

# Effekten av oljepris og andre makroøkonomiske variabler på aksjeavkastning i oljeeksporterende økonomier

Av Kristian Fiskå og Kent E. Wangsvik  
juni 2014



Universitetet i Stavanger



Universitetet  
i Stavanger

**DET SAMFUNNSVITENSKAPELIGE FAKULTET,  
HANDELHØGSKOLEN VED UIS  
MASTEROPPGAVE**

STUDIEPROGRAM:

Master Økonomi og Administrasjon

OPPGAVEN ER SKREVET INNEN FØLGENDE  
SPESIALISERINGSRETNING:

Anvendt finans

TITTEL:

Effekten av oljepris og andre makroøkonomiske variabler på aksjeavkastning i  
oljeeksporterende økonomier

ENGELSK TITTEL:

The effects of oil price and other macroeconomic variables on stock returns in  
oil-exporting economies

FORFATTER(E)

Studentnummer:

221058

204503

Navn:

Kristian Fiskå

Kent Erland Wangsvik

VEILEDER:

Siri Valseth

OPPGAVEN ER MOTTATT I TO – 2 – INNBUNDNE EKSEMPLARER

Stavanger, ...../..... 2014

Underskrift administrasjon:.....

## **Forord**

Denne utredningen er en masteroppgave på 30 studiepoeng, gjennomført våren 2014 som siste ledd i masterstudiet i økonomi og administrasjon med anvendt finans som hovedprofil, ved Universitet i Stavanger.

Arbeidet med utredningen har vært en lærerik og krevende prosess. Vi har brukt mye tid på å sette oss inn i de økonometriske metodene vi benytter i oppgaven og flere utfordringer har dukket opp underveis som således til dels har vært med på å forme oppgaven. Vi føler vi sitter igjen med et solid faglig utbytte etter dette semesteret, og vi har utvilsomt lært mye om nye markeder, økonomiske sammenhenger og mekanismer, og hvordan vi metodisk kan gå frem for å undersøke disse.

Vi vil rette stor takk til veileder Siri Valseth for gode råd og innspill, samt konstruktiv tilbakemelding underveis i prosessen.

Universitet i Stavanger, 13. juni 2014

Kristian Fiskå

Kent Erland Wangsvik

## Sammendrag

Denne masteroppgaven hatt som mål å studere hvilken effekt oljeprisen og andre makroøkonomiske variabler har på aksjemarkedet i økonomier preget av oljeeksport. Vi sammenligner Norge og Russland, representert ved OSEBX og RTSI, i tillegg til å se på to sektorindekser ved de samme børsene for å undersøke effektene nærmere. For det norske aksjemarkedet gjelder dette OSE10GI, energiindeksen, og OSE30GI, konsumvareindeksen, som blir satt opp mot RTS Oil and Gas og RTS Consumer and Retail. Vi undersøker også om effektene er tiltakende eller avtakende innenfor vårt tidsintervall som går mellom 2000 og 2013. Det har gitt følgende problemstilling: Hvordan påvirker oljeprisen og andre utvalgte makroøkonomiske variabler det norske og det russiske aksjemarkedet?

For å gi svar på denne problemstillingen har vi med utgangspunkt i tidligere empiri benyttet oss av en økonometriske analyse for å tolke effektene. Vi har utarbeidet fire arbeidshypoteser og inkluderer effekten fra andre utvalgte makroøkonomiske faktorer i tillegg til oljeprisen i modellene våre. De andre variablene er valutakurs, rente, industriproduksjon, inflasjon og effekt av den internasjonale verdensøkonomien representert ved den amerikanske indeksen S&P500. Datamaterialet er på månedlig observasjoner og hovedsakelig hentet fra Thomsons Reuters Datastream for perioden mellom januar 2000 og desember 2013.

Vi har benyttet oss av programvaren *IBM SPSS Statistics 21* og *Eviews 8*, for å kontrollere datasettet og gjennomføre regresjonsanalysene. For å belyse vår problemstilling og våre arbeidshypoteser har vi utviklet 6 multivariate regresjonsmodeller, hvor de avhengige variablene består av aksjeindeksene.

Resultatene våre konkluder med at oljeprisen har en signifikant effekt på aksjeavkastningen for begge hovedindeksene samt energiindeksene, og at den i siste del av tidsintervallet er tiltakende i styrke. Noe overaskende får vi samme resultat for konsumvareindeksene for hele perioden, men ikke for delperioden i Norge. Resultatene indikerer at det amerikanske markedet har signifikant påvirkning for samtlige modeller og indekser, mens de andre makroøkonomiske faktorene gir vekslende utslag for de ulike modellene og tidsperiodene.

## **Abstract**

This aim of this master thesis has been to study what effect the oilprice and other macroeconomic variables has on the stock market in economies influenced by oil exports. We compare Norway and Russia, represented by OSEBX and RTSI in addition to studying two sectorial indices at the same stock exchanges to further examine the effects. For the Norwegian stock market this concerns OSE10GI, the Energy index, and OSE30GI, Consumer staples index, which is compared against RTS Oil and Gas and RTS Consumer and Retail. We also examine if the effects are increasing or decreasing within our time interval from 2000 to 2013. This has resulted in the research question: How does the price of oil and other macroeconomic variables affect the Norwegian and the Russian stock market?

To answer this research problem we have based our own econometric analysis on previous research to interpret the effects. We have created four hypotheses and include the influence of other macroeconomic factors in addition to the oil price in our models. The other variables are exchange rates, interest rates, industrial production, inflation and the effect of the global economy represented by the American index S&P500. The data are monthly observations, and mainly obtained from Thomson Reuters Datastream for the period between January 2000 and December 2013.

We have used the software *IBM SPSS Statistics 21* and *Eviews 8*, to test the dataset and conduct the regression analysis. In order to shed light our problem and hypotheses we have developed 6 multivariate regression models, in which the dependent variables consist of the different equity indices.

Our results conclude that the oil price has a significant effect on equity returns for both the main indices and energy indices, and that the last part of the interval is the effect is increasing in strength. Somewhat surprisingly, we get the same result for the consumer goods indices for the period, but not for the sub-period in Norway. The results indicate that the U.S. market has significant impact for all models and indices, while the other macroeconomic factors cause varying effects of the different models and time periods.

# Innholdsfortegnelse

## 1 Innledning

1.1	Introduksjon	1
1.2	Relevant og interesse	2
1.3	Problemstilling	3

## 2 Tidligere forskning 5

## 3 Teori

3.1	Oljemarkedet	
3.1.1	Innledning	8
3.1.2	Oljebransjen	8
3.1.3	Globale etterspørsels og tilbudsforhold etter olje	9
3.1.4	Prisdannelse	12
3.2	Markedsteori	14
3.2.1	Aksjemarkedet	14
3.2.2	Markedseffisiens	14
3.3	Verdsettelsesmodeller	16
3.3.1	Kontantstrømmodellen	16
3.3.2	Dividendemodellen	17
3.3.3	Kapitalverdimodellen	18
3.3.4	Flerfaktormodell og Arbitrage Pricing Theory	19

## 4 Data

4.1	Datainnsamling	20
4.2	Avhengige variabler	21
4.2.1	Landsindekser	21
4.2.2	Sektorindekser	21
4.3	Uavhengige Variabler	
4.3.1	Oljepris	22
4.3.2	Rente	23
4.3.3	Valutakurs	24
4.3.4	Inflasjon	25
4.3.5	Industriproduksjon	26
4.3.6	S&P 500	26
4.4	Deskriptiv statistikk	
4.4.1	Oversikt	28
4.4.2	Historiske kurser	29
4.5	Reliabilitet og Validitet	33

<b>5 Metode</b>	
5.1 Innledning	35
5.2 Statistisk inferens	35
5.3 Stasjonære tidsserier	36
5.4 Antall lags	39
5.5 Modellforutsetninger	40
5.5.1 Sjekk av modellforutsetninger	44
<b>6 Analyse</b>	
6.1 Regresjonsmodeller	47
6.2 Hypoteser	48
6.3 Regresjonsresultater	50
6.4 Gjennomgang og diskusjon av regresjonsresultater	53
6.4.1 Oslo Børs Benchmark Index	53
6.4.2 Russian Trading System Index	55
6.4.3 Energiindeksen ved Oslo Børs, OSE10GI	59
6.4.4 RTS Oil and Gas	60
6.4.5 Konsumvareindeksen ved Oslo Børs, OSE30GI	62
6.4.6 RTS Consumer and Retail	63
<b>7 Konklusjon</b>	65
7.1 Svakheter ved analysen	67
<b>8 Litteraturliste</b>	68
<b>Appendiks</b>	
Appendiks A	75
Appendiks B	77
Appendiks C	79
Appendiks D	80
Appendiks E	83

## **Figurer**

3.1 Verdikjede oljebransjen	8
3.2 Verdenskonsum av olje	10
3.3 Prisdannelse for olje kort sikt	13
4.1 Historisk utvikling OSEBX 2000 – 2013	29
4.2 Historisk utvikling RTSI 2000 – 2013	31
4.3 Historisk utvikling Brent 2000 – 2013	32

## **Tabeller**

4.1 Deskriptiv statistikk	28
5.1 Augmented Dickey-Fuller test	38
5.2 <i>Lag</i> lengder	39
5.3 Korrelasjonsmatrise norsk data 2000 – 2013	44
5.4 Korrelasjonsmatrise russiske data 2000 – 2013	45
5.5 Verdier modellforutsetninger	46
6.1 Nullhypoteser	49
6.2 Resultater regresjonsmodeller ved Oslo Børs	51
6.3 Resultater regresjonsmodeller ved Russian Trading System	52



# 1 Innledning

## 1.1 Introduksjon

Petroleum har vært en kjent og brukt ressurs i mange tusen år, men bare i de siste århundrene i det omfanget vi i dag kjenner. Rundt 1850 ble den første moderne oljebrønnen utviklet da man begynte å utvinne parafin. Gjennom den påfølgende perioden, omtalt som ”den andre industrielle revolusjon”, ble oljens rolle enda mer betydningsfull da den gjennom teknologisk utvikling kunne anvendes som energikilde. Etter denne perioden fulgte en økonomisk, sosial, politisk og teknologisk progresjon som medførte bedre levevilkår og velferd med høyere levealder og påfølgende befolkningsvekst. Som resultat av dette steg oljeetterspørselen drastisk og befestet sin posisjon som verdens viktigste råvare (Lundberg & Hagland, 2009).

Det er som energikilde olje har opprettholdt sin sentrale rolle i verdensøkonomien. Transport av råvarer, mennesker og ferdigvarer drives av i hovedsak produkter utvunnet av olje, selv om dette foregår på land, over hav eller i luftrommet (Lundberg & Hagland, 2009).

Siden olje er en ikke-fornybar ressurs er dagens oljemarked preget av stor konkurranse. Begrenset tilgang på ressurser har ført til stor teknologisk utvikling hvor man utvinner olje hvor det er lønnsomt. Det medfører at leting og utbygging flyttes til stadig mer værharde områder hvor nye teknikker blir benyttet for å utvinne mest mulig av reservene, i tillegg til nye teknologiske gjennombrudd som oppstart og produksjon av skiferolje i Nord-Amerika. Etersom mange aktører indirekte og direkte er eksponert mot oljeprisen er den et interessant analyseobjekt (Smith, 2013).

Aksjemarkedsindekser og børser blir i dag mye benyttet til å si noe om utvikling og tilstand i et lands økonomi og et velfungerende aksjemarked som gir selskaper muligheter til å skaffe risikokapital er grunnlaget for et effektivt næringsliv. En av næringslivets viktigste oppgaver er å skape og maksimere verdier for sine eiere og gjennom aksjemarkedet gis det tilgang til kapital som er avgjørende for investeringer i konkurranseutsatte markeder hvor endringer kommer fort. Bedrifter som er effektive og konkurransedyktige skal gi belønning og incentiver i aksjemarkedet gjennom avkastningsgevinst for investorer. Avkastningsmekanismen fungerer godt som regulator for samfunn der markedet sørger for at bedrifter som er effektive og lønnsomme utkonkurrerer de mindre lønnsomme.

## 1.2 Relevans og interesse

Gitt oljens sentrale rolle i verdensøkonomien, ønsker vi å undersøke hvilken effekt det internasjonale oljemarkedet har på to av verdens største oljeeksporterende økonomier. Vi vil undersøke to land som befinner seg i ulike økonomiske tilstander, for å se om dette kan medføre ulike resultater. Vi har valgt å studere Norge og Russland ved å sammenligne historiske data.

Norge er et land med en liten og åpen økonomi som er sterkt influert av oljeaktiviteten. Petroleumsvirksomheten har hatt mye å si for den økonomiske veksten i Norge de 40 siste årene, og sektoren sto i 2012 for 23% av verdiskapningen i landet, mer enn dobbelt så mye som fastlandsindustrien (OED 2013). Oslo Energy Index, OSE10GI, omfatter alle oljeselskapene og oljerelatert virksomhet notert på Oslo Børs og utgjør om lag halvparten av børsens totale markedsverdi (Næs, Skjeltnor & Ødegaard, 2008). "Det norske oljeeventyret" har vært bærebjelken i utviklingen av det norske velferdssystemet, og inntektsgrunnlaget til både den norske stat og et stort antall statlige og private bedrifter avhenger av utviklingen i oljemarkedet (OED, 2013).

Russland er en stor produsent og eksportør av olje og naturgass, og har i likhet med Norge en økonomi sterkt avhengig av energiekspert. Etter Sovjetunionens fall i 1991 ble Russlands økonomi transformert fra en lukket sentralstyrt planøkonomi til en mer åpen markedsbasert form. Russlands økonomiske vekst har etter det i hovedsak vært drevet av energiekspert gitt deres store olje- og gassressurser. Høy produksjon samt stigende priser for olje og gass i perioden etter Sovjetunionens fall og frem til i dag har vært hoved bidragsyter til Russlands økonomiske vekst (Moex, 2013). Den russiske børsen, Moscow Stock Exchange, er også sterk preget av olje- og gasssektoren, og denne sektoren utgjør over halvparten av den totale sektorkapitaliseringen på Russian Trade Stock Exchange, (RTS) (MoEx, 2013).

Valget av Norge og Russland som land vi ønsker å se nærmere på kommer av at begge er oljeeksporterende nasjoner med en del likhetstrekk, samtidig som de representerer to forskjellige typer markeder. Norge kan kategoriseres som en utviklet, åpen økonomi med en relativt liten industri, da spesielt fastlandsindustri. Russland i motsetning har status som fremvoksende økonomi, med stort innslag tungindustri i form av stål- og annen metallindustri i tillegg til våpenindustri og produksjon av atomkraft i tillegg til å være en av verdens største produsenter av olje og gass (EIU, 2008).

I vår sammenligning velger vi også å inkludere sektorindekser for det norske og russiske markedet for å se nærmere på hvordan de reagerer og blir påvirket av oljeprisen, og om de kan være med på å gi et bedre bilde av helheten/problemstillingen. Vi har da valgt å inkludere en antatt oljesensitiv og en ikke-oljesensitiv sektorindeks, men på grunn av tilgjengelig datamateriale har vi vært nødt til å begrense tidsperiodene. Det å dele opp tidsperiodene kan også være med på å si mer om hvilken trend oljeprisenes effekt kan ha på aksjekursene, for eksempel om den over tid er blitt sterkere eller svakere. Andre utvalgte makrovariabler blir også inkludert i analysen for å gi et mer beskrivende og utfyllende bilde av situasjonen og effektene av oljeprisen på aksjeavkastning i de valgte nasjoner.

I løpet av første kvartal 2014 fikk vi en demonstrasjon på oljeprisens betydning for aksjemarkedene i de to landene. Russlands inntog på Krim halvøya i Ukraina medførte umiddelbare og kortvarige effekter på nettopp flere av variablene vi vil undersøke nærmere i oppgaven vår. Verdens børser pekte nedover, oljeprisen steg, og i Norge ble det på kort sikt spekulert i høyere styringsrente og svekket kronekurs. Tradisjonell næring i Norge ble rammet som fall i økonomisk vekst blant europeiske naboland og handelspartnere. Den norske energisektoren ble sittende igjen som vinneren, ettersom Russland som Norges hovedkonkurrent til det europeiske markedet lå nede. (Tjersland & Haugan, 2014)

### **1.3 Problemstilling**

Målsetning for oppgaven er å undersøke hvordan oljeprisen påvirker aksjemarkedet. Vi har valgt å undersøke det norske markedet ettersom det blir hevdet at Norge er for oljeavhengig, og vi ønsker å undersøke om vi finner samme effekter i en annen økonomi dominert av oljeeksport som Russland. I tillegg vil vi se nærmere på sektorindekser i de respektive landene for å se på effektene både på en oljerelatert indeks og en ikke-oljerelatert indeks. Dette har ført til at vi ønsker å belyse følgende problemstilling i oppgaven: Hvordan påvirker oljeprisen og andre utvalgte makroøkonomiske variabler det norske og det russiske aksjemarkedet?

Vi forventer at oljeprisen og andre faktorer relatert til oljeleting og produksjon vil være en ledende indikator for avkastningen i aksjemarkedet i oljeeksporterende land. Det vil si at en økning i oljeprisen vil medføre høyere avkastning i aksjemarkedet. For å besvare denne problemstillingen har vi formulert følgende arbeidshypoteser som vi ønsker teste:

*Arbeidshypotese 1:* Oslo Børs Benchmark Index' avkastning påvirkes positivt av en økning i oljeprisen.

*Arbeidshypotese 2:* RTSIs avkastning påvirkes positivt av en økning i oljeprisen.

*Arbeidshypotese 3:* De sektorspesifikke energi-indeksene på Oslo Børs og RTS (OSE10GI og RTS Oil & Gas) påvirkes positivt av en økning i oljeprisen.

*Arbeidshypotese 4:* De antatt ikke oljesensitive konsumindeksene på Oslo Børs og RTS (OSE30GI og RTS Consumer & Retail) påvirkes *ikke* av en økning i oljeprisen.

Hypotesene vil bli testet gjennom en økonometrisk analyse hvor aksje- og sektorindekser vil bli testet mot oljeprisen og andre utvalgte makroøkonomiske variabler valgt ut fra tidligere forskning samt finansiell og makroøkonomisk teori. På grunn av ulik observasjonsfrekvens blant variablene har vi valgt å dele opp analyseperioden for å kunne undersøke alle sektorindeksene. Dette vil gi oss mulighet til å undersøke effektene av den senere tids høye oljepriser opp mot hele perioden. Analysene er satt opp slik at vi vil foreta analyser for det enkelte marked med en tilhørende kombinasjon av variabler tilpasset det.

Oppgaven vil i rekkefølge først gi et innblikk i tidligere empiri knyttet til temaet. Etterfulgt av en teoretisk forankring hvor det blir redegjort for relevante teorier og modeller som legges til grunn for å kunne besvare problemstillingene. Deretter vil datamaterialet bli presentert, her gjennomgås det hvilke variabler vi har benyttet oss av i analysedelen og hvorfor disse er inkludert, det gis også en oversikt i form av deskriptiv statistikk. I påfølgende kapittel blir det redegjort for en rekke forutsetninger datamaterialet må oppfylle for at vi trygt skal kunne anvende det i økonometriske analyser. Videre sjekker vi at kravene blir oppfylt, før vi avslutningsvis går nærmere inn på analysedelen av oppgaven. Her vil vi først presentere resultatene fra regresjonsanalysen, før vi går inn på diskusjonsdelen. Helt til slutt vil gjøre rede for hvilke konklusjoner vi kan trekke på bakgrunn av de analyser og beregninger vi har gjort.

## 2 Tidligere forskning

Det har tidligere blitt utført en hel del forskning på dette emnet, noe vi mente var viktig å få et godt innblikk i før vi gikk i gang med selve skriveprosessen. I dette kapittelet vil vi presentere tidligere empiri, for å gi en god innsikt i temaet og belyse vår problemstilling. Den empiriske forskningen dekker ulike tidsperioder, geografiske aspekter og aspekter ved ulike økonomiske tilstander. Forskningsartiklene vil gi et innblikk i hvilke makroøkonomiske variabler som tidligere har vist seg å ha signifikant påvirkning på aksjeindeksene. Studiene har hatt veiledende og påvirkende effekt når vi har valgt våre test-variabler og formet våre forutsetninger.

Chen, Roll & Ross (1986) utførte en omfattende studie basert på dividendemodellen, hvor de så på hvilke eksogene faktorer som hadde påvirkende effekt på det amerikanske aksjemarkedet i perioden 1953-1983. Resultatene tydet på at det var de månedlige endringene i industriproduksjonen, risikopremien og terminstrukturen, som hadde signifikant påvirkning på aksjeavkastningen. Risikopremien var et uttrykk gitt ved differansen mellom to avkastninger, henholdsvis en porteføljeavkastning og en avkastning på langsiktige statsobligasjoner. Terminstrukturen tok for seg effektene av endringer i realrenta over tid. Variablene for inflasjon var signifikante i visse perioder og ikke signifikante i andre og viste seg å ha en høy grad av volatilitet. Markedsindeksen, konsumindeksen og oljeprisen derimot viste seg å ha en **ikke** signifikant påvirkning. De makroøkonomiske variablene som hadde positiv korrelasjon til aksjeverdiene var industriproduksjon og risikopremie, mens terminstrukturen og inflasjonsvariablene hadde en negativ korrelasjon.

Bailey & Chung (1995) studerte hvilken effekt svingninger i valutakursen og politikken hadde på aksjeavkastningen i en stor fremvoksende økonomi, Mexico. De konkluderte med at svingningene i valutakursene hadde signifikant påvirkning, og at de forventet at dette var tilfelle for flere fremvoksende økonomier. Med samme fremgangsmåte som *Chen et al.* studerte Kaneko og Lee (1995) det amerikanske og japanske markedet for perioden 1975-1993. Studien viste at endringer i oljeprisen hadde signifikant påvirkning på aksjeavkastningen i det japanske aksjemarkedet men ikke i det amerikanske, hvor det var risikopremien, terminstrukturen og vekstraten til industriproduksjonen som viste seg å ha signifikant påvirkningskraft (Kaneko & Lee, 1995). Heller ikke Huang, Masulis og Stoll (1996), fant noen signifikante relasjoner mellom oljeprisen og avkastningen i det amerikanske aksjemarkedet, representert ved NYMEX og S&P 500.

I sterk kontrast til disse resultatene, viste Perry Sadorsky (1999) gjennom sine VAR-analyser at oljeprisen og dens svingninger spilte en viktig rolle i det amerikanske aksjemarkedet i perioden 1947-1996. Videre påviste han et kausalt forhold, endringer i den økonomiske aktiviteten gir ikke utslag på oljeprisen. Senere i 2001 studerte han hvilke risiko faktorer som påvirket avkastningen til kanadiske olje og gass selskap, han kunne her konkludere med at oljeprisen, renten og valutakursen hadde store signifikante påvirkninger. Oljeprisen hadde en positiv effekt i forhold til aksjeavkastningen, mens renten og valutakursen hadde en negativ effekt. Sammen med Syed Basher valgte Sadorsky å rette fokuset mot fremvoksende økonomier da tidligere empiri primært fokuserte på utviklede økonomier. Etter å ha analysert oljeprisen og 21 fremvoksende aksjemarkeder, samt Morgan Stanley Capital International (MSCI) World Index fra '92-'05, kunne de konkludere med at oljeprisens risiko spiller en signifikant og positiv rolle på aksjenes avkastning i de fremvoksende markedene (*Basher & Sadorsky 2006*).

Med fokus på det norske aksjemarkedet studerte Gjerde og Sættem (1999) de kausale forholdene mellom de makroøkonomiske faktorer og aksjeavkastningen i en liten og åpen økonomi, med månedlige data fra 1974 – 1994. Resultatene viste at endringer i realrenten hadde sterk påvirkning på aksjeavkastningen i den norske økonomien, det var en klar negativ sammenheng. Den forventede inflasjonen spilte en klar negativ rolle på aksjeavkastningen. Norges avhengighet av olje kom også frem i studien ved en sterk positiv korrelasjon mellom oljeprisen og aksjeavkastningen. Endringer i industriproduksjonen ga en positiv, men tidsforskjøvet effekt på aksjeavkastningen, noe som tydet på ineffektivitet i markedet.

Det russiske aksjemarkedet har vært kjent for å ha svak form for markedseffisiens, noe McGowans empiriske resultater viste. Han legger til at det har blitt mer synlig i den nyere delen av studien hans som strakk seg fra RTS oppstart i 1995 til 2007. Resultatene blir støttet av blant annet *Bekaerts og Harveys (2002)* studie som indikerer at markeder i fremvoksende økonomier ikke reagerer like nøyaktig på ny informasjon som utviklede økonomier gjør.

Ved en studie av BRIC landene, kom Bhar & Nikolova (2009) frem til at både aksjeavkastning og aksjevolatiliteten i det russiske markedet i høy grad blir påvirket av oljeprisen, noe som kom av landets rolle som eksportør av olje. Studien viste også at til tross for BRIC landenes enorme vekst de siste årene, hadde ikke volatiliteten i deres respektive aksjemarked signifikant betydning for volatiliteten til oljeprisen. En annen studie på det russiske aksjemarkedet og dets

influerende faktorer ble utført av Anatolyev (2008). Han konkluderte med at de nasjonale faktorene, én måneds MIBOR og gullreserver fra den russiske sentralbanken, hadde en gradvis avtagende påvirkningskraft på aksjeavkastningen. Mens påvirkningen fra de internasjonale faktorene, den prosentvise økningen i amerikanske statsobligasjoner, MSCI for det amerikanske markedet og brent råoljeprisen, økte over perioden 1995-2004. Hans funn viste også at oljeprisen og valutakursen også hadde en avtagende effekt, men at innvirkningen fra amerikanske aksjer og den russiske renta hadde en økende effekt på aksjeavkastningen i nyere tid

Basert på denne empirien, ser vi at tidligere forskning gir ulike resultater. Ulike makroøkonomiske faktorer har forskjellig betydning for aksjemarkedene, og det spiller også en avgjørende rolle om økonomien er en fremvoksende eller utviklet økonomi, eller om nasjonen er en nettoeksportør eller importør av olje. Våre valg av variabler er basert på denne empirien, noe vi vil diskutere nærmere i senere kapittel. Denne empirien har også gitt oss sammenligningsgrunnlag for vår endelige konklusjon.

## 3 Teori

### 3.1 Oljemarkedet

#### 3.1.1 Innledning

I dette kapitlet vil vi presentere fundamental teori vi finner relevant for vår oppgave. Vi begynner med å presentere oljemarkedet ved å redegjøre om det globale etterspørsel- og tilbudsforholdet og teori om hvordan markedsprisen for olje blir dannet. Videre vil vi komme inn på markedsteori, samt gjøre rede for ulike markedsmodeller som blir benyttet til verdsetting av aksjer. Store deler av vår teoretiske forankring bygger på litteratur av *Bodie, Kane & Marcus, (2011)* og *Boye & Koekebakker (2011)*.

#### 3.1.2 Oljebransjen

Oljebransjen er kjent for å være uforutsigbar, og faktorer som konjunkturer i verdensøkonomien, produksjonskapasitet i og utenfor OPEC og oljeprisen påvirker sterkt oljeselskaperens lønnsomhet. Stigende oljepriser gir et mer lukrativt marked og en direkte økning i de selgende selskapers fortjeneste. Verdikjeden for oljebransjen er delt opp i tre deler: oppstrøm, midtstrøm og nedstrøm. Oppstrøm vil si leting, utvinning og produksjonssiden av olje og gass, midtstrøm tar for seg prosessering, lagring, frakt og liknende av ikke-raffinert petroleum, mens nedstrøm handler om raffinering, distribusjon, forsyning, markedsføring og salg av ferdige produkter mot kunder (PSAC, 2013).



Figur 3.1 Verdikjede oljebransjen

Kilde: PSAC

Norge har kun to store oljeraffinerier og har i stedet fokusert på å bli verdensledende innen oppstrømsaktivitet som leting og produksjon, da særlig i værharde strøk til havs (EIA, 2012). Russland på sin side som verdens største eksportør har 40 raffinierier og kan sies å ha en olje og gassindustri som dekker hele verdikjeden (EIA, 2013).



