar en av regresjonene hensyn til denne tidsvariable risikopremien. Den første modellen, som også er benchmark, er en vanlig random walk-modell. Den andre modellen kaller de for en ujustert futuresmodell, som er lik regresjon (2.7) uten konstant. Den tredje modellen kaller de for konstantjustert futuresmodell, som er lik regresjon (2.7). Den siste modellen kaller de for en risikojustert futuresmodell. I denne modellen tar de hensyn til den tidsvariable risikopremien. Det vil si at de justerer prognosen basert på futures med denne tidsvariable risikopremien. Det vil gi en modell lik den konstantjusterte futuresmodellen med tillegg av en forklaringsvariabel som gir graden av kapasitetsutnyttelse i amerikansk industri.

Pagano og Pisani (2009) utførte et sett av rullerende “out-of-sample” - regresjoner der de estimerte modellene ved bruk av de første 30 observasjonene, lagde deretter prognoser opp til 12-måneders horisonten, la til en ny observasjon og fortsatte slik. Disse prognosene gjorde de for 1 til 12-måneders horisont over perioden januar 1996 til desember 2004. For å sammenligne modellene ser de på mean error (ME) og RMSE. Basert på ME viste resultatene at den risikojusterte futuresmodellen var overlegen de tre andre modellene. Den har lavere ME enn de andre for enhver horisont. Den ujusterte futuresmodellen gjorde det dårligst av dem, mens den konstantjusterte futuresmodellen gjorde det bedre enn random walk på 3, 10, 11 og 12-måneders horisont. De fikk noenlunde like konklusjoner når de så på RMSE. Den risikojusterte futuresmodellen hadde lavere RMSE enn de andre modellene fra måned 4 og utover. Igjen gjorde den ujusterte futuresmodellen det dårligst. Den eneste forskjellen nå er at den justerte futuresmodellen presterte bedre enn random walk for samtlige horisonter, unntatt for 1-måneders horisonten der den hadde høyere RMSE. Til slutt testet de for om forskjellene i RMSE mellom modellene er statistisk signifikante. Det viser seg at den risikojusterte futuresmodellen statistisk utkonkurrerer den konstantjusterte futuresmodellen fra 6-måneders horisonten og utover, den ujusterte futuresmodellen fra horisont 7 og utover, og random walk fra horisont 8 og utover. Alt dette på et 10 % signifikansnivå eller lavere. Avslutningsvis påpeker Pagano og Pisani (2009) at deres resultater viser at futurespriser justert for tidsvariabel risikopremie kan muligens utnyttes til å predikere uventede oljeprisendringer.

2.2.1 Bruken av lagerdata i prognostisering

Fra å se på litteratur om futurespriser og deres prognoseegenskaper går vi nå over til litteratur om hvordan lager kan bidra i prognostiseringen av fremtidige priser.

Michael Ye, John Zyren og Joanne Shore presenterte i 2002 en kortsiktig månedlig prognosemodell av spotprisen på WTI ved bruk av Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) sin oljelagerbeholdning. Artikkelen heter “Forecasting Crude Oil Spot Price Using OECD Petroleum Inventory Levels” og er grunnlaget for en annen artikkel vi skal nevne av de samme forfatterne. Ye et al. (2002) påpeker at lagernivået reflekterer endringer i markedspress på råoljepriser, fordi det er et mål på balansen, eller ubalansen, mellom petroleumsproduksjon og etterspørsel. Av den grunn vil lagernivåer kunne gi god informasjon om prisendringer på kort sikt. Målet med denne studien er å bygge en prognosemodell basert på forholdet mellom oljeprisen og relative lagernivåer. De foretar en

in-sample prognose for en periode som spenner seg fra januar 1992 til februar 2001. De bruker den nominelle WTI spotprisen samt statlige og kommersielle lagerdata for råolje og petroleumsprodukter fra alle OECD-land. Lagerdataene er på månedlig basis og de daglige spotprisene ble derfor aggregert til en månedlig frekvens. Det skal også nevnes at Ye et al. (2002) prøvde ut flere variabler i deres søken etter de beste lagervariablene som skulle brukes i deres prognosemodell. Dette er lignende undersøkelser vi også kommer til å foreta i våre analyser. Blant annet fant de ut at OECD-variabler ga, i de fleste tilfeller, bedre prognoser enn variabler fra USA alene. De fant også ut at kombinasjonen av statlige og kommersielle lagernivåer ga bedre prognoser enn bare kommersielle lagernivåer. I tillegg fant de ut at summen av lager for råolje og petroleumsprodukter gjorde det bedre enn når de bare brukte råoljelageret i sine prognoser. De definerer det relative lagernivået i måned t (RIN_t) som forskjellen mellom det faktiske lagernivået i måned t (IN_t) og det normale, eller ønskelige, lagernivået¹² i måned t (IN_t^*):

$$(2.12) \quad RIN_t = IN_t - IN_t^*$$

Det normale lagernivået er kalkulert ved hjelp av følgende regresjon:

$$(2.13) \quad IN_t^* = a_0 + b_1 t + \sum_{k=2}^{12} b_k D_k$$

der D_k ($k = 2, \dots, 12$) er 11 månedlige sesongvariabler (dummyvariabler), t er en lineær trendvariabel og a_0 , b_1 og b_k er koeffisienter som blir estimert. Det normale lagernivået kalkuleres dermed ved å ta hensyn til historisk sesong og trend i lagernivået. Regresjonsresultatene viste et statistisk signifikant sesongmønster og en positiv trend i det normale lagernivået. Prognosemodellen Ye et al. (2002) utviklet ser ut som følger:

$$(2.14) \quad WTI_t = a + \sum_{i=0}^5 b_i RIN_{t-i} + \sum_{i=0}^5 c_i LIN_{t-i} + dAIN_t + eWTI_{t-1} + \varepsilon_t$$

der WTI er den nominelle WTI spotprisen, t står for måned t og i står for måned i forut for måned t . LIN er en variabel for lavt lagernivå som skal fange opp den asymmetriske markedsatferden som kjennetegnes av en forskjellig prisrespons av lagerendringer når lagernivået er under normalen enn når lagernivået er over normalen. Det vil si at:

¹² Det normale lagernivået er brukt som et surrogat for det ønskede lagernivået i verden.

$$(2.15) \quad LIN_t = RIN \text{ hvis } IN_t < IN_t^* \text{ og } LIN_t = 0 \text{ ellers}$$

AIN skal reflektere den sykliske markedsatferden som ikke fanges opp av de månedlige sesongvariablene i regresjon (2.13). AIN er definert som de årlige forskjellene i månedlig inventar:

$$(2.16) \quad AIN_t = IN_t - IN_{t-12}$$

For å redusere multikollineariteten ble prognosemodellen transformert og estimert som:

$$(2.17) \quad WTI_t = a + \sum_{i=0}^4 b_i \Delta RIN_{t-i} + b_5 RIN_{t-5} + \sum_{i=0}^4 c_i \Delta LIN_{t-i} + c_5 LIN_{t-5} + dAIN_t + eWTI_{t-1} + \varepsilon_t$$

Resultatene fra in-sample prognosen ved bruk av denne prognosemodellen viste blant annet en sterk forklaringskraft i form av en justert R^2 på 0,935 og en lav RMSE på 1,63 dollar per fat. Prognosemodellen viser at oljelagrene er en god markedsindikator på oljeprisendringer.

Tre år senere fulgte de samme forfatterne opp med en oppfølger til Ye et al (2002). Den nye prognosemodellen til Ye et al. (2005) tar utgangspunkt i den gamle. I tillegg til in-sample prognoser presenterer de nå også out-of-sample prognoser, evalueringer og sammenligninger med alternative modeller. De samme definisjonene som i forrige artikkel i forhold til relativ og normalt lagernivå gjelder også her. Forskjellen er at de nå ser på en periode fra januar 1992 til april 2003 og at de kun bruker kommersielle lagerdata. I deres oppdaterte prognosemodell har de blant annet ikke tatt med LIN-variabelen, fordi de fant ut at den økte out-of-sample prognosefeilen selv om den marginalt reduserte in-sample prognosefeilen. Den nye modellen de kom fram til kaller de for den relative lagermodellen (RSTK) og ser ut som følger:

$$(2.18) \quad WTI_t = a + \sum_{i=0}^3 b_i RIN_{t-i} + \sum_{j=0}^5 c_j D_j 911 + dLAPR99 + eWTI_{t-1} + \varepsilon_t$$

der $D_j 911$ er et sett dummyvariabler som skal ta hensyn til at markedet ikke var i likevekt etter terrorangrepet i USA 11. september 2001 og $j = 0, \dots, 5$ henviser til de 6 månedene fra

oktober 2001 til mars 2002. *LAPR99* er en nivåskiftingsvariabel som svarer til den effekten OPEC sin innstramming hadde på oljemarkedet i april 1999.

For å evaluere hvor god RSTK-modellen er, presenterer Ye et al. (2005) to alternative modeller for å sammenligne in-sample og out-of-sample prognoseresultater mellom disse tre modellene. Den første alternative modellen er en naiv autoregressiv prognosemodell (NAIV) og ser slik ut:

$$(2.19) \quad WTI_t = a + bAR(1) + \sum_{j=0}^5 c_j D_j 911 + dLAPR99 + eAR(12) + \varepsilon_t$$

der AR(1) og AR(12) er henholdsvis første- og tolvteordens autoregressive termer. Den andre modellen er en modifisert alternativ modell (MALT):

$$(2.20) \quad WTI_t = a + bWTI_{t-1} + \sum_{j=0}^5 c_j D_j 911 + dLAPR99 + eSTK_{t-1} + fANN_{t-1} + gT + \varepsilon_t$$

der STK er OECD sitt totale kommersielle lager og ANN er den årlige forskjellen i STK (dvs. $ANN_t = STK_t - STK_{t-12}$).

Ye et al. (2005) sammenlignet in-sample prognosene til de tre modellene ved hjelp av blant annet RMSE, MAPE og mean absolute deviation (MAE). Resultatene viste at RSTK kom best ut basert på alle målene de brukte, mens NAIV var dårligst. Forklaringskraften (justert R^2) til RSTK på 0,940 er også best. De fant i tillegg ut at ingen av modellene hadde signifikante skjevheter i prognosene. De konkluderer dermed at RSTK gir bedre in-sample prognoser enn de to andre modellene. Ye et al. (2005) sammenlignet også modellene ved å se på out-of-sample prognoser. De lagde 1, 2, 3 og 6-måneders out-of-sample prognoser ved bruk av alle modellene. Deretter sammenlignet de modellene med RMSE, MAE og ME. Resultatene viste at RSTK totalt sett produserer de beste out-of-sample prognosene, mens NAIV presterer dårligst igjen. RSTK-modellen hadde lavest RMSE og MAE for alle horisonter. Ettersom prognoseperioden blir lengre øker RMSE og MAE for alle modellene. ME er minst for RSTK for alle prognoseperioder, unntatt for 1-måneders prognosen hvor MALT var best. Som den forrige modellen fra Ye et al. (2002) blir også RSTK-modellen brukt av EIA til å undersøke fremtidige prisvirkninger av etterspørsels- og produksjonsendringer og for å estimere priseffektene av markedsforstyrrelser ved bruk av månedlige lagernivåer fra OECD.

2.2.2 Bruken av posisjonsdata i prognostisering

Nå går vi over til å se på litteratur om hvordan posisjonsdata i futuresmarkedet kan brukes til å predikere fremtidige priser og hvor godt de nettopp har gjort dette i disse studiene. Igjen finnes det mye litteratur og vi har prøvd å snevre det til tre artikler som beskriver godt noe av det vi kommer til å gjøre.

Vi starter med en studie som bruker mye av den samme tilnærmingen som vi bruker i våre analyser. Sanders et al. (2004) analyserer informasjonen som finnes i Commitment of Traders (COT)-rapporter. De tester om posisjonene til tradere i futuresmarkedet kan brukes til å predikere fremtidige priser for WTI, Gasoline, Heating Oil og naturgass. Deres datasett er samlet inn ukentlig fra 6. oktober 1992 til 28. desember 1999 (dvs. 378 ukentlige observasjoner). Posisjonsdataene er delt inn i hedgere (commercials), spekulanter (noncommercials) og nonreporting tradere¹³. Sanders et al. (2004) tester prognoseevnene til disse aktørene ved bruk av Granger kausalitetstester. Disse testene vil bestemme om det eksisterer et lead-lag forhold mellom posisjonene til tradere og markedsprisene. De evaluerer dermed om posisjonene er relatert til etterfølgende prisbevegelser. De tester både om avkastninger leder posisjoner og om posisjoner leder avkastninger. Vårt fokus vil være på deres analyser om posisjoner vil lede avkastninger, siden det er disse testene som sier noe om posisjoner kan brukes til å predikere fremtidige priser. Deres modell for å teste nettopp dette ser ut som følger:

$$(2.21) R_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \gamma_i R_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j PNL_{t-j} + \varepsilon_t$$

der lag-strukturen (m,n) bestemmes ved å estimere for alle verdier av $i = 1,2,\dots,12$ og $j = 1,2,\dots,12$ og deretter velge den modellen som minimerer Akaike Information Criteria (AIC). Prisendringene R_t kalkuleres på denne måten: $R_t = \ln(p_t/p_{t-1})$. Posisjonene til tradere måles ved deres prosent netto long (PNL) posisjoner. PNL beregnes for hver av de tre type tradere og for hver av de fire typene futureskontrakter. Den kalkuleres som differansen mellom long (L) posisjonen og short (S) posisjonen dividert på summen mellom dem. Her følger et eksempel med PNL for commercials (C) på tidspunkt t:

$$(2.22) \text{ Commercial } PNL_t = \frac{CL_t - CS_t}{CL_t + CS_t}$$

¹³ En nærmere beskrivelse av denne inndelingen følger i kapittel 5.1 under posisjonsdata.

Nullhypotesen går ut på at PNL_t -posisjoner ikke leder (ikke predikerer) avkastninger R_t ($H_0: \beta_j = 0 \forall j$). Hypotesen er testet med en Wald kji-kvadrat test og resultatene gjengis i form av p-verdier. De viser også den kumulative påvirkningen av laggede verdier av PNL, der (+) og (-) er fortegnene til $\sum \beta_j$. Sanders et al. (2004) finner lite indikasjoner for at posisjonene til spekulantene inneholder noe informasjon om fremtidige prisendringer. De forkaster ikke nullhypotesen for noen av råvarene på et 5 % signifikansnivå. I tillegg til dette er påvirkningen av posisjonene til spekulantene blandet. Det vil si at fortegnene til β_j ikke er konsistente. De finner dermed ut at spekulanter ikke viser en systematisk evne til å prognostisere over 1-ukes intervaller. Når de ser på posisjonene til hedgere er påvirkningen til disse også blandet. I dette tilfellet kan de derimot forkaste nullhypotesen for råolje på et 5 % signifikansnivå og påvirkningen på prisendringen er negativ¹⁴. Dette kan tyde på at en økning i hedgere sine netto long posisjoner er assosiert i gjennomsnitt med et etterfølgende fall i priser. Resultatene for nonreporting tradere viser at påvirkningen er konsistent positiv og man kan også her bare forkaste nullhypotesen for råolje på et 5 % signifikansnivå. Hvis man ser resultatene samlet sett, tyder det ikke på at noen av posisjonene til traderne har en systematisk evne til å predikere prisendringer. De finner derimot noen indikasjoner i futuresmarkedet for WTI, noe som er veldig interessant for oss å undersøke videre.

For å øke robustheten til disse testene estimerte de regresjon (2.21) som en tverrsnittstidsserie med all dataen slått sammen på tvers av de fire energimarkedene. De bruker et seemingly unrelated regression (SUR)-rammeverk for å estimere dette for hver kategori tradere. Nullhypotesen fra denne regresjonen har samme betydning, men nå tester de om de estimerte koeffisientene til de laggede PNL-posisjonene er samtidig lik null. Resultatene fra denne undersøkelsen viste at nullhypotesen ikke kan forkastes for noen av traderne på et 5 % signifikansnivå, men at den kan forkastes på et 10 % signifikansnivå for spekulanter. I dette tilfellet er relasjonen mellom posisjonene til spekulanter og prisendringene negativ.

Sanders et al. (2004) påpeker at praktikere mener at posisjonene til tradere kan ha en innvirkning på markedet kun når de når ekstreme nivåer. For å teste denne påstanden følger de en noe lignende metode av Wang (2001) som vi også skal se på senere. De definerer en ekstrem posisjon som den PNL som ligger i de øverste og nederste 20 prosentene av de siste 3 års PNL-posisjoner. Variabelen $LO = 1$ hvis PNL er i de nederste 20 prosentene, og $LO = 0$

¹⁴ I tabell 6 i artikkelen har de glemt å markere for at de forkaster nullhypotesen for råolje.

ellers. Variabelen $HI = 1$ hvis PNL er i de øverste 20 prosentene, og $HI = 0$ ellers. De bruker følgende regresjon for å teste ut påvirkningen ekstreme posisjoner har på prisendringer:

$$(2.23) R_t = \alpha_0 + \alpha_1 LO_{t-1} + \alpha_2 HI_{t-1} + \varepsilon_t$$

Nullhypotesen går ut på at ekstreme posisjoner ikke påvirker prisendringer ($\alpha_1 = \alpha_2 = 0$). Igjen tester de dette med en Wald χ^2 -kvadrat test. En positiv α_1 tyder på at en pristrend endrer retning (price reversals), mens en negativ α_1 tyder på at en pristrend fortsetter (price continuations). En positiv α_2 tyder på at en pristrend fortsetter, mens en negativ α_2 tyder på at en pristrend endrer retning. Observasjonene reduseres fra 378 til 221 ukentlige observasjoner. Resultatene viser at F-testen ikke forkaster nullhypotesen i noen som helst tilfelle på et 5 % signifikansnivå. Ved hjelp av en tosidig t-test er det derimot få tilfeller der individuelle koeffisienter er statistisk signifikante på et 5 % signifikansnivå. Et eksempel er for nonreporting tradere. Når nonreporting tradere i råoljemarkedet viser en ekstremt høy PNL-posisjon, er den etterfølgende ukens prisendring statistisk positiv på 1,26 %. De konkluderer med at det er lite indikasjoner, bortsett fra disse få isolerte tilfellene, for at ekstreme posisjonsnivåer er konsistente prediktorer av prisbevegelser. Akkurat som tidligere bruker de SUR-proseduren for å forsterke disse testene. Resultatene viser seg å stemme overens med det over. Det vil si at de ikke forkaster nullhypotesen for alle tre kategoriene av tradere. Nok en gang finner de ikke tilfredsstillende resultater for at posisjoner kan brukes til å predikere fremtidige priser. Sanders et al. (2004) konkluderer med at det ikke finnes noen konsistente indikasjoner for at tradernes PNL-posisjoner og deres ekstreme PNL-posisjoner inneholder noe informasjon som kan hjelpe med å predikere prisendringer. Disse resultatene skaper tvil på om man kan bruke posisjoner som en uavhengig indikator på hvilken retning markedet skal bevege seg i. Det er verdt å nevne at denne studien har tatt utgangspunkt i at dataen fra COT har blitt gjort tilgjengelig på en tirsdag (den dagen de registreres), men dataene offentliggjøres egentlig på fredagen den samme uken. Det vil si at det er en lag fra dataene registreres til det offentliggjøres. I dette mellomrommet kan posisjonene ha endret seg drastisk, noe som gjør det enda mer usannsynlig at offentliggjøringen av dataene kan brukes til prediksjon. Sanders et al. (2004) fremhever imidlertid at man ikke kan utelukke at disse dataene kan brukes sammen med annen informasjon for å prognostisere energipriser.

Noen år tidligere undersøkte også Wang (2001) om posisjonene til aktørene i markedet kan brukes til å si noe om fremtidige priser. Han hadde en litt annen tilnærming til dette enn

Sanders et al. (2004). For å undersøke dette utviklet han en investor-sentiment indeks¹⁵ for hver type aktør basert på COT-posisjoner i 6 futuresmarkeder; mais, soyabønner, soyamel, hvete, bomull og sukker. Wang påpeker at hovedforskjellen mellom denne sentiment-indeksen og andre sentiment-indekser, er at hans baserer seg på de faktiske posisjonene til tradere i motsetning til andre sentiment-indekser som baserer seg på meningene til blant annet finansanalytikere. Indeksen er basert på aggregerte posisjoner og ekstreme verdier over de siste tre årene. Sentiment-indeksen til typen trader i i marked j i uke t måles som:

$$(2.24) \quad SI_{it}^j = \frac{S_{it}^j - \min(S_{it}^j)}{\max(S_{it}^j) - \min(S_{it}^j)}$$

der S_{it}^j er den aggregerte posisjonen for typen trader i i uke t som er detrended ved bruk av totale open interest og i representerer spekulanter, hedgere og nonreporting tradere¹⁶. Den aggregerte posisjonen (netto long posisjonen) er definert som differansen mellom long open interest og short open interest. $\max(S_{it}^j)$ og $\min(S_{it}^j)$ står for den historiske maksimum og minimum aggregerte posisjonene for typen trader i i marked j over de tre foregående årene. For å undersøke om investor-sentiment kan brukes til å predikere fremtidige prisbevegelser, ser Wang (2001) på forholdet mellom nivået av sentiment av hver type tradere og påfølgende prisendring i futuresmarkedet. Regresjonen han bruker ser ut som følger:

$$(2.25) \quad R_{t+K}^j = \alpha_i^j + \beta_i^j SI_{it}^j + \varepsilon_{it}^j$$

der R_{t+K}^j er prisendringen i prosent i marked j i påfølgende ikke-overlappende K uker ($K = 2, 4, 6, 8$ og 12). For å undersøke dette bruker han ukentlige observasjoner fra januar 1993 til mars 2000. Nullhypotesen er at stigningskoeffisienten β_i^j er lik null. Det vil si at det ikke er noen sammenheng mellom sentiment-indeksen og prisendringene. For å forsterke disse testene bruker Wang (2001) den samme SUR-prosedyren som Sanders et al. (2004).

Resultatene fra regresjon (2.25) viser at relasjonen mellom spekulant-sentimentet og prisendringene er positiv (dvs. positiv β_i^j) i alle uker og for alle råvarer, unntatt i uke 2 for

¹⁵ En sentiment-indeks er en numerisk indikator som er designet for å vise hvor optimistiske eller pessimistiske en gruppe mennesker er til gjeldende markedsforhold (Investopedia, 2016).

¹⁶ Disse posisjonene er definert på samme måte som i Sanders et al. (2004) og beskrivelsen av disse følger i kapittel 5.1 under posisjonsdata.

bomull. Man kan også forkaste nullhypotesen på et 10 % signifikansnivå for prognoseperiodene på 4, 6 og 8 uker for alle råvarer. Unntaket er soyabønner og bomull i uke 8. Bortsett fra prognoseperioden på 2 og 12 uker, viser resultatene fra SUR-prosedyren at alle estimerte stigningskoeffisienter er positive og statistisk signifikante på et 1 % signifikansnivå. Dette ga litt andre resultater enn Sanders et al. (2004), der stigningskoeffisientene var negative. Regresjonsresultatene for hedgere var mye av de samme som for spekulantene. Forskjellen er at estimatene til stigningskoeffisienten er alle negative når man ser på hedgere. De er også statistisk signifikant forskjellig fra null på et 10 % signifikansnivå for alle råvarer og alle prognoseperioder med unntak av uke 2 og 12. Disse resultatene kan tyde på at en økning i hedger-sentiment vil i gjennomsnitt føre til et påfølgende fall i fremtidige priser. Resultatene fra SUR-prosedyren var bekreftende og indikerte at alle stigningskoeffisientene var negative og statistisk signifikante på et 1 % signifikansnivå for periodene på 4, 6 og 8 uker. Wang (2001) fikk helt annerledes resultater for nonreporting tradere. I dette tilfellet var ingen av stigningskoeffisientene statistisk signifikante. Dette kan tyde på at nonreporting-sentimentet ikke er spesielt til hjelp for å predikere fremtidige prisendringer.

Det neste Wang (2001) tester ut er om ekstreme nivåer av trader-sentiment kan gi bedre prognoser av fremtidige priser enn når trader-sentimentet ikke når ekstreme nivåer. Som nevnt i Sanders et al. (2004) forventer praktikere at ekstreme nivåer vil gi bedre prognoser, noe som ut i fra tidligere resultater vil si at ekstrem spekulant-sentiment og ekstrem hedger-sentiment vil være henholdsvis mer positivt og negativt korrelert med fremtidige prisbevegelser. Wang (2001) tester dette for spekulanter og hedgere for perioder på 2, 4, 6 og 8 uker. Sentimentet til en type trader var delt inn i 5 grupper, der fokuset var på den gjennomsnittlige prisendringen for gruppen med ekstremt bullish sentiment (øverste 20 %) og gruppen med ekstremt bearish sentiment (nederste 20 %). Gruppen med ekstremt bullish sentiment fikk notasjonen EH og gruppen med ekstremt bearish sentiment fikk notasjonen EL. Resultatene fra denne analysen viste igjen at posisjoner kan brukes til å predikere fremtidige priser. For spekulanter var den gjennomsnittlige prisendringen for det meste positiv for EH og negativ for EL. De viste seg også å være signifikant forskjellig fra null for så og si alle markeder og for alle perioder. Resultatene for hedgere viste at den gjennomsnittlige prisendringen for det meste var negativ for EH og positiv for EL. Her var de også signifikant forskjellig fra null for så og si alle markeder og for alle perioder. SUR-prosedyren ga bekreftende resultater til dette. Resultatene viser at ekstreme nivåer av trader-sentiment kan brukes som predikatorer av fremtidige prisbevegelser. Hvis vi sammenligner resultatene fra Sanders et al. (2004) med de ovennevnte

resultatene fra Wang (2001), ser man klare forskjeller. Til forskjell fra Sanders et al. (2004) finner Wang (2001) konsistente indikasjoner for at posisjoner kan brukes til å predikere fremtidige prisendringer. Sanders et al. (2004) peker på tre forskjeller i metodikk mellom studiene som kan være årsaken til resultatforskjellene. Den første går ut på at forskjellige markeder analyseres, energi- vs. landbruksmarkedet. I tillegg bruker studiene forskjellige tidshorisonter og statistiske metoder. Til slutt trekker Sanders et al. (2004) fram at det er viktig å være klar over at forskjellig bruk av COT-data kan gi motstridende resultater som disse.

En enda nyere studie av Sanders et al. (2009) bruker mye av de samme metodene som Sanders et al. (2004) og Wang (2001). De empiriske testene Sanders et al. (2009) utfører bruker både PNL og SI som mål for posisjonsstørrelser. Fordi resultatene ved bruk av disse to målene viser seg å være veldig like, velger de å fokusere på PNL-målet. Fremgangsmåten og dataene i denne artikkelen vil ligne mye på det de gjør i artikkelen til Sanders et al. (2004), slik at vi slipper å gjenta en del. Målet med denne studien er den samme som i de to foregående nevnte artiklene, nemlig å finne ut om posisjonsdata kan brukes til å prognostisere fremtidige prisendringer. De bruker ukentlige data fra COT i perioden 1995 til 2006 (dvs. 616 ukentlige observasjoner). Undersøkelsen er av ti futuresmarkeder; CBOT hvete, KCBOT hvete, MGEX hvete, mais, soyabønner, soyaolje, soyamel, lean hogs, live cattle og feeder cattle. I tillegg til regresjonene (2.21) og (2.23) fra Sanders et al. (2004)¹⁷, tester de også en regresjonsmodell som tar hensyn til forholdet mellom posisjoner og prisendringer over lengre horisonter. Sanders et al. (2009) påpeker at tester av regresjon (2.21) ser på forholdet mellom ukentlige posisjoner og prisendringer. Siden disse testene ser på ukentlige horisonter kan de ha lav forklaringskraft med tanke på å påvise relasjoner over lengre horisonter. Modellen som tar hensyn til forholdet mellom posisjoner og prisendringer over lengre horisonter ser ut som følger:

$$(2.26) \quad R_t = \alpha_t + \sum_{i=1}^m \gamma_i R_{t-i} + \beta \sum_{j=1}^n \frac{PNL_{t-j}}{n} + \varepsilon_t$$

der $j = 1, 2, \dots, 104$ uker for å la virkningen av posisjonene hope seg opp over så mye som to år før de påvirker prisene. Denne regresjonen ligner veldig på regresjon (2.21) bare at her er

¹⁷ De samme testene og nullhypotesene for disse regresjonene fra Sanders et al. (2004) vil også gjelde her. Unntaket er at Sanders et al. (2009) ikke gjennomfører SUR-prosedyren. Legg også merke til at variablene LO og HO i regresjon (2.23) har byttet plass med hverandre i Sanders et al. (2009).

laggede verdier av PNL byttet ut med PNL som et glidende gjennomsnitt beregnet over de siste n observasjonene. Nullhypotesen går ut på at posisjoner ikke påvirker (predikerer) prisendringer over lengre horisonter ($\beta = 0$).

Resultatene fra regresjon (2.21) viser at nullhypotesen om at posisjonene til spekulanter ikke predikerer prisendringer kan kun forkastes for soyabønner på et 5 % signifikansnivå. Den kumulative posisjonspåvirkningen ($\sum \beta_j=0$) var heller ikke signifikant forskjellig fra null. Totalt sett virker det som at posisjonene til spekulanter ikke er spesielt nyttige til å predikere fremtidige priser. I 3 av 10 markeder finner de derimot noen indikasjoner for at posisjonene til hedgere kan brukes til prediksjon. Nullhypotesen forkastes på et 5 % nivå for CBOT hvete, KCBOT hvete og magert svin. Det er allikevel bare for CBOT hvete de kan forkaste $\sum \beta_j= 0$, der fortegnet er negativt. Dette kan tyde på at hedgere øker sine long (short) posisjoner før et prisfall (prisøkning). For KCBOT hvete og lean hogs er derimot stigningskoeffisientene både negative og positive, noe som ikke gir klare nok indikasjoner for å si noe om hvilken retning posisjonene vil påvirke prisendringene. For nonreporting tradere finner de ingen klare indikasjoner for at deres posisjoner kan brukes til å predikere. Nullhypotesen forkastes ikke for noen markeder på et 5 % nivå. Sanders et al. (2009) mener at dette resultatet ikke er spesielt overraskende med tanke på de sannsynlig blandede motivene til nonreporting tradere, som kan være spekulanter eller hedgere. Fra disse empiriske resultatene kommer det fram at tradernes posisjoner ikke viser en systematisk evne til å predikere fremtidige prisendringer. Det kan derimot være en liten indikasjon for at posisjonene til hedgere predikerer fremtidige priser i de 3 ovennevnte markedene, men generelt sett er indikasjonene svake på tvers av markedene.

Fra regresjon (2.26) kunne de forkaste nullhypotesen én gang på et 5 % nivå for spekulanter, og dette var for KCBOT hvete. Den estimerte stigningskoeffisienten var positiv, noe som tyder på at så lenge spekulanter øker sine long posisjoner vil markedet fortsette å se positive prisendringer. Bortsett fra dette ene tilfellet viser resultatene lite indikasjoner på at posisjonene til spekulantene vil ha noe innvirkning på prisendringene over lengre horisont. For hedgere og nonreporting tradere er det heller ikke mange tilfeller der nullhypotesen forkastes. Resultatene viste at nullhypotesen forkastes på et 5 % nivå for hedgere i feeder cattle og MGEX hvete. Påvirkningen av posisjoner på prisendringer varierer på tvers av markedene, noe en negativ β for feeder cattle og positiv β for MGEX hvete er et bevis på. Denne inkonsistenten gjør det vanskelig å tolke virkningen posisjoner har på prisendringer i

disse markedene. For nonreporting tradere klarer de å forkaste nullhypotesen bare for CBOT hvete på et 5 % signifikansnivå.

Sanders et al. (2009) peker på et viktig poeng angående resultatene fra regresjon (2.21) og (2.26). Det viser seg at markedene som forkastet nullhypotesen i den ene regresjonen ikke er de samme som forkastet hypotesen i den andre regresjonen. Denne inkonsistenten av resultatene, sammen med de få forkastelsene av nullhypotesen, gjør det enda klarere at posisjoner ikke er særlig til nytte for å predikere fremtidige prisendringer.

Den siste analysen er av regresjon (2.23). Her finner de at nullhypotesen kan forkastes i CBOT hvete og soyaolje for spekulanter, i CBOT hvete og MGEX hvete for hedgere og i CBOT hvete for nonreporting tradere på et 5 % nivå. Det er verdt å merke seg at de også forkastet nullhypotesen i CBOT hvete i regresjon (2.21) for hedgere. Fortegnene til koeffisientene varierer også veldig fra trader til trader og på tvers av markeder, noe som gjør det vanskelig å antyde hvordan prisendringer blir påvirket av posisjoner. Selv om de får noen få beskjedne indikasjoner, virker det ikke som at ekstreme posisjoner systematisk evner å predikere fremtidige prisendringer i futuresmarkedene for landbruk.

Med unntak av noen sporadiske forkastelser av nullhypoteser, finnes det totalt sett lite støtte for at posisjoner kan brukes til å prognostisere fremtidige prisbevegelser. Det som er interessant å merke seg, er at resultatene fra denne studien stemte godt overens med resultatene som ble funnet i Sanders et al. (2004) og ikke så mye med Wang (2001), selv om en del av futuresmarkedene fra Wang (2001) ble undersøkt. Dette er enda et bevis på det vi nevnte tidligere angående de motstridende resultatene man kan få ved forskjellig bruk av COT-data.

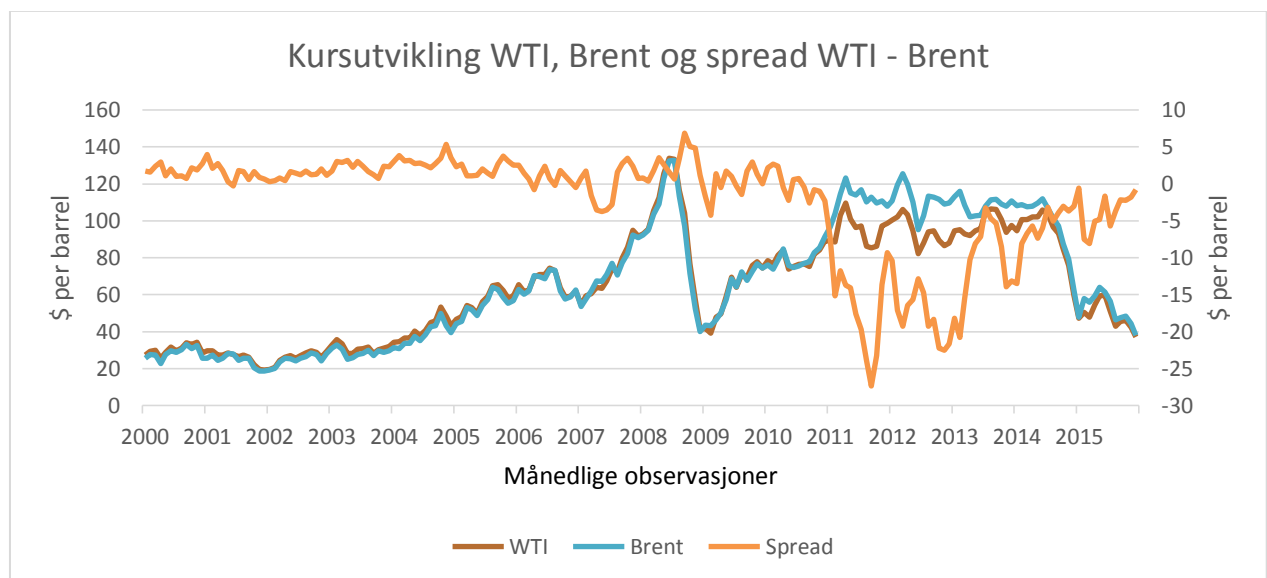
Mot slutten nevner Sanders et al. (2009) at hvis COT-dataene inneholder noe informasjon til å predikere, kan deres resultater tyde på at det sannsynligvis finnes i hedger-kategorien og i enkelte markeder. Dette vil være spennende for oss å få svar på, fordi som vi husker forkastet Sanders et al. (2004) nullhypotesen i råolje når de så på posisjonene til hedgere. Helt til slutt referer Sanders et al. (2009) til Streeter og Tomek (1992) som hevder at hvis posisjoner påvirker prisendringer, er det mer sannsynlig at det skjer over kortere tidshorisonter enn en uke. Sanders et al. (2009) mener derfor at det er viktig at flere får tilgang til daglige data (som brukes til å lage den ukentlige COT-rapporten) av posisjoner, siden dette kan bidra til nye oppdagelser om prediksjonsevnenene til posisjoner. Daglige data har kun blitt frigitt til noen få forskere opp gjennom årene, deriblant Hartzmark (1991) og Leuthold et al. (1994). Disse to

studiene brukte detaljerte daglige posisjonsdata for ulike tradere for å evaluere hvor godt de prognostiserte. Hartzmark (1991) testet ut 9 markeder (ingen av våre produkter) og fant ut at posisjoner ikke evnet å systematisk predikere fremtidige priser. Leuthold et al. (1994) derimot konkluderte på sin side at posisjonene til reporting tradere¹⁸ kunne brukes til prediksjon av fremtidige priser i markedet for frozen pork bellies.

3. Analyse av priser, prisendringer og risiko i oljemarkedet 2000-2016

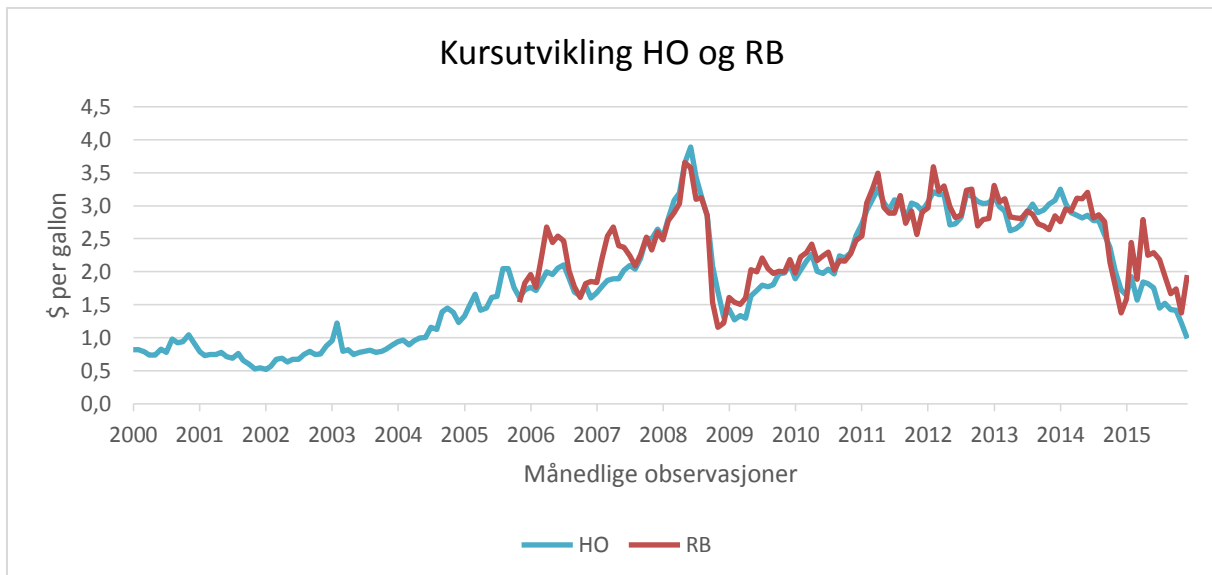
3.1 Prisutviklingen i oljemarkedet 2000-2016

Figur 3.1 viser de månedlige spotprisene til WTI og Brent samt spreaden til WTI-Brent fra 2000-2016, mens figur 3.2 viser de månedlige spotprisene til HO og RB i den samme perioden. Som vi redegjorde for i kapittel 1, har vi valgt å dele den totale perioden vår i tre underperioder; 2000-2005, 2005-2010 og 2010-2016. I tillegg til hele perioden, vil vi også presentere resultater fra disse underperiodene.



Figur 3.1: Spotprisutviklingen i WTI (NYMEX) og Brent (ICE) samt spreaden mellom dem i perioden 2000-2016

¹⁸ Dette er tradere som holder 25 kontrakter eller mer på slutten av dagen og som dermed må rapportere sine aktiviteter. Fellesbetegnelsen reporting tradere ble valgt på grunn av usikkerhetene i klassifisering av hedgere og spekulanter.



Figur 3.2: Spotprisutviklingen i HO og RB på NYMEX i henholdsvis perioden 2000-2016 og 2005-2016

Figurene over viser at oljeprisene er volatile. For eksempel har prisen på WTI fluktuert fra under \$ 20 per fat til nærmere \$ 140 per fat de siste 15 årene. Oljeprisene var relativt stabile på starten av 2000-tallet før den store prisstigningen i 2008, hvor oljeprisen nådde sitt foreløpige toppunkt. Deretter slo finanskrisen inn og oljeprisene sank kraftig. De to seneste årene har oljeprisene igjen sett en kraftig prisnedgang, som ikke skyldes en finanskriser, men snarere et økt tilbud hvor skiferoljerevolusjonen i USA har vært en viktig faktor. Samtidig har etterspørselen også sunket. At det har vært to så drastiske fall i prisen bare de siste 15 årene viser følsomheten i oljemarkedet for tilbuds- og etterspørselsendringer. Etterspørselen etter olje er størst i produksjon og vil særlig avhenge av aktivitetsnivået til hele verden. På tilbudssiden har politisk uro og OPECs handlinger vært de største faktorene som har påvirket prisen. Det vil også være en signifikant lag mellom utvikling av et felt til oljen treffer markedet, noe som vil føre til en uelastisk tilbudskurve hvis det ikke finnes noe overflødig kapasitet.

Ikke overraskende ser prisene ut til å følge hverandre tett, noe vi ser tydelig fra grafene. Sammenligner vi HO og RB, ser vi at RB har noen tydelige topper og overstiger prisene til HO som regel på vår-/sommertider når etterspørselen etter RB er som høyest. Det ser også ut til at prisene på RB er litt mer volatile enn prisene på HO.

