



Lena B. Eikeland og Silje Elisabeth Gundersen

**Relasjoner mellom
aksjemarkedsavkastning og
makroøkonomiske variabler i Norge,
Russland og Saudi Arabia**

**Masteroppgave våren 2019
OsloMet – storbyuniversitetet
Handelshøyskolen (HHS)**

Masterstudiet i økonomi og administrasjon

Abstract

This master thesis investigates which macroeconomic variables that affects the stock market index in countries with a large oil export for the past 20 years, as well as it examines the differences between the chosen markets. The markets that we included in our study are Norway, Russia and Saudi Arabia, which are represented in the indexes OSEBX, RTSI and TASI. We also want to investigate whether the oil price fall in 2014 has affected the relationship between the stock market indexes and the oil price.

We have conducted a regression analysis and some cointegration tests to answer these questions. The macroeconomic variables are chosen based on previous studies and we have included interest rate, exchange rate, VIX, S&P500, unemployment, consumer price index and industrial production index. The data in the regression analysis are based on monthly observations during the period from 1999-2019. In the cointegration tests, we have used weekly observations during the period 2009-2014 and 2014-2019.

At a significant level of 5% we found that the Norwegian stock market index is affected by oil price, S&P500, lagged S&P500 and VIX. In Russia, we found that the stock market index is affected by the oil price, S&P500, exchange rate and CPI. While on the Saudi Arabian market, the stock market index is affected by the oil price, S&P500 and SAIBOR. The conclusion for the Norwegian market is based on the cointegration test, which showed that there was no long-term relationship between the stock market index and the oil price during the period before the oil price fall in 2014. At the same time, the test showed that there was a long-term relationship in the following period. The results for Russia showed a long-term relationship between the stock market index and the oil price during both periods. The results for Saudi Arabia showed no long-term relationship between the stock market index and the oil price in neither of the periods. Based on the results above, we find no evidence that the oil price fall in 2014 has created a changing relationship between the stock market indexes for Russia and Saudi Arabia and the oil price. Because of the period right after the financial crisis being included in our test, it is unclear whether the changes in Norway are genuine.

Sammendrag

Denne masteroppgaven undersøker hvilke makrovariabler som påvirker børsindeksene i land med høy oljeeksport de siste 20 årene, og belyser eventuelle forskjeller mellom de utvalgte markedene. Markedene vi vil se nærmere på er Norge, Russland og Saudi Arabia som er representert ved indeksene OSEBX, RTSI og TASI. Vi vil også undersøke om oljeprisfallet i 2014 har påvirket forholdet mellom børsindeksene og oljeprisen.

For å besvare problemstillingen har vi gjennomført regresjonsanalyser og kointegrasjonstester, og på bakgrunn av tidligere forskning har vi brukt følgende makrovariabler i analysen; oljepris, S&P500, valutakurs, IPI, VIX, rente, KPI og arbeidsledighet. Datagrunnlaget i regresjonsanalysene baserer seg på månedlige observasjoner i perioden 1999-2019. I kointegrasjonstestene er det benyttet ukentlige observasjoner i perioden 2009-2014 og 2014-2019.

Av signifikante makrovariabler innenfor er 5%-nivå, konkluderer vi med at avkastningen på det norske markedet blir påvirket av oljepris, S&P500, lagget S&P500 og VIX. For Russland konkluderer vi med at avkastningen på markedet påvirkes av oljepris, S&P500, valutakurs og KPI. Avkastningen på det saudiarabiske markedet blir påvirket av oljepris, S&P500 og SAIBOR. Basert på kointegrasjonstestene konkluderer vi med at det ikke er et langvarig forhold mellom aksjeindeksen og oljeprisen på det norske markedet før oljeprisfallet i 2014, men at det har vært det i ettertid. På det russiske markedet finner vi et langvarig forhold mellom aksjeindeks og oljepris både før og etter oljeprisfallet. For Saudi Arabia viser resultatene at det ikke foreligger et langvarig forhold mellom aksjeindeks og oljepris. Basert på resultatene finner vi ingen beviser for at oljeprisfallet i 2014 har skapt et endringsforhold mellom børsindeksene og oljepris i Russland og Saudi Arabia. Det er uklart om endringen i Norge er reell da perioden like etter finanskrisen kan ha spilt en rolle på resultatet i den første perioden.

