



Analyse av faktorer som påvirker Oslo Børs

*En analyse av hvordan utviklingen på Oslo Børs kan forklares
av endringer i verdensøkonomi og oljepris*

Jesper Fosby og Ole Marius Dahl

Veileder: Jonas Andersson

Masteroppgave, Økonomi og administrasjon, Finansiell Økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Forord

Bakgrunnen for valg av tema er en interesse for å undersøke globale drivkrefter bak utviklingen i det norske aksjemarkedet. De siste to årene har vi hatt en ubalanse i oljemarkedet som har ført til oljeprisen har falt ned på nivåer vi ikke har sett på lenge. Fallet i oljeprisen har preget det norske aksjemarkedet den seneste tiden, noe som gjør temaet for oppgaven interessant og dagsaktuelt.

Arbeidet med oppgaven har vært krevende og bydd på utfordringer på flere områder. Til gjengjeld har vi lært mye om tidsserieanalyse og det norske aksjemarkedet.

Vi vil benytte anledningen til å takke vår veileder, Jonas Andersson, for solid veiledning med oppgaven og hjelp med statistiske utfordringer som dukket opp underveis. Vi har satt stor pris på din imøtekommenhet.

Sammendrag

Formålet med oppgaven er å undersøke hvordan endringer i verdensmarkedene og oljeprisen har påvirket Oslo Børs med underliggende sektorer i perioden 1996-2015.

Regresjonsresultatene viser at oljeprisen leder Oslo Børs med én dag. Dette underbygges av Granger-kausaltetstest som viser at oljeprisen beveger seg før Oslo Børs.

Regresjonene viser at både oljeprisen og verdensindeksen har hatt en signifikant påvirkning for utviklingen til Oslo Børs, der verdensindeksen har vært den viktigste. Eksponeringen mot både oljeprisen og verdensindeksen øker mot slutten av perioden.

En utvidet modell, hvor det skilles mellom oppgang og nedgang i henholdsvis verdensindeks og oljepris, viser at Oslo Børs med underliggende sektorer er mer sensitiv for nedgang enn oppgang i begge faktorene. Vi finner motsatt tilfelle for vår benchmarkindeks, FTSE.

Deles datasettet inn i to perioder, 1996-2005 og 2006-2015, viser det seg at flere forhold har endret seg. Laggede variabler som var signifikante i første periode er ikke lenger signifikante, samt at asymmetriske faktorer og ukedagseffekter var borte.

Innholdsfortegnelse

Innholdsfortegnelse	4
1. Innledning	8
1.1 Introduksjon	8
1.2 Oppgavens problemstilling og struktur	9
2. Statistisk- og finansiell metode	10
2.1 Modellspesifikasjon	10
2.1.1 Forutsetninger for OLS	10
2.2 Granger-kausaltetstest	12
2.3 Laggede variabler	14
2.4 Prising av aksjer	14
2.5 Markedseffisiens	15
2.6 Kapitalverdimodellen	16
2.6.1 Markedets risikopremie	16
2.6.2 Volatilitet	17
2.6.3 Systematisk risiko	17
2.6.4 Usystematisk risiko	18
2.7 Arbitrage Pricing Theory	18
3. Tidligere forskning	20
4. Presentasjon av markedene	22
4.1 Oslo Børs	22
4.1.1 Sektorer på Oslo Børs	22
4.2 Presentasjon av oljepris og aksjemarkeder	24
4.2.1 Brent	24
4.2.2 Morgan Stanley World Capital Market Index	26
4.2.3 London Stock Exchange	27
5. Behandling av tallmaterialet	28
5.1 Justering for enkelthendelser i APT-modellen	28
5.2 Ukedagsdummies	29
5.3 Forskjeller i handletider	29

6. Tidsseriens egenskaper	30
6.1 Deskriptiv statistikk	30
6.2 Korrelasjonsanalyse	30
6.3 Augmented Dickey-Fuller Unit Root test (ADF).....	31
7. Granger-kausaltet	32
7.1 Granger-kausaltet med tre variabler	33
8. APT-modellen.....	35
8.1 Utleddning av modellen.....	35
8.2 Resultater for perioden 1996-2015.....	36
8.2.1 Oslo Børs.....	36
8.2.2 Underliggende sektorer	37
8.2.3 Asymmetriske faktorer	38
8.3 Resultater fra perioden 1996-2005.....	40
8.3.1 Oslo Børs.....	41
8.3.2 Underliggende sektorer	41
8.4 Resultater for perioden 2006-2015.....	42
8.4.1 Oslo Børs.....	42
8.4.2 Underliggende sektorer	43
8.5 Asymmetri i oljefaktoren	44
8.5.1 Periodeanalyse av asymmetri i oljefaktoren.....	45
8.6 Signifikanstest av asymmetri i faktorene.....	47
8.6.1 MSCI-faktoren.....	47
8.6.2 Brent-faktoren	48
8.6.3 Test for periodene 1996-2005 og 2006-2016	49
8.7 APT-modell med laggede variabler.....	50
8.7.1 Modell for perioden 1996-2015.....	51
8.7.2 Modeller for delperioder	51
9. Konklusjon	53
9.1 Svakheter i analysen	54
9.2 Forslag til videre forskning.....	54
Litteraturliste	56
10. Appendiks	58
10.1 Statistisk teori og metode.....	58

10.1.1	Stasjonæritet	58
10.1.2	R2	59
10.1.3	Skjevhet	60
10.1.4	Kurtose	60
10.1.5	Jarque-Bera testen.....	60
10.2	Statistiske resultater.....	61
10.2.1	ADF	61
10.2.2	Granger-kausaltetstest	61
10.2.3	AIC tester	63
10.3	Grafer, plots og figurer	64
10.3.1	Histogram, P-Plot og Scatterplot OSEBX 1996-2016.....	64
10.3.2	Autokorrelasjon for MSCI og Brent 1996-2015	64
10.3.3	Kryss-korrelogram 1996-2015	65
10.3.4	Histogram, P-Plot og Scatterplot OSEBX 1996-2005.....	65
10.3.5	Autokorrelasjon for MSCI og Brent 1996-2005	66
10.3.6	Kryss-korrelogram 1996-2005	66
10.3.7	Histogram, P-Plot og Scatterplot OSEBX 2006-2015.....	67
10.3.8	Autokorrelasjon for MSCI og Brent 2006-2015	68
10.3.9	Kryss-korrelogram 2006-2015	68
10.4	Avkastningsmåling.....	69
10.5	Økonomiske kriser.....	69
10.5.1	Asiakrisen (AC) Juli 1997- August 1999.....	69
10.5.2	Dotcom-boblen (DC) Februar 2000 – Oktober 2002.....	70
10.5.3	Finanskrisen (FC) Mai 2008 – Mai 2009.....	70
10.5.4	Oljeprisfallet (OC) Juli 2014 – Desember 2014	70
10.6	Sektorer på Oslo Børs	71
10.6.1	OSE10 - Energi	71
10.6.2	OSE15 - Materialer.....	71
10.6.3	OSE20 - Industri	71
10.6.4	OSE25 - Forbruksvarer	72
10.6.5	OSE30 - Konsumvarer	72
10.6.6	OSE35 - Helsevern	72
10.6.7	OSE40 - Finans	73
10.6.8	OSE45 - IT.....	73
10.6.9	OSE50 - Telekom.....	73

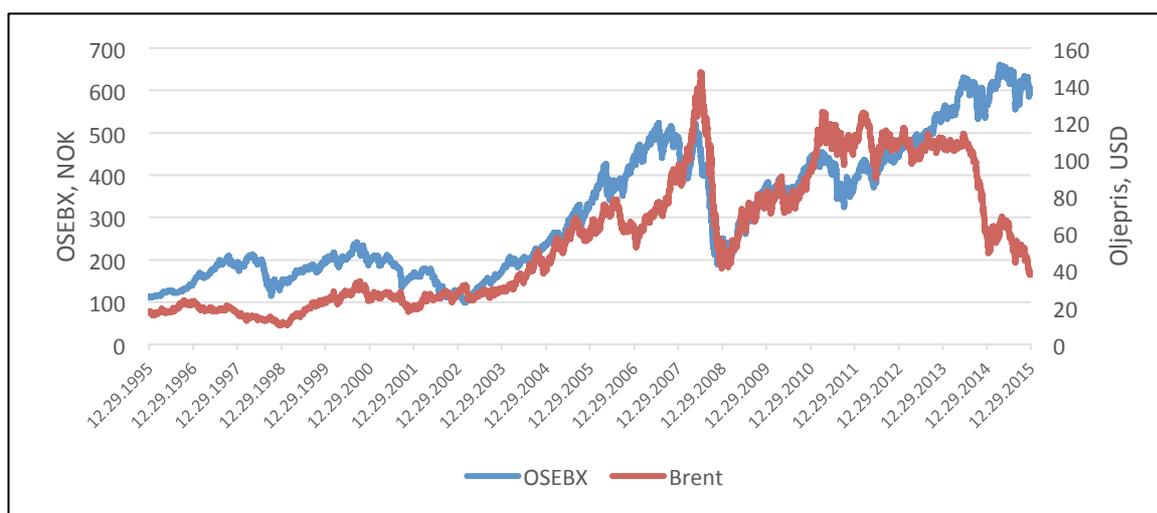
10.6.10	OSE55 - Forsyning.....	74
10.7	Forskjeller i handletider	74

1. Innledning

1.1 Introduksjon

De siste to årene har vi hatt et oljemarked hvor tilbudet av olje har vært større enn etterspørselen. Konsekvensen av dette er at vi har fått en ubalanse i oljemarkedet og oljeprisen har halvert seg. Prisen for et fat Nordsjøolje er nå rundt 50 USD. For en nasjon der utvinning av olje har vært den økonomiske vekstmotoren i en årrekke, forventes store utslag i aksjemarkedet. Dårligere forventet inntjening for oljeprodusentene påvirker markedsverdien til produsentene direkte. Svakere markedsutsikter fører til at oljeprodusentene kutter fremtidige investeringsbudsjetter, som igjen påvirker markedsverdien til oljeserviceselskapene. I Norge hvor omlag 50% av den noterte markedsverdien på Oslo Børs var oljerelatert i 2014 får dette store konsekvenser.

Fra tidligere forskningsartikler har det fremkommet at oljeprisen har vært en ledende indikator for utviklingen på Oslo Børs (Hammoudeh og Li, 2005). De siste 20 årene har vi hatt ulike oljeprisnivåer og ulike verdier av oljerelaterte-aksjer notert på Oslo Børs. I mediene kan vi stadig lese overskrifter som: ”Oljenedtur fører til kraftig nedgang på Oslo Børs” og ”Oljeprisen sender Oslo Børs opp”. Det er tydelig konsensus at Oslo Børs er sensitiv for endringer i oljepris. Har økt globalisering og svekkelsen av energisektoren ført til høyere eksponering mot verdensmarkedet og lavere eksponering mot oljepris?



Figur 1: Historisk utvikling mellom oljepris og Oslo Børs

1.2 Oppgavens problemstilling og struktur

Formålet med oppgaven er å undersøke hvordan Oslo Børs har blitt påvirket av endringer i oljepris og verdensmarkedet de siste 20 årene, og hvordan dette har forandret seg. Utredningen vil ikke undersøke kortsiktig- og langsiktig forhold mellom faktorene ved hjelp av kointegrasjonsmodeller, men isteden benytte en regresjonsmodell hvor resultatene har en tilnærming til finansiell teori. For å organisere oppgaven har vi satt opp 4 forskningspunkter:

- ***Forskningspunkt 1: Kan historisk avkastning på verdensindeksen og oljeprisen gi et bedre estimat for utviklingen på Oslo Børs enn å bruke historisk avkastning på Oslo Børs alene?***

Vi undersøker årsakssammenhengen mellom variablene ved hjelp av en Granger-kausaltetstest. Vår hypotese er at kausaliteten går fra verdensindeksen og oljepris til Oslo Børs.

- ***Forskningspunkt 2: Hvordan kan utviklingen på Oslo Børs og de underliggende sektorene forklares av endringer i oljeprisen og verdensmarkedet?***

Under dette forskningspunktet betrakter vi Oslo Børs som et aktivum i verdensmarkedet. Vi undersøker hvordan utviklingen kan forklares av endringer i verdensmarkedet og oljemarkedet. Verdensmarkedet representerer en systematisk risikofaktor og oljeprisen representerer en faktor som er særegen for Oslo Børs.

- ***Forskningspunkt 3: Finnes det en asymmetrisk effekt i hvordan det norske aksjemarkedet har blitt påvirket av verdensmarkedet og oljepris?***

Vi undersøker om Oslo Børs har reagert ulikt på opp-og nedgang i verdensmarkedet og oljepris.

- ***Forskningspunkt 4: Er oljeprisen fortsatt en ledende indikator for utviklingen på Oslo Børs?***

Tidligere forskning viser at oljeprisen er ledende indikator for utviklingen på Oslo Børs med én dag (Hammoudeh og Li, 2005). Dette innebærer at dersom oljeprisen går opp, vil dette påvirke Oslo Børs i positiv retning dagen etter. Vi ønsker å undersøke om dette har vært tilfelle og om forholdet har endret seg i løpet av perioden 1996-2015.

2. Statistisk- og finansiell metode

2.1 Modellspesifikasjon

Formålet med utredningen er å undersøke hvordan Oslo Børs kan forklares av endringer i utvalgte variabler. En hensiktsmessig metode for å undersøke dette er ved hjelp av multipl regressjon. En multipl regressjon kan uttrykkes slik:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, n$$

Der y_t er den avhengige variabelen, som forklares av en konstant (β_0) og et lineært forhold (β_k) til de forklarende variablene (x_k). ε_t er et feilledd som fanger opp all variasjon som ikke forklares av konstantleddet og de uavhengige variablene. Vi bruker minste kvadraters metode (OLS) for å estimere β_0 og β_k . Frihetsgradene i modellen bestemmes av $n-k$, der n er antall observasjoner og k er antall parameter i modellen.

2.1.1 Forutsetninger for OLS

Nedenfor presenteres 5 forutsetninger for OLS-regresjoner:

1. Ikke-stokastiske forklarende variabler: $\text{Cov}(\varepsilon_t | \mathbf{x}) = \mathbf{0}$

Feilleddene og de forklarende variablene har ingen sammenheng (Wooldridge, 2012, s.350). Vi kan undersøke om datasettet inneholder ikke-stokastiske variabler ved hjelp av en Augumented Dickey Fuller-test (ADF).

2. $E(\varepsilon_t) = 0$

Gitt de forklarende variablene for alle tidsperioder vil forventningsverdien til feilleddet ε_t være lik null for alle t : $E(\varepsilon_t | \mathbf{x}_t) = 0$, $t = 1, 2, \dots, n$. Forutsetningen innebærer at feilleddet i hver tidsperiode t ikke er korrelert med forklarende variabler i de ulike tidsperiodene (Wooldridge, 2012, s.350).

3. Homoskedastisitet: $\text{Var}(\varepsilon_t) < \infty$

Betinget av x vil variansen til ε_t være den samme for alle t : $\text{Var}(\varepsilon_t | \mathbf{x}) = \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$, $t = 1, 2, \dots, n$ (Wooldridge, 2012, s.352). Om vi ikke har konstant varians i feilleddene vil vi ha hetroskedastisitet i residualene. Hvorvidt residualene er hetroskedastiske kan undersøkes ved hjelp av et scatterplot av feilleddene. Om feilleddene har en jevn fordeling rundt

regresjonslinjen kan vi anta at vi ikke har et problem med hetroskedastisitet. Man kan redusere sjansen for dette problemet ved å benytte tidsserier på logaritmisk form.

4. Autokorrelasjon: $\text{Korr}(\varepsilon_t, \varepsilon_s | \mathbf{x}) = 0$ for alle $t \neq s$.

Betinget av x vil feilleddene i to ulike tidsperioder ikke være korrelerte. Autokorrelasjon etableres om en tidsserievariabel korrelerer med egne laggede verdier. Vi kan teste feilleddene for autokorrelasjon ved første orden med en Durbin-Watson test (DW). Testen forutsetter at regresjonsmodellen har et konstantledd, autokorrelasjon er av første orden og inkluderer ingen laggede uavhengige variabler (Wooldridge, 2012, s.353).

DW-test er basert på OLS-residualer:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t^2}$$

- $\sum_{t=2}^n (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2$ = summen av de kvadrerte avvikene i residualene fra OLS-regresjonen.
- $\sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t^2$ = summen av alle de kvadrerte residualene fra OLS-regresjonen.

Dersom DW-testen gir en verdi ≈ 2 har vi ingen autokorrelasjon mellom feilleddene. Om DW-testen gir verdier som er mye høyere eller mye lavere enn 2 betyr det at vi har henholdsvis positiv eller negativ autokorrelasjon.

5. Normalfordeling: $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$

Feilleddene ε_t er uavhengige av x og identisk normalfordelt $(0, \sigma^2)$ (Wooldridge, 2012, s.355). Normalfordelingen til feilleddene kan vurderes ut fra et histogram og et normalfordelingsplot (P-Plot). Dersom histogrammet har en "bjelleform" vil forutsetningen være oppfylt. I et P-plot kan man se feilleddenes plassering sammenlignet med en normalfordeling av feilleddene.

2.2 Granger-kausaltetstest

Hvis variabel x Granger-kausalerer med variabel y , vil endringer i x gå forut for endringer i y . Hvis Granger-kausaltet etableres tyder det på at en variabel kan bli brukt for gi et bedre estimat på den andre variabelen sammenlignet med å bare bruke historiske verdier til den andre variabelen. En slik test vil hjelpe oss med å etablere om oljeprisen og verdensindeksen er ledende for Oslo Børs.

Granger-kausaltetstest antar at all relevant informasjon for å predikere x og y utelukkende finnes i tidsseriedata for disse variablene. Testen for Granger-kausaltet baseres på estimeringen av det følgende paret av regresjoner:

$$x_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j x_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Der ε_{1t} og ε_{2t} er støy-ledd hvor vi antar forventning lik 0. n er antall observasjoner, $(t-i)$ er antall lags for y og $(t-j)$ er antall lags for x . Lags kan velges ved hjelp av en AIC-test. Siden denne testen inneholder to variabler har vi å gjøre med bilateral kausalitet.

Ligning (1) antyder at nåværende verdi av x er relatert til tidligere verdier av seg selv, i tillegg til tidligere verdier av y . Ligning (2) antyder samme oppførsel for y (Gujarati, 2004, s. 697).

Resultatene fra kausalitetstesten mellom x og y kan deles inn i fire grupper:

1. Enveis kausalitet fra x til y indikeres om estimerte koeffisienter til laggede x i (1) er signifikant forskjellig fra null som gruppe ($\sum x_i \neq 0$) og settet av estimerte koeffisienter til laggede y i (2) er ikke signifikant forskjellig fra null ($\sum y_i = 0$).
2. Motsatt finnes enveis kausalitet fra y til x dersom estimerte koeffisienter til laggede y i (1) er signifikant forskjellig fra null ($\sum y_i \neq 0$) og de estimerte koeffisientene til laggede x i (2) ikke er signifikant forskjellig fra null ($\sum x_i = 0$).
3. Bilateral kausalitet etableres om sett av både x og y har koeffisienter som er signifikant forskjellig fra null i begge regresjoner.
4. Uavhengighet etableres om sett av både x og y ikke er statistisk signifikante i begge regresjoner (Gujarati, 2004, s.697).

Her følger en stegvis forklaring på hvordan vi gjennomfører en lineær test for Granger-kausaltet for et sett av regresjoner:

Vi utfører en regresjon på x for alle laggede verdier av x , men inkluderer ikke laggede variabler av y i denne regresjonen. Dette er derfor regresjonen med restriksjoner. Fra dette får vi summen av de kvadrerte avvikene med restriksjoner, RSS_R . Deretter gjennomfører vi regresjonen med laggede y variabler inkludert i regresjonen. Dette er regresjonen uten restriksjoner. Fra denne får vi summen av de kvadrerte avvikene uten restriksjoner, RSS_{UR} .

Under nullhypotesen har vi $H_0 : \alpha_i = 0$, som betyr at laggede verdier av y ikke bør inkluderes i regresjonen. For å teste nullhypotesen benytter vi en F-test (Gujarati 2004 s. 698):

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n-k)}$$

Testen kan utvides for å undersøke årsakssammenhengen mellom tre variabler, x , y og z , der vi baserer Granger-kausaltetstesten på tre regresjoner:

$$x_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{t-j} + \sum_{k=1}^n \gamma_j z_{t-k} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j x_{t-j} + \sum_{k=1}^n \theta_j z_{t-k} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

$$z_t = \sum_{i=1}^n \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \omega_j x_{t-j} + \sum_{k=1}^n \tau_j z_{t-k} + \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

$y \leftarrow x \rightarrow z$ representerer at x forårsaker både y og z , der pilene viser hvilken retning kausaliteten går. Ubetinget korrelasjonen mellom y og z er ulik null, men betinget korrelasjon mellom y og z er lik null. Dersom $y \rightarrow x \leftarrow z$ betyr det at både y og z forårsaker x , der den ubetinget korrelasjon mellom y og z er lik null, men betinget korrelasjon er ulik null. Videre vil $y \rightarrow x \rightarrow z$ bety at y forårsaker x og x forårsaker z . Dette forutsetter at x og y ikke er korrelert med z (Lin, 2008, s.12).

En slik test vil hjelpe oss med å undersøke årsaksforholdet mellom Oslo Børs, verdensindeksen og oljeprisen.

2.3 Laggede variabler

Ved å inkludere laggede variabler i regresjoner er man kritiske til at all informasjon er absorbert av markedet og blir reflektert i prisen på verdipapiret. Når man legger til laggede variabler forventer man at nåværende pris på et verdipapir er sterkt påvirket av historiske priser, og at man ved å legge til laggede variabler vil ende opp med mer pålitelige regresjonsresultater.

Vi kan få en indikasjon på optimalt antall lags for en modell ved å bruke Akaikes Informasjonskriterium (AIC). AIC er et goodness-to-fit mål som foretrekker mindre residualfeil i modellen, men straffer deg for å inkludere flere forklarende variabler i modellen. Dette forhindrer overtilpassning av modellen.

$$AIC = e^{2k/n} \frac{RSS}{n}$$

Der k er alle koeffisienter, inkludert konstanten, n er antall observasjoner og RSS er residualenes kvadrerte avvik.

Metoden veier opp summen av de kvadratiske avvikene mot antall frihetsgrader. Av dette følger det at en økning i antall laggede variabler reduserer antall frihetsgrader, noe som fører til at vi mister observasjoner. AIC-verdien til en modell gir ingen mening før den sammenlignes mot andre modeller med informasjon fra samme datasett. Den foretrukne modellen vil være den med lavest AIC-verdi (Gujarati, 2004). En ulempe med AIC er at den ofte anbefaler store modeller med mange laggede variabler. Man bør derfor bruke en skjønnsmessig vurdering av AIC-resultatet for å se hva som virker hensiktsmessig i hvert enkelt tilfelle.

2.4 Prising av aksjer

Verdsettelse av en aksje ved fundamental tilnærming kan gjøres ved å neddiskontere alle fremtidige kontantstrømmer med et avkastningskrav. Det betyr at verdien av Oslo Børs kan uttrykkes som nåverdien av forventede fremtidige kontantstrømmer fra alle noterte selskaper, neddiskontert med et avkastningskrav som reflekterer risikoen til kontantstrømmene (Næs mfl., 2008).