Tabell 3.1: Gjennomsnitt (Gj. sn.) og standardavvik (std.av.) av spotpriser for WTI, Brent, HO og RB i perioden 2000-2016

	2000-2016		2000-2005		2005-2010		2010-2016	
	Gj.sn.	Std.av.	Gj.sn.	Std.av.	Gj.sn.	Std.av.	Gj.sn.	Std.av.
WTI	63,64	28,49	31,48	7,19	70,86	22,27	84,43	19,36
Brent	66,27	32,84	29,20	6,31	69,55	21,26	93,87	23,64
HO	1,85	0,87	0,84	0,20	2,01	0,58	2,54	0,59
RB	2,46	0,56			2,21	0,55	2,63	0,50

Tabell 3.1 viser at gjennomsnittsprisen til Brent har vært litt høyere sammenlignet med WTI når vi ser på hele perioden under ett. Ser vi derimot på de to første underperiodene var gjennomsnittsprisen til WTI noe høyere enn Brent. Derimot i siste periode oversteg Brent WTI, og ser vi på figur 3.1 er det særlig i starten på 2011 at spreaden mellom WTI og Brent går fra positiv til negativ. Bakgrunnen for at spreaden sank drastisk fra 2011, er blant annet en økning av produksjonen av WTI i USA samt en begrenset infrastruktur når det kommer til import og eksport av olje (EIA, 2016b). De senere årene har infrastrukturen blitt forbedret med blant annet rørledning til den meksikanske gulfen og det kan se ut til at WTI igjen vil overstige Brent. Sammenligner vi prisene på HO og RB, lå RB noe høyere på gjennomsnittet i begge de to siste periodene. Når det kommer til variasjonen i prisnivået har WTI og Brent vært omtrent like stabile. Vi kan også se at prisnivåene har vært mest stabile i den første perioden. Fra et risikoperspektiv derimot, er det variasjonen i prisendringene som er den avgjørende faktoren. Dette skal vi blant annet se på i neste delkapittel.

3.2 Sammenligning av prisendringer og risiko for WTI, Brent, HO og RB 2000-2016

Her skal vi analysere og diskutere prisendringen og risikoen for WTI, Brent, HO og RB fra 2000-2016 basert på månedlige data. Tabell 3.2 nedenfor viser den årlige gjennomsnittlige logaritmiske spotprisendringen og risikoen (målt ved standardavvik) for oljeproduktene. Tar vi hele perioden i betraktning, ser vi at samtlige produkter hadde i gjennomsnitt en positiv prisendring. RB hadde høyest risiko, men det er også det produktet som kan vise til høyest gjennomsnittlig prisendring for hele perioden. Ikke overraskende er WTI og Brent omtrent like volatile for hele perioden. Vi kan tydelig se at volatiliteten til alle oljeproduktene har generelt sett vært høye. Det kan gi oss en pekepinn på hvor viktig det kan være å bruke futuresmarkedet til å sikre seg.

I første periode kan alle oljeproduktene vise til en høy gjennomsnittlig årlig prisendring. HO har hatt den laveste prisendringen, mens Brent hadde den høyeste prisendringen og den høyeste risikoen i perioden.

I andre periode kan igjen alle oljeproduktene vise til en høy gjennomsnittlig årlig prisendring. Brent har hatt den høyeste prisendringen i perioden, mens RB har hatt den laveste prisendringen samt den største risikoen¹⁹. Ikke overraskende er det nettopp denne perioden hvor volatiliteten har vært størst som følge av finanskrisen. Sammenlignet med første periode har oljeproduktene totalt sett vært noe mer volatile og de kan vise til en litt høyere prisendring. Vi kan legge spesielt merke til Brent som opplevde en lavere risiko samt en høyere gjennomsnittlig prisendring sammenlignet med den første underperioden.

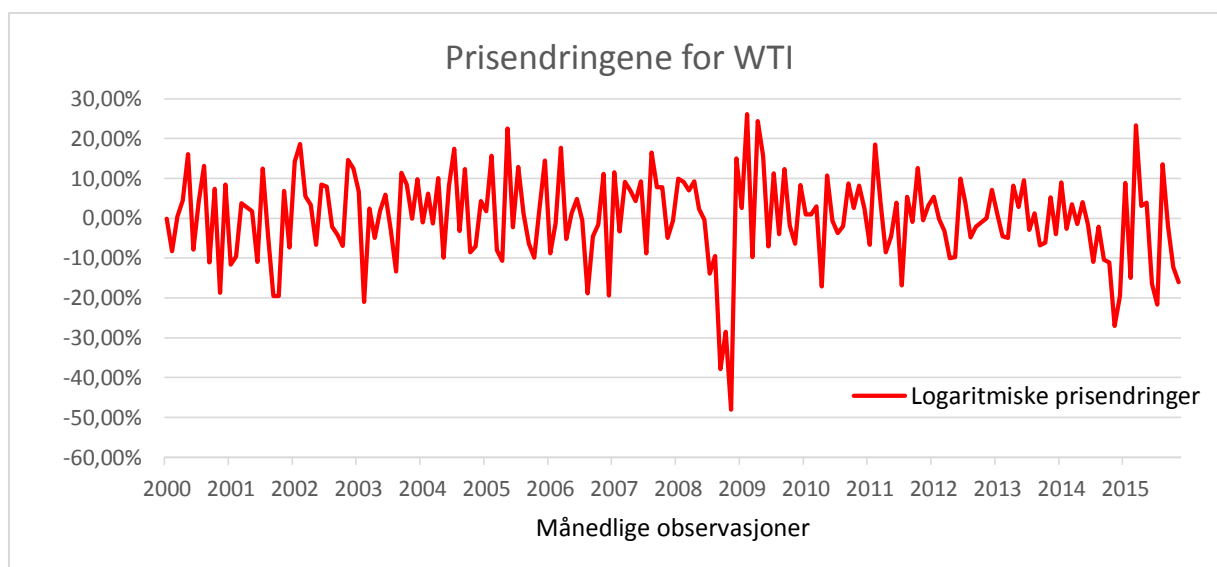
Med unntak av RB, kan alle produktene i tredje periode vise til en negativ gjennomsnittlig årlig prisendring på -10 % eller mer. Derimot har risikoen til samtlige produkter falt i denne perioden sammenlignet med de to andre periodene. Tallene fra disse underperiodene viser at volatiliteten har variert gjennom hele perioden.

Tabell 3.2: Annualiserte gjennomsnittlige logaritmiske spotprisendringer og standardavvik for WTI, Brent, HO og RB i perioden 2000-2016

	2000-2016		2000-2005		2005-2010		2010-2016	
	Gj.sn.	Std.av.	Gj.sn.	Std.av.	Gj.sn.	Std.av.	Gj.sn.	Std.av.
WTI	0,96 %	38,29 %	8,73 %	34,85 %	9,34 %	47,40 %	-12,40 %	32,26 %
Brent	2,33 %	38,54 %	9,90 %	45,88 %	11,39 %	39,92 %	-11,42 %	30,08 %
HO	1,18 %	33,45 %	8,23 %	37,24 %	10,80 %	35,84 %	-12,62 %	27,72 %
RB	2,36 %	48,05 %			8,66 %	51,18 %	-1,93 %	46,12 %

Av figur 3.3 får vi et klarere bilde på hvor mye de månedlige logaritmiske prisendringene svinger. Her har vi vist et eksempel med WTI.

¹⁹ At RB får ganske forskjellige resultater i andre periode kan skyldes den kortere prisserien vi har på RB som starter i november 2005. Se kapittel 5.1 for oversikt over alle prisseriene.



Figur 3.3: Utviklingen i de logaritmiske spotprisendringene for WTI i perioden 2000-2016

At alle oljeproduktene har vært volatile kan indikere en distribusjon med fetere haler og/eller en skjevhet i distribusjonen. Hvis dette er tilfellet kan standardavviket undervurdere den faktiske risikoen. For å undersøke dette nærmere har vi sett på skjevheten og kurtosisen til prisendringene.

Tabell 3.3: Kurtosisen og skjevheten til de logaritmiske spotprisendringene for WTI, Brent, HO og RB i perioden 2000-2016

	2000-2016		2000-2005		2005-2010		2010-2016	
	Kurtosis	Skjevhet	Kurtosis	Skjevhet	Kurtosis	Skjevhet	Kurtosis	Skjevhet
WTI	1,78	-0,69	-0,71	-0,29	2,45	-1,06	0,50	-0,32
Brent	0,70	-0,71	0,56	-0,90	0,48	-0,80	0,89	-0,34
HO	2,16	-0,66	3,81	-0,79	1,22	-0,80	0,31	-0,48
RB	3,40	-0,34			5,59	-1,47	1,85	0,66

Ser vi på hele perioden under ett viser det seg at prisendringene viser tegn til både skjevhet og fetere haler for samtlige produkter. Alle fordelingene har en negativ skjevhet som tyder på at den venstre halen er større enn den høyre. Dette tilsier at vi har flere ekstreme negative verdier. Alle oljeproduktene har også en positiv kurtosis, som tilsier fetere haler og høyere topper sammenlignet med normalfordelingen. RB ser ut til å ha de feteste halene i alle tilfellene. Disse resultatene tyder på at normalfordelingen kan undervurdere den faktiske risikoen noe.

3.2.1 Samvariasjon mellom WTI, Brent HO og RB

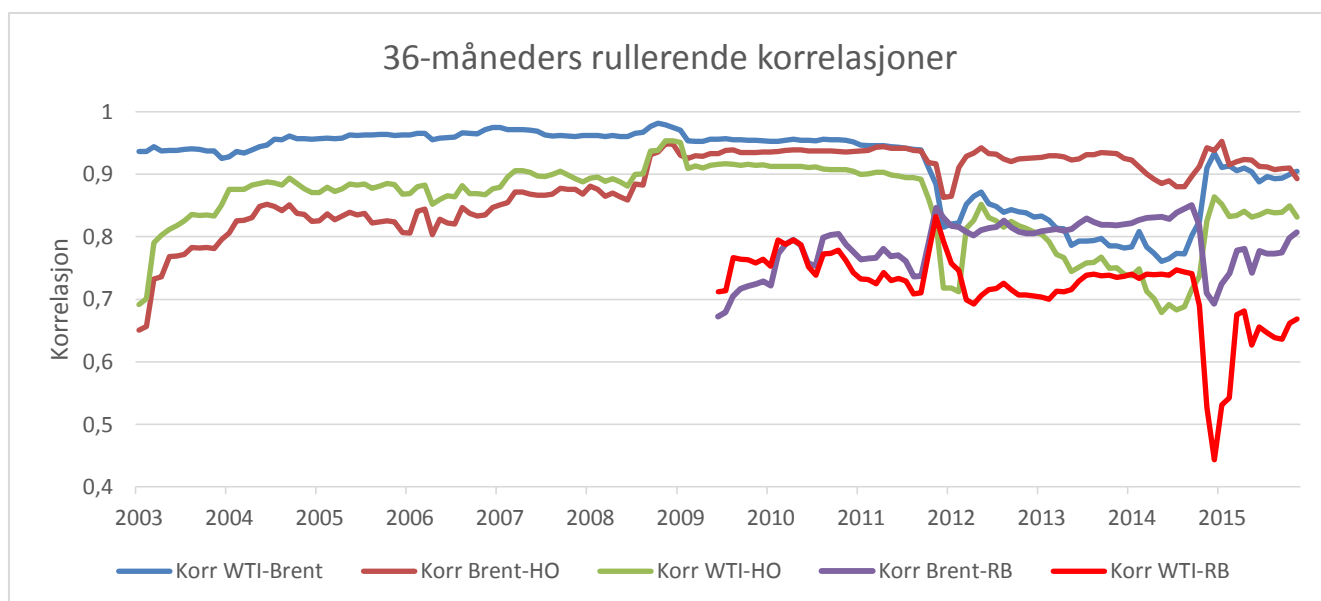
I denne delen ønsker vi å se på korrelasjonen, eller samvariasjonen, mellom oljeproduktene. Fra prisutviklingsgrafene over kunne vi antyde en samvariasjon mellom produktene. Korrelasjonsmatrisen under bekrefter dette²⁰.

Tabell 3.4: Korrelasjoner mellom de logaritmiske spotprisendringene til WTI, Brent, HO og RB i perioden 2000-2016

2000-2016	WTI	Brent	HO
Brent	0,93		
HO	0,84	0,85	
RB	0,64	0,73	0,63
2000-2005	WTI	Brent	HO
Brent	0,94		
HO	0,77	0,72	
2005-2010	WTI	Brent	HO
Brent	0,96		
HO	0,90	0,92	
RB	0,73	0,81	0,73
2010-2016	WTI	Brent	HO
Brent	0,88		
HO	0,83	0,91	
RB	0,55	0,71	0,56

Alle oljeproduktene kan vise til en høy samvariasjon seg i mellom, hvor WTI og Brent har den høyeste korrelasjonen. Samvariasjonen mellom disse er høyest i første og andre periode, før den synker noe og er mer ustabil i tredje periode. Dette ser vi også i figur 3.4 som viser korrelasjonene (Korr) i et 36-måneders rullerende vindu. Brent har høyere samvariasjon med både HO og RB sammenlignet med WTI. At produktene viser en såpass høy samvariasjon er ikke overraskende, da det underliggende produktet i HO og RB er råolje. RB er det produktet som har lavest samvariasjon med de andre.

²⁰ For å finne korrelasjonene har vi brukt spotprisene fra den 15 i hver måned.

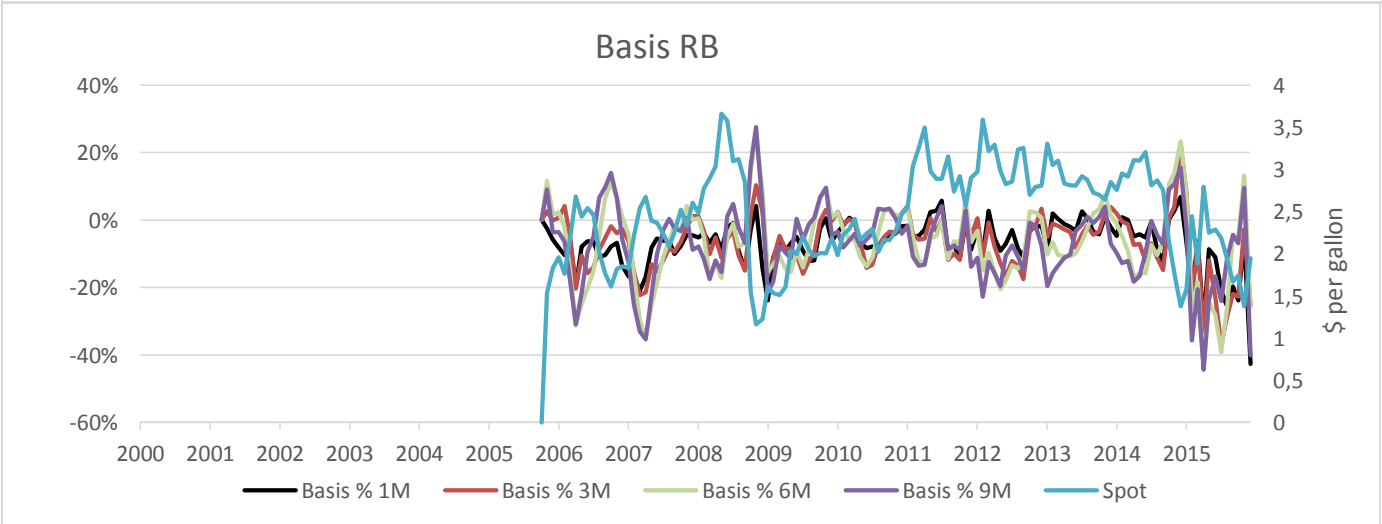
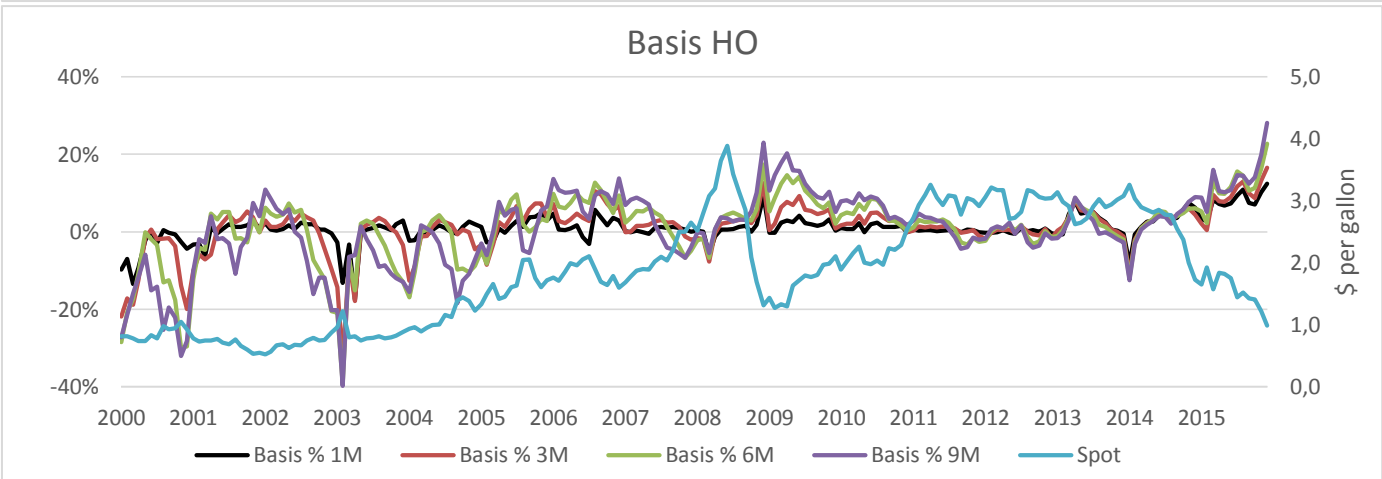
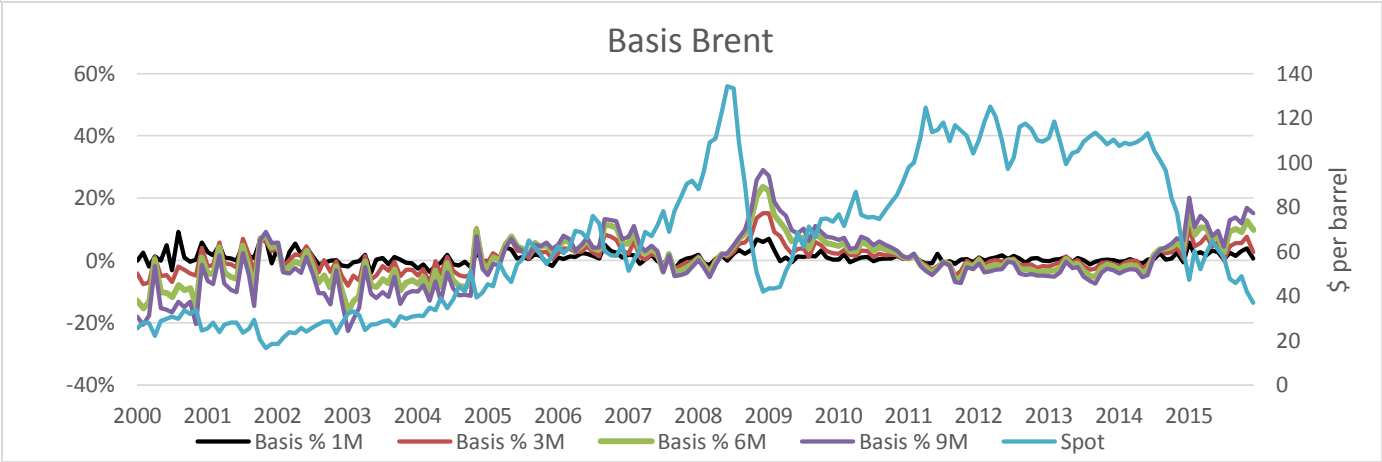
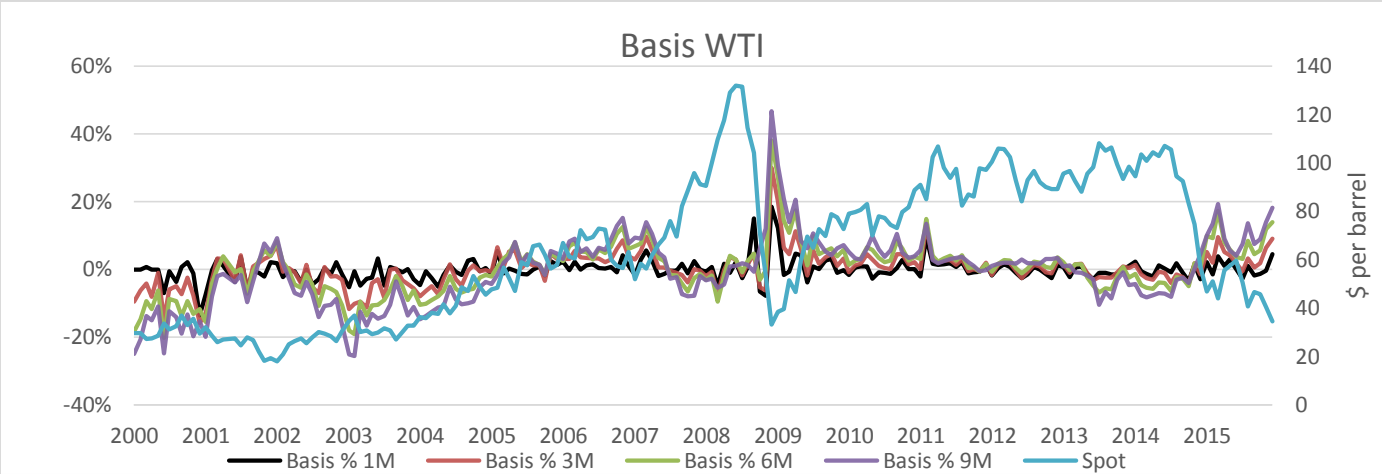


Figur 3.4: 36-måneders rullerende korrelasjoner mellom oljeproduktene i perioden 2003-2016 (for RB, 2009-2016)

3.3 Futuresprisenes terminstruktur

I figur 3.5 nedenfor presenteres hvordan tilstanden i markedet har vært for WTI, Brent, HO og RB i perioden 2000-2016. Grafene viser spotprisene sammen med basis til hver kontraktshorisont for hvert produkt. Basis er angitt i prosent.

Fra figuren er det klart at basis er volatil over hele perioden. Terminstrukturen til samtlige ser ut til å følge de samme mønstrene. Det ser ut til at når prisene øker har markedet en tendens til å være i backwardation, mens når prisene synker ser markedet ut til å skifte til contango. I første periode ser det ut til at markedene for det meste var i backwardation med unntak av noen måneder i 2001 og 2002 hvor prisen sank noe. I andre periode var markedene mer i contango før den store prisøkningen i 2007 og 2008 sendte markedene i backwardation. Når finanskrisen satte inn rundt august 2008, og prisen sank kraftig, ser vi at markedet igjen skiftet til contango. Det er i denne perioden basis var størst. Etter dette kan vi se at basis blir noe mer stabil, før den siste store prisnedgangen i 2014 sendte markedene tilbake i contango. Terminstrukturen til futuresprisene på WTI og Brent er for det meste like og har samme trend, men det kan se ut som at WTI sin basis er noe mer volatil. I 2011 derimot var terminstrukturen ulik. Da var WTI i contango, mens Brent var i backwardation. Det var i denne perioden prisen på Brent oversteg prisen på WTI.



Figur 3.5: Basis i prosent og spotprisutviklingen i WTI, Brent og HO i perioden 2000-2016 og RB i perioden 2005-2016

3.3.1 Sesongvariasjoner i prisendringer og basis

For å teste for sesongvariasjoner, har vi brukt dummyvariabler som forklarende variabler i regresjoner hvor logaritmiske spotprisendringer og basis er den avhengige variabelen²¹. Estimatene til disse regresjonene er ikke rapportert her. Vi har testet for månedlige sesongvariasjoner og brukt t- og F-tester for å sjekke om beta-estimatene er signifikant forskjellige fra null. Våre tester tyder på at det finnes sesongvariasjoner i prisendringene til RB hvor månedene oktober og november er negative og signifikante. Ellers finnes det ingen signifikante sesongvariasjoner i prisendringene til de andre produktene. Vi har fått noen signifikante sesongeffekter på basis til HO og RB. 1, 3 og 6-måneders basis til HO viser noen positive signifikante sesongeffekter i månedene mai, juni og juli. I RB er 3, 6 og 9-måneders basis signifikant positive i oktober og november. For WTI og Brent ser det ikke ut til å være noe sesongeffekter i basis. Det at basis til HO har en tendens til å være positiv på sommeren, kan forklares med at etterspørselen etter HO i sommerhalvåret er mindre sammenlignet med vinterhalvåret, og dermed vil det være mindre mangel i disse månedene og ikke noe særlig convenience yield tilstede. For RB vil det være motsatt.

4. En teoretisk introduksjon av futuresprisen som prognose og prisingen av futures

Det er i hovedsak to standardteorier som brukes til å forklare futuresprisene på råvarer. Den ene er teorien om lager (“The theory of storage”) som forklarer futuresprisen med utgangspunkt i kostnaden som er assosiert med å lagre den fysiske varen over tid. Den andre teorien kalles for teorien om risikopremie (“The risk premium theory”), og den forklarer futuresprisen som en funksjon av forventet fremtidig spotpris og forventet risikopremie. Begge teoriene antyder at det bør være et langsiktig stabilt forhold mellom spot- og futurespriser. Før vi gjennomgår disse teoriene, vil vi ta en nærmere titt på hvorfor futuresprisen ofte blir betegnet som en prognose på fremtidig spotpris. Hovedkilden til denne diskusjonen kommer fra Gjølberg og Johnsen (1985).

²¹ Formlene: $\ln S_t - \ln S_{t-1} = \alpha + \beta \text{ Dummy} + \varepsilon$ (prisendringer) og $\ln F_t^i - \ln S_t = \alpha + \beta \text{ Dummy} + \varepsilon$ (basis).
Dummy = 1 for aktuell måned og 0 ellers.

4.1 Hvorfor er futuresprisen en prognose?

I kapittel 1 nevnte vi kort at en av de viktigste egenskapene ved et futuresmarked er at det fungerer som en sentral for “price discovery”. Prisene på futureskontraktene sier noe om prisen som kan oppnås på leveringer ved forfallsdato. Futuresmarkedet er åpent for alle til å se hvilke priser som dannes for fremtidige leveringer. Dette markedet kjennetegnes av en løpende omsetning mellom meget aktive og høyt informerte aktører, der publisering av priser og omsetning oppdateres fortløpende. Derfor vil begivenheter som antas å påvirke fremtidige etterspørsels- eller tilbudsforhold, eller nærmere bestemt endringer i markedets oppfatning av fremtidige pris- og markedsbetingelser, relativt raskt fanges opp i futuresmarkedet og reflekteres i futuresprisene. Dette er grunnen til at futurespriser kan være prognoser på fremtidige spotpriser. Det betyr allikevel ikke at futuresprisen vil være lik den forventede fremtidige prisen. Et spørsmål vi stiller oss i denne utredningen, og som er naturlig i en slik sammenheng, er hvorvidt dagens futurespris er lik markedets forventning om den fremtidige spotprisen. Det vil si, er futuresprisen en forventningsrett prognose på etterfølgende spotpris. Svaret er nært knyttet til markedets risikoavlastningsoppgave (hedgebalanse). Dagens futurespris er en forventningsrett prognose på fremtidig spotpris dersom vi har balanse mellom short og long hedging i markedet. I et balansert marked vil hedgerne diversifisere prisrisikoen seg imellom. Det vil si at hedgerne “forsikrer” hverandre uten hjelp av spekulanter. Long spekulasjon må også tilsvare short spekulasjon i et balansert marked for at vi ikke skal få en netto spekulativ posisjon i markedet. Er det derimot ubalanse i futuresmarkedet vil det oppstå en skjevhet i futuresprisen, noe som vil tiltrekke spekulanter til markedet. Spekulasjon har viktige oppgaver med å korrigere prisbevegelser og skape likviditet, men den har også en funksjon som skal dekke inn en manglende balanse mellom hedgere i futuresmarkedet. Dette blir spekulantene kompensert for gjennom markedets risikopremie. I et balansert marked vil derimot ikke spekulantene pådra seg en netto prisrisiko og oppnår dermed heller ikke en forventet gevinst.

Vi ønsker å påpeke at vi hele tiden her snakker om “gjennomsnittlige” prisforventninger. Det vil si at individuelle hedgere og spekulanter kan ha personlige prisoppfatninger som avviker fra andres, og dermed ta ut sine spekulative futuresposisjoner deretter. Dette betyr at aktører i markedet kan ha avvikende oppfatninger, selv i et balansert marked der futuresprisen er en forventningsrett prognose basert på markedets gjennomsnittlige forventninger om den fremtidige spotprisen. Hvem som treffer med sine forventninger avhenger av tilgangen på informasjon eller ren og skjær flaks.

4.1.1 Årsaker til at futuresprisen ikke alltid er forventningsrett

Ovenfor nevnte vi at futuresprisen ikke alltid behøver å være forventningsrett. En av grunnene kunne være en risikopremie i futuresprisen som følge av spekulantenes inntreden i markedet for å skape balanse. Andre forhold som kan føre til at futuresprisen ikke er forventningsrett, kan være valget av leveringsdato. Med unntak for kontrakten for Brent, kan levering for våre øvrige kontrakter ved NYMEX skje over et lengre tidsrom (ca. én måned). Derfor kan det stilles spørsmål om hvilken spotpris futuresprisen predikerer. I så måte er det mulig at eventuelle forskjeller mellom spot- og futurespriser ved forfall reflekterer forventninger om endringer i spotprisene frem til eventuell levering vil finne sted. Usikkerheten med tanke på nøyaktig tidspunkt og levering kan føre til at futuresprisen og den forventede prisen avviker. En annen årsak til at futuresprisen ikke alltid er lik forventningene, kan være lav likviditet opp mot forfall som kan føre til en form for feilprising. Markedsaktører vil derimot lære raskt og innrette seg etter dette, noe som gjør det lite sannsynlig at futuresprisen systematisk skal treffe for høyt eller lavt måned etter måned. Transaksjonskostnader er en annen årsak som kan føre til skjevhet i futuresprisen. Her er det også imidlertid lite trolig at små transaksjonskostnader, som er typiske i futuresmarkedet for olje, skal påvirke futuresprisens nøyaktighet nevneverdig. Videre kan eventuelle forskjeller i betalingsbetingelser (cif/fob) i spot- og futuresmarkeder, og kostnader forbundet med levering, innebære et systematisk tillegg eller fradrag i futuresprisen i forhold til den forventede spotprisen.

Vi kan oppsummere med at enkelte forhold kan medføre at futuresprisen systematisk avviker fra den forventede fremtidige spotprisen. Dersom disse forholdene representerer et konstant avvik, kan futuresprisen justeres med denne konstanten. Selv om disse forholdene da er konstante, er det dermed grunnlag for en hypotese om at futuresprisen har vært en ganske god prognose.

4.2 Teorien om lager

Teorien om lager, også kalt cost-of-carry modellen, er en høyst relevant teori for å prise futures av råvarer som er lagringsdyktige. Denne modellen er basert på arbitrasjeargumentet om at futuresprisen er lik spotprisen pluss lagringskostnader. Dette er et noe forenklet bilde av forholdet mellom spot- og futurespriser. Sammenhengen mellom spot- og futurespriser vil i praksis være mer komplisert som følge av transaksjonskostnader og usikkerhet omkring

lagrings- og rentekostnader (eventuelt renteinntekter). Det finnes også en bekvemlighetsfordel (convenience yield) ved å ha lager som kan gjøre at futuresprisen blir lavere enn spotprisen pluss totale lagringskostnader.

Teorien om lager ble først introdusert av Working (1933, 1934) og deretter videreutviklet av Kaldor (1939), Working (1949), Brennan (1958) og Telser (1958). Den forklarer sammenhengen mellom spot- og futurespriser. Ifølge teorien ser likevektsforholdet mellom spot- og futuresprisen slik ut, også kalt spot-future pariteten²²:

$$(4.1) \quad F_{t,T} = S_t (1 + r_{t,T}) + w_{t,T} - c_{t,T}$$

der $F_{t,T}$ er futuresprisen på tidspunkt t for levering på tidspunkt T , S_t er spotprisen på tidspunkt t , $r_{t,T}$ er alternativkostnaden av å binde opp midler i lageret fra tidspunkt t til tidspunkt T (dvs. finansieringskostnaden), $w_{t,T}$ er de totale kostnadene av å lagre varen fra tidspunkt t til tidspunkt T (dvs. lager-, forsikrings-, transportkostnader etc.) og $c_{t,T}$ er bekvemlighetsfordelen over tidsintervallet fra t til T .

På kontraktens forfallsdato vil futuresprisen og spotprisen være lik, og basisen dermed 0. Hvis prisen hadde vært ulik ville investorene kjøpt fra den billigste kilden og solgt i et marked med høyere pris. Slike arbitrasjemuligheter kan ikke vedvare uten at prisen justeres og eliminerer arbitrasjen. Denne pariteten antar at spot- og futuresmarkedet er linket sammen slik at det ikke oppstår arbitrasjemuligheter. En arbitrasjemulighet oppstår når futuresprisen er større enn høyresiden (dvs. hvis $F_{t,T} > S_t (1 + r_{t,T}) + w_{t,T} - c_{t,T}$). Hvis en situasjon oppstår der $F_{t,T} < S_t (1 + r_{t,T}) + w_{t,T}$, sier teorien at futuresprisen inneholder en implisitt bekvemlighetsfordel ($c_{t,T}$). Skriver vi om ligning (4.1) kan bekvemlighetsfordelen uttrykkes slik:

$$(4.2) \quad c_{t,T} = S_t (1 + r_{t,T}) + w_{t,T} - F_{t,T}$$

Kaldor (1939) var den som først introduserte begrepet convenience yield og definerte det som “muligheten for å bruke råvaren i det øyeblikket det er ønskelig”. Bekvemlighetsfordelen er en negativ kostnad eller avkastning (yield) forbundet med å eie den fysiske varen. Den kan betegnes som verdien av å ha råvaren fysisk versus å bare ha et papir på råvaren (dvs. futureskontrakten). Ofte blir bekvemlighetsfordelen også betegnet som en slags likviditetspremie forbundet med å ha lager. Når futuresprisen er lavere enn spotprisen pluss totale lagringskostnader, må det derfor skyldes at det har en verdi i seg selv å ha lager. Det

²² Basis kan derimot beskrives som i ligning (2.1) i litteraturkapittelet: $F_{t,T} - S_t = S_t(r_{t,T}) + w_{t,T} - c_{t,T}$

kan for eksempel være en bekvemlighetsfordel med å ha lager, fordi mange råvarer er innsatsfaktorer i produksjonsprosesser. Et eksempel kan være raffinerier som bruker råolje som innsatsfaktor i produksjonen av Gasoline. De kan ha en bekvemlighetsfordel av å lagre råolje. En annen bekvemlighetsfordel med å ha lager er for å kunne dekke uventet etterspørsel (Chow et al., 2000). Bekvemlighetsfordelen oppstår som et resultat av interaksjon mellom etterspørselen, tilbudet og lagringsvalgene til produsentene. Teorien om lager antar at det er en negativ sammenheng mellom lager og den relative bekvemlighetsfordelen ($c_{t,T}/S_t$). Den predikerer at den relative bekvemlighetsfordelen faller med avtakende styrke når lagernivåene øker og nærmer seg null ved høyere lagernivåer. Derimot vil perioder med mangel (dvs. lave lagernivåer) være forbundet med høy bekvemlighetsfordel. Bekvemlighetsfordelen kan være en forklaring på hvorfor oljefutures generelt sett er i backwardation (Pindyck, 2001).

Lagermodellen er et rammeverk som er mye brukt for å forstå futuresprisene på råvarer, men egenskapene til enkelte råvarer gjør at det noen ganger blir vanskelig å bruke modellen. Hvor mye denne modellen forklarer futuresprisen på råvaren er avhengig av lager- og tilbudskarakteristikaen og produksjons- og konsumsyklusen til råvaren. Variasjonen i etterspørselen og risikoen for tilbuds- og etterspørselssjokk er to viktige faktorer som påvirker futuresprisen på olje gjennom konseptet av bekvemlighetsfordelen.

Produksjonen er hovedårsaken til sesongvariasjoner i basis for de fleste landbruksråvarer. Slik er det ikke for olje, der produksjonen er rimelig jevn hele året. Derimot er sesongvariasjoner på etterspørselssiden mer aktuelt for oljeprodukter²³ (Kolb, 1997). Dette fører til sesongvariasjoner i lagernivå, fordi det er billigere at lageret tar seg av sesongvariasjoner i etterspørselen enn å opprettholde overflødig produksjons-, transport- og raffineringkapasitet (Prast og Lax, 1983). Disse sesongvariasjonene i lager fører til et lignende mønster i bekvemlighetsfordelen.

Risikoen for tilbuds- og etterspørselssjokk vil resultere i høyere lagernivåer, selv om lagerkostnadene er relativt sett høye, på grunn av risikoen for mangel på olje. Det vil si at bekvemlighetsfordelen av å ha fysisk olje er større enn lagrings- og alternativkostnaden. Effekten sjokk har på basis avhenger i stor grad av lagernivåene. Et tilbuds- og etterspørselssjokk vil påvirke futuresprisene mer når lagernivåene er lave, enn når de er høye, grunnet den brå endringen i bekvemlighetsfordel.

²³ For eksempel er etterspørselen etter fyringsolje størst om vinteren, mens bensin er mest etterspurt om sommeren.

4.2.1 Hvor relevant er lagermodellen for oljefutures?

(Dette delkapittelet tar for det meste utgangspunkt i Kolb (1997))

Lagermodellen fungerer godt som forklaring på futuresprisene på noen råvarer. Med tanke på oljefutures finnes det noen aspekter ved oljemarkedet som gjør at modellen ikke fungerer like godt. Disse aspektene er knyttet i hovedsak opp mot problemet som er med å måle bekvemlighetsfordelen og utførelsen av arbitrasje.

Problemet med å måle bekvemlighetsfordelen

Begrepet bekvemlighetsfordel er relativt lett å forstå, men estimeringen av den kan være nokså komplisert i praksis. Et stort problem empirisk sett, er at man ikke kan observere bekvemlighetsfordelen direkte og at gode lagerdata ikke alltid er like lett tilgjengelig (Brooks et al., 2011). Bare det å finne ut hvilke faktorer som bør inkluderes i beregningen av bekvemlighetsfordelen kan være vanskelig. Et problem som kan dukke opp, kan være relatert til å kvantifisere verdien av lageret man innehar. For markedsaktører som bruker olje som innsatsfaktor i deres produksjon, er det nesten umulig å vite verdien på eget lager uten å vite lagernivåene til sine konkurrenter. Hvis konkurrentene begynner å gå tom på lager, vil naturlig nok deres eget lager bli mer verdt. Motsatt hvis konkurrentene har mye på lager. Da vil ikke lageret deres være like mye verdt. Et tilfelle der konkurrentene har lite på lager og risikoen for markedssjokk plutselig stiger vil også øke verdien på deres eget lager. I hvert av disse tilfellene ser vi at problemet er å finne ut hvor mye verdien til lageret øker eller faller.

Når man skal estimere størrelsen på bekvemlighetsfordelen, må man også for eksempel ta hensyn til at det finnes flere politiske forhold som kan skape usikkerhet i verdivurderingen av lagernivåer. Et eksempel kan være spørsmål relatert til hvilke lagernivåer som må til før nasjoner vil bruke sine strategiske reservelagre. Et annet usikkerhetsmoment kommer av at man ikke vet hvilket prisnivå som fører til at OPEC justerer sin produksjon, og hvor mye de justerer den med. Alt dette forteller oss at verdien av oljelagrene avhenger i stor grad av forventningene til markedsaktørene som er i besittelse av olje.

Et annet poeng som kan være verdt å nevne, er at de fundamentale egenskapene til oljemarkedet muligens ikke samsvarer så godt med de type markedene lagermodellen er ment for. I markedet for gull, et marked lagermodellen fungerer godt, er den totale mengden av gull mer eller mindre konstant over tid. I oljemarkedet er derimot mengden av olje i hovedsak drevet av produksjonen på et gitt tidspunkt. Sammenlignet med den daglige etterspørselen etter olje er lagernivåene generelt sett lave. Vanligvis er det medlemslandene i OPEC som

regulerer sin produksjon. De fleste andre oljeprodusenter prøver å maksimere produksjonen til enhver tid, noe som gjør at det finnes utallige faktorer som kan være med å endre produksjonsnivået og dermed tilbudet av olje. Olje utvinnes fra flere lokasjoner over hele verden og transporteres over lengre distanser før det brukes. Dette betyr at det finnes mange forskjellige tilbudssjokk som kan påvirke oljemarkedet. Produsentenes maksimering av produksjonen gjør at disse sjokkene treffer markedet direkte, noe som er med på å øke prisvolatiliteten. Oljepriser kjennetegnes av en høy prisvolatilitet, og over tid vil dette gjøre estimeringene i modellen vanskeligere.

Lagermodellen bør allikevel i teorien kunne ta for seg de to tidligere ovennevnte faktorene, sesongvariasjoner og markedssjokk, til en viss grad. Man vil normalt anta at modellen har lettere for å takle sesongvariasjoner enn markedssjokk. Sesongvariasjoner er logisk nok ganske forutsigbare. Med erfaring vil man lære seg at det kan være fordelaktig med litt ekstra på lager i sene vintermånedene når etterspørselen er høy. På grunn av forutsigbarheten i sesongvariasjoner kan modellen med større nøyaktighet innlemme sesongvariasjoner i futuresprisen. I motsetning til sesongvariasjoner vil markedssjokk være mer uforutsigbart, siden sjokk per definisjon kommer uventet. Det vil også være vanskeligere å forstå dens påvirkning på markedet. Størrelsen på oljemarkedet og de mange sektorene som bruker produkter lagd av olje gjør det vanskelig å lage et godt estimat på hvordan etterspørselen, og dermed bekvemlighetsfordelen, reagerer på sjokk. I tillegg vil markedssjokk også føre til større volatilitet i oljeprisene. Antallet industrier som er involvert i oljemarkedet betyr også at det er mange forskjellige typer sjokk som kan endre etterspørselen. Alt dette gjør at modellen blir vanskeligere å bruke i praksis.

Vi ser at det finnes uendelig mange faktorer som kan påvirke tilbudet og etterspørselen i oljemarkedet og dermed spot- og futuresprisene. Man trenger ikke gå lenger tilbake i tid enn de siste par årene med høy volatilitet i oljeprisene for å finne bevis på at dette stemmer. Det kan se ut som at lagermodellen til tider ikke makter å forklare futuresprisene til det fulle. I et komplekst marked som dette, kan muligens lagermodellen ha vanskeligheter med å fungere optimalt.