### **3.1.3 Globale etterspørsels og tilbudsforhold etter olje**

#### **Etterspørselssiden**

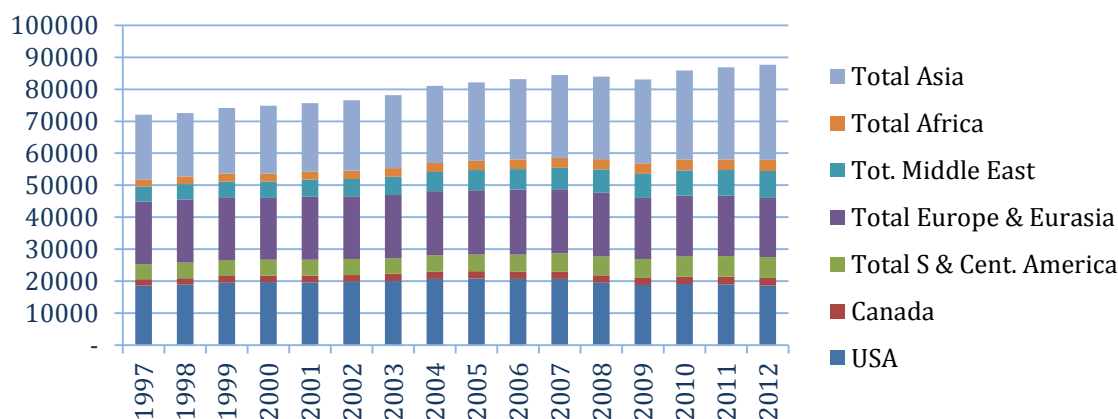
Verdens etterspørsel etter olje har økt jevnt de siste tiårene, og har blitt drevet frem av vekst i global produksjon, befolkningsvekst med økt urbanisering og transportvirksomhet.

Det er forventet at det globale forbruk og etterspørselen etter olje vil fortsette å øke, både på kort og lang sikt. Spesielt i transportsektoren og i fremvoksende økonomier som for eksempel Kina, India, Russland hvor oljeforbruket per innbygger i dag utgjør en brøkdel av forbruket i OECD land. De nevnte landene er land i fremgang målt i total verdiskapning og inntekt per innbygger, og med et høyere inntektsnivå ser man gjerne både økt energibruk samt overgang fra tradisjonelle energiformer som biomasse til mer ”utviklede” energiformer som elektrisitet og oljeprodukter (OED, 2011). Aastveit, Bjørnland og Thorsrud (2012) finner i sin forskningsartikkel hvor fremvoksende kontra industrialiserte økonomier blir analysert og de konkluderer med at etterspørselssjokk i fremvoksende økonomier med vekt på Asia og Kina spesielt er betydelig viktigere enn etterspørselssjokk fra industrialiserte land som drivkraft for oljeprisutvikling. De konkluderer også med at det samlede etterspørselssjokket fra fremvoksende og industrialiserte økonomier står for opp til 60% av fluktuationene i realprisen på olje i de siste 20 årene.

Markedet hvor oljeprisen blir fastsatt fungerer slik at det er oljeraffineriene som etterspør råolje, og prisen for råolje har tradisjonelt blitt bestemt av raffinerienes marginer på egne sluttprodukter og etterspørselen etter disse. De siste årene har andelen av handel med oljefutures steget markant ettersom stadig flere finansielle aktører ønsker å være direkte eksponert i olje. Handelen i papirmarkedet for posisjoner i olje med muligheter for store gevinster på prisopp- og nedgang, styrker etterspørselspresset og har bidratt til en mer volatil oljepris (OED, 2011).

Oljeforbruket er som nevnt størst i utviklede land. For eksempel har USA om lag 5% av verdens befolkning, men står for hele 22% av verdens totale forbruk av olje. Andelen av dette forbruket som kommer av importert olje har vært så høyt som 60% i 2005, men forventes å ligge på rundt 20-25% for 2014 (EIA, 2013). Fremvoksende økonomier følger nå raskt etter i etterspørselsutviklingen etter olje og gass, og neste nasjon på listen er Kina med 18% av verdens totale konsum. Som vi kan observere fra figur 3.2 har Asias forbruk og etterspørsel opplevd en drastisk økning i den utvalgte perioden mellom 1997 og 2012, og trenden er at fremvoksende økonomier utgjør stadig større andel av verdens totale oljekonsum (BP, 2013).

Figur: 3.2 Verdenskonsum av olje



Kilde: BP Statistical Review of World Energy 2013

Figuren viser konsum av olje fordelt etter verdensdeler og nasjoner mellom 1997 og 2012. Man kan her merke seg hvor stor andel USA utgjør, samt veksten i det Asiatiske forbruket på 2000-tallet.

I følge analyser og rapporter fra Det internasjonale energibyrået (IEA) og PIRA har gjort for det Norske Olje og energidepartementet, indikeres det at all vekst i oljeetterspørsel frem til 2025 vil komme i utviklingslandene og framvoksende økonomier. OECD land og utviklede økonomier ser ut til å ha vært gjennom en modningsfase hva gjelder forbruk av olje. Likevel må store, nye oljeressurser bygges ut, ikke bare for å møte forventet etterspørselsvekst, men også for å veie opp for nedgang i produksjon i felt som allerede er i drift (OED, 2011).

### Tilbudssiden

Hvorvidt verdens oljeressurser er tilstrekkelige til å møte de økte behov for olje i fremtiden er vanskelig å forutsi, og det er umulig å anslå nøyaktig hvor store oljeressursene er og hvor mye av disse som er teknisk og økonomisk mulig å utvinne. Hvordan oljeprisen utvikler seg vil da spille en viktig rolle ettersom økonomisk tilgjengelige ressurser vil øke med høyere oljepriser.

OPEC (Organisation of Petroleum Exporting Countries) har historisk spilt en framtrædende rolle på tilbudssiden i oljemarkedet. OPEC er en organisasjon bestående av flere av verdens største oljeeksporterende land og ble grunnlagt i 1960 for å koordinere petroleumspolitikken til sine medlemmer, og for å gi medlemslandene teknisk og økonomisk bistand. Petroleumsvirksomheten i disse landene kontrolleres av store, ofte statseide, selskaper med hovedfokus på oppstrøms virksomhet. Deres mål som kartell er å administrere tilbudssiden på olje i forsøk på å sette prisen på olje for verdensmarkedet og unngå fluktuasjoner som kan påvirke økonomien i både produserende og importerende land (EIA, 2014).

I perioden mellom 2002 og 2012 kom 74 % av verdens kumulative oljeproduksjon fra OPEC. (BP, 2013). Deres posisjon er fremdeles meget sterk og OPEC står i dag for 40% av verdens samlede oljeproduksjon, mens 2/3 av verdens resterende oljeressurser antas å befinne seg innenfor organisasjonens medlemsland (OED, 2011). Denne ressursbasen gir grunnlag for betydelig produksjonsøkning utover dagens nivå, og representerer OPECs overskuddskapasitet, som gir dem mulighet til å påvirke oljemarkedet gjennom pris- og volumreguleringer. Denne ressursrikdommen har historisk likevel ikke vært noen garanti for stabil vekst da flere av OPECs ressursland har vært preget av politisk ustabilitet (OED, 2011). Utenfor OPEC har flere av de større produsentene som Norge, Mexico og Storbritannia de senere år opplevd tilbakegang. USA og Russland har samtidig som de verdens to største oljeprodusenter styrket sin posisjon. Dette har svekket OPECs makt i markedet, men de forsøker fremdeles å opprettholde oljeprisen innenfor et bestemt intervall.

I landene utenfor OPEC foregår en stor del av oljeproduksjonen i store private, multinasjonale oljeselskaper med opprinnelse i industrialiserte land, mens det som tidligere sagt innen OPEC stort sett opereres innenfor store statseide oljeselskaper. Både i Russland og Norge opplever en også sterkere statlig involvering enn i mange andre vestlige oljeproduserende land. I Russland ble petroleumsnæringen bygget opp etter oppløsningen av Sovjetunionen i 1991 gjennom nasjonale private oljeselskaper, men i løpet av de siste årene har stadig større andeler blitt lagt under statlig kontroll. Russlands største oljeproduserende selskap, og verdens største oljeselskap er statseide Rosneft, mens den nest største eieren av oljereserver og produsent er privateide Lukoil (EIA, 2013). I Norge er staten sterkt involvert gjennom sitt store eierskap i Statoil hvor staten eier 67% av aksjene. Statoil er Norges gigant innenfor oljesektoren og står for 80% av produksjon på norsk sokkel, men selskapet er også tilstede i 30 andre land verden rundt (EIA, 2012).

En betydelig kostnadsvekst i petroleumsindustrien med stigende lete- og utbyggingskostnader, har påvirket og vil trolig også påvirke utviklingen i oljeprisdannelsen fremover. I løpet av de 5-10 siste årene har kostnadene forbundet med produksjon av olje nærmest fordoblet seg, og kostnadsøkningene kommer som følge av de store utfordringene knyttet til utvinning av gjenværende ressurser i stadig vanskeligere områder så vel på land som til sjøs kombinert med høyere priser på andre innsatsfaktorer som for eksempel kvalifisert arbeidskraft (OED, 2011).

### 3.1.4 Prisdannelse

#### Prisdannelse på kort sikt:

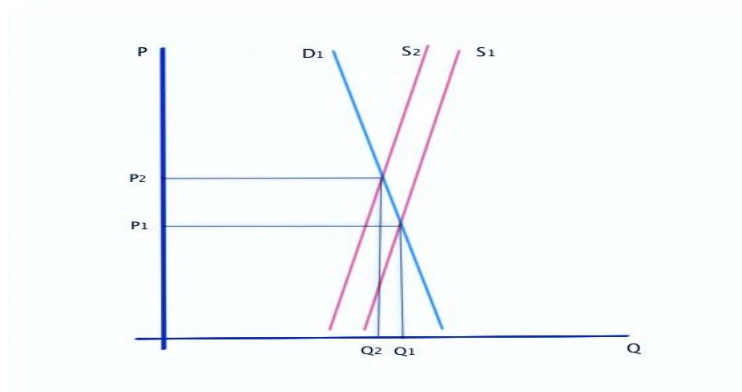
Ettersom oppgaven vår omhandler effekter av oljeprisen vil vi videre gi en rask gjennomgang av hvordan prisdannelse for olje foregår på kort og lang sikt. Priser i oljemarkedet styres av sammenfallende tilbud og etterspørselsmekanismer, og det kan være nyttig å gi en kort mikroøkonomisk analyse av denne prisdannelsen.

Priselastisitet er mål på hvor mottakelig en økonomisk variabel er en endring av pris og defineres som prosentvis endring i kvantum som følge av prisendring på én prosent. Både tilbud og etterspørsel kan være elastiske med hensyn til pris, og på kort sikt er etterspørselen etter oljeprodukter svært lite priselastisk (IMF, 2011). Oljeraffinerte produkter er av typen nødvendighets goder som husholdninger og selskaper er avhengige av i hverdagen og kjennetegnes ved at forbruk øker mindre enn en økning i inntekt. Et nødvendighetsgode kjennetegnes ved jo lavere priselastisitet, jo større av en nødvendighet er godet (Nechyba, 2011). En halvering av oljepris vil sannsynligvis ikke føre til en umiddelbar dobling i forbruk, for eksempel da en del industri har kapasitetsbegrensninger som gjør det vanskelig å doble forbruket. Olje er i dagens situasjon også essensielt i veldig stor del av global og lokal transport, jordbruk, energi- og plastikkproduksjon, og har ingen konkurrerende energikilde eller substitutt som kan anvendes i samme skala eller implementeres over natten.

Tilbudssiden av oljemarkedet er som nevnt også på kort sikt lite elastisk. De store investeringskostnadene kommer tidlig ved utbygging av oljefelt, og marginalkostnaden for å produsere et ekstra fat olje fra et eksisterende felt blir lav. På kort sikt har en også OPEC, som forsøker å regulere markedet, og kartellet har store utfordringer med å styre sine produksjonsvolum og tilbudssiden ettersom oppstart og stans i produksjon medfører store ekstra kostnader.

Likevektspris oppstår ifølge mikroøkonomisk teori der grensenytte er like grensekostnad i et perfekt marked hvor alle tilbudte goder omsettes. Pris og kvantum vil da ligge i skjæringspunktet mellom tilbuds- og etterspørselskurven. På kort sikt vil begge kurvene være bratte, ettersom store endringer i pris vil medføre små endringer i mengde/volum som nevnt/argumentert tidligere.

Figur 3.3 Prisdannelse for olje kort sikt



Likevektspris før og etter nytt tilbud oljemarkedet. Aksene markerer Pris(P) og Mengde(Q).

Et negativt skift i tilbud fra  $S_0$  til  $S_1$  vil i følge teorien kunne gi stort utslag på pris,  $P_0$  til  $P_1$ , samtidig som endring i mengde blir forholdsvis liten,  $Q_0$  til  $Q_1$ .

### Prisdannelse på lengre sikt:

Med et lengre tidsperspektiv vil man se at det er andre effekter som har større påvirkning på prisdannelsen i oljemarkedet. Etterspørselskurven påvirkes av makroøkonomiske variabler som utvikling i BNP, valutakurser, rentenivå og sysselsetting, som sier mye om den temperaturen i verdensøkonomien. Ettersom handel med olje på det internasjonale markedet foregår i amerikanske dollar kan for eksempel et land som får sin valutakurs svekket mot amerikanske dollar oppleve at olje blir dyrere noe som kan føre til fall i etterspørsel om dette vedvarer over tid.

Tilbudssiden kan igjen bli sterkt påvirket av politisk ustabilitet, krig, terror, værforhold og andre lignende forhold det er vanskelig å ta høyde for. Et sjokk på tilbudssiden vil ikke alene føre til langsiktig endring i konsummønster, men kan påvirke de langsiktige forventningene om hvordan oljeprisen vil utvikle seg. Disse forventningene vil kunne endre både tilbuds- og etterspørselskurven.

Ved en økning av tilbudet i oljemarkedet vil teoretisk sett oljeprisen falle og bli mindre volatil enn om tilbudt mengde olje er usikker. For etterspørsel etter olje er mekanismen omvendt. Øker etterspørselen, vil kunder ønske og etterspørre større mengde, og med det presse oljeprisen opp. Tradisjonelt har de største forbrukerne av olje i verden vært Nord Amerika og vesten, men etter finanskrisen sank forbruket i disse landene. Store fremvoksende økonomier som BRIC landene har imidlertid oppveid for den synkende etterspørselen i vesten (OED, 2011).

I kapittel 4.4.2 vil vi gå gjennom den historiske oljeprisen for det vårt aktuelle tidsintervall, hvor flere av punktene tatt opp i dette kapittelet kan observeres.

## **3.2 Markedsteori**

### **3.2.1 Aksjemarkedet**

Aksjemarkedet er undermarked av kapitalmarkedet i den finansielle verden, og det finnes på ulike børser verden rundt hvor de fungerer som markeds plass for aktører som er interesserte i kjøpe og selge eierandeler i børsnoterte selskap. Ved å utstede eierandeler i selskap gjennom børsene får selskapene mulighet til å innhente risikokapital fra investorer, som får rett på selskapets overskudd og fortjeneste gjennom utbyttebetalinger på aksjene . (Bodie et al., 2011)

Akse- og verdipapirene som handles på børsen har ikke noe direkte bidrag til verdiskapningen i et land, men sier oss noe om hvordan verdiskapningen fordeles mellom ulike aktører (Bodie et al., 2011). Børsene blir med det stedet hvor markedsaktører kan dele forventet avkastning og risiko mellom seg. For at børsen skal kunne bidra til effektive og velfungerende markeder må det ikke være asymmetrisk informasjon, som innsideinformasjon. Av den grunn er det fastlagt regelverk og lover for handel på børs hvor selskapene forplikter seg til lik tilgang på relevant informasjon rundt aksjeprisene jf. teorien om markedseffisiens.

### **3.2.2 Markedseffisiens**

Markedseffisiens er et teoretisk utgangspunkt for hvilke faktorer som driver priser på verdipapirer i et marked. Teorien/hypotesen ble først utviklet av Maurice Kendall i 1953 som gjennom kvantitative analyser av aksje- og råvarekurser forsøkte å kartlegge om det fantes noe mønster for hvordan aksjepriser beveget seg. I det effisiente marked reflekterer prisene alltid enhver tilgjengelig informasjon som finnes. Det vil si at om markedet er effisient vil det ikke

finnes over- eller underprisede aksjer ettersom all tilgjengelig informasjon er reflektert i prisen av rasjonelle, profittmaksimerende markedsaktører, og investorer vil få den avkastningen den fortjener ut i fra risikoen investoren påtar seg. En aksjekurs vil da være en forventningsrett estimator for aksjens virkelige verdi (Bodie et al., 2011).

Gitt all informasjon i markedet vil aksjekursene kun reagere til et nytt likevekts nivå som respons til ny informasjon i markedet. Ny informasjon skal av definisjon være uforutsigbar, noe som vil resultere i uforutsigbare prisendringer. Det vil si en "random walk" hvor prisendringene skal være tilfeldige og upredikerbare (Fama, 1965). Med "random walk" betyr det at fremtidens endringer i aksjekurser ikke kan forutsies på bakgrunn av dagens kurs og historisk data, men vil endre seg tilfeldig og uavhengig av tidligere kursutvikling som følge av ny informasjon som tilflyter markedet. Følger kapitalmarkedene en slik "random walk" er det et signal på at markedene er velfungerende og effisiente (Bodie et al., 2011).

Forutsetningene for et effisient marked er i følge Fama at det ikke skal være noen transaksjonskostnader, all informasjon skal være tilgjengelig for alle og gratis. Den tredje og siste betingelsen er at alle markedsaktører tolker informasjonen likt. Hvorvidt disse forutsetningene er realistiske i dagens marked er usikkert. Det essensielle er at betingelsene må være oppfylt tilstrekkelig, og ikke nødvendigvis fullstendig (Fama, 1970).

Markedseffisiens deles opp i tre former: svak, halvsterk og sterk, og formene varierer etter hva som kan legges i begrepet "all tilgjengelig informasjon" (Fama, 1970).

*Svak form* sier aksjepriser reflekterer all tilgjengelig informasjon av historiske priser, volum og renter, og siden all historisk prisdata er offentlig tilgjengelig er dette informasjon alle investorer vil ha lik tilgang til.

*Halvsterk form* for markedseffisiens sier aksjepriser også reflekter all offentlig tilgjengelig informasjon i tillegg til historisk pris- og omsetningsdata. Dette innebærer ikke bare markedsdata, men også fundamentale data om selskapets produkter, tjenester, patenter, lisenser, ledelsen, balansetall og prognoser for fremtidig fortjeneste. Dette forventes å være reflektert i dagens priser om alle investorer har tilgang til og evne til å håndtere denne informasjonen riktig.

*Sterk form* sier priser reflekterer all relevant informasjon for selskapet, som også inkluderer informasjon tilgjengelig kun for selskapets innsidere. Denne mest ekstreme formen for effisiens tilsier at investorer ikke vil ha mulighet til å oppnå en risikojustert meravkastning på sine

investeringer. Det er i dagens regulerte markeder lovgivning som forhindrer ulovlig innsidehandel på bakgrunn av kurssensitiv informasjon kun tilgjengelig for selskaps innsidere (Bodie et al., 2011) (Chollete, 2013). Empirisk forskningslitteratur av Fama et al (1969), Ball og Brown(1968) og Scholes (1972) antar at de fleste aksjemarked er effisiente i *halvsterk form*, som indikerer at priser på verdipapir vil raskt og fullt ut reflektere ny informasjon i markedet.

Aksjekurser endres hver dag som resultat av de frie markedskreftene, tilbud og etterspørsel. Siden aksjekursene til enhver tid reflekterer tilgjengelig informasjon, er det informasjonen i seg selv driver prisene, og tilbud og etterspørselen etter et selskaps aksjer. Teoretisk sett burde inntjeningen være det som bestemmer investorenes verdsettelse av et selskap, men investorene bruker andre indikatorer på å forutsi aksjekursen (Evans, 2012). Investorenes sentiment, holdninger og ikke minst forventninger er det som tilslutt påvirker aksjekursene. Men forventninger er individuelle og ingen eksakt vitenskap (Norges Bank, 2009).

### **3.3 Verdsettelsesmodeller**

Da vi nå har gitt en rask presentasjon av aksjemarkedet, finner vi det naturlig å gå videre med modellene og teoremene som blir lagt til grunn når verdien til aksjene dannes og hvordan avkastningskravet på en investering blir fastsatt. Her vil vi først presentere noen av grunnleggende og mest anvendte verdsettingsmodellene, for å gå videre med kjente modeller for avkastningskrav.

#### **3.3.1 Kontantstrømmodellen**

Kontantstrøm modellen er en inntjeningsbasert verdsettingsmodell, hvor man tar utgangspunkt i å estimere og neddiskontere fremtidige kontantstrømmer for å fastsette verdien av et selskap. Modellen kan anvendes på flere områder avhengig av hva man vil verdsette. Da vi i vår oppgave ser på aksjemarkeder, vil det være aktuelt å se på hvordan egenkapitalen og totalkapitalen til børsnoterte selskaper verdsettes.

Det er to typer metoder ved bruk av kontantstrøms modellen, totalkapital- og egenkapitalmetoden. Verdsettingsprosessen i den såkalte *egenkapitalmetoden*, tar utgangspunkt i et selskaps resultat etter skatt og neddiskonter kontantstrømmene som går inn til egenkapitalen til verdsettelses tidspunktet. Dette gjøres ved hjelp av et avkastningskrav (Dahl, 2011).



Totalkapitalmetoden er relativt lik egenkapitalmetoden, men baserer seg på selskapets kontantstrømmer, før de finansielle postene blitt tatt i betraktning, som går til totalkapitalen. For å finne frem til kontantstrømmen som går til totalkapitalen tar man utgangspunkt fra selskapets driftsresultat og trekker ifra selskapets skatt, investeringer og økninger i omløpsmidler og legger til selskapets avskrivninger og økning i rentefri gjeld (Boye og Dahl, 1997). Deretter neddiskonterer man kontantstrømmen med et avkastningskrav, som man for for totalkapitalen finner man ved hjelp Weighted Average Cost of Capital (WACC).

### 3.3.2 Dividendemodellen

Dividendemodellen neddiskonterer og finner nåverdien av aksjens forventede fremtidig utbytte for all fremtid, og indikerer at dette er prisen på aksjen. Dividendemodellen gis ved:

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t}{(1+k)^t}$$

Hvor  $P_0$  er aksjens verdi ved  $t = 0$ ,  $D_t$  er forventet utbetalt dividende per aksje i perioden  $t$ , og  $k$  er avkastningskravet. Av modellen ser vi at aksjeprisen er sensitiv i forhold til endringer i forventet utbetalt utbytte eller forandringer i avkastningskravet, som igjen blir påvirket av systematiske faktorer. Da det er svært vanskelig å forutse forventet utbetalt dividende for all fremtid, finnes det forenklerende varianter. *Gordon's vekst modell* tar hensyn til konstant vekst i all fremtid, og ser slik ut:

$$P_0 = \frac{D_1}{k - g}$$

Hvor  $D_1$  er neste års forventede utbytte, og  $g$  er den forventede vekstraten for dividendeneutbyttene. Formelen gir oss da aksjeprisen basert på fremtidig dividender justert for avkastningskravet og vekstraten. (Bodie et al., 2011).

### 3.3.3 Kapitalverdimodellen

Kapitalverdimodellen, bedre kjent som CAPM, er en én faktors-linær modell, som brukes til å finne avkastningskravet til risikofylte investeringer i verdipapirer, ved å benytte seg av forholdet mellom risikoen og den forventede avkastningen. Kapitalverdimodell ble utviklet av William Sharpe, John Lintner og Jan Mossin, etter å ha videreutviklet det fundamentale arbeidet

utført av Harry Markowitz innen moderne porteføljeteori. Modellen er en relativt enkel modell og er derfor bygget opp på flere antagelser/forutsetninger, blant annet blir risikofylte verdipapirer omtalt som aksjer for enkelthetens skyld (Bodie et al., 2011).

Selve modellen er gitt ved:

$$E(r_i) = rf + \beta_i(E(r_m) - rf)$$

På venstresiden av likningen, finner vi  $E(r_i)$ , ett uttrykk som beskriver den forventede avkastningen på aksjen, hvorav  $r_i$  er avkastningen til aksjen. Modellen viser at den forventede avkastningen er gitt ved  $rf$ , den risikofrie renten, pluss risikopremien, gitt ved  $\beta_i(E(r_m) - rf)$ .

Risikopremien kan dekomponeres til aksjens betaverdi og markedspremien. Markedspremien er gitt ved  $(E(r_m) - rf)$ , hvor  $E(r_m)$  er den forventede avkastningen fra markedet, og forteller oss differansen på den forventede avkastningen fra markedet i forhold til den risikofrie renta. I tillegg kommer aksjens betaverdi,  $\beta_i$ , et sensitivitetsmål på aksjens forventede overskudds avkastning i forhold til markedets forventede avkastning. Beta-koeffisienten kan dekomponeres til:

$$\beta_i = \frac{Cov(r_i, r_m)}{Var(r_m)}$$

Det vil si at beta-koeffisientens verdi avgjøres av variansen til markedets avkastning og kovariansen mellom aksjens -og markedets avkastning. Kapitalverdimodell er mulig å transformere til regresjonsform, hvor vi observerer avkastningen på aksje  $i$  og avkastning på det totale markedet over  $t = 1, \dots, n$  perioder. Regresjonsformen vil da se slik ut:

$$r_{it} - rf_t = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - rf_t) + \varepsilon_{it}$$

Regresjonsmodellens feilledd er beskrevet ved  $\varepsilon_{it}$ , og tar for seg markedets usystematiske risiko som er mulige å diversifisere ved å øke antall aksjer i en portefølje.

Kapitalverdimodell gir ett fundamentalt syn på relasjonene mellom avkastning og risiko i aksjemarkedet, men den er som sagt en modell med sine begrensninger og det finnes mer avanserte komplikasjoner som påvirker sammenhengen mellom avkastningen og risikoen på en aksje enn det kapitalverdimodell er i stand til å forklare.

### 3.3.4 Flerfaktormodell og Arbitrage Pricing Theory

Da kapitalverdimodellens eneste uavhengige faktor i regresjonen er markedsavkastning, forutsettes det at alle aksjene er like sensitive til de forskjellige risikofaktorene de blir utsatt for. Mens det i den reelle verden ofte er slik at aksjene har forskjellig beta-verdi til de ulike makroøkonomiske-variablene de blir utsatt for. For å bedre kunne illustrere dette ble modellen utvidet med nye faktorer. Fama og French utviklet en tre-faktors modell som i senere tid ble svært populær. Fama-French modellen legger til to nye forklaringsvariabler som dekker verdi- og størrelseseffekten, da deres forskningsresultater viste at disse variablene hadde en tendens til å overgå markedet. Modellen bygger videre på at investoren får en høyere forventet avkastning dersom hans investeringer blir påvirket av flere risikobaserte variabler (Bodie et al., 2011).

Stephen Ross utviklet i 1976 en annen kjent flerfaktormodell, *Arbitrage Pricing Theory*, også kalt *APT*. I likhet med kapitalverdimodell kan den brukes til å se på forholdene mellom risiko og forventet avkastning gjennom en lineær funksjon av ulike makrovariabler og/eller markedsindekser. *APT* er gitt ved:

$$E(r_i) = r_f + \beta_{i1}(rp_1) + \beta_{i2}(rp_2) + \dots + \beta_{in}(rp_n)$$

På venstresiden har vi aksjens forventede avkastning,  $E(r_i)$ . På høyresiden den risikofrie renten,  $r_f$ , og risikopremien på faktor  $n$ , gitt ved  $rp_n$ . Variabelen  $\beta_{in}$  forklarer hvor sensitiv aksjen  $i$  er i forhold til faktor  $n$ .

Investorer som ønsker å profitere på arbitrasje muligheter tar ofte i bruk denne modellen, ettersom den beskriver hva prisen på en feilpriset aksje er forventet å være. Ifølge modellen skal aksjer med samme avkastning og samme risiko ha samme pris, finner man avvik fra forventet pris og gitt pris, er det muligheter for arbitrasje, derav navnet på modellen. *APT* modellen er med på å forme våre egne modeller, som vi selv benytter oss av i vår analysedel.

## 4 Data

### 4.1 Datainnsamling

Alt av tallmaterialet i datasettet benyttet i analysene i oppgaven er hentet fra databasen Thomson Reuters Datastream, foruten Industrial Production Index (IPI) for Norge og Russland som er hentet fra OECD iLibrary statistikkbank. Samtlige data er på månedlige observasjoner for perioden mellom 15.01.2000 frem til 15.12.2013. Vi har i oppgaven kun benyttet oss av sekundærdata, som er data andre allerede har samlet inn og som har blitt lagret i databaser.

Data for de russiske sektorindeksene RTS Oil & Gas og RTS Consumer & Retail var ikke mulig å innhente lengre tilbake til henholdsvis 2000 og 2005. Analysene av disse indeksene vil av den grunn følge årene vi har tilgjengelig data for. At russisk data var noe begrenset var et problem vi var klar over kunne oppstå, og det har vist seg at noe av datamaterialet har vært utfordrende å innhente fra sikre kilder. For å kunne sammenligne resultatene med de andre resultater fra de andre indeksene vil disse også bli analysert i dette tidsintervallet, i tillegg til hele perioden mellom 2000 og 2013. Det vil også gi oss muligheten til å fokusere og analysere effekter av den store veksten i oljeprisen vi har sett de siste årene, og undersøke hvordan den har påvirket de forskjellige markedene reflektert gjennom forskjellige indekser.