En modell for verdsettelse av aksjer er inkludert fordi vi i diskusjonen av resultatene vil drøfte hvordan utvikling i verdensøkonomien og oljeprisen påvirker det norske aksjemarkedet. Det er derfor nødvendig med en grunnleggende forståelse av hvordan en aksje prises. Damodaran (2002) definerer verdsettelsesmodellen med diskontert kontantstrøm på følgende måte:

$$Verdi = \sum_{t=1}^{t=n} \frac{CF_t}{(1+r)^n}$$

Hvor:

- n = verdipapirets levetid
- CF_t = kontantstrøm i period t
- r = er avkastningskravet som skal diskontere fremtidige kontantstrømmer

En endring i fremtidig forventet kontantstrøm eller diskonteringsrente vil føre til en endring i aksjepris. Oljeprisen er en viktig inputfaktor for beregning av fremtidige kontantstrømmer for mange selskaper. Hvordan oljeprisen påvirker aksjeprisene er avhengig av om den påvirker inntekts- eller kostnadssiden til selskapene. Videre kan utviklingen i oljeprisen gi indirekte effekter som for eksempel økt inflasjon, økt risiko og høyere renter.

2.5 Markedseffisiens

Økonomiske modeller bygger ofte på at finansmarkedet er effisient. Hypotesen om effisiente markeder kan defineres slik: ”Markedet er effisient dersom priser alltid reflekterer all informasjon fullt ut” (Fama, 1970, s. 383). Det er vanlig å rangere grad av effisiens i et marked på følgende måte:

- Svak-form effisiens: Markedsprisen reflekterer all informasjon i historiske pris- og omsetningsdata.
- Halvsterk-form effisiens: Markedsprisen reflekterer all informasjon i historisk pris- og omsetningsdata samt all offentlig tilgjengelig informasjon.
- Sterk-form effisiens: Markedsprisen reflekterer all informasjon i historiske pris- og omsetningsdata, all offentlig tilgjengelig informasjon og innsideinformasjon.

Effisiensparadokset:

Hvis markedet er effisient vil ingen kunne tjene på aktiv forvaltning og man vil ikke bli belønnet for å analysere ny informasjon som kan bevege prisene. Da er passiv forvaltning det beste alternativet. I et effisient marked vil alle holde porteføljer med markedsvekter (Døskeland, 2014). Spørsmålet blir da hvem som vil ”flytte” prisen til Statoil fra gammel fundamental verdi til ny? Grossman-Stiglitz (1980) løste paradokset ved å lage en modifisert markedeffisiensteori. Teorien sier at man kan få en meravkastning ved å lete etter brudd på markedseffisiens, men meravkastningen oppveies av kostnadene knyttet til å finne informasjonen og utnytte feilprisingen.

I følge hypotesen om effisiente markeder vil det være et brudd på effisiens dersom for eksempel endringer oljeprisen skaper forsinkede reaksjoner i aksjekurser. Det blir derfor interessant å undersøke om vi kan finne noen brudd på effisiens i det norske aksjemarkedet.

2.6 Kapitalverdimodellen

Kapitalverdimodellen bygger på Markowitz sin minimum-varians-effisiens, hvor en risikoavers investor med én-periodisk tidshorisont kun tar hensyn til forventet avkastning og standardavvik (Fama og French, 2004). Kapitalverdimodellen har bred teoretisk innflytelse, og er viktig for vår utredning fordi den gir en grunnleggende forståelse av systematisk- og usystematisk risiko.

$$E(r_i) = r_f + \beta_i(r_M - r_f)$$

- r_i = avkastning på aktivum i
- r_f = risikofri rente
- β_i = systematisk risiko for i
- $(r_M - r_f)$ = Markedets risikopremie

2.6.1 Markedets risikopremie

Markedets risikopremie (MRP) er den avkastningen man forventer å få fra markedsporteføljen i perioden fratrukket risikofri rente (Berk og DeMarzo, 2014, s. 404). MRP er en viktig faktor for å estimere fremtidig avkastning, da denne skaleres opp med systematisk risiko for å bestemme endelig avkastningskrav.

MRP kan beregnes ved å bruke historisk gjennomsnittlig meravkastning over risikofri rente. Noen investorer mener at å bruke historisk avkastning for MRP er lite fremtidsrettet, og foretrekker i stedet en mer fremtidsrettet fundamental tilnærming. En fundamental tilnærming kan baseres på en enkel prisingsmodell av aksjer:

$$r_{Mkt} = \frac{Div_1}{P_0} + g$$

- r_{Mkt} = estimert MRP
- Div_1 = forventet dividende
- P_0 = prisen på aksjen på tidspunkt 0
- g = forventet vekst i dividende.

Hvilken metode som benyttes kommer an på hvilken metode investoren mener kan predikere fremtiden mest nøyaktig. En fundamental tilnærming krever flere usikre inputfaktorer som kan føre til feilestimeringer av risikopremien.

2.6.2 Volatilitet

Total risiko omhandler den totale risikoen knyttet til aktivumet, altså aktivumets totale standardavvik. Den totale risikoen kan videre dekomponeres i systematisk risiko og usystematisk risiko. Systematisk risiko er den risikoen som er knyttet til markedet, mens usystematisk risiko er den risikoen som er spesifikk for aktivumet (Bodie mfl., 2014).

$$\sigma_i = \sqrt{\beta_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_\varepsilon^2}$$

2.6.3 Systematisk risiko

Systematisk risiko er den risikoen ved aktivumet som er knyttet til markedet. Denne risikoen blir ofte omtalt som beta og måler hvor følsom aktivumet er for endringer i markedet (Gjesdal og Johnsen, 1999). Systematisk risiko kan ikke diversifiseres bort ved øke antall verdipapir i porteføljen (Bodie mfl., 2014, s. 206). Den systematiske risikoen til et verdipapir kan beregnes på følgende måte:

$$\beta = \frac{Cov_{i,m}}{\sigma_m^2} = \frac{\sigma_i \sigma_m \rho_{i,m}}{\sigma_m^2}$$

2.6.4 Usystematisk risiko

Usystematisk risiko er den risikoen som er spesifikk for selskapet. Dette er altså en type risiko som ikke kan forklares av endringer i markedet, men av faktorer som er spesielt knyttet verdipapiret. I følge kapitalverdimodellen blir ikke en investor kompensert i form av økt avkastning for å holde slik risiko. Den usystematiske risikoen kan diversifiseres bort ved å øke antall aktivum i porteføljen. For å oppnå diversifisering kan man investere i markeder som sannsynligvis ikke beveger seg i samme retning.

2.7 Arbitrage Pricing Theory

Arbitrage Pricing Theory (APT) ble utviklet av Ross i 1976 og er et substitutt for kapitalverdimodellen. Dette fordi begge modellene hevder at det foreligger et lineært forhold mellom verdipapirenes forventede avkastning og deres kovarians med andre variabler. APT bygger på at dersom likevektspriser ikke tilbyr arbitrasjemuligheter over statiske porteføljer av eiendeler, vil den forventede avkastningen til eiendelen være omtrent lineært knyttet til eksponeringen mot faktoren. I gode tider når markedet stiger, stiger kursene på nesten alle aksjer. På samme måte er det åpenbare fellestrekk i kursutviklingen for alle aksjene innenfor en sektor (Næs mfl., 2008). Ross (1976) viser hvordan man ut fra en ren statistisk karakterisering av den realiserte avkastningen på aksjer kan utlede hvordan forventet avkastning vil være gitt av en flerfaktormodell. APT modellen er benyttet som rammeverk for vår regresjonsanalyse og kan uttrykkes på følgende måte:

$$E(r_i) = \sum_j \lambda_j \beta_{ij}$$

Hvor:

- $E(r_i)$ = forventet avkastning på aktivum i
- β_{ij} = selskap i 's eksponering mot risikofaktor j
- λ_j = risikopremien knyttet til risikofaktor j

Som det følger av modellen åpner APT for å inkludere flere faktorer enn CAPM som kun inkluderer eksponering mot markedsrisiko. Dersom APT modellen skal benyttes i prisingssammenheng, må det bevises at det eksisterer en risikopremie knyttet faktorene som inkluderes. Vi etablerte tidligere at markedet har en risikopremie som kalles MRP. Hvorvidt oljeprisen er en priset risikofaktor i dag er mer usikkert. Næs mfl. (2008) finner imidlertid at olje ikke er en priset risikofaktor i det norske aksjemarkedet.

3. Tidligere forskning

Under presenteres korte utdrag av tidligere studier som har undersøkt forskjellige sammenhenger mellom oljepris og aksjemarkeder.

Hammoudeh og Li (2005) tar utgangspunkt i hovedindeksene til to oljesensitive land, Norge og Mexico. De studerer hvordan disse påvirkes av en verdensindeks og oljeprisen basert på daglige data mellom 1986 og 2003. Ved hjelp av en APT-modell kommer de frem til at det norske markedet påvirkes sterkt av oljeprisendringer, og at oljemarkedet leder Oslo Børs med én dag. Imidlertid viser de at investorer har større risiko bundet til utviklingen i verdensindeksen enn oljeprisen. I tillegg tyder resultatene på at det norske markedet beveger seg asymmetrisk med verdensindeksen, der det norske markedet virker mer sensitiv til negative endringer enn positive endringer. Ved bruk av ukedagsdummies viser de at det foreligger en weekend-effekt i det norske aksjemarkedet. Mandag, tirsdag og onsdag ga signifikant dårligere avkastning enn torsdag og fredag.

Næs mfl. (2008) undersøker hvilke faktorer som påvirker Oslo Børs. Studien er basert på månedlige avkastningstall fra 1980-2006. Resultatene viser at de fleste av verdens aksjemarkeder faller ved en økning i oljepris, mens Oslo Børs er positivt korrelert med endringer i oljeprisen. De identifiserer at endringer i oljeprisen gir signifikante utslag i kontantstrømmene til de fleste selskapene på Oslo Børs, men at den ikke er en prisert risikofaktor.

Driesprong mfl. (2008) bruker daglige og månedlige data fra 1973-2003 til å analyserer forholdet mellom aksjeindeksene i 18 land, samt en verdensindeks, med oljeprisen. Resultatene viser at aksjemarkedet bruker lang tid på å fange opp endringer i oljeprisen. De mener at investorer kraftig underreagerer på endringer i oljeprisen, som står i kontrast med hypotesen om markedseffisiens. Det fremkommer i artikkelen at en oljepris-lag på 6 handelsdager gir den sterkeste prediksjonskraften for aksjer. Konsekvensen er at man kan konstruere en handelsstrategi for å utnytte anomalien i markedet. De påviser også at underreaksjonen er mindre i oljerelaterte sektorer enn andre sektorer.

Sørensen (2009) bruker daglige-, månedlige- og kvartalspriser fra 1973-2007 til verdensindeksen, G7 landene og Norge til å undersøke hvorvidt oljeprisen kan predikere aksjeavkastning. Et interessant funn fra Sørensen er at industrien som predikeres dårligst av oljeprisendringer er olje –og gass industrien. Dette forklares med at oljeprisen har en første ordens effekt på industrien, slik at det blir priset inn umiddelbart. En slik teori vil forklare hvorfor lag-effekten av oljeprisendringer kan ha større effekt på andre industrier hvor olje har en andre ordens effekt. I studien forsøker han å isolere eksogene komponenter som fører til store endringer i oljepris. Dette er komponenter som ikke forklares av globale makroøkonomiske forhold, for eksempel politiske hendelser i Midtøsten. Han viser at oljeprisen forklarer aksjemarkedet dårligere når man ekskluderer slike hendelser. I motsetning til Driesprong mfl. (2008) mener han derfor at oljeprisens statistiske prediksjonskraft for aksjemarkedet ikke beviser en anomali, og at man ikke bør basere en handelsstrategi på signaler fra oljeprisen. Videre kommer han frem til at negative endringer i oljeprisen har større påvirkning på aksjemarkeder enn positive. Imidlertid viser undersøkelsen at positive og negative endringer i oljeprisen ikke er signifikant forskjellig fra hverandre.

Som vi ser er det tidligere gjort grundig forskning på oljeprisens effekt på aksjemarkedene, men resultatene er ikke samstemt med hensyn til hvilken sammenheng oljeprisen har med det norske aksjemarkedet. Oljemarkedet har opplevd volatile endringer etter at disse studiene er gjort. I tillegg har oljesektoren ved Oslo Børs nådd et toppnivå etter disse studiene ble utført. Det er derfor usikkert hvilke resultater vi kan forvente.

4. Presentasjon av markedene

I dette kapitlet vil vi presentere markedene som har blitt benyttet i våre analyser. Markedene er benyttet som variabler i våre regresjonsanalyser. Vi vil under hver presentasjon presisere bruksområdet til den enkelte variabelen.

4.1 Oslo Børs

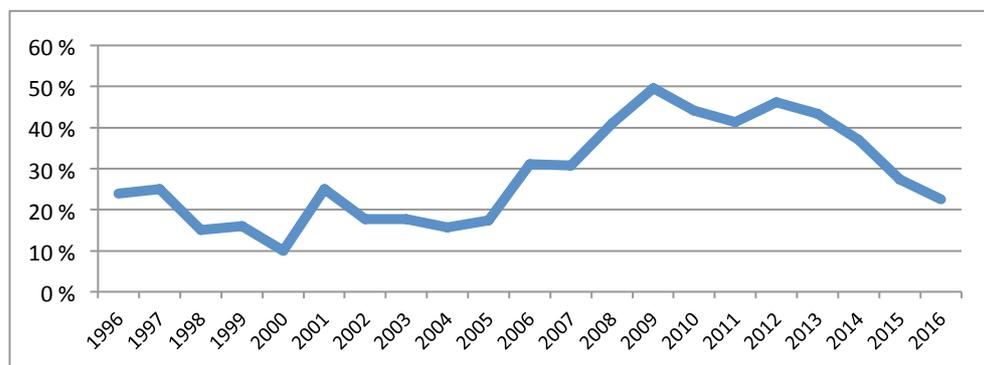
Vi har valgt OSEBX (Oslo Stock Exchange Benchmark Index) til å representere utviklingen på Oslo Børs. OSEBX er en benchmarkindeks som skal reflektere avkastningen på Oslo Børs. OSEBX er en investerbar indeks som inneholder et representativt utvalg av alle noterte aksjer på Oslo Børs. OSEBX er justert for utbytte og er åpen for regulær handel fra 09.00 fra 16.20 og holdes stengt i helgene og alle helligdager. Oslo Børs er en avhengig variabel i våre analyser.

4.1.1 Sektorer på Oslo Børs

Vi forventer at sektorene på Oslo Børs reagerer ulikt på endringer i oljeprisen og verdensmarkedet. Sektorer som driver utvinning eller salg av olje vil ha økt inntjening ved økt oljepris, mens sektorer som har olje som innsatsfaktor vil få økte kostnader. Sektorer som er konjunkturavhengig vil ha en sterkere sammenheng med utviklingen i verdensindeksen, da konjunktursvingninger ofte er sammenfallene i markedene. På bakgrunn av dette har vi valgt å dele inn Oslo Børs i 10 sektorer. Inndelingen er gjort etter Global Industry Classification Standard, også kalt GICS, som er en inndeling utviklet av Morgan Stanley Capital International og Standard & Poor. Et selskap blir tilordnet sin GICS klassifisering basert på sin viktigste forretningsaktivitet (Næs mfl., 2008). Sektorene er benyttet som avhengige variabler i våre analyser. Navn, kode, gjennomsnittlig markedsvekt og tilhørende bransjegrupper for de 10 GICS sektorene er oppgitt i tabell 1. Ytterligere beskrivelse av de underliggende sektorene på Oslo Børs finnes i appendiks kapittel 10.6.

Kode	Sektor	Gj.snitt Markedsvekt	Bransjegrupper	Eksempel Selskaper
10	Energi	28%	Energi	Statoil
15	Materialer	14%	Materialer	Norsk Hydro
20	Industri	12%	Kapitalvarer, kommersielle tjenester og leveranser, transport	Kongsberg Gruppen
25	Forbruksvarer	10%	Biler og komponenter, forbruksvarer og klær, konsumenttjenester, media	Schibsted
30	Konsumentvarer	7%	Mat og apotekhandel, Drikkevarer, mat og tobakk, Husholdningsvarer og personlige produkter	Orkla
35	Helsevern	3%	Helsevern- utstyr og tjenester, Farmasi og bioteknologi	Nordic Nanovector
40	Finans	15%	Banker, finansieringsselskaper, forsikring, eiendomsselskaper	DNB
45	IT	4%	Programvare og tjenester, Teknologisk utstyr, Halvledere og utstyr	Atea
50	Telekommunikasjon	8%	Telekommunikasjonstjenester	Telenor
55	Forsyningsselskaper	1%	Forsyningsselskaper, strøm ol.	Hafslund

Tabell 1: Oversikt over underliggende indekser på Oslo Børs.



Figur 2: Energisektorens markedsverdi i prosent av total markedsverdi på Oslo Børs.

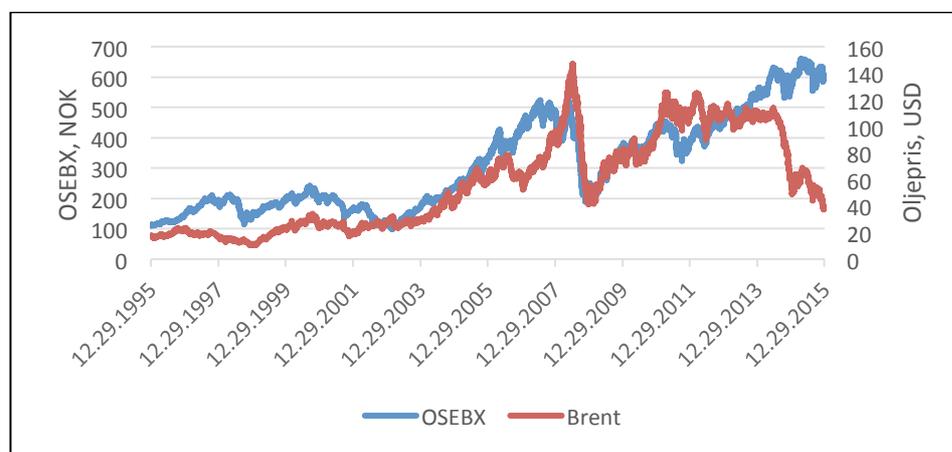
Energisektoren, som i all hovedsak består av oljerelaterte selskaper, har vært den klart største sektoren de siste 20 årene, etterfulgt av finanssektoren og materialesektoren.

Figur 2 viser utviklingen til energisektoren som andel av markedsverdien på Oslo Børs mellom 1996-2015. Vi ser store svingninger i størrelsen på energisektoren. Fra en andel på 10% i 2000 økte sektoren til en andel på 50% i 2009. Denne økningen kan hovedsakelig forklares av børsnoteringen av Statoil i 2001 og Statoils fusjon med olje- og gassdivisjonen til Norsk Hydro i 2007. I tillegg har opprettelsen av en rekke oljeserviceselskaper og vekst i oljeprisen ført til en større energisektor. Med bakgrunn i dette forventer vi at Oslo Børs har hatt en økning i oljeeksponeringen mot slutten av perioden.

4.2 Presentasjon av oljepris og aksjemarkeder

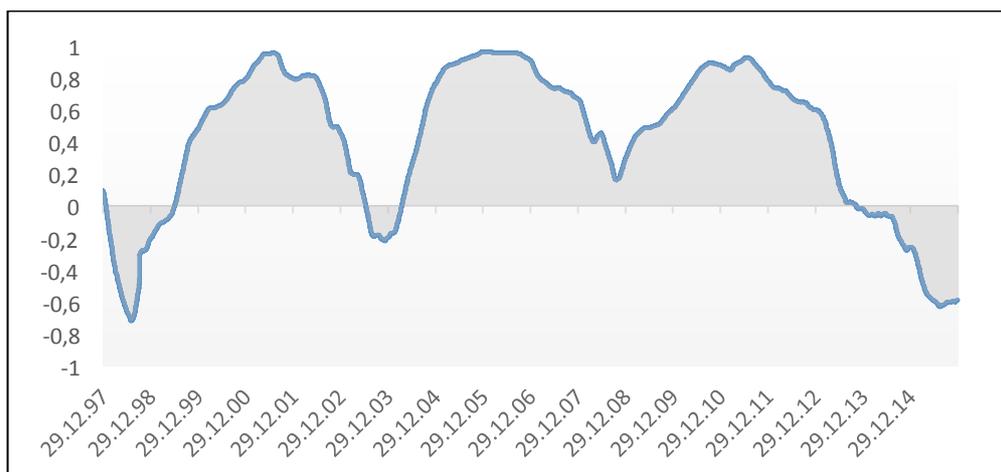
4.2.1 Brent

Brent er en høykvalitetsolje som utvinnes i Nordsjøen. Vi bruker brent som referansepris for oljemarkedet siden dette er oljen som utvinnes av norske petroleumselskaper. Prisen er en viktig inputfaktor for verdivurdering av oljerelaterte selskaper. Aksjemarkedet skal reflektere fremtidig forventet avkastning. Vi har derfor valgt å benytte tremåneders oljekontrakter på Brent. Kontraktene verdsettes i amerikanske dollar og kan handles alle ukedager. Prisene er oppgitt kl. 17.30 GMT. Brent er benyttet som en uavhengig variabel i våre analyser.



Figur 3: historisk utvikling mellom oljepris og Oslo Børs

Figur 3 viser utviklingen på Oslo Børs og prisen på tremåneders oljekontrakter. Figuren antyder en sterk samvariasjon mellom aksjemarkedet og oljeprisen gjennom perioden. Vi kan derfor forvente en positiv sammenheng mellom oljeprisutviklingen og utviklingen på Oslo Børs. Samtidig kan vi observere at oljeprisen og Oslo Børs har beveget seg i ulik retning den siste tiden.



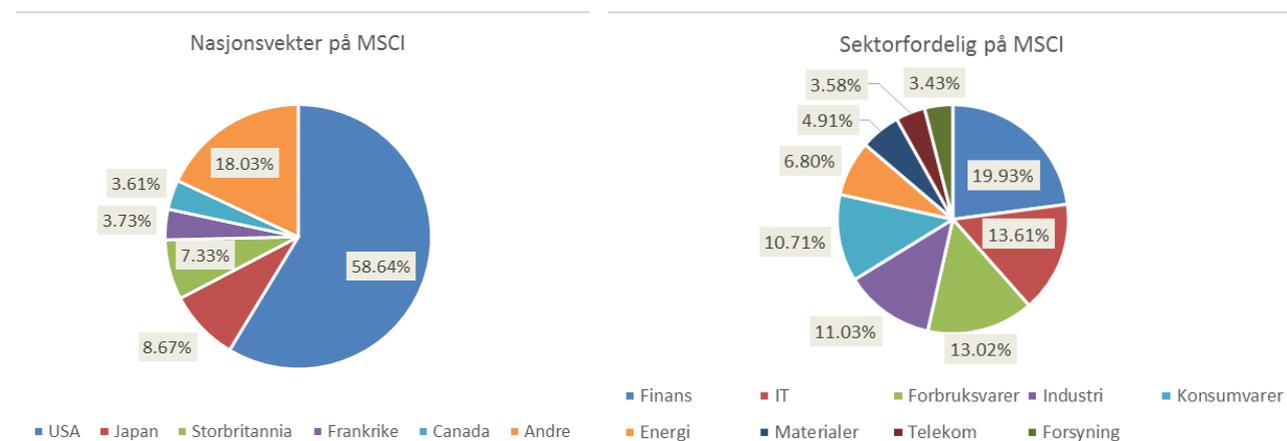
Figur 4: Løpende korrelasjon mellom oljepris og Oslo Børs

Figur 4 viser den løpende korrelasjonen over 24 måneder mellom Oslo Børs og oljeprisen. Vi ser at korrelasjonen er sterk og positiv i perioder, men at den også er veldig lav i noen perioder. Det er interessant å merke seg at korrelasjonen er lav i perioder hvor finansmarkedene er preget av uro. I perioden 1997 til 1999 ser vi en negativ korrelasjon mellom oljeprisen og Oslo Børs. Dette skyldes uro i internasjonal økonomi i forbindelse med Asia-krisen der oljeprisen falt kraftig. I perioden 2002-2003 finner vi også en lav korrelasjon. Det norske og internasjonale aksjemarkedet var her preget av Dotcom-boblen som sprakk, mens vi hadde liten endring i oljeprisen i denne perioden. Finanskrisen 2008-2009 førte til en kraftig reduksjon i både oljeprisen og Oslo Børs. Vi ser at uroen i kapitalmarkedene førte til at korrelasjonen mellom Oslo Børs og oljepris ble lavere.