Problemer med utførelsen av arbitrasje

I praksis kan det være problemer forbundet med å utføre en arbitrasjehandel i oljemarkedet. Hvis en arbitrasjehandel ikke kan utføres, er det mulig at oljefutures ikke vil reflektere prisen som er beregnet av lagermodellen. En grunn til hvorfor man ikke kan gjøre en

arbitrasjehandel, kan komme som følge av vanskelighetene som er med å låne den fysiske oljen når markedet er i backwardation. For å gjøre en arbitrasjehandel i backwardation, en såkalt reverse cash-and-carry arbitrasje, må man blant annet låne olje for å selge den short. Dette kan være problematisk å få til ettersom det eksisterer en bekvemlighetsfordel som gjør at markedsaktører ikke er villige til å låne eller selge oljen de har. En situasjon med mangel på den fysiske råvaren vil dermed kunne hindre utførelsen av det som ser ut som en arbitrasjemulighet fra backwardation.

Futuresprisen bør reflektere prisen beregnet av lagermodellen dersom det er enkelt å måle kostnadene og bekvemlighetsfordelen som er ved å ha et lager. En full hedget posisjon bør ifølge lagermodellen, og generell teori om arbitrasje, gi en avkastning lik risikofri rente. Det vil si at man ikke kan forvente å motta en risikopremie. La oss tenke at man ser en mulighet for å tjene en risikopremie i en long futuresposisjon. En trader bør shorte råvaren spot og samtidig ta en long posisjon i futures. Dette gjør at traderen er fullt hedget, fordi traderen kan kjøpe råvaren i fremtiden til futurespris og levere tilbake råvaren til utlåneren. I dette tilfellet vil traderen ta en så stor posisjon som mulig inntil futuresprisen igjen reflekterer cost-of-carry, og det ikke er noe mer risikopremie. Hvis denne arbitrasjen ikke hadde vært mulig å fullføre, ville ihvertfall ikke futuresprisen ha beveget seg som følge av arbitrasjehandelen. Dermed vil heller ikke risikopremien som er iboende i longposisjonen i futureskontrakten forsvinne. Dersom arbitrasjehandelen ikke kan utføres, er futuresposisjonen nødt til å ha en risikopremie for at risikoaverse spekulanter skal være villig til å ta den andre siden av handelen. En posisjon uten hedge er risikabelt og ingen spekulanter er villig til å ta denne posisjonen uten en forventet risikopremie. Vi kan konkludere med at lagermodellens evne til å prise futures avhenger i stor grad av muligheten for å utføre arbitrasjehandel.

De to ovennevnte aspektene, problemet med å måle bekvemlighetsfordelen og utførelsen av arbitrasje, kan vi også bruke som forklaring på hvorfor det ikke finnes en teoretisk nedre grense for basis. Siden olje til tider kan være vanskelig å shorte i spotmarkedet, kan det oppstå problemer med å utføre arbitrasjehandelen som fremkommer i backwardation. Basis vil dermed ikke ha en bestemt nedre grense. Vanskelighetene forbundet med å måle bekvemlighetsfordelen gjør det enda mer problematisk å finne ut av den nedre grensen. Når bekvemlighetsfordelen er ukjent, vil det ikke være mulig å finne ut av den nedre grensen til basis. Siden bekvemlighetsfordelen eksisterer, kan basisen rent teoretisk bli uendelig negativ. En futurespris som er betydelig lavere enn dagens spotpris, signaliserer forventningene om et prisfall i spotmarkedet. Hvis det er svært negativ basis, så er det knapphet. Da vil det være

naturlig å tenke seg at markedsaktører ikke tror det vil være slik bestandig, og at de forventer et prisfall når det blir mindre knapphet.

I motsatt fall er den øvre grensen til basis relativt lett å finne. Den nåværende futuresprisen kan ikke være større enn spotprisen pluss cost-of-carry. I dette tilfellet er bekvemlighetsfordelen lik null. Det vil dermed si at basis kan maks være lik cost-of-carry. Det er muligheten for arbitrasje mellom spot- og futuresmarkedet som setter dette øvre taket på hvor mye dagens futurespris kan overskride dagens spotpris. Dersom basis er større enn cost-of-carry, vil rasjonelle aktører selge futures og samtidig kjøpe olje, lagre denne og levere ved forfallstidspunkt for de solgte futureskontraktene. På denne måten vil man oppnå en garantert fortjeneste lik det basis overskred cost-of-carry med. En viss usikkerhet ligger i at lagringskostnadene ikke er konstante. Det øvre taket ligger med andre ord ikke alltid helt stille (Gjølberg og Johnsen, 1985).

Vi ser at mulighetsområdet for basis ikke er symmetrisk med tanke på at den har en grense oppad, men ingen grense nedad. Dette tilsier at man kanskje kan benytte futuresprisene mer selektivt for prognoseformål. I tilfeller med betydelig negativ basis, kan man f.eks. si at man bør legge ekstra vekt på futuresprisen som prognose (Gjølberg og Johnsen, 1989).

4.3 Teorien om risikopremie

Et ofte stilt spørsmål er om det eksisterer en risikopremie i futuresmarkedet for råvarer. Er futuresprisen en forventningsrett estimator av fremtidig spotpris? Denne problemstillingen, og dermed teorien om risikopremie, har sin opprinnelse fra teorien om normal backwardation som ble først introdusert av Keynes (1923, 1930) og deretter supplert med viktige bidrag fra Hicks (1939). Futuresmarkedet gir produsenter muligheten til å sikre seg mot prisnedgang på sine produkter, mens konsumenter kan sikre seg mot sterk prisvekst. Spekulanter kjøper og selger futureskontrakter på forventninger om prisoppgang eller prisnedgang. Dagens spotpris er basert på tilgjengelig informasjon og vil kun endre seg hvis ny informasjon strømmer inn til markedet. Spotprisen kan dermed noen ganger bli betegnet som den best tilgjengelige predikatoren av forventet fremtidig spotpris:

$$(4.3) \quad S_t = E(S_T)$$

der $E(S_T)$ er den forventede fremtidige spotprisen på tidspunkt T . Det er selvsagt mulig at forventningene om den fremtidige spotprisen ikke vil samstemme med den faktisk realiserede spotprisen. Futuresprisen blir ofte betraktet som markedets forventninger om den fremtidige spotprisen. Når futuresprisen er forskjellig fra dens forventninger om den fremtidige spotprisen, vil risikonøytrale aktører prøve å utnytte dette. Det argumenteres ofte for at spekulantene i markedet sørger for at futuresprisen holder seg lik den forventede fremtidige spotprisen (Chow et al., 2000). Som en konsekvens av at risikonøytrale aktører kjøper og selger futureskontrakter, vil futuresprisen endre seg helt til den er identisk med forventet fremtidig spotpris:

$$(4.4) \quad F_{t,T} = E(S_T)$$

Ligning (4.4) blir betegnet som forventningsretthypotesen²⁴. Den sier at futuresprisen er en forventningsrett prediktor av fremtidig spotpris gitt at all informasjon er tilgjengelig for markedsaktørene. Med antagelsen om risikonøytrale aktører²⁵ indikerer hypotesen at futuresprisen reflekterer all tilgjengelig relevant informasjon om den fremtidige spotprisen. Det vil med andre ord si at hypotesen impliserer at markedet er effisient.

Keynes (1923, 1930) og Hicks (1939) argumenterte for hvorfor futuresprisen i noen tilfeller er lavere enn den forventede fremtidige spotprisen, mens den er høyere i andre tilfeller. Å spekulere i futuresmarkedet betraktes normalt ikke for å være risikofritt. Dersom antagelsen om risikonøytrale aktører oppheves, vil ikke nødvendigvis ligning (4.4) holde, selv i et effisient marked. Keynes (1923, 1930) og Hicks (1939) påstår at risikoaverse aktører vil spekulere i futureskontrakter kun hvis de blir kompensert, i form av en risikopremie, for den risikoen de tar. I motsatt fall er hedgere forberedt på å akseptere et tap på grunn av fordelene de får av en risikoreduksjon fra en futureskontrakt. Sagt på en annen måte, påpeker denne teorien at spekulanter selger “forsikring” til hedgere og at markedet “normalt” ikke er effisient, fordi futuresprisen ikke er et forventningsrett estimat av den etterfølgende spotprisen (Carter, 1999).

Når en futureskontrakt nærmer seg forfall vil futuresprisen konvergere mot spotprisen. Ved forfall resulterer det i at futuresprisen er lik spotprisen. Hvis futuresprisen er høyere enn den forventede fremtidige spotprisen, vil det være en forventning om at futuresprisen vil synke og

²⁴ På engelsk også kalt “The unbiased expectation hypothesis”.

²⁵ En antagelse om risikonøytrale aktører vil si at risikopremien er lik null. Hvis spekulanter ikke tenker på risikoen de foretar seg, vil heller ikke hedgere behøve å betale dem en premie for å påta seg den risikoen. For risikoaverse aktører vil risikopremien inkluderes for å reflektere deres risikoaversjon.

vice versa. Hvis hedgere tenderer mot å holde short posisjoner og spekulanter tenderer mot å holde long posisjoner, vil futuresprisen være lavere enn den forventede fremtidige spotprisen. Grunnen er at spekulantene skal bli kompensert for den risikoen de tar. For at spekulanter i det hele tatt skal trade må det være en forventning om at futuresprisen vil stige over tid. Spekulantene kan dermed forvente at de i gjennomsnitt får en belønning, siden futuresprisen konvergerer mot spotprisen frem mot forfall. I dette tilfellet ser vi et bevis på at futurespriser ikke er forventningsrette estimatorer på fremtidige spotpriser. Keynes (1930) beskrev et slikt marked som “normal backwardation”, der futuresprisen er lavere enn den forventede fremtidige spotprisen:

$$(4.5) \quad F_{t,T} < E(S_T)$$

Av tilsvarende grunner vil futuresprisen ligge over forventet fremtidig spotpris når hedgere tenderer mot å holde long posisjoner, mens spekulanter tenderer mot å holde short posisjoner (Hull, 1991). Denne markedssituasjonen blir betegnet som “normal contango”, der futuresprisen er høyere enn den forventede fremtidige spotprisen:

$$(4.6) \quad F_{t,T} > E(S_T)$$

Dette leder oss til teorien om risikopremie. Ifølge denne teorien deles futuresprisen inn i en forventet fremtidig spotpris og en forventet risikopremie (Fama og French, 1985):

$$(4.7) \quad F_{t,T} = E_t(S_T) + E_t(P_{t,T})$$

der $E_t(P_{t,T})$ er forventet risikopremie på tidspunkt t som blir realisert på tidspunkt T . Differansen mellom futuresprisen og forventet spotpris representerer en kompensasjon til markedsaktører for å påta seg risiko, nemlig en risikopremie:

$$(4.8) \quad E_t(P_{t,T}) = F_{t,T} - E_t(S_T)$$

Risikopremien kan ha positivt eller negativt fortegn, og representerer gjennomsnittlig belønning til spekulanter for å kjøpe eller selge futureskontrakter på tidspunkt t og reversere posisjonen før levering på tidspunkt T . Basis kan derimot beskrives som summen av en forventet risikopremie og en forventet endring i spotprisen:

$$(4.9) \quad F_{t,T} - (S_t) = E_t(P_{t,T}) + E_t[(S_T) - (S_t)]$$

4.3.1 Risikopremien i oljefutures

Når kan man forvente at risikopremien er positiv og når kan man forvente at den er negativ?. Den tradisjonelle og normale oppfatningen er at fortegnet og størrelsen på risikopremien er relatert til fordelingen av hedgere. Hvis hedgere er netto short, er dette et tegn på at de vil beskytte seg mot prissvingninger ved å shorte futureskontrakter. Det kan også være at flertallet av hedgere er i besittelse (eller forventer å være i besittelse) av råvaren, som for eksempel en oljeproducent som er på vei til å pumpe opp olje. Spekulanter er dermed nødt til å ta den motsatte posisjonen (dvs. long posisjoner) for å tilby hedgere prissikring. Spekulantenes long posisjoner er forventet å bli belønnet med stigende futurespriser. I dette tilfellet betyr det at risikopremien må være negativ. Dersom hedgere er netto long (f.eks. oljekonsumenter) må risikopremien være positiv for å lokke spekulanter til å ta short posisjoner. Futuresprisen forventes dermed å falle som kompensasjon for at spekulantene overtar prisrisikoen (Deaves og Krinsky, 1992).

Pindyck (2001) påpeker at det er rimelig å forvente en negativ risikopremie for de fleste industrielle råvarer, som råolje og oljeprodukter, som samvarierer positivt med den generelle økonomiske aktiviteten. Dette begrunner han med at sterk økonomisk vekst vil føre til økt etterspørsel etter olje, og følgelig til høyere oljepriser. Dermed skal man forvente en negativ risikopremie, noe som da indikerer at futuresprisen skal være lavere enn den forventede fremtidige spotprisen. Ettersom prisrisikoen flyttes fra hedgere til spekulanter, vil spekulantene forvente at spotprisen i gjennomsnitt vil stige over den nåværende futuresprisen i løpet av perioden kontrakten innehas. Som en følge av dette, mener Pindyck (2001) at man bør forvente at en oljefutures "underpredikerer" den fremtidige spotprisen.

Deaves og Krinsky (1992) påpeker at fortegnet og størrelsen på risikopremien ikke bare er relatert til fordelingen av hedgere, men at det også vil være en funksjon av markedets vurdering av prisen på risiko og mengden risiko iboende i slike posisjoner. I deres studie av risikopremien i råoljefutures (WTI) og markedseffisiens fant de bevis for samvariasjon mellom futuresavkastning og nylig volatilitet, noe som tyder på at risikopremien betalt av hedgere har variert med (og er dermed relatert til) markedsforholdene. Dette betyr dermed at nettoposisjonene til hedgere og spekulanter, deres risikovurdering og den oppfattede risikoen av posisjonene er med på å skape markedssituasjonene contango eller backwardation. Deaves og Krinsky (1992) nevner også at et marked som ikke er effisient, kjennetegnes av en forskjell mellom futuresprisen og den forventede spotprisen som ikke nødvendigvis er lik

risikopremien. Det vil si at hedgere muligens enten over- eller underbetaler spekulanter for risikoen de overfører på dem.

Ifølge Fama og French (1985) er lagerteorien i ligning (4.1) ikke særlig kontroversiell, mens det samme ikke kan sies om risikopremieteorien. Det er liten enighet om futuresprisen inneholder en forventet risikopremie eller har evne til å predikere spotpriser. De påpeker videre at begge modeller bør ses på som alternative og komplementære, og ikke som motstridende syn på basis. Grunnen er at variasjonen i forventet risikopremie eller den forventede endringen i spotprisen i ligning (4.9) kan oversettes til variasjon i renten, den marginale lagringskostnaden eller den marginale bekvemlighetsfordelen fra ligning (4.1). Vi kan nevne et eksempel på hvorfor teoriene ikke er motstridende. Basisen for landbruksprodukter er ofte negativ før innhøsting når futuresprisen er for levering etter innhøsting. Lagringsteorien forklarer dette med at lagernivåene er lave og at bekvemlighetsfordelen er større enn rente- og lagringskostnadene. Risikopremieteorien forklarer den negative basisen med at spotprisen forventes å falle når innhøstingen fører til økte lagernivåer.

4.4 Futuresmarkedet for olje – et effisient marked?

Hvor god futuresprisen er som prognose, sier noe om markedets effektivitet som informasjonsbørs. At futuresprisene gir forventningsrette prognoser er en vanlig hypotese. Dette innebærer at på lang sikt utjevnes prognosefeilene, avvikene mellom futuresprisen og etterfølgende spotpris, ved at futuresprisen noen ganger er for høy og andre ganger for lav (Gjølberg og Johnsen, 1985).

Fama (1970) definerte et effisient marked som et der all tilgjengelig informasjon til enhver tid er fullt ut reflektert i prisene. I teorien antas et marked å være tilstrekkelig effisient hvis det ikke er noen transaksjonskostnader, all tilgjengelig informasjon er gratis og tilgjengelig til alle markedsaktører til samme tid, og alle markedsaktører er enige om implikasjonene av informasjon på den nåværende og fremtidige prisen på aktivaen. Dette er en relativ streng versjon av hypotesen om effisiente markeder. Hvis kostnadene forbundet med kjøp av informasjon ikke er null, kan en alternativ definisjon på et effisient marked utformes. Et marked der prisene reflekterer informasjonen opp til den grad de marginale inntektene fra handel av futureskontrakter basert på denne informasjonen ikke overstiger de marginale

kostnadene forbundet med å samle inn denne informasjonen. Fama (1991) anser dette som en mindre streng og mer økonomisk fornuftig versjon av hypotesen om effisiente markeder.

Generelt opererer man i litteraturen med forskjellige grader av effisiens i et futuresmarked. Minstekravet er at futuresprisene er forventningsrette på sikt. Et sterkere krav innebærer at man også sier at prognosefeilene må være usystematiske. Med utgangspunkt i tidligere observerte prognosefeil kan man dermed ikke systematisk forutsi fremtidig pris bedre enn det futuresprisen kan. Det aller sterkeste effisienskravet går ut på at futuresprisene skal ha bakt i seg all informasjon som er relevant for den fremtidige prisen. Dette innebærer dermed at futuresprisen skal være den beste prognosen som er mulig å etablere. Det betyr at futuresprisen ikke bare skal være forventningsrett med usystematiske prognosefeil, men variansen til prognosefeilene skal også være mindre enn alle andre mulige prognoser (Gjølberg og Johnsen, 1985).

I delkapittel 4.2 så vi at den øvre og nedre grensen til basis bestemmes av lagerteorien. Ethvert brudd på den øvre og nedre grensen er derfor uforenlig med et effisient marked. Tidligere nevnte vi vanskelighetene med å evaluere disse grensene, og da særlig den nedre grensen. Hvert selskap bruker sine egne parametere for å beregne fordelene som er ved å lagre olje, noe som er en av grunnene til at det er vanskelig å måle bekvemlighetsfordelen. Den øvre grensen er mer klar, da futuresprisen ikke kan overstige spotprisen samt cost-of-carry hvis markedet skal være effisient. Når markedet er i contango kan det være tilfeller der markedet muligens ikke alltid er effisient. Et godt eksempel er i årene 2008 og 2009, da finanskrisen herjet som verst. Det var de største markedsaktørene som kunne tjene på et marked i contango. De store aktørene hadde stordriftsfordeler og dermed lavere lagringskostnader enn andre. Dette gjorde at de kunne tjene på et marked i contango ved å kjøpe olje, lagre det samt shorte futures (CIMSEC, 2016). Siden et marked i backwardation ikke har en teoretisk nedre grense, er det vanskelig å vite når hypotesen om markedseffisiens brytes.

I et effisient marked vil rasjonelle aktører sørge for at futuresprisen er en forventningsrett predikator av fremtidig spotpris. For at dette skal gjelde må det imidlertid forutsettes at aktørene er risikonøytrale eller at det ikke finnes noe risikopremie. Fama (1970, 1991) hevder at markedseffisiens i og for seg ikke er testbar. Et problem i alle effisienstester er dermed at effisiensbegrepet må kobles sammen med en modell for prisdannelsen. Det vil si at effisienstester består i at man tester en fellehypotese om man på den ene siden anvender

riktig modell, og på den andre siden om aktørene opptrer i samsvar med modellen. Dersom man forkaster nullhypotesen, er det derfor vanskelig å vite om årsaken er ineffisiens eller om modellen er feilspesifisert, eller begge deler. Fama (1991) mener at “event studies” på daglige data gir den “reneste” indikasjonen på markedseffisiens.

5. Data og metode

Dette kapittelet er delt inn i fire deler. I den første delen beskriver vi prisseriene og dataene av lager og posisjoner som vi har brukt. Den andre delen gir innsikt i stasjonaritets- og kointegrasjonstester, samt at vi presenterer resultatene av disse testene. I den tredje delen estimerer vi en Error Correction Model. Til slutt gir vi en grundig presentasjon av våre åtte prognosemodeller.

5.1 Beskrivelse av data

I vår studie av futuresprisens evne til å predikere fremtidig spotpris er vi nødt til å fremskaffe fire sett av variabler. De to første settene av variabler er data om spot- og futurespriser som vi trenger for alle våre analyser. Når vi skal analysere om oljelager kan bidra i prognostiseringen av fremtidig spotpris, trenger vi lagerdata. Til slutt skal vi se på posisjonene til aktører i futuresmarkedet og om de kan fortelle oss hvordan oljeprisen vil se ut i fremtiden. For dette trenger vi posisjonsdata. Nedenfor skal vi gi en grundig beskrivelse av all data vi skal bruke. For å gjøre det mer oversiktlig har vi delt inn beskrivelsen av dataen etter de ulike settene av variabler.

Data om spot- og futurespriser

Analysene våre er foretatt med månedlige observasjoner av futurespriser på kontrakter ved New York Mercantile Exchange (NYMEX) og Intercontinental Exchange (ICE) over en total periode fra 2000 til og med 2015. Datainnhenting av futurespriser er gjort fra Quandl, mens spotpriser er hentet fra U.S. Energy Information Administration (EIA). I analysene inngår råoljene West Texas Intermediate (WTI) og Brent, og råoljeproduktene Heating Oil (HO) og RBOB Gasoline (RB)²⁶. Futuresprisene er settlement priser. Vi har benyttet oss av dataprogrammene Microsoft Excel, OxMetrics 7 (PcGive) og R for å utføre våre analyser.

²⁶ NYMEX startet trading av futureskontrakten på RB oktober 2005 (MRCI, 2016).

Tabell 5.1 viser oljeproduktene som inngår i analysen, tidsperiodene i dataseriene og kildene dataene er hentet fra.

Tabell 5.1: Oversikt over prisseriene til oljeproduktene og kildene de er hentet fra

Data	Valuta/enhet	Periode	Kilde
Futurespriser			
WTI	USD/barrel	20.01.2000 - 21.12.2015	NYMEX
Brent	USD/barrel	14.01.2000 - 16.12.2015	ICE
HO	USD/gallon	31.01.2000 - 31.12. 2015	NYMEX
RB*	USD/gallon	31.11.2005 - 31.12.2015	NYMEX
Spotpriser	Lik tilhørende futurespriser	Lik tilhørende futurespriser	Thomson Reuters

* Kilden vi brukte hadde ikke futurespriser for RB før november 2005

Vi skal bruke 1, 3, 6 og 9-måneders futureskontrakter i våre analyser. Handelen i de ulike futureskontraktene avsluttes (forfall) på forskjellige tidspunkter. Når det gjelder futureskontrakten på WTI, avsluttes handelen den tredje businessdagen før den 25 kalenderdagen i måneden før leveringsmåneden. Hvis den 25 kalenderdagen ikke er en businessdag, avsluttes handelen den tredje businessdagen før den siste businessdagen før den 25 kalenderdagen (CME, 2016a). Handelen i Brent-kontrakten avsluttes 15 kalenderdager før den første kalenderdagen i leveringsmåneden hvis den kalenderdagen er en businessdag. Dersom den 15 kalenderdagen ikke er en businessdag, avsluttes handelen den neste foregående businessdagen. (ICE, 2016) For futureskontrakter på RB og HO avsluttes handelen den siste businessdagen i måneden før leveringsmåneden (CME, 2016b;c). Når vi har konstruert tidsseriene fra historiske data har vi valgt å benytte oss av disse forfallsdatoene for handel når vi skal velge ut futurespriser. Det vil for eksempel si at for 1-månedskontrakter vil futuresprisen representere prisen på kontrakten en måned før forfallsdato. Hvilken dato forfallsdatoen representerer avhenger selvsagt av hvilket oljeprodukt det er snakk om. Futuresprisen på 3-månedskontrakter vil representere kontraktsprisen tre måneder før forfallsdato, og slik fortsetter det. På denne måten får vi en observasjon hver måned for hver futurespris (F_t^i).

Med unntak av kontrakten på Brent, kan levering for øvrige kontrakter skje over et lengre tidsrom (ca. en måned). Det kan derfor stilles spørsmål om hvilken spotpris futuresprisen predikerer. Futuresprisen skal være en prognose på spotprisen til den billigste varen som kan leveres på den optimale leveringsdagen sett fra den part som bestemmer når levering skal skje. Det finnes ulike alternativer når man skal finne hvilken "realisert" spotpris man skal

bruke. Brooks et al. (2011) og Fama og French (1985) bruker for eksempel futuresprisen på den siste handledagen i en kontrakt som proxy for spotpriser. Vi skal derimot bruke spotpriser på den dagen handelen avsluttes i den aktuelle kontrakten (Crowder og Hamed, 1993).

Lagerdata

I tillegg til spot- og futurespriser, består datasettet vårt av lagerdata fra USA og OECD som er hentet fra databasen til EIA (EIA, 2016). Lagerdataene er på månedlig basis fra januar 2000 til desember 2015 og disse oppgis på slutten av hver måned. Vi skal benytte oss av statlige (government) og kommersielle (commercial) lagerdata hver for seg, samt en kombinasjon av dem. Lagernivåene vi har brukt er en sum av lagernivåene til både råolje og petroleumsprodukter. Disse lagernivåene er oppgitt i millioner fat (million barrels). I vår prosess med å finne den beste lagermodellen (modell 7) har vi testet ut variablene med tall fra både OECD og USA. Det vil si at vi har sammenlignet lagertall fra OECD og USA mot hverandre for å se hvilken av dem som predikerer best. Innenfor OECD og USA har vi igjen undersøkt om statlige tall gir bedre prognoser enn kommersielle tall, eller om summen av statlige og kommersielle tall gir de beste prognosene. Dette er det samme Ye et al. (2002), og til dels Ye et al. (2005), har gjort i sine artikler og som vi skrev om i litteraturkapittelet (kapittel 6).

Tabell 5.2: Oversikt over hvilke type lagerdata vi har brukt og kilden de er hentet fra

Lagerdata		Enhet	Periode	Kilde
OECD: Statlig Kommersiell Total*	USA: Statlig Kommersiell Total	millioner fat	Jan. 2000 - Des. 2015	EIA

* Total står for summen av statlig og kommersiell lager

Posisjonsdata

Det resterende datasettet vårt består av posisjonsdata for tradere i futuresmarkedet for WTI, HO og RB ved NYMEX i perioden 2000 til og med 2015. Vi har ikke fått tilgang til posisjonsdata for Brent ved ICE og har dermed ikke med Brent i våre analyser som inkluderer posisjoner (som i modell 8). Dataene er gjort tilgjengelig fra Commodity Futures Trading Commission (CFTC) og deres Commitment of Traders (COT)-rapporter²⁷ (CFTC, 2016). Disse rapportene på posisjoner offentliggjøres ukentlig hver fredag, men dataene registreres på tirsdag samme uken. Vårt datasett inneholder de registrerte posisjonene på tirsdager. Vi har

²⁷ Mer spesifikt har vi tatt utgangspunkt i "Futures Only"-rapportene fra COT-rapportene.

matchet datoene på posisjonsdataen med datoene på futuresprisene til de respektive futureskontraktene. Det vil si at vi har valgt ut posisjonsdata fra den fredagen i måneden som kommer i forkant av, og nærmest, datoen på futuresprisen til den aktuelle kontrakten. Dette gjør at vi får månedlige observasjoner av posisjonsdata.

Posisjonsdataene er delt inn i tre typer tradere; commercials, noncommercials og nonreporting²⁸. Commercials og noncommercials blir også betegnet som rapporterte (reporting) tradere, siden dette er tradere som holder posisjoner i overkant av CFTC sine rapporteringsnivåer. Ikke-rapporterte (nonreporting) tradere holder derimot posisjoner som ikke er i overkant av CFTC sine rapporteringsnivåer. Commercials anses for å være hedgere, noncommercials anses for å være spekulanter og nonreporting tradere kan være hedgere, spekulanter eller market makere. Videre i oppgaven vil vi bruke begrepene hedgere, spekulanter og nonreporting tradere²⁹.

Tabell 5.3: Oversikt over tidsperiodene i dataserien av posisjoner for de ulike oljeproduktene og kilden de er hentet fra

Posisjonsdata for:	Periode	Kilde
WTI	18.01.2000 - 15.12.2015	CFTC
HO	25.01.2000 - 15.12. 2015	
RB*	28.02.2006 - 29.12.2015	

* Ikke tilgjengelig posisjonsdata for RB før februar 2006

5.2 Stasjonaritetstest

Inneholder tidsserien enhetsrøtter, noe som betyr at tidsserien er ikke-stasjonær, kan det føre til at regresjonsanalysene gir spuriøse resultater. Dette kan gi signifikante regresjonsresultater uten at det er noen kausal sammenheng mellom dataene (Granger og Newbold,1974). Den enkleste måten å undersøke for stasjonaritet er ved grafisk fremstilling av tidsseriene, mens en alternativ og mye mer brukt metode er en Augmented Dickey-Fuller (ADF) test. Vi skal bruke en ADF-test for å undersøke for stasjonaritet. ADF-testen er basert på denne regresjonen:

$$(5.1) \quad \Delta X_t = \alpha + \delta t + \beta X_{t-1} + \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_q \Delta X_{t-q} + \epsilon_t$$

²⁸ For en nærmere beskrivelse av usikkerhetene med denne inndelingen av tradere, se Sanders et al. (2004).

²⁹ I kapittel 5.5 under modell 8 (posisjonsmodellen) vil vi allikevel bruke commercials, noncommercials og nonreporting tradere, fordi benevnningene av variablene i modellen tar utgangspunkt i disse begrepene og det blir dermed enklere å se sammenhengen når vi presenterer modellen.

Ligningen over tester nullhypotesen $H_0: \Delta X_t \sim I(1)$, som vil si at prosessen er ikke-stasjonær og har en enhetsrot. Alternativhypotesen er $H_1: \Delta X_t \sim I(0)$, hvor variablene vil være stasjonære og integrert av orden 1. Nullhypotesen forkastes mot alternativhypotesen hvis t-statistikken for koeffisienten β overstiger den kritiske verdien angitt av Dickey og Fuller. Et annet valg å foreta er om man skal ha med skjæringspunkt og trend i analysen. Ved å inkludere en konstant og en trend i regresjonen sørger dette for at testene vil ha den riktige forkastelsesfrekvensen under nullhypotesen (Wooldridge, 2009). Inkluderingen av konstanten og trenden er rettferdiggjort av økonomisk fornuft og statistisk signifikans, og vi har derfor dette med .

En annen viktig faktor å ta hensyn til er antall lags. Hvis modellen inneholder for få lags kan den inneholde autokorrelasjon. Konsekvensene av dette er upålitelige t- og F-tester samt R^2 . Ved å inkludere flere lags vil autokorrelasjonen reduseres ved at disse “suger opp” den dynamiske strukturen i den avhengige variabelen og sørger for at ϵ_t ikke er autokorrelert. Å ta med for mange lags derimot, vil redusere effekten av modellen. En metode vi skal bruke for å bestemme antall lags er Akaike Information Criterion (AIC):

$$(5.2) \quad AIC = 2k - 2 \ln L$$

der k står for antall parametere estimert, mens L er den optimaliserte likelihood-funksjonen.

Ideen bak denne formelen er å sammenligne modeller med forskjellige lags opp mot hverandre ved å se på AIC. Hvis en variabel ikke har noe forklaringskraft, vil antallet lags øke AIC ved at den optimaliserte likelihood-funksjonen reduseres. Den modellen med lavest AIC er den modellen med lavest informasjonstap og vil være den modellen vi foretrekker.

Tabellene med resultatene fra ADF-testene viser vi i vedlegg 1. Vi kjører tester av spot- og futurespriser på både nivå- og endringsform, samt basis og prognosefeil. Disse testes alle i både absolutt- og logform. I tillegg tester vi lagervariablene endringen i lagernivå (AIN) og avviket fra normalen (RIN) pluss posisjonsvariablene prosent netto long (PNL) posisjoner og endringen i long- og shortposisjoner (EL og ES)³⁰. Disse fremkommer derimot ikke i vedlegg, men vi gjengir resultatene i teksten nedenfor.

³⁰ En nærmere beskrivelse av disse variablene finner du i kapittel 5.6 under modell 7 (lagermodellen) og modell 8 (posisjonsmodellen).

Tabell 1 viser at alle prisene på nivåform er ikke-stasjonære både i absolutt- og logform³¹. Dette kan skape problemer i senere regresjoner. Det vil derfor være fornuftig med en kointegrasjonsanalyse for å teste om dagens spotpris (S_t) og dagens futurespris (F_t^i) er kointegrerte. Videre viser tabell 2 at alle variablene er, som forventet, stasjonære på endringsform. Dette gjelder i både absolutt- og logform³². Når det kommer til basis er resultatene, som vist i tabell 3, ikke entydige. Særlig basis til Brent viser tegn til ikke-stasjonaritet i både log- og absoluttform. I utredningen ønsker vi å teste om futurespriser er forventningsrette prediktorer av fremtidig spotpris, og da er det interessant å sjekke om futuresprisene og fremtidige spotpriser er kointegrerte. Dette avhenger av hvorvidt prognosefeilen er stasjonær. Når det kommer til prognosefeil i absolutt- og logform får vi mer entydige resultater. Testresultatene fra tabell 4 viser at de er stasjonære i de fleste tilfeller med unntak av HO 6M og RB 9M i absoluttform. Det at prognosefeilen er stasjonær tyder på at realisert spotpris (S_{t+i}) er kointegrert med dagens futurespris (F_t^i).

Gjennomgående kan vi se at i de fleste tilfellene nullhypotesen ikke forkastes (sett bort ifra prisnivå), er i kontrakter med lenger løpetid og/eller der antallet lags er størst. Kontrakter med lang løpetid betyr færre observasjoner som dermed vil svekke påliteligheten til resultatene. Når også antallet lags øker, vil det bli enda færre observasjoner som igjen vil ytterligere redusere effekten av testene. Resultatene er ikke helt klare når vi ser på basis, men det meste peker mot stasjonaritet også i dette tilfellet³³. Totalt sett indikerer våre resultater stasjonaritet i dataene, med unntak av prisnivåene som er i henhold til økonomisk teori. Vi finner dermed dataene våre egnet for regresjonsanalyser og hypotesetesting.

Av lager- og posisjonsvariablene var det RIN og PNL-posisjoner som ser ut til å være ikke-stasjonære, noe som muligens kan føre til spuriøse resultater.

I vedlegg 2 har vi utført kointegrasjonstester mellom dagens spot- og futurespriser ved bruk av Johansen-metoden. Vi har, ikke overraskende, funnet at spot- og futurespriser er kointegrert. Dette bekrefter en av betingelsene for et langsiktig effisient marked. Vi kan derfor stole på regresjonene våre og at de fanger opp det langsiktige forholdet mellom spot- og futuresprisene, og dermed gir et riktig bilde av futuresprisenes prognoseegenskaper. Følgelig

³¹ Et unntakstilfelle som viser stasjonaritet på nivåform er spotprisen på RB i absoluttform.

³² Et unntakstilfelle som viser ikke-stasjonaritet på endringsform er HO 6M i logform.

³³ Vi testet også basis med modellen uten trend og alle variablene viste tegn til stasjonærhet i både absolutt- og logform (unntatt 9M basis til HO og Brent). Dette er ikke vist i vedlegg.

kan vi estimere en feilkorrigeringsmodell (ECM) for å se i hvilken utstrekning avvik fra langsiktig likevekt forklarer prisendringene i spotmarkedet.

5.4 Error Correction Model

Spot- og futuresprisene er kointegrerte, og da kan de kortsiktige prisendringene modelleres som en feilkorreksjonsmekanisme, hvor nåværende avvik fra langsiktig likevekt kan inneholde signifikant informasjon om fremtidige prisendringer (Gjølberg og Johnsen, 1999).

Vi skal etablere en Error Correction Model (ECM) for å fange opp den kortsiktige dynamikken. Det vil si at vi skal teste den kortsiktige effisiensen i futuresmarkedet, fordi det på kort sikt er mulig at det blir store avvik fra den langsiktige likevekten. ECM er gitt ved (Alexander, 2008):

$$(5.3) \quad \Delta S_t = \beta_1 \Delta F_t^i + \beta_2 (S_{t-1} - \gamma F_{t-1}^i) + u_t$$

hvor $\beta_1 \Delta F_t^i$ er den kortsiktige dynamikken eller avviket fra likevekten, mens β_1 beskriver det kortsiktige forholdet mellom endringer i S_t og F_t^i . $\beta_2 (S_{t-1} - \gamma F_{t-1}^i)$ er den langsiktige dynamikken, mens γ definerer det langsiktige forholdet mellom S_t og F_t^i . $(S_{t-1} - \gamma F_{t-1}^i)$ er kjent som feilkorrigeringsleddet eller den langsiktige likevekten (reverteringsnivået), mens estimatet av β_2 forteller oss hvor raskt S_t vil gå tilbake til den langsiktige likevekten når den avviker. Hvis β_2 nærmer seg ± 1 , forteller dette oss at korreksjonen mot den langsiktige likevekten går raskt, mens en β_2 nærmere 0 vil si at korreksjonen mot den langsiktige likevekten går mer langsomt.

Tabell 5.4: Estimeringsresultater fra ECM i perioden 2000-2016

	WTI				Brent			
	β_1	β_2	DW	Justert R ²	β_1	β_2	DW	Justert R ²
F1	0,93 (44,00)	-0,99 (-13,40)	1,95	0,91	-1,04 (-96,40)	0,75 (10,80)	2,14	0,98
F3	0,94 (37,00)	-0,54 (-8,39)	2,03	0,89	-1,07 (-59,00)	0,31 (6,29)	2,34	0,95
F6	0,98 (5,42)	-0,27 (-5,44)	2,14	0,85	-1,09 (-45,80)	0,18 (4,78)	2,35	0,92
F9	1,11 (36,00)	-0,14 (-4,05)	2,15	0,88	-1,10 (-39,70)	0,14 (4,18)	2,29	0,89

	HO				RB			
	β_1	β_2	DW	Justert R ²	β_1	β_2	DW	Justert R ²
F1	1,00 (52,10)	-0,35 (-6,26)	2,17	0,94	1,05 (16,10)	-0,61 (-5,92)	1,77	0,73
F3	0,99 (38,10)	-0,20 (-5,57)	2,15	0,88	1,16 (4,92)	-0,45 (-5,26)	2,01	0,71
F6	0,98 (31,60)	-0,19 (-4,42)	2,07	0,84	0,98 (31,60)	-0,33 (-4,59)	1,6	0,6
F9	1,02 (29,30)	-0,15 (-3,90)	2,09	0,82	1,02 (29,30)	-0,37 (-4,56)	1,67	0,52

Note: Testregresjonen er: $\Delta S_t = \beta_1 \Delta F_t^i + \beta_2 (S_{t-1} - \gamma F_{t-1}^i) + u_t$. Testen er gjennomført med priser på logform. T-verdier fremkommer i parentes og alle estimatene er signifikante. DW er Durbin-Watson teststatistikker.

For alle produkter har forrige måneds avvik fra den langsiktige likevekten signifikant forklaringskraft for denne månedens prisendring. Hastigheten på feilkorrekasjonen derimot varierer for de ulike oljeproduktene. Priskorrekasjonen er raskest for WTI etterfulgt av Brent og RB, mens HO er det produktet hvor korrekasjonen tar lengst tid. F1-kontrakten til WTI, Brent og RB fjerner prisfeilen raskt og mesteparten av denne feilen, henholdsvis 99%, 75% og 61% av prisfeilen, vil være korrigeret i løpet av den kommende måneden. Tendensen til produktene er at kontraktene med kortere løpetid har en raskere korrekasjon mot den langsiktige likevekten enn kontraktene med lenger løpetid.

5.5 Presentasjon av prediksjonsmodellene

I dette delkapittelet skal vi presentere de økonometriske regresjonsmodellene og testene vi skal bruke i den empiriske analysen.

Modell 1: Futuresprisen som forklaringsvariabel for realisert spotpris

I et effisient marked skal det ikke være noen form for systematikk i forskjellen mellom futuresprisen og spotprisen ved kontraktens forfall. Derfor vil de fleste markedseffisienstester ofte ta for seg forholdet mellom futuresprisen og etterfølgende spotpris. En av de vanligste måtene å evaluere prognoseegenskapene til futurespriser og risikopremien er å foreta en regresjonsanalyse mellom futuresprisen og etterfølgende spotpris, i absolutt- eller logform:

$$(5.4) \quad S_{t+i} = \alpha + \beta F_t^i + \varepsilon_{t+i}$$

$$(5.5) \quad \ln S_{t+i} = \alpha + \beta \ln F_t^i + \varepsilon_{t+i}$$

der F_t^i er futuresprisen på tidspunkt t for en i månedskontrakt med levering på tidspunkt $t + i$, S_{t+i} er realisert spotpris på tidspunkt $t + i$ og ε_{t+i} representerer feilledet. Nullhypotesen er at $\alpha = 0$ og $\beta = 1$.

Med denne modellen ønsker vi å se hvor godt futuresprisen forklarer den realiserte spotprisen og om futuresprisen er en forventningsrett prognose på etterfølgende spotpris. Dersom α er statistisk signifikant forskjellig fra null, kan det tolkes som en risikopremie. Dersom β er statistisk signifikant forskjellig fra 1, betyr det at futuresprisen ikke er en forventningsrett prediktor av etterfølgende spotpris.

Det er noen økonometriske og fundamentale problemer forbundet med denne tilnærmingen. Risikopremien må ikke være konstant, slik at estimert α kan være en blanding av tidsvarierende risikopremier som igjen kan påvirke den estimerte β (Gjølberg og Brattested, 2011). En sterk samvariasjon mellom dagens spotpris og futurespris kan gi skjeve estimater for β . For å overkomme noen av disse problemene, kan man istedet estimere endringen i spotprisen som en funksjon av basis. Dette er det vi skal gjøre i modell 2. Det kan ses på som en mer korrekt og sterkere test på effisiens/forventningsretthypotesen (Gjølberg og Johnsen, 1985).

Modell 2: Basis som forklaringsvariabel for endring i spotpris

Fama og French (1985) ville ha direkte bevis for prognosekraften til futurespriser og utførte dermed en regresjonsanalyse mellom basis og endringen i spotpris (Fama, 1984a, 1984b), i absolutt- eller logform:

$$(5.6) \quad S_{t+i} - S_t = \alpha + \beta (F_t^i - S_t) + \varepsilon_{t+i}$$

$$(5.7) \quad \ln S_{t+i} - \ln S_t = \alpha + \beta (\ln F_t^i - \ln S_t) + \varepsilon_{t+i}$$

der $(S_{t+i} - S_t)$ utgjør realisert spotprisendring på tidspunkt $t + i$, mens $(F_t^i - S_t)$ er basis på tidspunkt t . S_t er spotprisen på tidspunkt t .