Vi har å valgt analysere perioden fra 2000 til 2013. Siden oppløsningen av Sovjetunionen i 1991 og frem til 1998 hadde russerne forsøkt å implementere en vestliginspirert markedsøkonomi, men i løpet av perioden var BNP falt med nesten 40%. Kreml erklærte seg betalingsudyktig, gav opp å forsvare rubelen og Russland sto ovenfor akutt økonomisk krise. Store endring og forbedringer ble innført for å bedre økonomien, og man kan regne perioden etter krisen som en ny start (Blakkisrud, 2009). Sammen med begrenset tilgang på tilgjengelig data for sektorindeksene i Russland, ble det naturlig å velge år 2000 som begynnelse for vår analyse.

Som nevnt i første kapittel er det nok ikke bare oljeprisen som påvirker aksjeavkastning på verdens børser. For å unngå feil- eller overestimering av oljeprisens effekt i regresjonsanalysen, inkluderer man derfor andre uavhengige variabler man forventer vil ha stor forklaringskraft. Ved å ta med irrelevante variabler kan man bryte forutsetningene for OLS og estimatorene vil ikke bli BLUE.

Videre vil vi presentere de variablene vi vil benytte i våre analyser. Ved valg av de andre makroøkonomiske variablene har vi tatt utgangspunkt i økonomisk teori og tidligere empiri av det norske og internasjonale markedet.

## **4.2 Avhengige variabler**

### **Valg av indekser**

Indeks brukes i økonomisk sammenheng som et fellesuttrykk for variasjonen i en gruppe statistiske serier, og når vi skal undersøke utvalgte variabelers effekt på aksjemarkeder velger vi å fokusere på 6 forskjellige indekser fra Oslo Børs og Moscow Exchange. Global Industry Classification Standard (GICS) er et globalt klassifiseringssystem for børsnoterte selskaper framsatt av Morgan Stanley Capital International og Standard & Poor's for indekser, bransjer og sektorer på børsen verden rundt. GICS består av 10 sektorer, 24 bransjegrupper, 64 bransjer og 139 underbransjer. Russlands nasjonale klassifiserings system kalles The Russian Economic Activities Classification System (OKVED), og er sammenlignbart med andre nasjoners klassifiserings system, inkludert GICS (Dippoliti, 2014).

### **4.2.1 Landsindekser**

Som landsindeks for Norge brukes Oslo Børs Hovedindeks, også kalt OSEBX-indeksen. Den består per april 2014 av 52 aksjer som skal representere et utvalg av alle noterte aksjer på Oslo Børs. OSEBX er justert for utbytte. Dens russiske motstykke blir RTS Index (RTSI) notert på Moscow Exchange i Russland som består av de 50 mest likvide og kapitaliserte aksjene i Russland. Begge indeksene er kapitalveide, det vil si at jo større børsverdi et selskap har, jo større vekt på indeksen får det. Som nevnt i kapittel 1.2 er begge børsene og indeksene strekt preget av en stor energisektor, og gir dermed et godt bilde av hvordan oljeeksporterende land blir påvirket av oljeprisen.

### **4.2.2 Sektorindekser**

I analysen vil vi også se på flere sektorspesifikke indekser for Norge og Russland for å undersøke om en antatt oljesensitiv sektor reagerer større på endring i oljeprisen enn en sektor som i utgangspunktet ikke bør være så sensitiv. OSE10GI, Oslo Børs energiindeks, og RTS Oil & Gas representerer energisektorene på sine respektive børsen, og inkluderer selskaper som driver innen konstruksjon av borerigger, boreutstyr og andre energirelaterte tjenester og utstyr, samt selskaper engasjert i leting, produksjon, markedsføring, raffinering eller transport av olje- og gassprodukter.

Indeksene OSE30GI, Oslo Børs konsumindeks, og RTS Consumer & Retail representerer i analysen ikke antatt oljesensitive indekser, og disse er valgt for å undersøke om oljeprisen indirekte er med på å påvirke uavhengige bransjer i disse oljeeksporterende landene. Indeksene tar for seg bedrifter innen mat og apotekhandel, drikke, tobakk og diverse husholdningsartikler som antas å være mindre sensitiv for konjunktursvingninger. Den norske indeksen er i stor grad preget av selskap som driver med sjømat, men inkluderer også Orkla som veier en del opp for merkebasert husholdningsvarer (Oslo Børs, 2014). På den russiske indeksen finner man et mer diversifisert register hvor de selskapene med størst vekt driver innenfor salg av daglig varer, matproduksjon og farmasøytisk industri (MOEX, 2013).

## 4.3 Uavhengige Variabler

### 4.3.1 Oljepris

Det finnes flere typer råoljer. Det internasjonale oljemarkedet domineres hovedsakelig av tre benchmark indekser hvor Brent blend oljen er en av dem. Råolje klassifiseres gjennom *ATI gravity*, et uttrykk for råoljens massetetthet og dens sulfat-innhold. Brent oljen er lokalisert i Nordsjøen og omsettes på ICE børsen i London, den noteres i amerikanske dollar (USD) og en kontrakt er pålydende 1000 fat råolje. Vi vil se på effekten av endringene i spot-prisen per fat på månedlig basis, ettersom spot-prisene på de tre benchmarkene er svært korrelerte, har vi funnet det mest hensiktsmessig å ta utgangspunkt i Brent oljen for vår oppgave.

Teoretisk sett kan oljeprisen påvirke aksjekurser på flere måter. Prisen på en aksje er som nevnt lik forventet nåverdi av neddiskonterte fremtidige kontantstrømmer. Oljeprisen kan påvirke aksjekursene direkte ved å påvirke de fremtidige kontantstrømmene, eller indirekte gjennom innflytelse på diskonteringsrenten som blir benyttet på de fremtidige kontantstrømmene. I fraværet av substitusjonseffekter for produksjonsfaktorer kan for eksempel en økt oljepris øke kostnader for ikke-oljerelaterte bedrifter som da sitter igjen med et svakere resultat. I tillegg er økte oljepriser også ofte sett på som inflasjonspress, hvor sentralbanker svarer med ved å heve sitt viktigste virkemiddel, nemlig renten (Gatuhi & Macharia, 2013).

Både Norge og Russland er land med store oljeressurser og næringer, og det er rimelig å anta at en økning i oljeprisen vil føre til økt aktivitet i petroleumsnæringen. Høyere aktivitet og investeringer i petroleumsindustrien forventes igjen å ha positive smitteeffekter over på realøkonomien. Av tidligere forskning på området som har sett på oljepris som en uavhengig

variabel overfor aksjeavkastning har samtlige foruten *Kaneko og Lee (1995)* funnet signifikant påvirkende effekt med positiv kraft, ett resultat vi har klare forventninger om å få bekreftet av våre analyser selv.

#### **4.3.2 Rente**

I vår oppgave benytter vi 3 måneders nominell NIBOR for det norske markedet og MIBOR for det russiske. NIBOR (Norwegian Interbank Offered Rate) er den renten de norske bankene er villige til å låne til hverandre seg imellom, MIBOR (Moscow Interbank Offered Rate) tilsvarende for de russiske bankene. De blir kalkulert ut ifra et månedlige gjennomsnittet fra daglige observasjoner.

Styringsrenten er Norges Banks pengepolitiske virkemiddel, og er renten på bankenes innskudd opp til en viss kvote i Norges Bank. Endringer i styringsrenten vil gi utslag i økonomien ved å være dempende eller stimulerende, det vil si om renten blir hevet eller senket. Det samme systemet benytter man seg av ved sentralbanken i Russland. (Bank of Russia, 2014)

I utgangspunktet vil vi gå ut i fra at det finnes et negativt forhold mellom renter og aksjepriser. Bedrifter finansierer store deler av investeringene med lånekapital som ved lavere renter reduserer kostnaden ved eksisterende lån i tillegg gjør nye eventuelle nye investeringer rimeligere (Maysami, Howe & Hamzah, 2004). Forventet fortjeneste for bedriftene vil øke, og påvirke aksjekursene ved at investorer er villig til å betale mer for aksjene basert på forventet fremtidig dividendeutbetaling. Renteendring vil også påvirke bedriftenes avkastningskrav. For dividendemodellen er forhold enkelt, men ser man på en modell som kapitalverdimodellen blir situasjonen mer kompleks. Avkastningskravet blir bestemt av risikofri rente og eksponering mot markedsrisiko, hvor størrelsen på modellens betakoeffisient avgjør effekten om hvordan en renteøkning eller –reduksjon påvirker avkastningskravet. NIBOR og MIBOR er hverken styringsrenten eller den risikofri renten som blir beskrevet her og i verdsettelseskapittelet, men presise nok anslag til våre analyser.

I kapittelet om tidligere forskning ble det nevnt at Gjerde og Sættem (1999) utføre en studie med VAR-analyse på det norske aksjemarkedet, og konkluderte med at det var et signifikant negativt forhold mellom aksjeavkastningen og renten. Det samme kom Maysami et al. (2004) også frem til. På grunnlag av dette har vi valgt å inkludere renten som en uavhengig variabel.

### 4.3.3 Valutakurs

Problemstillingen vår omhandler to oljeeksporterende økonomier, det er derfor naturlig å anta at de blir påvirket av endringer i valutakurser. Flere av de store selskapene i begge landene driver forhandlinger med amerikanske selskap, i tillegg noteres prisen på Brent olje i amerikanske dollar, noe som gjør det essensielt å ta hensyn til endringene i valutakursene.

Den norske kronen er tilnærmet flytende, og drives i stor grad av handel med andre land og forventninger til fremtidige renteforskjeller mellom Norge og utlandet gjennom teorien om udekket renteparitet. Den russiske rubelen har en mer brokete historie, og etter oppløsningen av Sovjetunionen og overgang mot mindre planstyrt økonomi opplevde den tre reformer på 1990-tallet. Etter den siste i 1998, i forbindelse med finanskrisen i Asia og Russland, ga styresmaktene opp å holde valutakursen fast, og lot den flyte fritt med den konsekvens at den deprimerte drastisk i verdi. Devalueringen av rubelen i 1998 førte til økt konkurransedyktighet for russisk industri (Haksvåg, Hove & Sendstad, 2012).

I forbindelse med finanskrisen 2008 klarte russerne å holde rubelen relativt stabil, takket statlige inngrep ved at oppsparte midler satt av fra store petroleumseksportinntekter på 2000-tallet. Dette for å sikre at den innenlandske industrien holdt seg konkurransedyktig og opprettholde nivå på den internasjonale handelen. Etter finanskrisen i 2008 har den russiske sentralbanken i økende grad latt rubelkursen styres av tilbud og etterspørsel og flyte fritt (Haksvåg et al., 2012).

Valutakurs påvirker et lands økonomi på flere måter. Konkurransutsatt næring vil tjene på en svakere valutakurs, da dette vil føre til at næringens produkter relativt sett vil bli billigere. Selskaper som importerer vil igjen tape på dette da de må betale mer for sine innsatsfaktorer og sine varer. Både Norge og Russland har stor konkurransutsatt næring i petroleumssektoren. Begge har størst produksjon hjemme på eget marked hvor driftskostnadene påløper i egen valuta, men selger produktene sine på verdensmarkedet. Her mottar selskapene i amerikanske dollar. I utgangspunktet vil man tro at en svekking av egen valuta kontra amerikanske dollar vil gi høyere eksportinntekter da disse kommer i USD, og bedre kurs for veksling når selskapene skal veksle om til norske kroner og russiske rubler for å dekke hjemlige driftskostnader. En sterk dollar kurs er også et tegn på god tilstand i amerikansk økonomi. Dette vil i så fall kunne bety høyere amerikansk konsum, etterspørsel og import av nettopp olje, som forbedrer konkurransesituasjon til norske og russiske eksportbedrifter. USA utgjør fremdeles en



handelspartner for begge nasjoner, og til tross for et noe anstrengt historisk mellom USA og Russland, er USA russernes femte største handelspartner (Åslund & Hufbauer, 2011).

Kaneko og Lee (1995) fant i sin forskning at valutakursen er signifikant for aksjemarkedet, noe Gjerde og Sættem (1999) ikke gjorde i sine studier på valutakursen NOK/USD og avkastningen i det norske aksjemarkedet. Anatolyev(2008) konkluderer i sin forskning på det russiske aksjemarkedet av utenlandsk valutas påvirkning var avtagende, men tilstede.

#### **4.3.4 Inflasjon**

Inflasjon er en betegnelse på en situasjon hvor man opplever en vedvarende vekst i det generelle prisnivået som resulterer i fall i verdien av penger. Enklere sagt, man får mindre varer enn før for en bestemt pengesum. Inflasjon har store ringvirkninger rundt i økonomien ellers, og er relatert til et lands rente, valuta, konsum, investeringer og lønnsnivå. En unormalt høy inflasjon vil dermed føre til større usikkerhet i markedene, både hva angår fremtidig inntjening, verdi av fremtidig kontantstrømmer samt fremtidig pengeverdi og prisnivå. Samtidig vil en slik frykt om høy inflasjon og lavere verdi av pengene føre til at folk konsumerer mer nå i frykt for at en vil få mindre igjen for sine disponible midler i fremtiden (Norges Bank, 2013). Vi antar denne økte usikkerheten kan redusere aktiviteten i markedet.

En annen konsekvens av høy inflasjon kan være svekket konkurranseevne for bedrifter som handler med utlandet, da ens eksportvarer vil bli dyrere for andre om de ikke følger samme vekst i egen inflasjon. Konkurranseevne er som nevnt tidligere viktig for eksportnasjoner som Norge og Russland som får største parten av sine inntekter gjennom handel med andre land.

Endring i konsumprisindeksen (KPI) brukes som mål på inflasjon, og måler endringer i prisnivået på en handlekurv av forbruksvarer og –tjenester for husholdninger. Vi har benyttet oss av tall for KPI for Norge og Russland som mål for inflasjon. Norges Bank har etter 2001 benyttet et inflasjonsmål på 2,5% ved fastsetting av styringsrenten, og har opprettholdt en relativt stabil inflasjon. Russland har hatt mer utfordringer med inflasjonsnivået som følge av større fokus på rubelen som vi har vært inne på tidligere. Det har medført en gjennomsnittlig inflasjon på om lag 14% for perioden vi har analysert (Haksvåg et al., 2012).

Vår antagelse for inflasjon er at det vil ha et inverst forhold til avkastningen i aksjemarkedet. Chen et al (1986) fant i sin forskning at inflasjonen hadde en signifikant negativ sammenheng med aksjeavkastning i perioder hvor variablene hadde høy volatilitet. Gjerde og Sættem (1999) fant derimot ingen signifikant sammenheng mellom å kunne forklare aksjeavkastning på bakgrunn av inflasjonsnivå.

#### **4.3.5 Industriproduksjon**

Index of Industrial Production, eller Industriell Produksjonsindeks (IPI), er en indeks som dekker den totale industrielle produksjonen innen en økonomi. Den tar for seg blant annet produksjon, gruvedrift, elektrisitet- og gass produksjon.

IPI kan bli brukt til å se på veksten i den industrielle sektoren og er en god indikator på nivået på den økonomiske aktiviteten. Industriproduksjon har også befatning med andre økonomiske indikatorer for hvordan det står til innenlands. Det er ventet at renter, inflasjon og arbeidsledighet har en sterk forbindelse til IPI. Ved lavt nivå på innenlands industri kan sentrale myndigheter sette ned rentenivå for å stimulere økonomien, og på det viset få fart på industrien igjen.

I tidligere empiri omtales IPI av *Chen et al. (1986)* og *Kaneko og Lee(1995)*, som en makroøkonomisk variabel med signifikant og positiv påvirkningskraft. Dette tatt i betraktning og den antakelsen om at både det norske og russiske aksjemarkedet opplever positiv vekst når den industrielle produksjonen vokser, har vi valgt å ta med IPI som en uavhengig variabel.

#### **4.3.6 S&P 500**

Gitt valg av Norge og Russland som to av verdens største eksportører av energi er det naturlig å inkludere en variabel til å representere verdensøkonomien. Den generelle økonomiske tilstanden til store handelspartnere er viktig for å vurdere fremtidige forventet handel på tvers av landegrensene i dagens globaliserte økonomi. USA som nasjon er blant verdens største importører av olje og den amerikanske økonomien anses som et lokomotiv innen verdensøkonomien (Åslund & Hufbauer, 2011). Standard & Poor's 500 er en aksjeindeks fra det amerikanske markedet som tar for seg 500 av de ledende aksjeselskapene oppført på New York Stock Exchange og NASDAQ. S&P500 skiller seg ut fra de andre amerikanske

børsindeksene ved at den baserer seg på markedskapitalisering, og blir betraktet som indeksen som best representerer det amerikanske aksjemarkedet og økonomien. Gitt deres posisjon i verdensøkonomien ser vi på det som et naturlig valg å inkludere den amerikanske økonomien i analysen, og tatt i betraktning størrelsen på den amerikanske økonomien vil man ikke bli overrasket dersom denne har stor påvirkning på andre lands økonomier. Tidligere i oppgaven så vi også at Anatolyev (2008) brukte det amerikanske aksjemarkedet som en forklarende faktor i sin analyse av det russiske aksjemarkedet og fant en signifikant effekt.

## 4.4 Deskriptiv statistikk

### 4.4.1 Oversikt

I Tabell 4.1 presenter vi den deskriptive statistikken for våre utvalgte variabler, for å gi et bedre overblikk over deres størrelser og systematikk. Tallmaterialet er hentet fra perioden 15. januar 2000 til 15. desember 2013 for samtlige variabler, RTScr som er hentet fra 15. januar 2005 til 15. desember 2013. Tabellen presenterer antall observasjoner (N), samt minimums-, maksimums og gjennomsnittsnitts verdiene i tillegg til standardavvikene.

Tabell 6.1 Deskriptiv Statistikk.

	N	Minimum	Maksimum	Gjennomsnitt	Std. Avvik
<b>Oslo Børs Benchmark Index</b>	168	103,81	539,61	312,41	124,35
<b>RTSI</b>	168	136,71	2411,95	1075,18	646,95
<b>OSE10GI</b>	168	113,07	718,70	410,87	201,70
<b>OSE30GI</b>	168	124,70	720,67	365,63	165,17
<b>RTSog</b>	168	22,91	323,23	153,15	78,55
<b>RTScr</b>	108	73,80	449,24	285,88	102,61
<b>Brent Oil Price (USD pr. barrel)</b>	168	17,15	137,54	65,12	33,56
<b>NIBOR</b>	168	1,66	7,69	3,95	2,05
<b>MIBOR</b>	168	3,90	26,00	8,61	4,54
<b>IPInor</b>	168	78,50	108,70	95,89	7,56
<b>IPIrus</b>	168	64,60	122,60	92,46	14,49
<b>NOK_USD (NOK pr. USD)</b>	168	5,08	9,35	6,68	1,16
<b>RUB_USD (RUB pr. USD)</b>	168	23,35	35,86	29,19	2,35
<b>KPIInor</b>	168	104,10	135,30	119,67	9,01
<b>KPIrus</b>	168	92,70	405,90	241,24	93,87
<b>SP500</b>	168	756,55	1798,18	1235,07	210,94

Kilde: Datastream, OECD iLibrary

Ut fra Tabell 6.1 kan en merke seg at de russiske variablenes standardavvik er om lag dobbelt så store som de norske når det kommer til renten, indeksen for industriproduksjon og valutakurs, og om lag ti ganger større når det kommer til konsumprisindeksen. Dette kan komme av Russlands status som en fersk, fremvoksende og forholdsvis ustabil økonomi, kontra Norges status som en mer utviklet. Ser man på gjennomsnittstall og standardavvik for de avhengige norske og russiske variablene avspeiler de litt av de samme tendensene. Oljeprisens relativt høye standardavvik impliserer også den store volatilitet den er kjent for.

#### 4.4.2 Historiske kurser

Her følger en presentasjon og oversikt over historisk utvikling av de mest sentrale variablene for oppgavens problemstilling, nemlig de to hovedindeksene, OSEBX-indeksen og RTS Index, samt Brent for det aktuelle tidsintervallet vi vil benytte i våre analyser.

#### OSEBX

OSEBX er Oslo Børs sin indeks, og fungerer som en indikator på utviklingen på Oslo Børs. Den hadde en basisverdi på 100 på den 31. desember 1995. Norge har utviklet seg til å bli et av verdens ledende land innen produksjon og eksport av olje og gass, som har resultert i en betydelig økning av aktiviteten innen energisektoren. Statoil er det største selskapet innen energisektoren, men også børsens største selskap med over en fjerdedel av den totale markedsverdien av børsen (Oslo Børs, 2014). Staten har eid 100% av aksjene frem til 2001 da selskapet ble delprivatisert og børsnotert, og i tiden etter har staten hatt som målsetning å eie 2/3 av aksjene. 1. oktober 2007 fusjonerte Statoil og Norsk Hydros olje- og gassvirksomhet, og ble med det den virkelige giganten i det norske aksjemarkedet (Statoil, 2014). Ettersom energisektoren utgjør en stadig større del av den totale børsen, forventer vi at børsen i større grad blir påvirket av fluktasjoner i olje- og gasspriser. Indeksen revideres hver sjette måned og endringene implementeres 1. desember og 1. juni (Næs et al., 2008).

Figur 4.1 Historisk utvikling for OSEBX mellom 2000 og 2013. Aksene marker indeksverdi og tidslinje.



Kilde: Datastream

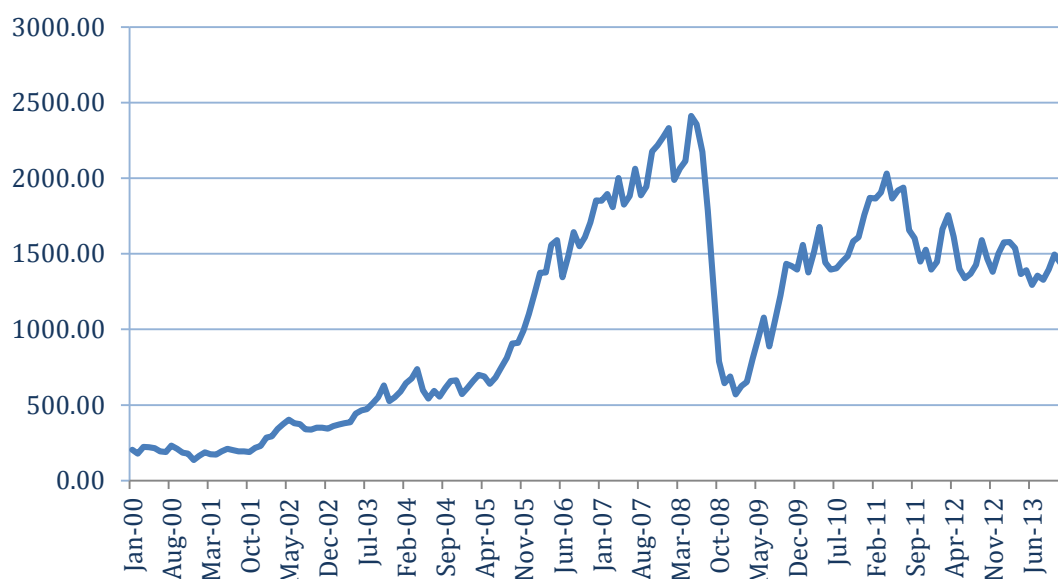
Figuren over viser utviklingen i OSEBX mellom 2000 og 2013. Som vi ser halverte nærmest indeksen seg i perioden mellom 2000 og 2003, og Dot-com boblen og usikkerheten som følge av terrorangrepene 11. september er noen av hovedforklaringene til fallet. Likevel hentet markedet seg raskt inn igjen og opplevde en eksponentiell vekst fra 2003 og ut 2007 og markerte foreløpig høyestnotering på 510. Mot slutten av 2007 og frem mot finanskrisen som rammet verdensøkonomien i 2008 kollapset aksjemarkedet med over 50%. Tiden etterpå har vært preget av et nytt oppsving, mye som følge av høy økonomisk vekst i Kina og stor tilførsel av likviditet til bankene i mange av verdens viktigste sentralbanker har ført til at OSEBX har hatt ny høyeste notering. Indeksen nådde sin topp i løpet av vår avgrensede periode på 539,61 i november 2013, men har fortsatt samme trend og ved inngangen til juni 2014 hadde den en verdi på 611,90.

## **RTSI**

RTS indeksen ble startet 1. september 1995 med en startverdi på 100. Som tidligere nevnt i oppgaven er RTSI preget av utviklingen i de energirelaterte bransjer, og over 50% av indeksens verdi består av olje og gassrelaterte virksomheter. De nest største indeksene etter RTSI er innen bank og finans-sektoren, og mineraler og metaller (MOEX, 2013). Så høy andel av fåtall bransjer indikerer lav diversifisering i indeksen, og antagelsen vår om at inntjeningen til oljesektoren i stor grad avhenger av utviklingen i råvarepriser, da spesielt oljeprisen, vil vi undersøke videre i analysekapittelet

Historien til RTSI forteller mye om utfordringene og endringene russisk økonomi har stått overfor etter oppløsningen av Sovjetunionen. I løpet av de to første årene steg indeksen med hele 600% som følge av høy økonomisk vekst. Deretter kom Asia-krisen med påfølgende fall i råvarepriser noe som førte til krise i det russiske aksjemarkedet. Internasjonale investorer flyktet landet og indeksen kollapset, og ved inngangen til 1999 var indeksen nede i rundt 50, halvparten av hva den startet på i 1995 (EIU, 2008).

Figur 4.2 Historisk utvikling for RTSI mellom 2000 og 2013. Aksene marker indeksverdi og tidslinje.



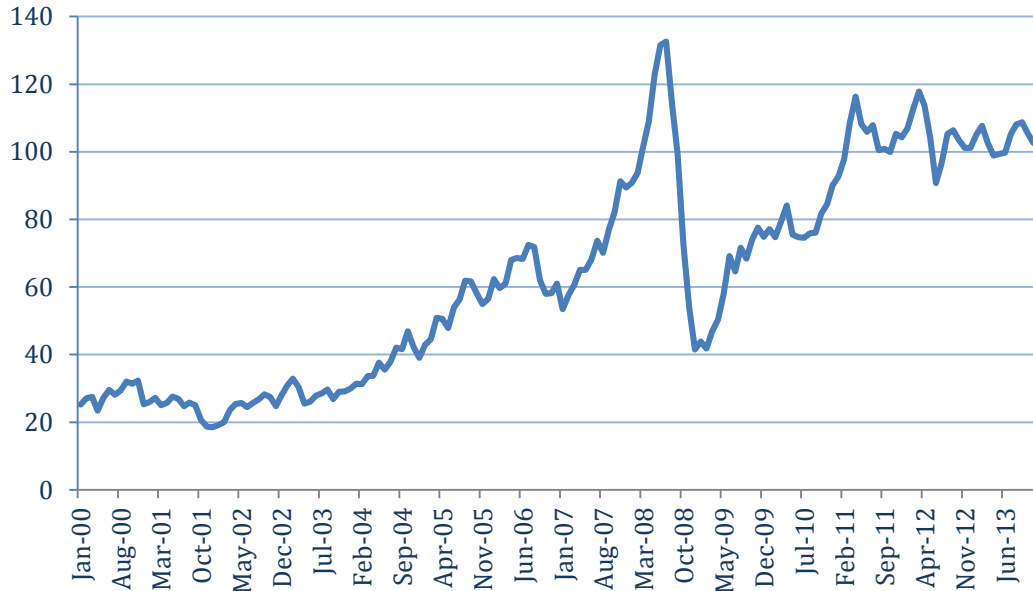
Kilde: Datastream

I løpet av den perioden vi har valgt å analysere utviklingen i RTSI har den ut fra tidligere historikk stabilisert seg. Fra begynnelsen av 2000 tallet var den russiske økonomien preget av høy økonomisk vekst. Fra 2000 til 2004 steg aksjemarkedet med 350% til en verdi på om lag 660. Dette førte bl.a. til at ratingbyrået Standard & Poor's oppgraderte sin investerings vurdering av Russland i 2005. Børsnoteringer for gigantene Gazprom og Rosneft i løpet av 2006, som begge ble inkludert i RTSI, og stigende råvarepriser, spesielt for olje og gass, gjorde at indeksen fortsattes å stige opp mot en verdi over 2400 frem mot finanskrisen i 2008 (EIU, 2008). Boblen sprakk, og aksjemarkedet i Russland så vel som i resten av verden kollapset. RTSI indeksen hentet seg godt inn igjen i løpet av 2009, og innen utgangen av 2013 klatret den opp på et nivå på 1400, mye takket være en sterk utvikling i oljeprisen, noe vi skal komme tilbake til i neste kapittel (EIU, 2013).