Oljeprisfallet i siste halvdel av 2014 ga en halvering av oljeprisen på kort tid, mens Oslo Børs holdt seg relativt stabil. Dette resulterte i en negativ korrelasjon mellom oljeprisen og Oslo Børs. Det finnes flere teorier om hvorfor vi har sett en slik utvikling de siste 2 årene. En mulig forklaring er sammenhengen mellom oljepris og valuta. En økning i oljeprisen vil isolert sett føre til styrking av norsk kroner (Bernhardsen og Røisland, 2000). Dette betyr at vi i motsatt tilfelle får en svekkelse av kronkursen dersom oljeprisen faller. Svekkelsen av kronen har gjort det billigere for våre handelspartnere å importere varer fra Norge. Som en følge av kronesvekkelsen har flere eksportselskaper fått økt salget. Flere av de norske oljeselskapene har all sin inntjening i USD, og svekkelsen av NOK relativ til USD dempet effekten av oljeprisfallet noe.

4.2.2 Morgan Stanley World Capital Market Index

Morgan Stanley Capital Index World (MSCI) er en global aksjeindeks. MSCI består av store og mellomstore selskaper i 23 utviklede markeder. Med 1644 forskjellige aksjer dekker indeksen omtrent 85% av frittflytende markedsverdi i hvert land. MSCI er en utbyttejustert indeks og inkluderer ikke aksjer fra framvoksende markeder (emerging markets). MSCI er en vanlig benchmark for globale aksjefond fordi det gir et bilde på hvordan utviklingen i verdensøkonomien er for utviklede markeder. Et kjennetegn for landene som er inkludert i MSCI er at de har et høyt forbruk av olje per innbygger, og de fleste har en høy nettoimport av olje. Det er derfor naturlig å forvente at lavere oljepriser vil profitere majoriteten av disse landene. Norge har på sin side en betydelig større energisektor enn de andre landene i MSCI. Det er derfor forventet at avkastningen på Oslo Børs vil ha en høyere korrelasjon med bevegelser i oljeprisen. Aksjer fra USA utgjør i dag 58,64% av verdien på MSCI World, altså er utviklingen til amerikanske selskaper avgjørende for indeksen. De største sektorene på indeksen er finans med 19,93%, IT med 13,61% og forbruksvarer med 13,02%.



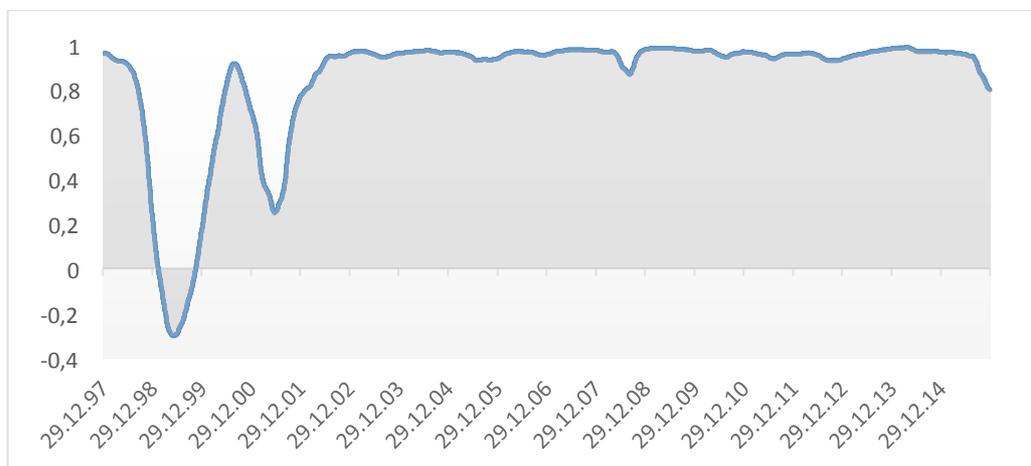
Figur 5: Vekter for landene

Figur 6: Sektorfordeling i MSCI



Figur 7: Historisk utvikling mellom MSCI og Oslo Børs

Fra figur 7 kan vi se at Oslo Børs og MSCI har hatt en positiv korrelasjon gjennom perioden. Figuren antyder at korrelasjonen er økende over perioden. Fra 2007 ser vi en sterkere korrelasjon mellom indeksene. Dette gir indikasjoner på at det norske aksjemarkedet blir mer påvirket av MSCI mot slutten av perioden.



Figur 8: Løpende korrelasjon mellom MSCI og Oslo Børs

Figur 8 illustrer løpende korrelasjon over 24 måneder mellom MSCI og Oslo Børs. Figuren underbygger indikasjonen fra figur 7 om at korrelasjonen med MSCI har vært økende. Endringen i korrelasjonen gjør at vi forventer en sterkere sammenheng mellom MSCI og Oslo Børs mot slutten av perioden. En interessant observasjon er at korrelasjonen er fallende helt mot slutten av perioden. Den fallende korrelasjonen antyder at Oslo Børs har blitt påvirket av en faktor som ikke har påvirket verdensmarkedet i like stor grad. Det er naturlig å tenke seg at det kan skyldes turbulensen i oljemarkedet.

4.2.3 London Stock Exchange

FTSE er en aksjeindeks bestående av de 100 selskapene med høyest markedsverdi notert på London Stock Exchange. Selskapene omfatter rundt 80% av markedsverdien på denne børsen. FTSE er inkludert som benchmark mot OSEBX i våre analyser fordi den har noen likheter og ulikheter som kan være interessante å undersøke. Indeksen har en betydelig olje- og gasssektor, men med bredere omfang av aksjer som gjør den mer diversifisert. FTSE er en likvid indeks og er i likhet med OSEBX notert i annen valuta enn USD. Det blir derfor interessant å undersøke sensitiviteten til FTSE overfor MSCI og Brent. FTSE er altså en avhengig variabel i våre regresjoner.

5. Behandling av tallmaterialet

Tidsseriene starter 01.01.1996 og varer frem til 31.12.2015. Grunnen til at tidsserien ikke starter før 1996 er fordi GICS sektorinndeling først ble gjeldene på Oslo Børs fra 1996. For å sammenligne endringer over tid, deles datasettet i to perioder. Der første periode er fra 01.01.1996 til 31.12.2005, og andre periode er fra 01.01.2006 til 31.12.2015.

Tremånederskontrakter på Brent er hentet fra Bloomberg Terminal. Indekspriser for MSCI og FTSE er hentet fra Reuters DataStream. Daglige priser for OSEBX og sektorene på Oslo Børs er hentet fra Amadeus 2.0. Alle analyser er utført med daglige data. For å redusere sannsynligheten for ikke-stasjonære data er det benyttet logaritmisk avkastning av prisene i samtlige analyser. De dager hvor vi har manglet tallmaterialet for noen av variablene på grunn av helligdager eller lignende, har vi benyttet lineær interpoleringer for å estimere prisene. Tallmaterialet er i første omgang behandlet i Microsoft Excel. Statistiske tester og regresjonsanalyser er gjort i STATA.

5.1 Justering for enkelthendelser i APT-modellen

Da vi undersøkte løpende korrelasjon mellom Oslo Børs og de uavhengige variablene så vi at korrelasjonen endret seg i perioder med mye volatilitet i markedene. Vi ønsker å inkludere dummyvariabler for perioder der aksjemarkedene var preget høy volatilitet. Dette for å undersøke om de uavhengige variablene forklarer utviklingen på Oslo Børs dårligere i disse periodene (Beskrivelser av krisene finnes i appendiks kapittel 10.5). Følgende perioder er inkludert som dummyvariabler i våre analyser:

- Asiakrisen (AC) Juli 1997 - August 1999
- Dotcom-boblen (DC) Februar 2000 – Oktober 2002
- Finanskrisen (FC) Mai 2008 – Mai 2009
- Oljeprisfallet (OC) Juli 2014 – Desember 2014

5.2 Ukedagsdummies

Vi inkluderer dummyvariabler på ukedager i modellene for å ta hensyn til dag-i-uken-effekten. Ukedagsdummyvariabler relativt til fredag er mandag (Man), tirsdag (Tirs), onsdag (Ons) og torsdag (Tor). For hver dag tar dummyvariabelen verdien 1 for den dagen det gjelder og 0 for alle andre dager. Dette gir oss muligheten til å vurdere om enkelte dager har signifikant ulik avkastning sammenlignet med fredag.

5.3 Forskjeller i handletider

Siden vi benytter markedsdata fra ulike tidssoner oppstår det problemer fordi det ikke foreligger data der noteringer er gjort til samme tid. MSCI World er notert på New York Stock Exchange. Brent er notert på International Commodity Exchange i London og OSEBX er notert på Oslo Børs. Prisene har sluttnotering på ulike tidspunkt og vi får derfor vesentlig forskjeller i handletider. Dette kan vise seg å påvirke regresjonsresultatene og må derfor tas med i tolkningen av resultatene. Ytterligere forklaring av konsekvenser knyttet til forskjell i handletider finnes i appendiks kap. 10.7.

- OSEBX – 08.00 - 15.20 GMT
- Brent – 08.00 - 17.30 GMT
- MSCI – 14.30 - 21.00 GMT
- FTSE – 08.00 - 16.30 GMT

6. Tidsseriens egenskaper

6.1 Deskriptiv statistikk

	Brent	OSEBX	MSCI	FTSE	OSE10GI	OSE15GI	OSE20GI	OSE25GI	OSE30GI	OSE35GI	OSE40GI	OSE45GI	OSE50GI	OSE55GI
Mean	0.00015	0.00033	0.00016	0.00010	0.00032	0.00032	0.00023	0.00045	0.00052	0.00026	0.00048	0.00015	0.00047	0.00027
S.D.	0.020	0.014	0.010	0.012	0.017	0.018	0.014	0.016	0.015	0.019	0.016	0.020	0.023	0.017
Skjevhet	-0.131	-0.610	-0.355	-0.157	-0.307	-0.367	-0.607	-0.090	-0.028	0.406	-0.289	-1.332	-0.661	0.222
Kurtose	2.975	7.006	7.399	5.809	4.103	7.097	10.320	5.721	3.921	20.214	10.857	18.372	10.385	10.565
JB	1904	10799	11796	7226	3675	10869	23052	6995	3283	87376	25237	73579	23398	23871
Q(36)	86.1	108.7	186.0	108.7	79.0	117.5	183.0	135.0	166.1	51.16*	151.8	90.6	60.1	101.4
Obs	5124	5124	5124	5124	5124	5124	5124	5124	5124	5124	5124	5124	5124	5124

Tabell 2: Deskriptiv statistikk for variablene * Ingen seriekorrelasjon

Beskrivelse av statistiske tester finnes i appendiks kapittel 10.1.

Undersøkelsen er utført for å tilegne oss informasjon om egenskapene til datasettet før vi gjør en regresjonsanalyse. OSEBX har hatt høyere gjennomsnittlig daglig avkastning og standardavvik enn MSCI og FTSE. De fleste variablene i datasettet har en negativ skjevhet som indikerer at avkastningene ikke er normalfordelte. Jarque-Bera-testen viser at vi kan forkaste nullhypotesen om at oljeprisen og aksjeindeksene er normalfordelte. Tidsseriene er derfor signifikant skjeve. Q-statistikken viser at det eksisterer en autokorrelasjonseffekt for de fleste variablene. For høyfrekvente finansielle tidsserier er funnene som forventet.

6.2 Korrelasjonsanalyse

	OSEBX	OSE10	OSE15	OSE20	OSE25	OSE30	OSE35	OSE40	OSE45	OSE50	OSE55	MSCI	FTSE	Brent
OSEBX	1													
OSE10GI	0.8432	1												
OSE15GI	0.7622	0.5861	1											
OSE20GI	0.8039	0.6303	0.6187	1										
OSE25GI	0.6584	0.4654	0.4853	0.547	1									
OSE30GI	0.5956	0.4466	0.4305	0.478	0.416	1								
OSE35GI	0.3912	0.2974	0.2565	0.3149	0.3219	0.2597	1							
OSE40GI	0.7419	0.5391	0.5574	0.6071	0.5216	0.4527	0.2823	1						
OSE45GI	0.6594	0.4769	0.4691	0.5279	0.5172	0.4188	0.3430	0.4548	1					
OSE50GI	0.5489	0.3759	0.3788	0.4105	0.3754	0.3225	0.2508	0.3930	0.4321	1				
OSE55GI	0.2840	0.2240	0.2326	0.2931	0.1920	0.1913	0.1188	0.2333	0.2031	0.1300	1			
MSCI	0.6426	0.4934	0.5400	0.5480	0.4775	0.3676	0.2740	0.5488	0.4627	0.3657	0.1931	1		
FTSE	0.6897	0.5415	0.5531	0.5782	0.5311	0.4100	0.3336	0.5720	0.5102	0.3969	0.2130	0.751	1	
Brent	0.2994	0.3332	0.2427	0.2236	0.1369	0.1321	0.0991	0.1989	0.1452	0.0922	0.0706	0.256	0.211	1

Tabell 3: Korrelasjonsmatrise

Tabell 3 viser korrelasjonen mellom log-avkastningen til de ulike variablene. Fra korrelasjonsmatrisen kan vi se at samtlige variabler har en positiv korrelasjon med OSEBX.

En høy korrelasjon mellom to variabler betyr at det er fare for multikollinearitet om disse to inkluderes som forklarende variabler i en modell. Vi har begrenset dette problemet med å bruke log-avkastningen til de forskjellige variablene.

Den mest interessante korrelasjonen i matrisen er korrelasjonen mellom MSCI og Brent. Dette fordi de benyttes som forklarende variabler i våre modeller. En høy korrelasjon mellom disse ville gitt problemer med multikollinearitet. Korrelasjonen mellom MSCI og Brent er 0.256. Basert på dette er sannsynligheten for multikollinearitet liten.

6.3 Augumented Dickey-Fuller Unit Root test (ADF)

Før vi kan benytte datamaterialet til å undersøke forholdet mellom Oslo Børs, MSCI og oljeprisen er vi nødt til å teste det for stasjonæritet. Mer om stasjonæritet i appendiks kapittel 10.1.1. Dersom tallmaterialet ikke oppfyller kravet om stasjonæritet kan vi ikke bruke det i sin nåværende form. Dette begrunnes med at regresjonsresultater fra tidsserier med enhetsrøtter kan være spuriøse selv om de ser ut til å være statistisk signifikante. Vi tester for stasjonæritet med Augumented Dickey-Fuller Unit Root tester der nullhypotesen for enhetsrot, $H_0 : \beta = 1$ og alternativhypotese $H_A : \beta \neq 1$.

ADF-Resultater 1996-2015			
Indekser	t-verdier	Kritiske t-verdier	Resultat
OSEBX	-69.67		Stasjonær
OSE10	-68.6	1% nivå -3,43	Stasjonær
OSE15	-71.32	5% nivå -2,86	Stasjonær
OSE20	-66.21	10% nivå - 2,57	Stasjonær
OSE25	-66.22		Stasjonær
OSE30	-67.75		Stasjonær
OSE35	-69.73		Stasjonær
OSE40	-67.92		Stasjonær
OSE45	-67.99		Stasjonær
OSE50	-71.92		Stasjonær
OSE55	-76.66		Stasjonær
MSCI World	-62.62		Stasjonær
Brent	-75.92		Stasjonær
FTSE	-73.122		Stasjonær

Tabell 4: ADF resultater. Resultater for delperioder finnes i appendiks kapittel 10.2.1.

Vi leser av tabellen at t-verdiene for alle variablene er høyere enn de kritiske verdiene. Av dette kan vi konkludere med at det ikke eksisterer enhetsrot for variablene. Det samme tilfellet gjelder for periodene 1996-2005 og 2006-2015. Resultatet innebærer at regresjonsresultatene ikke vil være spuriøse, og vi kan med trygghet bruke tallmaterialet til å undersøke sammenhengen mellom Oslo Børs, MSCI og oljeprisen.

7. Granger-kausaltitet

Da vi har klargjort at tallmaterialet er stasjonært, ønsker vi å utføre en Granger-kausaltitetstest. Testen er nødvendig fordi vanlige regresjonsanalyser isolert sett ikke sier noe om kausalitetsforholdet mellom den avhengige og den uavhengige variabelen. Om vi skal konkludere med at oljeprisen leder det norske markedet bør kausaliteten gå fra oljeprisen til Oslo Børs. Hvis tilfellet er at kausaliteten går fra Oslo Børs til oljeprisen, eller begge veier, vil det være vanskeligere å trekke slutninger.

Ved å bruke AIC kan vi bestemme optimal lag for de ulike modellene. Med maksimal lag lik 6 fikk vi varierende resultater for de forskjellige indeksene, vi velger derfor å bruke det mest hyppige resultatet som er én dags lag for oljeprisen. Datasettet testes for Granger-kausaltitet med:

- H_0 : Ikke Granger-kausaltitet
- H_A : Granger-kausaltitet

Lag = 1					
Indekser	Chi2	Prob > Chi2	Indekser	Chi2	Prob > Chi2
Brent - OSEBX	33.34	0.000	OSEBX - Brent	2.76	0.096
Brent - OSE10	137.08	0.000	OSE10 - Brent	2.17	0.141
Brent - OSE15	6.02	0.014	OSE15 - Brent	5.94	0.015
Brent - OSE20	11.32	0.001	OSE20 - Brent	0.00	0.965
Brent - OSE25	6.60	0.010	OSE25 - Brent	0.81	0.368
Brent - OSE30	1.13	0.287	OSE30 - Brent	0.10	0.748
Brent - OSE35	0.05	0.821	OSE35 - Brent	0.02	0.886
Brent - OSE40	10.87	0.001	OSE40 - Brent	5.65	0.017
Brent - OSE45	2.80	0.094	OSE45 - Brent	4.85	0.028
Brent - OSE50	1.67	0.197	OSE50 - Brent	0.08	0.780
Brent - OSE55	6.33	0.012	OSE55 - Brent	2.94	0.086
Brent - MSCI	4.60	0.032	MSCI - Brent	16.40	0.000
Brent - FTSE	0.77	0.379	FTSE - Brent	0.10	0.756
OSEBX - MSCI	22.68	0.000	MSCI - OSEBX	320.01	0.000
OSEBX - FTSE	0.55	0.458	FTSE - OSEBX	25.61	0.000
MSCI - FTSE	389.66	0.000	FTSE - MSCI	12.39	0.000

Tabell 5: Granger-kausaltitet i perioden 1996-2015 med 1 lag. Vi tester om det foreligger et granger-kausalt forhold fra den første variabelen med den neste på hver linje. Nullhypotesen hevder at det ikke er Granger-kausaltitet fra den første variabelen til den andre. Nullhypotesen forkastes dersom Prob > Chi2 er mindre enn den kritiske grensen på 5%. Granger-kausaltitet med lag=2 og for delperioder finnes i appendiks kapittel 10.2.2.

Resultatene fra testen viser at det foreligger et enveis kausalitetsforhold fra Brent til hovedindeksen, energisektoren, industrisektoren, forbruksvaresektoren og forsyningssektoren. Altså beveger oljeprisen seg før disse indeksene.

Det foreligger et toveis kausalitetsforhold mellom Brent og materialsektoren, samt Brent og finanssektoren. Det er derfor vanskelig å bestemme statistisk inferens for disse sektorene. IT-sektoren er den eneste sektoren som beveger seg før oljeprisen. Med bakgrunn i resultatene fra testen kan vi hevde at oljeprisen ikke har forklart konsumvarer, helsevern eller telekom selv om resultatene fra regresjonsanalysen senere viser seg å være statistisk signifikante. Dette er sektorer som har liten tilknytning til oljemarkedet, samtidig som de er blant de minst sensitive til konjunktursvingninger. Disse faktorene kan forklare hvorfor det ikke foreligger et kausalitetsforhold mellom disse og oljeprisen.

Mellom MSCI og Brent finnes det et toveis kausalitetsforhold, mens FTSE og Brent ikke har noe kausalitetsforhold. Dette indikerer at MSCI forårsaker og blir forårsaket av oljeprisen, mens FTSE har ingen signifikant sammenheng med oljeprisen. MSCI og OSEBX viser et toveis kausalitetsforhold. Det samme gjelder MSCI og FTSE.

Granger-kausaltetstest ble også utført med 2 dagers lag lengde, men årsaksforholdet til oljeprisen endrer seg lite for de fleste indeksene.

7.1 Granger-kausaltet med tre variabler

Fra vår antagelse om at endringer på Oslo Børs kan forklares av endringer i verdensindeksen og oljeprisen, følger det at kausalitetsforholdet burde gå fra olje og verdensindeksen til Oslo Børs. Vi ønsker derfor å utvide modellen til å inneholde verdensindeksen, og undersøker kausalitetsforholdet mellom de tre variablene i perioden 1996-2015. I denne testen vil vi legge mer vekt på χ^2 , da den gir et uttrykk for hvor sterk kausalitetseffekten er mellom variablene. Altså vil en høy χ^2 bety at det foreligger et sterkt kausalitetsforhold.

AIC-testen foreslår i dette tilfellet en lag på 6 som optimal verdi. Imidlertid anbefaler andre kriterier å velge lag lik 1. Vi velger derfor å se bort i fra AIC resultatet, ettersom det vil være vanskelig å forklare hvilke faktorer som fører til en optimal lag på 6. Testen er utført på lag lik 1 og lag lik 2.

Lag = 1				
Avhengig variabel	Uavhengig variabel	chi2	df	Prob > chi2
OSEBX	MSCI	305.35	1	0.000
OSEBX	Brent	19.46	1	0.000
OSEBX	ALL	340.68	2	0.000
MSCI	OSEBX	19.764	1	0.000
MSCI	Brent	1.694	1	0.193
MSCI	ALL	24.383	2	0.000
Brent	OSEBX	1.0787	1	0.299
Brent	MSCI	14.705	1	0.000
Brent	ALL	17.478	2	0.000

Tabell 6: Granger-kausaltet med tre variabler. Resultater for 3 variabler med lag=2 finnes i appendiks kapittel 10.2.2

Ser vi på OSEBX som avhengig variabel, kan vi tolke av resultatene at både endringer i MSCI og Brent forårsaker endringer i hovedindeksen, der effekten fra MSCI er klart størst. Videre undersøker vi om endringer OSEBX og Brent kan forårsake endringer i MSCI. Resultatene viser at det går et kausalitetsforhold fra OSEBX til MSCI, mens Brent alene ikke kan forårsaker endringer i MSCI. Sammen vil imidlertid OSEBX og Brent forårsake MSCI. Kausaliteten fra OSEBX til MSCI virker overraskende, da vi ikke ville forventet at Oslo Børs kunne påvirke verdensindeksen. En mulig forklaring kan være forskjeller i handletider på børsene, der Oslo Børs blir påvirket av utviklingen på børser i Asia og Europa mens MSCI er stengt for handel.