Ved hjelp av denne modellen ønsker vi å vurdere evnen basis har til å predikere fremtidige endringer i spotprisene. Knyttet til denne modellen er det tre tester som er av interesse for oss (Vigfusson og Reeve, 2011). Vi kommer til å utføre tre individuelle tester av hvorvidt $\alpha = 0$, $\beta = 0$ og $\beta = 1$. Hvis konstanten α er statistisk signifikant forskjellig fra null, kan det tyde på en konstant risikopremie. Vi ser at $\beta = 1$ er konsistent med forventningsretthypotesen (ligning

(4.4) i teorikapittelet), fordi da kan S_t fjernes fra ligningen. Hvis stigningskoeffisienten β er statistisk signifikant forskjellig fra 1, betyr det at basis ikke er en forventningsrett prediktor av etterfølgende spotpris. Sagt på en annen måte, estimeringen av modell 2 vil ikke gi resultater i tråd med forventningsretthypotesen. Årsaken kan ligge i en systematisk komponent i feilleddet som gjenspeiler en tidsvariabel risikopremie (Langli, 1993). Hvis stigningskoeffisienten β er statistisk signifikant forskjellig fra null, betyr det at basis observert på tidspunkt t inneholder informasjon om endringen i spotprisen fra t til $t + i$. Det vil si at futuresprisen har en evne til å predikere fremtidig spotpris.

Modell 3: Basis og dagens spotpris som forklaringsvariabel for endring i spotpris

I et effisient marked skal futuresprisen fange opp all relevant informasjon som ligger i historiske prisobservasjoner. Dermed skal for eksempel heller ikke tidligere priser eller annen offentlig informasjon forbedre prognoseevnen til futuresprisen, med mindre det er en sammenheng mellom tidligere priser eller annen offentlig informasjon og risikopremien. Hvis man antar at det ikke finnes slik systematikk i risikopremien, skal ikke modell 3 forbedre prognosen gitt av modell 2 (Gjølberg og Brattested, 2011). Eneste forskjellen mellom disse modellene er at modell 3 har en ekstra forklaringsvariabel i form av dagens spotpris:

$$(5.8) \quad \ln S_{t+i} - \ln S_t = \alpha + \beta_1 (\ln F_t^i - \ln S_t) + \beta_2 \ln S_t + \varepsilon_{t+i}$$

Denne modellen kan vi bruke som sammenligning med modell 2. Nullhypotesen er at $\alpha = 0$, $\beta_1 = 1$ og $\beta_2 = 0$. Dersom β_2 er statistisk signifikant forskjellig fra null og justert R^2 er større i denne modellen sammenlignet med modell 2, vil det si at dagens spotpris inneholder informasjon om spotprisendringen og at den bidrar til å forbedre basis som prognose.

Modell 4: Basis som forklaringsvariabel for prognosefeilen

Fama og French (1985) testet også risikopremieteorien ved å utføre en regresjonsanalyse mellom basis og prognosefeil (Fama; 1984a, 1984b):

$$(5.9) \quad \ln F_t^i - \ln S_{t+i} = \alpha + \beta (\ln F_t^i - \ln S_t) + \varepsilon_{t+i}$$

der $(\ln F_t^i - \ln S_{t+i})$ er realisert risikopremie på tidspunkt $t + i$.

Denne modellen brukes for å teste tidsvarierende forventede risikopremier. Vi ønsker her å se hvor godt basis forklarer forskjellen mellom futurespris og realisert spotpris (dvs. prognosefeilen eller risikopremien). Dersom β er statistisk signifikant forskjellig fra null, betyr det at basis observert på tidspunkt t inneholder informasjon om risikopremien som blir

realisert på tidspunkt $t+1$. Det vil si at det muligens kan tyde på en tidsvariabel risikopremie (Fama og French, 1985). Med andre ord, risikopremien har variasjoner som vises i basis.

Fama og French (1985) nevner også at modell 2 og 4 er gjenstand for en “summeringsbegrensning” (adding-up constraint). Det kan vises at summen av risikopremien og endringen i spotprisen er lik basis: $F_t^i - S_{t+i} + S_{t+i} - S_t = F_t^i - S_t$. Dermed må skjæringspunktet α i modell 2 og 4 summeres til null, residualene må summeres til null og stigningskoeffisientene β må summeres til 1. Det vil si at regresjonene alltid fordeler all variasjon i basis til forventede risikopremier, forventede spotprisendringer, eller en kombinasjon av de to. Imidlertid kan allikevel allokeringen være statistisk upålitelig. Estimaten av stigningskoeffisientene i modell 2 og 4 vil typisk være mellom 0 og 1. Regresjonene kan dermed mislykkes med å identifisere kilden til variasjonen i basis når variasjonen i basis er lav relativt til variasjonen i risikopremiene og endringene i spotprisene. For slike tilfeller er det lite sannsynlig at modell 2 og 4 kan fordele variasjonen i basis til forventede risikopremier eller spotprisendringer på en pålitelig måte. Ved relativt stor variasjon i basis har derimot regresjonene bedre muligheter til å bruke den ovennevnte tankegangen om allokering.

Modell 5: Futuresprisen og forrige periodes prognosefeil som forklaringsvariabel for realisert spotpris

Denne modellen er veldig lik modell 1. Forskjellen er at vi nå også skal legge inn forrige periodes prognosefeil som forklaringsvariabel:

$$(5.10) \quad S_{t+i} = \alpha + \beta_1 F_t^i + \beta_2 (F_{t-i} - S_t) + \varepsilon_{t+i}$$

$$(5.11) \quad \ln S_{t+i} = \alpha + \beta_1 \ln F_t^i + \beta_2 (\ln F_{t-i} - \ln S_t) + \varepsilon_{t+i}$$

der F_{t-i} er futuresprisen på tidspunkt $t - i$ for en i månedskontrakt med levering på tidspunkt t , mens $(F_{t-i} - S_t)$ er prognosefeilen på tidspunkt t . Nullhypotesen er at $\alpha = 0$, $\beta_1 = 1$ og $\beta_2 = 0$. Tolkningen av α og β_1 er den samme som i modell 1.

I dette tilfellet ønsker vi å se om prognosen blir bedre ved å legge inn forrige periodes prognosefeil som forklaringsvariabel. Vi skal dermed se om tidligere prognosefeil kan si noe om fremtidig spotpris. Dersom β_2 er statistisk signifikant forskjellig fra null, inneholder prognosefeilen observert ved tidspunkt t informasjon om etterfølgende spotpris. Hovedpoenget med denne modellen er å se om futuresprisen lærer av sine tidligere feil. Har futuresprisen tatt hensyn til forrige periodes prognosefeil i predikeringen av den fremtidige

spotprisen? Hvis β_2 er signifikant forskjellig fra null og forklaringskraften forbedres sammenlignet med modell 1, kan det tyde på at futuresprisen ikke har lært av sine feil og at den kan forbedres som prognose på etterfølgende spotpris.

Modell 6: Futuresprisen som prognose i ulike markedstilstander og sesonger

Denne modellen tar for seg blant annet tilstanden i oljemarkedet for å se om futuresprisen eventuelt predikerer annerledes når markedet er i contango eller backwardation. Det vil si at vi er ute etter å se om det er noen forskjell på futuresprisen som prognose i ulike markedstilstander. I tillegg gir modellen oss muligheten til å undersøke om det er noen månedlige sesongvariasjoner som kan være med å forklare den fremtidige spotprisen og den fremtidige endringen i spotprisen. Det vil si, har noen måneder i året en signifikant effekt på endringen i spotprisen?

Til forskjell fra de tidligere modellene skal vi nå også bruke dummyvariabler. Vi skal utføre tre regresjoner der dummyvariablene kommer til å gå igjen, mens andre høyresidevariabler og den avhengige variabelen kommer til å endres. I den første av tre regresjoner er den realiserte spotprisen avhengig variabel, mens forklaringsvariablene består av futuresprisen og dummyvariabler. Den første regresjonen ser ut som følger:

$$(5.12) \quad S_{t+i} = \alpha + \beta_1 F_t^i + \beta_2 \text{CONT} + \beta_3 (F_t^i * \text{CONT}) + \sum_{j=2}^{12} \beta_j \text{SESONG}_j + \varepsilon_{t+i}$$

der CONT står for contango og er en dummy som er lik 1 når markedet er i contango ($F_t^i > S_t$), og 0 ellers (dvs. i backwardation). SESONG_j er 11 dummyvariabler som referer til de 11 månedene fra februar til desember ($j = 2, \dots, 12$). Disse tar verdien 1 hvis det er den aktuelle måneden, og 0 ellers. Januar har vi dermed satt som vår referansemåned (benchmark) og representeres ved konstanten α . Nullhypotesen til denne regresjonen, og de to andre nedenfor, er at $\alpha = 0$, $\beta_1 = 1$, $\beta_2 = 0$, $\beta_3 = 0$ og $\beta_j = 0$. Tolkningen av α og β_1 er den samme som i modell 1. Hvis β_2 og β_3 er statistisk signifikant forskjellig fra null, betyr det at markedstilstanden har hatt en innvirkning på etterfølgende spotpris. Det vil si at futuresprisen predikerer fremtidig spotpris forskjellig avhengig av markedstilstanden. En β_j som er statistisk signifikant forskjellig fra null, forteller oss at den aktuelle måneden har hatt en effekt på den etterfølgende spotprisen og at det dermed er sesongsvingninger i prisen.

Forskjellen i den andre regresjonen er at spotprisendringen er den avhengige variabelen og basis brukes nå istedenfor futuresprisen:

$$(5.13) \quad S_{t+i} - S_t = \alpha + \beta_1(F_t^i - S_t) + \beta_2\text{CONT} + \beta_3\{(F_t^i - S_t) * \text{CONT}\} + \sum_{j=2}^{12} \beta_j \text{SESONG}_j + \varepsilon_{t+i}$$

Nullhypotesen er den samme som over og tolkningen av α og β_1 er den samme som i modell 2. Ellers de samme forklaringene som i den første regresjonen, men med utgangspunkt i basis istedenfor futuresprisen. For å prøve å øke forklaringskraften til denne regresjonen kan vi estimere en nokså lik regresjon. Nå bruker vi den prosentvise endringen i spotpris som avhengig variabel og går fra basis til relativ basis (basis i prosent) som forklaringsvariabel. Den tredje regresjonen ser slik ut:


$$(5.14) \quad \frac{S_{t+i} - S_t}{S_t} = \alpha + \beta_1\left(\frac{F_t^i - S_t}{S_t}\right) + \beta_2\text{CONT} + \beta_3\left\{\left(\frac{F_t^i - S_t}{S_t}\right) * \text{CONT}\right\} + \sum_{j=2}^{12} \beta_j \text{SESONG}_j + \varepsilon_{t+i}$$

Samme forklaringene som i den andre regresjonen ovenfor.

Modell 7: Lagermodellen

Denne modellen har vi satt opp for å undersøke om lagerdata kan bidra til å predikere fremtidige oljepriser utover det futuresprisen klarer alene. Vi har fått inspirasjon fra Ye et al. (2002, 2005, 2006) til å sette opp noen av forklaringsvariablene i modellen. Vi starter med å presentere modellen før vi deretter grundig definerer de ulike variablene i modellen. I lagermodellen skal vi se hvordan de følgende variablene kan bidra i predikeringen av fremtidig spotpris. Mer spesifikt skal vi se på hva de i måneder tilbake i tid kan si om månendsendringen i spotpris. Lagermodellen ser slik ut:

$$(5.15) \quad \begin{aligned} \ln \Delta S_t &= a + \beta_1 \ln \Delta F_{t-i} + \beta_2 \ln RIN_{t-i} + \beta_3 \ln AIN_{t-i} + \beta_4 LIN_{t-i} + \beta_5 LIN2_{t-i} \\ &\quad + \beta_6 HIN_{t-i} + \beta_7 HIN2_{t-i} + \beta_8 FK + \varepsilon_t \end{aligned}$$



$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{S_t}{S_{t-1}} \right) &= a + \beta_1 \ln \left(\frac{F_{t-i}}{F_{t-i-1}} \right) + \beta_2 \ln \left(\frac{IN_{t-i}}{IN_{t-i}^*} \right) + \beta_3 \ln \left(\frac{IN_{t-i}}{IN_{t-i-1}} \right) + \beta_4 LIN_{t-i} + \\ &\quad \beta_5 LIN2_{t-i} + \beta_6 HIN_{t-i} + \beta_7 HIN2_{t-i} + \beta_8 FK + \varepsilon_t \end{aligned}$$

der F_{t-i-1} er futuresprisen på tidspunkt $t - i - 1$ for en i månedskontrakt med levering på tidspunkt $t - 1$.

Variabeldefinisjoner

RIN_t er det relative lagernivået i måned t . Det er forskjellen mellom det faktiske lagernivået i måned t (IN_t) og det normale lagernivået i måned t (IN_t^*). Det vil si avviket fra normalen:

$$(5.16) \quad RIN_t = IN_t - IN_t^*$$

Det normale lagernivået er kalkulert ved bruk av enkel eksponensiell utglating³⁴:

$$(5.17) \quad IN_t^* = \alpha * IN_t + (1 - \alpha) * IN_{t-1}^*$$

der IN_{t-1}^* er det normale lagernivået i måned $t - 1$, mens α er utglattingskonstanten som må ligge mellom 0 og 1. Chopra og Meindl (2013) mener at man bør være forsiktig med å velge $\alpha > 0,2$. Vi har dermed valgt en α lik 0,2.

AIN_t er definert som den månedlige endringen i lagernivå:

$$(5.18) \quad AIN_t = IN_t - IN_{t-1}$$

LIN og HIN er en variabel for henholdsvis lavt og høyt lagernivå. Ye et al. (2006) bruker disse variablene for å fange opp den ikke-lineære markedsatferden som kjennetegnes av en forskjellig prisrespons av lagerendringer når lagernivået er veldig lavt eller høyt sammenlignet med det normale lagernivået. Variablene er definert som ett standardavvik fra det normale lagernivået³⁵. Det vil si at:

$$(5.19) \quad LIN_t = RIN_t + STDEV, \text{ hvis } RIN_t < -STDEV, \text{ og } LIN_t = 0 \text{ ellers}$$

$$HIN_t = RIN_t - STDEV, \text{ hvis } RIN_t > STDEV, \text{ og } HIN_t = 0 \text{ ellers}$$

hvor STDEV er standardavviket av variabelen RIN over hele perioden.

Vi skal også ta for oss kvadratiske former av disse lave og høye lagervariablene, henholdsvis betegnet som $LIN2_t$ og $HIN2_t$, for å fange opp potensielle ikke-lineære responser. Det vil si å

³⁴ I det første estimatet av IN_t^* (dvs. for februar 2000) brukte vi forrige måneds observerte lagernivå (IN_{t-1}) som erstatning for manglende estimat av IN_{t-1}^* . I dette tilfellet vil formelen se slik ut: $IN_t^* = \alpha * IN_t + (1 - \alpha) * IN_{t-1}$.

³⁵ Ye et al. (2006) falt på valget av ett standardavvik fra det relative lagernivået etter undersøkelser av andre alternativer som ikke blir oppgitt i artikkelen.

overdrive mulige responser i akutte situasjoner. De kvadratiske lave og høye lagervariablene er definert som:

$$LIN2_t = - (LIN_t * LIN_t)$$

(5.20)

$$HIN2_t = HIN_t * HIN_t$$

FK er en dummyvariabel som skal ta hensyn til finanskrisen. Den tar verdien 1 i månedene fra oktober 2008 til mai 2009, og 0 ellers³⁶.

Modell 8: Posisjonsmodellen

Dette er den siste modellen vi setter opp, og den skal brukes til å undersøke om posisjonsdata i futuresmarkedet kan være nyttig i predikeringen av fremtidige oljepriser. Noen av forklaringsvariablene har vi hentet fra Wang (2001) og Sanders et al. (2004, 2009). Vi starter også her med å presentere modellen før vi til slutt definerer variablene vi skal ha med i modellen. Posisjonsmodellen ser ut som følger:

$$\ln \Delta S_t = a + \beta_1 \ln \Delta F_{t-i} + \beta_2 PNL_{t-i} + \beta_3 \ln EL_{t-i} + \beta_4 \ln ES_{t-i} + \beta_5 LO_{t-i} + \beta_6 HI_{t-i} + \beta_7 FK + \varepsilon_t$$

(5.21)



$$\ln \left(\frac{S_t}{S_{t-1}} \right) = a + \beta_1 \ln \left(\frac{F_{t-i}}{F_{t-i-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{NCL_{t-i} - NCS_{t-i}}{NCL_{t-i} + NCS_{t-i}} \right) + \beta_3 \ln \left(\frac{NCEL_{t-i}}{NCEL_{t-i-1}} \right) + \beta_4 \ln \left(\frac{NCES_{t-i}}{NCES_{t-i-1}} \right) + \beta_5 LO_{t-i} + \beta_6 HI_{t-i} + \beta_7 FK + \varepsilon_t$$

Variabeldefinisjoner

PNL er et mål på posisjonsstørrelse og står for prosent netto long (De Roon et al., 2000). Det måler nettoposisjonen til den gjennomsnittlige traderen. PNL kalkuleres som differansen mellom long (L) og short (S) posisjonen dividert på summen mellom dem. PNL for noncommercial (NC), commercial (C) og nonreporting (NR) på tidspunkt t ser slik ut:

³⁶ Månedene har vi valgt ved å se på de observasjonene som produserte standardfeil i residualene fra lagermodellen (uten dummyvariabelen FK) som oversteg 2,5 standardavvik. På denne måten observerte vi ekstremverdiene i månedene oktober 2008 til mai 2009.

$$\text{Noncommercial } PNL_t = \frac{NCL_t - NCS_t}{NCL_t + NCS_t} \quad (\text{blir referert som "speculative pressure"})$$

$$(5.22) \quad \text{Commercial } PNL_t = \frac{CL_t - CS_t}{CL_t + CS_t} \quad (\text{blir referert som "hedging pressure"})$$

$$\text{Nonreporting } PNL_t = \frac{NRL_t - NRS_t}{NRL_t + NRS_t} \quad (\text{blir referert som "small trader pressure"})$$

PNL for hver type trader representerer dermed nettoposisjonene som holdes av gruppen normalisert av dets totale størrelse. Som vi ser må vi beregne PNL for hver type trader (commercial, noncommercial og nonreporting) og for hver type futureskontrakt (WTI, Brent, HO og RB). Det må vi også gjøre for de to neste variablene vi skal snakke om, EL og ES.

EL (endring long) og ES (endring short) defineres som den månedlige endringen i henholdsvis long og short posisjoner hos traderen. Vi kan vise et eksempel med variabelen endringen i longposisjoner hos noncommercial (NCEL):

$$(5.23) \quad NCEL_t = NCL_t - NCL_{t-1}$$

Som vi nevnte i litteraturkapittelet (kap. 2) mener praktikere at posisjonene til tradere kan ha en innvirkning på markedet kun når de når ekstreme nivåer (Sanders et al., 2004). Vi følger en nokså lik metode som Wang (2001) og Sanders et al. (2004, 2009) og definerer en ekstrem posisjon som den PNL som ligger i de øverste og nederste 20 prosentene av hele periodens PNL-posisjoner³⁷. LO (low) og HI (high) er dummyvariabler som representerer henholdsvis de nedre og øvre 20 prosentene. Det vil si at:

LO = 1 hvis PNL er i de nederste 20 prosentene, og LO = 0 ellers.

(5.24)

HI = 1 hvis PNL er i de øverste 20 prosentene, og HI = 0 ellers.

For å sjekke hvor godt disse modellene predikerer, kan man i utgangspunktet utføre prediksjonstester basert på metodene in-sample og out-of-sample. Vi skal bruke begge og vil derfor kort presentere de under.

³⁷ Til forskjell fra Wang (2001) og Sanders et al. (2004, 2009) som brukte de siste 3 års PNL-posisjoner.

5.6 In-sample og out-of-sample prediksjoner

In-sample prediksjoner betyr at man lager prediksjoner innenfor samme periode som modellen er estimert. Out-of-sample prediksjoner er når man lager prediksjoner for perioder etter estimeringsperioden (Brooks, 2014). Inoue og Kilian (2002) mener at in-sample tester har i praksis en tendens til å forkaste nullhypotesen om ingen predikerbarhet oftere enn out-of-sample tester. En mulig grunn til dette er at det har blitt en allmenn oppfatning blant forskere om at in-sample tester er forventningsskjevne i forhold til å påvise spuriøse prediksjoner. Denne oppfatningen har ført til en tendens der man ikke godtar signifikante resultater fra in-sample tester hvis man ikke finner samme støtte i out-of-sample tester. Inoue og Kilian (2002) påpeker allikevel at sterke bevis fra in-sample tester og svake out-of-sample bevis ikke er ensbetydende med at in-sample tester er upålitelige. I motsetning til in-sample tester, mener de at out-of-sample tester ikke alltid klarer å predikere sammenhenger som faktisk foreligger. Mye av grunnen til dette ligger i at out-of-sample analyser splitter opp dataen. Det gjør at man mister informasjon og forklaringskraften til modellene svekkes. Dette gjelder særlig når datautvalget er lite. Poenget er at det ikke alltid sier seg selv hvilken av metodene som er best for predikering. I denne oppgaven har vi derfor tenkt å bruke både en in-sample og out-of-sample metode.

In-sample metoden har vi tenkt å bruke for våre 8 ovennevnte modeller, der vi ser hvor godt disse modellene passer innenfor den dataperioden som brukes for å estimere modellparameterne. Kriteriene vi vil bruke for å evaluere prediksjonsmodellene in-sample er justert R^2 . Når vi snakker om predikering, mener Alexander (2008) og Wooldridge (2009) at out-of-sample metoden er naturlig å bruke siden predikering hovedsakelig er et out-of-sample problem.

I vår out-of-sample analyse skal vi gjøre en statisk prediksjon³⁸ med det som kalles for en “one-step-ahead” prediksjon (Wooldridge, 2009). Vi tar utgangspunkt i datasettet vi skal bruke i oppgaven for å beskrive fremgangsmåten av out-of-sample analysen. Den fulle perioden vår strekker seg fra 2000 til og med 2015. Datasettet deles inn i to perioder. Det finnes ingen spesielle retningslinjer for å velge størrelsen på disse periodene (Hansen og Timmermann, 2012). Vi har sørget for å velge en testperiode som vi føler er stor nok til å få

³⁸ En statisk prediksjon benytter seg av faktisk verdi i testperioden, mens dynamisk prediksjon bruker predikert verdi når de skal predikere den andre verdien og de resterende verdiene. Første prediksjon vil derimot være den samme i begge metodene.

svar på hvilken av modellene som gjør det best. Den første perioden skal brukes til å estimere parameterne i modellen og kalles derfor estimeringsperioden (fit sample). Denne perioden strekker seg fra 2000 til og med 2013. Den andre perioden skal brukes som en sjekk på hvor nøyaktig modellen predikerer i forhold til virkelige verdier. Denne perioden strekker seg fra 2014 og ut 2015, inneholder 24 observasjoner og kalles for testperioden (test sample). For å utføre out-of-sample testen skal vi bruke 1, 3, 6 og 9-måneders futureskontrakter. Prediksjonsmetoden “one-step-ahead” betyr at den første prediksjonen i 2014 er basert på estimeringsperioden 2000 til og med 2013. Den neste prediksjonen baserer så på estimeringsperioden pluss første faktiske observasjon i 2014. Tredje prediksjonen baseres dermed på estimeringsperioden pluss første og andre faktiske observasjon i 2013, og slik fortsetter det.

For å evaluere out-of-sample modellene vil vi bruke root mean squared error (RMSE), mean absolute percentage error (MAPE), standardavvik og skjevhet. Disse målene for prognosefeil vil gi oss svaret på hvilken av modellene som er mest nøyaktig og dermed best til å predikere. Formlene for RMSE, MAPE og skjevhet er som følger (n = antall observasjoner):

$$(5.25) \quad RMSE_n = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (S_{t+i} - F_t^i)^2}$$

$$(5.26) \quad MAPE_n = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{S_{t+i} - F_t^i}{S_{t+i}} \right|$$

$$(5.27) \quad Skjevhet_n = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (S_{t+i} - F_t^i)$$

Målene egner seg best som relative mål. Det vil si at vi bruker disse målene for å sammenligne hvilke av modellene som predikerer best. Da vil selvsagt modellen med den laveste verdien på målene for prognosefeil være den beste.

I tillegg til å rangere modellene ved hjelp av målene for prognosefeil, skal vi også gjøre en Diebold-Mariano (DM) test for å teste nullhypotesen om at prognosemodellene vi velger i out-of-sample analysen har lik prediksjonsnøyaktighet (i gjennomsnitt) som benchmark-modellen. Alternativhypotesen er at de ikke har lik prediksjonsnøyaktighet (Diebold og Mariano, 1995). I disse testene skal vi se på prognosefeil og kvadrerte prognosefeil, som vi bruker som mål for prediksjonsnøyaktighet i DM-testen, og resultatene fremkommer som p-verdier i parentes under henholdsvis MAPE og RMSE.

6. Empiriske analyser av futuresprisens prognoseegenskaper: Resultater

Før vi gjennomgår resultatene fra prediksjonsmodellene har vi tatt en nærmere titt på prognosefeilene i utvalgsperioden 2000-2016. Resultatene av dette gjengis i vedlegg 3. Alt i alt viser resultatene av prognosefeilene at futuresprisene stort sett har representert forventningsrette prognoser på etterfølgende spotpris³⁹, men vi noterer samtidig at forholdsvis store standardavvik (10,13% - 32,58% i hele perioden) indikerer at futuresprisene ikke nødvendigvis har vært “gode” prognoser. For en aktør som gjør få transaksjoner, er det liten trøst i at positive og negative feilanslag tilnærmet oppveier hverandre på lengre sikt. Derfor er vi videre nødt til å se nærmere på futuresprisenes prognoseegenskaper.

6.1 Presentasjon av resultater fra prediksjonsmodellene

Et problem som dukker opp når vi skal estimere modellene, er det såkalte “overlapping observation problem”. Slike overlappende observasjoner får vi siden vi benytter futureskontrakter med 3, 6 og 9-måneders horisont og dataene er på månedlig basis. Regresjonsresidualene vil dermed inneholde overlappende informasjon. Dette skaper problemer for estimeringen, fordi vi i løpet av et prediksjonsintervall mottar ny informasjon som påvirker utfallet av alle prediksjoner som er påbegynt, men ikke avsluttet. Det vil si at avstanden mellom observasjonene er kortere enn løpetiden til futureskontraktene. Disse overlappende observasjonene vil føre til autokorrelerte og ofte også heteroskedastiske standardfeil⁴⁰. Sagt på en annen måte, medfører dette at feilleddene ikke lenger er uavhengige, men bundet sammen av en glidende gjennomsnitt (k-1)-prosess (Langli, 1993). Som følge av alt dette vil estimatene fra minste kvadraters metode være skjeve og hypotesetestene vil være ineffektive (Hansen og Hodrick, 1980). Problemet med overlappende observasjoner kan omgås ved å kutte ut mellomliggende observasjoner fra datamaterialet (dvs. bruke observasjonsfrekvenser som matcher prognosehorisonten), slik at ingen observasjoner overlapper hverandre. Ulempen med denne fremgangsmåten er at en sitter igjen med meget få observasjoner og dermed reduserer informasjonen. For å få bukt med problemene som følger av overlappende observasjoner og få konsistente estimater av standardfeilene, som er

³⁹ I tilfeller der futuresprisen ikke er forventningsrett, kan det skyldes det såkalte pesoproblemet. Les mer om dette i vedlegg 3.

⁴⁰ Vi gjennomførte White-tester for heteroskedastisitet og Durbin-Watson tester for autokorrelasjon og resultatene bekreftet, ikke overraskende, at standardfeilene var både heteroskedastiske og autokorrelerte.

nødvendig for å utføre gyldige inferenstester, skal vi benytte Newey-West heteroskedastiske og autokorrelasjonskonsistente standardfeil (Newey og West, 1986)⁴¹. T-verdiene som rapporteres i modellene vil dermed være kalkulert med utgangspunkt i robuste HACSE og vil heretter omtales som T-HACSE verdier. Vi starter presentasjonen av resultatene med å se på modell 1⁴².

Modell 1: Hvor god er futuresprisen til å predikere fremtidig spotpris?

Modell 1 er som følger:

$$\ln S_{t+i} = \alpha + \beta \ln F_t^i + \varepsilon_{t+i}$$

Når vi ser på hele perioden under ett (2000-2016), kan vi forkaste nullhypotesen om en $\alpha = 0$ og en $\beta = 1$ for WTI, Brent, HO og RB for alle kontraktshorisontene med unntak av F1-kontrakten for Brent. I alle disse tilfellene er konstantleddet signifikant og positiv (unntaket er F1 for HO i 3. periode), mens β er signifikant mindre enn 1. En kombinasjonen der konstanten er signifikant og positiv samtidig som at koeffisienten β er signifikant mindre enn 1, tyder på at futuresprisene har en tendens til å undervurdere den påfølgende spotprisen ved lave prisnivåer og overvurdere ved høyere prisnivåer. Ifølge Gjølberg og Johnsen (1985) kan dette skyldes at flere aktører ønsker å sikre seg mot ytterligere prisstigning når prisene er høye og passerer visse nivåer, samtidig som produsentene finner det mindre risikabelt å sitte med åpne posisjoner. Ved lave priser snus bildet på hodet. Kontraktene på WTI og Brent viser ellers ingen tegn til forkastelse av hypotesen om forventningsrette futurespriser når vi tar en titt på underperiodene. Unntakene er F9-kontrakten i WTI og F6 og F9-kontraktene i Brent i periode 2, og i disse tilfellene får vi både lave og negative justert R^2 .

Futureskontraktene for RB viser de klareste indikasjonene på at futuresprisen ikke er en forventningsrett prognose på fremtidig spotpris. Vi kan forkaste nullhypotesen for alle kontraktshorisonter både når vi ser på hele perioden og underperiodene. Det er verdt å merke seg at vi ikke har resultater for RB i periode 1, en periode med ingen signifikante resultater for de andre oljeproduktene. Uansett anser vi disse resultatene for RB som rimelig klare, hvor hypotesen forkastes i de fleste tilfellene på 1 % nivå.

⁴¹ På engelsk: Newey-West heteroskedasticity and autocorrelation consistent standard errors (HACSE).

⁴² Vi presenterer resultatene fra modell 1, 2 og 5 kun i logform, fordi resultatene var omtrent helt like i absoluttform.

Det finnes også noen tilfeller der konstantleddet er signifikant og positiv, men der β ikke er signifikant forskjellig fra 1. I disse tilfellene inneholder futuresprisen en skjevhet ved at den systematisk har undervurdert fremtidig spotpris. F1 og F3-kontraktene for HO i hele perioden er det eneste eksempelet hvor β er signifikant mindre enn 1 og α ikke er signifikant. Dette kan tyde på at futuresprisen til disse kontraktene har overvurdert den fremtidige spotprisen.

Vi kan også se at konstantleddet har en tendens til å øke med kontraktslengden. For de signifikante konstantleddene kan det tyde på at det har vært en risikopremie som bare vokser desto lenger en kontrakt er. På kort sikt vil det være flere aktører involvert i futuresmarkedet og futuresprisen vil derfor inneha mer informasjon om hva markedet tror prisen vil bli i fremtiden. Dermed vil det være større sannsynlighet for at futuresprisen på kontrakter med kort tid til forfall treffer bedre, og at det åpenbarer seg en større risikopremie dersom man kjøper kontrakter med lengre tid til forfall.

En annen ting som er verdt å legge merke til er at de estimerte stigningskoeffisientene er høye for de korte kontraktene og at de avtar ettersom kontraktslengden øker. Dette er ikke overraskende, siden vi vet at spot- og futuresprisene konvergerer mot forfall på kontrakten. I et effisient marked skal forskjellen mellom spot og futures være tilnærmet null ved forfallsdato for at det ikke skal være mulig å innhente arbitrasjegevinster. Det vil derfor være normalt at futuresprisen på kontraktene med kortest tid til forfall ligger nærmere spotprisen enn de lengre.

Videre ser vi at futuresprisene for F1-kontraktene har i de fleste tilfeller best prognoseegenskaper ved at forklaringskraften av etterfølgende spotpris er størst. Dette forteller oss at avvikene blir større desto lengre tidsperiode en skal prognostisere spotprisen for. Generelt sett utviser RB lavest justert R^2 .

De fleste signifikante resultatene fremkommer når vi ser på hele perioden og periode 2. At futuresprisene i flere tilfeller muligens ikke var forventningsrette i periode 2, er ikke så overraskende med tanke på den voldsomme oppgangen etterfulgt av en påfølgende nedgang i forbindelse med finanskrisen. Relativt til de andre underperiodene og hele perioden under ett, ser man at forklaringskraften til futuresprisene er enten veldig lave, null og til og med negative i periode 2. Samtidig er stigningskoeffisientene lenger unna 1 i denne perioden med unntak av F1-kontraktene.

Konklusjonen så langt er derfor at forventningsretthypotesen kan forkastes. Resultatene fra denne nivåregresjonen bør tolkes med forsiktighet, fordi de estimerte standardavvikene er tvilsomme siden spot- og futuresprisene er ikke-stasjonære. Dette gjelder selv om realisert spotpris og futurespris er kointegrerte. Dessuten har parameterestimaten en tendens til å være forventningskjevne i endelige utvalg (Banerjee et al., 1993).

Tabell 6.1: Regresjonsresultater av modell 1 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016

		WTI				Brent				HO				RB			
		F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9
2000-2016	α	0,14	0,44	0,89	1,13	0,07	0,32	0,72	0,94	0,01	0,05	0,10	0,16	0,23	0,37	0,57	0,61
	$\alpha = 0$	(2,30)*	(2,44)*	(2,80)**	(3,44)**	(1,21)	(2,03)*	(2,72)**	(3,30)**	(0,70)	(1,95)	(2,78)**	(3,16)**	(5,77)**	(6,67)**	(4,39)**	(4,54)**
	β	0,97	0,89	0,79	0,73	0,98	0,92	0,83	0,78	0,97	0,90	0,82	0,76	0,80	0,63	0,38	0,34
	$\beta = 1$	(-2,18)*	(-2,30)*	(-2,62)**	(-3,20)**	(-1,32)	(-1,92)	(-2,50)*	(-3,00)**	(-2,24)*	(-2,58)*	(-2,85)**	(-3,20)**	(-5,26)**	(-4,83)**	(-3,32)**	(-3,63)**
	Justert R ²	0,95	0,80	0,71	0,65	0,96	0,88	0,77	0,72	0,97	0,89	0,78	0,72	0,74	0,37	0,10	0,08
2000-2005	α	0,30	0,22	0,49	1,03	0,44	0,59	1,08	1,49	0,00	0,05	0,09	0,08				
	$\alpha = 0$	(1,34)	(0,41)	(0,47)	(0,68)	(1,68)	(1,05)	(1,15)	(1,11)	(0,19)	(1,05)	(0,81)	(0,36)				
	β	0,92	0,95	0,89	0,74	0,87	0,84	0,78	0,58	0,93	0,96	0,93	0,79				
	$\beta = 1$	(-1,26)	(-0,29)	(-0,35)	(-0,55)	(-1,67)	(-0,97)	(-1,02)	(-0,97)	(-1,05)	(-0,28)	(-0,26)	(-0,44)				
	Justert R ²	0,80	0,56	0,27	0,09	0,64	0,40	0,16	0,05	0,80	0,56	0,27	0,09				
2005-2010	α	0,41	1,62	3,85	4,25	0,42	1,57	3,54	3,84	0,05	0,24	0,54	0,63	0,22	0,48	0,89	0,90
	$\alpha = 0$	(1,28)	(1,73)	(2,87)**	(4,19)**	(1,38)	(1,86)	(2,98)**	(4,21)**	(1,19)	(2,50)*	(4,09)**	(5,30)**	(4,25)**	(3,53)**	(4,23)**	(6,10)**
	β	0,90	0,61	0,08	-0,01	0,89	0,63	0,16	0,08	0,92	0,62	0,19	0,05	0,80	0,43	-0,16	-0,18
	$\beta = 1$	(-1,26)	(-1,66)	(-0,26)	(-4,03)**	(-1,35)	(-1,80)	(-2,87)**	(-4,03)**	(-1,10)	(-1,94)	(-3,17)**	(-4,47)**	(-3,04)**	(-2,30)*	(-3,22)**	(-4,98)**
	Justert R ²	0,80	0,32	-0,01	-0,02	0,82	0,37	0,01	0,00	0,84	0,39	0,03	-0,01	0,68	0,14	0,00	0,00
2010-2016	α	-0,09	-0,20	-0,25	0,28	-0,25	-0,45	-0,25	0,74	-0,15	-0,16	-0,06	0,12	0,26	0,30	0,31	0,36
	$\alpha = 0$	(-0,48)	(-0,44)	(-0,27)	(0,19)	(-1,29)	(-1,02)	(-0,26)	(0,54)	(-2,26)*	(-1,15)	(-0,27)	(0,44)	(3,88)**	(3,63)**	(2,14)*	(2,48)*
	β	1,02	1,04	1,04	0,92	1,05	1,09	1,04	0,83	1,13	1,12	1,00	0,81	0,77	0,72	0,71	0,66
	$\beta = 1$	(0,44)	(0,37)	(0,20)	(-0,24)	(1,24)	(0,97)	(0,21)	(-0,58)	(1,97)	(0,90)	(0,01)	(-0,72)	(-3,57)**	(-3,47)**	(-1,89)	(-2,14)*
	Justert R ²	0,90	0,69	0,41	0,27	0,92	0,73	0,45	0,25	0,89	0,71	0,44	0,27	0,72	0,47	0,32	0,28

Note: Modellen er: $\ln S_{t+i} = \alpha + \beta \ln F_t^i + \varepsilon_{t+i}$, der $H_0: \alpha = 0; \beta = 1$. T-HACSE verdiene er oppgitt i parentes. R² er determinasjonskoeffisienten. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Modell 2: Er basis en god indikator for fremtidige endringer i spotprisene?

Modell 2 er som følger:

$$\ln S_{t+i} - \ln S_t = \alpha + \beta (\ln F_t^i - \ln S_t) + \varepsilon_{t+i}$$

Tabell 6.2 indikerer at vi ikke kan forkaste hypotesen om at $\alpha = 0$ for de fleste oljeproduktene, noe som betyr at det ikke synes å være en konstant risikopremie som er statistisk signifikant. Den som klart skiller seg fra mengden er RB. For hver undersøkte periode finner vi signifikante konstantledd, noe som kan indikere at futuresprisene til RB inneholder en konstant risikopremie.

Vi kan derimot forkaste hypotesen om en $\beta = 0$ i mange flere tilfeller. Perioden sett under ett, kan vi forkaste denne hypotesen for WTI og RB for alle kontraktshorisonter. Dette betyr at basis muligens inneholder informasjon om spotprisendringen, noe som kan tyde på at futuresprisene til WTI og RB har prognosekraft for alle horisontene. Resultatene fra hele perioden støttes også mer eller mindre av resultatene fra underperiodene, der de fleste tilfellene viser signifikante β . Derimot viser resultatene for Brent og HO klare skilnader mellom periodene. De sterkeste antydningene til prognosekraft dukker opp i periode 1, mens det er veldig få og sporadiske signifikante verdier i de andre periodene. Tendensene viser også at basis generelt sett ofte har større prognosekraft desto lenger tid det er til forfall.

Hypotesen om en $\beta = 1$ kan ikke forkastes i de aller fleste tilfellene. For HO kan hypotesen forkastes for F1 og F3-kontraktene i hele perioden, periode 2 og periode 3. F1-kontrakten for RB får også dette resultatet i samme periodene. For disse kontraktene kan det virke som at basis ikke er en forventningsrett prognose på etterfølgende spotpris.

I forhold til modell 1 er endringsspesifikasjonen (modell 2) en mer korrekt og sterkere test på forventningsretthypotesen (jmf. delkapittel 5.5). Her ser en hvorvidt “contango” gjennomgående etterfølges av en prisoppgang eller “backwardation” følges av en prisnedgang (Gjølberg og Johnsen, 1985). Effisienskravet tilfredsstilles oftere i denne modellen enn i modell 1. Contango (positiv basis) tenderer å følges av prisstigning i spotmarkedet og motsatt. Men sammenlignet med modell 1, som viste at futuresprisen har høy forklaringskraft, er basis en upresis predikator av spotprisendring med lave verdier av justert R^2 . I så måte er basis ingen “god” prognose på prisendringer i spotmarkedet. Vi legger også forøvrig merke til at basis ikke er noen vesentlig dårligere predikator for fremtidig spotprisendring på råoljene WTI og Brent enn på råoljeproduktet HO (i hele perioden). Det er kanskje noe uventet. Vi ser derimot at basis er en klar bedre predikator på fremtidig spotprisendring på råoljeproduktet RB enn på WTI og Brent, noe som muligens er mer som forventet. Sesongvariasjoner i etterspørselen etter HO og RB kan videre føre til sesongbestemte prisvariasjoner. HO er mest etterspurt om vinteren for oppvarming, mens RB etterspørres mest om våren og sommeren som følge av økt bilkjøring. Resultatet er at basis også vil avhenge av sesong, siden rasjonelle aktører vil gjenkjenne slike mønstre. Eventuelle sesongvariasjoner vil imidlertid ikke gå utover lagringskostnaden i perioden mellom lav- og høysesong, fordi rasjonelle aktører vil da kjøpe inn for lager før sesong for så å selge i høysesong. Sesongvariasjoner vil også begrenses ved at raffineringsprosessen tilpasses slik at det produseres relativt sett mer av produktet med høy etterspørsel. I tilfeller der basis ikke gir bedre prognoser for råoljeprodukter enn råoljer,

må det bety at forventede sesongvariasjoner er små eller at “normale” sesongvariasjoner ikke har slått til i utvalgsperioden. Om dette er gjeldende i våre resultater er vanskelig å si ettersom RB gir klare antydninger til en større forklaringskraft sammenlignet med råoljene.