Forord

Denne masteroppgaven er skrevet som siste ledd i vår siviløkonomutdanning ved OsloMet storbyuniversitetet.

Vi har valgt tema ut ifra interesse og arbeidet har av den grunn vært interessant og spennende. Utredningen av oppgaven har dog til tider vært krevende og vi har støtt på flere utfordringer underveis, men til gjengjeld har det vært en svært lærerik prosess. Den første perioden gikk mye av tiden på å sette seg inn i tidligere forskning og de økonometriske metodene vi ville ta i bruk. De største utfordringene dukket opp i forbindelse med innhenting av datamateriale og analysearbeidet, men også det tekniske arbeidet har vist seg å være mer utfordrende enn forutsett.

Som utbytte av arbeidet med denne masteroppgaven sitter vi igjen med et hevet faglig nivå. Vi har fått en dypere forståelse av den norske, russiske og saudiarabiske børsen og hvilke faktorer som styrer deres utvikling, samt hvilken effekt oljeprisfallet i 2014 hadde på de ulike børsene.

Vi vil avslutningsvis takke vår veileder Einar Belsom for faglig støtte og råd, samt konstruktiv tilbakemelding underveis i prosessen.

Oslo, Mai 2019

Lena Berhovde Eikeland og Silje Elisabeth Gundersen

Innhold

1. Innledning	1
2. Aksjemarkedsteori	2
2.1 Markedseffisiens	2
2.2 Kontantstrømmetoden	3
2.3 Kapitalverdimodellen	4
2.4 Arbitrasjepricingsteorien	6
3. Tidligere forskning	7
4. Makroøkonomiske variabler	11
4.1 Avhengige variabler	12
4.2 Oljepris	12
4.3 S&P500	13
4.4 Valuta	13
4.5 Industriell produksjon	14
4.6 VIX	14
4.7 Rente	15
4.8 Konsumprisindeks	15
4.9 Arbeidsledighet	16
5. Presentasjon av markeder	16
5.1 Oljemarkedet	16
5.2 Oljeprisfallet 2014	17
5.3 Det norske markedet	18
5.4 Det russiske markedet	20
5.5 Det saudiarabiske markedet	21
6. Databehandling	23
6.1 Presentasjon av datamaterialet	23
6.2 Deskriptiv Statistikk	23
6.3 Testing av stasjonæritet på nivåform	24
6.4 Transformasjon av variabler	26
6.5 Testing av stasjonæritet på naturlig logaritmisk endringsform	26
6.6 Laggede elementer	27
6.7 Regresjonsmodeller	29
7. Analyse	30
7.1 Forutsetning 1 - $E(u_t) = 0$	30
7.2 Forutsetning 2 – Homoskedastisitet	30

7.3 Forutsetning 3 - Ingen autokorrelasjon	33
7.4 Forutsetning 4 - Ikke-stokastiske uavhengige variabler $Cov(u_i, u_j) = 0$ for $i \neq j$	35
7.5 Forutsetning 5 - Normalfordeling	35
7.6 Multikollinearitet	36
8. Regresjonsanalysen.....	37
8.1 Modell Norge	38
8.2 Modell Russland	40
8.3 Modell Saudi Arabia	42
9. Kointegrasjonstest.....	44
9.1 Kointegrasjonstest Norge	47
9.2 Kointegrasjonstest Russland	48
9.3 Kointegrasjonstest Saudi Arabia	49
10. Konklusjon.....	50
Appendiks A	61
Appendiks B.....	62
Appendiks C.....	63
Appendiks D	64