## Brent Crude

Nedenfor ser vi grafen over historisk utvikling i spotprisen for Brent Crude oil på månedlig frekvens for perioden mellom 2000 og 2013. Som en kan lese av grafen har det vært en jevn oppadgående trend i oljeprisen med unntak av noen ekstraordinære topper og bunner.

Figur 4.3 Historisk utvikling for Brent i USD mellom 2000 og 2013. Aksene markerer pris pr. fat i USD og tidslinje.



Kilde: Datastream

Etter en bunn-notering på under 10 USD fatet første kvartal 1999, som kom av en produksjonsøkning i Irak som sammenfalt med redusert etterspørsel som følge av den økonomiske krisen i Asia, steg oljeprisen jevnt frem mot millenniumskiftet. Etter terrorangrepet mot World Trade Center 11. sep. 2001, oppstod en situasjon preget av usikkerhet i verdensøkonomien preget av frykt for uro, forsyningsproblemer og lav vekst noe som førte til lavere oljepriser. I desember 2002 ble oljeprisen rammet av generalstreik i Venezuela mot president Hugo Chavez. Dette rammet oljeindustri og -produksjon i landet. Når dette hendte nesten samtidig med USAs invasjon av Irak 2003, medførte dette til en økning i oljeprisen på grunn av usikkerhet knyttet til forsyninger. På grunn av at Irak-krigen ble kortvarig sank prisene raskt igjen, tilbake til mot nivået før 9/11-2001 (Hamilton, 2011).

Det er særlig etter 2006 oljeprisen har svingt, og grunnene til den sterke økningen i oljeprisen er mange. En av grunnene er den sterke økonomiske veksten i fremvoksende økonomier, da spesielt Kina. Verdens etterspørsel og forbruk av olje har nådd nye høyder, og sammen med en begrenset tilbudsside, gode økonomiske utsikter med lave renter førte det til at en ny rekordpris ble satt sommeren 2008. Da finanskrisen kom høsten 2008 raste oljeprisen, og nådde bunn i



november 2008 (Hamilton, 2011). Siden da har prisene steget mye grunnet økonomisk vekst i fremvoksende økonomier som har utjevnet dårligere tider i Europa og USA. Men stadig mer handel i derivat- og futuresmarked, Euro-krise, krig og konflikter i Midtøsten og Nord-Afrika har ført til en sterkt volatil oljepris de siste årene.

#### **4.5 Reliabilitet og Validitet**

Reliabilitet stiller spørsmål ved hvor pålitelige og konsistente funn, data og resultater i oppgaven er. Ordet kommer av det engelske ordet for pålitelighet, og er forbundet med målesikkerhet. Hvis samme analyse gjentas igjen, vil man komme frem til de resultatene. I vårt tilfelle handler det om dataene som er samlet inn til analysen kan være påvirket av måten de er samlet inn på (Johnson & Duberley, 2000). Vi kan ikke se at det kan forekomme særskilte reliabilitetsproblemer med våre datasett. Kildene de er hentet fra, Thomson Reuters og OECD, ansees som å være trygge og solide, og de endringer og transformeringer som er gjort har vi stått for selv.

Validitet som begrep innen vitenskapelig forskning handler mer om gyldigheten av en utredning, og er en betegnelse på hvor godt man klarer å måle det man har til hensikt å måle eller undersøke.

*Begrepsvaliditet* handler om i hvilken grad den data som måles kan sies å gjenspeile det faktiske fenomenet vi ønsker å undersøke. Altså om det vi forsøker å måle eller forklare kan uttrykkes ved hjelp av våre utvalgte variabler. For å oppnå høy begrepsvaliditet har vi basert vårt utvalg av forklaringsvariabler på tidligere empiri som vil bli gjennomgått i kapittel 4.2.

*Intern validitet* forteller oss noe om de kausale sammenhengene vi har funnet, og om de variablene vi har funnet å være eksogene faktisk er de som forårsaker endringen i våre endogene (variabler i våre modeller (Johnson & Duberley, 2000). I vår oppgave hvor vi anvender makroøkonomiske variabler for å forsøke å forklare utvikling i aksjeavkastning, handler det om vi faktisk får til det. En forutsetning for det er at det må være en viss form for markedseffisiens til stede.

*Ekstern validitet* vil si om resultatene vi finner er generaliserbare for hele populasjonen (Johnson & Duberley, 2000). Denne anser vi som god. OSEBX, RTSI og de andre valgte

indeksene er gode indikatorer for aksjemarkedet i Norge og Russland. Det kan stilles spørsmålsteget ved valg av periode som har blitt styrt mer av tilgjengelig data enn om vi kunne fritt valgt selv, men det var en utfordring vi var klar over ved valg av Russland som analyseobjekt. Vi ser på datamaterialet vårt som reliabelt og valid, og det kan dermed trygt anvendes til videre analyser.

## 5 Metode

### 5.1 Innledning

I dette kapittelet vil vi gå gjennom den teoretiske bakgrunnen for metodikken benyttet i forkant og under analysene av modellene våre. Alle analyser i oppgaven er gjennomført på tidsseriedata av aksjeavkastning og utvalgte makroøkonomiske variabler ved hjelp av den statistiske programvaren *IBM SPSS Statistics 21* og *Eviews 8*.

Analysen i oppgaven vil bli gjennomført ved en multipl regressjonsanalyse basert på minstekvadratersmetode, OLS. I appendiks A ligger nærmere presentasjon av det rammeverket rundt regressjonsanalyse, OLS og den forutsetninger for at regressjonslinjen kan betegnes som *BLUE*, *Best Linear Unbiased Estimator*.

### 5.2 Statistisk inferens

Er en statistisk metode som anvendes for å tolke informasjonen fra et utvalg, for å kunne si noe og trekke konklusjoner om populasjonen hvor utvalget er hentet fra. En av hovedtypene innen statistisk inferens er hypotesetesting, hvor man tester om en hypotese er sann eller falsk. En hypotese må la seg teste empirisk, som muliggjør det å si noe spesifikt om en teori eller et økonomisk fenomen, noe vi har valgt oss å benytte oss av til å belyse vår problemstilling.

En hypotesetest forekommer ved at man formulerer en nullhypotese,  $H_0$ , og en alternativhypotese,  $H_1$ . I utgangspunktet blir nullhypotesen betraktet som sann, og blir beholdt dersom man ikke har grunnlag til å forkaste den. Dersom man beviser at nullhypotesen er forskjellig fra 0,  $H_0 \neq 0$ , vil den bli forkastet og man aksepterer alternativhypotesen,  $H_1$ .

Når man stiller en hypotesetest er det mulig å begå to typer feil, henholdsvis type I og type II. **Type I** feil er når man forkaster nullhypotesen, selv om den er sann, det fører til at man aksepterer alternativhypotesen, som er falsk. Dette blir ansett som den mest alvorlige feilen, og kan oppstå dersom man har et for løst signifikansnivå. **Type II** feil er å beholde nullhypotesen selv om den er falsk, det resulterer i at man aldri aksepterer alternativhypotesen, som egentlig er sann. Dette kan oppstå dersom man har et for strengt signifikansnivå.

Testens signifikansnivå blir betegnet ved  $\alpha$ , den statistiske signifikansen forteller oss hvor sannsynlig det er at den observerte forskjellen skyldes en tilfeldighet. Vanlige signifikansnivå

er  $\alpha = 0,10$ ,  $\alpha = 0,05$  eller  $\alpha = 0,01$ . Ved et signifikansnivå på  $\alpha = 0,01$  godtar man en 1% sjans for å gjøre en forkastingsfeil dersom nullhypotesen er riktig. Vi benytter oss av en *p-verdi* for å avgjøre forkastningsprosessen. *P-verdien* forklarer sannsynligheten for at forskjellene i datasettet skyldes tilfeldigheter i utvalget, jo mindre *p-verdien* er jo mindre sannsynlighet er det for at forskjellen oppstår på grunn av tilfeldigheter. Dersom *p-verdien* er mindre enn signifikansnivået ( $p < \alpha$ ) vil man forkaste nullhypotesen og vi kan konkludere med at koeffisienten er signifikant forskjellig fra null.

Et mål på hvor gode estimatene er blir gitt ved testens forklarte varians, kalt *R square* eller  $R^2$ . Den forklarer hvor godt modellen forklarer variasjonen i den avhengige variabelen. Verdiene til  $R^2$  går fra 0 til 1, hvor 1 tilsvarer 100%, og forteller hvor stor grad av variasjonen i den avhengige variabelen blir forårsaket av variasjonen i de uavhengige.  $R^2$  defineres ved:

$$R^2 = \frac{\sum(\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum(y_i - \bar{y})^2}$$

Svakheten til  $R^2$  er at verdien bare stiger og ikke faller når man legger til nye forklaringsvariabler i modellen, dette problemet løses ved å anvende *justert*  $R^2$ . Den tar hensyn til tillagte variabler med mulighet for å justerer seg både opp og ned, gitt forklaringskraften den nye tillagte variabelen gir til modellen.

### 5.3 Stasjonære tidsserier

Tidsseriedata vil si observasjoner av samme objekt over tid og vår oppgave består av tidsserier for aksjeindekser, råvarepriser, valutakurser. I tidsseriene finnes det ofte sammenhenger mellom forklaringsvariabler og den avhengige variablene fra tidligere perioder (Gujarati, 2003).

Dersom en tidsserie er stasjonær har den samme sannsynlighetsfordeling over tid og egenskapene til feilledet,  $u_t$  er konstante. Varierer forholdet mellom den avhengige og de uavhengige tilfeldig, kalles det ikke-stasjonært og det er da vanskelig å si noe om hvordan den uavhengige variabelen påvirker den avhengige. Av den grunn antar man at  $\beta_i$  fra regresjonsmodellene ikke varierer over tid. Ikke-stasjonaritet kan medføre spuriøse sammenhenger som vil gi ugyldige analyseresultater. Spuriøse sammenhenger betyr at man antar at det er sammenhenger mellom den avhengige variabelen og den uavhengige uten at det

i realiteten stemmer. Konsekvensen av dette er at regresjonsteknikker som OLS vil konkludere med statistisk signifikant sammenheng uten at dette nødvendigvis stemmer (Gujarati, 2003).

En enhetsrotstest vil gi svar på om datamaterialet er stasjonært eller ikke-stasjonært, og den mest kjente testen for enhetsrot er Dickey-Fuller. Tidsserier medbringer ofte autokorrelasjon i feilledet, og den vanlige Dickey Fuller-testen tar ikke hensyn til dette. Dermed vil vi benytte oss av en utvidet, Augmented, Dickey-Fuller (ADF) test for å sjekke om vi har enhetsrøtter og om datamaterialet er stasjonært. Matematisk er ADF testen gitt ved:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \gamma_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Hvor regresjonen kjøres på at

$$H_0: \theta = 0,$$

Og flere *lags* kan bli lagt til som

$$\Delta y_t : y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p}$$

Nullhypotesen er at tidsserien er ikke-stasjonær som blir forkastet dersom t-verdien er lavere enn de kritiske verdiene på ulike signifikansnivåer. Vedlagt i appendiks B, forklares selve prosessen for en ADF-test.

Tidligere i oppgaven har datasettet kun vært behandlet på nivåform, for å kunne gjennomføre de statiske testene vi har tenkt er det essensielt at tidsseriedataen vi benytter er stasjonære. Etter å ha gjennomført en ADF-test for enhetsrøtter på datamaterialet på nivåform fikk vi resultater som indikerte ikke-stasjonaritet, resultatene er vedlagt i appendiks B. For å unngå dette har vi transformert dataseriene til naturlig logaritmisk endringsform ved å benytte oss av formelen:

$$X_t = \ln\left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right)$$

Fra og med her vil datamaterialet vi benytter oss av være differensiert og transformert til logaritmisk endringsform. Ved å differensiere variablene med endringslogaritmen kan en oppfylle flere av forutsetningene for modellen ved at tegn til ikke-stasjonaritet, autokorrelasjon, hetereoskedastisitet, multikollinearitet og ikke-normalitet i datasettet reduseres.

Under følger resultatene fra ADF-test på med datamaterialet på endringsform som forsikrer oss at datamaterialet vårt er stasjonært. Følgende hypoteser blir testet;

$H_0$ : Variablene er ikke-stasjonære mot  $H_1$ : Stasjonære variabler

Tabell 5.1 Augmented Dickey-Fuller test

Varibel	t-verdi		t-verdi	
	N = 168		N = 108	
<b>OSEBX</b>	-8,247	***	-6,806	***
<b>OSE10GI</b>	-6,191	***	-8,953	***
<b>OSE30GI</b>	-8,672	***	-6,870	***
<b>RTSI</b>	-11,252	***	-7,544	***
<b>RTSog</b>	-11,393	***	-8,135	***
<b>RTScr</b>	-6,740	***	-8,354	***
<b>Oljepris</b>	-12,286	***	-8,119	***
<b>NIBOR</b>	-5,257	***	-4,206	***
<b>MIBOR</b>	-7,774	***	-7,050	***
<b>IPI_NOR</b>	-9,967	***	-7,749	***
<b>IPI_RUS</b>	-6,883	***	-12,401	***
<b>NOK_USD</b>	-12,344	***	-9,997	***
<b>RUB_USD</b>	-8,730	***	-6,866	***
<b>KPInor</b>	-8,786	***	-8,020	***
<b>KPIrus</b>	-6,514	***	-5,764	***
<b>S&amp;P500</b>	-12,270	***	-9,526	***
<b>Kritiske nivå</b>	$\alpha = 0,1$	-5,156	$\alpha = 0,1$	-2,581
	$\alpha = 0,05$	-5,766	$\alpha = 0,05$	-2,888
	$\alpha = 0,01$	-6,960	$\alpha = 0,01$	-3,491

Vi ser her at t-verdiene er høyere enn de kritiske verdiene og nullhypotesen om at tidsserien er ikke-stasjonær kan forkastes. Samtlige variabler er signifikant stasjonære på 1%. Krav om stasjonaritet i datasettet er dermed oppfylt.

## 5.4 Antall lags

Tidligere i kapittel 3.2.2 om hypotesen rundt markedseffisiens presenterte vi at den bygger på antakelser om at markedet kontinuerlig priser inn all tilgjengelig informasjon, og gir et rasjonelt og forventningsrett marked med henhold til hvordan de makroøkonomiske variabler influerer hverandre og markedet. I de tilfellene hvor det oppstår tidsforskjeller fra offentliggjøring av informasjon til markedet klarer å tolke det, er det aktuelt å *lagge* variabler. (Gujarati, 2003). Markedet forsøker til enhver tid å prise inn framtidsutsikter i sine estimat og vurderinger, og klarer markedet forutse en rasjonell utvikling i en eller flere variabler vil dette prises inn i dagens pris.

Ved vurdering av å *lagge* variabler kan man benytte Aikakes Informasjonskriterium (AIC), et mål på den relative kvalitet av en statistisk modell for et gitt datasett. Kriteriet tester for signifikante *lags*, og gir en indikasjon på hvor mange *lags* som bør inkluderes i modellen. Formel for AIC er gitt ved:

$$AIC = \ln(\sigma^2) + \frac{2k}{T}$$

Hvor  $\sigma^2$  er variansen til feilleddet,  $k$  totalt antall estimerte parameter og  $T$  antall observasjoner. Metoden veier variansen opp mot antall frihetsgrader i modellen. Variansen faller om man legger til en variabel, men verdien av straffen vil øke. Man ønsker dermed lavest mulig AIC-verdier.

For å finne de optimale regresjonene gjennomførte vi utallige tester med ulike laglengder på de forskjellige variablene. Da vi benytter månedlig data, tester vi hver variabel fra 0 til 5 laglengder da vi ikke forventer særlig større tidsforskjeller. Vi fant heller ingen *lag* som reduserte AIC over to laglengder, og endte opp med følgende *lag* på våre variabler.

**Tabell 5.2, Laglengder** Tabellen inneholder antall laglengder for hver uavhengig variabel.

Modell	OSEBX	RTSI	OSE10GI	RTSog	OSE30GI	RTScr
Brent	0	0	0	0	0	0
NIBOR	1	-	0	-	0	-
MIBOR	-	2	-	2	-	1
IPIInor	0	-	0	-	0	-
IPIrus	-	0	-	0	-	2
NOK_USD	0	-	1	-	0	-
RUB_USD	-	1	-	1	-	-
KPIInor	0	-	0	-	0	-
KPIrus	-	0	-	0	-	0
S&P500	2	0	1	0	1	1

## 5.5 Modellforutsetninger

I tillegg til forutsetningene for feilleddet i OLS man finner i appendiks A, må det være et sett med forutsetninger som må være oppfylt før vi kan sette i gang med analysene for å sikre at resultatene av analysen skal være robuste. Datamaterialet som benyttes må også oppfylle en rekke forutsetninger for at vi kan si at regresjonsanalysen gir riktige resultater og et troverdig bilde av den underliggende populasjonen.

Forutsetningene gjelder for den klassiske lineær regresjonsmodell for tidsseriedata, derav benevnelsen TS, og er en videreutviklingen av forutsetningene for regresjonsanalyse av tverrsnittsdata. Under forutsetning TS.1 til TS.3 er OLS analysen forventningsrett ("unbiased"), mens under TS.1 til og med TS.5 oppfyller OLS forutsetningene for å være BLUE. Oppfylles alle forutsetningene TS.1 til TS.6 kan OLS standardfeil, t-statistikk og F-statistikk brukes til å utføre eksakt statistisk inferens for alle utvalgsstørrelse (Wooldridge, 2009).

### TS.1 Lineær i parameterne

Regresjonen må være riktig spesifisert og lineær i parameterne. Sammenhengen mellom X og Y, eller de uavhengige og den avhengige variabelen må være lineær er selve grunnlaget for lineær regresjon.

Matematisk vil det si at den stokastiske prosessen

$$\{(x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk}, y_t) : t=1, 2, \dots, n\}$$

følger den lineære modellen:

$$y_t = B_0 + B_1x_{t1} + B_2x_{t2} + \dots + B_kx_{tk} + u_t$$

hvor  $\{u_t : t=1, 2, \dots, n\}$  er sekvensen av feilleddene. n er antall observasjoner eller tidsperioder.

Dette kan raskt sjekkes ved en visuell sjekk av residualene til variablene i ett *ZPRED*, *ZRESID* diagram i SPSS. *ZPRED* representerer de standardiserte estimerte verdier av variabelen, mens *ZRESID* står for de standardiserte estimerte residualene. Man vil da få et output hvor residualene ser ut til å ha lagt seg tilfeldig rundt null. Dersom man kan observere noen form for kurver eller kurveformasjoner i residualene i plottet er dette tegn på brudd av linearitetsforutsetningen (Field, 2005).



## TS.2 Ingen perfekt kollinearitet

I utvalget, og dermed i den underliggende tidsserien, er ingen uavhengige variabler konstante eller en perfekte lineær kombinasjon av hverandre. Der det oppstår perfekt multikollinearitet mellom de forklarende variablene vil ikke regresjonsmodellen klare å estimere en unik løsning for regresjonskoeffisientene, og standardfeilene vil være uendelige. Høy korrelasjon mellom forklaringsvariablene kan medføre ustabile koeffisienter med høye p-verdier fordi det er vanskelig å skille mellom hvilke variabler som forklarer hva.

Man kan benytte seg av en korrelasjonsmatrise for å sjekke for multikollinearitet. Hvis noen av de uavhengige variablene er for sterkt korrelert med hverandre kan man eventuelt fjerne en av disse. En øvre grense med absolutt verdi på 0,8 benyttes som kritisk verdi (Franke, 2010). Bakgrunn for en korrelasjonsanalyse finner man i appendiks A. *Variance Inflation factor (VIF)* er også et mål som kan benyttes for å sjekke for multikollinearitet som følger med som standard i de fleste statistikkanalyseprogram. VIF-verdi over 10 indikerer problemer (Field, 2005).

## TS.3 Feilleddet har forventet verdi lik null

Faktorer som ikke er inkludert i modellen skal ikke systematisk påvirke den avhengige variabelen. Uavhengig av hvilken verdi de forklarende variablene har, skal forventningsverdien til  $u$  være null, altså

$$E(u_i|X)=0.$$

De uavhengige variablene  $(x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk})$  er eksogene, og feilleddet  $u_t$  må ha et ubetinget gjennomsnitt lik null og ikke være korrelert med hver  $x_i$ , altså  $Cov(x_{ij}/u_i) = 0, j=1, \dots, k$

## TS.4 Homoskedastisitet

Variansen til feilleddet skal være lik for alle observasjoner, og variansen skal være konstant. Matematisk uttrykkes dette slik:

$$Var(u_i/x_i) = Var(u_i) = \sigma^2, t=1, 2, \dots, n$$

Brudd på denne forutsetningen kalles heteroskedastisitet og fører til over- eller underestimert varians av feilleddet. OLS estimatorene er da ikke lengre BLUE, og standardfeilene er forventningsskjevne og t- og F-testene er ikke lenger til å stole på. Heteroskedastisitet bryter med antagelsen om at feilleddene i en tidsserieregresjon skal ha konstant varians, feilleddene skal altså være homoskedastiske (Wooldridge, 2009).

Om dataene er homoskedastiske testes best grafisk i SPSS i samme diagram som linearitet mellom ZPRED og ZRESID. Dersom plottet ikke viser en tydelig økende eller minkende variasjon i ZPRED verdiene tyder det på at dataene ikke er heteroskedastiske, altså homoskedastiske (Field, 2005).

### TS.5 Ingen seriekorrelasjon

Korrelasjonen mellom feilleddet til to observasjoner er lik null,

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

Brudd på denne forutsetningen kalles autokorrelasjon, og konsekvensen av å gjennomføre regresjonsanalyse hvor autokorrelasjon forekommer er den samme som ved heteroskedasitet. Autokorrelasjon eller seriekorrelasjon er vanlig problem ved bruk av tidsseriedata i regresjonsanalyser, og oppstår når det forekommer et systematisk mønster i rekkefølgen til feilleddene,  $u_t$ . Feilleddet til observasjon  $t$  vil da inneholde informasjon om residualen i observasjon  $t+1$ . Problemer med autokorrelasjon i tidsserier kan oppstå som følge av sesongvariasjoner og at vi har *lag* i tidsseriene.

For å undersøke om tidsseriene inneholder autokorrelasjon kan man gjennomføre en visuell sjekk for residualene med tidsplott og AFC-plot. Dette vil gi en indikasjon på om tidsseriene inneholder autokorrelasjon. For å sjekke mer nøyaktig kan man benytte seg av en Durbin-Watson test. Den tester for autokorrelasjon av første orden i feilleddene, altså korrelasjon mellom gjeldene feilledd og feilleddet som er *lagget* med en tidsenhet.

Durbin-Watson testen har tre forutsetninger som må være innfris:

1. Regresjonsmodellen må ha et konstantledd.
2. Autokorrelasjon er av første orden
3. Regresjonsmodellen inneholder ikke en *lagget* avhengig variabel blant forklaringsvariablene.

$$DW = \frac{\sum_2^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_1^n \hat{u}_t^2}$$

Testen vil gi verdier mellom 0 og 4, for å kunne avgjøre om det finnes autokorrelasjon i datasettet kom Durbin og Watson frem til nedre og øvre grense,  $dL$  og  $dU$ . Disse endrer seg alt etter hvor mange forklaringsvariabler som er i modellen og hvor mange observasjoner som inngår. Er  $DW < dL$  eksisterer det statistisk signifikant autokorrelasjon i blant variablene, er  $dL < DW < dU$ , usikkert om autokorrelasjonen er statistisk signifikant. DW-verdier over  $dU$  ( $DW > dU$ ) tilsier at det ikke eksisterer statistisk signifikant autokorrelasjon (Wooldridge, 2009).

### **TS.6 Normalitet**

Den siste forutsetningen er at feilleddet er normalfordelt, feilleddene  $u$  må være uavhengig av alle  $X$ , og uavhengig og identisk fordelt som  $Normal(0, \sigma^2)$ . Denne forutsetningen trenger ikke være oppfylt for at OLS estimatorene skal være BLUE, men må være oppfylt for å kunne utføre eksakt statistisk inferens. Når feilleddene er normalfordelt, vil også OLS estimatorene være normalfordelt.

Man kan sjekke om feilleddene er normalfordelt ved visuell sjekk av fordelingen til feilleddene eller ved hjelp av en Kolmogorov-Smirnov eller Shapiro-Wilks-test. En bør benytte Kolmogorov-Smirnov i de tilfeller hvor det er over 50 observasjoner i datasettet, mens Shapiro-Wilks test foretrekkes dersom det er færre enn 50 (UNT, 2013). Modellene våre er fra  $n=107$  og oppover, så vi kommer til å benytte oss av Kolmogorov-Smirnov testen. Den sammenligner resultatet av residualene fra modellens utvalget med et normalfordelt sett av resultatet med den samme gjennomsnitt og standardavvik. Om p-verdien av testen ikke er signifikant,  $p > 0,05$ , indikerer dette at feilleddene *ikke* avviker signifikant fra normalitet, altså at residualene fra modellen er normalfordelt. P-verdi lavere enn 0,05 indikerer at man har problem i datasettet (Field, 2005).

### 5.5.1 Sjekk av modellforutsetninger

Videre følger en gjennomgang av testene av datamaterialet for forutsetning TS.1 til TS.6.

Forutsetningene for linearitet og homoskedastisitet er kontrollert ved hjelp av visuell sjekk hvorpå begge viser å oppfylle kriteriene presentert i forrige kapittel. Plottene ligger vedlagt i appendiks D. Vi ser at de oppfyller kravet for linearitet ved at det til svært liten grad finnes spor av kurvelineære forhold i residualene. Det er heller ikke store spor av heteroskedastisitet blant variablene i datasettet. Residualene ser ut til å ha stabil varians uten trakt eller kjegle lignende formasjoner i plottene. Forutsetning TS.1 og TS.4 antas dermed også være oppfylt.

For å kontrollere for multikollinearitet som kommer av høy korrelasjon mellom forklaringsvariablene har vi benyttet oss av en VIF-test og korrelasjonsmatriser. Korrelasjonsmatrisene gir oss muligheten til å se hvordan de uavhengige variablene korrelerer med hverandre, en korrelasjonskoeffisient mellom forklaringsvariabler på over 0,800 kan medføre problemer i forhold til multikollinearitet. Korrelasjonsmatrisen viser den lineære korrelasjonen mellom de uavhengige variablene i modellen, og viser ingen verdi som går over den kritiske grensen blant forklaringsvariablene i våre modeller. Vi merker oss dog at noen er litt vel høye, noe vi skal være oppmerksomme på videre i analysen.

Tabell 5.3 Korrelasjonsmatrise Norge 2000 – 2013

	OSEBX	OSE10GI	OSE30GI	Brent Oil P	NIBOR	NIBOR <sub>1</sub>	IPInor	NOK USD	NOK USD <sub>1</sub>	KPInor	S&P 500	S&P 500 <sub>1</sub>	S&P 500 <sub>2</sub>
OSEBX	1												
OSE10GI	,842	1											
OSE30GI	,677	,576	1										
Brent Oil P	,388	,520	,326	1									
NIBOR	-,040	-,037	,007	,025	1								
NIBOR <sub>1</sub>	-,198	-,142	-,193	-,020	,426	1							
IPInor	,036	,018	,036	,002	,027	,056	1						
NOKUSD	-,284	-,196	-,249	-,253	-,036	,085	-,068	1					
NOKUSD <sub>1</sub>	-,161	-,079	-,161	-,254	-,070	-,036	,017	,043	1				
KPInor	-,041	-,013	-,039	,179	,077	,087	,095	-,017	-,079	1			
S&P 500	,783	,674	,501	,212	-,027	-,139	-,083	-,250	-,040	,039	1		
S&P 500 <sub>1</sub>	,282	,133	,247	,235	,007	-,027	,014	-,093	,021	,021	,480	1	
S&P 500 <sub>2</sub>	,094	,084	,152	,181	,182	,006	,134	,136	,093	,079	,011	,051	1

Tabell 5.4 Korrelasjonsmatrise Russland 2000 – 2013

	RTSI	RTScr	RTSog	Brent Oil P	MIBOR	MIBOR <sub>1</sub>	MIBOR <sub>2</sub>	IPirus	IPirus <sub>1</sub>	IPirus <sub>2</sub>	RUBUSD	RUBUSD <sub>1</sub>	KPIrus	S&P 500	S&P 500 <sub>1</sub>
RTSI	1														
RTScr	,776	1													
RTSog	,963	,677	1												
Brent Oil P	,437	,605	,465	1											
MIBOR	-,295	-,482	-,227	-,113	1										
MIBOR <sub>1</sub>	-,120	-,331	-,072	-,154	,294	1									
MIBOR <sub>2</sub>	-,036	-,195	-,005	-,096	,132	,293	1								
IPirus	-,036	,098	-,027	-,019	,004	,018	-,196	1							
IPirus <sub>1</sub>	,064	,027	,065	-,014	-,031	,003	,018	-,298	1						
IPirus <sub>2</sub>	-,013	,055	-,048	-,054	,107	-,032	,003	-,265	-,301	1					
RUBUSD	-,320	-,476	-,360	-,326	,275	,239	,268	-,136	-,074	-,001	1				
RUBUSD <sub>1</sub>	-,072	-,257	-,020	-,110	,185	,275	,239	-,009	-,137	-,075	,446	1			
KPIrus	-,004	-,030	-,006	-,018	,022	,103	,052	-,033	-,012	,015	,121	,052	1		
S&P 500	,524	,530	,464	,212	-,081	-,115	-,105	-,127	,108	,105	-,261	-,208	-,028	1	
S&P 500 <sub>1</sub>	,132	,396	,098	,235	-,212	-,080	-,115	,050	-,126	,109	-,229	-,261	-,079	,048	1

Tabellene viser oss at vi heller ikke har noen verdier som overgår den kritiske verdien som indikerer multikollinearitet blant de uavhengige variablene i det russiske aksjemarkedet. VIF-verdiene for forklaringsvariablene ligger sammen med fullstendige i appendiks E. Samtlige av dem er langt under den kritiske verdien på 10 som indikerer ingen tegn til multikollinearitet, og forutsetning TS.2 antas være oppfylt.