Tabell 6.2: Regresjonsresultater av modell 2 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016

		WTI				Brent				HO				RB			
		F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9
2000-2016	α	0,00	0,01	0,01	0,03	0,00	0,01	0,02	0,04	0,00	0,00	0,02	0,04	0,04	0,09	0,10	0,07
	$\alpha = 0$	(0,19)	(0,19)	(0,34)	(0,64)	(0,06)	(0,35)	(0,52)	(0,83)	(-0,02)	(0,26)	(0,54)	(0,76)	(2,27)*	(3,15)**	(2,30)*	(1,58)
	β	0,61	0,90	0,83	0,88	0,16	0,20	0,49	0,79	0,12	0,28	0,30	0,56	0,54	1,33	1,51	1,23
	$\beta = 0$	(1,99)*	(3,00)**	(1,97)*	(2,33)*	(0,25)	(0,39)	(1,17)	(2,21)*	(0,39)	(0,94)	(0,99)	(1,79)	(2,95)**	(6,84)**	(6,61)**	(4,02)**
	$\beta = 1$	(-1,29)	(-0,32)	(-0,41)	(-0,32)	(-1,90)	(-1,62)	(-1,20)	(-0,59)	(-2,84)**	(-2,36)*	(-2,28)*	(-1,43)	(-2,56)*	(1,68)	(2,23)*	(0,75)
	Justert R ²	0,03	0,05	0,04	0,06	0,00	0,00	0,01	0,04	0,00	0,00	0,00	0,03	0,06	0,22	0,29	0,17
2000-2005	α	0,01	0,07	0,13	0,18	0,00	0,05	0,13	0,17	0,02	0,06	0,11	0,17				
	$\alpha = 0$	(0,79)	(1,79)	(1,72)	(2,10)*	(-0,07)	(1,23)	(2,28)*	(2,51)*	(1,29)	(0,76)	(1,85)	(2,30)*				
	β	0,24	1,15	1,14	1,12	0,93	1,18	1,44	1,33	0,86	1,00	0,92	1,14				
	$\beta = 0$	(0,78)	(2,40)*	(1,77)	(2,11)*	(2,38)*	(1,85)	(2,92)**	(2,88)**	(2,15)*	(3,02)**	(2,46)*	(2,90)**				
	$\beta = 1$	(-2,50)*	(0,32)	(0,21)	(0,24)	(-0,19)	(0,28)	(0,88)	(0,72)	(-0,35)	(-0,01)	(-0,21)	(0,35)				
	Justert R ²	-0,01	0,11	0,10	0,12	0,02	0,05	0,13	0,16	0,10	0,21	0,19	0,22				
2005-2010	α	0,00	-0,01	-0,01	0,02	0,03	0,04	0,03	0,04	0,01	0,04	0,05	0,06	0,03	0,15	0,12	0,06
	$\alpha = 0$	(0,08)	(-0,24)	(-0,10)	(0,16)	(2,59)*	(0,89)	(0,31)	(0,36)	(0,44)	(0,97)	(0,74)	(0,59)	(1,16)	(2,61)*	(1,24)	(0,51)
	β	0,63	1,35	1,51	1,43	-1,78	-0,41	0,50	0,88	0,03	-0,57	-0,22	0,03	0,27	1,77	1,53	1,00
	$\beta = 0$	(1,19)	(2,68)**	(2,42)*	(2,12)*	(-2,51)*	(-0,50)	(0,65)	(1,23)	(0,07)	(-1,11)	(-0,35)	(0,04)	(0,88)	(4,95)**	(3,95)**	(2,17)*
	$\beta = 1$	(-0,71)	(0,69)	(0,82)	(0,63)	(-3,92)**	(-1,70)	(-0,65)	(-0,17)	(-2,11)*	(-3,06)**	(-1,99)	(-1,37)	(-2,34)*	(2,16)*	(1,36)	(0,00)
	Justert R ²	0,02	0,06	0,07	0,08	0,07	-0,01	-0,01	0,02	-0,02	0,00	-0,01	-0,02	-0,01	0,17	0,21	0,08
2010-2015	α	-0,01	-0,05	-0,08	-0,10	-0,01	-0,02	-0,02	-0,04	0,00	0,00	-0,04	-0,09	0,04	0,06	0,08	0,01
	$\alpha = 0$	(-0,85)	(-1,36)	(-1,44)	(-1,68)	(-0,96)	(-0,82)	(-0,73)	(-0,69)	(0,25)	(-0,11)	(-1,07)	(-1,80)	(1,89)	(2,33)*	(2,78)**	(2,63)*
	β	1,65	1,78	1,74	2,46	0,44	0,00	0,53	1,75	-0,57	-0,58	0,49	2,08	0,71	1,18	1,51	1,54
	$\beta = 0$	(2,82)**	(1,99)*	(1,72)	(2,45)*	(0,33)	(0,00)	(0,83)	(2,36)*	(-1,55)	(-1,07)	(0,79)	(4,77)**	(5,58)**	(5,89)**	(6,98)**	(4,61)**
	$\beta = 1$	(1,11)	(0,87)	(0,73)	(1,39)	(-0,43)	(0,00)	(-0,76)	(1,01)	(-4,27)**	(-2,91)**	(-0,82)	(2,48)*	(-2,30)*	(0,40)	(2,34)*	(1,62)
	Justert R ²	0,11	0,09	0,12	0,30	-0,01	-0,01	0,00	0,13	0,04	0,01	0,00	0,21	0,13	0,30	0,44	0,33

Note: Modellen er: $\ln S_{t+i} - \ln S_t = \alpha + \beta (\ln F_t^i - \ln S_t) + \varepsilon_{t+i}$, der $H_0: \alpha = 0; \beta = 0; \beta = 1$. T-HACSE verdiene er oppgitt i parentes. R² er determinasjonskoeffisienten. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Modell 3: Kan prisnivået, i tillegg til basis, bidra til å forklare spotprisendringen?

Modell 3 er som følger:

$$\ln S_{t+i} - \ln S_t = \alpha + \beta_1 (\ln F_t^i - \ln S_t) + \beta_2 \ln S_t + \varepsilon_{t+i}$$

I denne regresjonen undersøker vi om inkluderingen av dagens spotpris forbedrer prognosen sammenlignet med modell 2. Her er vi dermed mest interessert å se om β_2 er signifikant og bidrar til økt forklaringskraft av fremtidig spotprisendring.

β_2 er signifikant i flere tilfeller, spesielt når vi ser på hele perioden under ett og 2. periode. I alle disse tilfellene øker også forklaringskraften sammenlignet med modell 2. Dette tyder på at inkluderingen av dagens spotpris forbedrer prognosene. De signifikante β_2 -estimatene er alle negative (unntatt F3-kontrakten til RB i 3. periode) og kan tolkes dithen at en økende spotpris vil gjennomsnittlig føre til en reduksjon i fremtidig spotprisendring.

Alle oljeproduktene kan vise til signifikante β_2 -estimer og en forbedring av forklaringsgraden sammenlignet med modell 2 på de fleste kontrakter i minst en av periodene (unntaket er F3-kontrakten til WTI). RB er det eneste oljeproduktet hvor β_2 er signifikant i alle perioder og for alle kontraktshorisonter. Det er også det produktet der forklaringskraften øker mest sammenlignet med modell 2. RB viser dermed de tydeligste indikasjonene på at dagens prisnivå forbedrer prognosene.

Resultatene i underperiodene varierer mer. I periode 1 er det kun F1-kontrakten til Brent som kan vise til en signifikant β_2 . Det kan virke som at inkluderingen av dagens spotpris ikke forbedret prognosene i denne perioden. Resultatene i periode 2 ligner veldig på resultatene fra hele perioden, der β_2 er signifikant i de fleste tilfellene. Den største forskjellen mellom disse to periodene er at justert R^2 er jevnt over større i periode 2. Periode 3 derimot ligner veldig på periode 1, der den store skilnaden er RB.

Totalt sett viser våre resultater at inkluderingen av dagens observerte spotpris forbedrer prognosene fra modell 2 i flere tilfeller. Særlig er det i hele perioden og i 2. periode der β_2 er signifikant og modellen utviser en høyere forklaringskraft sammenlignet med modell 2. Det at dagens observerte spotpris i noen tilfeller bidrar til å forbedre basis som prognose kan muligens tyde på at markedene ikke er effisiente. Derimot kan dette også reflektere en høyere oppfattet risiko ved høyere prisnivåer. Er dette tilfellet, kan det høye estimatet av β_2 indikere at det er en frykt for at prisene vil bli enda høyere i fremtiden (Gjølberg og Brattested, 2011).

Tabell 6.3: Regresjonsresultater av modell 3 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016

		WTI				Brent				HO				RB			
		F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9
2000-2016	α	0,13	0,18	0,97	1,13	0,10	0,30	0,70	1,05	0,01	0,04	0,10	0,16	0,22	0,42	0,62	0,62
	$\alpha=0$	(2,16)*	(1,01)	(2,69)**	(2,78)**	(1,79)	(2,07)*	(2,71)**	(3,45)**	(1,02)	(1,84)	(2,60)**	(3,49)**	(4,21)**	(7,19)**	(4,90)**	(4,57)**
	β_1	0,67	0,55	1,26	0,99	0,04	0,24	0,75	1,42	0,18	0,45	0,61	1,01	0,67	1,10	0,93	0,55
	$\beta_1=1$	(-1,15)	(-1,58)	(0,79)	(-0,05)	(-2,07)*	(-1,57)	(-0,71)	(1,45)	(-2,48)*	(-1,68)	(-1,35)	(0,05)	(-1,74)	(0,66)	(-0,26)	(-1,40)
	β_2	-0,03	-0,04	-0,24	-0,27	-0,02	-0,02	-0,17	-0,25	-0,02	-0,08	-0,27	-0,26	-0,20	-0,40	-0,63	-0,66
	$\beta_2=0$	(-2,05)*	(-0,96)	(-2,55)*	(-2,54)*	(-1,77)	(-1,94)	(-2,48)*	(-3,12)**	(-1,48)	(-2,01)*	(-2,41)*	(-3,13)**	(-4,28)**	(-5,33)**	(-3,55)**	(-3,58)**
	Justert R ²	0,04	0,01	0,20	0,18	0,00	0,04	0,12	0,21	0,00	0,05	0,12	0,21	0,17	0,37	0,49	0,40
2000-2005	α	0,26	-0,47	0,12	0,73	0,52	0,71	1,00	1,52	0,00	0,05	0,09	0,09				
	$\alpha=0$	(1,18)	(-0,48)	(0,11)	(0,31)	(2,07)*	(1,00)	(0,83)	(0,79)	(0,13)	(0,96)	(0,69)	(0,36)				
	β_1	0,21	0,73	1,31	0,44	0,40	0,50	0,84	0,55	0,81	0,94	0,85	0,90				
	$\beta_1=1$	(-2,55)*	(-0,55)	(0,37)	(-0,40)	(-1,27)	(-0,53)	(-0,17)	(-0,72)	(-0,51)	(-0,17)	(-0,29)	(-0,11)				
	β_2	-0,08	0,16	0,00	-0,19	-0,15	-0,20	-0,28	-0,43	-0,07	-0,06	-0,08	-0,19				
	$\beta_2=0$	(-1,14)	(1,02)	(0,01)	(-0,25)	(-2,02)*	(-0,91)	(-0,71)	(-0,69)	(-1,02)	(-0,44)	(-0,25)	(-0,37)				
	Justert R ²	0,00	0,01	0,11	0,03	0,05	0,06	0,13	0,16	0,10	0,20	0,17	0,20				
2005-2010	α	0,44	0,48	3,91	4,24	0,65	2,30	3,59	3,93	0,09	0,31	0,56	0,63	0,18	0,50	0,91	0,91
	$\alpha=0$	(1,41)	(0,95)	(2,85)**	(4,50)**	(2,46)*	(2,37)*	(2,90)*	(4,42)**	(2,11)*	(2,95)**	(3,58)**	(5,19)**	(3,46)**	(3,58)**	(4,33)**	(5,82)**
	β_1	0,45	0,35	-0,12	1,48	-2,37	-2,20	-0,49	0,61	-0,39	-1,11	-0,57	-0,05	0,28	0,90	0,28	-0,07
	$\beta_1=1$	(-1,02)	(-0,94)	(-0,16)	(0,88)	(-4,54)**	(-2,50)*	(-1,71)	(-0,74)	(-2,57)*	(-2,44)*	(-1,86)	(-1,68)	(-2,39)*	(-0,20)	(-1,16)	(-3,03)**
	β_2	-0,10	-0,11	-0,93	-1,01	-0,15	-0,52	-0,85	-0,94	-0,11	-0,39	-0,77	-0,95	-0,20	-0,55	-1,15	-1,19
	$\beta_2=0$	(-1,38)	(-0,63)	(-2,76)**	(-4,28)**	(-2,27)*	(-2,28)*	(-2,81)**	(4,16)**	(-1,66)	(-2,45)*	(2,89)**	(4,06)**	(-3,10)**	(-2,14)*	(-3,15)**	(-4,91)**
	Justert R ²	0,05	0,00	0,47	0,58	0,18	0,30	0,46	0,57	0,04	0,22	0,43	0,56	0,09	0,35	0,61	0,58
2010-2016	α	-0,08	-0,78	-1,09	-2,31	-0,28	0,48	3,28	3,27	0,03	0,16	0,25	0,15	0,27	0,38	0,38	0,37
	$\alpha=0$	(-0,44)	(-1,64)	(-0,93)	(-1,65)	(-1,02)	(0,58)	(1,41)	(1,41)	(0,41)	(0,13)	(0,88)	(0,37)	(2,43)*	(5,01)**	(3,05)**	(2,52)*
	β_1	1,66	1,69	2,43	3,31	1,30	-0,86	-2,99	-0,29	-0,69	-1,29	-0,55	1,31	0,83	1,08	1,24	1,16
	$\beta_1=1$	(1,10)	(0,80)	(1,11)	(2,01)*	(0,17)	(-1,07)	(-1,61)	(-0,87)	(-3,29)**	(-2,29)*	(-1,30)	(0,26)	(-0,81)	(0,49)	(1,42)	(0,49)
	β_2	0,02	0,17	0,23	0,49	0,06	-0,11	-0,72	-0,73	-0,02	-0,16	-0,27	-0,22	-0,24	-0,34	0,32	-0,31
	$\beta_2=0$	(0,40)	(1,62)	(1,89)	(1,61)	(1,00)	(-0,60)	(-1,41)	(-1,42)	(-0,38)	(-1,34)	(-1,00)	(-0,59)	(-2,47)*	(-4,92)**	(2,50)*	(-2,11)*
	Justert R ²	0,10	0,06	0,13	0,35	0,00	-0,02	0,07	0,16	0,03	-0,02	0,03	0,20	0,26	0,41	0,49	0,38

Note: Modellen er: $\ln S_{t+i} - \ln S_t = \alpha + \beta_1(\ln F_t^i - \ln S_t) + \beta_2 \ln S_t + \varepsilon_{t+i}$, der $H_0: \alpha = 0; \beta_1 = 1; \beta_2 = 0$. T-HACSE verdiene er oppgitt i parentes. R² er determinasjonskoeffisienten. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Modell 4: Er basis en god indikator for tidsvariabel forventet risikopremie?

Modell 4 er som følger:

$$\ln F_t^i - \ln S_{t+i} = \alpha + \beta (\ln F_t^i - \ln S_t) + \varepsilon_{t+i}$$

Resultatene viser at det finnes signifikante indikasjoner på en tidsvariabel risikopremie i basisen for spesielt HO og RB. Ser vi hele perioden under ett, produserer HO indikasjoner på tidsvariable risikopremier i F1, F3 og F6-kontrakten. For HO er det spesielt F1 og F3-kontraktene som viser tydelige indikasjoner på at basisen inneholder informasjon om

fremtidige risikopremier i alle perioder unntatt periode 1. For de samme periodene har også RB signifikante indikasjoner på tidsvariable risikopremier og det er i hovedsak for F1-kontrakten. For WTI og Brent er stigningskoeffisienten β signifikant forskjellig fra null kun for F1-kontrakten i henholdsvis 1. og 2. periode. Vi fikk ingen signifikante resultater for F9-kontrakten, som er vår testede kontrakt med lengst tid til forfall.

De sterkeste indikasjonene på tidsvariabel risikopremie er i F1 og F3-kontrakten for HO i periode 3, der β er signifikant på 1% nivå og forklaringskraften er på henholdsvis 30% og 20%. Analysen viser imidlertid at basis har meget lav forklaringskraft for prognosefeilen i de aller fleste tilfellene. Forklaringskraften har et spenn fra 0 % til maksimalt 30 %.

Totalt sett er det svært få tilfeller der stigningskoeffisientene er signifikant forskjellig fra null og determinasjonskoeffisientene (R^2) er gjennomgående lave. Dette indikerer at det er få tegn til tidsvariabel risikopremie i WTI og Brent, mens vi har noen indikasjoner på tidsvariable risikopremier i HO og RB.

Tabell 6.4: Regresjonsresultater av modell 4 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016

		WTI				Brent				HO				RB			
		F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9
2000-2016	α	0,00	-0,01	-0,01	-0,03	0,00	-0,01	-0,02	-0,03	0,00	0,00	-0,02	-0,03	-0,04	-0,09	-0,10	-0,07
	$\alpha = 0$	(-0,19)	(-0,19)	(-0,34)	(-0,64)	(-0,06)	(-0,28)	(-0,43)	(-0,71)	(0,02)	(-0,19)	(-0,43)	(-0,62)	(-2,27)*	(-3,15)**	(2,30)*	(-1,58)
	β	0,39	0,10	0,17	0,12	0,84	0,84	0,57	0,30	0,87	0,75	0,76	0,54	0,46	-0,33	-0,51	-0,23
	$\beta = 0$	(1,29)	(0,32)	(0,41)	(0,32)	(1,90)	(1,64)	(1,29)	(0,81)	(2,84)**	(2,36)*	(2,33)*	(1,63)	(2,57)*	(-1,68)	(-2,23)*	(-0,75)
	Justert R ²	0,01	0,00	0,00	0,00	0,02	0,03	0,02	0,01	0,10	0,06	0,06	0,03	0,05	0,02	0,05	0,01
2000-2005	α	-0,01	-0,07	-0,13	-0,18	0,00	-0,05	-0,13	-0,17	-0,02	-0,06	-0,11	-0,20				
	$\alpha = 0$	(-0,79)	(-0,79)	(-1,72)	(-2,09)*	(-0,07)	(-1,23)	(-2,29)*	(-2,59)*	(-1,28)	(-1,76)	(-1,85)	(-3,20)**				
	β	0,76	-0,15	-0,14	-0,13	0,07	-0,18	-0,44	-0,33	0,14	0,00	0,08	-0,17				
	$\beta = 0$	(2,51)*	(-0,32)	(-0,29)	(-0,24)	(0,18)	(-0,28)	(-0,89)	(-0,72)	(0,34)	(0,00)	(0,21)	(-0,44)				
	Justert R ²	0,05	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01				
2005-2010	α	0,00	0,02	0,01	-0,02	-0,03	-0,05	-0,03	-0,04	-0,01	-0,04	-0,05	-0,06	-0,03	-0,15	-0,12	-0,05
	$\alpha = 0$	(0,08)	(0,24)	(0,10)	(-0,17)	(-2,59)*	(-0,89)	(-0,31)	(-0,36)	(-0,44)	(-0,78)	(-0,64)	(-0,59)	(-1,17)	(-2,61)*	(-1,24)	(-0,51)
	β	0,37	-0,37	-0,51	-0,42	2,78	1,42	0,50	0,12	0,97	1,59	1,32	0,97	0,74	-0,77	-0,53	0,00
	$\beta = 0$	(0,71)	(-0,69)	(-0,82)	(-0,63)	(3,91)**	(1,70)	(0,65)	(0,16)	(2,11)*	(2,94)**	(1,98)	(1,37)	(2,34)*	(-2,15)*	(-1,36)	(0,00)
	Justert R ²	0,01	0,00	0,01	0,01	0,18	0,05	0,01	0,00	0,04	0,08	0,06	0,04	0,07	0,04	0,03	0,00
2010-2016	α	0,01	0,04	0,08	-0,03	0,01	0,02	0,04	0,05	0,00	0,00	0,03	0,08	-0,04	-0,06	-0,08	-0,10
	$\alpha = 0$	(0,85)	(1,35)	(1,43)	(-0,64)	(0,96)	(0,89)	(0,85)	(0,82)	(-0,25)	(0,02)	(1,05)	(1,68)	(-1,89)	(-2,33)*	(-2,78)**	(2,63)*
	β	-0,65	-0,78	-0,74	0,12	0,57	1,22	0,79	-0,28	1,57	1,83	0,61	-0,51	0,29	-0,19	-0,51	-0,54
	$\beta = 0$	(-1,11)	(-0,87)	(-0,73)	(0,32)	(0,43)	(1,38)	(1,08)	(-0,33)	(4,27)**	(2,91)**	(0,86)	(-0,80)	(2,29)*	(-0,91)	(-2,34)*	(-1,62)
	Justert R ²	0,02	0,02	0,03	0,00	0,01	0,05	0,03	0,00	0,30	0,20	0,02	0,02	0,03	0,01	0,08	0,06

Note: Modellen er: $\ln F_t^i - \ln S_{t+i} = \alpha + \beta (\ln F_t^i - \ln S_t) + \varepsilon_{t+i}$, der $H_0: \alpha = 0; \beta = 0$. T-HACSE verdiene er oppgitt i parentes. R² er determinasjonskoeffisienten. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Modell 5: Har futuresprisen tatt hensyn til forrige periodes prognosefeil i predikeringen av den fremtidige spotprisen?

Modell 5 er som følger:

$$\ln S_{t+i} = \alpha + \beta_1 \ln F_t^i + \beta_2 (\ln F_{t-i} - \ln S_t) + \varepsilon_{t+i}$$

I denne regresjonen undersøker vi om forrige periodes prognosefeil kan være med på å forklare fremtidig spotpris. Hvis prognosefeilen er signifikant forskjellig fra 0, vil forrige periodes prognosefeil ha en innvirkning på etterfølgende spotpris. Det kan tyde på at futuresprisen ikke har lært av sine feil og at den kan forbedres som prognose.

Med tanke på konstanten og koeffisienten β_1 er resultatene fra denne modellen veldig like modell 1. Videre er β_2 i svært få tilfeller signifikant. Dette tilsier at å legge til forrige periodes prognosefeil som forklaringsvariabel ikke har noen signifikant effekt på etterfølgende spotpris. De fleste signifikante verdiene av β_2 fremkommer i periode 2, mens det kun er tre tilfeller i periode 3. Bortsett fra dette er det ingen signifikante verdier for β_2 . I tillegg er forklaringskraften for hele perioden omtrent identisk med forklaringskraften for samme periode i modell 1. Dette forteller oss at prognosen ikke blir forbedret ved å legge til forrige periodes prognosefeil som forklaringsvariabel i modellen.

Resultatene våre peker i retning av at tidligere prognosefeil ikke har hatt innvirkning på fremtidig spotpris, med unntak av periode 2 hvor halvparten av tilfellene viste signifikante sammenhenger. I periode 2 er også forklaringskraften noe høyere i denne modellen sammenlignet med modell 1, noe som kan tyde på at prognosen ble bedre i akkurat disse tilfellene. For de andre periodene derimot ser ikke modellen ut til å forbedre futuresprisen som prognose.

Tabell 6.5: Regresjonsresultater av modell 5 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016

		WTI				Brent				HO				RB			
		F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9
2000-2016	α	0,14	0,45	0,84	0,16	0,06	0,34	0,68	1,00	0,01	0,04	0,10	0,16	0,22	0,39	0,53	0,64
	$\alpha = 0$	(2,39)*	(2,41)*	(2,56)*	(2,93)**	(1,26)	(2,10)*	(2,45)*	(3,21)**	(0,93)	(1,89)	(2,32)*	(2,93)**	(5,75)**	(5,67)**	(3,80)**	(3,87)**
	β_1	0,96	0,89	0,80	0,75	0,98	0,92	0,84	0,76	0,97	0,91	0,83	0,75	0,80	0,59	0,43	0,31
	$\beta_1 = 1$	(-2,25)*	(-2,29)*	(-2,43)*	(-2,89)**	(-1,36)	(-2,01)*	(-2,29)*	(-2,98)**	(-2,49)*	(-2,54)*	(-2,53)*	(-3,06)**	(-6,07)**	(-3,90)**	(-2,86)**	(-3,28)**
	β_2	-0,07	-0,15	0,11	0,07	-0,10	-0,18	0,06	0,11	-0,20	-0,19	0,01	0,07	-0,24	-0,11	0,09	0,03
	$\beta_2 = 0$	(-0,60)	(-1,51)	(1,07)	(0,51)	(-0,84)	(-1,67)	(0,54)	(0,78)	(-1,92)	(-1,70)	(0,08)	(0,51)	(-1,74)	(-1,08)	(1,08)	(0,25)
	Justert R ²	0,95	0,85	0,70	0,69	0,96	0,88	0,76	0,69	0,97	0,89	0,77	0,69	0,75	0,37	0,10	0,04
2000-2005	α	0,25	0,12	0,59	-0,04	0,35	0,56	0,24	0,16	0,01	0,07	0,12	0,32				
	$\alpha = 0$	(1,11)	(0,20)	(0,41)	(-0,01)	(1,27)	(0,89)	(0,15)	(0,06)	(0,27)	(1,09)	(0,53)	(0,96)				
	β_1	0,93	0,98	0,85	1,07	0,89	0,84	0,96	1,00	0,94	1,02	1,06	1,41				
	$\beta_1 = 1$	(-1,02)	(-0,09)	(-0,33)	(0,08)	(-1,26)	(-0,77)	(-0,08)	(0,00)	(-0,85)	(0,15)	(0,12)	(0,55)				
	β_2	0,09	0,04	-0,10	0,08	0,09	0,02	0,13	0,17	0,06	0,12	0,03	0,33				
	$\beta_2 = 0$	(0,73)	(0,30)	(-0,32)	(0,17)	(0,68)	(0,15)	(0,49)	(0,44)	(0,38)	(0,58)	(0,07)	(1,11)				
	Justert R ²	0,79	0,56	0,29	0,13	0,63	0,39	0,20	0,06	0,80	0,55	0,31	0,14				
2005-2010	α	0,52	2,35	3,81	4,04	0,52	2,06	3,48	3,76	0,07	-0,09	0,54	0,65	0,20	0,59	1,09	1,20
	$\alpha = 0$	(1,65)	(1,11)	(2,70)**	(4,97)**	(2,03)*	(2,21)*	(2,92)**	(5,06)**	(2,28)*	(-0,57)	(3,87)**	(6,37)**	(5,62)**	(3,30)**	(3,89)**	(8,14)**
	β_1	0,88	0,44	0,10	0,05	0,88	0,51	0,17	0,11	0,89	1,06	0,18	0,06	0,77	0,22	-0,45	-0,61
	$\beta_1 = 1$	(-1,60)	(-2,05)*	(-2,61)*	(-4,70)**	(-1,97)*	(-2,16)*	(-2,81)**	(-4,77)**	(-1,90)	(0,35)	(-3,12)**	(-5,22)**	(-3,41)**	(-2,35)*	(-3,19)**	(-7,33)**
	β_2	-0,22	-0,43	0,02	0,25	-0,36	-0,41	0,04	0,24	-0,37	-0,18	-0,03	0,19	-0,45	-0,37	-0,27	-0,28
	$\beta_2 = 0$	(-1,10)	(-2,02)*	(0,18)	(2,15)*	(-1,72)	(-2,64)**	(0,44)	(2,10)*	(-2,54)*	(-0,76)	(-0,28)	(1,65)	(-3,04)**	(-1,99)*	(-1,72)	(-2,71)**
	Justert R ²	0,80	0,43	-0,02	0,08	0,84	0,49	0,00	0,10	0,86	0,71	0,01	0,05	0,74	0,25	0,04	0,08
2010-2016	α	-0,07	-0,37	-0,43	0,24	-0,18	-0,30	0,62	2,24	-0,12	-0,01	0,08	0,44	0,25	0,29	0,28	0,37
	$\alpha = 0$	(-0,43)	(-0,53)	(-0,31)	(0,18)	(-1,07)	(-0,42)	(0,57)	(1,54)	(-1,68)	(-0,57)	(0,33)	(1,52)	(3,44)**	(3,54)**	(1,90)	(2,25)*
	β_1	1,01	1,07	1,08	0,93	1,04	1,06	0,85	0,50	1,10	1,07	0,86	0,49	0,77	0,74	0,76	0,65
	$\beta_1 = 1$	(0,38)	(0,48)	(0,26)	(-0,23)	(1,01)	(0,38)	(-0,61)	(-1,56)	(1,43)	(0,35)	(-0,60)	(-1,74)	(-3,50)	(-3,07)**	(-1,48)	(-1,86)
	β_2	-0,04	0,09	0,05	0,01	-0,10	-0,10	-0,32	-0,34	-0,16	-0,18	-0,32	-0,38	-0,05	0,08	0,14	-0,02
	$\beta_2 = 0$	(-0,28)	(0,33)	(0,26)	(0,05)	(-0,59)	(-0,32)	(-2,42)*	(-1,51)	(-0,80)	(-0,77)	(-2,51)*	(-1,69)	(-0,25)	(0,65)	(2,22)*	(-0,18)
	Justert R ²	0,90	0,69	0,40	0,26	0,92	0,73	0,48	0,29	0,89	0,71	0,47	0,34	0,71	0,47	0,33	0,27

Note: Modellen er: $\ln S_{t+i} = \alpha + \beta_1 \ln F_t^i + \beta_2 (\ln F_{t-i} - \ln S_t) + \varepsilon_{t+i}$, der $H_0: \alpha = 0; \beta_1 = 1; \beta_2 = 0$. T-HACSE verdiene er oppgitt i parentes. R² er determinasjonskoeffisienten. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Modell 6: Fungerer futuresprisen annerledes som prognose i ulike markedstilstander og sesonger?

Her vil vi bare presentere resultatene fra modell 6 på nivåform. Grunnen er at de to andre regresjonene i modell 6 gir færre signifikante resultater og har lavere forklaringskraft sammenlignet med modellen på nivåform. Derfor har vi valgt å vise resultatene av regresjon (5.13) og (5.14) i vedlegg 4. Vi velger også å ikke rapportere estimatene av sesongdummyene i tabellene, da vi fikk få signifikante verdier av disse. Modell 6 på nivåform er som følger:

$$S_{t+i} = \alpha + \beta_1 F_t^i + \beta_2 \text{CONT} + \beta_3 (F_t^i * \text{CONT}) + \sum_{j=2}^{12} \beta_j \text{SESONG}_j + \varepsilon_{t+i}$$

I regresjonen ovenfor ønsker vi å finne ut om det er noen forskjell på futuresprisens prognoseegenskaper i ulike markedstilstander og sesonger. Hvis β_2 , β_3 og β_j er signifikante tyder dette på at markedstilstandene og sesongene vil ha innvirkning på prognoseegenskapene til futuresprisene, og det er disse estimatene vi er mest interesserte i.

Ser vi på hele perioden er β_2 signifikant forskjellig fra 0 i kun to tilfeller, for kontraktene F1 og F3 til RB. Parameteren β_3 er signifikant i flere tilfeller og for det meste negativ. β_2 og β_3 -estimatene har med unntak av F9-kontrakten til RB alltid motsatt fortegn. For alle kontraktshorisontene på WTI, Brent og HO er β_2 positiv og β_3 negativ, noe som tyder på at ved lave prisnivåer vil forventet spotpris være høyere når markedet er i contango sammenlignet med når det er i backwardation. Ved høye prisnivåer vil det være motsatt, og forventet spotpris vil være lavere når markedet er i contango sammenlignet med backwardation. Dette kan vi vise med et lite eksempel. Vi setter estimatene for F3-kontrakten til WTI inn i ligningen og velger en futurespris på \$ 100 per fat. Forventet spotpris i contango blir \$ 88,39 per fat, mens den forventede spotprisen blir \$ 97,41 per fat i backwardation. Bruker vi istedet en futurespris på \$ 30 per fat, vil forventet spotpris bli \$ 33,79 per fat og \$ 29,51 per fat i henholdsvis contango og backwardation. For RB vil denne sammenhengen være omvendt (sett bort i fra F9-kontrakten).

For hele perioden under ett er justert R^2 ganske høy for alle kontraktshorisonter og holder seg over 50% med unntak av kontraktene F6 og F9 til RB. Samtidig kan RB vise til den dårligste forklaringsgraden av produktene og den faller også drastisk ved lenger løpetid på kontraktene.

Av underperiodene er det i periode 2 modellen kan vise til flest signifikante verdier av β_2 og β_3 . Dette tyder på at markedstilstanden har hatt mest å si for prognoseegenskapene til futuresprisen i denne perioden. Det er kun F3-kontrakten til HO og F1-kontrakten til RB som kan vise til signifikante β_2 og/eller β_3 for alle periodene. Dette kan tyde på at markedstilstanden har noe å si for prognoseegenskapene til akkurat disse futuresprisene, også med tanke på at forklaringskraften har blitt større for disse kontraktene sammenlignet med modell 1.

Helhetsbildet av resultatene tyder på at inkluderingen av markedstilstand og sesong i modellen gir oss dårligere prognoser av fremtidig spotpris. Sammenligner vi resultatene med modell 1 er justert R² lavere i de aller fleste tilfellene og synker også mer for lengre kontrakter. Ovenfor nevnte vi at det kun er to kontrakter som kan vise til signifikante sammenhenger mellom markedstilstanden og fremtidig spotpris over alle periodene. Det kan dermed tyde på at markedstilstanden ikke har mye å si for hvordan futuresprisene predikerer etterfølgende spotpris.

Tabell 6.6: Regresjonsresultater av modell 6 (regresjon (5.12)) for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016

	WTI				Brent				HO				RB			
	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9
2000-2016																
α	1,10	0,41	5,46	13,44	0,38	-1,64	0,55	5,37	0,01	-0,04	0,07	0,25	0,55	1,08	1,46	1,77
$\alpha = 0$	(0,63)	(0,10)	(1,01)	(2,26)*	(0,22)	(-0,53)	(0,12)	(1,15)	(0,14)	(-0,33)	(0,46)	(1,49)	(5,16)**	(4,65)**	(3,02)**	(3,75)**
β_1	1,00	0,97	0,81	0,69	1,02	0,98	0,94	0,85	1,02	1,06	0,97	0,87	0,85	0,60	0,36	0,24
$\beta_1 = 1$	(0,35)	(-0,38)	(-1,46)	(-2,08)*	(1,11)	(-0,53)	(-1,44)	(-2,16)*	(0,63)	(0,92)	(-0,39)	(-1,68)	(-3,98)**	(-4,07)**	(-2,76)**	(-3,21)**
β_2	5,16	9,98	14,53	21,4	1,36	8,21	26,54	33,11	0,06	0,24	0,46	0,67	-0,59	-0,96	-0,83	-0,16
$\beta_2 = 0$	(1,75)	(1,80)	(1,22)	(1,19)	(0,74)	(1,26)	(1,81)	(1,83)	(0,93)	(1,51)	(1,58)	(1,79)	(-3,37)**	(-2,82)**	(-1,22)	(-0,24)
β_3	-0,10	-0,19	-0,19	-0,20	-0,06	-0,18	-0,44	-0,48	-0,07	-0,23	-0,31	-0,36	0,13	0,40	0,41	-0,03
$\beta_3 = 0$	(-0,05)	(-2,09)*	(-1,07)	(-0,78)	(-2,10)*	(-1,43)	(-1,89)	(-1,73)	(-2,05)*	(-2,19)*	(-1,82)	(-1,88)	(1,86)	(2,57)**	(1,38)	(-0,08)
Justert R ²	0,94	0,81	0,58	0,50	0,96	0,85	0,71	0,60	0,96	0,86	0,68	0,58	0,80	0,51	0,24	0,11
2000-2005																
α	6,06	-5,26	-9,85	-13,43	3,25	-2,30	-7,14	5,39	0,01	0,35	0,00	-0,40				
$\alpha = 0$	(2,59)**	(-0,71)	(-1,00)	(-0,58)	(1,19)	(-0,27)	(-0,58)	(0,28)	(0,10)	(1,91)	(0,00)	(-0,47)				
β_1	0,91	1,06	1,52	1,73	0,94	1,07	1,31	1,37	1,01	0,64	1,05	1,59				
$\beta_1 = 1$	(-1,18)	(0,36)	(1,57)	(0,83)	(-0,67)	(0,25)	(0,70)	(0,45)	(0,03)	(-1,85)	(0,09)	(0,52)				
β_2	-3,38	17,82	62,07	32,61	2,02	2,78	22,86	28,00	0,05	-0,71	-0,41	0,32				
$\beta_2 = 0$	(-0,88)	(2,63)**	(4,57)**	(0,96)	(0,43)	(0,33)	(1,67)	(1,23)	(0,38)	(-3,24)**	(-1,13)	(0,45)				
β_3	0,10	-0,41	-2,74	-1,30	-0,11	-0,14	-0,95	-1,26	-0,13	0,85	0,56	-0,33				
$\beta_3 = 0$	(0,77)	(-2,95)**	(-5,15)	(-0,86)	(-0,63)	(-0,43)	(-1,69)	(-1,22)	(-0,83)	(3,34)**	(1,14)	(-0,35)				
Justert R ²	0,80	0,76	0,40	-0,03	0,65	0,46	0,18	-0,04	0,79	0,64	0,22	-0,06				
2005-2010																
α	-1,58	5,47	19,4	33,96	5,23	-18,07	9,96	24,19	-0,69	-0,32	-0,01	0,79	0,48	1,15	2,73	3,81
$\alpha = 0$	(-0,22)	(0,22)	(0,82)	(1,95)	(1,70)	(-2,29)*	(0,54)	(1,23)	(-3,95)**	(-1,07)	(-0,02)	(1,35)	(3,09)**	(1,98)*	(3,73)**	(6,21)**
β_1	0,99	0,87	0,61	0,37	0,95	1,30	0,94	0,49	1,31	1,28	1,29	0,63	0,87	0,51	-0,31	-0,84
$\beta_1 = 1$	(-0,14)	(-0,36)	(-0,94)	(-1,76)	(-1,00)	(2,97)**	(-0,19)	(-1,22)	(4,02)**	(2,32)*	(1,30)	(-0,94)	(-1,68)	(-1,66)	(-1,09)	(-7,55)**
β_2	9,75	17,90	47,16	51,51	-2,26	44,26	62,09	56,30	0,92	1,38	2,12	1,59	-0,74	-1,25	-3,65	-1,91
$\beta_2 = 0$	(0,84)	(0,70)	(1,78)	(2,29)*	(-0,29)	(3,11)**	(3,23)**	(2,31)*	(4,31)**	(3,52)*	(4,96)**	(2,44)*	(-4,91)**	(-1,97)*	(-3,91)**	(-2,03)*
β_3	-0,15	-0,47	-0,92	-0,78	-0,07	-0,90	-1,12	-0,84	-0,44	-0,93	-1,45	-0,95	0,33	0,59	1,84	0,58
$\beta_3 = 0$	(-0,97)	(-1,32)	(-2,23)*	(-1,86)	(-0,50)	(-4,16)**	(-3,15)**	(-1,78)	(-3,34)**	(-5,25)**	(-5,46)	(-2,14)*	(4,30)**	(1,64)	(4,84)**	(1,65)
Justert R ²	0,81	0,49	0,22	-0,02	0,85	0,61	0,29	0,04	0,88	0,66	0,59	0,08	0,74	0,34	0,30	0,28
2010-2016																
α	-3,57	-13,50	-29,3	-9,66	-10,25	7,77	23,8	-1,97	0,52	4,08	3,63	2,28	0,66	0,91	0,62	1,10
$\alpha = 0$	(-0,80)	(-0,58)	(-0,26)	(-0,06)	(-0,69)	(0,29)	(0,50)	(-0,03)	(1,44)	(5,86)**	(2,11)*	(1,62)	(2,78)**	(3,58)**	(-1,50)	(2,67)**
β_1	1,07	1,13	1,17	1,75	1,13	0,89	0,75	0,93	0,85	-0,35	-0,29	0,21	0,83	0,70	0,78	0,58
$\beta_1 = 1$	(1,86)	(0,66)	(0,15)	(0,04)	(0,93)	(-0,47)	(-0,60)	(-1,60)	(-1,24)	(-6,15)**	(-2,33)*	(-1,63)	(-2,83)**	(-3,11)**	(-4,32)**	(-0,66)
β_2	12,75	21,35	25,02	13,34	12,98	-16,76	-11,22	27,98	-0,67	-4,14	-3,55	-1,48	-0,81	-0,64	0,40	-0,92
$\beta_2 = 0$	(2,14)*	(0,95)	(0,23)	(0,08)	(0,86)	(-0,59)	(-0,18)	(0,33)	(-1,63)	(-6,02)**	(-2,08)*	(-0,95)	(-2,67)**	(-1,30)	(0,74)	(-1,46)
β_3	-0,17	-0,25	-0,16	0,01	-0,16	0,15	0,04	-0,29	0,21	1,35	1,23	0,46	0,20	0,23	-0,14	0,41
$\beta_3 = 0$	(-2,81)**	(-1,07)	(-0,14)	(0,00)	(-1,08)	(0,59)	(0,06)	(-0,33)	(1,41)	(5,32)**	(2,13)*	(0,82)	(1,73)	(1,24)	(-0,53)	(1,63)
Justert R ²	0,89	0,61	0,34	0,25	0,92	0,70	0,37	0,10	0,90	0,72	0,36	0,15	0,81	0,52	0,36	0,29

Note: Modellen er: $S_{t+i} = \alpha + \beta_1 F_t^i + \beta_2 \text{CONT} + \beta_3 (F_t^i * \text{CONT}) + \sum_{j=2}^{12} \beta_j \text{SESONG}_j + \varepsilon_{t+i}$, der $H_0: \alpha = 0; \beta_1 = 1; \beta_2 = 0; \beta_3 = 0; \beta_j = 0$. T-HACSE verdiene er oppgitt i parentes. R² er determinasjonskoeffisienten. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Modell 7: Kan lagerdata bidra til predikering av fremtidig spotpris?

I denne delen av undersøkelsen har vi valgt å bruke lagerdata fra OECD. En kombinasjon av statlige og kommersielle lagernivåer, samt summen av lager for råolje og petroleumsprodukter fra OECD viste seg å gi de beste prognosene (basert på justert R^2). Vi velger også å vise resultater for kun hele perioden, da underperiodene ikke ga noe særlig med signifikante resultater⁴³. Modell 7 er som følger:

$$\ln\Delta S_t = a + \beta_1 \ln\Delta F_{t-i} + \beta_2 \ln RIN_{t-i} + \beta_3 \ln AIN_{t-i} + \beta_4 LIN_{t-i} + \beta_5 LIN2_{t-i} + \beta_6 HIN_{t-i} + \beta_7 HIN2_{t-i} + \beta_8 FK + \varepsilon_t$$

Resultatene fra lagermodellen gir jevnt over få signifikante verdier. De fleste signifikante estimatene er av dummyvariabelen som tar for seg finanskrisen (FK). Koeffisienten β_8 er signifikant og negativ, noe som reflekterer den negative effekten finanskrisen hadde på oljeprisene. Vi kan også observere at lagervariablene for det meste viser det forventede inverse forholdet mellom lagerstørrelser og oljepriser (Ye et al., 2005). Det kan man se av de negative estimatene på β_2 , β_3 , β_4 , β_5 , β_6 og β_7 . Legg også merke til at variablene for lavt lagernivå (β_4 og β_5) er signifikante i flere tilfeller enn variablene for høyt lagernivå (β_6 og β_7). Dette er intuitivt forventet, fordi markedspsykologien fører til asymmetriske responser. Det blir en større prisrespons når lagernivået er lavt og en mindre prisrespons når lagernivået er høyt (Ye et al., 2006).