Til slutt undersøker vi hvorvidt det går kausalitet fra OSEBX og MSCI til Brent. Vi ser at det ikke går kausalitet fra OSEBX til Brent. Imidlertid ser vi at MSCI alene, samt MSCI og OSEBX sammen forårsaker Brent.

Sammenhengene antyder at MSCI forårsaker Brent, der igjen Brent forårsaker OSEBX. I tillegg går det kausalitet fra MSCI til OSEBX direkte. Vi ser av chi2 at verdiene til MSCI og Brent med OSEBX som avhengig variabel er langt høyere enn for de to andre tilfellene. Dette er et tyder på at effekten av endringer på Oslo Børs som følge av endringer i MSCI og Brent er større. Resultatene innebærer at både Brent kan være en ledende indikatorer for utviklingen på Oslo Børs. På grunn av toveis-kausaltet mellom OSEBX og MSCI vil man ikke kunne trekke en entydig slutning om MSCI er en ledende indikator for Oslo Børs.

Kausalitetsforholdet mellom variablene forandrer seg lite ved lag lik 2.

8. APT-modellen

8.1 Utledning av modellen

Vår modell bygger på en antagelse om at det norske aksjemarkedet hovedsakelig er eksponert mot to risikofaktorer; endringer i verdensøkonomien og endringer i oljeprisen. I denne modellen estimerer vi den systematiske risikoen til Oslo Børs i forhold til verdensindeksen, hvor vi videre kontrollerer for oljeprisfølsomhet. Den systematiske risikoen som her blir undersøkt er relevant for investorer fordi diversifiserte investorer ønsker å bli kompensert i form av avkastning for å påta seg denne markedsrisikoen.

$$DLY_{jt} = \beta_{0j} + \beta_{1j}DLMSCI_t + \gamma_{1j}DLBRENT_t + \varepsilon_{jt} \quad (8.1)$$

- DLY = daglig avkastning på OSEBX eller de ulike sektorene
- $DLMSCI$ = daglig avkastning på MSCI
- $DLBRENT$ = daglig endring i 3 måneders futurepris på nordsjøolje
- β_{1j} = ubetinget systematisk risiko som kan tolkes som beta
- γ_{1j} = Oljeprisfaktoren som kontrollerer for oljeprisfølsomhet
- ε_{jt} = feilledd som ikke fanges opp av variablene

Regresjonen er estimert med OLS-metoden med White heteroskedasitetkonsistens. β_{1j} kalles ubetinget systematisk risiko fordi målet på risiko er det samme uavhengig av om verdensindeksen går opp eller ned. En positiv β_{1j} betyr et positivt forhold mellom daglig avkastning på OSEBX og MSCI. Av plasshensyn inkluderes ikke konstantleddet i våre tabeller.

8.2 Resultater for perioden 1996-2015

	MSCI	Brent	MAN	TIRS	ONS	TORS	AC	DC	FC	OC	R2	DW
OSEBX	0.847*	0.102*	-0.0007	-0.0009**	-0.0013*	-0.0006	-0.0009***	-0.0006	-0.0008	-0.0002	0.43	2.28
<i>Energi</i>	0.754*	0.193*	-0.0004	-0.0012**	-0.0017*	-0.0005	-0.0013	-0.0003	-0.0003	-0.0024***	0.29	2.12
<i>Materialer</i>	0.937*	0.104*	-0.001	-0.0011	-0.0007	-0.0011	-0.0005	0.0006	-0.0010	0.0018**	0.30	2.16
<i>Industri</i>	0.750*	0.064*	-0.0012**	-0.001***	-0.0013*	-0.0012**	-0.0011**	-0.0001	-0.0011	-0.0003	0.31	2.03
<i>Forbruksvarer</i>	0.754*	0.013	-0.0018*	-0.0017*	-0.0016*	-0.0013**	-0.0004	-0.0011	-0.0015	0.0029	0.01	2.07
<i>Konsumvarer</i>	0.539*	0.030*	-0.002*	-0.002*	-0.0017*	-0.002*	-0.0013	-0.0005	-0.0008	0.0005	0.14	1.98
<i>Helsevern</i>	0.507*	0.030**	-0.0010	-0.0009	-0.0003	-0.0002	0.0001	-0.0004	0.0005	0.0008	0.08	2.00
<i>Finans</i>	0.876*	0.051*	-0.0016*	-0.0014*	-0.0007	-0.0001	-0.0006	0.0001	-0.0010	0.0000	0.31	2.10
<i>IT</i>	0.887*	0.028***	-0.002*	-0.002**	-0.002**	-0.0006	-0.0004	-0.002***	0.0005	0.0008	0.22	2,07
<i>Telekom</i>	0.820*	-0.001	0.0005	0.0007	-0.001	0.0003	0.001	-0.002***	-0.002	0.0002	0.14	2.05
<i>Forsyning</i>	0.310*	0.018	-0.002*	-0.0008	-0.001***	-0.001	-0.0004	-0.0005	-0.001	0.001	0.04	2.19
<i>FTSE</i>	0.882*	0.013***	-0.0001	-0.0002	-0.0009*	-0.0004	0.0002	0.0002	0.0005	0.0001	0.56	2.54

Tabell 7: APT-regresjon for hele perioden. *Signifikant på 1% nivå, **Signifikant på 5% nivå, ***Signifikant på 10% nivå. DW er Durbin-Watson test for autokorrelasjon.

8.2.1 Oslo Børs

Resultatene fra APT-modellen viser at Oslo Børs er signifikant påvirket av utviklingen i verdensøkonomien og oljeprisen. Regresjonsanalysen viser at Oslo Børs har en systematisk risiko på 0.847 overfor verdensindeksen, og en sensitivitet overfor oljepris på 0.102. Modellen har en forklaringskraft på 43%, som betyr at 43% av endringer i OSEBX kan forklares av endringer i verdensindeksen og oljepris.

En systematisk risiko som er mindre enn én indikerer at Oslo Børs har lavere systematisk risiko enn verdensmarkedet. Markedet har per definisjon en systematisk risiko lik 1. Om vi antar at kapitalverdimodellen holder, ville vi forventet en lavere gjennomsnittlig avkastning for OSEBX enn MSCI. Annualiseres avkastningen fra deskriptiv statistikk får vi en årlig avkastning på 13% for OSEBX, mens den har vært 6% på MSCI. Dette betyr at OSEBX har generert en meravkastning over det som forventes i henhold til CAPM i løpet av de siste 20 årene.

Den signifikante oljeprisfaktoren på 0.102 antyder at deler av meravkastningen til Oslo Børs skyldes eksponering mot olje. Dersom vi sammenligner OSEBX med FTSE, ser vi at OSEBX har en signifikant positiv eksponering mot endringer i oljeprisen, mens oljeprisen har liten betydning for utviklingen på FTSE. Dette indikerer at det norske aksjemarkedet har blitt kompensert for å være eksponert mot oljefaktoren over perioden.

8.2.2 Underliggende sektorer

Energisektoren har som ventet en høy sensitivitet overfor endringer i oljeprisen. Samtidig er den systematiske risikoen noe lavere enn den er for Oslo Børs som helhet. Energisektoren har hatt den høyeste gjennomsnittlige markedsverdien på Oslo Børs og består primært selskaper innenfor oljesektoren. Det er derfor naturlig at sensitiviteten til oljeprisendringer er høy.

Materialsektoren har vært signifikant påvirket av verdensindeksen og oljeprisen i denne perioden. I materialsektoren utgjør Norsk Hydro og Yara omtrent hele markedsverdien, der Norsk Hydro ble inkludert i sektoren i 2002. Norsk Hydro produserer aluminium som prises i amerikanske dollar, samtidig som mesteparten eksporteres. Sammenhengen med oljeprisen kan forklares av en sterk positiv korrelasjon i prisene for olje og aluminium (Sainsbury, 2015). For Yara som produserer kunstgjødsel gjelder et annet tilfelle. Etterspørselen etter kunstgjødsel avhenger av pris på korn og andre jordbruksprodukter. Prisene på slike produkter avhenger av konjunkturer som ofte er sammenfallende med oljeprisendringer (Erlingson og Nyhus, 2015). Etterspørselen etter kunstgjødsel vil derfor følge oljeprisen tett. På en annen side er de viktigste innsatsfaktorene i produksjonen av aluminium og kunstgjødsel henholdsvis olje og naturgass, slik at man forventer høyere produksjonskostnader ved økt oljepris. Imidlertid har ikke prisen på naturgass vært like sterkt knyttet til oljeprisen de seneste årene. Som en følge av dette har Yaras produksjonskostnader vært relativt upåvirket av oljeprisen. Materialsektoren har en systematisk risiko på 0.94 over perioden som er den høyeste blant sektorene på Oslo Børs. Hovedgrunnen er at de store selskapene innenfor sektoren, som Hydro og Yara, i stor grad eksporterer varer til verden og påvirkes av globale konjunktursykluser.

Finanssektoren viser også en sterk sammenheng med oljeprisen. Sektoren målt i markedsverdi består hovedsakelig av banker, hvor en stor andel av kundene hører til oljenæringen. En naturlig slutning vil være at dersom oljeselskapene gjør det godt, vil de ønske å påbegynne flere prosjekter som krever finansiering. Sjansen for at bankene får tilbakebetalt utlånene vil også øke ved høyere oljepris, da oljeselskapenes prosjekter har en høyere sannsynlighet for å være lønnsomme.

Oljemarkedets effekt på industrisektoren kan forklares med at den inneholder mange shippingselskaper, der kontantstrømmene avhenger av oppdragsmengden. Dersom vi opplever en økning i oljeprisen vil oljeselskaper være mer interessert i å utvinne olje, noe som fører til at shippingselskapene får flere oppdrag med å transportere oljen. Utover shippingselskapene har Kongsberg Gruppen utgjort en stor del av industrisektoren. Kongsberg Gruppen har en betydelig eksponering mot oljesektoren gjennom de to datterselskapene Kongsberg Oil & Gas Technologies og Kongsberg Maritime.

Sektorer med lav eksponering mot oljefaktoren er forbruksvarer, telekom og forsyning. Telekom og forsyning er sektorer som kjennetegnes ved lav volatilitet og lite konjunkturfølsomhet. Det var dermed som forventet at påvirkning fra faktoren var lav.

Konsumvarer, helsevern og forsyning er sektorer med lav eksponering verdensmarkedet. Dette skyldes i hovedsak at sektorene inneholder selskaper som har inntekt fra nødvendighetsgoder som strøm, matvarer og telefoni. Slike selskaper har historisk blitt lite påvirket av lavkonjunkturer. I tillegg er mesteparten av inntekter og utgifter i norske kroner.

Krisedummiene ga få signifikante resultater. Asiakrisen hadde en signifikant påvirkning på industrisektoren, mens oljeprisfallet hadde en signifikant positiv påvirkning på materialesektoren. Oljeprisfallets positive effekt på materialesektoren skyldes trolig at en svekkelse av den norske kronen ga økt inntjening for norske eksportbedrifter. Fra ukedagsdummies ser vi at onsdag skiller seg ut som en signifikant svak dag på det norske markedet. Alle ukedagsdummiene har negative koeffisienter, noe som indikerer at fredag har vært den beste handelsdagen på Oslo børs.

8.2.3 Asymmetriske faktorer

Studier har vist at den systematiske risikoen kan ha ulik oppførsel avhengig av om markedet er oppadgående eller nedadgående (Fletcher, 2000).

For å undersøke om dette kan være tilfelle for det norske markedet har vi separert betafaktorene for oppgang og nedgang. Vi får da tatt hensyn til en eventuell asymmetri i den systematiske risikofaktoren.

$$DLY_{jt} = \beta_{0j} + du \times \beta_{1j}^+ DLMSCI_t + (1 - du) \times \beta_{1j}^- DLMSCI_t + \gamma_{1j} DLBRENT_t + \varepsilon_{jt} \quad (8.2)$$

- DLY_{jt} = daglig avkastning for OSEBX eller en av indeksene
- du = en dummyvariabel som tar verdien 1 dersom avkastningen på MSCI > 0
- $(1 - du)$ = tar verdien 1 dersom MSCI < 0
- β_{1j}^+ = systematisk risiko i et oppadgående marked
- β_{1j}^- = systematisk risiko i et nedadgående marked
- γ_{1j} = Oljeprisfaktoren som kontrollerer for oljeprisfølsomhet

	M-OPP	M-NED	Brent	MAN	TIRS	ONS	TORS	AC	DC	FC	OC	R2	DW
OSEBX	0.764*	0.923*	0.101*	-0.0006	-0.0009**	-0.0013*	-0.0006	-0.0008	-0.0004	0.0007	-0.0004	0.44	2.29
Energi	0.684*	0.817*	0.192*	-0.0004	-0.0012***	-0.0017*	-0.0004	-0.0012	-0.0001	0.0004	-0.0025***	0.29	2.13
Materialer	0.823*	1.042*	0.102*	-0.0006	-0.0011	-0.0007	-0.0010	-0.0004	0.0008	0.0001	0.0017***	0.31	2.16
Industri	0.616*	0.873*	0.062*	-0.0011**	-0.0009***	-0.0013*	-0.0011**	-0.0010***	0.0002	0.0002	-0.0005	0.31	2.04
Forbruksvarer	0.659*	0.842*	0.0108	-0.0018*	-0.0017*	-0.0016*	-0.0012**	-0.0003	-0.0008	-0.0006	0.0027**	0.01	2.08
Konsumvarer	0.40*	0.666*	0.028*	-0.002*	-0.002*	-0.0017*	-0.002*	-0.0011	-0.0002	0.0005	0.0003	0.14	1.99
Helsevern	0.433*	0.575*	0.030***	-0.0009	-0.0009	-0.0003	-0.0001	0.0002	-0.00020	0.0012	0.0007	0.08	2.00
Finans	0.815*	0.932*	0.050*	-0.0015*	-0.0013*	-0.0007	-0.0001	-0.0005	0.0003	-0.0004	-0.0001	0.31	2.10
IT	0.766*	0.997*	0.025	-0.0021*	-0.0016**	-0.002**	-0.0005	-0.0002	-0.0016	0.0016	0.0007	0.22	2.08
Telekom	0.822*	0.818*	-0.001	0.0005	0.0007	-0.001	0.0003	0.0013	-0.0019***	-0.002	0.0002	0.14	2.05
Forsyning	0.292*	0.325*	0.018	-0.002*	-0.0008	-0.0013***	-0.001	-0.0004	-0.0004	-0.001	0.001	0.04	2.19
FTSE	0.885*	0.878*	0.013***	-0.0001	-0.0002	-0.0009*	-0.0004	0.0002	0.0001	0.0005	0.0001	0.56	2.54

Tabell 8: Asymmetri i MSCI-faktor. *Signifikant på 1% nivå, **Signifikant på 5% nivå, ***Signifikant på 10% nivå. DW er Durbin-Watson test for autokorrelasjon.

Resultatene indikerer at Oslo Børs og alle sektorer, med unntak av telekom, har vært mer sensitiv for nedgang enn oppgang i verdensmarkedet. Dette kan tolkes som at det norske aksjemarkedet har vært mer risikabelt ved en nedgangsperiode i verdensmarkedet, enn ved en oppgangsperiode. Sammenligner vi med FTSE har vi motsatt tilfelle, hvor FTSE har en høyere oppgangsfaktor enn nedgangsfaktor. Resultatet gir en indikasjon på at Oslo Børs har vært et svakere investeringsobjekt når verdensøkonomien har vært dårlig. Vi ser det som sannsynlig at den høye nedgangsfaktoren skyldes at etterspørselen etter olje er synkende når

verdensøkonomien er i nedgang. Oslo Børs blir dermed et mindre attraktivt investeringsobjekt i slike perioder, noe som ser ut til å påvirke alle sektorene.

8.3 Resultater fra perioden 1996-2005

APT-modellen viste at Oslo Børs og de underliggende sektorene har vært signifikant påvirket av utviklingen verdensøkonomien og følsom for endringer i oljepris. Fra tidligere vet vi at det har skjedd store endringer i verdisammensetningen på Oslo Børs, samtidig som verdens finansmarkeder har utviklet seg. Vi har derfor valgt å dele datasettet i to perioder for å analysere utviklingen på det norske aksjemarkedet. Resultatene som presenteres heretter vil inneholde både den ubetingede systematiske risikofaktoren og asymmetri i henholdsvis opp- og nedgangsmarkeder.

	MSCI	M-OPP	M-NED	Brent	MAN	TIRS	ONS	TORS	AC	DC	R2	DW
OSEBX	0.621*			0.052*	-0.0007	-0.001***	-0.002*	-0.0004	-0.001**	-0.001**	0.24	2.13
		0.484*	0.755*	0.049*	-0.0006	-0.001***	-0.002*	-0.0003	-0.001***	-0.001	0.25	2.16
<i>Energi</i>	0.586*			0.139*	-0.0002	-0.0021**	-0.003*	-0.0001	-0.0019**	-0.0010	0.13	1.93
		0.419*	0.751*	0.137*	-0.0002	-0.0021**	-0.003*	-0.0000	-0.0016***	-0.0005	0.14	1.95
<i>Materialer</i>	0.520*			0.015	-0.0006	-0.0004	-0.0015***	-0.0004	-0.0008	-0.0002	0.11	2.00
		0.349*	0.687*	0.012	-0.0006	-0.0004	-0.0015***	-0.0015	-0.0004	0.0004	0.11	2.02
<i>Industri</i>	0.479*			0.034*	-0.0012	-0.0007	-0.0016**	-0.0014**	-0.0016**	-0.0009***	0.13	1.91
		0.350*	0.606*	0.032*	-0.0012	-0.0007	-0.0016**	-0.0013**	-0.0013**	-0.0005	0.14	1.92
<i>Forbruksvarer</i>	0.610*			0.003	-0.0020**	-0.0022**	-0.0021**	-0.0014	-0.0007	-0.0015**	0.13	2.03
		0.452*	0.766*	0.000	-0.0020**	-0.0022**	-0.0022**	-0.0013	-0.0004	-0.0010	0.13	2.04
<i>Konsumvarer</i>	0.470*			0.021	-0.0014***	-0.0014***	-0.0026*	-0.0013	-0.0016***	-0.0009	0.09	1.98
		0.267*	0.670*	0.018	-0.0014	-0.0014***	-0.0027*	-0.0012	-0.0012	-0.0002	0.10	2.00
<i>Helsevern</i>	0.573*			0.056**	-0.0008	0.0003	-0.00018	0.0002	0.0001	-0.0003	0.06	1.93
		0.582*	0.565*	0.057**	-0.0008	0.0003	-0.00018	0.0006	0.0000	-0.0004	0.06	1.93
<i>Finans</i>	0.532*			0.016	-0.0007	-0.0005	-0.0008	-0.0005	-0.0009	-0.0006	0.14	2.03
		0.396*	0.665*	0.013	-0.0007	-0.0005	-0.0008	-0.0005	-0.0006	-0.0001	0.14	2.04
<i>IT</i>	1.062*			0.037	-0.0018	-0.0013	-0.0025***	-0.0001	-0.0008	-0.0021***	0.19	2.08
		0.892*	1.228*	0.034	-0.0017	-0.0013	-0.0026**	-0.0000	-0.0004	-0.0015	0.19	2.09
<i>Telekom</i>	0.873*			0.014	-0.0002	0.0001	-0.0018	-0.0006	0.0013	-0.0018	0.10	1.99
		0.938*	0.810*	0.015	-0.0002	0.0002	-0.0018	-0.0006	0.0012	-0.0020	0.10	1.99
<i>Forsyning</i>	0.220*			-0.002	-0.0025**	-0.0004	-0.0013	-0.0027**	-0.0006	-0.0008	0.01	2.20
		0.244**	0.197***	-0.001	-0.0025**	-0.0004	-0.0013	-0.0027**	-0.0006	-0.0008	0.01	2.20
<i>FTSE</i>	0.868*			-0.0022	-0.0003	-0.0003	-0.0012**	-0.0004	0.0002	0.0001	0.45	2.42
		0.843*	0.892*	-0.0026	-0.0003	-0.0003	-0.0012**	-0.0004	0.0002	0.0002	0.46	2.42

Tabell 9: Ubetinget og asymmetriske MSCI-faktor for perioden 1996-2005. *Signifikant på 1% nivå,

Signifikant på 5% nivå, *Signifikant på 10% nivå. DW er Durbin-Watson test for autokorrelasjon.

8.3.1 Oslo Børs

Modellen for perioden 1996-2005 har en forklaringskraft på 24%, noe som er markant lavere enn modellen for hele perioden. Dette antyder at verdensindeksen og oljepris hadde mindre påvirkning for utviklingen på Oslo Børs i denne perioden. Generelt er den systematiske risikofaktoren lavere for Oslo Børs og sektorene i denne perioden. Likevel er forskjellen mellom opp- og nedgangsfaktoren knyttet til verdensmarkedene større enn for hele perioden.

For perioden 1996-2005 har Oslo Børs en tydelig lavere eksponering mot verdensmarkedet enn FTSE. For FTSE er også forskjellen mellom opp- og nedgang i verdensmarkedet minimal.

I denne perioden kan vi også observere at noen ukedageeffekter er signifikante på 5% nivå, der onsdag skiller seg ut som den svakeste handelsdagen på Oslo Børs. Videre hadde Asia-krisen og Dotcom-krisen en signifikant negativ påvirkning på avkastningen i det norske aksjemarkedet.

8.3.2 Underliggende sektorer

IT sektoren har en systematisk risikofaktor på 1.06 som er høyest blant sektorene på Oslo Børs. Den høye eksponeringen mot verdensmarkedet kan være knyttet til boomen i IT-selskaper både i Norge og utland rundt årtusenskiftet. Videre hadde vi Dotcom-krisen på starten av 2000 tallet, som sendte hele IT-sektoren ned 50%.

Energisektoren er naturligvis den sektoren som reagerer sterkest på endringer i oljeprisen, men koeffisienten er lavere enn i APT-modell for hele perioden. Forklaringen er sannsynligvis at flere store oljeselskaper først ble børsnotert på starten av 2000-tallet.