Videre har vi kontrollert for autokorrelasjon ved å benytte oss av en Durbin-Watson test som tester autokorrelasjon av første orden. Våre verdier spenner mellom 1,636 og 2,237, og to av verdiene for er det usikkert om autokorrelasjon er statistisk signifikant. For samtlige av de andre variablene er  $DW > dU$  og som tilsier at det ikke eksisterer statistisk signifikant autokorrelasjon. DW-, dL og dU verdier presenteres i Tabell 5.5. Ettersom verdiene ikke kan fastslå at det faktisk eksisterer statistisk signifikant autokorrelasjon i observasjonene, velger vi å gå videre med dem da modellene hovedsakelig skal benyttes til tolkningsformål i vår analyse.

Den siste forutsetning om normalfordelt feilledd er kontrollert ved hjelp av Kolmogorov-Smirnov test. Samtlige av våre modeller for de russiske børsindeksene viser en p-verdi på 0,200 som er maksimal for hva man kan oppnå for testen, utenom RTSI for hele perioden. P-verdiene for de norske indeksene ligger mellom 0,052 og 0,200, som gjør at samtlige akkurat er over den kritiske verdien på 0,05. Vi kan med det forkaste nullhypotesen om ikke-normalitet i dataseriene, og forutsetning TS.6 også er oppfylt.

Tabell 5.5: Verdier modellforutsetninger

	<b>N</b>	<b>K-S</b>	<b>DW</b>	<b>dL</b>	<b>dU</b>
OSEBX	168	0,200	2,055	1,649	1,848
OSEBX (delperiode)	108	0,096	2,030	1,531	1,848
OSE10GI	168	0,083	2,185	1,674	1,812
OSE10GI (delperiode)	108	0,200	2,022	1,571	1,805
OSE30GI	168	0,052	1,708	1,674	1,812
OSE30GI (delperiode)	108	0,080	1,636	1,571	1,805
RTSI	168	0,055	1,904	1,649	1,848
RTSI (delperiode)	108	0,200	2,042	1,531	1,848
RTSog	168	0,200	1,920	1,649	1,848
RTSog (delperiode)	108	0,200	2,056	1,531	1,848
RTScr	108	0,200	2,237	1,490	1,892

Oversikt over verdier for Kolmogorov-Smirnov og Durbin-Watson-test.

Kritiske verdier for dL og dU kalkuleres ut i fra antall uavhengige variabler i regresjonene og antall observasjoner. De er hentet fra Econometrica 45 via Stamford University (Savin & White, 1977).

## 6 Analyse

### 6.1 Regresjonsmodeller

For å få svar på problemstillingen vi formulerte innledningsvis har vi satt opp 6 forskjellige regresjonsmodeller. Modellene består alle av en avkastningsindeks som blir målt opp i mot et sett makroøkonomiske variabler. Alle variablene som blir benyttet i analysene er redegjort for i kapittel 4.

Modell 1 undersøker i hvor stor grad oljeprisen og andre valgte makrovariabler påvirker Oslo Børs benchmark indeks.

Modell 1:

$$OSEBX = \beta_0 + \beta_{Brent_{oil_p}} + \beta_{NIBOR} + \beta_{NIBOR-1} + \beta_{IPInor} + \beta_{NOKUSD} + \beta_{KPIInor} + \beta_{S\&P500} + \beta_{S\&P500-1} + \beta_{S\&P500-2} + \varepsilon_t$$

Modell 2 undersøker i hvor stor grad oljeprisen og andre valgte makrovariabler påvirker RTSI ved Moskva-børsen.

Modell 2:

$$RTSI = \beta_0 + \beta_{Brent_{oil_p}} + \beta_{MIBOR} + \beta_{MIBOR-1} + \beta_{MIBOR-2} + \beta_{IPirus} + \beta_{RUBUSD} + \beta_{RUBUSD-1} + \beta_{KPIirus} + \beta_{S\&P500} + \varepsilon_t$$

Modell 3 og Modell 4 tar for seg henholdsvis Oslo Børs energi indeks og RTS Oil and Gas index, og ser på hvilken effekt oljeprisen og andre valgte makrovariabler har for utviklingen av disse indeksene.

Modell 3:

$$OSE10GI = \beta_0 + \beta_{Brent_{oil_p}} + \beta_{NIBOR} + \beta_{IPInor} + \beta_{NOKUSD} + \beta_{NOKUSD-1} + \beta_{KPIInor} + \beta_{S\&P500} + \beta_{S\&P500-1} + \varepsilon_t$$

Modell 4:

$$RTSog = \beta_0 + \beta_{Brent_{oil_p}} + \beta_{MIBOR} + \beta_{MIBOR-1} + \beta_{MIBOR-2} + \beta_{IPirus} + \beta_{RUBUSD} + \beta_{RUBUSD-1} + \beta_{KPIirus} + \beta_{S\&P500} + \varepsilon_t$$

I Modell 5 og Modell 6 ønsker vi å se nærmere på om vi finner en effekt av oljeprisen på antatte ikke-oljesensitive indekser på børsene i Oslo og Moskva. Indeksene er OSE30GI og RTS

Consumer and Retail. Som i de andre modellene har vi også andre utvalgte makrovariabler er inkludert i modellene.

Modell 5:

$$OSE30GI = \beta_0 + \beta_{Brent_{oil_p}} + \beta_{NIBOR} + \beta_{IPInor} + \beta_{NOKUSD} + \beta_{KPIInor} + \beta_{\&P500} \\ + \beta_{S\&P500-1} + \varepsilon_t$$

Modell 6:

$$RTScr = \beta_0 + \beta_{Brent_{oil_p}} + \beta_{MIBOR} + \beta_{MIBOR-1} + \beta_{IPIrus} + \beta_{IPIrus-1} + \beta_{IPIrus-2} + \beta_{RUBUSD} \\ + \beta_{KPIrus} + \beta_{S\&P500} + \beta_{S\&P500-1} + \varepsilon_t$$

Vi vil benytte samtlige modeller til å teste effektene i tidsintervallene 2000 til 2013 og 2005 til 2013, med unntak av Modell 6 som vi bare har fullstendige tidsserier for i perioden 2005 til 2013.

## 6.2 Hypoteser

Hovedproblemstillingen i denne oppgaven er undersøke hvordan oljeprisen og andre utvalgte makroøkonomiske variabler påvirker det norske og det russiske aksjemarkedet, både direkte påvirkning på hovedindeksen på børsene, men vi har også sett på smalere sektorindekser for energi og konsum for å undersøke om dette kan fortelle oss mer. Hypotesene som presenteres her må ikke forveksles med arbeidshypotesene satt opp for å svare på problemstilling i kapittel 1.3.

Hypotesetesting vil foregå slik som skissert i kapittel 5.2, hvor nullhypotesen,  $H_0$ , er at en endring i oljepris ikke vil påvirke avkastningen på aksjeindeksene. Alternativhypotesen  $H_1$  er motsatt, at oljeprisen har innflytelse på aksjeavkastningen. Da må oljekoeffisienten avvike signifikant fra null. Det gir følgende hypoteser som testes:

$$H_0: \beta_{Brent_{oil_p}} = 0 \quad \text{mot} \quad H_1: \beta_{Brent_{oil_p}} \neq 0$$

Tilsvarende prosedyre gjelder også for øvrige makrovariablene som blir benyttet i modellene listet opp i tabellen under. Det samme gjelder selvsagt også for variablene som er *lagget* for i regresjonsmodellene.



Tabell 6.1: Nullhypoteser og alternativ hypoteser for analysens uavhengige variabler.

	<b>H<sub>0</sub></b>	<b>H<sub>1</sub></b>
<b>Brent_Oil</b>	$\beta_{\text{Brent\_Oil\_p}} = 0$	$\beta_{\text{Brent\_Oil\_p}} \neq 0$
<b>NIBOR</b>	$\beta_{\text{NIBOR}} = 0$	$\beta_{\text{NIBOR}} \neq 0$
<b>MIBOR</b>	$\beta_{\text{MIBOR}} = 0$	$\beta_{\text{MIBOR}} \neq 0$
<b>IPI<sub>nor</sub></b>	$\beta_{\text{IPI}_{\text{nor}}} = 0$	$\beta_{\text{IPI}_{\text{nor}}} \neq 0$
<b>IPI<sub>rus</sub></b>	$\beta_{\text{IPI}_{\text{rus}}} = 0$	$\beta_{\text{IPI}_{\text{rus}}} \neq 0$
<b>NOK_USD</b>	$\beta_{\text{NOKUSD}} = 0$	$\beta_{\text{NOKUSD}} \neq 0$
<b>RUB_USD</b>	$\beta_{\text{RUBUSD}} = 0$	$\beta_{\text{RUBUSD}} \neq 0$
<b>KPI<sub>nor</sub></b>	$\beta_{\text{KPI}_{\text{nor}}} = 0$	$\beta_{\text{KPI}_{\text{nor}}} \neq 0$
<b>KPI<sub>rus</sub></b>	$\beta_{\text{KPI}_{\text{rus}}} = 0$	$\beta_{\text{KPI}_{\text{rus}}} \neq 0$
<b>S&amp;P500</b>	$\beta_{\text{S\&P500}} = 0$	$\beta_{\text{S\&P500}} \neq 0$

Disse nullhypotesene er med på å avdekke variablenes påvirkningskraft, som vil være avgjørende i forkastningsprosessen til arbeidshypotesene vi nevnte innledningsvis i oppgaven:

*Arbeidshypotese 1:* Oslo Børs Benchmark Index' avkastning påvirkes positivt av en økning i oljeprisen.

*Arbeidshypotese 2:* RTSIs avkastning påvirkes positivt av en økning i oljeprisen.

*Arbeidshypotese 3:* De sektorspesifikke energi-indeksene på Oslo Børs og RTS (OSE10GI og RTS Oil & Gas) påvirkes positivt av en økning i oljeprisen.

*Arbeidshypotese 4:* De antatt ikke oljesensitive konsumindeksene på Oslo Børs og RTS (OSE30GI og RTS Consumer & Retail) påvirkes ikke av en økning i oljeprisen.

### **6.3 Regresjonsresultater**

Resultatene for regresjonsmodellene tilhørende Oslo Børs blir presentert i Tabell 6.2 som følger på neste side. Kolonnene til venstre gjelder for perioden mellom 2000 og 2013, mens de til høyre tar for seg perioden mellom 2005 og 2013. Tabellene 6.3 presenterer regresjonsresultatene for de russiske børsindeksene, delt opp etter samme prinsipp som de norske tabellene. Fullstendige tabeller er vedlagt i appendiks E.

En grundig gjennomgang og diskusjon av resultatene våre kommer i kapittel 6.4.

**Tabell 6.2**  
**Resultater**  
**regresjons-**  
**modeller**  
**ved**  
**Oslo Børs**

	<b>Modell 1</b>	<b>Modell 3</b>	<b>Modell 5</b>	<b>Modell 1</b>	<b>Modell 3</b>	<b>Modell 5</b>
	<b>OSEBX 2000-2013</b>	<b>OSE10GI 2000-2013</b>	<b>OSE30GI 2000-2013</b>	<b>OSEBX 2005-2013</b>	<b>OSE10GI 2005-2013</b>	<b>OSE30GI 2005-2013</b>
<b>C</b>	0,003 (0,244)	<b>0,006 *</b> (0,058)	0,005 (0,405)	0,002 (0,466)	0,003 (0,468)	0,004 (0,647)
<b>Brent Oil P</b>	<b>0,103 ***</b> (0,001)	<b>0,303 ***</b> (0,000)	<b>0,149 **</b> (0,014)	<b>0,154 ***</b> (0,000)	<b>0,358 ***</b> (0,000)	0,157 (0,144)
<b>NIBOR</b>	-0,010 (0,816)	-0,019 (0,705)	0,014 (0,869)	0,031 (0,539)	0,008 (0,894)	-0,042 (0,714)
<b>NIBOR<sub>t-1</sub></b>	<b>-0,073 *</b> (0,094)	-	-	<b>- 0,093 *</b> (0,055)	-	-
<b>IPI<sub>nor</sub></b>	0,004 (0,963)	0,024 (0,824)	0,025 (0,892)	0,074 (0,503)	0,251 (0,383)	0,139 (0,631)
<b>NOK_USD</b>	-0,099 (0,226)	0,141 (0,178)	-0,204 (0,246)	<b>- 0,197 *</b> (0,052)	0,100 (0,453)	-0,266 (0,312)
<b>NOK_USD<sub>t-1</sub></b>	-	<b>0,281 ***</b> (0,007)	-	-	<b>0,400 ***</b> (0,003)	-
<b>KPI<sub>nor</sub></b>	-0,555 (0,297)	-0,105 (0,880)	-1,271 (0,284)	- 0,252 (0,690)	-0,986 (0,236)	-0,706 (0,675)
<b>S&amp;P 500</b>	<b>0,901 ***</b> (0,000)	<b>0,915 ***</b> (0,000)	<b>0,804 ***</b> (0,000)	<b>0,820 ***</b> (0,000)	<b>0,925 ***</b> (0,000)	<b>0,722 ***</b> (0,000)
<b>S&amp;P 500<sub>t-1</sub></b>	<b>0,251 ***</b> (0,000)	-	<b>0,327 ***</b> (0,009)	<b>0,189 ***</b> (0,003)	-	<b>0,382 **</b> (0,026)
<b>S&amp;P 500<sub>t-2</sub></b>	<b>0,099 *</b> (0,086)	-	-	0,037 (0,589)	-	-
<b>Justert R<sup>2</sup></b>	<b>0,707</b>	<b>0,615</b>	<b>0,314</b>	<b>0,762</b>	<b>0,676</b>	<b>0,293</b>

\*\*\* 1% signifikansnivå  
 \*\* 5% signifikansnivå  
 \* 10% signifikansnivå

Tabell 6.2 viser resultatene til Modell 1 Oslo Børs Benchmark Index, Modell 3 OSE10GI eller Oslo Børs Energiindeks, og Modell 5 OSE30GI Oslo Børs Consumer and Staples for hele perioden mellom 2000 og 2013 og delperioden mellom 2005 og 2013. Tabellen viser hver regresjonsmodell vertikalt med de avhengige variablene til hver modell øverst, og modellenes uavhengige variabler med ulike laglengder i kolonnen til venstre. Tabellen er en oversikt over hver enkelt variablers betakoeffisient med tilhørende p-verdi under. Den nederste raden viser den enkelte modellens justerte R<sup>2</sup>.

**Tabell 6.3 Resultater regresjonsmodeller ved Russian Trading System**

Tabell 6.3 viser resultatene til Modell 2 RTSI og Modell 4 RTS Oil and Gas og Modell 6 RTS Consumer and Retail.

Tabellen viser hver regresjonsmodell vertikalt med de avhengige variablene til hver modell øverst, og modellenes uavhengige variabler med ulike laglengder i kolonnen til venstre. Tabellen er en oversikt over hver enkelt variablers betakoeffisient med tilhørende p-verdi under. Den nederste raden viser den enkelte modellens justerte R<sup>2</sup>.

\*\*\* 1% signifikansnivå

\*\* 5%signifikansnivå

\* 10% signifikansnivå

	<b>Modell 2 RTSI 2000-2013</b>	<b>Modell 4 RTSog 2000-2013</b>	<b>Modell 2 RTSI 2005-2013</b>	<b>Modell 4 RTSog 2005-2013</b>	<b>Modell 6 RTScr 2005-2013</b>
<b>C</b>	0,007 (0,212)	0,008 (0,213)	0,002 (0,769)	0,000 (0,982)	0,006 (0,430)
<b>Brent Oil P</b>	<b>0,316 ***</b> (0,000)	<b>0,352 ***</b> (0,000)	<b>0,448 ***</b> (0,000)	<b>0,491 ***</b> (0,000)	<b>0,383 ***</b> (0,000)
<b>MIBOR</b>	<b>-0,178 ***</b> (0,004)	<b>-0,159 **</b> (0,016)	<b>-0,136 *</b> (0,067)	<b>-0,098</b> (0,206)	<b>-0,326 ***</b> (0,001)
<b>MIBOR<sub>t-1</sub></b>	<b>0,025</b> (0,691)	<b>0,042</b> (0,531)	<b>0,012</b> (0,566)	<b>0,094</b> (0,238)	<b>0,111</b> (0,252)
<b>MIBOR<sub>t-2</sub></b>	<b>0,087</b> (0,156)	<b>0,090</b> (0,169)	<b>0,096</b> (0,159)	<b>0,118</b> (0,109)	-
<b>IPIrus</b>	<b>0,025</b> (0,823)	<b>0,034</b> (0,769)	<b>-0,003</b> (0,975)	<b>0,036</b> (0,742)	<b>0,243</b> (0,111)
<b>IPIrus<sub>t-1</sub></b>	-	-	-	-	<b>0,084</b> (0,551)
<b>IPIrus<sub>t-2</sub></b>	-	-	-	-	<b>0,231</b> (0,117)
<b>RUB - USD</b>	<b>-1,077 ***</b> (0,001)	<b>-0,990 ***</b> (0,006)	<b>-1,157 ***</b> (0,000)	<b>-1,094 ***</b> (0,000)	<b>-0,251</b> (0,457)
<b>RUB - USD<sub>t-1</sub></b>	<b>0,621 **</b> (0,038)	<b>0,871 ***</b> (0,007)	<b>0,611 **</b> (0,017)	<b>0,796 ***</b> (0,004)	-
<b>KPIrus</b>	<b>-0,566</b> (0,643)	<b>-0,680</b> (0,604)	<b>-0,025</b> (0,987)	<b>-1,186</b> (0,363)	<b>-2,063</b> (0,187)
<b>S&amp;P 500</b>	<b>0,983 ***</b> (0,000)	<b>0,851 ***</b> (0,000)	<b>0,977 ***</b> (0,000)	<b>0,852 ***</b> (0,000)	<b>0,797 ***</b> (0,000)
<b>S&amp;P 500<sub>t-1</sub></b>	-	-	-	-	<b>0,355 **</b> (0,038)
<b>Justert R<sup>2</sup></b>	<b>0,449</b>	<b>0,407</b>	<b>0,692</b>	<b>0,625</b>	<b>0,587</b>

## 6.4 Gjennomgang og diskusjon av regresjonsresultater

Rekkefølgene for diskusjonen av regresjonsresultatene baseres på arbeidshypotesene presentert tidligere i oppgaven. Der hvor de samme eller lignende effekter av resultatene går igjen drøftes de grundig ved første observasjon ettersom modellene presenteres.

### 6.4.1 Oslo Børs Benchmark Index

#### Modell 1 for OSEBX for perioden 2000 til 2013:

Modell 1 fra Tabell 6.2 tar for seg våre utvalgte internasjonale og norske variablers effekt på avkastningen på Oslo Børs Benchmark index, og gir oss grunnlag til å svare på den første arbeidshypotesen vi satte opp. Vi tok utgangspunkt i at OSEBX ville påvirkes positivt av en økning i oljeprisen, noe modellen bekrefter med en positiv signifikant betakoeffisient på 0.097. Det vil si en økning på 1% i oljepris øker avkastningen på OSEBX med 0,097%. En forventer at en økt oljepris vil slå positivt ut på indeksen ved at oljeselskapene, som er notert på børsen og som utgjør en stor del av indeksen forventes å få høyere inntjening og at det vil, og gi ringvirkninger for annen oljerelatert virksomhet som er notert på OSEBX .

Betakoeffisienten for NIBOR med en laglengde er ikke signifikant på 5 % nivå, men er signifikant på 10% nivå. Det vil si en endring i renten for observasjonen med en måneds tidsforskyvning påvirker aksjeavkastningen i modellen, altså en tidsforsinket effekt. Ut fra våre beregninger er påvirkningen relativt svak, og den antas å være negativ ettersom vi forventer at renten vil ha et inverst forhold til aksjeavkastning som beskrevet i kapittel 4.3.2. Reduserte renter antas å gi lettere tilgang til lånefinansiering av prosjekter, noe som forventes å føre til bedre avkastning på egenkapitalen og derfor høyere utbetalt utbytte, i tillegg til redusert avkastningskrav. Våre resultater stemmer overens med Gjerde og Sættem's (1999) resultater, da de også fant en klar negativ sammenheng mellom aksjeavkastningen og renten i det norske markedet. Sadorsky (2001) fant også ut at renten hadde negativ påvirkning på aksjeavkastningen i det kanadiske markedet.

Av andre signifikante variabler vi har sett på i modellen skiller S&P500 seg ut, både fordi den viser seg å være relativt sterkt positivt korrelert med oljeprisen, samt at den på 10% nivå er signifikant på to laglengder. Betakoeffisientene for variabelen har verdiene 0,901, 0,251 og 0,099, hvorav de to første er sterkere enn koeffisienten for oljeprisen. S&P500 indeksen fungerer som en god pekepinn på hvordan tilstanden er i amerikansk økonomi, og således også

verdensøkonomien med tanke på USA posisjon som verdens største økonomi. I følge EIA (2014) importerer USA fremdeles over 20 % av sitt energikonsum, og importgraden når det gjelder energiprodukter i vårt analyseintervall har ligget mellom 20 og 60 %, noe som kan tyde på at de har en viss påvirkning på oljeprisutviklingen også, noe som også blir bekreftet av en positiv korrelasjonskoeffisient på 0,212.

Modellens justerte  $R^2$  er et mål på regresjonsmodellens forklaringskraft eller et presisjonsmål av estimatene, og forklaringskraften for denne modellen er relativt høy. Den er på 0,707, noe som betyr at 70,7% av variasjonen i den avhengige variabelen skyldes variasjonen på de uavhengige variablene.

### **Modell 1 for OSEBX for perioden mellom 2005 og 2013:**

Modell 1 fra Tabell 6.2 for OSEBX for perioden mellom 2005 og 2013 gir mye av de samme resultatene som Modell 1.1 for hele perioden. Det er de samme betakoeffisientene for de samme variablene som er signifikante med jevnt like verdier. Den mest interessante endringen er at betakoeffisienten for olje stiger fra 0,103 til 0,154. Det sier oss at effekten av oljeprisen på aksjeavkastningen på Oslo Børs ser ut til å bli sterkere som årene går i tidsintervallet mellom 2000 og 2013. NIBOR er fremdeles signifikant på 10% nivå på en laglengde med negativ verdi på 0,093. Vi forventer de samme mekanismene spiller inn som beskrevet i Modell 1.1 over.

Betakoeffisienten for valutakursen NOK mot USD er signifikant på 10% med en negativ verdi på -0,197. Denne er negativ og kan forklares med at OSEBX-indeksen synker når NOK depresierer seg mot USD, ettersom valutavariabelen i modellene er satt opp som egen valuta per USD. Inntektene i NOK per solgt fat i USD øker, mens kostnadsnivå for importerte varer og tjenester som utgjør en stor del av innsatsfaktorene i oljeindustrien og annen industri blir høyere. Dette stemmer overens med Bailey og Chung (1995) resultater som konkluderte med at svingninger i valutakursen har en signifikant påvirkning på en nasjons økonomi. Også Sadorskys (2001) tidligere forskning på aksjeavkastningen til kanadiske olje- og gass-selskaper ga lignende resultater, det vil si de viste en negativ koeffisient for valutakursen.

Koeffisientene for S&P500 viser seg å ha sterkest påvirkning på modellen for hele perioden. De er litt svakere sammenlignet med koeffisientene for S&P500 for hele perioden, og bare den første laggede koeffisienten er signifikant, noe som tyder på at i den siste delen av perioden har påvirkningen fra det amerikanske aksjemarkedet på Oslo Børs vært litt svakere.

## Oppsummering

Forklaringsgraden, justert  $R^2$ , til modellen for OSEBX for perioden 2005 til 2013 stiger til 0,762. Vår forventning og hypotese om at aksjeavkastning i Norge som oljeeksporterende nasjon stiger ved en økning i oljeprisen blir bekreftet av resultatene i modellen. Men det som viser seg å ha en sterkere effekt er utviklingen i verdensøkonomien og da spesielt den amerikanske økonomien uttrykt gjennom indeksen S&P500. *Arbeidshypotese 1* om at Oslo Børs Benchmark Index sin avkastning påvirkes positivt av en økning i oljeprisen kan bekreftes.

Vi antar at vi kan få litt problemer med noen av resultatene. Den høye korrelasjonen mellom S&P500 og OSEBX gir grunn til å mistenke noe multikollinearitet, selv om korrelasjonskoeffisienten er under grensen på 0,80. VIF-verdiene vi får for regresjonen som ligger vedlagt i appendiks E bestrider i midlertid dette.

### 6.4.2 Russian Trading System Index

#### Modell 2 for RTSI for perioden 2000 til 2013:

Modell 2 fra Tabell 6.3 tar for seg internasjonale og russiske variablers effekt på avkastningen på aksjeindeksen RTSI på Moskva børsen. Resultatene av våre beregninger viser at betakoeffisienten for oljepris er signifikant ulik null med en verdi på 0,316. Følgelig kan vi slutte at RTSIs avkastning påvirkes positivt av en økning i oljeprisen, og det bekrefter den andre arbeidshypotesen vi satte opp. Våre resultater samsvarer også med Bhar og Nikolovas (2009) resultater, som beviste at både aksje-avkastningen og volatiliteten i høy grad blir påvirket av oljeprisen og dens svingninger. Også Anatolyev (2008) påviste oljeprisens signifikante effekt på det russiske aksjemarkedet.

Vi kan også forkaste nullhypotesen for betakoeffisienten for MIBOR som er signifikant på 1% nivå. Denne er som ventet negativ og svakere i styrke enn koeffisienten for oljeprisen, men sammenlignet med NIBORs påvirkning på OSEBX ser den ut til å være vesentlig sterkere. Tidligere forskning på russiske data utført av Anatolyev(2008) bekrefter det samme.

Variabelen som skiller seg ut i denne modellen er valutakursen mellom russiske rubler(RUB) og amerikanske dollar (USD). Betakoeffisienten for den ordinære variabelen inkludert i modellen blir sterk negativ med en verdi på -1,077, mens variabelen med en laglengde er positiv og også relativt sterk med en verdi på 0,621. Begge er signifikante på 5% signifikansnivå.

Resultatene tyder på at effektene av fluktasjoner i valutakursen på aksjeavkastning er sterkere i Russland enn i Norge. Den laggede koeffisienten indikerer at ved høyere dollarkurs, det vil si høyere eksportinntekter omregnet til RUB, vil aksjeavkastningen på RTSI stige. Koeffisienten i ordinær form er signifikant på 1% nivå og negativ med en verdi på -1,077. Den tilsier at når USD appresierer mot RUB, synker avkastningen på RTSI. Det kan skyldes at en stor del av innsatsfaktorene som den russiske oljeindustrien kjøper, varer og tjenester, er RUB basert mens produktene som eksporteres er kvotert i USD og EUR noe som betyr at fortjenestemarginen øker.

En annen forklaring kan være at det kan finnes en form for reverseringseffekt. Reversering vil i økonomisk sammenheng si at en endring i retningen av en kurs- eller indeksutvikling, og dette kan tyde på at en appresiering i RUB mot USD først har en positiv effekt for utviklingen til aksjeavkastningen, for så å snu om som vi ser på observasjonen en måned etter. En slik reverseringseffekt kan gjerne observeres i lite likvide markeder som det russiske. RUB har tidligere vært under et fastkurs regime preget av lave handelsvolum, og da vil det gjerne oppstå illegale undermarked.