Totalt sett er det få signifikante verdier og de fremkommer nokså sporadisk. Utifra resultatene er det lite som tyder på at lagerdata kan brukes som hjelp i predikeringen av fremtidig spotpris. Det kan virke som at futuresprisene har tatt hensyn til påvirkningen lagernivåene har på fremtidig spotpris. Det vil si at lagerinformasjon allerede ser ut til å være bakt inn i futuresprisene.

⁴³ Vi la spesielt merke til den første underperioden (2000-2005), der vi fant signifikante verdier for lagervariablene β_2 , β_4 , β_5 , β_6 og β_7 for F1-kontrakten til WTI, Brent og HO. Forklaringskraften for disse tre kontraktene var relativt sett stor med verdier på henholdsvis 24%, 24% og 43%. Tabell for underperiodene finnes i vedlegg 4.

Tabell 6.7: Regresjonsresultater av modell 7 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016

		WTI				Brent				HO				RB			
		F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9
2000-2016	α	0,00	0,02	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	-0,01	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$\alpha = 0$	(0,69)	(1,61)	(0,09)	(-0,70)	(0,82)	(1,34)	(0,43)	(-0,81)	(0,30)	(2,10)*	(0,35)	(-0,41)	(0,44)	(0,39)	(-0,11)	(-0,30)
	β_1	0,03	-0,11	-0,27	-0,13	-0,06	0,01	-0,34	-0,07	0,04	-0,11	-0,06	-0,07	0,06	-0,15	-0,19	-0,04
	$\beta_1 = 0$	(0,40)	(-1,19)	(-2,78)**	(-1,18)	(-0,73)	(0,08)	(-3,48)**	(-0,64)	(0,52)	(-1,16)	(-0,63)	(-0,65)	(0,59)	(-1,34)	(-1,66)	(-0,37)
	β_2	0,63	-2,06	2,77	2,79	1,83	-2,80	2,76	3,39	1,37	-1,27	2,08	1,31	-0,28	1,83	1,15	2,07
	$\beta_2 = 0$	(0,42)	(-1,35)	(1,86)	(1,85)	(1,18)	(-1,83)	(1,89)	(2,26)*	(1,08)	(-0,95)	(1,60)	(0,94)	(-0,16)	(1,04)	(0,65)	(1,12)
	β_3	-1,02	-0,66	-1,37	0,10	-2,19	-0,46	-1,82	1,07	0,94	0,13	-0,37	0,11	0,24	0,33	0,12	0,42
	$\beta_3 = 0$	(-0,79)	(-0,50)	(-1,05)	(0,07)	(-1,67)	(-0,35)	(-1,41)	(0,82)	(0,88)	(0,12)	(-0,79)	(0,09)	(0,17)	(0,23)	(0,08)	(0,26)
	β_4	-15,91	9,90	-10,92	-6,35	-14,58	15,43	-5,09	-13,74	-28,92	12,61	-6,91	-2,59	-14,06	-46,67	-2,29	18,07
	$\beta_4 = 0$	(-1,62)	(0,99)	(-1,11)	(-0,65)	(-1,47)	(1,54)	(-0,53)	(-1,41)	(-3,56)**	(1,45)	(-0,80)	(-0,30)	(-0,48)	(-1,59)	(-0,07)	(0,59)
	β_5	949,25	-152,99	323,17	-62,75	628,43	-480,51	18,19	337,13	1641,58	-242,33	124,68	-43,25	1949,67	7063,16	-757,53	-4544,4
	$\beta_5 = 0$	(2,25)*	(-0,36)	(0,77)	(-0,15)	(1,49)	(-1,12)	(0,00)	(0,81)	(4,73)**	(-0,65)	(0,34)	(-0,12)	(0,37)	(1,35)	(-0,14)	(-0,83)
	β_6	-10,25	7,23	-6,41	9,71	-11,14	11,39	-9,62	1,67	-7,86	-3,54	-1,43	7,88	-0,68	-13,77	1,62	-1,03
	$\beta_6 = 0$	(-1,52)	(0,94)	(-0,69)	(1,04)	(-1,64)	(1,56)	(-1,06)	(0,18)	(-1,40)	(-0,59)	(-0,22)	(0,97)	(-0,11)	(-2,19)*	(0,23)	(-0,10)
	β_7	588,22	-444,49	364,99	-932,79	371,72	-586,37	602,93	-312,62	249,62	102,54	-371,21	-681,83	-103,41	368,32	-394,61	-158,96
	$\beta_7 = 0$	(1,71)	(-1,11)	(0,55)	(-1,39)	(1,07)	(-1,45)	(0,93)	(-0,47)	(0,87)	(0,33)	(-1,05)	(-1,11)	(-0,36)	(1,26)	(-1,16)	(-0,19)
	β_8	-0,06	-0,08	-0,10	-0,06	-0,04	-0,05	-0,09	-0,05	-0,08	-0,09	-0,08	-0,07	-0,06	-0,09	-0,09	-0,06
	$\beta_8 = 0$	(-1,59)	(-1,95)	(-2,43)*	(-1,53)	(-1,78)	(-1,22)	(-2,29)*	(-1,35)	(-2,17)*	(-2,22)*	(-2,36)*	(-1,82)	(-1,74)	(-2,46)*	(-2,57)*	(-1,83)
	Justert R ²	0,03	0,01	0,04	0,04	0,03	0,00	0,07	0,04	0,12	0,03	0,03	0,01	0,02	0,08	0,04	0,01

Note: Modellen er: $\ln\Delta S_t = \alpha + \beta_1 \ln\Delta F_{t-i} + \beta_2 \ln RIN_{t-i} + \beta_3 \ln AIN_{t-i} + \beta_4 \ln LIN_{t-i} + \beta_5 \ln LIN2_{t-i} + \beta_6 \ln HIN_{t-i} + \beta_7 \ln HIN2_{t-i} + \beta_8 FK + \varepsilon_t$, der $H_0: \alpha = 0; \beta_{1-8} = 0$. T-verdiene er oppgitt i parentes. R² er determinasjonskoeffisienten. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Modell 8: Kan posisjonsdata bidra til predikering av fremtidig spotpris?

I vedlegg 5 presenterer vi noe statistikk av posisjoner for å gi et helhetsbilde av aktiviteten til aktørene i futuresmarkedet. Kort oppsummert viser statistikken at hedgerne er de største aktørene i futuresmarkedet for både WTI, HO og RB. De siste 15 årene ser man derimot en nedgående trend for hedgerne og en stigende trend for spekulanter og nonreporting tradere med tanke på aktørenes andel av open interest. Oversikten viser også at hedgerne i gjennomsnitt har vært netto short, noe som muligens kan ha ført til at futuresprisene ikke har vært forventningsrette og at det kan ha oppstått en risikopremie i oljemarkedet.

Vi velger å presentere resultatene fra posisjonsmodell 8 for hele perioden. Resultatene fra underperiodene viste få signifikante resultater og er dermed ikke tatt med her. Som forklart i delkapittel 5.1, har vi ikke resultater for Brent. Modell 8 er som følger:

$$\ln\Delta S_t = \alpha + \beta_1 \ln\Delta F_{t-i} + \beta_2 PNL_{t-i} + \beta_3 \ln EL_{t-i} + \beta_4 \ln ES_{t-i} + \beta_5 LO_{t-i} + \beta_6 HI_{t-i} + \beta_7 FK + \varepsilon_t$$

Akkurat som i lagermodellen får vi også i denne modellen veldig få signifikante verdier. Igjen er det dummyvariabelen for finanskrisen som viser flest signifikante verdier. Posisjonene til spekulantene og hedgerne er de som gir flest signifikante verdier, og det er spesielt F6 - kontrakten til WTI som gir indikasjoner på mulige prediksjonsevner. Forklaringskraften er på 8 % og 9 % for denne kontrakten når vi ser på henholdsvis posisjonene til spekulantene og hedgerne. Det er de høyeste forklaringsgradene vi får. Relativt sett er det høyt, men generelt sett er det fortsatt lavt. Ser vi for eksempel på estimatet for β_2 i F6-kontrakten for WTI, er den signifikant negativ når vi ser på posisjonene til spekulantene og signifikant positiv når vi ser på posisjonene til hedgerne. Dette kan tyde på at en økning i spekulantenes netto long posisjoner er assosiert i gjennomsnitt med et etterfølgende fall i fremtidige spotpriser, mens en økning i hedgernes netto long posisjoner er assosiert i gjennomsnitt med en etterfølgende stigning i fremtidige spotpriser. Det er også verdt å merke seg at resultatene for nonreporting tradere viser ingen signifikante verdier for posisjonsvariablene β_2 , β_3 , β_4 , β_5 og β_6 .

Hvis vi ser på resultatene samlet sett, er det lite som tyder på at noen av posisjonene til traderne har en systematisk evne til å predikere fremtidige oljepriser. Dette er i samsvar med det Sanders et al. (2004) fant ut. Samtidig fikk vi de sterkeste signifikante verdiene for WTI, noe som også ligner på resultatene til Sanders et al. (2004). De eneste signifikante verdiene de fikk var for WTI når de så på posisjonene til hedgere og nonreporting tradere.

Tabell 6.8: Regresjonsresultater av modell 8 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016

		WTI				HO				RB			
		F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9
2000-2016 (Spekulanter)	α	0,01	0,00	0,04	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,00	0,17	-0,14	-0,01
	$\alpha = 0$	(0,82)	(-0,13)	(2,57)*	(-0,31)	(0,80)	(0,82)	(0,19)	(0,72)	(-0,02)	(1,96)	(-1,51)	(-0,12)
	β_1	0,04	-0,06	-0,32	-0,13	0,00	-0,12	-0,15	-0,20	0,03	-0,39	-0,22	-0,01
	$\beta_1 = 0$	(0,46)	(-0,65)	(-3,31)**	(-1,19)	(-0,05)	(-1,13)	(-1,40)	(-1,83)	(0,26)	(-2,44)*	(-1,25)	(-0,04)
	β_2	-0,06	-0,02	-0,13	-0,02	-0,03	-0,02	0,01	0,03	-0,01	0,28	1,26	0,01
	$\beta_2 = 0$	(-1,38)	(-0,42)	(-3,38)**	(-0,41)	(-0,69)	(-0,44)	(0,14)	(0,58)	(-0,07)	(1,88)	(1,68)	(0,09)
	β_3	0,04	0,03	0,08	0,02	0,03	-0,02	0,07	0,01	0,13	0,18	-0,11	-0,10
	$\beta_3 = 0$	(1,13)	(0,91)	(2,16)*	(0,49)	(1,28)	(-0,87)	(3,17)**	(0,70)	(1,63)	(2,32)*	(-1,34)	(-1,25)
	β_4	-0,02	0,01	0,00	0,08	0,03	-0,02	0,00	-0,03	-0,02	0,00	0,03	-0,01
	$\beta_4 = 0$	(-0,59)	(0,36)	(0,04)	(1,94)	(1,52)	(-0,82)	(-0,07)	(-1,33)	(-0,73)	(-0,03)	(0,82)	(-0,22)
	β_5	-0,01	0,01	-0,07	0,02	-0,03	-0,03	0,02	-0,02	0,00	-0,13	0,07	0,01
	$\beta_5 = 0$	(-0,53)	(0,28)	(-2,54)*	(0,57)	(-1,21)	(-0,97)	(0,66)	(-0,72)	(-0,02)	(-2,59)*	(1,29)	(0,22)
	β_6	0,01	0,02	0,01	0,02	0,03	0,03	-0,01	-0,02	0,04	0,06	-0,09	0,05
	$\beta_6 = 0$	(0,22)	(0,80)	(0,41)	(0,65)	(1,11)	(1,01)	(-0,30)	(-0,84)	(0,90)	(1,38)	(-1,83)	(1,05)
β_7	0,05	0,06	0,05	0,06	-0,08	-0,10	-0,08	-0,07	-0,05	-0,08	-0,07	-0,06	
$\beta_7 = 0$	(1,03)	(1,20)	(0,97)	(1,16)	(-2,17)*	(-2,48)*	(-2,22)*	(-2,10)*	(-0,98)	(-1,55)	(-1,44)	(-1,26)	
Justert R ²		0,01	-0,02	0,08	0,01	0,02	0,02	0,05	0,03	0,01	0,05	0,02	-0,02
2000-2016 (Hedgere)	α	0,01	0,01	0,05	0,00	-0,01	0,01	0,02	-0,04	-0,08	-0,05	0,22	0,11
	$\alpha = 0$	(0,67)	(0,62)	(3,32)**	(0,17)	(-0,65)	(0,71)	(0,97)	(-1,86)	(-0,86)	(-0,64)	(2,50)*	(1,22)
	β_1	0,07	-0,08	-0,37	-0,13	0,00	-0,12	-0,17	-0,21	0,00	-0,38	-0,22	0,06
	$\beta_1 = 0$	(0,97)	(-0,90)	(-3,62)**	(-1,08)	(-0,02)	(-1,09)	(-1,53)	(-1,80)	(-0,02)	(-2,37)*	(-1,31)	(0,36)
	β_2	0,12	-0,01	0,62	0,01	0,25	0,01	0,26	-0,60	-0,42	-0,36	1,14	0,49
	$\beta_2 = 0$	(0,53)	(-0,05)	(3,11)**	(0,04)	(0,93)	(0,04)	(0,95)	(-2,20)*	(-0,93)	(-0,79)	(2,42)*	(0,98)
	β_3	0,18	0,08	-0,34	0,15	0,00	0,05	-0,19	-0,06	0,09	0,08	-0,18	0,06
	$\beta_3 = 0$	(1,19)	(0,51)	(-2,38)*	(0,97)	(0,03)	(0,63)	(-2,28)*	(-0,66)	(0,58)	(0,53)	(-1,11)	(0,36)
	β_4	-0,33	0,09	0,25	-0,12	0,07	-0,02	0,23	-0,08	0,17	0,22	0,13	-0,10
	$\beta_4 = 0$	(-2,46)*	(0,64)	(1,85)	(-0,83)	(0,67)	(-0,20)	(2,38)*	(-0,79)	(1,09)	(1,39)	(0,84)	(-0,65)
	β_5	-0,02	-0,05	0,05	-0,03	-0,01	0,00	0,02	-0,02	-0,02	-0,06	0,04	-0,02
	$\beta_5 = 0$	(-0,46)	(-1,16)	(1,31)	(-0,69)	(-0,53)	(-0,12)	(0,92)	(-0,69)	(-0,59)	(-1,28)	(0,95)	(-0,44)
	β_6	-0,01	-0,01	-0,08	0,00	0,02	-0,03	-0,02	0,05	-0,01	-0,01	-0,09	-0,08
	$\beta_6 = 0$	(-0,34)	(-0,33)	(-2,82)**	(0,34)	(0,70)	(-1,03)	(-0,54)	(1,53)	(-0,11)	(-0,17)	(-1,73)	(-1,43)
β_7	-0,01	0,05	0,04	0,06	-0,07	-0,10	-0,08	-0,08	-0,05	-0,08	-0,09	-0,07	
$\beta_7 = 0$	(-0,15)	(1,00)	(0,72)	(1,13)	(-1,94)	(-2,63)**	(-2,22)*	(-2,23)*	(-0,94)	(-1,61)	(-1,62)	(-1,38)	
Justert R ²		0,02	0,00	0,09	0,01	0,00	0,01	0,03	0,04	0,01	0,04	0,03	-0,01
2000-2016 (Nonreporting)	α	0,00	0,00	0,00	-0,01	0,01	0,00	0,00	0,02	-0,02	0,00	0,04	0,00
	$\alpha = 0$	(0,17)	(0,50)	(0,23)	(-0,57)	(0,48)	(0,11)	(0,01)	(0,73)	(-0,57)	(0,00)	(1,18)	(-0,11)
	β_1	0,08	-0,04	-0,21	-0,15	0,04	-0,07	-0,10	-0,12	0,10	-0,27	-0,27	0,02
	$\beta_1 = 0$	(1,03)	(-0,49)	(-2,15)*	(-1,32)	(0,41)	(-0,66)	(-0,94)	(-1,10)	(0,76)	(-1,57)	(-1,56)	(0,13)
	β_2	-0,06	-0,06	-0,08	-0,11	-0,06	0,06	0,06	-0,02	0,12	0,02	-0,26	0,12
	$\beta_2 = 0$	(-0,45)	(-0,45)	(-0,64)	(-0,83)	(-0,41)	(0,40)	(0,45)	(-0,17)	(0,57)	(0,11)	(-1,18)	(0,52)
	β_3	0,01	0,02	0,00	-0,03	0,08	0,03	0,11	-0,01	0,04	0,05	0,10	-0,08
	$\beta_3 = 0$	(0,18)	(0,29)	(0,08)	(-0,42)	(1,25)	(0,52)	(1,72)	(-0,09)	(0,63)	(0,71)	(1,47)	(-1,17)
	β_4	-0,04	0,04	-0,08	-0,07	0,02	0,07	-0,06	-0,01	-0,05	-0,05	0,00	0,11
	$\beta_4 = 0$	(-0,55)	(0,58)	(-1,16)	(-0,99)	(0,39)	(1,27)	(-1,11)	(-0,16)	(-0,68)	(-0,68)	(0,01)	(1,45)
	β_5	0,00	-0,08	-0,05	0,01	0,00	0,00	0,02	-0,05	0,04	0,02	-0,02	-0,02
	$\beta_5 = 0$	(-0,01)	(-1,72)	(-1,08)	(0,17)	(-0,01)	(-0,03)	(0,63)	(-1,56)	(0,81)	(0,47)	(-0,46)	(-0,39)
	β_6	-0,01	-0,04	0,00	0,03	0,01	-0,03	-0,04	-0,01	-0,02	-0,02	0,01	-0,02
	$\beta_6 = 0$	(-0,20)	(-0,15)	(0,13)	(0,88)	(0,19)	(-1,04)	(-1,46)	(-0,23)	(-0,37)	(-0,45)	(0,27)	(-0,41)
β_7	0,04	0,06	0,07	0,07	-0,07	-0,09	-0,09	-0,08	-0,04	-0,08	-0,05	-0,07	
$\beta_7 = 0$	(0,78)	(1,21)	(1,30)	(1,30)	(-1,97)*	(-2,38)*	(-2,33)*	(-2,19)*	(-0,72)	(-1,48)	(-0,97)	(-1,34)	
Justert R ²		-0,02	-0,01	0,02	0,00	0,00	0,02	0,02	-0,03	-0,02	0,01	-0,02	

Note: Modellen er: $\ln\Delta S_t = a + \beta_1 \ln\Delta F_{t-i} + \beta_2 PNL_{t-i} + \beta_3 \ln EL_{t-i} + \beta_4 \ln ES_{t-i} + \beta_5 LO_{t-i} + \beta_6 HI_{t-i} + \beta_7 FK$

+ ε_t , der $H_0: \alpha = 0; \beta_{1-8} = 0$. T-verdiene er oppgitt i parentes. R^2 er determinasjonskoeffisienten. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

6.2 Out-of-sample resultater

In-sample analysen forteller oss noe om “rasjonaliteten” av futuresmarkedene, men de indikerer ikke deres nytte som prediktorer av spotpriser (Roache og Reichsfeld, 2011). I denne delen skal vi foreta en out-of-sample analyse av tre modeller. Alle modellene er estimert ved bruk av minste kvadraters metode. Den første er en random walk-modell uten drift. Ifølge Alquist og Kilian (2010) er dette en naturlig benchmark å bruke. Modellen er en naiv prognose av fremtidig spotpris. Den impliserer at spotprisendringer er umulig å predikere, slik at den beste prediksjonen på fremtidig spotpris vil være dagens spotpris:

$$(6.1) \quad S_{t+i} = S_t$$

Den andre modellen tar utgangspunkt i at futuresprisen er den beste predikatoren av fremtidig spotpris og antar dermed at den fremtidige spotprisen er lik dagens futurespris:

$$(6.2) \quad S_{t+i} = F_t^i$$

Den tredje modellen bruker basis som prognose på fremtidig spotpris:

$$(6.3) \quad S_{t+i} = (F_t^i - S_t)$$

Prediksjonsperioden vår strekker seg over 24 måneder, fra 2014 til og med 2015. Vi har sett på 1, 3, 6 og 9-måneders kontraktshorisonter. En oppfølging av denne analysen kunne vært å gjort samme undersøkelse med lager- og posisjonsmodellen, men som vi har vist tidligere er R^2 veldig lav i disse modellene. Selv om det er til dels statistisk signifikante resultater/parametere i disse modellene, ser vi at effekten på den forklarte variansen er så liten at det ikke er grunnlag til å tro at vi kan lage noe bedre prognoser basert på R^2 .

Tabell 6.9 nedenfor viser resultatene fra out-of-sample prognosen. Akkurat som i in-sample analysen kan vi se at prediksjonsnøyaktigheten blir mindre med lengre kontraktshorisonter. Av tabellen kan man se at RMSE og MAPE rangerer modellene i samme rekkefølge for nesten samtlige produkter (unntaket er WTI 6M og Brent 9M), mens skjevheten og standardavviket varierer noe mer i rangeringen. Futures-modellen har lavest RMSE og MAPE for RB på alle horisonter, mens det samme gjelder for WTI med unntak av 6M. For WTI 6M er RMSE og

skjevhet lavest for futures-modellen, mens MAPE og standardavvik er lavest for random walk. Det er dermed uklart hvem av modellene som gjør det best i dette tilfellet. Vi ser at futures-modellen er den modellen som predikerer den fremtidige spotprisen på WTI og RB best. Dette resultatet blir også støttet opp av at futures-modellen har den minste skjevheten og det minste standardavviket i de fleste tilfellene. Derimot utviser futures kun statistisk signifikant bedre prediksjonsnøyaktighet enn random walk for WTI 1M på 5% signifikansnivå og for RB 3M og 6M på 1 % nivå.

For Brent og HO er det derimot dagens spotpris som har vært den beste predikatoren på fremtidig spotpris, hvor RMSE og MAPE kan vise til de laveste verdiene. For Brent 9M er det mer uklart om det er random walk- eller basis-modellen som predikerer best. Random walk har lavest RMSE og standardavvik, mens basis har lavest MAPE og skjevhet. Til forskjell fra futures-modellen for WTI og RB får random walk-modellen i disse tilfellene for Brent og HO mer varierende støtte i form av skjevhet og standardavvik. Ser vi for eksempel på Brent 9M, har random walk-modellen det minste standardavviket, men også den største skjevheten. Random walk predikerer signifikant mer nøyaktig enn futures kun for HO 1M på 1% nivå.

Skjevheten forteller oss at futuresprisen og dagens spotpris overvurderer i gjennomsnitt de fremtidige spotprisene til samtlige oljeprodukter for alle kontraktshorisonter, og denne skjevheten øker med en lenger tidshorison. Dette er kanskje ikke så overraskende hvis man ser på prisutviklingen i oljemarkedet i 2014 og 2015, hvor prisen til for eksempel WTI startet på \$ 108 per fat og endte opp på rundt \$ 38 per fat.

Basis-modellen er den modellen som har gjort det desidert dårligst basert på RMSE og MAPE. I halvparten av tilfellene er også random walk signifikant mer nøyaktig enn basis som predikator. Det er derimot vanskelig for oss å si hvem av random walk- og futures-modellen som gir de beste prediksjonene. Begge modellene har predikert best for 2 av 4 oljeprodukter. Totalt sett har nok futures-modellen prestert best. RMSE og MAPE for random walk-modellen fikk ikke like god støtte fra skjevheten og standardavviket som det futures-modellen fikk. DM-testen viste også at futures hadde en signifikant bedre nøyaktighet enn random walk i flere tilfeller enn det som var tilfelle motsatt vei. Samtidig må vi påpeke at forskjellene i nøyaktighet mellom random walk og futures som prognose ikke er statistisk signifikante i de aller fleste tilfellene.

Tabell 6.9: Out-of-sample resultater for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont med en estimeringsperiode fra 2000-2014 og en testperiode fra 2014-2016

		1M				3M				6M				9M			
		RMSE	MAPE	Skjevhet	Std.av.	RMSE	MAPE	Skjevhet	Std.av.	RMSE	MAPE	Skjevhet	Std.av.	RMSE	MAPE	Skjevhet	Std.av.
WTI	Spot	7,49	10,70	-2,81	6,94	15,13	21,63	-8,53	13,55	22,31	31,84	-11,92	18,86	25,84	39,46	-14,65	21,29
	Future	6,92	9,63	-2,58	6,42	14,35	20,93	-6,00	13,04	21,26	32,08	-9,77	18,89	24,21	38,82	-11,78	21,15
		(0,026)*	(0,011)*			(0,165)	(0,403)			(0,238)	(0,746)			(0,129)	(0,946)		
	Basis	26,54	33,48	6,21	25,38	28,82	36,36	8,42	27,56	34,53	42,25	11,88	32,43	38,21	45,63	17,04	34,20
		(0,000)*	(0,000)**			(0,005)**	(0,004)**			(0,039)*	(0,051)			(0,082)	(0,143)		
Brent	Spot	7,47	10,11	-3,32	6,69	14,97	19,34	-8,53	12,30	23,21	30,51	-14,93	17,78	27,91	38,96	-18,78	20,64
	Future	7,63	10,54	-3,62	6,72	15,92	20,46	-9,29	12,93	24,16	33,42	-14,97	18,97	28,30	41,54	-18,24	21,63
		(0,518)	(0,207)			(0,018)*	(0,246)			(0,115)	(0,008)**			(0,608)	(0,068)		
	Basis	28,40	30,91	10,22	26,50	26,32	27,20	11,31	23,77	28,03	31,61	9,10	26,51	31,39	36,36	9,23	30,00
		(0,000)**	(0,000)**			(0,022)*	(0,036)*			(0,384)	(0,232)			(0,563)	(0,494)		
HO	Spot	0,20	9,08	-0,09	0,17	0,36	16,63	-0,23	0,28	0,54	25,83	-0,37	0,38	0,67	33,57	-0,44	0,51
	Future	0,25	12,43	-0,16	0,20	0,42	19,31	-0,26	0,32	0,58	28,08	-0,38	0,43	0,68	34,53	-0,45	0,50
		(0,005)**	(0,005)**			(0,006)**	(0,169)			(0,015)*	(0,320)			(0,713)	(0,791)		
	Basis	0,95	42,67	-0,04	0,95	0,90	38,15	0,12	0,89	0,83	35,53	0,17	0,82	0,79	35,86	0,15	0,77
		(0,003)**	(0,000)**			(0,003)**	(0,001)**			(0,031)*	(0,044)*			(0,306)	(0,375)		
RB	Spot	0,38	14,51	-0,07	0,37	0,54	22,40	-0,17	0,51	0,61	26,41	-0,22	0,57	0,59	26,25	-0,23	0,54
	Future	0,33	11,61	-0,03	0,33	0,45	17,49	-0,14	0,42	0,54	22,68	-0,23	0,49	0,43	24,87	-0,25	0,50
		(0,089)	(0,063)			(0,002)**	(0,001)**			(0,003)**	(0,000)**			(0,063)	(0,023)*		
	Basis	0,57	25,01	-0,14	0,55	0,56	25,15	-0,17	0,54	0,55	25,01	-0,19	0,52	0,61	27,33	-0,19	0,58
		(0,045)*	(0,026)*			(0,616)	(0,289)			(0,123)	(0,721)			(0,492)	(0,179)		

Note: P-verdiene fra DM-testen er oppgitt i parentes, der H_0 : lik prediksjonsnøyaktighet som benchmark og H_1 : ikke lik prediksjonsnøyaktighet som benchmark. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%. De laveste verdiene av RMSE, MAPE, skjevhet og standardavvik er uthevet med fet skrift.

Sammenlignet med tidligere litteratur får vi ikke helt motstridende resultater. Enkelte av studiene vi gjennomgikk i kapittel 2 fikk resultater som viste at futuresprisen var den beste predikatoren, mens andre viste at dagens spotpris var best. Det at de får forskjellige resultater kan tyde på at det ikke er noe fasitsvar på hvilken modell som fungerer best som predikator. I vårt tilfelle har resultatene variert og det kan se ut å være til dels tilfeldig. Alquist og Kilian (2010) har påpekt at den bestemte utvalgsperioden og lengden på den kan være en viktig årsak til at studier får forskjellige resultater.

7. Konklusjon

Formålet med denne utredningen har vært å undersøke hvor god futuresprisen på olje har vært til å prognostisere den fremtidige spotprisen. I tillegg har vi sett om futuresprisen har bakt i seg relevant tilgjengelig informasjon ved å se på blant annet variabler utarbeidet av lager- og posisjonsdata. Alt dette har vi undersøkt over en periode fra 2000-2016 ved hjelp av en in-sample analyse bestående av 8 prediksjonsmodeller og en out-of-sample analyse.

I denne utredningen finner vi at forventningsretthypotesen kan forkastes i de fleste tilfeller når vi ser på futuresprisene som estimatorer av etterfølgende spotpris. Dette gjelder spesielt for hele perioden under ett, mens underperiodene viser færre signifikante verdier. En sterkere test på forventningsretthypotesen ble utført med en regresjonsanalyse mellom basis og endringen i spotpris. I dette tilfellet kunne effisienskravet om en $\beta = 1$ kun forkastes for F1 og F3-kontrakten til HO og F1-kontrakten til RB når vi så på hele, andre og tredje periode. Disse resultatene gir indikasjoner på at vi ikke kan forkaste forventningsretthypotesen for noen av oljeproduktene. Basis viste derimot prognosekraft i flere tilfeller, og spesielt for WTI og RB for alle kontraktshorisonter. Generelt sett ser basis uansett ikke ut til å være en god prognose på spotprisendringer med en gjennomsnittlig determinasjonskoeffisient på 6 % når vi ser på hele perioden. Et interessant resultat er likevel at basis, i de fleste tilfeller, har større prognosekraft desto lengre tid det er til forfall.

Så langt kan vi se at vi får noe sprikende resultater. Den enkle modellen som tar utgangspunkt i prisnivået gir indikasjoner på ikke-effisiens. Modellen som så på prisendringer og basis indikerte effisiens, men med lav forklart varians. Disse sprikene kan mest sannsynlig forklares med at det rådende prisnivået påvirker futuresprisen på en måte som ikke fanges opp når en bare ser på prisendringer (Gjølberg og Johnsen, 1985). Dette kommer tydeligere fram når vi estimerer en modell, hvor en i tillegg til basis, også inkluderer dagens spotprisnivå i forklaringen av prisendringen. Resultatene fra modell 3 viser at inkluderingen av dagens spotprisnivå forbedrer prognosene i de fleste tilfeller sammenlignet med modellen med kun basis. Konklusjonen vil derfor bli at basis gir en forventningsrett prognose på prisendringene med lav forklaringskraft, mens avviket mellom spotpris og etterfølgende spotpris er betinget av det rådende prisnivået. Det kan dermed muligens se ut som at futuresmarkedet for oljeproduktene ikke tilfredsstiller effisienskravet for nesten alle kontraktshorisontene. Ved første øyekast kan det se ut som at futuresmarkedet for oljeproduktene ikke tilfredsstiller effisienskravet.

Videre viser våre resultater fra den fjerde modellen, prognosefeil som en funksjon av basis, få signifikante indikasjoner på tidsvariable risikopremier. De som fremkommer oftest med informasjon om fremtidige realiserte risikopremier, er basisen i F1-kontraktene til spesielt HO og RB. Forklaringskraften basis har på fremtidige prognosefeil er derimot gjennomgående meget lav.

Den femte modellen ga oss klare indikasjoner på at forrige periodes prognosefeil ikke har noen signifikant effekt på etterfølgende spotpris. De få signifikante sammenhengene fremkom i hovedsak i periode 2. Generelt sett var forklaringskraften omtrent identisk med det som var tilfellet i den første modellen med bare futuresprisen som forklaringsvariabel. Resultatene forteller oss at det kan se ut som at futuresprisen har lært av sine feil, og at det å legge til forrige periodes prognosefeil som forklaringsvariabel ikke ser ut til å forbedre futuresprisen som prognose på fremtidig spotpris.

Når vi videre undersøker om markedstilstanden påvirker prognoseegenskapene til futuresprisene, tyder resultatene på at markedstilstanden ikke har mye å si for hvordan futuresprisene predikerer etterfølgende spotpris. Inkluderingen av markedstilstanden gir oss dårligere prognoser enn modellen med bare futurespris. Det er derimot verdt å nevne at F3-kontrakten til HO og F1-kontrakten til RB viser signifikante sammenhenger mellom markedstilstand og fremtidig spotpris i alle periodene. I disse tilfellene har forklaringskraften økt og markedstilstanden kan ha noe å si for futuresprisenes prediksjoner. Som i de andre ovennevnte modellene, får vi flest signifikante verdier i periode 2. Det kan tyde på at markedstilstanden har hatt mest å si for prognoseegenskapene til futuresprisene i denne perioden. Vi fant også ytterst få signifikante sesongdummyer, noe som forteller oss at ulike sesonger ikke er til stor hjelp i å forbedre futuresprisen som prognose.

Vi testet videre om lagerdata kan brukes til å forbedre prognosen utover det futuresprisen klarer alene. Resultatene viste få og sporadiske signifikante verdier. Futuresprisene ser ut til å ha bakt i seg relevant lagerinformasjon og dermed er det lite som tyder på at lagerdata kan brukes som hjelp i prognostiseringen. En anbefaling for videre forskning, kan være å undersøke de ukentlige lagerdataene fra USA. Her vil en få flere observasjoner og det er også mulig å se på en lengre tidsperiode enn det vi har brukt. Videre testet vi den samme problemstillingen, men nå bare med posisjonsdata. Resultatene viste også i denne modellen få signifikante verdier. Det er lite som tyder på at posisjonsdata kan brukes til å predikere fremtidige oljepriser og det ser dermed ut til at også denne informasjonen er bakt inn i

futuresprisene. Det var kun F6-kontrakten til WTI som ga indikasjoner på prediksjonsevner når vi så på posisjonene til hedgerne og spekulantene. Sanders et al. (2004) fikk de eneste signifikante verdiene for WTI når de gjorde lignende undersøkelser som oss. Muligens kan dette indikere at det ligger noe prognosekraft i posisjoner på WTI og det kan være interessant å undersøke videre med for eksempel andre kontraktshorisonter og tidsperioder. Vi nevnte også i kapittel 2 at daglige posisjonsdata kun har blitt frigitt til noen få forskere. En studie av daglige posisjonsdata for oljemarkeder, og da særlig WTI, kan være en naturlig forlengelse av vår undersøkelse av posisjonsdata.

Fra in-sample analysen er det særlig periode 2 av underperiodene og oljeproduktet RB som skiller seg ut som de med flest signifikante verdier. Dette forsterker inntrykket av at markedene muligens ikke var effisiente i periode 2 til tider. Man kan heller ikke se bort i fra at de mange signifikante verdiene fra periode 2 kan ha en betydelig påvirkning på resultatene for hele perioden sett under ett. Tidsperioden for RB er kortere enn for de andre oljeproduktene, og det kan være en grunn til at vi får flere signifikante verdier for RB. Det kan også være at markedet for RB er mindre modent enn markedet for de andre produktene, noe som kan føre til en mindre effektiv utnyttelse av eksisterende relevant informasjon. Derfor kan det hende at forventningsretthypotesen forkastes hyppigere og at indikasjonene for ikke-effisiens er sterkere for RB. I vedlegg 5 om posisjonsstatistikk fant vi også ut at hedgerne i RB hadde vært netto short gjennom hele perioden, noe som kan ytterligere forsterke "mistanken" om at det har eksistert en risikopremie og at futuresprisen muligens ikke har vært forventningsrett. Det kan dermed anbefales å forske videre på markedet for RB i fremtiden ettersom markedet modnes mer og man får en lenger tidsperiode å undersøke.

I denne utredningen finner vi at futuresprisene til WTI og Brent har for det meste vært forventningsrette prognoser på etterfølgende spotpris. Vi får lite indikasjoner på at det eksisterer en risikopremie i disse markedene. Attpåtil er det få tilfeller der futuresprisen blir forbedret som prognose når vi ser på tidligere prognosefeil, markedstilstand, sesong, lager- og posisjonsdata. Futuresprisen ser ut til å ha tatt hensyn til denne relevante informasjonen. Markedet for WTI og Brent er også modent, noe som typisk fører til at prisingen blir mer rasjonell og markedene mer effisiente. Alt dette forsterker inntrykket av at futuresprisene til disse produktene er forventningsrette. Totalt sett virker futuresprisen for WTI og Brent som en rimelig grei prognose på fremtidig spotpris. Futuresprisene til HO og RB viser mer tegn på at de kan være skjeve. Vi skal være veldig forsiktig med å påstå at markeder ikke er effisiente

på bakgrunn av våre resultater. En annen utvalgsperiode kunne gitt andre resultater, noe vi har sett være tilfellet i tidligere studier.

Avslutningsvis gjorde vi en out-of-sample analyse. Resultatene viser at futuresprisen predikerer den fremtidige spotprisen på WTI og RB best på 1, 3, 6 og 9-måneders horisont, mens dagens spotpris gjør det best for samme horisonter når det kommer til Brent og HO. Derimot var forskjellene i prediksjonsnøyaktighet mellom disse prognosene ikke statistisk signifikante i de fleste tilfeller. Basis-modellen gjorde det dårligst av våre tre undersøkte modeller, og dagens spotpris viste seg som en signifikant bedre predikator i flere tilfeller.

Litteraturliste

Bøker og artikler

- ABOSEDRA, S. & BAGHESTANI, H. 2004. On the predictive accuracy of crude oil futures prices. *Energy Policy*, 32, 1389-1393.
- ALEXANDER, C. 2008. Market risk analysis: Practical financial econometrics (Vol. II). Wiley publishing.
- ALQUIST, R. & KILIAN, L. 2010. What do we learn from the price of crude oil futures? *Journal of Applied Econometrics*, 25, 539-573.
- BANERJEE, A., DOLADO, J. J., GALBRAITH, J. W. & HENDRY, D. 1993. Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data. *OUP Catalogue*.
- BRENNAN, M. J. 1958. The supply of storage. *The American Economic Review*, 48, 50-72.
- BROOKS, C. 2014. *Introductory econometrics for finance*, Cambridge, Cambridge University Press.
- BROOKS, C., PROKOPCZUK, M. & WU, Y. 2011. Commodity futures prices: More evidence on forecast power, risk premia and the theory of storage. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 53, 73-85.
- CARTER, C. A. 1999. Commodity futures markets: a survey. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 43, 209-247.
- CHERNENKO, S., SCHWARZ, K. & WRIGHT, J. H. 2004. The information content of forward and futures prices: Market expectations and the price of risk. *FRB International Finance discussion paper*, 1-23.
- CHINN, M. D. & COIBION, O. 2010. The predictive content of commodity futures. *Journal of Futures Markets*, 34, 607-636.
- CHINN, M. D., LEBLANC, M. & COIBION, O. 2005. The predictive content of energy futures: an update on petroleum, natural gas, heating oil and gasoline. National Bureau of Economic Research, 1-17.
- CHOPRA, S. & MEINDL, P. 2013. *Supply chain management : strategy, planning, and operation*, Boston, Pearson.
- CHOW, Y. F., MCALEER, M. & SEQUEIRA, J. 2000. Pricing of forward and futures contracts. *Journal of Economic Surveys*, 14, 215-253.
- CLEMENTS, M. & HENDRY, D. 1998. *Forecasting economic time series*, Cambridge University Press.
- CROWDER, W. J. & HAMED, A. 1993. A cointegration test for oil futures market efficiency. *Journal of Futures Markets*, 13, 933-941.
- DE ROON, F. A., NIJMAN, T. E. & VELD, C. 2000. Hedging pressure effects in futures markets. *The Journal of Finance*, 55, 1437-1456.

- DEAVES, R. & KRINSKY, I. 1992. Risk premiums and efficiency in the market for crude oil futures. *The Energy Journal*, 93-117.
- DIEBOLD, F. X. & MARIANO, R. S. 1995. Comparing predictive accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 134-144.
- ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- FAMA, E. F. 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25, 383-417.
- FAMA, E. F. 1984a. Forward and spot exchange rates. *Journal of monetary economics*, 14, 319-338.
- FAMA, E. F. 1984b. The information in the term structure. *Journal of financial economics*, 13, 509-528.
- FAMA, E. F. 1991. Efficient capital markets: II. *The journal of finance*, 46, 1575-1617.
- FAMA, E. F. & FRENCH, K. R. 1985. Commodity futures prices: Some evidence on forecast power, premiums, and the theory of storage. *Journal of Business*, 55-73.
- FRENCH, K. R. 1986. Detecting spot price forecasts in futures prices. *The Journal of Business*, 59, S39-S54.
- GJØLBERG, O. & JOHNSEN, T. 1999. Risk management in the oil industry: can information on long-run equilibrium prices be utilized? *Energy Economics*, 21, 517-527.
- GJØLBERG, O. & BRATTESTED, T.-L. 2011. The biased short-term futures price at Nord Pool: can it really be a risk premium? *The Journal of Energy Markets*, 4, 3-19.
- GJØLBERG, O. & JOHNSEN, T. 1985. *Terminmarkeder : bedre styring - mindre risiko : en innføring og en analyse av futuresmarkedet for gassolje*, Oslo, FMD, 1-158.
- GJØLBERG, O. & JOHNSEN, T. 1989. *OILMOD : en modell for oljepriser på kort og mellomlang sikt*, Bergen, 1-53.
- GJØLBERG, O. & JOHNSEN, T. H. 1986. *The Performance of the NYMEX Energy Futures Trade*, Center for the Study of Futures Markets, Columbia Business School, Columbia University, 1-65.
- GRANGER, C. W. & NEWBOLD, P. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2, 111-120.
- GUJARATI, D. & PORTER, D. 2010. *Essentials of Econometrics*. McGraw-Hill International: New York.
- HANSEN, L. P. & HODRICK, R. J. 1980. Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis. *The Journal of Political Economy*, 829-853.
- HANSEN, P. R. & TIMMERMANN, A. 2012. Choice of sample split in out-of-sample forecast evaluation. 1-42

- HARTZMARK, M. L. 1991. Luck versus forecast ability: Determinants of trader performance in futures markets. *Journal of Business*, 49-74.
- HICKS, J. 1939. *R. Value and Capital*. Oxford: Clarendon Press.
- HULL, J. 1991. *Introduction to futures and options markets*, Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- INOUE, A. & KILIAN, L. 2002. In-sample or out-of-sample tests of predictability: Which one should we use? *Econometric Reviews*, 23, 371-402.
- JOHANSEN, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12, 231-254.
- JOHANSEN, S. 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- JOHANSEN, S. & JUSELIUS, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration— with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52, 169-210.
- KALDOR, N. 1939. Speculation and economic stability. *The Review of Economic Studies*, 7, 1-27.
- KEYNES, J. M. 1923. Some aspects of commodity markets. *Manchester Guardian Commercial: European Reconstruction Series*, 13, 784-786.
- KEYNES, J. M. 1930. *A treatise on money*. JSTOR.
- LANGLI, J. C. 1993. Det norske valutamarkedet: fire artikler om valutapolitikk, spotkurser, terminkurser og sentralbankintervensjoner. 1-429.
- LEUTHOLD, R. M., GARCIA, P. & LU, R. 1994. The returns and forecasting ability of large traders in the frozen pork bellies futures market. *Journal of Business*, 459-473.
- MCCALLUM, A. H. & WU, T. 2005. Do oil futures prices help predict future oil prices? *FRBSF Economic Letter*, 1-3.
- NEWKEY, W. K. & WEST, K. D. 1986. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelationconsistent covariance matrix. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 703-708.
- PAGANO, P. & PISANI, M. 2009. Risk-adjusted forecasts of oil prices. *The BE Journal of Macroeconomics*, 9, 1-30.
- PINDYCK, R. S. 2001. The dynamics of commodity spot and futures markets: a primer. *The Energy Journal*, 1-29.
- PRAST, W. G. & LAX, H. L. 1983. Oil-futures markets.
- ROACHE, S. K. & REICHSFELD, D. A. 2011. Do commodity futures help forecast spot prices? *IMF Working Papers*, 1-25.