8.4 Resultater for perioden 2006-2015

	MSCI	M-OPP	M-NED	Brent	MAN	TIRS	ONS	TORS	FC	OC	R2	DW
<i>OSEBX</i>	0.971*			0.119*	-0.0006	-0.001	-0.0006	-0.0009	-0.0002	0.0001	0.56	2.37
		0.939*	0.999*	0.119*	-0.0005	-0.0009	-0.0006	-0.0009	0.0000	0.0000	0.56	2.38
<i>Energi</i>	0.829*			0.225*	-0.0005	-0.0005	-0.0006	-0.001	0.0003	-0.0019	0.44	2.34
		0.833*	0.826*	0.225*	-0.0005	-0.0005	-0.0006	-0.001	0.0003	-0.0019	0.44	2.34
<i>Materialer</i>	1.173*			0.131*	-0.0007	-0.0021***	-0.0002	-0.0019***	-0.0003	0.0022**	0.44	2.25
		1.125*	1.215*	0.130*	-0.0007	-0.0021***	-0.0002	-0.0019***	0.0001	0.0021**	0.44	2.25
<i>Industri</i>	0.930*			0.047**	-0.0012	-0.0014***	-0.0012	-0.0011	-0.0005	-0.0000	0.44	2.13
		0.817*	1.027*	0.046**	-0.0011	-0.0013***	-0.0012	-0.0010	0.0005	-0.0003	0.44	2.14
<i>Forbruksvarer</i>	0.854*			-0.004	-0.0017***	-0.0013	-0.0011	-0.0013	-0.0011	0.003***	0.32	2.10
		0.807*	0.895*	-0.004	-0.0016***	-0.0013	-0.0011	-0.0012	-0.0007	0.0029***	0.33	2.11
<i>Konsumvarer</i>	0.583*			0.027	-0.0026*	-0.0027*	-0.0008	-0.0027*	-0.0005	0.0007	0.19	1.97
		0.488*	0.664*	0.026	-0.0025*	-0.0026*	-0.0008	-0.0026*	0.0003	0.0005	0.19	1.98
<i>Helsevern</i>	0.482*			0.011	-0.0012	-0.0021**	-0.0005	-0.0009	0.0005	0.0008	0.10	2.10
		0.356*	0.592*	0.009	-0.0011	-0.0020***	-0.0004	-0.0008	0.0015	0.0005	0.10	2.11
<i>Finans</i>	1.106*			0.026	-0.0024*	-0.0025**	-0.0008	0.0002	-0.0003	0.0001	0.42	2.17
		1.119*	1.095*	0.026	-0.0024*	-0.0025**	-0.0008	0.0002	-0.0004	0.0002	0.42	2.17
<i>IT</i>	0.762*			0.049*	-0.0024*	-0.0019**	-0.0013	-0.001	0.0005	0.0011	0.28	2.07
		0.658*	0.852*	0.048*	-0.0024*	-0.0018**	-0.0013	-0.001	0.0014	0.0009	0.28	2.07
<i>Telekom</i>	0.793*			-0.009	0.0012	0.0013	-0.0003	0.0012	-0.0023	0.0002	0.20	2.17
		0.752*	0.827*	-0.009	0.0012	0.0014	-0.0003	0.0012	-0.0019	0.0001	0.20	2.17
<i>Forsyning</i>	0.360*			0.024	-0.0018**	-0.0013	-0.0015***	0.0007	-0.001	0.0012	0.10	2.18
		0.328*	0.388*	0.024	-0.0017**	-0.0013	-0.0015***	0.0007	-0.0008	0.0011	0.10	2.19
<i>FTSE</i>	0.878*			0.028**	0.0001	0.0000	-0.0006	-0.0004	0.0003	0.0001	0.66	2.68
		0.902*	0.857*	0.028**	0.0001	0.0001	-0.0006	-0.0004	0.0001	0.0002	0.66	2.68

Tabell 10: Ubetinget og asymmetrisk MSCI- faktor for perioden 2006-2015. *Signifikant på 1% nivå,

Signifikant på 5% nivå, *Signifikant på 10% nivå. DW er Durbin-Watson test for autokorrelasjon.

8.4.1 Oslo Børs

Resultatene fra regresjonsmodellen viser en tydelig økning i den systematiske risikofaktoren. Risikofaktoren er også betraktelig høyere enn funnene gjort av Hammoudeh og Li (2005), der det norske aksjemarkedet ble ansett for å være et lavrisikomarked. Dette indikerer at verdensmarkedene påvirker utviklingen i det norske aksjemarkedet i større grad i denne perioden.

Videre har modellen en forklaringskraft på 56% for perioden, som er vesentlig høyere enn for perioden 1996-2005. Våre forklaringsvariabler, MSCI og oljepris, har dermed større betydning for utviklingen på Oslo Børs i nyere tid. Forskjellen mellom opp- og nedgangsfaktoren for verdensmarkedet virker ubetydelig i denne perioden.

Det norske aksjemarkedet har fått en økende eksponering mot verdensøkonomien, noe som ikke er tilfelle for benchmarkindeksen, FTSE. Vi kan derfor se en endring fra perioden 1996-2005, hvor det norske aksjemarkedet hadde en langt lavere systematisk risiko. Oljeeksponeringen på Oslo børs er også langt høyere enn for FTSE, noe som er en naturlig konsekvens av den store energisektoren på Oslo Børs. For begge perioder virker Oslo Børs mer sensitiv for nedgang enn oppgang i verdensøkonomien, men forskjellen i opp- og nedgangsfaktor er lavere i den seneste perioden.

Oljefaktoren er nesten dobbelt så høy i perioden 2006-2015 som i 1996-2005. Det norske aksjemarkedet har dermed fått en høyere eksponering mot oljepris. Dette kan forklares med at energisektoren var dobbelt så stor i den andre perioden.

Vi ser og at ukedagsdummiene ikke lenger er signifikante i perioden 2006-2015. Dette antyder at anomalien knyttet til ukedager har blitt svakere.

8.4.2 Underliggende sektorer

Materialer og finans er de eneste sektorene hvor vi har en eksponering mot verdensmarkedet som er høyere enn 1. Materialer har store deler av inntjening i eksportvarer og er derfor sterkt avhengig av utviklingen i verdensøkonomien. Finansektorens høye eksponering mot verdensmarkedet kan være en konsekvens av finanskrisen. I finanskrisen 2008 gikk verdensmarkedet ned, der finanssektoren var bransjen som ble hardest rammet. Den harde medfarten i et nedadgående marked kan å ha forsterket effekten fra verdensmarkedene og resultert i en høy systematisk risikofaktor.

En interessant observasjon er at konsumvaresektoren har en sterk ukedagseffekt som er signifikant på 1% nivå for mandag, tirsdag og torsdag. Fredag skiller seg derfor ut som en god dag for denne sektoren.

8.5 Asymmetri i oljefaktoren

Vi ønsker nå å separere effektene av positive og negative endringer i oljeprisen for å undersøke om det norske markedet reagerer asymmetrisk på endringer i oljeprisen.

$$DLY_{jt} = \beta_{0j} + \beta_{1j}DLMSCI + di \times \gamma_{1j}^+ DLBRENT + (1 - di) \times \gamma_{1j}^- DLBRENT + \varepsilon_{jt} \quad (8.3)$$

- DLY_{jt} = daglig avkastning for OSEBX eller en av indeksene
- di = dummyvariabel som tar verdien 1 dersom avkastningen på BRENT > 0
- $(1 - di)$ = tar verdien 1 dersom BRENT < 0
- β_{1j} = ubetinget systematisk risiko som kan tolkes som beta
- γ_{1j}^+ = oljefaktor i et oppadgående marked
- γ_{1j}^- = oljefaktor i et nedadgående marked

	B-OPP	B-NED	MSCI	MAN	TIRS	ONS	TORS	AC	DC	FC	OC	R2	DW
OSEBX	0.082*	0.122*	0.846*	-0.0006	-0.0009**	-0.0012*	-0.0006	-0.0008	-0.0005	-0.0005	-0.0003	0.43	2.28
<i>Energi</i>	0.166*	0.220*	0.752*	-0.0004	-0.0012**	-0.0016*	-0.0004	-0.0013	-0.0002	0.00013	-0.0025**	0.29	2.13
<i>Materialer</i>	0.076*	0.132*	0.936*	-0.0006	-0.001	-0.0006	-0.001	-0.0005	0.0006	-0.0006	0.0018***	0.30	2.16
<i>Industri</i>	0.036***	0.092*	0.749*	-0.001**	-0.0009***	-0.0012**	-0.0011**	-0.0011***	-0.0001	-0.0006	-0.0003	0.31	2.03
<i>Forbruksvarer</i>	0.044**	-0.018	0.756*	-0.002*	-0.002*	-0.002*	-0.001**	-0.0004	-0.001	-0.002	0.003***	0.23	2.07
<i>Konsumvarer</i>	0.008	0.051**	0.538*	-0.002*	-0.002*	-0.002*	-0.002*	-0.001	-0.0005	-0.0005	0.0005	0.14	1.98
<i>Helsevern</i>	0.057**	0.003	0.508*	-0.001	-0.0009	-0.0004	-0.0002	0.0001	-0.0004	0.0002	0.0009	0.08	2.00
<i>Finans</i>	0.026	0.075*	0.875*	-0.002**	-0.001**	-0.0006	-0.00006	-0.0006	0.0002	-0.0006	0.0000	0.31	2.10
<i>IT</i>	0.007	0.048***	0.886*	-0.002*	-0.002**	-0.002**	-0.0006	-0.0003	-0.002***	0.0008	0.0008	0.22	2.07
<i>Telekom</i>	-0.033	0.030	0.818*	0.0006	0.0007	-0.001	0.0003	0.001	-0.002***	-0.002	0.0002	0.14	2.05
<i>Forsyning</i>	0.027	0.009	0.310*	-0.002*	-0.0008	-0.001***	-0.001	-0.0004	-0.0005	-0.001	0.001	0.04	2.19
<i>FTSE</i>	0.003	0.023**	0.881*	-0.0001	-0.0002	-0.0009**	-0.0004	0.0002	0.0002	0.0007	0.0001	0.57	2.54

Tabell 11: Asymmetrisk oljefaktor for perioden 2006-2015. *Signifikant på 1% nivå, **Signifikant på 5% nivå, ***Signifikant på 10% nivå. DW er Durbin-Watson test for autokorrelasjon.

Resultatene viser at Oslo Børs og de fleste underliggende indeksene er mer sensitive til negative enn positive endringer i oljeprisen. For hovedindeksen vil en oppgang i oljeprisen på 1% føre til en endring i avkastningen på OSEBX med 0.08%. En nedgang i oljeprisen på 1% vil føre til en negativ avkastning på 0.12% på OSEBX. Energi-, material- og industrisektoren viser lignende resultater. Driesprong mfl. (2005) mener en mulig forklaring kan være at mediene overdriver oljeprisens effekt på aksjemarkedene. I Norge har det de siste årene vært

et stort fokus i mediene på oljeprisens effekt på økonomien. En følge av dette kan være at investorer frykter fall i oljeprisen mer enn de setter pris på økninger. Hvis vi tar for oss oljeselskapene kan en forklaring være at man kan oppleve at oljefelt blir ulønnsomme ved lave oljepriser, og det er fare for nedleggelse eller utsettelse av prosjekter. I tillegg vil oppdragsmengden til selskaper som driver med utforskning og drilling av olje reduseres ved lavere oljepris. Slik effekter vil slå negativt ut på selskapenes kontantstrømmer, som igjen vil reflekteres i aksjeprisene.

8.5.1 Periodeanalyse av asymmetri i oljefaktoren

Når vi undersøker effekten av oppgang og nedgang i oljeprisen i to perioder, 1996-2005 og 2006-2015 kan vi observere at BrentOpp og BrentNed har endret seg.

	1)1996-2005	2)2006-2015	B-OPP	B-NED	MSCI	MAN	TIRS	ONS	TORS	AC	DC	R2	DW
1)OSEBX			0.057*	0.046**	0.621*	-0.0007	-0.001	-0.0021*	-0.0004***	-0.0012**	-0.0012**	0.24	2.13
2)OSEBX			0.088*	0.151*	0.968*	-0.0005	-0.0009	-0.0005	-0.0009	0.0002	0.0000	0.56	2.37
<i>1)Energi</i>			0.112*	0.166*	0.588*	-0.0002	-0.0021**	-0.0028*	-0.0000	-0.0019**	-0.0010	0.13	1.93
<i>2)Energi</i>			0.204*	0.246*	0.827*	-0.0005	-0.0005	-0.0006	-0.0009	0.0006	-0.0019	0.44	2.33
<i>1)Materialer</i>			-0.003	0.032	0.521*	-0.0006	-0.0004	-0.0015***	-0.0004	-0.0007	-0.0002	0.11	2.00
<i>2)Materialer</i>			0.120*	0.142*	1.172*	-0.0007	-0.0021***	-0.0002	-0.0019***	-0.0001	0.0022**	0.44	2.25
<i>1)Industri</i>			0.025	0.043***	0.480*	-0.0012	-0.0007	-0.0016**	-0.0014**	-0.0016**	-0.0009***	0.13	1.91
<i>2)Industri</i>			0.019	0.076	0.926*	-0.0012	-0.0013***	-0.0011	-0.0010	-0.0000	-0.0001	0.44	2.13
<i>1)Forbruksvarer</i>			0.039	-0.033	0.608*	-0.0021**	-0.0022**	-0.0022**	-0.0014	-0.0007	-0.0016**	0.13	2.03
<i>2)Forbruksvarer</i>			0.031	-0.038	0.859*	-0.0017**	-0.0013	-0.0012	-0.0013	-0.0017	0.0030**	0.33	2.10
<i>1)Konsumvarer</i>			0.001	0.040	0.471*	-0.001***	-0.0014**	-0.0026*	-0.0013	-0.0016***	-0.0009	0.14	1.98
<i>2)Konsumvarer</i>			0.006	0.049	0.580*	-0.0026*	-0.0027*	-0.0007	-0.0026*	-0.0002	0.0007	0.19	1.97
<i>1)Helsevern</i>			0.112*	0.002	0.571*	-0.0009	0.0002	-0.0002	0.0006	0.0000	-0.0004	0.06	1.93
<i>2)Helsevern</i>			0.009	0.013	0.482*	-0.0012	-0.0021**	-0.0004	-0.0009	0.0005	0.0008	0.10	2.10
<i>1)Finans</i>			0.023	0.008	0.532*	-0.0007	-0.0005	-0.0008	-0.0006	-0.0009	-0.0006	0.14	2.03
<i>2)Finans</i>			-0.006	0.059	1.102*	-0.0023*	-0.0024**	-0.0007	0.0003	0.0001	0.0001	0.42	2.17
<i>1)IT</i>			0.058	0.017	1.061*	-0.002	-0.001	-0.0025***	-0.0001	-0.0008	-0.0021***	0.19	2.08
<i>2)IT</i>			-0.024	0.123*	0.753*	-0.0023*	-0.0018**	-0.0011	-0.0009	0.0016	0.0010	0.28	2.06
<i>1)Telekom</i>			0.019	0.009	0.873*	-0.0002	0.0001	-0.0019	-0.0006	0.0013	-0.0018	0.10	1.99
<i>2)Telekom</i>			-0.078	0.060	0.784*	0.0013	0.0014	-0.0001	0.0013	-0.0012	0.0001	0.21	2.16
<i>1)Forsyning</i>			0.002	-0.005	0.220*	-0.003**	-0.0004	-0.0013	-0.0027**	-0.0006	-0.0008	0.01	2.20
<i>2)Forsyning</i>			0.045	0.003	0.362*	-0.0018**	-0.0014	-0.0015***	0.0006	-0.0014	0.0012	0.10	2.18
<i>1)FTSE</i>			-0.012	0.007	0.868*	-0.0003	-0.0003	-0.0012**	-0.0004	0.0002	0.0001	0.46	2.42
<i>2)FTSE</i>			0.019	0.036***	0.878*	0.0002	-0.0000	-0.0005	-0.0004	0.0004	0.0001	0.66	2.68

Tabell 12: Asymmetrisk oljefaktor for periodene 1)1996-2005 og 2)2006-2015. *Signifikant på 1% nivå, **Signifikant på 5% nivå, ***Signifikant på 10% nivå. DW er Durbin-Watson test for autokorrelasjon.

Mens hovedindeksen fulgte oppgang og nedgang i oljemarkedet tilnærmet likt i første periode ser vi i andre periode at OSEBX virker mer sensitiv for negative endringer i oljeprisen enn positive endringer. Forskjellene kan forklares med at energisektoren i gjennomsnitt var to ganger større i andre periode enn i første periode, samt investorenes oppfatning av konsekvensene av lavere oljepris.

For de underliggende sektorene i delperioder er resultatene mer tvetydige. Energisektoren, som blir mest påvirket av olje, har lignende effekter fra oppgang og nedgang i oljeprisen i de to periodene, men med høyere sensitivitet i begge retninger i andre periode.

8.6 Signifikanstest av asymmetri i faktorene

8.6.1 MSCI-faktoren

Resultatene fra regresjonsanalysen antyder at Oslo Børs alltid er mer sensitiv for negative enn positive endringer i verdensindeksen og oljeprisen. Vi ønsker å undersøke om denne forskjellen er signifikant ved hjelp en Z-test. En Z-test er i utgangspunktet beregnet for normalfordelte datasett. Våre variabler er som tidligere nevnt signifikant skjeve, men en Z-test vil likevel gi en god approksimasjon på om de forklarende variablene er asymmetriske.

$$H_0: \hat{\beta}_1 (1996-2015) = \hat{\beta}_2 (1996-2015)$$

$$H_A: \hat{\beta}_1 (1996-2015) \neq \hat{\beta}_2 (1996-2015)$$

Der $\hat{\beta}_1$ er den estimerte koeffisienten til oppgangsfaktoren og $\hat{\beta}_2$ er den estimerte koeffisienten til nedgangsfaktoren.

$$Z = \frac{\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2)}} \quad \text{Var}(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2) = \text{Var} \hat{\beta}_1 + \text{Var} \hat{\beta}_2 - 2\text{Cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$$

Fra modellen fra perioden 1996-2015 med opp- og nedgangsfaktorer i verdensindeksen har vi følgende koeffisienter og varians:

$\hat{\beta}_1$	0,764
$\hat{\beta}_2$	0,923
$\text{Var} \hat{\beta}_1$	0,00208
$\text{Var} \hat{\beta}_2$	0,00152
$\text{Cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$	0,00056
Z-verdi	-3,187

Tabell 13: Signifikanstest av asymmetri i MSCI-faktor

Verdien på Z-testen gjør at vi kan hevde at beta-koeffisientene er signifikant ulike på 1% nivå. Dette beviser at det norske markedet er mer sensitivt til endringer i negative endringer i verdensindeksen enn positive endringer. Som tidligere nevnt tror vi forskjellen opp- og nedgangsfaktoren skyldes at våre handelspartnere i verden etterspør mindre olje når økonomien er nedadgående.

8.6.2 Brent-faktoren

Regresjonsanalysen antydde også at oljeprisen påvirket avkastningen på Oslo Børs ulikt ved oppgang og nedgang. Vi ønsker derfor å teste om denne asymmetriske effekten er signifikant ved å undersøke følgende hypotese:

$$H_0: \hat{\beta}_1 (1996-2015) = \hat{\beta}_2 (1996-2015)$$

$$H_A: \hat{\beta}_1 (1996-2015) \neq \hat{\beta}_2 (1996-2015)$$

Der $\hat{\beta}_1$ er den estimerte koeffisienten til oppgangsfaktoren og $\hat{\beta}_2$ er den estimerte koeffisienten til nedgangsfaktoren. Når vi tester beta-koeffisientene til opp- og nedgangsfaktorer i Brent får vi følgende koeffisienter og varians:

$\hat{\beta}_1$	0,0824
$\hat{\beta}_2$	0,1220
$Var \hat{\beta}_1$	0,00027
$Var \hat{\beta}_2$	0,00038
$Cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$	0,00012
Z-verdi	-1,947

Tabell 14: Signifikanstest av asymmetri i Brent-faktor

Den kritiske verdien for å forkaste nullhypotesen på 5% nivå er $\pm 1,96$. Altså er vi rett innenfor det kritiske nivået, og velger å beholde nullhypotesen om at $\hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2$. Om vi ser på sannsynligheten for at $\hat{\beta}_1 \neq \hat{\beta}_2$ har vi likevel 94,85%, som er en indikasjon på at Oslo Børs er mer sensitiv til nedgang i oljeprisen enn oppgang.

8.6.3 Test for periodene 1996-2005 og 2006-2016

Videre ønsker vi å undersøke asymmetri i beta-koeffisientene til verdensindeksen og oljeprisen for de to periodene. Hypotesene er som følger:

Perioden 1996-2005:

Perioden 2005-2015:

$$H_0: \beta_{\text{MSCIOpp}}(1996-2005) = \beta_{\text{MSCINed}}(1996-2005) \quad H_0: \beta_{\text{MSCIOpp}}(2006-2015) = \beta_{\text{MSCINed}}(2006-2015)$$

$$H_A: \beta_{\text{MSCIOpp}}(1996-2005) \neq \beta_{\text{MSCINed}}(1996-2005) \quad H_A: \beta_{\text{MSCIOpp}}(2006-2015) \neq \beta_{\text{MSCINed}}(2006-2015)$$

$\beta_{\text{MSCIOpp}}(1996-2005)$	0,474	$\beta_{\text{MSCIOpp}}(2006-2015)$	0,937
$\beta_{\text{MSCINed}}(1996-2005)$	0,769	$\beta_{\text{MSCINed}}(2006-2015)$	0,999
$\text{Var } \beta_{\text{MSCIOpp}}(1996-2005)$	0,00165	$\text{Var } \beta_{\text{MSCIOpp}}(2006-2015)$	0,00124
$\text{Var } \beta_{\text{MSCINed}}(1996-2005)$	0,00157	$\text{Var } \beta_{\text{MSCINed}}(2006-2015)$	0,00101
$\text{Cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$	0,00059	$\text{Cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$	0,00032
Z-verdi	-6,537	Z-verdi	-1,559

Tabell 15: Signifikanstest for delperioder av asymmetri i MSCI-faktor

Z-verdiene viser at vi kan forkaste nullhypotesen i første periode. Dette betyr at Oslo Børs er signifikant mer sensitiv til nedgang i verdensindeksen.

I andre periode beholder vi nullhypotesen, altså kan vi ikke fastslå at Oslo Børs følger verdensindeksen tettere ved nedgang enn oppgang.

Det ser altså ut til at forskjellen i opp- og nedgangsfaktor overfor verdensindeksen har forsvunnet i den siste perioden. Dette medfører at investorer på Oslo Børs ikke lenger blir hardere straffet for nedgang enn oppgang i verdensindeksen.

For oljeprisens beta-koeffisienter har vi følgende hypoteser for de to periodene:

Perioden 1996-2005:

$$H_0: \beta_{\text{BrentOpp}} (1996-2005) = \beta_{\text{BrentNed}} (1996-2005)$$

$$H_A: \beta_{\text{BrentOpp}} (1996-2005) \neq \beta_{\text{BrentNed}} (1996-2005)$$

Perioden 2006-2016:

$$H_0: \beta_{\text{BrentOpp}} (2006-2015) = \beta_{\text{BrentNed}} (2006-2015)$$

$$H_A: \beta_{\text{BrentOpp}} (2006-2015) \neq \beta_{\text{BrentNed}} (2006-2015)$$

$\beta_{\text{BrentOpp}} (1996-2005)$	0,058	$\beta_{\text{BrentOpp}} (2006-2015)$	0,088
$\beta_{\text{BrentNed}} (1996-2005)$	0,046	$\beta_{\text{BrentNed}} (2006-2015)$	0,151
$Var \beta_{\text{BrentOpp}} (1996-2005)$	0,00040	$Var \beta_{\text{BrentOpp}} (2006-2015)$	0,00063
$Var \beta_{\text{BrentNed}} (1996-2005)$	0,00049	$Var \beta_{\text{BrentNed}} (2006-2015)$	0,00105
$Cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$	0,00017	$Cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)$	0,00027
Z-verdi	0,521	Z-verdi	-1,872

Tabell 16: Signifikanstest for delperioder av asymmetri i Brent-faktor

Selv om β_{BrentNed} i andre periode er nesten dobbelt så høy som β_{BrentOpp} kan vi ikke forkaste nullhypotesen om at Oslo Børs er like sensitiv til oljeprisendringer ved oppgang som ved nedgang i oljemarkedet, gitt signifikansnivå på 5%. Nullhypotesen beholdes også i første periode.