1. Innledning

Olje er en av verdens viktigste råvarer og olje- og energisektoren er essensiell både økonomisk, sosialt og politisk over hele verden. På grunn av dette står endringer i oljeprisen ofte sentralt som forklaring til utviklingen på Oslo Børs. Vi kan lese i mediene titler som: "Oljeprisen løftet Oslo Børs" (Nysveen, 2019) og "Skrell for oljeprisen - Oslo Børs stupte" (Byberg, 2018). Det er tydelig at det er en allmenn oppfatning at Oslo Børs er oljesensitiv, men de siste årene etter oljeprisfallet har hovedindeksen fortsatt å stige til tross for at oljeprisen har stabilisert seg. Dette kan blant annet observeres i figur 9.0.1. Vi ønsker derfor å undersøke i hvilken grad det stemmer at oljeprisen er med på å bestemme utviklingen i aksjemarkedet, spesielt i tiden etter oljeprisfallet. Samtidig vil vi undersøke om vi finner lignende effekter i andre land med høy oljeeksport. Landene vi har valgt å se nærmere på er Norge, Russland og Saudi Arabia som alle befinner seg i ulike økonomiske situasjoner. For å kunne si noe om oljeprisens innflytelse på aksjemarkedet må det også tas høyde for andre relevante forklaringsvariabler. Vi vil derfor også reflektere over hvilke påvirkninger de øvrige forklaringsvariablene har hatt på de tre børsene.

Hensikten med denne oppgaven er å undersøke hvilke makrovariabler som er med på å forklare utviklingen på børsene de siste 20 årene og belyse eventuelle forskjeller på de tre markedene. Samtidig vil vi undersøke om det finnes et kointegrert forhold mellom de utvalgte børsindeksene og oljeprisen før og etter oljeprisfallet.

Det finnes flere tidligere studier av hvilken påvirkning oljeprisen og andre sentrale makrovariabler har på aksjeindekser i Norge og Russland samt om forholdet mellom aksjeindeks og oljepris er kointegrert. Dette vil vi komme nærmere innpå i kapittel 3. Våre resultater vil kunne avvike betraktelig med den tidligere forskningen da det benyttes ulike tidsperioder. Det finnes lite forskning med data fra de siste 10 årene og i vår oppgave inkluderes denne dataen. Hva som påvirker utviklingen på aksjemarkedet i Saudi Arabia finnes det imidlertid lite tidligere forskning på ettersom landet kun i nyere tid har utviklet en mer pålitelig børs. Vi har heller ikke tidligere sett en komparativ analyse av Norge, Russland og Saudi Arabia. En slik analyse med nyere data kan derfor gi ny innsikt i hva som har drevet aksjemarkedet i de tre forskjellige økonomiene de siste 20 årene samt om aksjeindeksene i de tre landene er kointegrert med oljeprisen i tiden etter oljeprisfallet.

I det andre kapittelet vil vi ta for oss teori relevant for videre innhold i denne oppgaven. Vi vil så belyse tidligere forskning på dette tema for å gi relevant innblikk i tidligere oppdagelser og for å begrunne videre valg av makrovariabler. Landene og deres forhold til olje vil bli presentert i kapittel fem, før vi i kapittel seks vil presentere datagrunnlaget og regresjonsmodellene. I kapittel åtte vil vi gi en oversikt over hvilke makrovariabler som er med på å forklare utviklingen på de utvalgte børsindeksene. Vi vil så bruke regresjonsanalysene som grunnlag for videre analyser av oljeprisfallets påvirkning på Oslo Børs, Moscow Exchange og Tadawul ved hjelp av kointegrasjonsanalyser.

2. Aksjemarkedsteori

Vi vil i dette kapittelet forankre oppgaven i et teoretisk fundament, som vil være med på å underbygge videre analyse i oppgaven. Vi vil presentere teorien om markedseffisiens, kontantstrømmodellen, kapitalverdimodellen og arbitrasjepreisingsmodellen. Markedseffisiens gir innsikt i teorien om et rasjonelt marked. Hvis markedet ikke antas å være rasjonelt, kan det oppstå spuriøse sammenhenger mellom makrovariabler og aksjepriser. Modellene for prising gir innsikt i hvordan investorer verdsetter aksjer.