Benedictow, Fjærtøft og Løfsnes (2010) fant i sin forskningsrapport at utviklingen i RUB var nært knyttet til utviklingen i oljeprisen. De konkluderte med at en økning i oljepris fører til en sterkere RUB, i tråd med den hollandske syke-hypotesen. Dette stemmer også overens med våre resultater fra korrelasjonsanalysen i tabell 5.4 kapittel 5.5.1. Hollandsk syke er definert som et fenomen hvor et land i en kortere periode mottar ekstraordinære inntekter fra eksportinntekter fra salget av en naturressurs. Bruken av disse inntektene til økt innenlandsk forbruk og investeringer fører til at det utvikles en næringsstruktur som ikke er bærekraftig. Konsekvensen er at en bygger opp en for stor skjermet sektor og beskytter konkurranseutsatt sektor, slik at landet ikke klarer å betale for ønsket import (Farbot, 2010).

Vi hadde håpet variabelen for inflasjon kunne være til hjelp her ettersom russiske myndigheter i sin makroøkonomiske politikk heller har konsentrert seg om å holde RUB stabil mot viktige valutaer som USD og EUR, enn å forsøke å kontrollere inflasjonen- Men våre beregninger viser at den har ikke gitt signifikant resultat. Det vi vet er at RUB gjennom den perioden vi har analysert har appresiert mot USD både i nominelle, men også i reelle termer, grunnet økt internasjonal handel. Dette har skjedd på tross av forsøk fra Russland om å holde rubelkursen relativt stabil overfor andre harde valutaer (EIU, 2014). Tidligere forskning av Anatolyev



(2008) for perioden 1995 til 2004 viser lignende resultater for valutakursens påvirkning på det russiske aksjemarkedet. Fortegnet til effekten av valutakursendringer varierer fra negativ til positiv gjennom perioden. Ukonvensjonelle resultater rundt denne variabelen gjør det vanskelig å trekke en fast konklusjon.

Resultatet for koeffisienten for S&P500 er signifikant på 1% nivå, noe som bekrefter at også det russiske aksjemarkedet har en relativt sterk og positiv samvariasjon med utviklingen i S&P 500, enda sterkere enn i modellen for OSEBX. Korrelasjonskoeffisienten mellom RTSI og S&P500 er på 0,524 noe som indikerer en relativ høy samvariasjon. En forklaring kan være at USA er en stor oljeimportør. Selv om forholdet mellom USA og Russland tidligere har vært kjølig, har landene blitt viktige handelspartnere på energimarkedet. Anatolyev gjør lignende funn i sin forskning, og konkluderer med at faktorer som ”amerikanske aksjekurser og nasjonalt rentenivå” har stor betydning for utviklingen i det russiske aksjemarkedet og betydningen stiger mot slutten av perioden 1995 og 2004 som han undersøkte.

Modellens forklaringsgrad er 0,449 eller 44,9% noe som er noe lavere enn for OSEBX i samme periode. Dette tyder på at det finnes andre uavhengige variabler som vi ikke har inkludert i våre modeller og som kan forklare mer om avkastningen på RTSI enn OSEBX.

### **Modell 2 for RTSI for perioden 2005 til 2013:**

Modell 2 fra Tabell 6.3 for RTS indeksen for perioden fra 2005 til 2013 viser at betakoeffisienten for oljeprisen har steget markant fra 0,316 til 0,448. Som for OSEBX ser det ut til at effekten av oljeprisen på aksjeavkastningen blir sterkere mot slutten av tidsintervallet mellom 2000 og 2013. Noe overraskende skiller disse resultatene seg ut ifra Anatolyevs (2008) funn, ved at de går i motsatt retning. Han hevdet at oljeprisen hadde en avtakende effekt på markedet i nyere tid, mens våre resultater viser at oljeprisens effekt blir sterkere i nyere tid. Det skal dog sies at hans datamateriale strakk seg til 2004, mens vårt materiale dekker til og med 2013, noe som naturligvis har en betydning.

Variabelen for MIBOR på -0,136 er fremdeles signifikant på 10% nivå, men noe svakere i styrke. Det vil si at også disse resultatene har en tendens til å gå i motsatt retning av Anatolyevs. Våre resultater indikerer at den russiske renta har en svakere effekt på aksjeavkastningen i nyere tid, mens Anatolyevs (2008) resultater viste at den russiske renta hadde en økende effekt.

Koeffisientene for valutakursen mellom RUB og USD er signifikante på henholdsvis 1% og 5% nivå med en negativ verdi på -1,157 uten *lag* og 0,611 med en *laglengde*, det samme vi observerte for variabelen i hele perioden.

S&P500 har en positiv og signifikant variabel på 1% nivå med verdi på 0,977. Markant lavere for delperioden kontra for hele perioden i modell 2.1. Nok en gang finner vi resultater som samsvarer med Anatolyev, men vi finner motsatt utvikling i løpet av analyseperioden.

### **Oppsummering:**

Forklaringsgraden for modellen i delperioden sammenlignet med hele tidsintervallet stiger markant fra 0,449 til 0,692, noe den også gjorde for OSEBX. Dette tyder på at våre uavhengige variabler bedre forklarer forholdet mellom disse variablene og aksjeavkastningen i siste del av perioden ettersom antallet av signifikante koeffisienter i øker og har høyere verdier.

Oppsummert forteller Modell 2 for hele tidsintervallet og delperioden oss at aksjeavkastning i Russland som i Norge blir positivt påvirket av utviklingen i oljeprisen. Det finnes og flere likhetstrekk som for eksempel at indikatoren for industriproduksjon i landene ikke gir noe signifikant resultat. *Arbeidshypotese 2* satt opp i kapittel 1.3 om at RTSIs avkastning påvirkes positivt av en økning i oljeprisen kan dermed også bekreftes.

Variabelen for S&P500 har også sterkere påvirkning for utviklingen i begge indeksene enn variabelen oljeprisen alene. Ut i fra modellene ser det ikke ut til å være noe forskjell mellom hvordan den amerikanske økonomien påvirker en liten, såkalt åpen og utviklet økonomi som den norske og en som har vært mer lukket, og er en fremvoksende og stor økonomi som Russland.

### 6.4.3 Energiindeksen ved Oslo Børs, OSE10GI

#### Modell 3 for OSE10GI for perioden 2000 til 2013:

Modell 3 fra Tabell 6.2 representerer OSE10GI, energiindeksen ved Oslo Børs. Oljeprisen viste seg å være signifikant på 1% nivå og med en positivt betakoeffisient på 0,303. Vi hadde i utgangspunktet forventet at oljeprisen ville være en ledende indikator for utviklingen i denne indeksen og funnene bekrefter vår tredje arbeidshypotese

Betakoeffisienten for valutakursen NOK\_USD er i ordinær form ikke signifikant, men ved en laglengde er den signifikant på 1% nivå. Den har en positiv verdi på 0,281 som vil si at når kronkursen depresierer mot dollar, slår det positivt ut for avkastningen OSE10GI. Dette kan forklares med høyere inntekter uttrykt i NOK for salg av olje nominert i USD for oljeselskapene notert på OSE10GI.

Betakoeffisienten for S&P500 viste seg å være hele 0,915 og signifikant på 1% nivå, noe som viser seg å være en av de viktigste variablene som påvirker utviklingen for OSE10GI. Sammenlignet med Modell 1 for OSEBX observerer vi her en enda sterkere positiv betakoeffisient for S&P500 for energiindeksen

Vår modell for OSE10GI har en relativ sterkt forklaringsgrad med en justert  $R^2$  er lik 0,615, dette til tross for at vi ikke kunne forkaste nullhypotesen og si noe om hele tre av seks uavhengige variabler. Forklaringsgraden er høyere enn for den tilsvarende russiske energiindeksen, RTSog, presentert i Tabell 6.3, som kan tyde på at vi har klart å inkludere noen av de viktigste påvirkende faktorene for den norske energiindeksen.

#### Modell 3 for OSE10GI for perioden 2005 til 2013:

Betakoeffisienten for Brent er signifikant på 1% nivå med en positiv verdi på 0,358. Den er noe sterkere for delperioden sammenlignet med hele perioden.

Betakoeffisienten for valutakursen mellom norske kroner og amerikanske dollar er signifikant med en tidsforsinkende effekt med positiv verdi på 0,400, og vi noterer sterkere effekt siste del av perioden sammenlignet med hele tidsintervallet.

S&P500s koeffisient påvirkning på aksjeavkastningen til energiindeksen på Oslo Børs for perioden mellom 2005 og 2013 er signifikant på 1% nivå med en verdi på 0,925, noe som er marginalt høyere enn i modellen for hele perioden.

### **Oppsummering:**

Som vi har sett i de to andre modellene for delperiodene blir modellene svært like modellen for hovedperioden. De samme koeffisientene er signifikante som for hovedperioden med nokså lik styrke og retning. Forklaringsgraden stiger også fra 0,615 til 0,676 og følger samme trend som OSEBX indeksen i Modell 1.

Modell 3 for hele perioden og delperioden for OSE10GI bekrefter vår antakelse om at energiindeksen er sterkere påvirket av en endring i oljeprisen enn OSEBX. Vi kan ikke si noe om hvordan avkastningen til indeksen blir påvirket av den nasjonale renteutviklingen, men variabler som valutakurs med *lag* og utviklingen i den amerikanske S&P500 indeksen ser ut til å ha stor betydning for utviklingen i OSE10GI.

## **6.4.4 RTS Oil and Gas**

### **Modell 4 for RTSog for perioden 2000 til 2013:**

Modellen 4 fra Tabell 6.3 representerer den sektorspesifikke indeksen for den børsnoterte russiske olje- og gass-industrien. I likhet med forventningene våre for OSE10GI forventet vi å finne at endringer i oljeprisen skulle være blant variablene med sterkest påvirkning. Gitt at oljeprisen er signifikant på 1% nivå med en koeffisient på 0,352, kan vi forkaste nullhypotesen og bekrefte at oljeprisen har en positiv påvirkning på den sektorspesifikke indeksen for det russiske markedet. Koeffisienten er relativ lik den vi fant for OSE10GI, men litt sterkere.

Vi ser også likheter mellom RTS hovedindeks og RTSog, ved at det er de samme makroøkonomiske faktorene som har signifikant påvirkningskraft. Koeffisienten for den russiske renten MIBOR er signifikant på et 5% nivå og dens koeffisient er negativ på  $-0,159$ , det vil si at en økning i den russiske renta på 1% vil gi en reduksjon i avkastningen på 0,159% for den sektorspesifikke indeksen for olje- og gass-industrien. For valutakursen RUB mot USD er begge betakoeffisientene signifikante på 1% nivå. Koeffisienten uten *lag* er negativ med en verdi på 0,990, mens ved en laglengde er den positiv med verdi på 0,871. S&P500 indeksen som representerer det amerikanske aksjemarkedet har en betakoeffisient som er signifikant på 1% nivå på hele 0,851 noe som er den sterkeste i modellen.

Modellens forklaringsgrad er 0,407, gitt av faktoren justert  $R^2$ . Sammenlignet med våre andre modeller, med høyere  $R^2$  verdier, kan det tyde på at det finnes andre eksogene faktorer som har sterk påvirkning på RTSog som vi ikke har klart å gjort rede for i vår modell.

#### **Modell 4 for RTSog for perioden 2005 til 2013:**

I Modell 4 fra Tabell 6.3 for perioden mellom 2005 og 2013 er betakoeffisienten til Brent positiv med en verdi på 0,490 og signifikant på 1% nivå. Den er noe sterkere for delperioden, sammenlignet med hele perioden. Det samme gjelder for koeffisienten for S&P500.

Verdt å merke seg er det at betakoeffisienten for oljeprisen stiger betraktelig sammenlignet med hele perioden. Den går fra 0,352 til 0,490, og er signifikant på 1 % nivå i dette tilfellet. Av andre signifikante variabler finner vi her også variabelen for valutakursen mellom russiske rubler og amerikanske dollar, og S&P500. Den ordinære koeffisienten for rubelen mot dollar er sterk negativ, mens med en laglengde er den sterk positiv. S&P500 er også sterk positiv med en verdi på 0,852. Disse følger samme mønster når det kommer til styrke og retning som de resterende modellene for Russland.

Sammenligner vi RTSog for hele og delperioden stiger justert  $R^2$  betraktelig. Den går fra 0,407 til 0,625. Dette tyder på at våre uavhengige variabler er mer forklarende til utviklingen i siste del av perioden kontra når vi analyserer hele perioden.

Oppsummert forteller Modell 4 for hele perioden og delperioden oss mye av det samme. Som forventet er oljeprisen en ledende indikator for avkastningen til energisektoren i det russiske aksjemarkedet, og betydningen er enda sterkere enn for hele den russiske børsen. Begge modellene blir også sterkt influert av hvordan utviklingen går i den amerikanske økonomien uttrykt ved utviklingen i S&P500, men påvirkningen er litt svakere enn for RTS indeksen. Utviklingen i valutakursen ser ut til å være den faktoren som gir sterkest utslag, og denne skiller seg ikke særlig ut for Oil and Gas indeksen kontra de andre indeksene.

Modell 3 og Modell 4 gir oss svarene vi trenger for å besvare *Arbeidshypotese 3*. Vi kan bekrefte at energiindeksene ved Oslo Børs og RTS blir påvirket positivt av en økning i oljeprisen.

## 6.4.5 Konsumvareindeksen ved Oslo Børs, OSE30GI

### Modell 5 for OSE30GI for perioden 2000 til 2013:

Betakoeffisienten for oljeprisen er ikke signifikant på 1% nivå, men innenfor på 5% nivå, og har en verdi på 0,149. Den er positiv, men betydelig lavere enn indeksen for energisektoren ved Oslo Børs, og overraskende noe høyere enn for OSEBX fra Modell 1. Vi kan med det forkaste nullhypotesen om at påvirkningen av oljeprisen på OSE30GI er lik null.

S&P500 har to koeffisienter inkludert i modellen hvor begge er positive og signifikante på 1% nivå. Verdiene på 0,804 og 0,327 er relativt høye, og de er definitivt de sterkeste også i denne modellen. Indeksen ble inkludert for å ha en indeks som skulle være mindre sensitiv for oljepris og konjunktursvingninger, men ut i fra resultatene fra modellen blir nok Consumer Staples indeks påvirket sterkt av utviklingen i oljerelatert næringer, samt tilstanden til verdensøkonomien.

Modell 5 forklaringsgrad er på 0,314, betydelig lavere enn for OSEBX og OSE10GI for samme periode noe som tyder på at det er andre faktorer som vi ikke har inkludert blant våre uavhengige variabler som bedre forklarer hva som påvirker konsumvaremarkedet i Norge best.

### Modell 5 for OSE30GI for perioden 2005 til 2013:

Likhetstrekkene mellom Modell 5 for hele perioden og delperioden for OSE30GI er mange, men det som er verdt å merke seg er at koeffisienten for oljeprisen *ikke* lenger er signifikant. Her kan vi altså ikke forkaste nullhypotesen, og ikke hevde at oljeprisen påvirker OSE30GI i perioden mellom 2005 og 2013. Ellers følger koeffisientene til de andre variablene i stor grad samme mønster som i forrige modell. S&P500 er den eneste som er signifikant på 1% nivå for den ordinære variabelen og 5% nivå med tidsforsinkende effekt med verdier på 0,772 og 0,382.

### Oppsummering:

Modell 5 for hele og delperioden har en relativt lav forklaringsgrad på 0,314 for hele perioden og 0,293 for delperioden. Det tyder på at det finnes andre eksogene faktorer utelatt i våre modeller som vil være av stor betydning for utviklingen til Consumer Staples indeksene i Norge. Dette tyder på at våre utvalgte uavhengige variabler i utgangspunktet var bedre egnet til å forklare utviklingen i energiindeksen enn for konsumindeksen.

Oppsummert forteller Modell 5 oss at oljeprisen ser ut til å ha en svak påvirkning på konsumvareindeksen vi har inkludert for Oslo Børs. Denne effekten forsvinner dog når vi analyserer kun for perioden mellom 2005 og 2013 da betakoeffisienten for oljeprisen ikke lenger er signifikant. Indeksene for konsumvarer og –tjenester i Norge ser også ut til i mindre grad å være påvirket av internasjonale forhold ved lavere koeffisienter for S&P500 i ordinær og *lagget* form og ingen signifikant påvirkning gjennom valutakursendringer. Dette er som forventet da denne sektorindeksen skal være mer skjermet for konjunktursvingninger og ikke så konkurranseutsatt som energiindeksen.

## 6.4.6 RTS Consumer and Retail

### Modell 6 for RTSr for perioden 2005 til 2013:

RTS Consumer & Retail er det russiske svaret på OSE30GI indeksen som i utgangspunktet skal være mindre sensitiv for oljepris og konjunktursvingninger. Betakoeffisienten for oljeprisen Brent er her uventet høy og positiv med en verdi på 0,403, og signifikant på 1% nivå i motsetning for OSE30GI for samme periode. Vi kan med det forkaste nullhypotesen om at koeffisienten for Brent er lik null. MIBOR er også signifikant på 1% nivå med en negativ koeffisient på 0,326.

De siste koeffisientene for S&P500 er både positive, relativt sterke med en verdi på 0,797 og signifikant på 1% nivå i ordinær for. Ved en laglengde synker verdien til 0,355 og den er kun signifikant på 5% nivå.

### Oppsummering:

Modell 6 for RTS Consumer and Retail har en høy forklaringsgrad sett i denne oppgavens sammenheng med en justert  $R^2$  på 0,587. Det ser med det ut til at påvirkningen fra verdensøkonomien gjennom S&P500 og oljeprisen her har mye å si for konsumentforholdene i Russland. Resultatene tyder på at endringer i rentenivå kan ha mer å si for aksjeavkastningen til konsumvarevirksomheter i Russland enn for Norge.

Modellen for RTSr viser at avkastningen til indeksen for konsumvaresektoren i Russland blir i stor grad påvirket av endring i oljeprisen. Vi finner også at endringer i renten og S&P500. har stor påvirkning. Som for Norge er betakoeffisientene for valutakurs ikke signifikante, noe som kan forklares med at denne indeksen skal være mindre eksponert for internasjonal handel og sykluser sammenlignet de to andre russiske vi har analysert. For konsumvareindeks i Norge for

perioden mellom 2005 og 2013 var den justerte  $R^2$  0,293, om lag halvparten så stor som for denne russiske indeksen for samme tidsintervall. Det bygger opp under antakelsen av det er andre forhold som ikke er inkludert i modellene våre som forklarer utviklingen i aksjeavkastningen for konsumvaresektoren i Norge.

Med disse resultatene fra Modell 5 og Modell 6 kan vi *avkrefte* den *fjerde arbeidshypotesen* vi satte opp om at de antatt ikke-oljesensitive konsumindeksene på Oslo Børs og RTS *ikke* påvirkes av en økning i oljeprisen. Våre resultater tyder på det motsatte, at konsumindeksene påvirkes til en overraskende høy grad av utviklingen i oljeprisen. På indeksen for OSE30GI i perioden mellom 2005 og 2013 får vi ikke her noe signifikant resultat, men ettersom vi har påvist signifikant positiv påvirkning i perioden mellom 2000 og 2013 kan vi *avkrefte* at indeksene *ikke* påvirkes av en økning i oljeprisen.



## 7 Konklusjon

Formålet med oppgaven var å undersøke hvilken effekt oljeprisen har på aksjeavkastningen i de to oljeeksporterende nasjonene Norge og Russland. Vi ønsket også i oppgaven å undersøke om effekten av en endring i oljepris har endret seg gjennom perioden. På grunn av årsaker som tilgjengelig data, den økonomiske tilstanden i Russland og utvikling i oljeprisen ble analysene gjennomført for perioden mellom år 2000 og 2013, samt isolert for årene mellom 2005 og 2013.

Vår hypotese er at det finnes en positiv effekt av endringer i oljepris på aksjeavkastning i de to landene. Dette er rimelig ettersom Norge og Russland er de store oljeeksportører i det globale energimarkedet. Produksjon og eksport av olje og gass er en viktig del av økonomien i disse landene og bør derfor ha en sterk effekt på aksjemarkedene. Det ga følgende problemstilling og arbeidshypoteser:

Hvordan påvirker oljeprisen og andre utvalgte makroøkonomiske variabler det norske og det russiske aksjemarkedet? Stiger avkastningen på hoved-, energi- og konsumvareindeksene til Oslo Børs og RTS når oljeprisen stiger?

For å svare på dette konstruerte vi 6 modeller for å analysere påvirkningskraft fra utvalgte makrovariabler har hatt på aksjeavkastning på våre utvalgte aksjeindekser fordelt på de to børsene.

Hovedkonklusjon i oppgaven vår er at oljeprisen har en positiv effekt på aksjeavkastningen i Norge og Russland. For de norske børsindeksene har vi funnet positiv og signifikant sammenheng mellom aksjeavkastning på OSEBX, OSE10GI, OSE30GI og oljeprisen for hele perioden mellom 2000 og 2013. Vi kan også konkludere med at effekten av oljeprisen har blitt sterkere mot slutten av perioden for OSEBX og energisektorindeksen. Dette gjelder ikke for konsumvaresektoren der vi ikke fikk noe signifikant resultat for oljeprispåvirkning for denne siste perioden. Dette var som ventet da indeksen representerer selskap som ikke er direkte eksponert mot oljebransjen og den skal være mindre utsatt for økonomiske sykluser. Dette viser at ikke hele det norske aksjemarkedet blir påvirket av utviklingen i oljeprisen.

For det russiske aksjemarkedet er resultatene signifikante og i likhet med de norske resultatene påviser de et positivt forhold. Utvikling i oljeprisen ser ut til å spille en stor rolle for aksjeavkastning i Russland. Samtlige av de russiske børsindeksene vi inkluderte ble påvirket av utviklingen i oljeprisen, og oljeprisens utvikling viste seg å ha større betydning for

avkastningen i det russiske aksjemarkedet sammenlignet med det norske aksjemarkedet, noe som kan tyde på at aksjemarkedet i Russland blir mer påvirket av oljeprisen enn aksjemarkedet i Norge. Resultatene viser samme trend ved at effektene av oljeprisutviklingen er sterkere når vi isolert bare ser på siste del av perioden.

At oljeprisen har fått en større effekt på utviklingen i aksjeavkastningen den siste perioden, 2005 til 2013, skyldes nok at flere store olje- og gass-selskap i begge nasjonene har blitt børsnotert noe som har ført til en enda sterkere energisektorer. I tillegg har utviklingen i oljeprisen fra 2006 til 2013 vært stigende men med enda større kortsiktig volatilitet jf. figur 4.4 i kapittel 4.4.2.

Av andre faktorer vi inkluderte i modellene hadde variabelen for rente som forventet et negativt forhold til aksjeavkastningen. Variabelen vi inkluderte som skulle representere utviklingen i verdensøkonomien, S&P500, viste seg å ha veldig stor og positiv forklaringskraft for samtlige indekser i Norge og Russland som vi analyserte. Hvordan den økonomiske situasjonen er i USA er fremdeles viktig for utviklingen i resten av verdensøkonomien, især med tanke på USAs posisjon på verdens energimarked.

Koeffisienten for valutakurs viste seg også å gi noen bemerkelsesverdige resultater, spesielt forholdet mellom rubelen og den amerikanske dollaren. En endelig forklaring på hva det skyldes er vanskelig å gi. Russiske myndigheter har hatt som mål å holde rubelen stabil mot viktige valutaer som USD og EUR for å kunne gi stabile rammebetingelser for konkurranseutsatte bransjer i Russland. Små fluktasjoner i valutakursen ser ut til å gi store utslag på aksjeavkastningen, da spesielt i energisektoren.

Variablene for inflasjon og industriproduksjon ga ingen signifikante resultater i våre modeller. Det var ikke som forventet ettersom utviklingen og politikken rundt i inflasjonsnivå i Norge og Russland i perioden har vært divergerende. En forklaring for industriproduksjon kan være variabelen for IPI omfatter en hel rekke industri, men for nasjoner som Norge og Russland hvor olje- og gassindustrien er dominerende, klarer ikke faktoren for IPI å gjengi effekten fra industrien på aksjeavkastningen.

Våre antagelser før analysene ble gjennomført stemte stort sett overens med resultatene fra tidligere empiri. Oljeprisen har en positiv signifikant effekt på aksjeavkastningen i Norge og Russland, som blir påvirket i ulik retning av andre makroøkonomiske variabler. De

oppsiktsvekkende resultatene rundt effekten av endringer i valutakurs er det vanskelig å si noe endelig om utover tidligere drøfting.

### **7.1 Svakheter ved analysen**

Resultatene ved denne type analyse er svært sensitive overfor endringer i modellspesifisering og endring i datamaterialet. Vi har forsøkt å være nøye og varsomme ved slike endringer.

Andre variabler kunne også vært inkludert for å gi mer forklarende modeller, mens andre variabler kunne vært eliminert bort. Det har gjerne vært litt for høy korrelasjon mellom noen av de uavhengige variablene inkludert i våre modeller.

I stedet for OLS kunne vi også ha benyttet oss av en vektor autoregresiv (VAR) modell, som skal være mer fleksibel modell for å analysere multivariate tidsserie data.

## 8 Litteraturliste

Aarnes, H. (2011, 3. februar). Litt statistikk,

Hentet fra:

<http://www.mn.uio.no/ibv/tjenester/kunnskap/plantefys/matematikk/stat.html#konfidensintervall>

Aastveit, K, A., Bjørnland, H, C. & Thorsrud, L, A. (2012) What drives oil prices? Emerging versus developed economies. *CAMP Working Paper Series. No2/2012*

Anatolyev, S. (2008). A 10-year retrospective on the determinants of Russian stock returns, *Research in international business and finance* 22, 55-67,

Hentet 14.05.2014 fra: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ribaf.2006.12.001>

Applied Statistics Handbook (2014). Hentet fra: <http://www.acastat.com/Statbook/molsr2.htm>

Bank of Russia (2014) The Central Bank of the Russian Federation: Calculation of interbank lending rates MIBID, MIBOR, MIACR, MIACR-IG, MIACR-B and interbank lending turnover Hentet fra 16.04.2014:

[http://www.cbr.ru/eng/hd\\_base/print.aspx?file=mkr/Comment.htm&pid=mkr\\_base&sid=ITM\\_44869](http://www.cbr.ru/eng/hd_base/print.aspx?file=mkr/Comment.htm&pid=mkr_base&sid=ITM_44869)

Basher, S. A. & Sadorsky, P. (2006). Oil price risk and emerging stock markets. *Global Finance Journal*, 17, 224-251.

Hentet fra: [http://www.syedbasher.org/published/2006\\_GFJ.pdf](http://www.syedbasher.org/published/2006_GFJ.pdf)

Bekaert, G. & Harveys, G. (2003). Emerging markets finance. *Journal of Empirical Finance*, 10, 3-55, hentet 02.04.2014 fra:

[https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Research/Published\\_Papers/P83\\_Emerging\\_markets\\_finance.pdf](https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Research/Published_Papers/P83_Emerging_markets_finance.pdf)

Benedictow, A., Fjærtøft, D. & Løfsnær, O. (2010) Statistisk Sentralbyrå, Discussion Papers No. 617: *Oil dependency of the Russian economy: an econometric analysis*

Hentet 29.05.2014 fra: <http://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/DP/dp617.pdf>

Bjørnstad, J. (2009). Hypotesetesting: statistikk. Store norske leksikon. Hentet 31.03.2014 fra:

<http://snl.no/hypotesetesting%2Fstatistikk>.

Blakkisrud H. (2009) Norsk utenrikspolitisk institutt: *Hvor hender det? Nr. 12: Russland: Maktskifte i Kreml*

Hentet 05.03.2014 fra:

[http://hvorhenderdet.nupi.no/Artikler/2008-2009/Russland-Maktskifte-i-Kreml/\(part\)/1](http://hvorhenderdet.nupi.no/Artikler/2008-2009/Russland-Maktskifte-i-Kreml/(part)/1)

Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A. (2011). Investments and Portfolio Management. New York, USA. McGraw-Hill/Irwin.

Boye, K. & Dahl, G. (1997). *Verdsettelse i teori og praksis*. Cappelen Akademisk.

Boye, K. & Koekebakker, S. (2006). *Finansielle emner*. Cappelen akademisk.

Boye, K. & Koekebakker, S. (2011). *Kapitalverdimodellen – tips til praktisk implementering*. Hentet 10.02.2014 fra: <http://finansielleemner.cappelendam.no/binfil/download.php?did=17180>

British Petroleum (BP) (2013) *Statistical Review of World Energy 2013: Oil consumption*  
Hentet 18.02.2014 fra:  
<http://www.bp.com/en/global/corporate/about-bp/energy-economics/statistical-review-of-world-energy-2013/review-by-energy-type/oil/oil-consumption.html>

Bruno, M. & Sachs, J. (1982). Energy and Resource Allocation: A Dynamic Model of the Dutch Disease. *Review of Economic Studies*, 845-859,  
Hentet fra:  
<http://www.earth.columbia.edu/sitefiles/file/about/director/pubs/ReviEconStudies0782%20.pdf>

Bøhren, Ø. & Gjørnum, P. (2009). *Prosjektanalyse: Investering og Finansiering*. Fagbokforlaget.