8.7 APT-modell med laggede variabler

For å forbedre forklaringskraften til modellen og illustrere hvordan påvirkningen fra faktorene har endret seg over tid ønsker vi å inkludere laggede forklarende variabler i regresjonen. Dette vil også gi et uttrykk for om Brent har vært ledende indikatorer for Oslo Børs. Granger-kauslitetstest viste toveis kausalt forhold mellom MSCI og OSEBX. Dette betyr at vi kan gjøre noen entydig konklusjon på om MSCI leder avkastning på Oslo Børs selv om vi får signifikante laggede variabler. Optimal lag på forklaringsvariablene MSCI og Brent bestemmes ved hjelp av Akaikes Informasjonskriterium. Resultater fra AIC-testene finnes i appendiks kapittel 10.2.3.

8.7.1 Modell for perioden 1996-2015

Når vi tester for hele perioden får vi lavest AIC-verdi ved å inkludere én lag av både MSCI og Brent. Den foretrukne modellen for OSEBX i perioden blir dermed:

$$\Delta OSEBX_t = 0,827\Delta MSCI_t + 0,143\Delta MSCI_{t-1} + 0,105\Delta Brent_t + 0,045\Delta Brent_{t-1} - 0,0012D(\text{Onsdag})$$

Modellen med $\Delta MSCI_{t-1}$ og $\Delta Brent_{t-1}$ bekrefter at avkastningen på henholdsvis MSCI og Brent har en signifikant påvirkning på avkastningen til OSEBX påfølgende dag. Vi kan derfor regne Brent som ledende indikator for Oslo Børs. Fra Granger-kausaltetstest husker vi imidlertid at det eksisterer et toveis kausalitetsforhold mellom OSEBX og MSCI. Dette betyr at vi ikke kan slutte noen entydig konklusjon om at MSCI leder Oslo Børs.

Selv om beta-koeffisientene til verdensindeksen og oljeprisen med én dags lag er relativt høye økes forklaringskraften kun med 2% sammenlignet med en modell uten de laggede variablene. Mens den signifikant negative effekten vi så fra tirsdagsavkastningen til OSEBX er borte ser vi at onsdager fortsatt har en signifikant lavere avkastning målt relativt til fredag for modellen med laggede variabler.

8.7.2 Modeller for delperioder

Resultatene fra AIC viste at optimal lag i begge disse periodene er én for både MSCI og Brent. Likevel var $MSCI_{t-1}$ ikke signifikant på 5% nivå for den siste perioden, og utelates derfor fra modellen.

1996-2005:

$$\Delta OSEBX_t = 0,578\Delta MSCI_t + 0,278\Delta MSCI_{t-1} + 0,053\Delta Brent_t + 0,05\Delta Brent_{t-1} - 0,0021D(\text{Onsdag}) - 0,0011D(\text{AC})$$

Beta-koeffisienten til $MSCI_{t-1}$ for den første perioden er betydelig større enn for hele perioden. Dette tyder på at det tok lengre tid for det norske markedet å absorbere informasjon om aksjepriser i verdensmarkedet, som antyder at Oslo Børs har blitt mer effisient. En naturlig forklaring på endringen er at alle aksjepriser er lettere tilgjengelig i dag enn på slutten av 90-tallet og starten av 00-tallet. Den laggede oljeprisendringen har også tilnærmet lik beta-koeffisienten som oljeprisendringen for kontemporære data.

Dette viser at det tok lang tid før endringene i oljeprisen ble reflektert i aksjeprisene. Ved å inkludere laggede variabler i modellen øker forklaringskraften fra 24% til 30%. Vi bemerker også at onsdags-effekten er større i denne perioden. Dette kan forklares med effisiensparadokset, der enkelte investorer har lagt merke til anomalien, og når flere har fulgt på har vi kommet tilbake i likevekt. Asiakrisen hadde også en signifikant negativ innvirkning for hovedindeksen i denne perioden.

2006-2015:

$$\Delta OSEBX_t = 0,959\Delta MSCI_t + 0,125\Delta Brent_t + 0,058\Delta Brent_{t-1}$$

I den andre perioden er den laggede avkastningen til MSCI ikke lenger signifikant. Samtidig har de ulike ukedagene og økonomiske krisene ingen signifikant påvirkning på avkastningen til Oslo Børs. En mulig grunn er at effekten av de økonomiske krisene reflekteres bedre av avkastningen til verdensindeksen i denne perioden. Inkluderingen av laggede variabler har liten innvirkning på forklaringskraften til modellen i andre periode målt ved R^2 , der vi ser en svak forbedring fra 56% til 57%. Modellen viser at både den kontemporære og laggede avkastningen til oljeprisen påvirker avkastningen på Oslo Børs.

Vi ser at endringer i verdensmarkedet prises inn raskere i det norske aksjemarkedet sammenlignet med den første perioden, mens oljeprisendringer har omtrent samme effekt. Dette er et tegn på at underreaksjonen for oljeprisendringer som Driesprong mfl. (2008) fant i sitt studie, fortsatt er tilfellet i det norske markedet. Dette underbygger hypotesen om at oljemarkedet fortsatt er en ledende indikator for Oslo Børs.

9. Konklusjon

Vi kan konkludere med at oljeprisen har vært en ledende indikator for Oslo Børs. Dette vises ved at det går enveis Granger-kausaltet fra olje til hovedindeksen. I tillegg har oljeprisendring med én lag vært en signifikant forklarende variabel for hovedindeksen. Sektorene som har vært mest påvirket av oljeprisen er energisektoren, materialsektoren, industrisektoren og finanssektoren. Oljeprisens påvirkningskraft på Oslo Børs var større i perioden 2006-2015 enn i perioden 1996-2005. Dette kan forklares av en økning i energisektoren.

Ved hjelp av APT-regresjoner etablerte vi at Oslo Børs forklares bedre av verdensindeksen enn oljeprisen, da beta-koeffisientene til verdensindeksen er langt høyere.

Beta-koeffisienten til verdensindeksen var lavere i første periode enn i andre periode. Årsaken er ikke nødvendigvis at Oslo Børs har blitt en mer global aksjeindeks, men at endringer i verdensindeksen prises inn raskere. Dette ble underbygget av at laggede verdier av verdensindeksavkastningen i første periode hadde en høy beta-koeffisient og t-verdi, mens laggede verdier av verdensindeksavkastningen ikke var signifikante i andre periode.

Oljeprisen og verdensindeksen var bedre til å forklare avkastningen på Oslo Børs i andre periode enn første periode. Dette uttrykkes med en R^2 i andre periode som var over dobbelt så høy som i første periode.

Videre kan vi konkludere med at tirsdag og onsdag ga signifikant dårligere avkastning på hovedindeksen mellom 1996-2015 sammenlignet med fredag. Imidlertid viste delperiode analysen at disse effektene tilhørte den første perioden, noe som indikerer på at anomalien har forsvunnet. Asiakrisen og Dotcom-boblen ga begge signifikant negative utslag for Oslo Børs, mens Finanskrisen og Oljeprisfallet ikke hadde signifikant betydning. Forklaringen kan være at krisene prises inn i verdensindeksen. Siden Oslo Børs har en høy eksponering mot verdensindeksen mot slutten av perioden, vil man kun se effekter av kriser som påvirker Oslo Børs spesielt.

Hovedindeksen har hatt et asymmetrisk forhold til verdensindeksen, der den har hatt en signifikant sterkere sammenheng med nedgang enn oppgang. Analysen av delperiodene viste at det asymmetriske forholdet til verdensindeksen er i ferd med å forsvinne.

Resultatene ga også tegn på at Oslo Børs hadde et asymmetriske forhold til henholdsvis oppgang og nedgang også i oljeprisen. Imidlertid kunne vi ikke forkaste nullhypotesen om at oppgangsbetaen og nedgangsbetaen var like. Videre viser analysen av delperioder at beta-koeffisienten til en negativ oljeprisendring var dobbelt så høy som beta-koeffisienten til positiv oljeprisendring i den andre perioden. I den første perioden var koeffisientene derimot tilnærmet like.

Resultatene tyder på at Oslo Børs har hatt en reduksjon i den asymmetriske effekten for avkastning i verdensindeksen, mens de har hatt en økende asymmetrisk effekt for avkastning i oljeprisen.

9.1 Svakheter i analysen

Om vi hadde undersøkt tilstedeværelsen av kointegrasjon i datasettet kunne vi gjort opp en bedre mening om variablene deler stokatiske trender relatert til globale konjunktursykluser, endringer i oljepris og viktige politiske hendelser. Samtidig kunne en VEC-modell underbygget funnene fra Granger-kausaltetstester.

I utgangspunktet ønsket vi å inkludere ytterligere forklarende variabler i modellen. To faktorer som kan observeres daglig som også har betydning for aksjeprisene er valutakurser og rente. Vi tok hensyn til dette ved å inkludere vekslingskursen mot amerikanske dollar som en faktor (USD/NOK) og en referanse rente i Norge (NIBOR). Når vi la disse faktorene til i de ulike modellene viste det seg at verken USD/NOK eller NIBOR var signifikante forklarende variabler. Vi har derfor utelatt disse uavhengige variablene fra modellene.

9.2 Forslag til videre forskning

Fra undersøkelse av løpende korrelasjon mellom Oslo Børs, oljeprisen og verdensindeksen fant vi at Oslo Børs og oljeprisen har beveget seg i ulik retning siden 2012. Korrelasjonen har snudd fra 0.7 i 2011 til -0.5 i 2015. Ved en senere anledning, hvor man har flere observasjoner, vil det være interessant å undersøke hva som er årsaken til dette.

Vår utredning viser at Oslo Børs har hatt en signifikant og økende eksponering mot oljepris. Næs mfl. (2008) fant at oljeprisen ikke var en prisert risikofaktor i markedet. Siden 2008 har energisektoren utgjort en større del av verdien på Oslo Børs en noen gang tidligere. Det ville

derfor være interessant å undersøke om olje er en priset risikofaktor i markedet for et datasett som inkluderer en periode hvor energisektoren nådde sin topp.

Litteraturliste

- Berk, J. og P. DeMarzo (2014) *Corporate Finance* (3rd edition). Stanford University: Pearson.
- Bernhardsen T. og Ø. Røisland (2000) *Hvilke faktorer påvirker kronkursen?*. Norges Bank: Penger og kreditt 3/2000.
- Bodie, Z., Marcus, A.J., Kane, A. (2014) *Investments* (10th global ed.) Berkshire: McGraw-Hill Education.
- Brooks, C. (2008) *Introductory Econometrics for Finance 2nd edition*. University of Reading: Cambridge
- Damodaran, A (2002) *Investment Valuation: Second Edition. Tools and Techniques for Determining the Value of any Asset*. New York: Wiley Finance
- Driesprong, G., B. Jacobsen og B. Maat (2008) *Striking Oil: Another puzzle?*. Journal of Financial Economics 89 (2008), 307-327.
- Døskeland, T. (2014) *Personlig Finans*. NHH: Fagbokforlaget
- Enders, W. (1995) *Applied Economic Time Series*. Wiley Series in Probability and Statistics. s. 420. University of Alabama: Wiley
- Erlingson, M. og O. Nyhus (2015) *Hva betyr lavere oljepriser for gjødselsprisene?* (Internett). Tilgjengelig fra: www.yara.no (Lest 01.05.2016).
- Fama, E. (1970) *Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work*. The Journal of Finance. Vol. 25. No. 2.
- Fama, E. og K.R. French (2004) *The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence*. The Journal of Economic Evidence. Vol. 18, No. 3. s. 25-46.
- Fletcher, J. (2000). *On the conditional relationship between beta and return in international stock returns*. International Review of Financial Analysis, 9, 235–245.
- Gjesdal, F. og Johnsen, T. (1999). *Kravsetting, lønnsomhetsmåling og verdivurdering*. Cappelens forlag.

-
- Grossman, J. og J.E. Stiglitz (1980) On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*. s. 393-404
- Gujarati, D.N. (2004) *Basic Econometrics 2nd edition*. Irwin: McGraw Hill
- Hammoudeh, S. og H. Li (2005) Oil sensitivity and systematic risk in oil-sensitive stock indices. *Journal of Economics and Business*, 57, 1-21.
- Isachsen, A.J. (2008) *Om Finanskrisen i USA*. Centre of Monetary Economics. Oslo: BI Norwegian Business School.
- Lin, J.L. (2008) *Notes on Testing Causality*. Institute of Economics. Academia Sinica
- Næs, R., J.A. Skjeltop og B.A. Ødegaard (2008) *Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs?*. Norsk Økonomisk tidsskrift.
- Ross, S.A. (1976) The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*. No. 13. s. 341-360.
- Sainsbury, P. (2015) *Which commodities are most affected by lower oil prices*. Material Risk. (Internett). Tilgjengelig fra: <http://materials-risk.com/commodities-affected-oilprices/> (Lest 23.05.2016)
- Sørensen, L.Q., (2009) *Oil Price Shocks and Stock Return Predictability*. Bergen: Norwegian School of Economics and Business Administration (NHH).
- Tenold, S. (2002) *Asia-krisen fem år senere*. SNF Rapport nr. 11/07.
- Vedeler, M. (2015) *Fire grunner til at oljeprisen faller*. NRK Urix. (Internett). Tilgjengelig fra: <https://www.nrk.no/urix/fire-grunner-til-at-oljeprisen-faller-1.12516475> (Lest 10.04.2016)
- Wooldridge, M.J. (2012) *Introductory Econometrics: A Modern Approach (5th ed.)* South Western: Cengage Learning.

10. Appendiks

10.1 Statistisk teori og metode

10.1.1 Stasjonærhet

En tidsserie $(x_t : t = 1, 2, \dots)$ er stasjonær dersom hver samling av tidsindekser $1 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_m$ med den felles fordelingen $(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_m})$ er den samme som for felles fordelingen av $(x_{t_1+h}, x_{t_2+h}, \dots, x_{t_m+h})$ for alle heltall $h \geq 1$. En stasjonær tidsserie har et gjennomsnitt og varians som er konstant over tid, og kovariansen mellom x_t og x_{t+h} avhenger bare av avstanden mellom de to momentene, h , og ikke plasseringen til den første tidsperioden t (Woolridge, s. 381, 2013).

Stasjonærheten til en dataserie vil ha en sterk påvirkning på seriens oppførsel og egenskaper. Som et eksempel vet vi at 'sjokk' ofte blir brukt for å beskrive en uventet endring i en variabel eller verdien av feilledet til en variabel i en bestemt periode. For stasjonære serier vil disse 'sjokkene' gradvis forsvinne. Om man bruker ikke-stasjonære variabler i en regresjon vil ikke vanlige forutsetninger for asymptotisk analyse gjelde. Av dette følger det at t-statistikken ikke vil følge en t-distribusjon, og f-statistikken vil ikke følge en f-distribusjon og så videre. Det vil derfor ikke være mulig å gjennomføre vanlige hypotesetester for regresjoner med ikke-stasjonære parametere (Brooks, 2013). Bruk av ikke-stasjonære data kan også føre til spuriøse regresjoner. Med bakgrunn i dette er det viktig at datasettet inneholder stasjonære variabler.

Vi kan gjøre en ikke-stasjonær variabel til en stasjonær variabel ved å differensiere:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \Delta u_t, t = 2, \dots, n \quad (1)$$

De fleste tidsserier vil være stasjonære når man benytter den differensierte variabelen, men for å være sikker kan vi teste variabelen for stasjonærhet. Det mest hensiktsmessige i denne oppgaven er å utføre en Augmented Dickey Fuller-test (ADF) for enhets-rot fordi den tillater inkluderingen av laggede endringsvariabler på høyresiden av regresjonen. Om vi finner ut at en variabel har en enhets-rot betyr det den er ikke-stasjonær.

Regresjonen utføres slik:

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

Der $\alpha = 0$ betyr at modellen er random walk, og $\alpha \neq 0$ betyr at modellen har en stokastisk trend eller random walk med en trend. AR-prosessen er stasjonær om $\rho < 1$ og ikke stasjonær dersom $\rho = 1$.

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha + (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Av dette kan vi se at dersom $\delta = 0$ vil vi ha $\rho = 1$.

For å undersøke hvorvidt δ er signifikant ulik null kan vi se på t-statistikken til $\hat{\delta}$. Imidlertid følger det av nullhypotesen at Y_{t-1} i ligning (3) er ikke-stasjonær, slik at sentralgrenseteoremet ikke holder, altså har ikke δ en normal t-fordeling. Derfor må vi benytte en t-fordeling tabulert av Dickey og Fuller der man har høyere absoluttverdier enn i en normal t-fordeling. Vi forkaster nullhypotesen om ikke-stasjonærhet til fordel for alternativhypotesen om stasjonærhet dersom t-statistikken er mer negativ enn de tabulerte verdiene i Dickey-Fuller t-fordelingen (Enders, 1995).

10.1.2 R^2

R^2 er et intuitivt mål på modellens tilpasning. Måltallet er enkelt å forstå fordi det varierer mellom to faste variabler, 0 og 1. R^2 viser hvor stor andel av variasjonen som regresjonen forklarer. Størrelsen er enkel å beregne samtidig som den gir en god indikasjon på hvordan modellen tilpasser seg observasjonene. I en modell uten forklaringsvariabler vil R^2 være lik 0. I en modell hvor forklaringsvariablene forklarer all variasjon, vil R^2 være lik 1.

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

$$ESS = \sum(\hat{y}_t - \bar{y})^2$$

ESS = Explained Sum of Squares

$$TSS = \sum(y_t - \bar{y})^2$$

TSS = Total Sum of Squares

$$TSS = RSS + ESS$$

RSS = Residual Sum of Squares

10.1.3 Skjevhet

Skjevhet måler i hvilken grad den fordeling er symmetrisk rundt gjennomsnittsverdien. En normalfordeling er ikke skjev, og er definert ved å ha en spisshets koeffisient på 3. Følgelig vil en fordeling som er skjev ha lengre haler.

$$\text{Skjevhet (SK)} = \frac{\hat{\mu}_3}{(\hat{\sigma}^2)^{3/2}} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2\right)^{3/2}}$$

$\hat{\mu}_3$ er estimatet av det tredje sentralmomentet fra OLS regresjonens residualer, \bar{x} er utvalgets gjennomsnitt, og $\hat{\sigma}^2$ er det andre sentralmomentet, variansen.

SK brukes som notasjon for skjevhetsverdien som har en verdi mellom 0 og 1. En verdi i nærheten av 0 betyr at fordelingen er nær symmetrisk, mens en verdi nær 1 betyr at fordelingen er veldig skjev (Brooks, 2008, s.163).

10.1.4 Kurtose

Kurtose måler hvordan utvalget er fordelt mellom ytterpunktene. En fordeling med mange observasjoner nær gjennomsnittsverdien vil ha spisse haler, mens en fordeling med mange observasjoner rundt ytterpunktene vil ha fete haler.

$$\text{Kurtose (KU)} = \frac{\hat{\mu}_4}{(\hat{\sigma}^2)^2} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2\right)^2}$$

$\hat{\mu}_4$ er estimatet av det fjerde sentralmomentet fra OLS regresjonens residualer, \bar{x} er utvalgets gjennomsnitt, og $\hat{\sigma}^2$ er det andre sentralmomentet, variansen.

KU brukes som notasjon for kurtoseverdien. Normalfordelingen er definert med en kurtoseverdi på 3. Om fordelingen har en høyere kurtoseverdi enn normalfordelingen kalles dette for overflødig kurtose. Overflødig kurtose blir derfor $KU - 3$. I fordelinger med mye overflødig kurtose er det større sannsynlighet for ekstreme utfall (Brooks, 2008, s. 163).

10.1.5 Jarque-Bera testen

Jarque-Bera testen er goodness-of-fit avviksmål fra normalitet basert på skewness og kurtosis til en serie. Man tester dette ved å se om skewness koeffisienten og kurtosis koeffisienten sammen er lik 0.

$$\text{Jarque-Bera (JB)} = N \left[\frac{SK^2}{6} + \frac{(KU-3)^2}{24} \right]$$

- N er utvalgsstørrelsen
- SK er skjevhets-koeffisienten
- KU er kurtose-koeffisienten

10.2 Statistiske resultater

10.2.1 ADF

ADF-Resultater 1996-2005				ADF-Resultater 2006-2015			
Indekser	t-verdier	Kritiske t-verdier	Resultat	Indekser	t-verdier	Kritiske t-verdier	Resultat
OSEBX	-46,95		Stasjonær	OSEBX	-50,52		Stasjonær
OSE10	-45,35	1% nivå -3,43	Stasjonær	OSE10	-51,29	1% nivå -3,43	Stasjonær
OSE15	-48,05	5% nivå -2,86	Stasjonær	OSE15	-51,55	5% nivå -2,86	Stasjonær
OSE20	-45,03	10% nivå -2,57	Stasjonær	OSE20	-47,87	10% nivå -2,57	Stasjonær
OSE25	-46,42		Stasjonær	OSE25	-47,17		Stasjonær
OSE30	-47,73		Stasjonær	OSE30	-48,07		Stasjonær
OSE35	-47,97		Stasjonær	OSE35	-51,12		Stasjonær
OSE40	-48,35		Stasjonær	OSE40	-47,98		Stasjonær
OSE45	-48,25		Stasjonær	OSE45	-47,66		Stasjonær
OSE50	-48,37		Stasjonær	OSE50	-55,10		Stasjonær
OSE55	-55,25		Stasjonær	OSE55	-52,19		Stasjonær
MSCI World	-42,83		Stasjonær	MSCI World	-45,23		Stasjonær
ICE-Brent	-53,39		Stasjonær	ICE-Brent	-54,02		Stasjonær
FTSE	-50,31		Stasjonær	FTSE	-52,892		Stasjonær

10.2.2 Granger-kausaltetstest

Granger-Kausalitetstest 1996-2015					
Lag = 2					
Indekser	Chi2	Prob > Chi2	Indekser	Chi2	Prob > Chi2
Brent - OSEBX	33,36	0,000	OSEBX - Brent	3,02	0,221
Brent - OSE10	142,01	0,000	OSE10 - Brent	5,46	0,065
Brent - OSE15	6,19	0,045	OSE15 - Brent	6,56	0,038
Brent - OSE20	10,94	0,004	OSE20 - Brent	1,50	0,472
Brent - OSE25	6,66	0,036	OSE25 - Brent	1,53	0,465
Brent - OSE30	1,53	0,466	OSE30 - Brent	0,40	0,817
Brent - OSE35	4,09	0,129	OSE35 - Brent	0,92	0,631
Brent - OSE40	11,12	0,004	OSE40 - Brent	7,10	0,029
Brent - OSE45	4,00	0,135	OSE45 - Brent	5,07	0,079
Brent - OSE50	3,21	0,201	OSE50 - Brent	0,32	0,852
Brent - OSE55	8,15	0,017	OSE55 - Brent	3,49	0,174
Brent - MSCI	6,06	0,048	MSCI - Brent	17,27	0,000
Brent - FTSE	1,49	0,474	FTSE - Brent	0,28	0,868
OSEBX - MSCI	19,51	0,000	MSCI - OSEBX	321,80	0,000
OSEBX - FTSE	0,77	0,681	FTSE - OSEBX	25,23	0,000
MSCI - FTSE	419,16	0,000	FTSE - MSCI	14,35	0,001