- SANDERS, D. R., BORIS, K. & MANFREDO, M. 2004. Hedgers, funds, and small speculators in the energy futures markets: an analysis of the CFTC's Commitments of Traders reports. *Energy Economics*, 26, 425-445.
- SANDERS, D. R., IRWIN, S. H. & MERRIN, R. P. 2009. Smart money: The forecasting ability of CFTC large traders in agricultural futures markets. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 276-296.
- STREETER, D. H. & TOMEK, W. G. 1992. Variability in soybean futures prices: an integrated framework. *Journal of Futures Markets*, 12, 705-728.
- TELSER, L. G. 1958. Futures trading and the storage of cotton and wheat. *The Journal of Political Economy*, 233-255.
- VIGFUSSON, R. J. & REEVE, T. A. 2011. Evaluating the forecasting performance of commodity futures prices. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), 1-19.
- WANG, C. 2001. Investor sentiment and return predictability in agricultural futures markets. *Journal of Futures Markets*, 21, 929-952.
- WOOLDRIDGE, J. M. 2009. *Introductory econometrics : a modern approach*, Mason, Ohio, South-Western Cengage Learning.
- WORKING, H. 1933. Survey of the Wheat Situation: April to August 1933. *Stanford University*, 09.
- WORKING, H. 1934. Price relations between May and new-crop wheat futures at Chicago since 1885. *Food Research Institute Wheat Studies*, 10, 183-228.
- WORKING, H. 1949. The theory of price of storage. *The American Economic Review*, 1254-1262.
- YE, M., ZYREN, J. & SHORE, J. 2002. Forecasting crude oil spot price using OECD petroleum inventory levels. *International Advances in Economic Research*, 8, 324-333.
- YE, M., ZYREN, J. & SHORE, J. 2005. A monthly crude oil spot price forecasting model using relative inventories. *International Journal of Forecasting*, 21, 491-501.
- YE, M., ZYREN, J. & SHORE, J. 2006. Forecasting short-run crude oil price using high-and low-inventory variables. *Energy Policy*, 34, 2736-2743.

Nettkilder

- CFTC. 2016. *Commitments of Traders* [Internett]. U.S. Commodity Futures Trading Commission. Tilgjengelig fra: <http://www.cftc.gov/MarketReports/CommitmentsofTraders/HistoricalCompressed/index.htm> [Hentet: 23. mars 2016].
- CIMSEC. 2016. *THE GREAT OIL CONTANGO OF 2008-2009 & MARITIME SECURITY: A RETROSPECTIVE* [Internett]. Center for International Maritime Security. Tilgjengelig fra:

- <http://cimsec.org/the-great-oil-contango/6840> [Hentet: 27.april 2016].
- CME. 2016a. *Crude Oil Futures Contract Specs* [Internett]. CME Group. Tilgjengelig fra: http://www.cmegroup.com/trading/energy/crude-oil/light-sweet-crude_contractSpecs_futures.html [Hentet: 16.januar 2016].
- CME. 2016b. *NY Harbor ULSD Futures Contract Specs* [Internett]. CME Group. Tilgjengelig fra: http://www.cmegroup.com/trading/energy/refined-products/heating-oil_contractSpecs_futures.html [Hentet: 16.januar 2016].
- CME. 2016c. *RBOB Gasoline Futures Contract Specs* [Internett]. CME Group. Tilgjengelig fra: http://www.cmegroup.com/trading/energy/refined-products/rbob-gasoline_contractSpecs_futures.html [Hentet: 16.januar 2016].
- EIA. 2016a. *SHORT-TERM ENERGY OUTLOOK* [Internett]. U.S. Energy Information Administration. Tilgjengelig fra: <http://www.eia.gov/forecasts/steo/tables/?tableNumber=6#endcode=201512&periodtype=m&startcode=200001> [Hentet: 03. april 2016].
- EIA. 2016b. *WTI-Brent crude oil price spread has reached unseen levels* [Internett]. U.S. Energy Information Administration. Tilgjengelig fra: <http://www.eia.gov/todayinenergy/detail.cfm?id=290> [Hentet: 20.april 2016].
- ICE. 2016. *Brent Crude Futures* [Internett]. ICE Futures Europe. Tilgjengelig fra: <https://www.theice.com/products/219/Brent-Crude-Futures> [Hentet: 16.januar 2016].
- INVESTOPEDIA. 2016. *Sentiment Indicator* [Internett]. Investopedia. Tilgjengelig fra: <http://www.investopedia.com/terms/s/sentimentindicator.asp> [Hentet: 15.mars 2016].
- MRCI. 2016. *Evolution of the Gasoline Contract* [Internett]. Moore Research Center, Inc. Tilgjengelig fra: <http://www.mrci.com/web/trading-articles/gas-contract-research.html> [Hentet: 11.februar 2016].
- VG. 2016. *Oljenedturen* [Internett]. VG. Tilgjengelig fra: <http://www.vg.no/spesial/2016/arbeidsledige/> [Hentet: 24.juni 2016].

Vedlegg

Vedlegg 1 - Resultater fra ADF-tester

Tabell 1: Resultater fra ADF-tester for spot- og futurespriser på nivåform i perioden 2000-2016

	Priser			LogPriser		
	Antall lags	t-verdi	AIC	Antall lags	t-verdi	AIC
WTI Spot	2	-2,53	6,60	5	-1,72	-1,52
WTI 1M	2	-2,28	6,82	10	-0,74	-1,52
WTI 3M	2	-2,34	6,60	10	-0,61	-1,75
WTI 6M	2	-2,26	6,51	8	-0,38	-1,94
WTI 9M	6	-0,86	6,27	5	-0,97	-2,19
Brent Spot	2	1,74	6,62	2	-0,78	-1,58
Brent 1M	2	-1,70	6,59	12	-0,68	-1,71
Brent 3M	2	-1,68	6,47	12	-0,38	-1,90
Brent 6M	2	-1,73	6,38	12	-0,23	-2,07
Brent 9M	2	-1,74	6,31	12	-0,12	-2,21
HO Spot	2	-1,35	-0,71	10	-0,24	-1,79
HO 1M	2	-1,27	-0,72	10	-1,63	-1,95
HO 3M	2	-1,43	-0,76	10	-1,63	-2,10
HO 6M	5	-0,94	-0,84	9	0,31	-2,26
HO 9M	5	-0,93	0,94	9	0,32	-2,42
RB Spot	2	-3,81*	0,47	11	-2,11	-1,14
RB 1M	2	-2,64	-0,19	10	-0,97	-1,64
RB 3M	2	-2,86	-0,43	12	-1,47	-1,90
RB 6M	2	-2,27	-0,57	12	-1,24	-2,02
RB 9M	2	-2,49	-0,52	12	-1,24	2,10

Note: Testregresjonen er: $\Delta X_t = \alpha + \delta t + \beta X_{t-1} + \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_q \Delta X_{t-q} + \epsilon_t$, der $H_0: \Delta X_t \sim I(1)$ og $H_1: \Delta X_t \sim I(0)$. Testen av Priser og LogPriser er gjennomført med priser på henholdsvis absolutt- og logform. Trend- og konstantledd er inkludert. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Tabell 2: Resultater fra ADF-tester for spot- og futurespriser på endringsform i perioden 2000-2016

	Prisendringer			LogPrisendringer		
	Antall lags	t-verdi	AIC	Antall lags	t-verdi	AIC
WTI Spot	12	-4,29**	-4,40	2	-7.23**	-1,54
WTI 1M	9	-4,84**	-4,46	2	-7.22**	-1,58
WTI 3M	12	-4,15**	-4,66	2	-6.99**	-1,78
WTI 6M	4	-5,76**	-4,82	9	-4.28**	-1,93
WTI 9M	4	-5,67**	-5,05	2	-6.48**	-2,22
Brent Spot	2	-6,91*	-4,47	11	-3.91*	-1,65
Brent 1M	12	-3,73*	-4,78	7	-5.72**	-1,74
Brent 3M	12	-3,66*	-4,94	7	-5.66**	-1,94
Brent 6M	12	-3,63*	-5,08	5	-5.88**	-2,11
Brent 9M	2	-6,91**	-4,47	5	-5.85**	-2,25
HO Spot	12	-3,90**	-4,68	2	-7.17**	-1,79
HO 1M	9	-4,37**	-4,82	2	-7.09**	-1,97
HO 3M	5	-5,44**	-4,94	2	-6.86**	-2,10
HO 6M	8	-5,49**	-5,11	11	-3,41	-2,28
HO 9M	8	-5,31**	-5,26	2	-6.47**	-2,44
RB Spot	4	-5,75**	-3,89	6	-5.59**	-0,76
RB 1M	3	-5,27**	-4,52	5	-6.08**	-1,71
RB 3M	12	-3,84*	-4,79	5	-5.34**	-1,91
RB 6M	12	-4,05**	-4,93	2	-5.47**	-2,13
RB 9M	3	-4,66**	-4,98	5	-5.78**	-2,15

Note: Testregresjonen er: $\Delta X_t = \alpha + \delta t + \beta X_{t-1} + \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_q \Delta X_{t-q} + \epsilon_t$, der $H_0: \Delta X_t \sim I(1)$ og $H_1: \Delta X_t \sim I(0)$. Testen av Prisendringer og LogPrisendringer er gjennomført med priser på henholdsvis absolutt- og logform. Trend- og konstantledd er inkludert. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Tabell 3: Resultater fra ADF-tester for basis i perioden 2000-2016

	Basis			Basis i %		
	Antall lags	t-verdi	AIC	Antall lags	t-verdi	AIC
WTI 1M	4	-4.45**	4,20	10	-3.60*	-4,12
WTI 3M	3	-3.71*	4,43	11	-3.63*	-3,47
WTI 6M	2	-3.44*	4,74	11	-3,34	-3,26
WTI 9M	3	-2,82	4,69	11	-3,34	-3,16
Brent 1M	7	-3.98*	2,73	11	-3,23	-5,18
Brent 3M	5	-3,00	3,69	3	-3,18	-4,22
Brent 6M	5	-2,74	4,17	3	-2,77	-3,66
Brent 9M	6	-2,73	4,45	3	-2,56	-3,33
HO 1M	8	-4.32**	-3,41	8	-3.53*	-4,44
HO 3M	8	-3.66*	-2,80	11	-3.45*	-3,70
HO 6M	8	-2,74	-2,48	10	-3.49*	-3,34
HO 9M	10	-2,10	-2,31	10	-3,36	-3,13
RB 1M	2	-4,45**	-0,98	2	-2,64	-2,48
RB 3M	4	-4.13**	-0,71	4	-3,12	-2,28
RB 6M	3	-5.85**	-0,49	4	-5.28**	-2,02
RB 9M	3	-5.20**	-0,28	4	-5.02**	-1,83

Note: Testregresjonen er: $\Delta X_t = \alpha + \delta t + \beta X_{t-1} + \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_q \Delta X_{t-q} + \epsilon_t$, der $H_0: \Delta X_t \sim I(1)$ og $H_1: \Delta X_t \sim I(0)$. Testen av Basis og Basis i % er gjennomført med priser på henholdsvis absolutt- og logform. Trend- og konstantledd er inkludert. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Tabell 4: Resultater fra ADF-tester for prognosefeil i perioden 2000-2016

	Prognosefeil			Prognosefeil i %		
	Antall lags	t-verdi	AIC	Antall lags	t-verdi	AIC
WTI 1M	2	-6.48**	6,70	6	-5.42**	-1,57
WTI 3M	11	-5.08**	6,97	2	-7.06**	-1,16
WTI 6M	12	-3.45*	7,07	5	-4.20**	-1,01
WTI 9M	11	-4.48**	6,97	2	-4.50**	-1,14
Brent 1M	4	-5.47**	6,67	2	-6.40**	-1,52
Brent 3M	12	-3.80*	6,80	4	-4.73**	-1,32
Brent 6M	8	-4.23**	6,95	2	-4.88**	-1,03
Brent 9M	11	-3.45*	6,93	2	-3.58*	-1,13
HO 1M	2	-6.25**	-0,65	5	-4.66**	-1,80
HO 3M	11	-4.58**	-0,35	10	-3.45*	-1,55
HO 6M	12	-3,03	-0,38	5	-4.78**	-1,49
HO 9M	11	-3.72*	-0,31	8	-3.82*	-1,37
RB 1M	4	-5.47*	0,36	3	-4.68**	0,39
RB 3M	11	-3.93*	0,64	4	-5.49**	0,17
RB 6M	12	-4.08**	0,69	6	-3.94*	0,13
RB 9M	9	-2,65	0,73	10	-3.49*	0,19

Testregresjonen er: $\Delta X_t = \alpha + \delta t + \beta X_{t-1} + \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_q \Delta X_{t-q} + \epsilon_t$, der $H_0: \Delta X_t \sim I(1)$ og $H_1: \Delta X_t \sim I(0)$.

$\Delta X_t \sim I(0)$. Testen av Prognosefeil og Prognosefeil i % er gjennomført med priser på henholdsvis absolutt- og logform. Trend- og konstantledd er inkludert. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%..

Vedlegg 2 – Kointegrasjonstester

Når vi finner at prisseriene er ikke-stasjonære, vil vi utføre en kointegrasjonstest mellom dagens spot- og futurespriser for å undersøke om de er kointegrerte og om dataene dermed kan bli anvendt i regresjonene uten mistanke om spuriøse resultater.

Enhver kointegrasjonstest har som mål å teste om det er noen felles stokastiske trender eller et likevektsforhold mellom ikke-stasjonære variabler. Det finnes forskjellige metoder for å teste for kointegrasjon. De to mest brukte metodene er Engle og Granger (1987) og Johansen (1988,1991). I denne oppgaven vil vi anvende Johansen-metoden. Bakgrunnen for dette er at den er sterkere og mer fleksibel sammenlignet med Engle-Granger metoden.

Johansen-metoden

Denne metoden går ut på å undersøke kointegrasjon i et multivariatsystem hvor det er minst to integrerte variabler. Det er en maximum likelihood-test for tilstedeværelse av kointegrasjonsvektorer og tillater testing av en begrenset versjon av kointegrasjonsvektorene. Metoden kan sees på som en multivariat generalisering av ADF-testen.

Vi kan nå la X_t bli betegnet som en VAR (1)-vektor for de ikke-stasjonære variablene, nemlig prisene. Hypotesen er at X_t følger en ubegrenset vector autoregression (VAR) i nivået på variablene (Alexander, 2008):

$$(1) \quad X_t = \alpha + BX_{t-1} + \varepsilon_t$$

hvor $X = \{X_1, \dots, X_n\}$.

Videre kan man trekke fra X_{t-1} på begge sider slik at VAR-modellen kan skrives slik:

$$(2) \quad \Delta X_t = \alpha + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t$$

hvor $\Pi = B - I$ og I er $n \times n$ identitetsmatrisen. I denne modellen kan man få problemer med autokorrelasjon. Da kan man legge til lags av ΔX_t for å fjerne autokorrelasjonen fra residualene. For Johansen-testen ser den generelle modellen slik ut:

$$(3) \quad \Delta X_t = \alpha + \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_q \Delta X_{t-q} + \varepsilon_t$$

hvor Γ er den kortsiktige innvirkningsmatrisen, mens Π er den langsiktige innvirkningsmatrisen som inneholder informasjon om det langsiktige forholdet mellom seriene og det er denne vi tester ved hypotesetestingen. Antall laggede variabler velges slik at autokorrelasjonen forsvinner. Siden hver av variablene $\{X_1, \dots, X_n\}$ er integrerte, vil ligning (3) ha en stasjonær variabel og høyresiden må også representere en stasjonær prosess (Alexander, 2008). Det vil si at ΠX_{t-1} må også være stasjonær. Dette impliserer ingenting om forholdet mellom $\{X_1, \dots, X_n\}$, hvis rangen til matrisen $\Pi = 0$. Derimot hvis rangen (r) til matrisen er større en null ($r > 0$) og ΠX_{t-1} er stasjonær, vil det være r uavhengige lineære sammenhenger mellom $\{X_1, \dots, X_n\}$ som må være stasjonære. Derfor er testen for kointegrasjon en test på rangen til Π , og rangen til Π er antallet kointegrerte vektorer. Johansen og Juselius (1990) anbefaler å bruke trace-testen (Tr) for å finne antallet kointegrerte vektorer i modellen:

$$(4) \quad Tr = -T \sum_{i=R+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

hvor T er antall observasjoner, n er antall variabler i modellen og $1 > \lambda_1 > \dots > \lambda_n \geq 0$. $H_0: r \leq R$, som tilsier at det er mindre eller like mange egenverdier som ikke er 0 enn r (maks r kointegrasjonsvektorer). $H_1: r > R$, noe som vil si at det er flere egenverdier som ikke er 0 enn r (eksisterer mer enn r kointegrerte vektorer). Kritiske verdier for trace-testen kan finnes i Johansen og Juselius (1990), og vil avhenge av antall lags i modellen (ligning (3)) og om den har med konstant og trend.

Et annet punkt å vurdere er om en trend skal være med i modellen. Vi fant trenden til å ikke være signifikant og har utelatt trend i vår kointegrasjonsanalyse. En konstant er tatt med slik at modellen åpner for drift i enhetsrøtterprosessen som vi finner fra kointegrasjonsanalysen. Kointegrasjonstesten kan gjøres i et multivariat og bivariat format. Resultatene gjengis i tabell 5 og 6.

Tabell 5: Multivariat Johansen-test mellom spot- og futurespriser i perioden 2000-2016

		WTI	Brent	HO	RB
Variabler	Ho: rank = r	Trace - statistikken	Trace - statistikken	Trace - statistikken	Trace - statistikken
Spot	r=0	429,07 [0,000] **	325,88 [0,000] **	343,75 [0,000] **	379,41 [0,000] **
F1	r≤1	259,62 [0,000] **	174,79 [0,000] **	227,14 [0,000] **	198,24 [0,000] **
F3	r≤2	130,94 [0,000] **	61,22 [0,000] **	134,02 [0,000] **	68,75 [0,000] **
F6	r≤3	21,85 [0,004] **	13,27 [0,105]	57,94 [0,000] **	23,17 [0,002] **
F9	r≤4	3,18 [0,075]	2,50 [0,114]	2,54 [0,111]	2,01 [0,157]

Note: Testregresjonen er: $\Delta X_t = \alpha + \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_q \Delta X_{t-q} + \varepsilon_t$. Testen er gjennomført med priser

på logform. Konstantledd er inkludert. P-verdiene fremkommer i parentes. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Trace-testen viser at det er fire kointegrasjonsvektorer i systemet. Det vil si fire stasjonære lineære kombinasjoner av Spot, F1, F3, F6, F9 og en stokastisk trend som spot og futuresprisene deler. Unntaket er Brent som viser til 3 lineære kombinasjoner. Konklusjonen er at spotprisen er kointegrert med de forskjellige futuresprisene og det eksisterer dermed en langsiktig likevekt mellom prisene. Dette er i henhold til økonomisk teori og kan tyde på at markedene er effisiente og at spot-futures pariteten holder. Videre har vi utført en bivariat test som ytterligere bekrefter resultatene og indikerer at alle prisene også er bilateralt kointegrert.

Tabell 6: Bivariat Johansen-test mellom spot- og futurespriser i perioden 2000-2016

		WTI	Brent	HO	RB
Variabler	Ho: rank = r	Trace - statistikken	Trace - statistikken	Trace - statistikken	Trace - statistikken
Spot	r=0	121,17 [0,000] **	108,40 [0,000] **	45,01 [0,000] **	62,53 [0,000] **
F1	r≤1	4,32 [0,038] *	2,66 [0,103]	2,10 [0,148]	3,24 [0,072]
Spot	r=0	54,79 [0,000] **	44,95 [0,000] **	38,14 [0,000] **	42,60 [0,000] **
F3	r≤1	3,53 [0,060]	2,61 [0,106]	2,08 [0,150]	2,80 [0,094]
Spot	r=0	30,75 [0,000] **	29,92 [0,000] **	25,14 [0,001] **	28,98 [0,000] **
F6	r≤1	3,36 [0,067]	2,69 [0,101]	2,07 [0,150]	3,17 [0,075]
Spot	r=0	24,09 [0,002] **	24,30 [0,001] **	19,77 [0,009] **	46,39 [0,000] **
F9	r≤1	2,83 [0,092]	2,69 [0,101]	2,06 [0,151]	6,28 [0,012] *

Note: Testregresjonen er: $\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_q \Delta X_{t-q} + \varepsilon_t$. Testen er gjennomført med priser på logform. Konstantledd er inkludert. P-verdiene fremkommer i parentes. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Den bivariante Johansen-testen konkluderer med at det på det meste er én kointegrasjonsvektor for hvert par av variabler, fordi vi kan forkaste hypotesen $r = 0$ i alle tilfeller. Dette tilsier at selv om prisene har enhetsrøtter, så har de en lineær kombinasjon som er stasjonær.

Vedlegg 3 - Prognosefeil 2000-2016

For å få et innblikk i hvor godt futuresprisene har “truffet” etterfølgende spotpris skal vi se på prognosefeilene i vår utvalgsperiode. Av tabell 7 framgår avvikene (i prosent) mellom futuresprisene og spotprisene 1, 3, 6 og 9 måneder senere for hele perioden, samt for underperiodene.

Tabell 7: Prognosefeil i prosent for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016

		WTI				Brent				HO				RB			
		F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9
2000-2016	Gj.sn.	0,00 %	-0,45 %	-1,40 %	-3,22 %	0,70 %	0,00 %	-1,50 %	-3,62 %	0,83 %	0,26 %	-1,22 %	-0,03 %	-6,84 %	-6,52 %	-6,21 %	-5,93 %
	Gj.sn. = 0	(-0,25)	(-0,19)	(-0,34)	(-0,66)	(0,79)	(0,04)	(-0,38)	(-0,76)	(0,87)	(0,11)	(-0,32)	(-0,06)	(-4,47)**	(-2,16)*	(-1,39)	(-1,18)
	Std.av.	10,89 %	19,82 %	28,94 %	32,58 %	11,22 %	19,42 %	28,08 %	31,92 %	10,13 %	18,22 %	26,54 %	30,99 %	13,70 %	21,07 %	26,59 %	27,65 %
	Maks	52,84 %	118,85 %	140,85 %	118,89 %	36,84 %	82,40 %	118,11 %	112,52 %	32,81 %	80,83 %	112,98 %	110,30 %	46,81 %	88,68 %	102,23 %	87,52 %
	Min	-27,88 %	-35,76 %	-46,14 %	-64,07 %	-25,01 %	-36,19 %	-44,60 %	-59,04 %	-27,11 %	-52,93 %	-44,46 %	-62,36 %	-50,28 %	-48,75 %	-46,79 %	-55,71 %

2000-2005	Gj.sn.	-2,11 %	-5,59 %	-0,75 %	-17,00 %	0,00 %	-4,00 %	-10,30 %	-14,82 %	-1,80 %	-6,02 %	-11,59 %	-15,10 %				
	Gj.sn. = 0	(-1,87)*	(-2,32)*	(-2,58)**	(-2,92)**	(-0,03)	(-1,41)	(-2,30)*	(-2,79)**	(-1,48)	(-2,07)*	(-2,43)**	(-2,63)**				
	Std.av.	10,08 %	14,95 %	19,78 %	22,61 %	12,88 %	16,65 %	20,15 %	21,87 %	10,05 %	15,23 %	19,77 %	22,63 %				
	Maks	20,37 %	37,00 %	35,81 %	39,13 %	36,84 %	44,13 %	48,22 %	45,30 %	29,78 %	38,82 %	48,00 %	39,98 %				
	Min	-22,02 %	-35,76 %	-42,82 %	-53,32 %	-25,01 %	-35,62 %	-44,70 %	-58,04 %	-27,11 %	-52,93 %	-41,00 %	-60,54 %				

2005-2010	Gj.sn.	0,18 %	-0,40 %	-0,74 %	-3,20 %	0,40 %	0,66 %	-0,75 %	-3,68 %	0,40 %	0,27 %	-0,47 %	-3,35 %	-9,16 %	-8,63 %	-8,01 %	-5,54 %
	Gj.sn. = 0	(0,08)	(-0,19)	(-0,08)	(-0,31)	(0,19)	(0,12)	(-0,09)	(-0,37)	(0,29)	(0,17)	(-0,06)	(-0,34)	(-3,34)**	(-1,37)	(-0,83)	(-0,50)
	Std.av.	13,41 %	26,18 %	39,14 %	43,14 %	12,11 %	24,63 %	37,05 %	41,26 %	10,48 %	22,42 %	34,50 %	40,35 %	15,08 %	26,56 %	36,41 %	38,54 %
	Maks	52,84 %	118,85 %	140,82 %	118,89 %	36,48 %	82,40 %	118,11 %	113,52 %	32,81 %	80,83 %	112,98 %	110,30 %	46,81 %	88,68 %	102,23 %	87,52 %
	Min	-27,88 %	-34,46 %	-46,14 %	-64,08 %	-20,17 %	-36,20 %	-40,71 %	-58,96 %	-20,20 %	-34,39 %	-44,46 %	-62,36 %	-41,61 %	-43,98 %	-46,79 %	-55,71 %

2010-2016	Gj.sn.	0,96 %	3,60 %	6,10 %	6,55 %	1,64 %	3,08 %	4,50 %	4,36 %	3,34 %	4,70 %	5,90 %	5,97 %	-5,26 %	-5,15 %	-5,10 %	-6,16 %
	Gj.sn. = 0	(0,87)	(1,32)	(1,43)	(1,29)	(1,39)	(1,04)	(0,96)	(0,76)	(2,30)*	(1,70)	(1,41)	(1,23)	(-3,19)**	(-1,91)*	(-1,47)	(-1,65)
	Std.av.	8,76 %	15,33 %	21,16 %	23,54 %	8,63 %	15,52 %	22,20 %	26,09 %	9,25 %	14,73 %	20,07 %	23,18 %	12,43 %	16,39 %	18,05 %	18,82 %
	Maks	28,37 %	53,40 %	74,70 %	81,76 %	27,60 %	59,95 %	81,61 %	80,00 %	31,43 %	46,61 %	69,00 %	63,71 %	28,46 %	54,76 %	-44,67 %	62,96 %
	Min	-19,63 %	-20,79 %	-25,59 %	-32,18 %	-18,44 %	-23,71 %	-38,84 %	-45,20 %	-12,28 %	-22,36 %	-36,14 %	-38,46 %	-50,28 %	-48,75 %	68,78 %	-45,90 %

Note: Prognosefeil: $F_t^i - S_{t+i}$. $H_0: F_t^i - S_{t+i} = 0$ i gjennomsnitt. T-HACSE verdiene er oppgitt i parentes. Gj.sn. er gjennomsnittlig prognosefeil. Std.av. står for standardavvik. Maks og Min står for henholdsvis den største og minste gjennomsnittlige verdien. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Ser vi samlet sett på hele, første og andre periode har avvikene for nærmest alle kontrakter vært negative. Futuresprisene har dermed ligget noe under de etterfølgende spotprisene, og har som prognose undervurdert den faktiske fremtidige spotprisen. Sett bort fra RB, der futuresprisen i gjennomsnitt har ligget under fremtidig spot, har futuresprisene i tredje periode gjennomgående overpredikert. Totalt viser resultatene få prognosefeil som er signifikant forskjellig fra null. Dette forteller oss at futuresprisene har i gjennomsnitt jevnt over truffet prisene i spotmarkedet 1, 3, 6 og 9 måneder senere. Vi legger allikevel merke til at første periode og RB skiller seg ut som den perioden og produktet med flest tilfeller av signifikante risikopremier. Relativt til de andre periodene og produktene er også avvikene klart størst.

Videre ser vi at 1-måneders futuresprisene, ikke overraskende, stort sett gir de mest forventningsrette prognosene ved at de har minst gjennomsnittlig prognosefeil og lavest standardavvik. Unntaket fra dette virker å være RB, der kontraktene med lenger løpetid for det meste virker å treffe bedre enn de kortere kontraktene.

Pesoproblemet blir noen ganger, særlig i valutamarkedet, benyttet som mulig rasjonell forklaring på hvorfor futuresprisen ikke er en forventningsrett estimator på fremtidig spotkurs. Dette går ut på at markedsaktører forventer en dramatisk/viktig hendelse (f.eks. en stor prisendring) og posisjonerer seg deretter, men de vet derimot ikke nøyaktig når hendelsen inntreffer. Denne begivenheten vil inntreffe en eller annen gang, men i mellomtiden kan konsensusen i markedet være "feil" i flere uker eller måneder. Det at aktørene ikke nøyaktig klarer å forutse når hendelsen inntreffer, betyr ikke nødvendigvis at det var irrasjonelt å frykte og sikre seg mot hendelsen, spesielt når det er en konsensus i markedet om at den vil inntreffe når som helst (Gjølberg og Brattested, 2011). Prognosefeilene kan med andre ord ha et gjennomsnitt som er forskjellig fra null i endelige utvalg, men dette kan ha en rasjonell forklaring i form av pesoproblemet. Pesoproblemet er et problem som fremkommer spesielt i små utvalg. Med uendelig lang historie vil aktørene få rett i gjennomsnitt. I oljemarkedet er det rimelig å anta at pesoproblemet blant annet kan oppstå som en følge av forventninger om endringer i OPECs politikk.

Vedlegg 4 – Resultater fra prediksjonsmodellene

Modell 6

Tabell 8: Regresjonsresultater av modell 6 (regresjon (5.13)) for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016

		WTI				Brent				HO				RB			
		F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9
2000-2016	α	2,10	2,30	-2,49	2,51	1,17	-1,75	-3,93	-3,23	0,05	0,02	-0,12	-0,01	0,23	0,18	-0,12	0,14
	$\alpha=0$	(1,01)	(0,66)	(-0,29)	(0,41)	(0,65)	(-0,53)	(-0,61)	(-0,47)	(1,35)	(0,29)	(-0,57)	(-0,06)	(2,61)*	(1,71)	(-0,44)	(0,63)
	β_1	1,51	2,75	2,12	2,85	0,92	0,72	2,26	1,56	0,51	0,02	-0,87	-0,14	1,14	0,97	0,89	1,41
	$\beta_1=0$	(1,38)	(1,88)	(1,85)	(1,82)	(0,50)	(0,71)	(2,08)*	(1,92)	(0,99)	(0,02)	(-0,89)	(-0,18)	(5,07)**	(3,69)**	(2,33)*	(2,84)**
	$\beta_1=1$	(0,47)	(1,19)	(0,98)	(1,18)	(-0,05)	(-0,27)	(1,16)	(0,69)	(-0,94)	(-1,08)	(-1,48)	(-1,47)	(0,62)	(-0,12)	(-0,30)	(0,83)
	β_2	0,55	-5,02	-5,89	-17,2	-0,57	5,18	1,24	39,56	0,00	-0,07	-0,05	-0,36	-0,41	-0,07	0,80	0,07
	$\beta_2=0$	(0,43)	(-2,03)*	(-1,51)	(-2,47)*	(-0,31)	(1,68)	(0,24)	(2,00)*	(-0,13)	(-1,08)	(-0,39)	(-1,67)	(-4,61)**	(-0,53)	(2,10)*	(0,27)
	β_3	-2,18	-2,65	-1,25	0,35	-2,17	-3,67	-3,79	-0,64	-1,96	-0,05	3,62	5,81	3,70	0,10	-0,24	-1,52
	$\beta_3=0$	(-1,23)	(-1,55)	(-0,96)	(0,20)	(-1,05)	(-2,03)	(-1,91)	(-2,26)	(-1,63)	(-0,02)	(1,19)	(2,36)*	(1,75)	(0,12)	(-1,69)	(-0,88)
Justert R ²		0,05	0,05	0,03	0,11	0,02	0,11	0,04	0,18	-0,01	-0,02	-0,04	0,02	0,31	0,33	0,34	0,16

2000-2005	α	2,45	3,64	5,87	4,50	1,65	2,37	-6,13	3,74	0,05	0,09	0,12	0,06				
	$\alpha=0$	(1,31)	(1,55)	(2,14)*	(0,67)	(1,16)	(0,80)	(-0,69)	(1,02)	(0,98)	(1,12)	(1,53)	(0,25)				
	β_1	0,34	2,04	1,53	0,81	1,55	2,54	1,86	1,39	2,19	1,90	1,63	-0,68				
	$\beta_1=0$	(0,64)	(2,89)**	(1,88)	(0,72)	(0,53)	(1,68)	(1,46)	(2,11)*	(3,75)**	(6,84)**	(5,14)**	(-0,53)				
	$\beta_1=1$	(-1,23)	(1,47)	(0,65)	(-0,18)	(0,19)	(1,02)	(0,68)	(0,59)	(2,03)*	(3,25)**	(1,98)*	(-1,32)				
	β_2	0,24	-1,82	-7,77	0,11	-1,31	-0,39	-0,14	15,78	-0,09	-0,06	0,18	-0,48				
	$\beta_2=0$	(0,20)	(-0,51)	(-2,62)	(0,02)	(-0,55)	(-0,15)	(-0,02)	(0,57)	(-1,80)	(-0,86)	(1,43)	(-1,31)				
	β_3	0,68	-1,82	4,85	1,86	0,06	-5,00	-3,41	-0,84	-1,10	-2,12	-6,64	7,26				
	$\beta_3=0$	(0,42)	(-0,62)	(1,25)	(0,52)	(0,02)	(-1,99)*	(-1,51)	(-0,70)	(-0,38)	(-1,24)	(-2,22)*	(1,48)				
Justert R ²		-0,10	0,02	-0,10	-0,20	0,06	0,08	0,04	-0,05	0,19	0,28	0,22	-0,02				

2005-2010	α	2,33	1,66	-16,76	-0,38	0,86	-3,89	-23,85	-9,96	-0,16	-0,21	-0,49	-0,11	0,30	0,16	-0,45	-1,13
	$\alpha=0$	(0,50)	(0,19)	(-0,67)	(-0,02)	(0,27)	(-0,58)	(-1,09)	(-0,50)	(-1,78)	(-1,05)	(-0,87)	(-0,18)	(1,97)*	(0,99)	(-0,71)	(-1,49)
	β_1	2,85	2,69	-0,95	1,98	-1,43	-4,72	-3,56	0,69	-2,85	-5,69	-8,49	-4,85	1,36	0,79	0,83	-0,50
	$\beta_1=0$	(1,58)	(0,89)	(-0,34)	(0,39)	(-0,53)	(-1,27)	(-0,87)	(0,82)	(-2,63)**	(-1,96)	(-1,71)	(-1,46)	(2,51)*	(3,35)**	(0,73)	(-0,41)
	$\beta_1=1$	(1,03)	(0,56)	(-0,70)	(0,20)	(-0,91)	(-1,54)	(-1,11)	(-0,37)	(-3,56)**	(-2,40)*	(-1,92)	(-1,77)	(0,67)	(-0,88)	(-0,12)	(-1,23)
	β_2	1,35	-9,40	-4,66	-25,80	0,44	4,55	11,78	92,02	0,19	0,02	0,15	-0,37	-0,12	-0,02	-0,50	-0,20
	$\beta_2=0$	(0,53)	(-1,10)	(-0,32)	(-1,31)	(0,15)	(0,56)	(1,04)	(4,61)**	(2,71)**	(0,11)	(0,32)	(-0,72)	(-1,44)	(-0,10)	(-0,56)	(-0,40)
	β_3	-4,30	-3,21	1,75	2,15	-1,87	1,52	1,17	-1,39	4,87	11,67	18,47	15,13	-4,79	0,91	0,33	1,98
	$\beta_3=0$	(-2,08)*	(-0,91)	(0,59)	(0,45)	(-0,75)	(0,46)	(0,26)	(-9,68)**	(1,77)	(1,94)	(2,01)*	(2,06)*	(-8,35)**	(0,87)	(1,30)	(0,69)
Justert R ²		0,17	0,05	0,04	-0,06	0,15	0,20	0,06	0,49	0,05	0,15	0,22	-0,02	0,17	0,37	0,20	-0,12

2010-2016	α	0,81	3,62	-3,65	-2,95	3,10	-3,88	-3,95	-13,08	0,12	0,08	-0,25	-0,13	0,21	0,16	0,09	0,24
	$\alpha=0$	(0,25)	(0,63)	(-0,28)	(-0,30)	(0,74)	(-0,52)	(-3,38)	(-1,11)	(3,44)**	(0,59)	(-0,83)	(-0,39)	(1,71)	(0,99)	(0,37)	(1,30)
	β_1	0,03	4,47	3,10	4,12	3,06	0,87	1,47	0,03	0,92	1,35	-0,07	2,67	1,20	0,79	1,07	1,73
	$\beta_1=0$	(0,02)	(1,52)	(1,54)	(1,87)	(1,06)	(0,69)	(0,71)	(0,02)	(1,68)	(1,49)	(-0,05)	(3,84)**	(4,05)**	(3,35)**	(3,65)**	(4,07)**
	$\beta_1=1$	(-0,50)	(1,17)	(1,05)	(1,41)	(0,72)	(-0,10)	(0,23)	(-0,56)	(-0,16)	(0,28)	(-0,81)	(2,41)*	(0,68)	(-0,88)	(0,23)	(1,71)
	β_2	-2,20	-5,34	5,31	-3,96	-4,63	8,32	7,32	58,8	0,00	-0,05	0,29	-0,32	-0,46	-0,02	1,08	0,23
	$\beta_2=0$	(-0,60)	(-1,28)	(0,55)	(-0,44)	(-1,66)	(1,47)	(0,71)	(1,09)	(0,04)	(-0,52)	(1,28)	(-0,94)	(-4,21)**	(-0,10)	(1,89)	(1,06)
	β_3	2,30	-3,55	-2,69	-1,86	-1,67	-4,40	-3,01	-0,53	-2,80	-3,67	0,43	0,70	4,12	0,91	-0,36	-6,00
	$\beta_3=0$	(1,17)	(-1,19)	(-1,17)	(-0,76)	(-0,57)	(-1,51)	(-1,01)	(-0,88)	(-2,63)**	(-2,12)*	(0,14)	(0,33)	(1,64)	(0,57)	(-1,78)	(-2,96)**
Justert R ²		0,07	-0,03	0,16	0,38	-0,04	0,01	-0,12	0,01	0,05	-0,06	-0,13	0,05	0,43	0,36	0,43	0,40

Note: Modellen er: $S_{t+i} - S_t = \alpha + \beta_1(F_t^i - S_t) + \beta_2\text{CONT} + \beta_3[(F_t^i - S_t) * \text{CONT}] + \sum_{j=2}^{12} \beta_j \text{SESONG}_j + \varepsilon_{t+i}$, der $H_0: \alpha = 0; \beta_1 = 1; \beta_2 = 0; \beta_3 = 0; \beta_j = 0$. T-HACSE verdiene er oppgitt i parentes. R² er determinasjonskoeffisienten. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Tabell 9: Regresjonsresultater av modell 6 (regresjon (5.14)) for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016