Chen, N., Roll, R., & Ross, S.A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 59(3), 383-403,  
Hentet fra:  
[http://rady.ucsd.edu/faculty/directory/valkanov/pub/classes/mfe/docs/ChenRollRoss\\_JB\\_1986.pdf](http://rady.ucsd.edu/faculty/directory/valkanov/pub/classes/mfe/docs/ChenRollRoss_JB_1986.pdf)

Chollete, L (2013) *Lecture 5: Equilibrium In Capital Markets B*  
Hentet fra: Universitet i Stavanger Investments MØA 205 Itslearning

Dahl, G. (2011). *Praktisk økonomi & finans*. Universitetsforlaget.

Davidson, B. (2011). Forelesningsnotater i statistikk, 8 Hypotesetest.  
Hentet 12.02.2014 fra Universitet i Tromsø:  
<http://ansatte.uit.no/bjorn.davidson/StatistikkNotater/Hypotesetest.pdf>

Det Kongelige Olje- og Energidepartement (OED) (2013) *Norsk oljehistorie på 5 minutter*  
Hentet 10.04.2014 fra:  
[http://www.regjeringen.no/nb/dep/oed/tema/olje\\_og\\_gass/norsk-oljehistorie-pa-5-minutter.html?id=440538](http://www.regjeringen.no/nb/dep/oed/tema/olje_og_gass/norsk-oljehistorie-pa-5-minutter.html?id=440538)

Det Kongelige Olje- og Energidepartement (OED), 2011 Meld. St. 28(2010-2011). *En næring for framtida – om petroleumsvirksomheten*

Dippoliti, C. (2014). *E-Study Guide for: Economics and Diversity*. Cram101 Textbook Reviews.

Economic Intelligence Unit (EIU) (2008) Economist Intelligence Unit : *Country Profile:Russia 2008*

Economic Intelligence Unit (EIU) (2014) Economist Intelligence Unit : *Country Report:Russia 2013*

Eikemo, T. (2005). SOS3003 Anvendt statistisk dataanalyse, øving 3 og 4.

Hentet 12.02.2014 fra Norges Tekniske og Naturvitenskaplige Universitet;  
<http://www.sv.ntnu.no/iss/Terje.Eikemo/sos3003/oving3og4.pdf>

Evans, G. (2012) *Economics 104 Chapter 3 - Financial Economics A Supply and Demand Model for Stocks*

Hentet 11.02.2014 fra: <http://www2.hmc.edu/~evans/CH3StockSD.pdf>

Fama, E. F. (1965): *Financial Journal*, Vol. 21, *Random Walk in Stock Market Prices*, s 55-59 Hentet 07.02.14 fra:

<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download;jsessionid=EEF9FE8883EBC5C49D3918CD39FF1CE7?doi=10.1.1.4.8514&rep=rep1&type=pdf>

Fama, E.F. (1970) *The Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, *Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*,

Hentet 08.02.2014 fra: <http://www.jstor.org/stable/2325486>

Farbot, A (2010) *Magma* 3/10: *Advarer mot hollandsk syke*

Hentet fra: 29.05.2014: <http://www.magma.no/advarer-mot-hollandsk-syke>

Field, A. (2005) *Discovering Statistics Using SPSS 2.ed.* Sage Publications Ltd

Financial Markets. *Journal of Futures Markets*, 16(1), 1-27.

Hentet fra:

[http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/\(SICI\)1096-9934\(199602\)16:1%3C1::AID-FUT1%3E3.0.CO;2-Q/pdf](http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/(SICI)1096-9934(199602)16:1%3C1::AID-FUT1%3E3.0.CO;2-Q/pdf)

Flesland, H.M. & Rathem, C. (2013) *Eksisterer det sektorspesifikke variasjoner knyttet til endringer i valgte makroparametere?* Masteroppgave, Norges Handelshøyskole, Institutt for Foretaksøkonomi

Hentet fra:

[http://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/169883/1/Flesland\\_og\\_Rathem\\_2013.pdf](http://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/169883/1/Flesland_og_Rathem_2013.pdf)

Franke, G. (2010). *Marketing research.* Wiley International Library.

doi: 10.1002/9781444316568.wiem02066

Gatuhi, S. & Macharia, P (2013) *Influence of Oil Prices on Stock Market Performance in Kenya*, University of Agriculture and Technology, Kenya

Hentet 02.04.2014 fra: <http://www.ijmbs.com/34/simon.pdf>

Gisser, M. & Goodwin, T. H. (1986). *Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions: Note.* *Journal of Money, Credit and Banking*, 18(1), 95-103.

Hentet fra: <http://www.jstor.org/stable/1992323>

Gjerde, Ø. & Sættem, F. (1999). *Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy.* *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9(1), 61-74.

Hentet fra: [http://dx.doi.org/10.1016/S1042-4431\(98\)00036-5](http://dx.doi.org/10.1016/S1042-4431(98)00036-5)

Gujarati D. (2003). *Basic Econometrics*. McGraw Hill

Gullickson, A. (2005). Introduction to social data analysis. Forelesning: Data Collection and Statistical Inference; t-test and t-distribution.

Hentet 12.02.2014 fra: [http://pages.uoregon.edu/aarong/teaching/G4074\\_Outline/node23.html](http://pages.uoregon.edu/aarong/teaching/G4074_Outline/node23.html)

Haksvåg, U., Hove, K. & Sendstad, C. (2012) *Forsvarets forskningsinstitutt (FFI): Skremmende tall? – realismen i det russiske våpenprogrammet GPV-2020, Kap. 2: Makroøkonomisk utvikling i Russland.*

Hentet 20.05.2014 fra: <http://www.ffi.no/no/Rapporter/12-00356.pdf>

Hamilton, J. (2012) *Historical Oil Shocks. Kap. 5. 1997-2010: A new industrial age.*

Department of Economics: University of California, San Diego

Hentet fra: 27.04.2014: [http://econweb.ucsd.edu/~jhamilton/oil\\_history.pdf](http://econweb.ucsd.edu/~jhamilton/oil_history.pdf)

Hamilton, J.D. (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91(2), 228-248, hentet fra:

<http://www.jstor.org/stable/1832055>

Henriksen, L.E. & Killingstad, M. (2013) *Oljeprisens betydning på aksjemarkedet* Masteroppgave, Universitetet for Miljø- og biovitenskap, Institutt for økonomi og ressursforvaltning

Hentet fra:

<http://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/187556/1/Masteroppgave%20av%20Killingstad%20og%20Henriksen.pdf>

Huang, R., Masulis, R.W. & Stoll, H.R. (1998). Energy Shocks and International Monetary Fund (IMF) (2011) *World Economic Outlook April 2011: Chapter 3. Oil Scarcity, Growth, and Global Imbalances*

Hentet 13.02.2014 fra: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2011/01/pdf/text.pdf>

Johnson, P. & Duberley, J. (2000). *Understanding Management Research*. SAGE Publications Ltd.

Jones, C.M. & Kaul, G. (1996). Oil and the Stock Markets. *The Journal of Finance*, 51(2), 463-491. doi: 10.2307/2329368

Kaneko, T. & Lee, B. (1995). Relative Importance of Economic Factors in the U.S. and Japanese Stock Markets. *Journal of the Japanese and International Economies*, 9(3), 290-307, hentet fra: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0889158385710155>

Ljosland, M. (1997). 7,4 Hypotestetesting. Hentet 12.02.2014 fra Høyskolen i Sør-Trøndelag: <http://aitel.hist.no/~mildrid/statistikk/forelesning/aud11/tsld014.htm>

Lundberg, N. & Hagland, J. (2009). Store norske leksikon: *Petroleum: historikk.*

Hentet 03.04.2014 fra: <http://snl.no/petroleum%2Fhistorikk>

Maysami, R. C., Howe, L. C. og Hamzah, M. A. (2004) *Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices*.

Hentet 02.05.2014 fra: [http://pkukmweb.ukm.my/penerbit/jurnal\\_pdf/Jp24-03.pdf](http://pkukmweb.ukm.my/penerbit/jurnal_pdf/Jp24-03.pdf)

McGowan, C. B. (2011). An Analysis Of The Technical Efficiency Of The Russian Stock Market, *International Business & Research Journal* 10, 10.

Hentet 14.05.2014 fra: <http://journals.cluteonline.com/index.php/IBER/article/view/5977/6055>

Moe, A. (2013). Store norske leksikon: *Økonomi Og Næringsliv I Russland*.

Hentet 03.04.2014 fra: [http://snl.no/%C3%98konomi\\_og\\_n%C3%A6ringsliv\\_i\\_Russland](http://snl.no/%C3%98konomi_og_n%C3%A6ringsliv_i_Russland).

Moe, Arild. (2013). *Store norske leksikon: Økonomi Og Næringsliv I Russland*.

Hentet 10. 04. 2014 fra: [http://snl.no/%C3%98konomi\\_og\\_n%C3%A6ringsliv\\_i\\_Russland](http://snl.no/%C3%98konomi_og_n%C3%A6ringsliv_i_Russland)

Mohanty, S., Nandha, M. & Bota, G. (2010). Oil shocks and stock returns: The case of the Central and Eastern European (CEE) oil and gas sectors. *Emerging Markets Review*, 11(4), 358-372.

Hentet 13.02.2014 fra: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ememar.2010.06.002>

Moscow Exchange (MoEx) (Juli 2013) *Moscow Exchange: RTS INDEX June 2013*

Nechyba, T (2011) *Microeconomics: An Intuitive Approach with Calculus International Edition*, South-Western Cengage Learning

Norges Bank (2013) Norges Bank: Pengepolitikk i Norge: Inflasjon.

Hentet 20.05.2014 fra: <http://www.norges-bank.no/no/prisstabilitet/inflasjon/>

Næs, R, Skjeltorp, J & Ødegaard, B.A (2008) Norges Bank: *Industrisammensetningen av Oslo Børs*  
Oslo Børs (2014)

Oslo Børs: Kurser og marked: Aksjeindekser

Hentet 26.03.2014 fra:

[http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexList?newt\\_\\_menuCtx=1.6](http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexList?newt__menuCtx=1.6)

Oslo Børs (2014) *Oslo Børs: Kurser og marked: Oslo Børs Benchmark Index, OSEBX*

Hentet 26.04.2014 fra:

[http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt\\_\\_ticker=OSEBX](http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt__ticker=OSEBX)

Petroleum Services Association of Canada (PSAC) (2013) *Business: Industry Overview*

Hentet 03.03.14 fra:

<http://www.pfac.ca/business/industry-overview/>

Sadorsyk, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21(5), 449-469,

Hentet fra: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988399000201>

Savin, N. & White, K. (1977) *Econometrica* 45, Critical Values for the Durbin-Watson Test

Hentet 03.06.2014 fra: <http://www.stanford.edu/~clint/bench/dwcrit.htm>



Smith, G (2013) *Bloomberg: U.S. to Be Top Oil Producer by 2015 on Shale, IEA Says*

Hentet 05.04.2014 fra:

<http://www.bloomberg.com/news/2013-11-12/u-s-nears-energy-independence-by-2035-on-shale-boom-iea-says.html>

Statoil (2012) *Statoil: Vår historie*

Hentet 26.04.2014 fra: <http://www.statoil.com/no/about/history/pages/ourhistory.aspx>

The Moscow Exchange (MOEX) (2013). *Moscow Exchange: Equity indices : Constituents of Sectoral Indices* Hentet 26.03.2014 fra: <http://rts.micex.ru/s933>

The Moscow Exchange (MOEX) (2014) *The Moscow Exchange: Fact sheet: RTS Index: Moscow Exchange Indices Constituents*

Hentet 26.04.2014 fra: <http://moex.com/s776>

Tjersland, J. & Haugan, B. (03.03.2014) *Verdens Gang: Krim-krisen: Slik påvirkes norsk økonomi*

Hentet 15.03.2014 fra:

<http://www.vg.no/nyheter/innenriks/russland/krim-krisen-slik-paavirkes-norsk-oekonomi/a/10137522/>

Tranøy, K. (2014). *Store norske leksikon: Hypotese*

Hentet 30. mai 2014 fra: <http://snl.no/hypotese>.

University of North Texas (UNT). (2013). *Data Analysis & Computers II: Assumption of Normality*

Hentet 22.04.2014 fra:

<http://www.utexas.edu/courses/schwab/sw388r7/SolvingProblems/AssumptionOfNormality.ppt>

Urstad, M. (2011). *Oljepris og aksjemarked: En økonometrisk analyse*

Masteroppgave, Universitet i Stavanger, det samfunnsvitenskapelige fakultet, Handelshøgskolen ved UIS. Hentet fra:

<http://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/183835/Urstad,%20Marius.pdf?sequence=1>

US Energy Information Administration (2012) *Country Report: Norway*

Hentet 19.02.2014 fra: <http://www.eia.gov/countries/cab.cfm?fips=NO>

US Energy Information Administration (2013) *Country Report: Russia*

Hentet 19.02.2014 fra:

<http://www.eia.gov/countries/analysisbriefs/Russia/russia.pdf>

US Energy Information Administration (EIA) (2012) *What are the products and uses of petroleum?*

Hentet 20.02.14 fra: <http://www.eia.gov/tools/faqs/faq.cfm?id=41&t=6>

US Energy Information Administration (EIA) (2013) *AEO2014 Early Release Overview: Petroleum and other liquids* Hentet 26.02.14 fra: [http://www.eia.gov/forecasts/aeo/er/early\\_production.cfm](http://www.eia.gov/forecasts/aeo/er/early_production.cfm)

US Energy Information Administration (EIA) (2014) *Energy & Financial Markets: What Drives Crude Oil Prices?*

Hentet fra: <http://www.eia.gov/finance/markets/>

Wang, Y., Wu, C. & Yang, L. (2013). Oil price shocks and stock market activities: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *Journal of Comparative Economics*, 41(4), 1220-1239, Hentet fra: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jce.2012.12.004>

Wooldridge, J. (2009) *Introductory Econometrics* South-Western CENGAGE Learning

Åslund, A. & Hufbauer, G. (2011) Peterson Institute For International Economics: *Policy Brief: The United States Should Establish Permanent Normal Trade Relations with Russia*

Hentet 08.05.2014 fra:

<http://www.iie.com/publications/pb/pb11-20.pdf>

# Appendiks

## Appendiks A

### Korrelasjonsanalyse

Korrelasjon måler samvariasjon mellom to eller flere variabler hvor verdien er gitt som en korrelasjonskoeffisient. Korrelasjonskoeffisienten må ha en verdi mellom -1 og 1, hvor ytterpunktet -1 indikerer perfekt negativ korrelasjon. Det vil si at variablene, i vårt tilfelle tidsseriedataen, beveger seg med identisk mønster, men i motsatt retning av hverandre. Ved korrelasjonskoeffisient på 1 perfekt positiv korrelasjon, går variablene i identisk mønster i samme retning. En korrelasjonskoeffisient på null vil si variablene ikke har samvariasjon i det hele tatt (Bodie et al. 2011).

### Regresjonsanalyse

Regresjonsanalyse er en kvantitativ, statistisk metode som brukes for å finne sammenhenger mellom to eller flere variabler. Metoden er derfor svært nyttig når man vil undersøke økonomiske trender eller fenomener. Den brukes ved å finne ett tilnærmet uttrykk for hvordan den avhengige variabelen vil bli påvirket som en lineær funksjon av de andre uavhengige variablene. I motsetning til korrelasjonsanalyse som kun påviser hvorvidt det er korrelasjon mellom variabler, så kan regresjonsanalyse vise i hvilken grad en variabel samvarierer med en annen variabel. I vår oppgave vil da avkastningen på aksjemarkedet være den avhengige variabelen, som befinner seg på venstre siden av funksjonen, mens de påvirkende uavhengige makrovariablene vil befinne seg på høyre side (Field, 2005).

En multippel regresjons (MLR) er gitt ved:

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_n X_{in} + \mu_i,$$

Hvor  $Y_i$  er den avhengige variabelen, avkastningen på aksjemarkedet. Konstantleddet er gitt ved  $\alpha$ , som er skjæringspunktet til den lineære funksjonen.  $\beta_n$  er forholdstallet som beskriver forholdet mellom variabelen  $X_n$  og  $Y_i$ . Feilleddet  $\mu_i$  fanger opp støy og andre uobserverte faktorer som påvirker den avhengige variabelen. Det forutsettes at  $Y_i$  er stokastisk, mens  $X_n$  er deterministisk, og kan sammen med  $\alpha$  bli determinert gjennom *minste kvadraters metode (OLS)* (Wooldridge 2009).

I våre regresjonsanalyser, hvor flere uavhengige variabler påvirker én avhengig, tester man forklaringskraften til parameterne ved en F-test, gitt ved:

$$F = \frac{R^2 \div (K-1)}{1-R^2 \div (T-K)} \sim F_{K-1, T-1}$$

Hvor  $T$  er antall observasjoner og  $K$  er antall forklarende variabler i regresjons modellen. F-testen følger en F-fordeling og en multivariat regresjonsmodell vil ha antall frihetsgrader gitt ved  $T - K$ .

### Minste kvadraters metode

Minste kvadraters metode, kanskje bedre kjent som Ordinary Least Squares (OLS) er den vanligste formen for lineær regresjon. For at resultatene av OLS analysen skal ha ønskede egenskaper og at det skal kunne gjennomføres statistiske tester av koeffisientestimatene med validitet må følgende fem forutsetninger for feilleddet  $\mu_t$  være oppfylt.

$$1. E(\mu_t) = 0$$

Feilleddet har forventet verdi lik null

$$2. var(\mu_t) < \infty$$

Variansen til feilleddet er konstant og endelig over alle verdier for  $X_t$

$$3. cov(\mu_j, \mu_i) = 0$$

Feilleddene har ingen sammenheng med hverandre

$$4. cov(\mu_t, X_t) = 0$$

Det er ingen sammenheng mellom feilleddet og den forklarende verdien  $X_t$

$$5. \mu \sim N(0, \sigma^2)$$

Feilleddet er normalfordelt.

Gitt Gauss-Markovs teorem vil OLS estimatene for  $\alpha$  og  $\beta$  da gi *Best Linear Unbiased Estimators*, BLUE, dersom de fem nevnte forutsetningene er oppfylt. *Best* referer til at OLS estimatene av  $\beta$  har den laveste variansen av alle lineære forventningsrette estimatorer. *Linear* vil si at de estimerte  $\alpha$  og  $\beta$ 'ene er lineære. *Unbiased*, eller forventningsrett, betyr at i gjennomsnitt vil den estimerte  $\alpha$  og  $\beta$  vær lik de sanne verdiene for  $\alpha$  og  $\beta$ . *Estimators* sier avslutningsvis at  $\hat{\alpha}$  og  $\hat{\beta}$  vil være estimatorer for de virkelige verdiene til  $\alpha$  og  $\beta$  (Wooldridge 2009).

## Appendiks B

Augmented Dickey-Fuller prosess og verdier.

I en ADF-prosess kjøres en regresjon med  $Y_t$  som avhengig variabel og  $Y_{t-1}$  som uavhengig variabel, for å finne ut om  $\delta$  er statistisk signifikant lik null eller ikke. Hvis  $\delta$  er statistisk signifikant lik null indikerer det at tidsserien er ikke-stasjonær. Dersom nullhypotesen  $\delta = 0$  forkastes, vil  $Y_t$  være en stasjonær tidsserie. Matematisk uttrykkes enhetsrotstesten slik når  $Y_t$  følger en "random walk":

$$\begin{aligned} Y_t &= \rho Y_{t-1} + u_t \\ -1 &\leq \rho \leq 1 \\ Y - Y_t - 1 &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

Teststatistikken i enhetsrots testen er:

$$\tau = \frac{\hat{\beta}}{SE(\hat{\beta}^2)}$$

Ettersom nullhypotesen antar ikke-stasjonær tidsrekke følger ikke denne testen den vanlige t-fordelingen. For å avgjøre signifikant benytter man seg av kritiske verdier utviklet av David Dickey og Wayne Fuller som er simulert på eksperiment med "white noise". Disse er siden er blitt justert.  $\tau$ -verdiene er mer negative enn de tradisjonelle t-verdiene, og forskjellig for de tre ulike utgavene av testen. Felles for alle er likevel at nullhypotesen blir forkastet dersom  $\tau \leq \tau_c$ . Hvorav  $\tau_c$  er benevnelsen for den kritiske  $\tau$ -verdien.

*ADF-verdier for datavariabler på nivåform for hele perioden, 2000-2013*

Varibel	t-verdi		t-verdi	
	N = 168		N = 108	
OSEBX		-0,990		-2,071
OSE10GI		-1,032		-2,711 *
OSE30GI		-1,496		-2,120
RTS		-1,748		-2,626 *
RTSog		-2,077		-2,891 **
RTScr		-1,985		-1,985
Oljepris		-1,456		-2,307
NIBOR		-2,212		-1,543
MIBOR		-4,299		-2,308
IPI_NOR		-0,236		-1,909
IPI_RUS		-1,548		-1,787
NOK_USD		-1,457		-3,384 **
RUB_USD		-2,157		-1,732
S&P500		-0,868		-0,572
<b>Kritiske nivå</b>	$\alpha = 0,1$	-5,156	$\alpha = 0,1$	-2,581
	$\alpha = 0,05$	-5,766	$\alpha = 0,05$	-2,888
	$\alpha = 0,01$	-6,96	$\alpha = 0,01$	-3,491

Ser at ADF-verdiene ikke overgår kritisk nivå, og vi må beholde nullhypotesen om at de er ikke-stasjonære.

## Appendiks C

Korrelasjonsmatrise for delperioden, 2005-2013

Variabler fra det *norske* markedet.

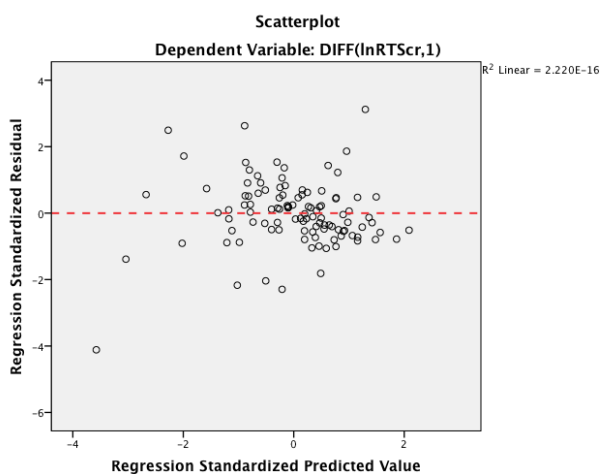
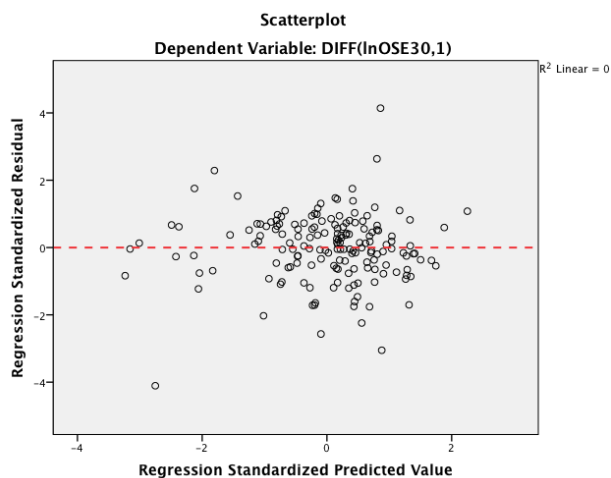
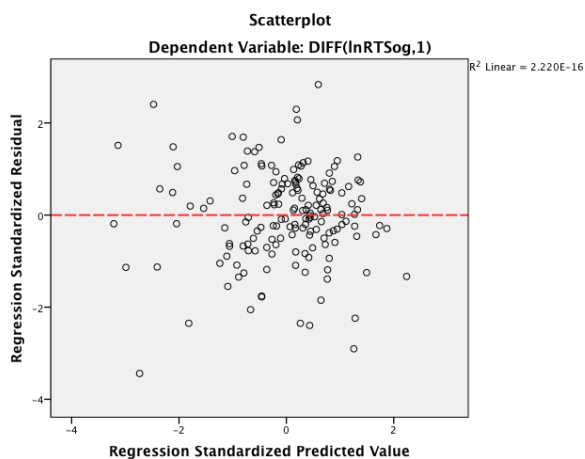
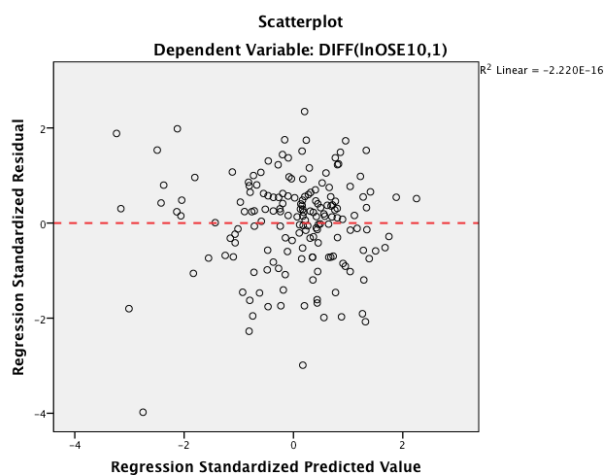
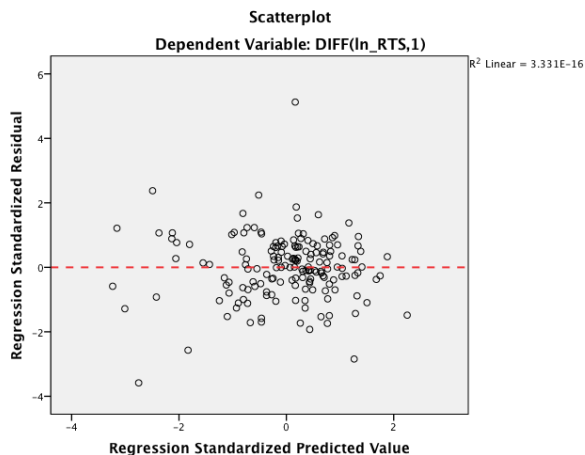
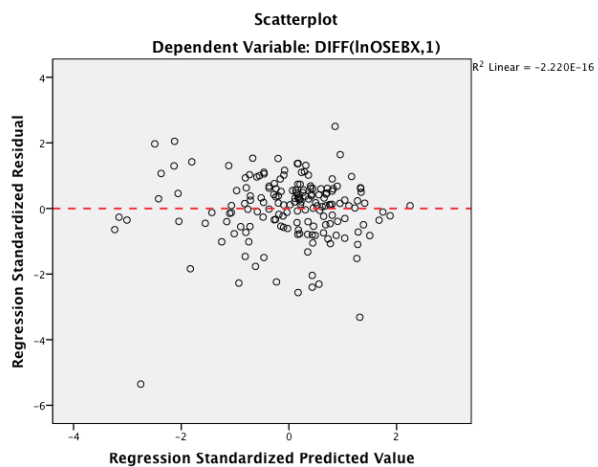
	OSEBX	OSE10GI	OSE30GI	Brent Oil P	NIBOR	NIBOR <sub>1</sub>	IPInor	NOK - \$	NOK - \$ <sub>1</sub>	KPIInor	S&P 500	S&P 500 <sub>1</sub>	S&P 500 <sub>2</sub>
<b>OSEBX</b>	1												
<b>OSE10GI</b>	,873	1											
<b>OSE30GI</b>	,664	,572	1										
<b>Brent Oil P</b>	,573	,600	,391	1									
<b>NIBOR</b>	,064	,039	,017	,060	1								
<b>NIBOR<sub>1</sub></b>	-,202*	-,137	-,225	-,009	,395	1							
<b>IPInor</b>	,049	,058	0,053	-,007	,084	-,099	1						
<b>NOK - \$</b>	-,467	-,372	-,321	-,436	,006	,144	,058	1					
<b>NOK - \$<sub>1</sub></b>	-,300	-,158	-,262	-,412	-,124	,006	,008	,032	1				
<b>KPIInor</b>	-,027	-,044	-,026	,089	,096	,131	-,092	,010	-,011	1			
<b>S&amp;P 500</b>	,809	,745	,495	,396	,045	-,15	-,023	-,364	-,266	-,034	1		
<b>S&amp;P 500<sub>1</sub></b>	,275	,111	,270	,281	,109	,046	,169	-,118	-,365	,055	,071	1	
<b>S&amp;P 500<sub>2</sub></b>	0,022	-,005	,099	,192	,332	,107	-,027	,11	-,119	,144	-,058	,078	1

Variabler fra det *russiske* markedet.