Granger-Kausalitetstest 1996-2005					
Lag = 1					
Indekser	Chi2	Prob > Chi2	Indekser	Chi2	Prob > Chi2
Brent - OSEBX	13,04	0,000	OSEBX - Brent	1,07	0,301
Brent - OSE10	103,49	0,000	OSE10 - Brent	0,01	0,920
Brent - OSE15	0,73	0,391	OSE15 - Brent	6,27	0,012
Brent - OSE20	14,17	0,000	OSE20 - Brent	0,33	0,563
Brent - OSE25	3,28	0,070	OSE25 - Brent	1,15	0,285
Brent - OSE30	0,01	0,938	OSE30 - Brent	0,24	0,621
Brent - OSE35	3,73	0,054	OSE35 - Brent	1,12	0,290
Brent - OSE40	0,40	0,527	OSE40 - Brent	1,12	0,289
Brent - OSE45	0,06	0,802	OSE45 - Brent	2,28	0,131
Brent - OSE50	2,57	0,109	OSE50 - Brent	1,09	0,296
Brent - OSE55	0,62	0,432	OSE55 - Brent	1,98	0,160
Brent - MSCI	0,46	0,498	MSCI - Brent	0,34	0,557

Granger-Kausalitetstest 1996-2005					
Lag = 2					
Indekser	Chi2	Prob > Chi2	Indekser	Chi2	Prob > Chi2
Brent - OSEBX	16,03	0,000	OSEBX - Brent	1,25	0,535
Brent - OSE10	109,30	0,000	OSE10 - Brent	1,85	0,397
Brent - OSE15	4,10	0,129	OSE15 - Brent	6,32	0,042
Brent - OSE20	18,23	0,000	OSE20 - Brent	1,12	0,571
Brent - OSE25	3,99	0,136	OSE25 - Brent	1,10	0,576
Brent - OSE30	0,60	0,739	OSE30 - Brent	1,08	0,582
Brent - OSE35	7,88	0,019	OSE35 - Brent	1,20	0,548
Brent - OSE40	0,61	0,738	OSE40 - Brent	1,28	0,527
Brent - OSE45	1,99	0,369	OSE45 - Brent	2,38	0,304
Brent - OSE50	5,83	0,054	OSE50 - Brent	1,76	0,416
Brent - OSE55	0,81	0,669	OSE55 - Brent	3,63	0,163
Brent - MSCI	2,08	0,354	MSCI - Brent	0,39	0,821

Granger-Kausalitetstest 2006-2015					
Lag = 1					
Indekser	Chi2	Prob > Chi2	Indekser	Chi2	Prob > Chi2
Brent - OSEBX	25,83	0,000	OSEBX - Brent	1,98	0,159
Brent - OSE10	58,41	0,000	OSE10 - Brent	4,16	0,041
Brent - OSE15	7,80	0,005	OSE15 - Brent	1,84	0,175
Brent - OSE20	2,81	0,093	OSE20 - Brent	0,23	0,630
Brent - OSE25	3,24	0,072	OSE25 - Brent	0,09	0,766
Brent - OSE30	1,96	0,161	OSE30 - Brent	0,75	0,387
Brent - OSE35	7,61	0,006	OSE35 - Brent	0,99	0,319
Brent - OSE40	12,29	0,000	OSE40 - Brent	4,97	0,026
Brent - OSE45	5,21	0,022	OSE45 - Brent	2,99	0,084
Brent - OSE50	0,44	0,505	OSE50 - Brent	0,71	0,400
Brent - OSE55	7,90	0,005	OSE55 - Brent	1,01	0,316
Brent - MSCI	3,71	0,054	MSCI - Brent	26,11	0,000

Granger-Kausalitetstest 2006-2015					
Lag = 2					
Indekser	Chi2	Prob > Chi2	Indekser	Chi2	Prob > Chi2
Brent - OSEBX	25,86	0,000	OSEBX - Brent	2,12	0,347
Brent - OSE10	59,80	0,000	OSE10 - Brent	5,50	0,064
Brent - OSE15	9,84	0,007	OSE15 - Brent	2,46	0,292
Brent - OSE20	2,76	0,252	OSE20 - Brent	1,30	0,522
Brent - OSE25	3,89	0,143	OSE25 - Brent	1,37	0,505
Brent - OSE30	4,90	0,086	OSE30 - Brent	3,06	0,216
Brent - OSE35	8,22	0,016	OSE35 - Brent	3,66	0,161
Brent - OSE40	12,46	0,002	OSE40 - Brent	7,58	0,023
Brent - OSE45	5,28	0,072	OSE45 - Brent	3,11	0,211
Brent - OSE50	0,44	0,803	OSE50 - Brent	0,71	0,701
Brent - OSE55	9,44	0,009	OSE55 - Brent	1,35	0,510
Brent - MSCI	4,34	0,114	MSCI - Brent	27,00	0,000

Granger-Kausalitetstest 3 Variabler 1996-2015					
Lag = 2					
Avhengig variabel	Uavhengig variabel	chi2	df	Prob > chi2	
OSEBX	MSCI	309,52	2	0,00	
OSEBX	Brent	21,738	2	0,00	
OSEBX	ALL	344,9	4	0,00	
MSCI	OSEBX	18,973	2	0,00	
MSCI	Brent	5,5166	2	0,06	
MSCI	ALL	25,052	4	0,00	
Brent	OSEBX	0,77059	2	0,68	
Brent	MSCI	15,009	2	0,00	
Brent	ALL	18,039	4	0,00	

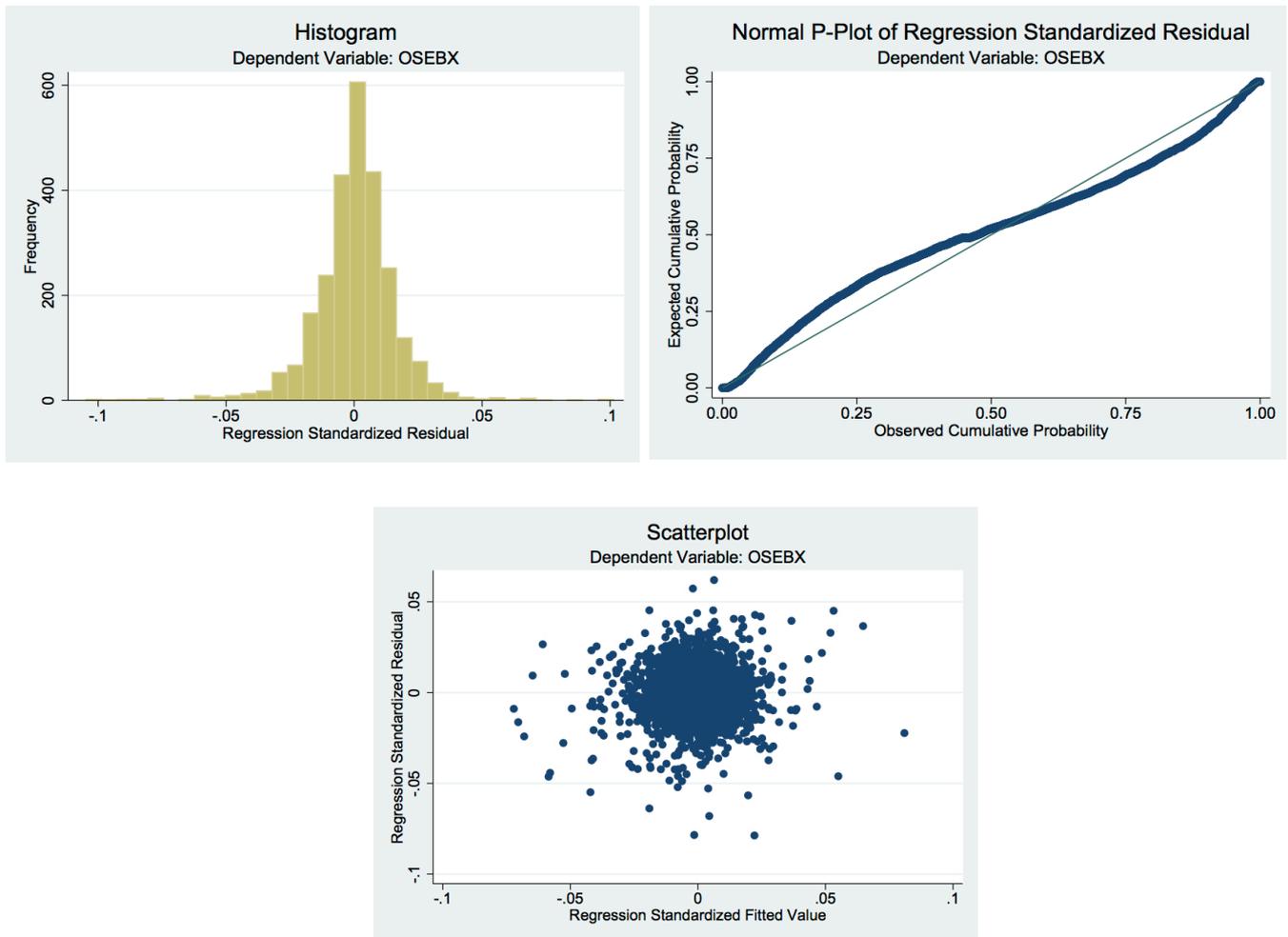
10.2.3 AIC tester

1996 - 2015			1996-2005			2006 - 2015		
LagsMSCI	LagsBrent	AIC	LagsMSCI	LagsBrent	AIC	LagsMSCI	LagsBrent	AIC
3	3	-32214,71	3	3	-16387,31	3	3	-16067,68
3	2	-32215,87	3	2	-16388,91	3	2	-16063,81
3	1	-32217,54	3	1	-16386,34	3	1	-16060,03
3	0	-32185,04	3	0	-16362,31	3	0	-16038,52
2	3	-32212,75	2	3	-16382,6	2	3	-16069,45
2	2	-32219,86	2	2	-16391,6	2	2	-16072,08
2	1	-32221,54	2	1	-16388,95	2	1	-16068,4
2	0	-32189,07	2	0	-16365,16	2	0	-16046,85
1	3	-32214,32	1	3	-16384,6	1	3	-16069,06
1	2	-32221,38	1	2	-16393,6	1	2	-16071,2
1	1	-32228,36	1	1	-16395,62	1	1	-16075,38
1	0	-32195,76	1	0	-16371,64	1	0	-16054,09
0	3	-32127,48	0	3	-16231,44	0	3	-16062,88
0	2	-32134,52	0	2	-16240,68	0	2	-16065,15
0	1	-32141,57	0	1	-16243,61	0	1	-16069,98
0	0	-32077,79	0	0	-16226,69	0	0	-16031,48

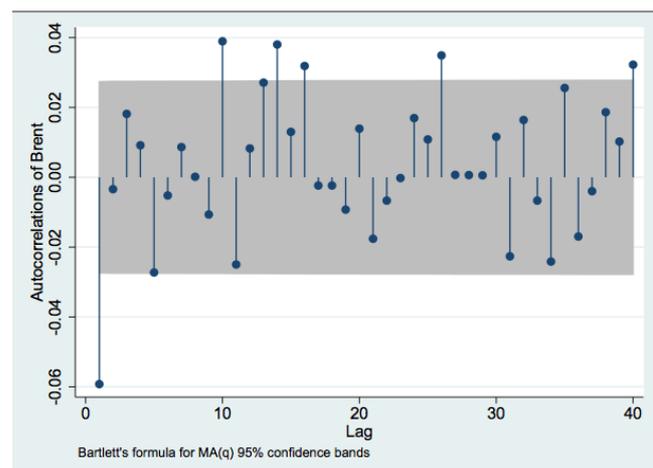
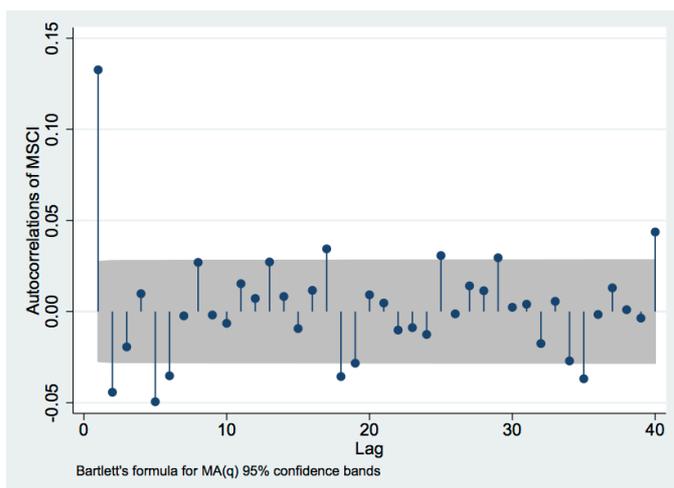
AIC-test for beste modell for å predikere Oslo Børs. (Kapittel 8.7)

10.3 Grafer, plots og figurer

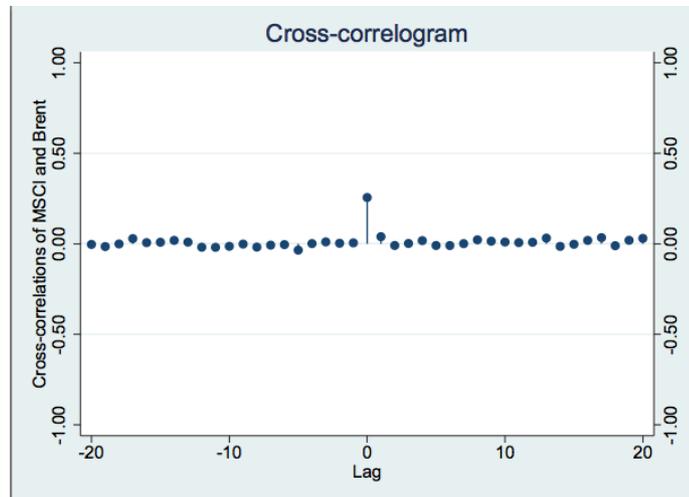
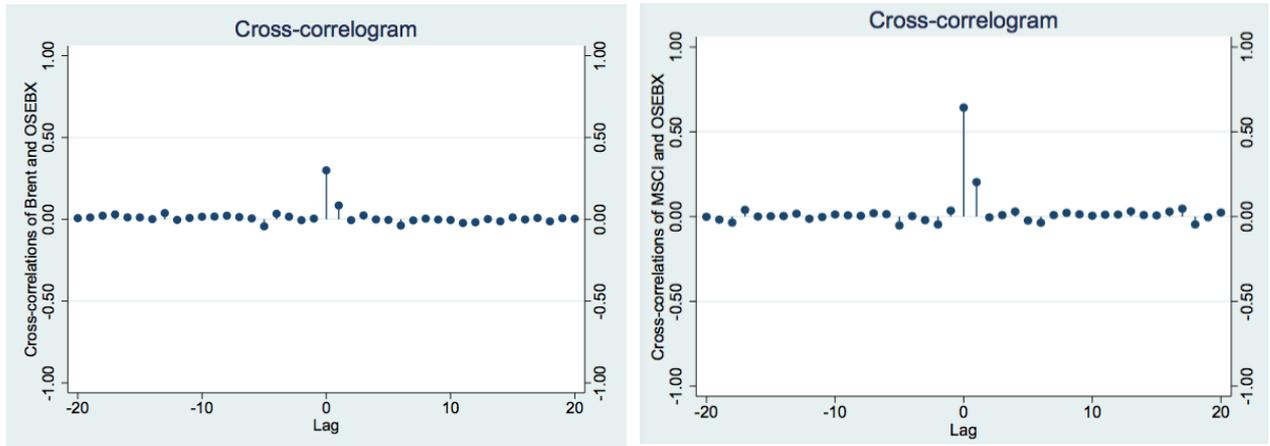
10.3.1 Histogram, P-Plot og Scatterplot OSEBX 1996-2016



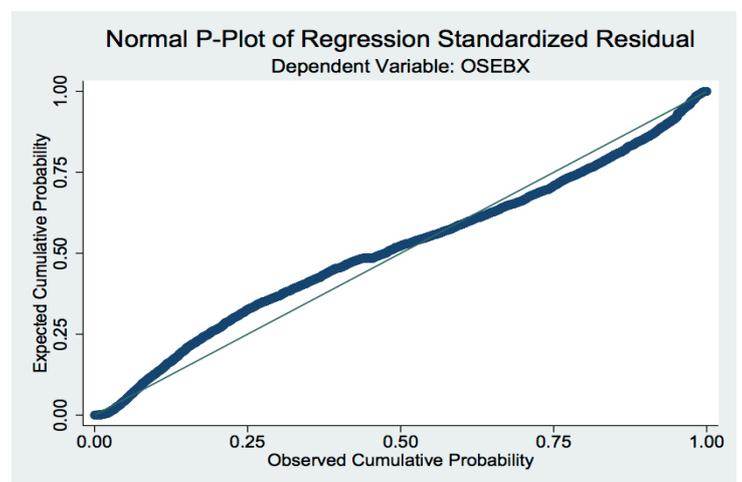
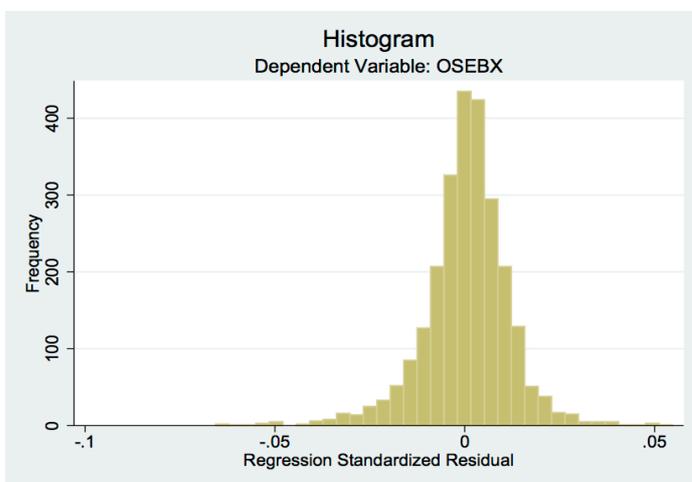
10.3.2 Autokorrelasjon for MSCI og Brent 1996-2015

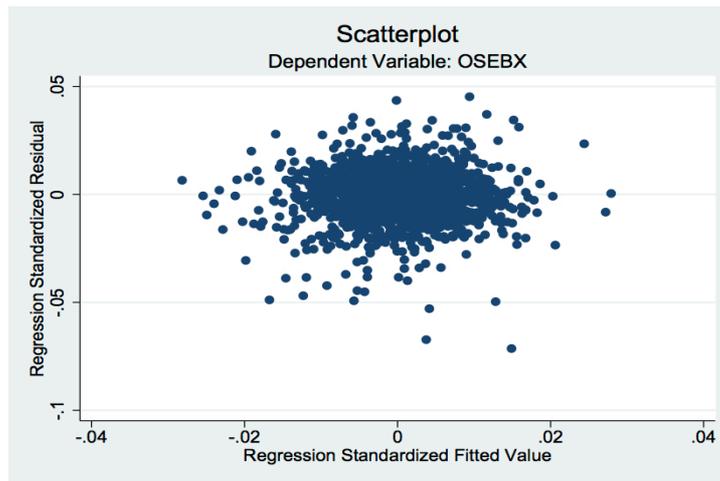


10.3.3 Kryss-korrelogram 1996-2015

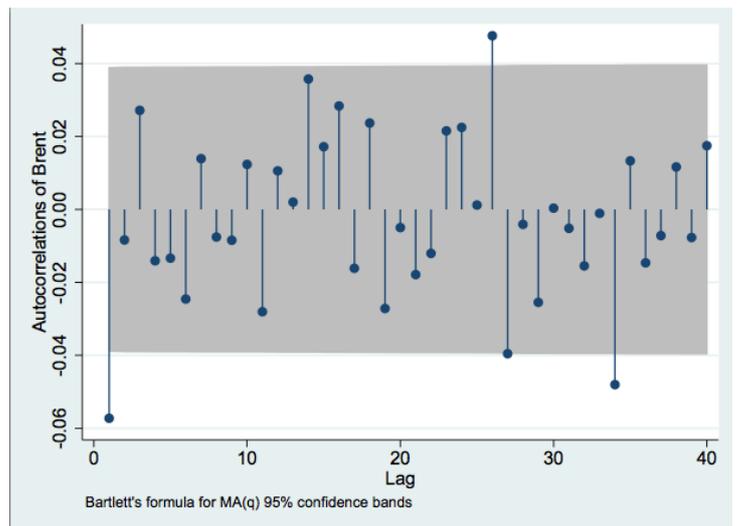
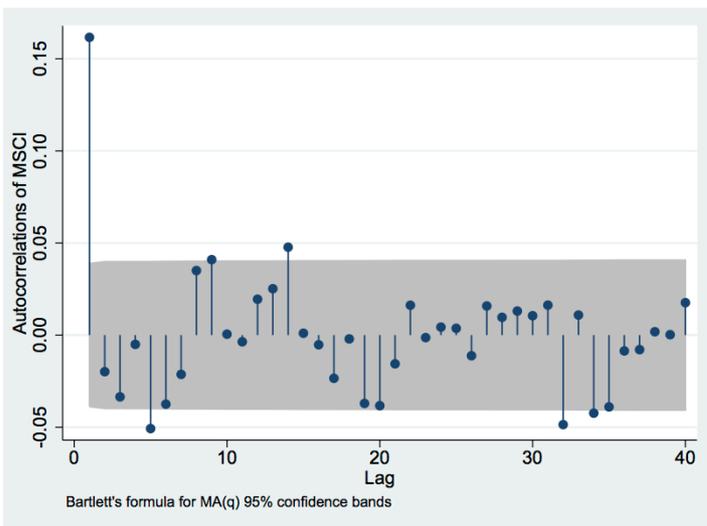


10.3.4 Histogram, P-Plot og Scatterplot OSEBX 1996-2005

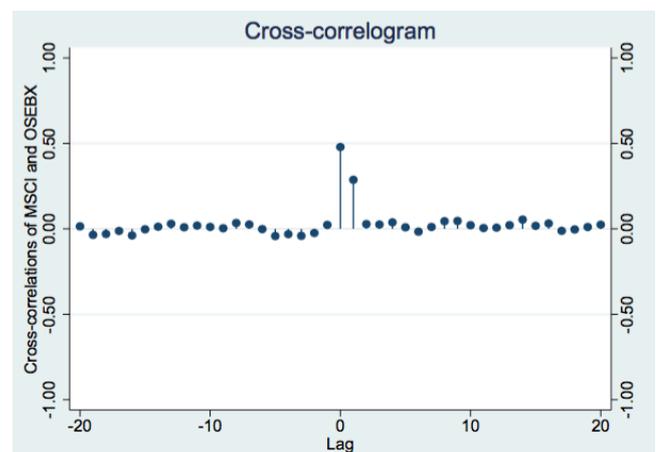
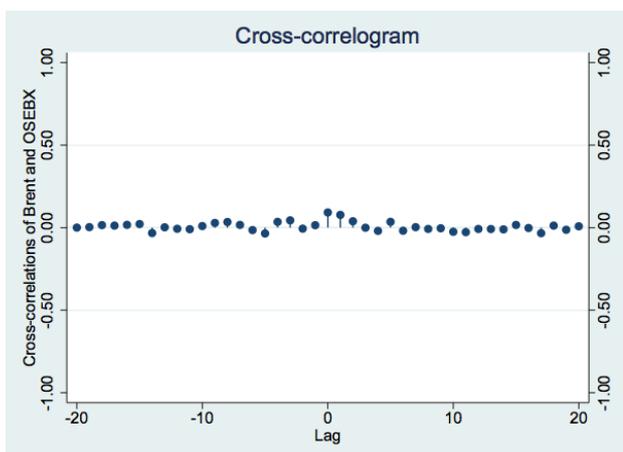