	WTI				Brent				HO				RB			
	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9
2000-2016																
α	0,03	-0,01	-0,09	-0,12	-0,01	-0,05	-0,08	0,00	0,04	0,06	0,07	0,05	0,09	0,05	-0,11	-0,07
$\alpha=0$	(0,81)	(-0,10)	(-0,67)	(-0,80)	(-0,34)	(-0,82)	(-0,86)	(-0,01)	(1,49)	(1,26)	(0,80)	(0,46)	(2,08)*	(1,09)	(-0,87)	(-0,49)
β_1	0,99	1,59	0,26	-0,30	0,55	1,14	0,58	0,74	1,25	1,50	1,13	0,49	0,67	0,60	0,39	0,69
$\beta_1=0$	(1,09)	(2,85)**	(0,34)	(-0,41)	(0,40)	(1,14)	(0,87)	(1,17)	(2,79)**	(4,89)**	(3,13)**	(0,97)	(3,65)**	(2,48)*	(0,76)	(1,15)
$\beta_1=1$	(-0,01)	(1,06)	(-0,99)	(-0,95)	(-0,32)	(0,14)	(-0,62)	(-0,41)	(0,57)	(1,63)	(0,36)	(-1,03)	(-1,81)	(-1,65)	(-1,18)	(-0,53)
β_2	0,00	-0,10	-0,07	-0,03	-0,03	-0,02	-0,06	0,00	-0,01	-0,10	-0,16	-0,23	-0,15	-0,03	0,12	0,02
$\beta_2=0$	(0,00)	(-2,63)**	(-0,95)	(-0,28)	(-1,01)	(-0,36)	(-0,70)	(-1,76)	(-0,53)	(-2,24)*	(-1,91)	(-1,97)*	(-3,51)**	(-0,56)	(1,67)	(0,16)
β_3	-0,64	-0,26	1,60	2,74	0,04	-1,40	0,29	1,93	-1,92	-1,68	-0,06	2,51	1,92	0,71	0,96	0,23
$\beta_3=0$	(-0,44)	(-0,37)	(1,83)	(2,73)**	(0,03)	(-1,13)	(0,26)	(1,77)	(-3,16)**	(-2,58)	(-0,07)	(2,38)*	(2,12)	(1,97)*	(1,50)	(0,25)
Justert R ²	0,03	0,11	0,09	0,09	0,01	0,08	0,04	0,11	0,08	0,09	0,00	0,05	0,20	0,29	0,31	0,11
2000-2005																
α	0,05	0,11	0,17	0,10	0,11	0,07	0,04	0,13	0,03	0,09	0,13	0,01				
$\alpha=0$	(0,69)	(1,33)	(1,63)	(0,36)	(1,43)	(0,65)	(0,25)	(0,82)	(0,50)	(0,93)	(1,22)	(0,05)				
β_1	0,13	2,23	1,38	0,51	-0,40	2,89	1,58	1,33	1,73	1,82	1,61	1,07				
$\beta_1=0$	(0,23)	(3,08)**	(1,59)	(0,41)	(-0,19)	(1,78)	(1,99)*	(1,75)	(3,04)**	(4,78)**	(4,43)**	(1,44)				
$\beta_1=1$	(-1,56)	(1,70)	(0,44)	(-0,39)	(-0,64)	(1,16)	(0,73)*	(0,43)	(1,29)	(2,15)*	(1,68)	(0,10)				
β_2	0,02	-0,14	-0,29	0,11	-0,01	-0,03	0,03	-0,01	-0,08	-0,08	0,15	-0,14				
$\beta_2=0$	(0,34)	(-1,18)	(-2,54)*	(0,51)	(-0,11)	(-0,26)	(0,23)	(-1,20)	(-1,54)	(-0,88)	(1,10)	(-1,12)				
β_3	1,34	-0,28	5,95	2,29	1,73	-4,12	-1,26	3,37	-0,64	-2,71	-6,58	-0,66				
$\beta_3=0$	(0,91)	(-0,08)	(2,07)*	(0,94)	(0,83)	(-1,84)	(-0,45)	(0,96)	(-0,21)	(-1,21)	(-1,92)	(-0,22)				
Justert R ²	-0,11	0,07	-0,01	-0,09	0,04	0,09	0,04	0,02	0,10	0,20	0,12	0,03				
2005-2010																
α	0,06	0,06	-0,31	-0,31	0,02	-0,04	-0,36	0,26	-0,05	0,00	0,16	0,20	0,13	0,13	-0,35	-0,85
$\alpha=0$	(0,81)	(0,46)	(-0,81)	(-0,66)	(0,35)	(-0,41)	(-1,14)	(0,73)	(-1,07)	(-0,05)	(0,79)	(0,58)	(1,41)	(2,45)*	(-1,25)	(-2,73)**
β_1	4,55	5,39	-3,90	-3,06	-1,28	-0,59	-4,78	4,06	-1,56	0,88	2,31	-0,30	0,59	1,52	-0,69	-1,86
$\beta_1=0$	(3,15)**	(1,62)	(-0,89)	(-0,96)	(-0,39)	(-0,16)	(-1,37)	(2,01)*	(-1,13)	(0,61)	(2,04)*	(-0,16)	(1,13)	(1,81)	(-0,41)	(-1,54)
$\beta_1=1$	(2,45)*	(1,32)	(-1,12)	(-1,28)	(-0,69)	(-0,42)	(-1,66)	(1,52)	(-1,86)	(-0,08)	(1,16)	(-0,69)	(-0,79)	(0,62)	(-1,00)	(-2,36)*
β_2	-0,03	-0,22	-0,04	-0,01	-0,03	-0,12	0,04	-0,01	0,08	-0,14	-0,46	-0,44	-0,03	-0,13	0,16	-0,02
$\beta_2=0$	(-0,77)	(-1,91)	(-0,18)	(-0,03)	(-0,77)	(-1,91)	(0,24)	(-3,08)**	(2,08)*	(-1,58)	(-2,61)*	(-1,46)	(-0,17)	(-1,61)	(0,78)	(-0,11)
β_3	-4,65	-4,09	5,98	5,82	0,05	0,65	5,48	-1,39	1,90	0,66	0,50	4,17	-1,53	0,28	1,57	3,19
$\beta_3=0$	(-2,61)*	(-1,27)	(1,38)	(1,78)	(0,02)	(0,19)	(1,40)	(-0,60)	(1,00)	(0,32)	(0,26)	(0,51)	(-0,27)	(0,29)	(0,95)	(2,06)*
Justert R ²	0,14	0,14	0,11	0,05	0,06	0,12	0,06	0,19	0,01	0,03	0,08	-0,05	0,01	0,24	0,19	-0,01
2010-2016																
α	0,02	0,07	-0,04	0,01	0,02	-0,09	-0,04	-0,05	0,02	0,04	-0,08	-0,03	0,06	0,04	0,12	0,11
$\alpha=0$	(0,54)	(0,90)	(-0,20)	(0,04)	(0,42)	(-0,82)	(-0,34)	(-0,33)	(0,92)	(0,66)	(-0,65)	(-0,17)	(1,53)	(0,57)	(0,11)	(1,22)
β_1	1,77	7,48	3,99	5,84	4,64	-0,58	1,66	3,48	1,83	2,33	0,59	2,92	0,85	0,61	1,02	1,78
$\beta_1=0$	(0,73)	(1,62)	(1,46)	(2,01)*	(1,32)	(-0,31)	(0,63)	(1,09)	(3,89)**	(2,69)**	(1,32)	(5,27)**	(5,16)**	(3,46)**	(5,76)**	(3,98)**
$\beta_1=1$	(0,32)	(1,40)	(1,09)	(1,67)	(1,04)	(-0,86)	(0,25)	(0,78)	(1,76)	(1,53)	(-0,93)	(3,46)**	(-0,89)	(-2,21)*	(0,09)	(1,74)
β_2	-0,05	-0,13	0,05	-0,04	-0,05	0,04	0,00	0,13	-0,01	-0,03	0,07	-0,18	-0,18	-0,03	0,09	0,10
$\beta_2=0$	(-1,00)	(-2,00)*	(0,35)	(-0,34)	(-1,66)	(0,63)	(0,03)	(0,38)	(-0,38)	(-0,51)	(0,80)	(-1,23)	(-3,44)**	(-0,33)	(1,13)	(1,20)
β_3	0,98	-5,78	-3,70	-4,57	-3,68	-0,57	-1,57	-1,73	-2,57	-3,31	-0,43	0,14	2,24	0,97	0,54	-2,62
$\beta_3=0$	(0,39)	(-1,24)	(-1,28)	(-1,44)	(-1,05)	(-0,20)	(-0,49)	(-0,54)	(-4,55)**	(-3,00)**	(-0,46)	(0,13)	(2,08)*	(2,17)*	(1,03)	(-2,97)**
Justert R ²	0,09	0,02	0,08	0,31	-0,05	-0,05	-0,17	-0,04	0,06	-0,02	-0,16	0,11	0,31	0,33	0,39	0,33

Note: Modellen er: $\ln S_{t+i} - \ln S_t = \alpha + \beta_1(\ln F_t^i - \ln S_t) + \beta_2 \text{CONT} + \beta_3[(\ln F_t^i - \ln S_t) * \text{CONT}] + \sum_{j=2}^{12} \beta_j \text{SESONG}_j + \varepsilon_{t+i}$, der $H_0: \alpha = 0; \beta_1 = 1; \beta_2 = 0; \beta_3 = 0; \beta_j = 0$. T-HACSE verdiene er oppgitt i parentes. R² er determinasjonskoeffisienten. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Modell 7

Tabell 10: Regresjonsresultater av underperiodene i modell 7 for 1, 3, 6 og 9-måneders horisont i perioden 2000-2016

		WTI				Brent				Heating Oil				Gasoline			
		F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9	F1	F3	F6	F9
2000-2005	α	0,22	0,03	0,00	-0,02	0,01	0,03	0,00	-0,01	0,00	0,04	0,00	0,00				
	$\alpha = 0$	(1,24)	(1,50)	(0,10)	(-1,52)	(0,58)	(1,38)	(0,09)	(-0,44)	(0,33)	(1,95)	(0,14)	(-0,22)				
	β_1	-0,06	-0,05	-0,01	0,02	-0,47	0,09	-0,44	-0,28	-0,03	0,04	0,24	-0,06				
	$\beta_1 = 0$	(-0,05)	(-0,30)	(-0,04)	(0,12)	(-3,38)**	(0,47)	(-1,76)	(-0,90)	(-0,18)	(0,20)	(0,83)	(-0,17)				
	β_2	4,84	-2,62	0,09	3,89	8,31	-5,49	1,82	4,34	4,44	-3,89	0,34	-0,69				
	$\beta_2 = 0$	(2,42)*	(-1,05)	(0,03)	(1,77)	(3,04)**	(-1,76)	(0,54)	(1,23)	(2,03)*	(-1,45)	(0,12)	(-0,23)				
	β_3	-2,00	0,07	-0,74	1,39	-3,40	-0,38	-4,39	1,40	0,21	1,73	1,22	-1,97				
	$\beta_3 = 0$	(-1,09)	(0,03)	(-0,32)	(0,68)	(-1,40)	(-0,14)	(-1,53)	(0,46)	(0,11)	(0,76)	(0,49)	(-0,75)				
	β_4	-31,57	21,66	-2,34	-105,94	-34,32	43,95	-4,17	-21,16	-52,00	40,10	-1,40	2,48				
	$\beta_4 = 0$	(-2,71)**	(1,54)	(-0,16)	(-2,35)*	(-2,13)*	(2,41)*	(-0,23)	(-1,11)	(-4,64)**	(2,76)**	(-0,09)	(0,16)				
	β_5	1377,59	-622,42	137,75	17912,50	1057,68	-1492,77	128,55	554,15	2452,98	-1268,39	-18,71	-62,31				
	$\beta_5 = 0$	(2,87)**	(-1,08)	(0,23)	(2,02)*	(1,63)	(-2,02)*	(0,17)	(0,72)	(5,44)**	(-2,16)*	(-0,03)	(-0,10)				
	β_6	-38,87	6,98	-0,03	-18,92	-52,01	21,69	-8,34	-12,55	-39,32	-0,25	5,45	21,02				
	$\beta_6 = 0$	(-3,57)**	(0,49)	(-0,00)	(-0,48)	(-3,49)**	(1,23)	(-0,46)	(-0,65)	(-3,70)**	(-0,02)	(0,32)	(1,25)				
	β_7	1993,57	-560,51	510,12	2293,44	2217,78	-992,11	122,91	718,64	2597,95	214,66	-677,85	-1116,04				
	$\beta_7 = 0$	(2,78)**	(-0,62)	(0,54)	(0,42)	(2,29)*	(-0,87)	(0,26)	(0,59)	(3,84)**	(0,24)	(-0,66)	(-1,08)				
	β_8	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-				
	$\beta_8 = 0$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-				
	Justert R ²	0,24	-0,07	-0,05	0,00	0,24	-0,02	-0,06	-0,10	0,43	0,05	-0,13	-0,12				
2005-2010	α	0,80	0,02	0,02	0,01	0,01	0,03	0,03	0,00	0,02	0,02	0,01	0,01	0,02	0,02	0,08	0,01
	$\alpha = 0$	(2,71)**	(0,90)	(0,64)	(0,30)	(0,57)	(1,20)	(1,52)	(0,11)	(0,81)	(1,08)	(0,67)	(0,37)	(0,99)	(0,83)	(0,34)	(0,49)
	β_1	-0,18	-0,21	-0,49	-0,29	0,14	-0,09	-0,63	-0,06	0,15	-0,18	-0,32	-0,18	0,19	-0,31	-0,49	-0,12
	$\beta_1 = 0$	(-2,63)*	(-1,16)	(-3,23)**	(-1,59)	(0,92)	(-0,51)	(-4,80)**	(-0,40)	(0,96)	(-1,10)	(-2,29)*	(-1,17)	(1,02)	(-1,37)	(-2,84)**	(-0,49)
	β_2	-3,74	-1,93	5,80	2,07	0,77	-3,32	5,29	3,13	0,87	-1,12	4,09	2,25	0,56	1,22	2,85	5,37
	$\beta_2 = 0$	(-1,09)	(-0,57)	(2,02)*	(0,61)	(0,27)	(-1,18)	(2,43)*	(1,10)	(0,34)	(-0,46)	(1,80)	(0,90)	(0,18)	(0,40)	(0,93)	(1,19)
	β_3	-0,30	-0,18	-3,33	-1,15	-2,40	-1,22	-0,83	-0,69	-0,27	-2,20	-1,75	-0,40	-1,86	-2,37	1,76	-2,66
	$\beta_3 = 0$	(-0,11)	(-0,06)	(-1,30)	(-0,42)	(-1,00)	(-0,50)	(-0,42)	(-0,30)	(-0,12)	(-1,05)	(-0,87)	(-0,20)	(-0,66)	(-0,81)	(0,63)	(-0,88)
	β_4	28,02	-51,93	35,85	52,45	0,59	4,38	32,97	85,08	-27,79	-21,34	-4,88	68,02	-0,53	-41,22	-30,08	66,96
	$\beta_4 = 0$	(0,37)	(-0,65)	(0,52)	(0,69)	(0,00)	(0,07)	(0,63)	(1,36)	(-0,47)	(-0,37)	(-0,09)	(1,24)	(-0,01)	(-0,73)	(-0,57)	(1,16)
	β_5	-3184,71	9645,11	-14590,00	-9424,41	-2750,60	80,64	-13147,90	-17734,80	4690,59	3550,14	-3919,68	-15554,20	183,48	5641,16	496,85	-14664,60
	$\beta_5 = 0$	(-0,21)	(0,61)	(-1,05)	(-0,62)	(-0,20)	(0,01)	(-1,25)	(-1,40)	(0,40)	(0,31)	(-0,36)	(-1,39)	(0,02)	(0,55)	(0,05)	(-1,42)
	β_6	0,93	4,49	-6,19	23,67	-10,04	10,36	-25,42	16,10	-10,11	7,10	-6,60	12,62	-7,46	14,78	-3,45	-1,26
	$\beta_6 = 0$	(0,05)	(0,23)	(-0,36)	(1,23)	(-0,57)	(0,63)	(-1,93)	(1,01)	(-0,64)	(0,50)	(-0,47)	(0,90)	(-0,47)	(0,89)	(-0,22)	(-0,06)
	β_7	303,41	165,41	-593,46	-2100,49	989,54	23,37	938,85	-1489,07	704,06	97,83	-79,50	-1128,55	178,64	-1396,06	-115,28	-252,27
	$\beta_7 = 0$	(0,21)	(0,11)	(-0,47)	(-1,52)	(0,78)	(0,02)	(0,99)	(-1,30)	(0,62)	(0,09)	(-0,08)	(-1,12)	(0,16)	(-1,21)	(-0,11)	(-0,22)
	β_8	-0,11	-0,11	-0,14	-0,06	-0,05	-0,07	-0,14	-0,05	-0,07	-0,10	-0,11	-0,06	-0,06	-0,15	-0,12	-0,06
	$\beta_8 = 0$	(-1,99)	(-1,67)	(-2,74)**	(-1,12)	(-0,98)	(-1,28)	(-3,74)*	(-1,04)	(-1,42)	(-2,12)*	(-2,85)**	(-1,56)	(-1,13)	(-2,52)*	(-2,02)	(-1,33)
	Justert R ²	0,06	-0,02	0,21	0,07	-0,02	0,00	0,36	0,09	-0,02	0,06	0,14	0,12	0,03	0,05	0,22	0,14
2010-2016	α	0,31	0,00	0,00	-0,02	-0,01	0,00	0,00	-0,02	-0,01	0,00	0,00	-0,01	-0,01	0,00	0,00	-0,01
	$\alpha = 0$	(1,10)	(0,18)	(-0,30)	(-1,52)	(-0,86)	(-0,20)	(-0,32)	(-1,27)	(-0,76)	(0,10)	(0,10)	(-0,77)	(-0,77)	(0,12)	(0,13)	(-0,76)
	β_1	-0,07	-0,01	-0,15	0,02	0,07	0,17	0,06	0,08	-0,12	-0,14	0,19	0,15	-0,11	-0,13	0,17	0,16
	$\beta_1 = 0$	(-1,15)	(-0,05)	(-0,90)	(0,12)	(0,52)	(1,22)	(0,40)	(0,49)	(-0,90)	(-1,05)	(1,16)	(0,93)	(-0,84)	(-0,98)	(1,08)	(0,99)
	β_2	-5,28	-1,44	-0,50	3,89	-1,98	0,43	-0,74	2,38	-1,86	1,08	-0,35	0,25	-2,03	1,13	-0,50	0,17
	$\beta_2 = 0$	(-2,02)*	(-0,54)	(-0,21)	(1,77)	(-0,80)	(0,18)	(-0,32)	(1,14)	(-0,90)	(0,54)	(-0,17)	(0,13)	(-0,90)	(0,54)	(-0,24)	(0,09)
	β_3	2,46	-0,95	0,52	1,39	1,40	1,11	-0,38	1,78	2,21	1,39	-0,55	2,51	2,15	1,44	-0,43	2,43
	$\beta_3 = 0$	(1,22)	(-0,47)	(0,25)	(0,68)	(0,72)	(0,62)	(-0,19)	(0,91)	(1,28)	(0,90)	(-0,32)	(1,44)	(1,26)	(0,93)	(-0,25)	(1,39)
	β_4	-66,95	-14,29	30,16	-105,94	-35,71	-16,36	9,55	-43,56	-25,70	-37,65	38,39	-9,93	-18,37	-27,42	31,16	-4,13
	$\beta_4 = 0$	(-1,52)	(-0,31)	(0,67)	(-2,35)*	(-0,84)	(-0,40)	(0,22)	(-1,01)	(-0,66)	(-1,06)	(0,99)	(-0,25)	(-0,53)	(-0,86)	(0,91)	(-0,12)
	β_5	13410,90	4671,33	-6305,20	17912,50	5461,17	877,01	-382,37	6107,42	3951,08	6632,28	-6497,66	789,51	2376,65	4123,98	-4592,34	-168,04
	$\beta_5 = 0$	(1,57)	(0,52)	(-0,71)	(2,02)*	(0,65)	(0,11)	(-0,05)	(0,72)	(0,52)	(0,95)	(-0,85)	(0,10)	(0,39)	(0,74)	(-0,76)	(-0,03)
	β_6	0,79	-4,25	-79,24	-18,92	2,98	-12,15	-34,77	-5,75	3,99	-28,55	-42,93	6,57	4,68	-26,05	-34,79	10,35
	$\beta_6 = 0$	(0,09)	(-0,42)	(-2,15)*	(-0,48)	(0,34)	(-1,32)	(-0,98)	(-0,15)	(0,50)	(-3,60)**	(-1,38)	(0,19)	(0,63)	(-3,50)**	(-1,36)	(0,37)
	β_7	206,65	13,96	11014,6	2293,44	-153,69	198,86	5528,01	840,13	-257,41	1257,00	5673,39	-1446,50	-269,63	1085,73	4088,06	-1650,21
	$\beta_7 = 0$	(0,52)	(0,03)	(2,35)*	(0,42)	(-0,39)	(0,46)	(1,22)	(0,16)	(-0,73)	(3,41)**	(1,43)	(-0,31)	(-0,85)	(3,26)**	(1,40)	(-0,48)
	β_8	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	$\beta_8 = 0$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Justert R ²	0,07	-0,02	0,00	0,00	-0,04	0,05	-0,08	0,04	-0,04	0,12	-0,05	-0,07	-0,04	0,11	-0,05	-0,07

Note: Modellen er: $\ln\Delta S_t = \alpha + \beta_1 \ln\Delta F_{t-i} + \beta_2 \ln RIN_{t-i} + \beta_3 \ln AIN_{t-i} + \beta_4 \ln LIN_{t-i} + \beta_5 \ln IIN_{t-i} + \beta_6 \ln HIN_{t-i} + \beta_7 \ln HIN_{2t-i} + \beta_8 FK + \varepsilon_t$, der $H_0: \alpha = 0; \beta_{1-8} = 0$. T-verdiene er oppgitt i parentes. R² er determinasjonskoeffisienten. * og ** indikerer signifikansnivåer på henholdsvis 5% og 1%.

Vedlegg 5 - Posisjonsstatistikk

I COT-rapportene er open interest til noncommercial (spekulanter) delt inn i long, short og spreading posisjoner (SP), mens open interest til commercials og nonreporting er delt inn i long og short. Formelen for markedets totale open interest (TOI) er dermed som følger:

$$(5) \quad \underbrace{[NCL + NCS + 2(NCSP)]}_{\text{Noncommercial}} + \underbrace{[CL + CS]}_{\text{Commercial}} + \underbrace{[NRL + NRS]}_{\text{Nonreporting}} = 2(\text{TOI})$$

Et relativt mål på posisjonsstørrelse som vi skal bruke, er prosentandelen av totale open interest som innehas av hver type trader. Det beregnes ved å ta summen av long og short posisjonene til traderen dividert på to ganger markedets totale open interest (Sanders et al., 2004):

$$\text{Noncommercial prosent av } TOI_t = \frac{NCL_t + NCS_t + 2(NCSP_t)}{2(TOI_t)}$$

$$(6) \quad \text{Commercial prosent av } TOI_t = \frac{CL_t + CS_t}{2(TOI_t)}$$

$$\text{Nonreporting prosent av } TOI_t = \frac{NRL_t + NRS_t}{2(TOI_t)}$$

I tabell 11 presenterer vi hver aktørs prosentandel av totale open interest innenfor hver av oljeproduktene WTI, HO og RB.

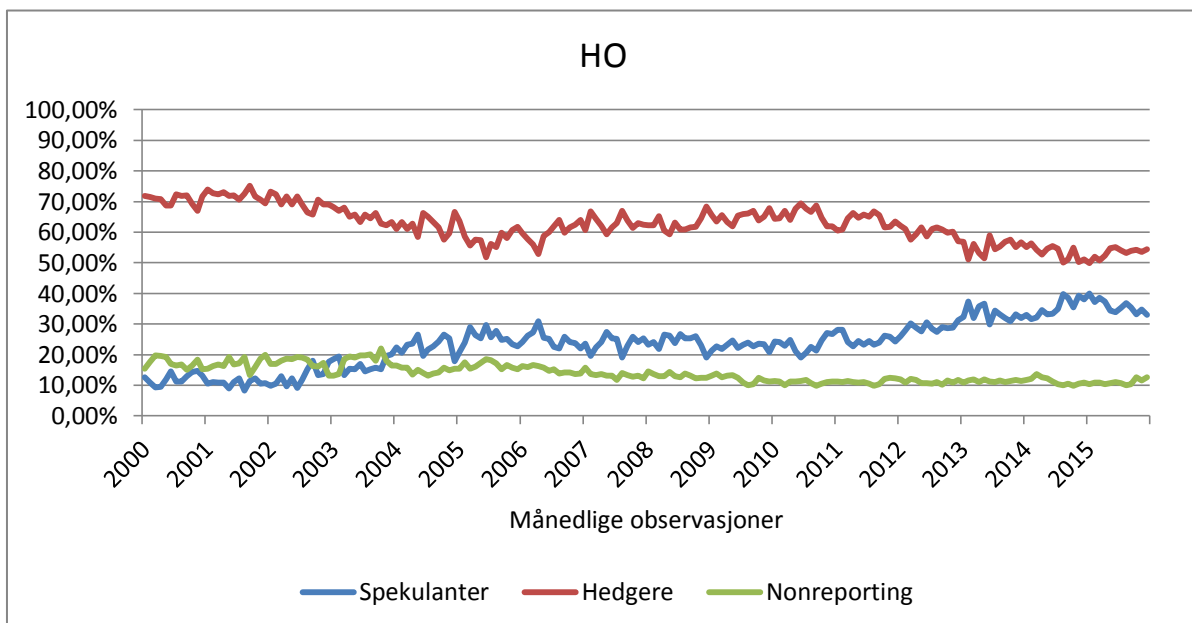
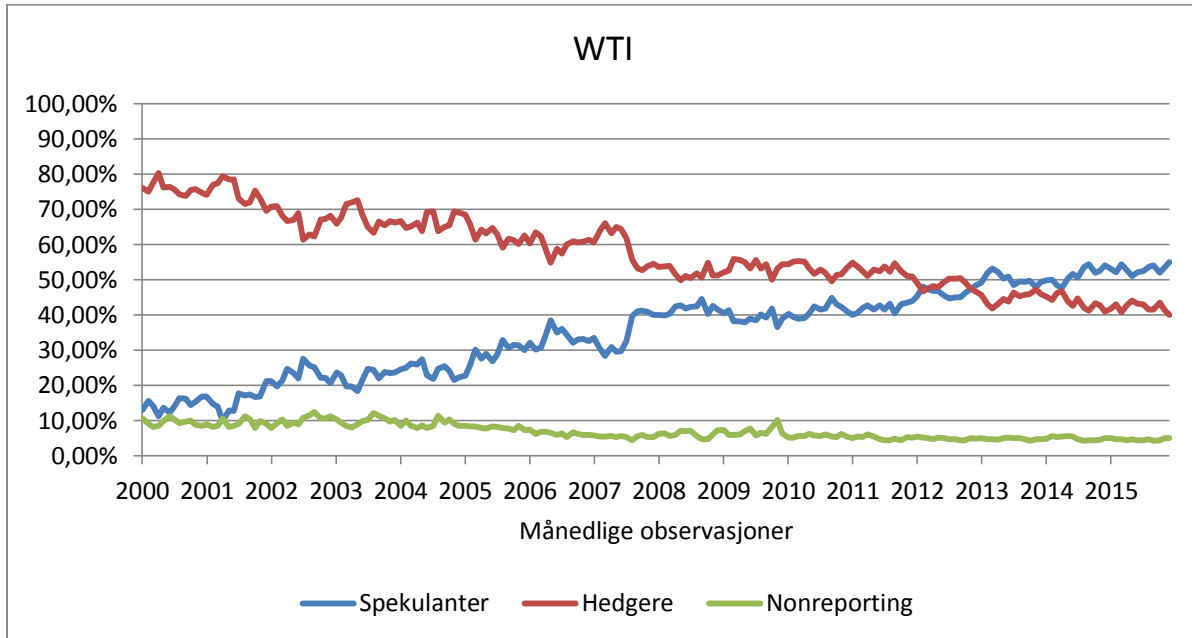
Tabell 11: Aktørenes prosentandel av totale open interest i perioden 2000-2016

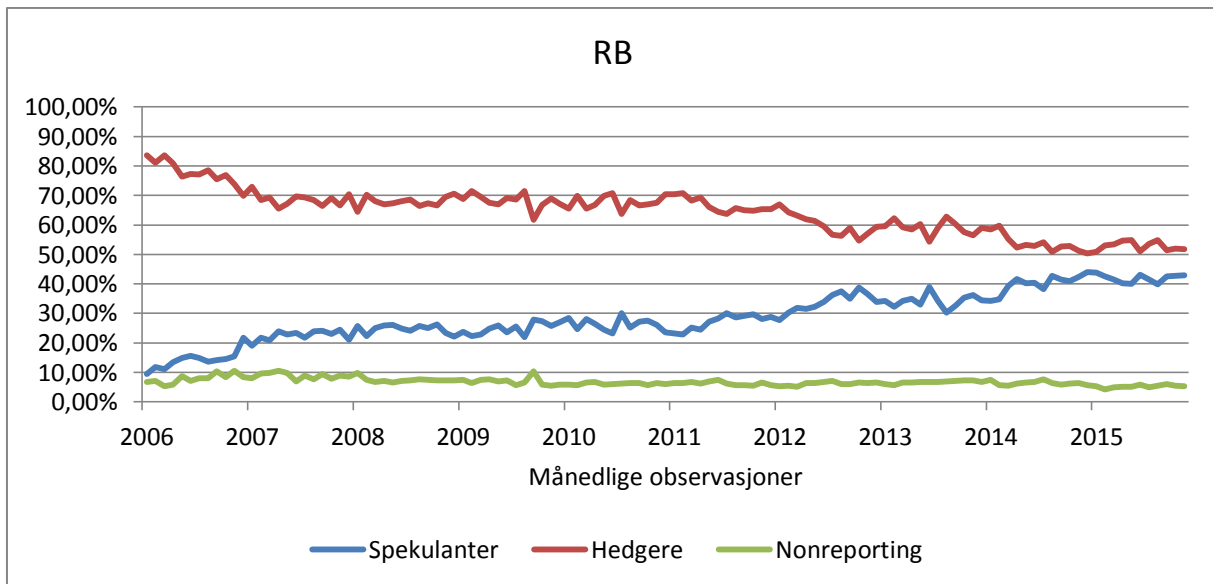
		WTI	HO	RB
Spekulanter	Gj.sn.	35,2	23,6	28,9
	(Min; Maks)	(9,9; 55,0)	(8,3; 39,9)	(9,5; 44,0)
Hedgere	Gj.sn.	57,9	62,5	64,3
	(Min; Maks)	(40,1; 80,3)	(49,9; 75,1)	(50,3; 83,7)
Nonreporting	Gj.sn.	7,0	13,9	6,8
	(Min; Maks)	(4,3; 12,4)	(9,8; 22,0)	(4,3; 10,6)

Note: Gj.sn. er aktørenes gjennomsnittlige prosentandel av totale open interest. Den minste og største gjennomsnittlige verdien er oppgitt i parentes (minimum; maksimum).

Tabellen over viser tydelig at hedgere holder flest posisjoner i futuresmarkedet for både WTI, HO og RB. Den største andelen holder hedgerne i RB med 64,3 % av open interest og den minste andelen er i WTI med en prosentandel på 57,9 % av open interest. Den nest største gruppen er spekulantene, og de er mest fremtredende i futuresmarkedet for WTI med en

prosentandel på 35,2 % av open interest. Den klart minste gruppen er nonreporting traderne. Vi kan se et klart skille mellom aktørene, der minimumsverdiene er så og si på samme størrelse som maksimumsverdiene til den neste type traderen på rangeringen. Vi kan også vise en klarere illustrasjon av disse resultatene over tid i figur 1. Her får vi visuelt sett trender og karakteristika i posisjonene til hver type trader.





Figur 1: Aktørenes prosentandel av totale open interest i perioden 2000-2016 (for RB, februar 2006-2016)

Her får vi et klarere bilde på at den relative posisjonsstørrelsen for hver trader endres over tid. Fra 2000 til og med 2015 ser vi en klar nedadgående trend for hedgere, en oppadgående trend for spekulanter og en relativt stabil trend for nonreporting tradere i futuresmarkedet for både WTI, HO og RB. Trenden for nonreporting tradere er stabil som følge av de motgående trendene til hedgere og spekulanter. I de siste tre årene av utvalgsperioden ser vi at spekulantene har tatt over tronen etter hedgere som de aktørene med den største andelen av open interest i futuresmarkedet for WTI. Dette skiftet startet i vårt datasett den 18. desember 2012. Da hadde spekulantene en andel på 48,5 % av open interest, mens hedgerne hadde en andel på 46,6 %. I alle tre futuresmarkedene kan vi se at gapet mellom spekulantene og hedgerne har minsket fra starten av utvalgsperioden til slutten, og da særlig de to-tre siste årene. Det kan kanskje skyldes de lave oljeprisene som gjør at hedgere får mindre behov for å sikre seg mot et eventuelt prisfall. Når prisene er så lave som nå, kan det hende at hedgere ikke forventer et ytterligere prisfall og ser dermed mindre grunner til å sikre seg. Spekulantenes andeler øker muligens som følge at flere er villige til å spekulere i en eventuell prisøkning, eller som følge av færre hedgere i markedet. Fra 2000 til slutten av 2015 har hedgernes andel av open interest falt med 36,1 %, 17,5 % og 31,9 % i futuresmarkedet for henholdsvis WTI, HO og RB. Spekulantenes andel har økt med henholdsvis 41,9 %, 20,4% og 33,4%. Andelen til nonreporting traderne har holdt seg relativt sett stabilt, men med en svak nedadgående trend som viser at andelen har falt med henholdsvis 5,7%, 2,9 % og 1,5 %.

Det neste vi skal se på er PNL for hver type trader. I tabell 12 presenterer vi PNL for hver type trader i futuresmarkedene for WTI, HO og RB.

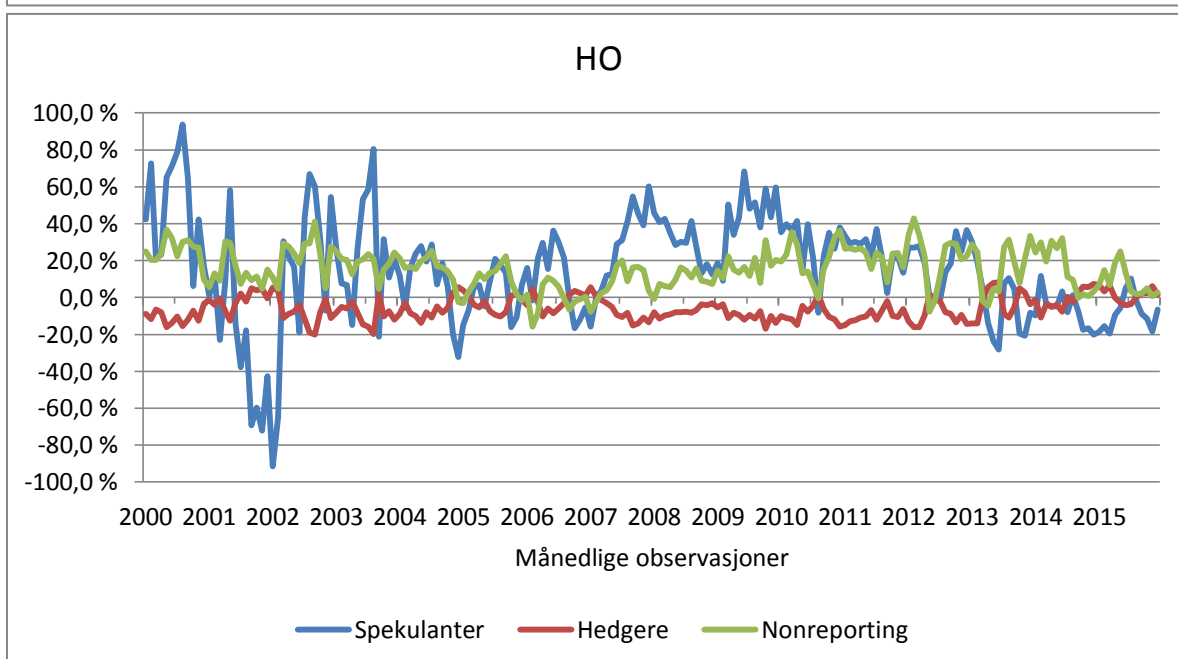
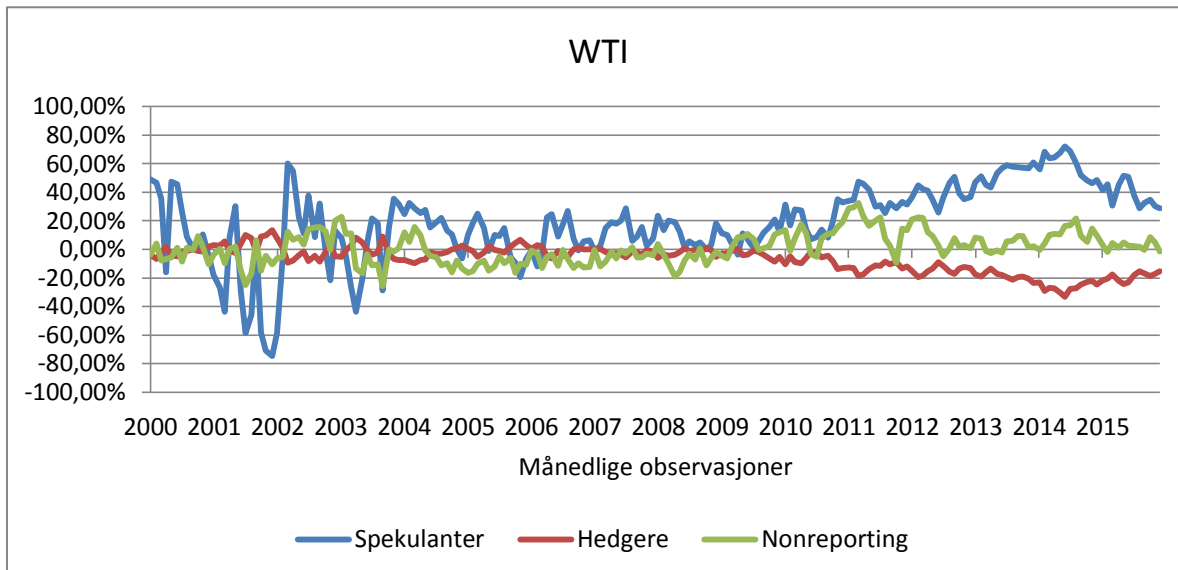
Tabell 12: Aktørenes PNL i perioden 2000-2016

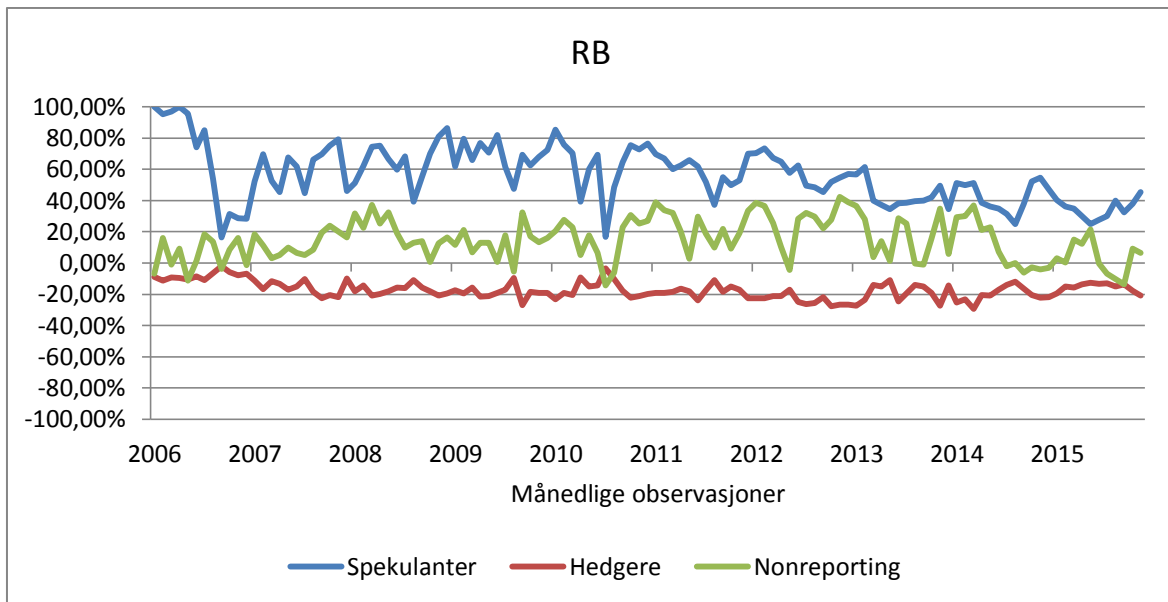
		WTI	HO	RB
Spekulanter	Gj.sn.	19,5	15,1	56,4
	Std.av.	26,8	28,9	18,3
	(Min; Maks)	(-74,9; 72,2)	(-91,4; 93,7)	(16,4; 100,0)
Hedgere	Gj.sn.	-7,0	-5,9	-17,3
	Std.av.	9,1	6,4	5,5
	(Min; Maks)	(-33,2; 13,3)	(-20,1; 8,3)	(-29,4; -2,1)
Nonreporting	Gj.sn.	1,1	15,3	14,7
	Std.av.	10,8	11,1	13,5
	(Min; Maks)	(-25,7; 32,6)	(-15,7; 42,8)	(-14,2; 42,4)

Note: Gj.sn. er aktørenes gjennomsnittlige PNL. Std.av. står for standardavvik. Den minste og største gjennomsnittlige verdien er oppgitt i parentes (minimum; maksimum). Alle gjennomsnittsverdiene for PNL er signifikant forskjellig fra null på et 5 % nivå, unntatt nonreporting tradere i WTI.

Fra tabell 12 ser vi at hedgerne i gjennomsnitt har vært netto short, mens spekulantene og nonreporting traderne har vært netto long. Dette forteller oss at hedgerne i oljemarkedet er tradisjonelt sett short, vanligvis forbundet med produksjonssikring (Sanders et al., 2004). At hedgerne i gjennomsnitt har vært short, kan muligens tyde på at futuresprisene ikke har vært lik markedets forventninger om framtidig spotpris. I denne utvalgsperioden har hedgerne netto solgt futures i frykt for et prisfall, mens spekulantene har kjøpt futures i forventning om en prisøkning. Det vil si at det kan forventes å ha vært en negativ risikopremie i oljemarkedet i denne perioden som har gitt spekulantene en forventet prisgevinst. Dette innebærer at futuresprisene i gjennomsnitt kan ha undervurdert den forventede fremtidige spotprisen. Vi kan også observere at PNL er volatil. I løpet av utvalgsperioden varierer hver type tradere fra å være netto short til å være netto long. Hedgerne i RB er de eneste som har vært netto short gjennom hele utvalgsperioden, men dette kan ha noe med den korte dataperioden vi har for RB. Det kan derimot også vitne om et stort hedgingpress, noe som kan være en mulig indikasjon på at det har eksistert en risikopremie i markedet og at futuresprisen dermed ikke har vært forventningsrett. Den klart mest volatile gruppen er spekulantene, der PNL har nådd ekstreme nivåer på -91,4 % (short) og 100 % (long)⁴⁴. Volatiliteten til spekulantene fremkommer også godt i figur 2.

⁴⁴ Det er to observasjoner i vårt datasett av posisjonene til RB som viser at spekulantene har null long - posisjoner. Vi gjør oppmerksom på at det muligens kan være en feil ved datasettet.





Figur 2: Aktørenes PNL i perioden 2000-2016 (for RB, februar 2006-2016)

Det er tydelig å se fra figur 2 at spekulanter må være aktive tradere som varierer fra å være long til short i løpet av en måned. Volatiliteten i PNL for hver type trader avslører indirekte informasjon om mangfoldet av motiver innenfor hver gruppe. Dataene tyder på at spekulantene har det minste mangfoldet av motiver og at de i stor grad opptrer i fellesskap relativt til tradere i andre grupper som har et større mangfold av motiver. Det er dermed ikke overraskende at mange ofte antar at spekulanter er med på å påvirke markedet (Sanders et al., 2004).



Norges miljø- og biovitenskapelig universitet
Noregs miljø- og biovitenskapelige universitet
Norwegian University of Life Sciences

Postboks 5003
NO-1432 Ås
Norway