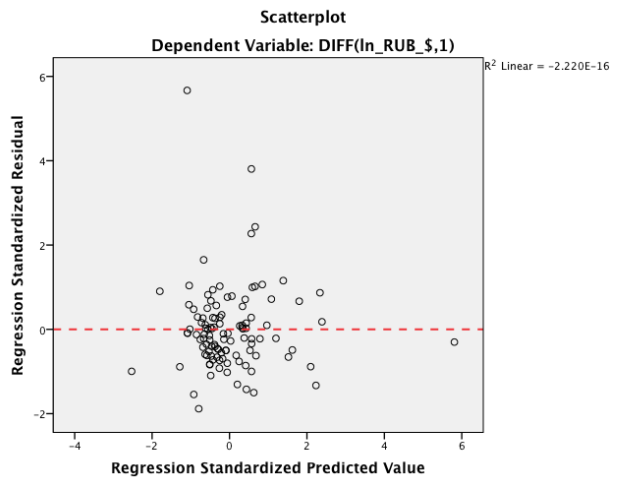
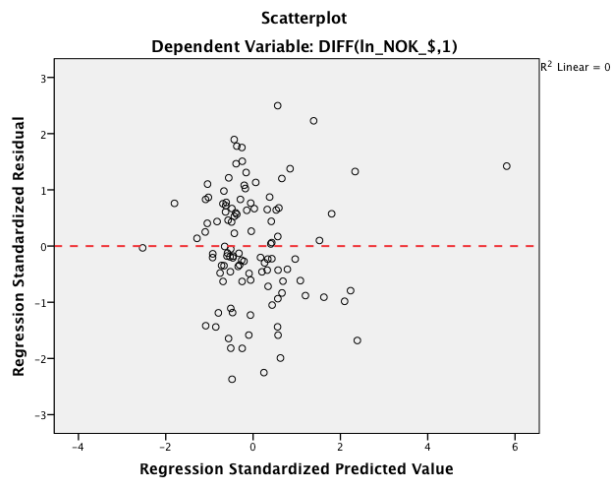
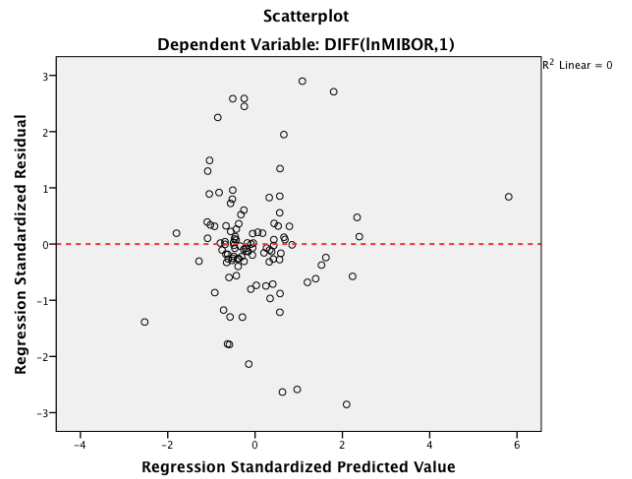
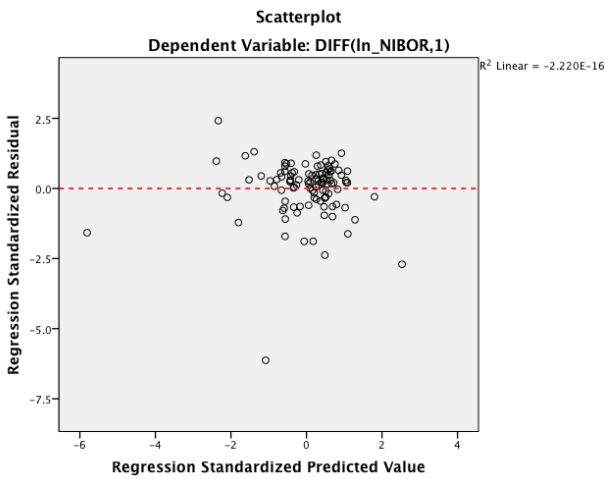
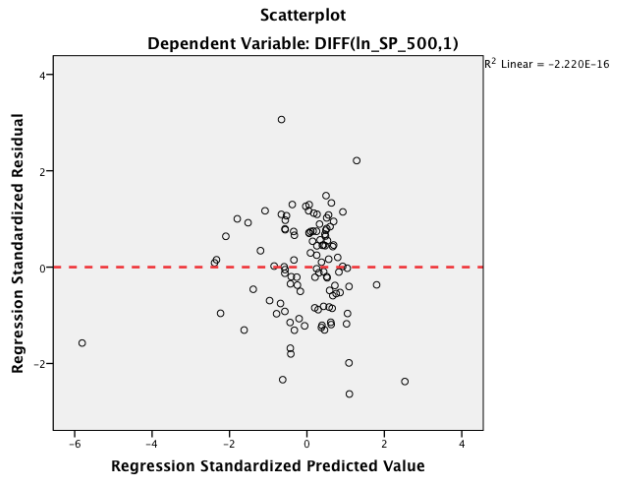
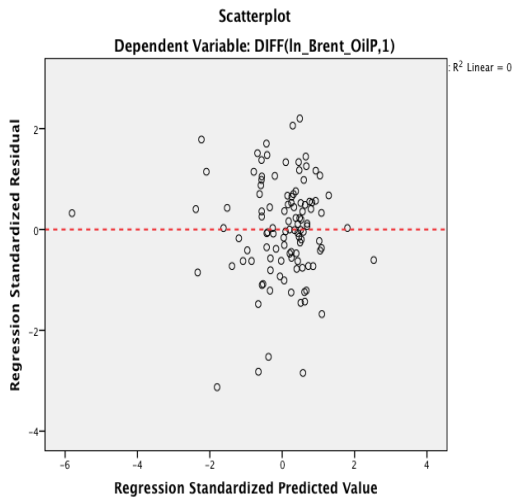
	RTS	RTSc	RTSog	Brent Oil P	MIBOR	MIBOR <sub>1</sub>	MIBOR <sub>2</sub>	IPIrus <sub>1</sub>	IPIrus <sub>2</sub>	IPIrus <sub>3</sub>	RUB - \$	RUB - \$ <sub>1</sub>	KPIrus	S&P 500	S&P 500 <sub>1</sub>
<b>RTS</b>	1														
<b>RTSc</b>	,776	1													
<b>RTSog</b>	,969	,677	1												
<b>Brent Oil P</b>	,684	,605	,661	1											
<b>MIBOR</b>	-,329	-,482	-,262	-,317	1										
<b>MIBOR<sub>1</sub></b>	-,149	-,331	-,049	-,198	,370	1									
<b>MIBOR<sub>2</sub></b>	-,089	-,195	-,039	-,197	,182	,347	1								
<b>IPIrus<sub>1</sub></b>	,021	,098	,045	,099	,086	-,098	-,198	1							
<b>IPIrus<sub>2</sub></b>	,0813	,027	,069	,095	-,035	,095	-,118	-,290	1						
<b>IPIrus<sub>3</sub></b>	-,003	,055	-,046	-,169	,0475	-,033	,089	-,285	-,289	1					
<b>RUB - \$</b>	-,533	-,476	-,480	-,477	,356	,286	,325	-,146	-,083	-,007	1				
<b>RUB - \$<sub>1</sub></b>	-,133	-,257	-,035	-,192	,204	,346	,297	,014	-,156	-,085	,433	1			
<b>KPIrus</b>	,065	,003	,0701	,0616	-,186	,144	,211	-,447	-,041	-,051	,126	,156	1		
<b>S&amp;P 500</b>	,650	,530	,582	,396	-,103	-,148	-,122	-,055	,0753	,110	-,289	-,223	-,075	1	
<b>S&amp;P 500<sub>1</sub></b>	,207	,396	,185	,281	-,370	-,100	-,151	,086	-,05	,077	-,253	-,290	-,022	,071	1

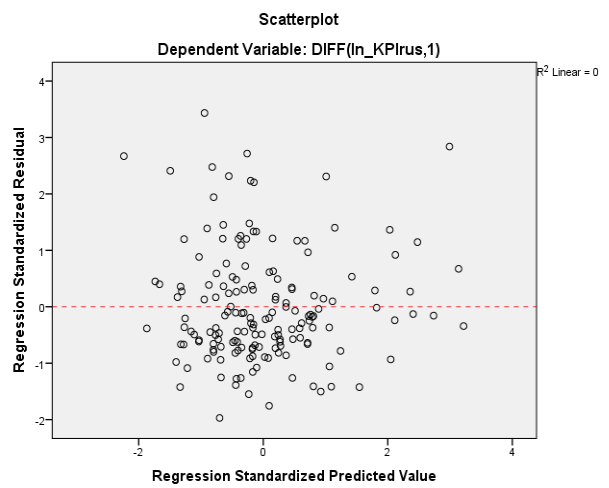
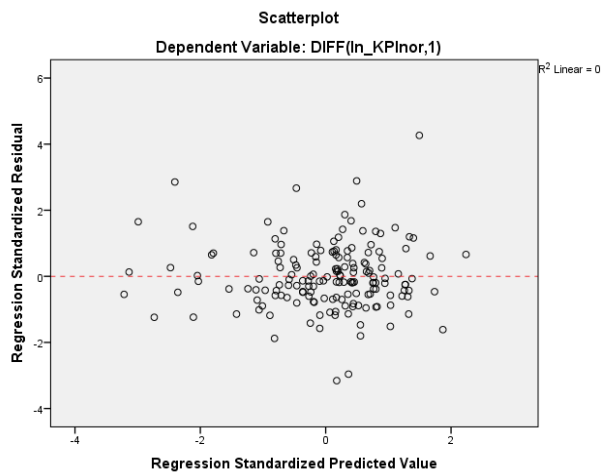
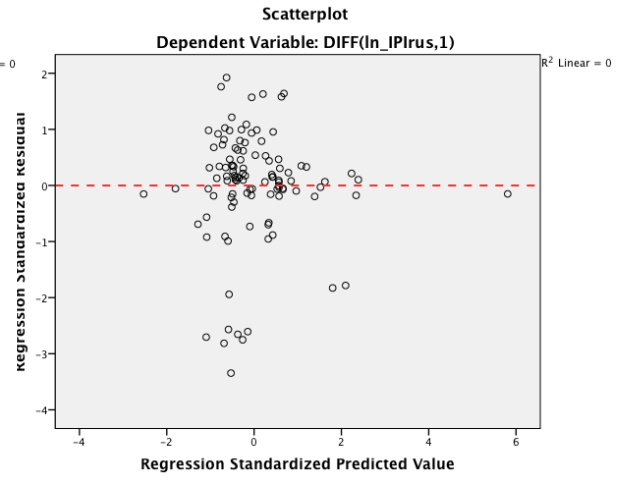
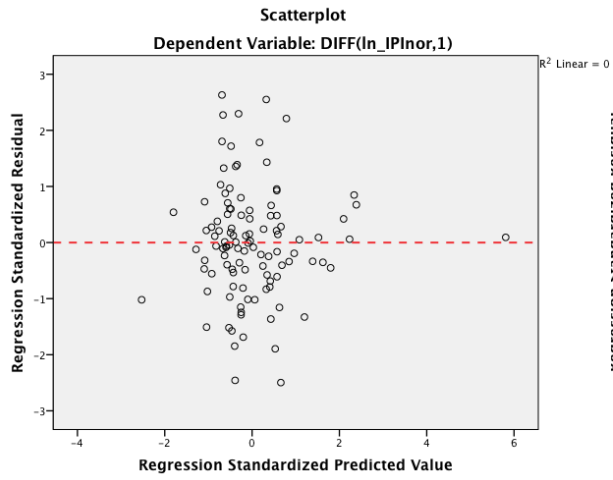
# Appendiks D

## Plots for linearitet og homoskedastisitet









## Appendiks E

Fullstendige regresjonsresultater. Inneholder ANOVA og F-verdier, Durbin-Watson, VIF og Kolmogorov-Smirnov verdier. De norske verdiene vil bli presentert først, etterfulgt av de russiske. Verdiene presenteres i output-form fra SPSS 21.

Norske tall hele perioden, 2000-2013

### OSEBX

**Model Summary**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.848 <sup>a</sup>	.719	.707	.03258	2.055

a. Predictors: (Constant), LAGS(dsp,2), LAGS(dnibor,1), LAGS(dsp,1), DIFF(ln\_SP\_500,1), DIFF(ln\_ipinor,1), DIFF(ln\_NOK\_\$,1), DIFF(ln\_Brent\_OilP,1), DIFF(ln\_NIBOR,1)

**ANOVA<sup>a</sup>**

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	.635	9	.071	47.492	.000 <sup>b</sup>
1 Residual	.230	155	.001		
Total	.865	164			

**Tests of Normality**

	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.028	165	.200 <sup>*</sup>	.994	165	.789

**Coefficients<sup>a</sup>**

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.003	.003		1.438	.244		
Brent Oil P	.103	.028	.172	3.653	.001	.800	1.249
NIBOR	-.010	.043	-.009	-.190	.816	.768	1.301
NIBOR_1	-.073	.043	-.077	-1.628	.094	.784	1.356
IPInor	.004	.083	.002	.046	.963	.836	1.196
NOK - \$	-.099	.081	-.051	-1.111	.266	.885	1.129
KPIInor	-.555	.530	-.045	-1.047	.297	.945	1.058
S&P 500	.901	.056	.716	16.038	.000	.942	1.061
S&P 500_1	.251	.056	.199	4.528	.000	.865	1.156
S&P 500_2	.099	.057	.071	1.591	.086	.784	1.276

a. Dependent Variable: OSEBX

## OSE10GI

**Model Summary<sup>b</sup>**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.794 <sup>a</sup>	.631	.615	.04308	2.185

a. Predictors: (Constant), LAGS(diff\_In\_KPInor,1), DIFF(ln\_NOK\_\$,1), LAGS(dnok,1), DIFF(ln\_NIBOR,1), DIFF(ln\_IPInor,1), DIFF(ln\_KPInor,1), DIFF(ln\_SP\_500,1), DIFF(ln\_Brent\_OilP,1)

b. Dependent Variable: DIFF(lnOSE10,1)

**ANOVA<sup>a</sup>**

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	.701	7	.100	45.295	.000 <sup>b</sup>
Residual	.349	158	.002		
Total	1.051	165			

**Tests of Normality**

	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.065	166	.083	.991	166	.357

**Coefficients<sup>a</sup>**

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 Constant	.006	.004		2.085	.058		
BrentOiP	.303	.036	.441	8.446	.000	.833	1.200
NIBOR	-.019	.051	-.014	-.283	.705	.979	1.021
IPInor	.024	.108	.011	.222	.824	.969	1.032
NOK - \$	.141	.106	.070	1.351	.178	.881	1.136
NOK - \$_1	.281	.104	.140	2.745	.007	.909	1.100
KPInor	-.105	.697	-.007	-0.151	.880	.939	1.064
S&P 500	.915	.075	.625	12.078	.000	.879	1.137

a. Dependent Variable: OSE10GI

## OSE30GI

**Model Summary**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.589	.347	.314	.07197	1.708

a. Predictors: (Constant), LAGS(dsp,1), DIFF(ln\_NIBOR,1), DIFF(ln\_IPInor,1), DIFF(ln\_SP\_500,1), LAGS(diff\_ln\_KPInor,1), DIFF(ln\_KPInor,1), DIFF(ln\_NOK\_\$,1), DIFF(ln\_Brent\_OilP,1)

b. Dependent Variable: OSE30

**ANOVA**

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.433	8	.054	10.447	.000 <sup>b</sup>
	Residual	.813	157	.005		
	Total	1.246	165			

**Tests of Normality**

	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.072	166	.052	.972	166	.337

**Coefficients**

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	.005	.006		.834	.405		
	Brent Oil P	.149	.060	.171	2.472	.014	.836	1.196
	NIBOR	.014	.085	.010	.160	.869	.984	1.016
	IPInor	.025	.182	.009	.136	.892	.969	1.032
	NOK - \$	-.204	.175	-.080	-1.178	.246	.882	1.133
	KPInor	-1.271	1.182	-.072	-1.075	.284	.939	1.065
	S&P 500	.804	.124	.436	6.475	.000	.896	1.116
	S&P 500_1	.327	.124	.177	2.647	.009	.939	1.065

a. Dependent Variable: OSE30GI

Norske tall, delperioden 2005-2013

**OSEBX**

**Model Summary**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.883 <sup>a</sup>	.780	.762	.03090	2.030

a. Predictors: (Constant), DIFF(ln\_NOK\_\$,1), DIFF(ln\_KPIInor,1), DIFF(ln\_NIBOR,1), DIFF(ln\_IPIInor,1), LAGS(dsp,1), DIFF(ln\_SP\_500,1), LAGS(dsp,2), LAGS(dnibor,1), DIFF(ln\_Brent\_OilP,1)

b. Dependent Variable: OSEBX

**ANOVA<sup>a</sup>**

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	.429	9	.048	45.454	.000 <sup>b</sup>
1 Residual	.165	157	.001		
Total	.594	166			

**Tests of Normality**

	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.079	107	.096	.981	107	.131

**Coefficients**

Model		Unstandardized Coefficients		Std Coeff.	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	.003	.003		.764	.447		
	Brent Oil P	.154	.042	.222	3.671	.000	.629	1.591
	NIBOR	.031	.052	.033	.570	.539	.684	1.462
	NIBOR_1	-.093	.050	-.100	-1.792	.055	.742	1.347
	IPIInor	.074	.109	.034	.673	.503	.927	1.079
	NOK - \$	-.197	.102	-.111	-1.952	.052	.713	1.403
	KPIInor	-.252	.631	-.020	-.400	.690	.949	1.053
	S&P 500	.820	.070	.647	11.757	.000	.757	1.320
	S&P 500_1	.189	.065	.150	2.968	.003	.891	1.123
	S&P 500_2	.037	.070	.032	.578	.589	.744	1.344

a. Dependent Variable: OSEBX

## OSE10GI

**Model Summary**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.837 <sup>a</sup>	.701	.676	.04089	2.022

a. Predictors: (Constant), LAGS(dnok,1), LAGS(diff\_In\_KPIInor,1), DIFF(ln\_NOK\_\$,1), DIFF(ln\_IPIInor,1), DIFF(ln\_NIBOR,1), DIFF(ln\_KPIInor,1), DIFF(ln\_SP\_500,1), DIFF(ln\_Brent\_OilP,1)

b. Dependent Variable: OSE10GI

**ANOVA**

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.384	8	.048	28.672	.000 <sup>b</sup>
	Residual	.164	98	.002		
	Total	.547	106			

**Tests of Normality**

	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.062	107	.200 <sup>*</sup>	.992	107	.753

**Coefficients**

Model		Unstandardized Coefficients		Std Coeff.	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	.005	.004		1.232	.221		
	Brent Oil P	.358	.056	.459	6.526	.000	.618	1.619
	NIBOR	.008	.058	.018	.321	.894	.962	1.040
	IPIInor	.251	.286	.073	.876	.383	.955	1.047
	NOK - \$	.100	.133	.050	.453	.439	.729	1.372
	NOK - \$_1	.400	.131	.196	3.083	.003	.757	1.320
	KPIInor	-.986	.828	-.067	-1.191	.236	.964	1.037
	S&P 500	.925	.092	.633	9.999	.000	.763	1.310

a. Dependent Variable: OSE10GI

## OSE30GI

**Model Summary**

R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
.578 <sup>a</sup>	.334	.293	.08247	1.636

a. Predictors: (Constant), LAGS(dsp,1), DIFF(ln\_SP\_500,1), DIFF(ln\_NIBOR,1), DIFF(ln\_ipinor,1), DIFF(ln\_NOK\_\$,1), DIFF(ln\_Brent\_OilP,1)

**ANOVA**

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	.617	8	.077	10.838	.000 <sup>b</sup>
Residual	.697	98	.007		
Total	1.314	106			

**Tests of Normality**

	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.081	107	.080	.977	107	.058

**Coefficients**

Model	Unstandardized Coefficients		Std Coeff.	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.004	.008		.514	.608		
Brent Oil P	.157	.108	.145	1.461	.144	.684	1.461
NIBOR	-.042	.118	-.036	-.428	.714	.964	1.038
IPInor	.139	.285	.040	.482	.631	.955	1.047
NOK - \$	-.266	.265	-.096	-1.016	.312	.762	1.313
KPIInor	-.706	1.679	-.035	-.421	.675	.965	1.036
S&P 500	.722	.184	.385	4.139	.000	.780	1.281
S&P 500_1	.382	.173	.184	2.120	.026	.892	1.121

a. Dependent Variable: OSE30GI



## Russiske tall hele perioden, 2000-2013

### RTSI

**Model Summary**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.692 <sup>a</sup>	.479	.449	.07795	1.904

a. Predictors: (Constant), LAGS(diff\_In\_KPIrus,1), LAGS(dmibor,1), DIFF(ln\_SP\_500,1), DIFF(ln\_Brent\_OilP,1), LAGS(dmibor,2), DIFF(lnMIBOR,1), LAGS(drub,1), DIFF(ln\_IPIrus,1), DIFF(ln\_RUB\_\$,1), DIFF(ln\_KPIrus,1)

b. Dependent Variable: RTSI

**ANOVA**

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.866	9	.096	15.840	.000 <sup>b</sup>
	Residual	.942	155	.006		
	Total	1.808	164			

**Tests of Normality**

	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.076	165	.055	.981	165	.324

**Coefficients RTSI**

Model	Unstd. Coeff		Std. Coeff.	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.007	.011		-.200	.008		
Brent Oil P	.316	.064	.294	4.835	.000	.855	1.169
MIBOR	-.178	.062	-.160	-2.549	.004	.806	1.240
MIBOR_1	.025	.062	.023	.369	.691	.801	1.249
MIBOR_2	.087	.061	.087	1.410	.156	.831	1.203
IPIrus	.025	.119	.051	.773	.823	.737	1.358
RUB - \$	-1.077	.332	-.231	-3.240	.001	.623	1.604
RUB - \$_1	.621	.302	.123	1.881	.038	.733	1.364
KPIrus	-.566	1.220	-.034	-0.464	.643	.585	1.710
S&P 500	0.983	0.134	.450	7.441	.000	.863	1.158

a. Dependent Variable: RTSI

## RTSog

**Model Summary**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.667 <sup>a</sup>	.445	.407	.08155	1.920

a. Predictors: (Constant), LAGS(diff\_In\_KPIrus,1), LAGS(dmibor,1), DIFF(ln\_SP\_500,1), DIFF(ln\_Brent\_OilP,1), LAGS(dmibor,2), DIFF(lnMIBOR,1), LAGS(drub,1), DIFF(ln\_IPIrus,1), DIFF(ln\_RUB\_\$,1), DIFF(ln\_KPIrus,1)

b. Dependent Variable: RTSog

**ANOVA**

Model		Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.766	9	.085	12.184	.000 <sup>b</sup>
	Residual	1.082	155	.007		
	Total	1.848	164			

**Tests of Normality**

	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.059	165	.200 <sup>*</sup>	.982	165	.030

**Coefficients**

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	-.005	.012		-.413	.680		
Brent Oil P	.352	.068	.324	5.009	.000	.855	1.169
MIBOR	-.159	.067	-.133	-1.993	.016	.806	1.240
MIBOR_1	.042	.067	.039	.590	.531	.801	1.249
MIBOR_2	.090	.066	.090	1.369	.169	.831	1.203
IPIrus	.034	.128	.067	.957	.769	.737	1.358
RUB - \$	-.990	.357	-.211	-2.781	.006	.623	1.604
RUB - \$_1	.871	.324	.173	2.477	.014	.733	1.364
KPIrus	-.680	1.310	-.041	-0.519	.604	.585	1.710
S&P 500	0.851	0.144	.389	6.042	.000	.863	1.158

a. Dependent Variable: RTSog

Russiske data, delperioden 2005-2013

## RTSI

**Model Summary**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.849 <sup>a</sup>	.722	.692	.05929	2.042

a. Predictors: (Constant), LAGS(diff\_In\_KPIrus,1), DIFF(ln\_Brent\_OilP,1), LAGS(dmibor,1), LAGS(drub,1), DIFF(ln\_SP\_500,1), LAGS(dmibor,2), DIFF(lnMIBOR,1), DIFF(ln\_IPIrus,1), DIFF(ln\_KPIrus,1), DIFF(ln\_RUB\_\$,1)  
 b. Dependent Variable: RTSI

**ANOVA**

Model	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
1 Regression	.856	9	.095	25.902	.000 <sup>b</sup>
1 Residual	.356	97	.004		
Total	1.212	106			

**Tests of Normality**

	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.069	107	.200 <sup>*</sup>	.990	107	.629

**Coefficients**

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	-.011	.011		-.933	.353		
Brent Oil P	.448	.080	.377	5.622	.000	.645	1.551
MIBOR	-.136	.073	-.120	-1.851	.067	.687	1.455
MIBOR_1	.012	.073	.011	.169	.866	.692	1.445
MIBOR_2	.096	.068	.087	1.420	.159	.774	1.292
IPIrus	.003	.114	.002	.025	.980	.681	1.468
RUB - \$	-1.157	.277	-.296	-4.177	.000	.578	1.731
RUB - \$_1	.611	.253	.157	2.420	.017	.691	1.446
KPIrus	-.025	1.521	.001	0.017	.987	.472	2.118
S&P 500	.977	0.132	.452	7.425	.000	.781	1.280

a. Dependent Variable: RTSI

## RTSog

**Model Summary<sup>b</sup>**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.810 <sup>a</sup>	.657	.625	.06458	2.056

a. Predictors: (Constant), DIFF(ln\_KPIrus,1), DIFF(ln\_Brent\_OilP,1), DIFF(ln\_IPIrus,1), LAGS(drub,1), DIFF(lnMIBOR,1), LAGS(dmibor,2), DIFF(ln\_SP\_500,1), LAGS(dmibor,1), DIFF(ln\_RUB\_\$,1)

b. Dependent Variable: RTSog

**ANOVA**

Model		Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.773	9	.086	20.599	.000 <sup>b</sup>
	Residual	.405	97	.004		
	Total	1.178	106			

**Tests of Normality**

	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.046	107	.200*	.992	107	.814

**Coefficients**

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	.000	.011		-.729	.982		
	Brent Oil P	.491	.086	.411	5.600	.000	.657	1.522
	MIBOR	-.098	.077	-.089	-1.280	.206	.738	1.355
	MIBOR_1	.094	.079	.085	1.187	.238	.692	1.444
	MIBOR_2	.118	.074	.099	1.465	.109	.775	1.291
	IPIrus	.036	.109	.024	0.373	.742	.890	1.124
	RUB - \$	-1.094	.302	-.294	-3.761	.000	.578	1.731
	RUB - \$_1	.796	.269	.215	3.068	.003	.721	1.388
	KPIrus	1.186	1.297	.059	0.914	.363	.864	1.157
	S&P 500	0.852	0.142	.400	6.007	.000	.799	1.251

a. Dependent Variable: RTSog

## RTScr

**Model Summary<sup>b</sup>**

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.791 <sup>a</sup>	.626	.587	.07646	2.237

a. Predictors: (Constant), DIFF(ln\_KPirus,1), DIFF(ln\_Brent\_OilP,1), LAGS(dipirus,1), DIFF(ln\_IPIrus,1), LAGS(dsp,1), LAGS(dmibor,1), DIFF(ln\_SP\_500,1), LAGS(dipirus,2), DIFF(lnMIBOR,1), DIFF(ln\_RUB\_\$,1)

b. Dependent Variable: RTScr

**ANOVA**

Model		Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.930	10	.093	15.918	.000 <sup>b</sup>
	Residual	.555	95	.006		
	Total	1.486	105			

**Tests of Normality**

	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.079	51	.200 <sup>*</sup>	.983	51	.661

**Coefficients RTScr**

Model	Unstd Coeff.		Std. Coeff.	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.007	.013		-.625	.770		
Brent Oil P	.383	.107	.290	3.580	.000	.599	1.671
MIBOR	-.326	.097	-.255	-3.291	.001	.656	1.524
MIBOR_1	.111	.091	-.107	-1.469	.252	.744	1.343
IPIrus	.243	.152	.122	1.610	.111	.687	1.457
IPIrus_1	.084	.143	.051	.695	.489	.727	1.376
IPIrus_2	.231	.148	.109	1.427	.157	.673	1.487
RUB - \$	-.251	.340	-.073	-.925	.457	.637	1.570
KPIrus	2.063	1.551	.090	1.330	.187	.856	1.168
S&P 500	.797	.170	.334	4.694	.000	.779	1.284
S&P 500_1	0.355	0.171	.162	2.267	.038	.774	1.292

a. Dependent Variable: RTScr