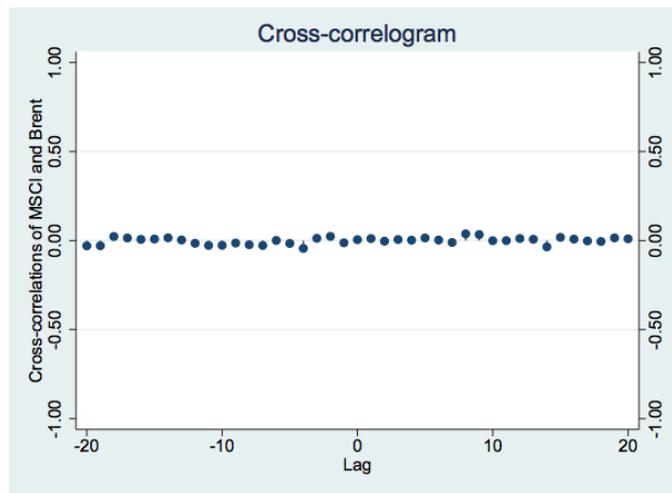


10.3.5 Autokorrelasjon for MSCI og Brent 1996-2005

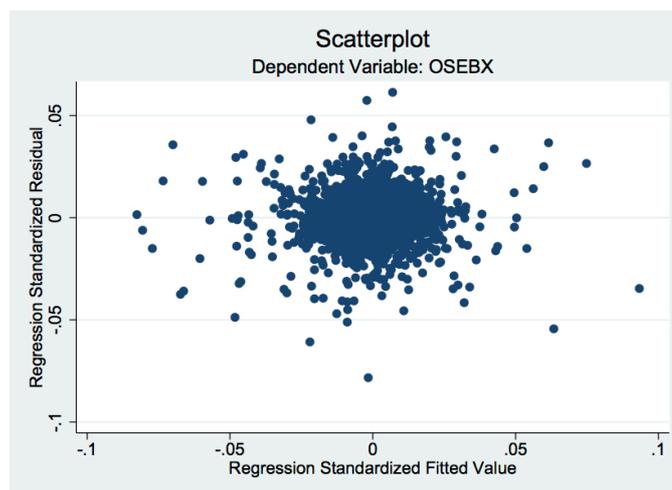
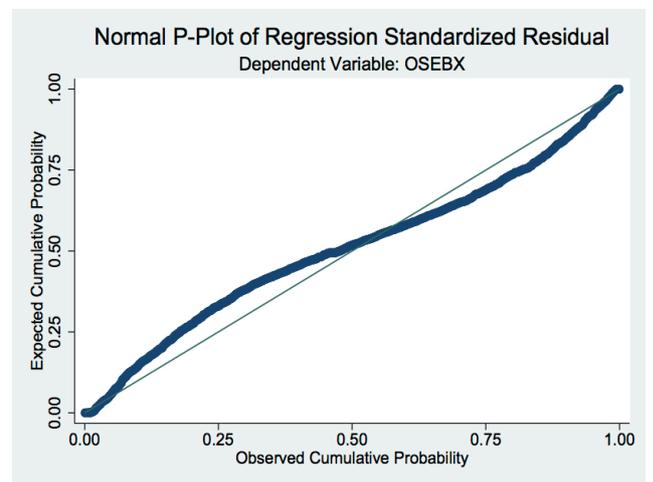
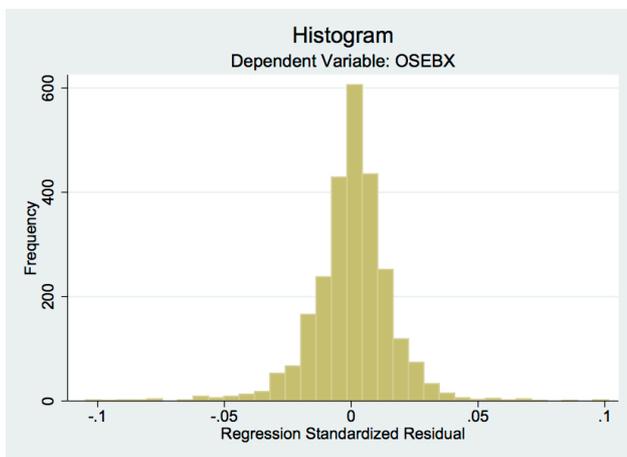


10.3.6 Kryss-korrelogram 1996-2005

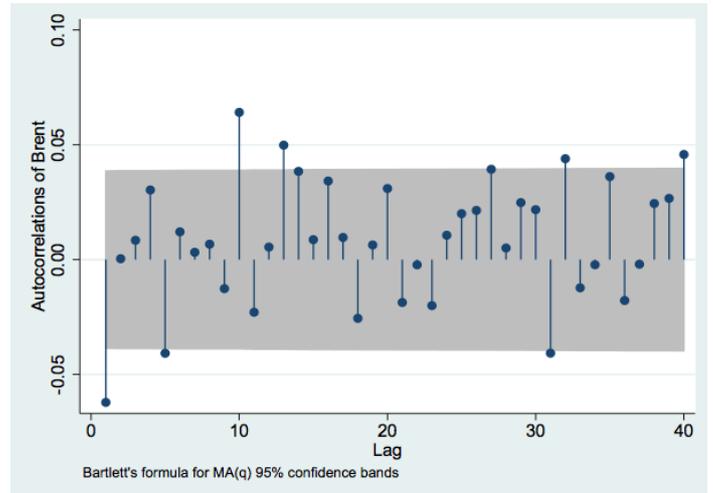
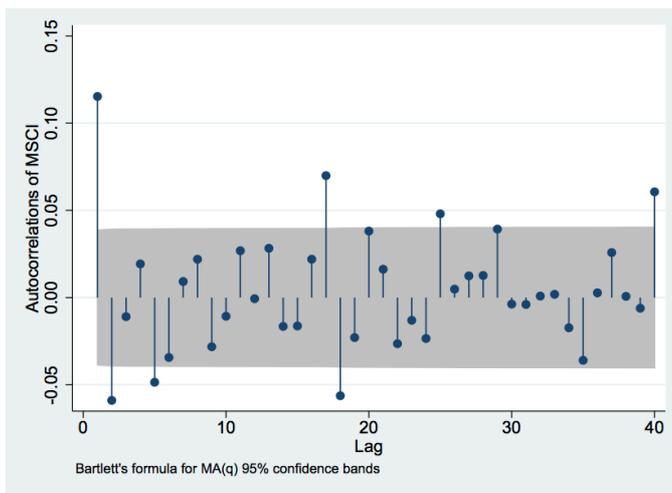




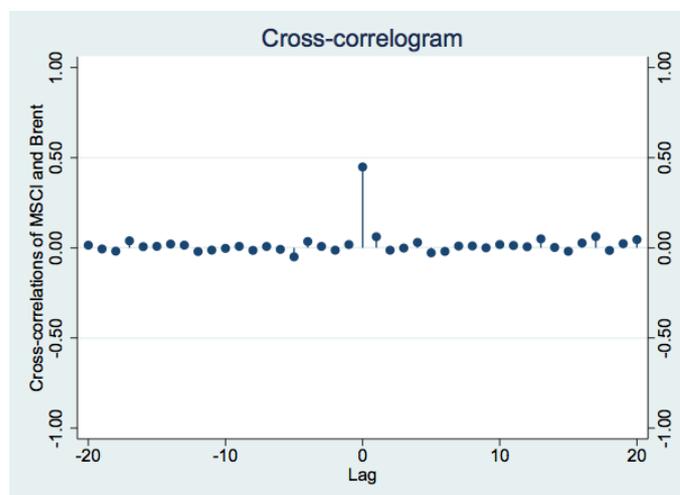
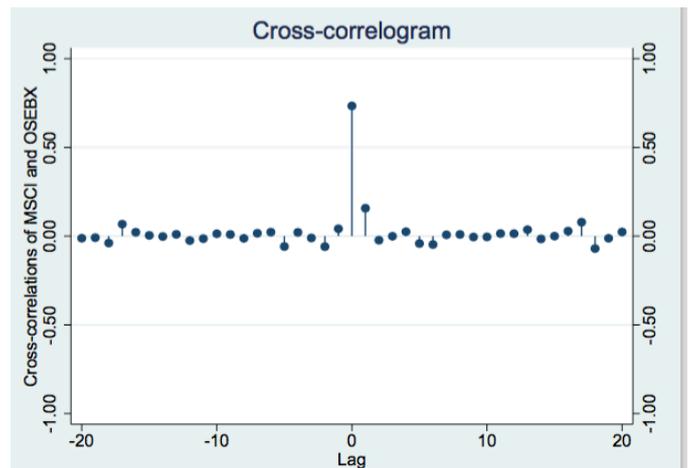
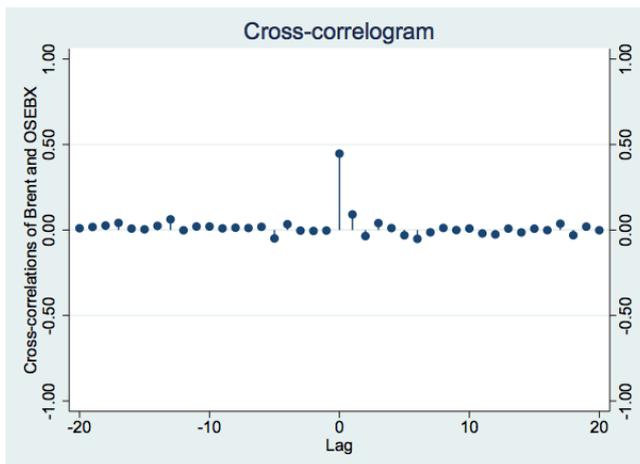
10.3.7 Histogram, P-Plot og Scatterplot OSEBX 2006-2015



10.3.8 Autokorrelasjon for MSCI og Brent 2006-2015



10.3.9 Kryss-korrelogram 2006-2015



10.4 Avkastningsmåling

Avkastning er hva vi får igjen av investeringen for en periode. Dette er relevant for utredningen fordi datasettet består av daglig logaritmisk avkastning for variablene. Avkastningen for et aktivum kan i hovedsak beregnes på to ulike måter; enkel avkastning og logaritmisk avkastning (kontinuerlig forrentning).

$$\text{Enkel avkastning: } R_{t+1} = \frac{D_{t+1} + P_{t+1}}{P_t} - 1$$

$$\text{Logaritmisk avkastning: } r_{t+1} = \ln\left(\frac{D_{t+1} + P_{t+1}}{P_t}\right)$$

For begge formlene er P_t prisen for aktivumet i starten av perioden, P_{t+1} prisen for aktivumet i slutten av perioden, og D_{t+1} er utbetalt dividende i slutten av perioden (Døskeland, 2014). Med avkastning mener man i de fleste tilfeller enkel avkastning. Dette fordi beregningen gir en direkte sammenheng mellom årlig enkel avkastning og sluttverdi på aktivumet. Logaritmisk avkastning er definert som den naturlige logaritmen til bruttoavkastning. Logaritmisk avkastning beskriver best historisk avkastning og egner seg best til empirisk finans, og er derfor benyttet i våre tidsserier.

10.5 Økonomiske kriser

10.5.1 Asiakrisen (AC) Juli 1997- August 1999

Asiakrisen startet i juli i 1997 da verdien på thailandske baht målt mot amerikanske dollar falt med 25% over natten (Tenold, 2002). Krisen spredte seg raskt til flere land i Sør-Øst Asia og førte til sterk økonomisk krise i mange av landene. Krisen ga ringvirkninger langt utenfor landegrensene, og førte blant annet til at prisen på Brent falt fra en toppnotering på \$21,21 i oktober 1997 til bunnotering i på \$10,16 før julen 1998.

10.5.2 Dotcom-boblen (DC) Februar 2000 – Oktober 2002

Mot slutten av 90-tallet ble det opprettet en rekke internettbaserte selskaper. Rekordstor vekst i selskapene sammen med lett tilgjengelig risikokapital førte raskt boble-lignende tilstander. Boblen sprakk rett etter årtusenskiftet og førte til store utfordringer i finansmarkeder over hele verden. Oljeprisen falt fra \$33,18 i september 2000 til \$17,51 i november 2001.

10.5.3 Finanskrisen (FC) Mai 2008 – Mai 2009

Etter problemene i starten av 2000-tallet ble reguleringen for investeringsbanker i USA mye lettere. Samtidig ble krav til lån for privatpersoner ble senket. Mot slutten av 2007 begynte dette å bli et problem fordi mange gjeldspapirer ikke ble overholdt, og mange investeringsbankene hadde en egenkapitalgrad som tillot svært små endringer før de gikk konkurs. Samtidig ble kredittrisikoen til investeringsbankene kraftig undervurdert av ratingselskaper som Standard & Poor og Moodys. Resultatet ble en rekke konkurser og redningspakker. Krisen fikk store utslag i verdensøkonomien, der de fleste industrialiserte land gikk inn i en lavkonjunktur høsten 2008 (Isachsen, 2008). Oljeprisen stupte fra en pris på \$147,05 i starten av Juli 2008 til \$41,18 julaften samme år.

10.5.4 Oljeprisfallet (OC) Juli 2014 – Desember 2014

På sensommeren 2014 begynte oljeprisen å falle kraftig. Nedgangen var primært et resultat av tre faktorer:

1. Utviklingen av skiferolje i USA skjedde mye raskere enn forventet, og var med på å skape et tilbudsoverskudd i markedet.
2. OPEC, med Saudi Arabia i spissen, nektet å redusere produksjonen av olje for å stabilisere oljeprisen. Derimot benyttet de anledningen til å ta over markedsandeler med økt produksjon.
3. Uroligheter i Kina førte til at man fryktet redusert etterspørsel etter olje (Vedeler, 2015).

Fra en pris for Brent på \$111,8 den første juli 2014 falt prisen til under \$60 før nyttårsaften 2014. Mens reaksjonen i oljeprisen i de tre første krisene kan regnes som etterspørselssjokk vil vi vurdere oljeprisfallet som et tilbudssjokk.

10.6 Sektorer på Oslo Børs

Påminnelse: All informasjon om sektorene er hentet fra informasjonssiden til Oslo Børs:

<http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/list/shareindices/quotelist/intraday>

Hentet: 01.06.2016

10.6.1 OSE10 - Energi

Energisektoren består av bedrifter som har et virksomhetsområde hovedsakelig bestående av en av de følgende aktivitetene: Produksjon eller utleie av oljerigger, boreutstyr og annet energirelatert service og utstyr, inkludert seismikk datainnsamling. Bedrifter som er engasjert i utforskning, produksjon, markedsføring, raffinering og/eller transport av olje -og gassprodukter.

Energisektoren består av 48 selskaper. Eksempler på bedrifter i denne sektoren er Statoil, Frontline og Aker Solutions. Sektoren er den største på Oslo Børs og utgjør i dag 29% av markedsverdien til OSEBX.

10.6.2 OSE15 - Materialer

Materialsektoren omfatter et bredt spekter av den råvarerelaterte industrien. Denne sektoren inkluderer også selskaper som produserer kjemikalier, byggevarer, glass, papir, skogsprodukter og pakkingsprodukter forbundet med dette. Sektoren inneholder selskaper som jobber med metaller, mineraler og gruveselskaper, inkludert produksjon av stål.

Materialsektoren har 8 selskaper. De klart største av disse er Norsk Hydro og Yara, som tilsammen står for 96,5% av sektorens markedsverdi. Sektoren utgjør totalt 9% av OSEBX.

10.6.3 OSE20 - Industri

Industrisektoren omfatter selskaper som har sin kjernevirksomhet i en av de følgende aktiviteter: produksjon og distribusjon av kapitalvarer, inkludert fly og forsvar, prosjektering og byggevirksomhet, elektrisk utstyr og industri maskiner. Tilbydere av kommersielle tjenester og forsyninger, inkludert trykking, databehandling sysselsetting, miljøvern og kontortjenester. Tilbydere av transporttjenester, herunder flyselskaper, kurerer, maritimetjenester, vei & jernbane og transportinfrastruktur.

34 selskaper inngår i industrisektoren, blant annet Kongsberg Gruppen, Veidekke og Norwegian Air Shuttle. Sektoren utgjør i dag 6% av markedsverdien til OSEBX.

10.6.4 OSE25 - Forbruksvarer

Sektoren omfatter de bransjene som har en tendens til å være de mest konjunkturfølsomme. Produksjonssegmentet omfatter bilindustrien, varige forbruksvarer, tekstiler, klær og fritidsutstyr. Tjenestesegmentet inkluderer hoteller, restauranter, fritidsaktiviteter, tjenester og detaljhandel av privatpersoner.

Forbruksvaresektoren består av 10 selskaper, hvor de mest prominente er Royal Caribbean Cruises, Schibstedt og XXL. Sektoren står for tilsammen 12% av markedsverdien på OSEBX.

10.6.5 OSE30 - Konsumvarer

Konsumvareindeksen består av selskaper som er mindre senestive til konjunktursvingninger. Sektoren inkluderer produsenter og distributører av matvarer, drikkevarer, tobakk og produsenter av ikke-varige husholdningsprodukter og personlige produkter. Den inkluderer også selskaper som driver med varehandel av mat og legemidler.

Konsumvareindeksen har 10 selskaper, hvor Orkla og Marine Harvest er de største aktørene. Sektoren utgjør 11% av total markedsverdi på OSEBX.

10.6.6 OSE35 - Helsevern

Helsevernsektoren omfatter to hovedindustrigrupper. Den første inkluderer selskaper som produserer helsevernsutstyr og produkter eller tilbyr helserelaterte tjenester, inkludert distributører av distributører av helsevernsprodukter og tilbydere av grunnleggende helsevernstjenester, og eier og operatører av helsevernsinstitusjoner og organisasjoner. Den andre omgrupperer selskaper primært involvert i forskning, utvikling, produksjon og markedsføring av legemidler og bioteknologiske produkter.

Helsevernssektoren består av 8 selskaper, inkludert selskaper som Weifa og Photocure. Sektoren utgjør kun 0,23% av den totale markedsverdien av OSEBX.

10.6.7 OSE40 - Finans

Finanssektoren inneholder selskaper som er involvert i aktiviteter som bank, forbruksfinansiering, investment banking og megling, kapitalforvaltning, forsikring og investering, og eiendom, herunder Real Estate Investment trusts(REITs).

Sektoren består av 18 selskaper, hvor den klart største aktøren er DNB som står for halvparten av sektoren. Totalt utgjør finanssektoren 18% av markedsverdien på OSEBX og er dermed den nest største sektoren.

10.6.8 OSE45 - IT

IT-sektoren dekker følgende generelle områder: Teknologi, programvare og tjenester, herunder selskaper som primært utvikler programvare til ulike formål som internett, applikasjoner, systemer og/eller databaseadministrasjon og selskaper som tilbyr IT-konsulenttjenester. I tillegg inkluderes teknologi maskinvare og utstyr, herunder produsenter og distributører av kommunikasjonsutstyr, datamaskiner, nisje utstyr, elektronisk utstyr, og beslektede instrumenter.

IT-sektoren består av 19 selskaper, blant annet Opera, Atea og Nordic Semiconductor. Sektoren utgjør totalt 2,3% av markedsverdien på OSEBX.

10.6.9 OSE50 - Telekom

Telekomsektoren inneholder selskaper som tilbyr kommunikasjonstjenester primært gjennom fast-linje, mobil, trådløs, bredbånd, og/eller fiberoptisk kabelnett. Sektoren består av Telenor og NextGenTel Holding, hvor Telenor er klart størst med 99,5% av sektoren. Totalt utgjør sektoren 11% av markedsverdien på OSEBX.

10.6.10 OSE55 - Forsyning

Forsyningssektoren består av selskaper som har sin kjernevirksomhet innen forsyning av strøm, gass eller vann, inkludert selskaper som er uavhengige produsenter og/eller distributører av strøm. Denne sektoren omfatter også både kjernefysiske og ikke-kjernefysiske anlegg.

Forsyningssektoren består av 3 selskaper, hvor Hafslund er representert ved A -og B aksjer. De andre selskapene er Arendals Fossekompani og Scatec Solar. Sektoren utgjør 1,12% av markedsverdien på OSEBX.

10.7 Forskjeller i handletider

Ettersom vi benytter oss av markedtsdata fra ulike tidssoner oppstår det problemer fordi det ikke foreligger data der noteringer er gjort til samme tid. MSCI World er notert på New York Stock Exchange og markedtsdata for MSCI World ble hentet fra Amadeus 2.0. Her har vi benyttet sluttnoteringer som blir gjort når børsen i USA stenger klokken 18:30 EDT, som tilsvarer 00:30 norsk tid. Brent Crude er notert på International Commodity Exchange i London. Her har vi her brukt data fra Datastream, hvor sluttnoteringene er gjort 17:30 GMT, som tilsvarer 19:30 norsk tid. Tidsforskjellen fører til at det norske markedet kun får med seg noen få timers endring i MSCI World på NYSE før Oslo Børs stenger. Denne problematikken er ikke like stor for Brent Crude, men man mister likevel endringer mellom 16:20 og 19:30.

Fordi vi sammenligner sluttnoteringsavkastningene på Oslo Børs med sluttnoteringsavkastningen til MSCI World og Brent vil det si at avkastningen på Oslo Børs på en gitt dag kun reflekterer det som skjer før 16:20 norsk tid i det amerikanske og britiske markedet. Om det oppstår betydelige endringer i MSCI World eller Brent i tidsrommet mellom børsstutt i Norge og børsstutt i henholdsvis USA og Storbritannia vil det først absorberes i aksjemarkedet i Norge neste børsdag. Teoretisk sett betyr dette at resultatene som viser at Brent leder OSEBX med én dag kan komme av forskjellene i handletider, avhengig av om de største endringene i Brent skjer før eller etter børsstutt i Oslo, men fordi Brent kun er åpent for handel i to til tre timer etter børsstutt i Oslo avhengig av årstidene vil et slik problem i all vesentlighet være ubetydelig. For MSCI World er tidsforskjellen klart større, derfor kan man ta høyde for tidsforskjellene ved å bruke en justert avkastning fra

verdensindeksen med null og èn dags lag. Imidlertid viser resultatene at korrelasjonen mellom avkastningen til OSEBX og MSCI World er større når man bruker kontemporære markedsdata, henholdsvis 0,65 for null og 0,2 for èn dags lag i perioden 1996 – 2015. Med bakgrunn i dette har vi valgt å bruke kontemporære data.

Videre kan det nevnes at markedene ikke alltid er åpne samme dager i Oslo, USA og Storbritannia. Vi tar hensyn til dette ved å utføre lineærinterpolasjon på dager som ikke korresponderer. Et uheldig resultat av dette kan for eksempel være en undervurdering av den faktiske korrelasjonen mellom MSCI World, Brent og OSEBX. Imidlertid mener vi at et slikt tilfelle vil være neglisjerbart i et datasett på over 5000 observasjoner. Det kan også nevnes at tidsendringer grunnet sommersolverv og vintersolverv skjer ved ulike tidspunkt i Norge og USA, mens GMT alltid er uendret. Disse forskjellene er vanskelig å ta hensyn til, men vil trolig ha svært liten innvirkning på resultatene.