2.1 Markedseffisiens

Fama (1970) definerte i sin artikkel om markedseffisiens at “et marked er effisient når markedsprisen reflekterer all tilgjengelig informasjon” (1970, s.384). Siden markedseffisiens innebærer tilgang til all offentlig informasjon vil dette ha en innvirkning på aksjekurser som av denne grunn vil være et forventningsrett estimat på den virkelige verdien. I et effisient marked vil en endring i oljeprisen ikke skape forsinkede reaksjoner i børsindekser. Dette er fordi ny offentlig informasjon knyttet til endring i oljeprisen vil være tilgjengelig for alle. I et slikt marked vil aksjekursen alltid speile aksjens virkelige verdi og bevege seg som en “random walk”. Dette innebærer at endringer i aksjekursen ikke vil bestemmes av tidligere verdier da informasjonen bak disse verdiene allerede er tatt i betraktning og reflektert i prisen.

Videre forklarer Fama (1970) at følgende betingelser må være oppfylt for å karakterisere markedet som effisient: Ingen transaksjonskostnader, informasjon er gratis og tilgjengelig for

alle, og alle investorer tolker informasjonen på lik måte. Markedseffisiens deles inn i tre ulike former, svak, semi-sterk og sterk markedseffisiens.

Svak: Den svake formen for markedseffisiens baserer seg på historiske data og priser. Samtidig er det fastslått at historisk data ikke gir et klart signal på fremtidig utvikling og investorene har derfor ingen mulighet til å stole fullstendig på historikken. Dersom investorene hadde stolt på denne svake formen ville prisene raskt økt da investorene kunne sett en fremtidig interesse i investeringen.

Semi-sterk: Baserer seg i tillegg til historisk data på all tilgjengelig publisert informasjon. Offentlig informasjon har en stor innvirkning på aksjepriser og basert på om det er positive eller negative nyheter følger aksjen dette.

Sterk: Denne formen for markedseffisiens inkluderer at investorene har innsideinformasjon. En investor med innsideinformasjon har en fordel da vedkommende har ytterligere informasjon utover den som allerede er offentlig. Utgangspunktet for en investering er derfor bedre da investor kan gjennomføre investeringen uten at andre kan bidra til at prisene økes som følge av økt interesse. Innsideinformasjon er et lovbrudd, men det er komplisert å definere begrepet og dermed utfordrende å fange opp.

Fremvoksende markeder har i flere studier blitt omtalt som mindre effisiente enn markeder i utviklede økonomier. Blant annet har Aktan mfl. (2017) i sin studie, resultater som indikerer nettopp dette. Resultatene viser at de fremvoksende økonomiene ikke reagerer like nøyaktig på ny informasjon.

2.2 Kontantstrømmetoden

Bodie mfl. (2014) forklarer at ved verdsettelse av en aksje blir forventet kontantstrøm neddiskontert med en rente tilsvarende avkastningskravet. Verdien av en børsindeks kan derfor uttrykkes som nåverdien av forventede fremtidige kontantstrømmer fra alle selskaper notert på den aktuelle indeksen, neddiskontert med et avkastningskrav som reflekterer risikoen til kontantstrømmene.

Modellen med neddiskontert kontantstrøm blir notert slik (Bodie mfl., 2014):

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

Hvor n er aktivas levetid, CF_t er kontantstrømmen i perioden t og r er diskonteringsrenten som skal reflektere de estimerte kontantstrømmenes risiko. En endring i kontantstrømmen eller diskonteringsrente vil påvirke aksjekursen og nåverdien vi ender opp med vil derfor reflektere risikoen til kontantstrømmen.

En svært relevant variabel i denne oppgaven er oljeprisen, som i Norge, Russland og Saudi Arabia sies å ha stor effekt på den generelle utviklingen på aksjemarkedet. Basert på Bodie mfl. (2014) sin teori om kontantstrømmodellen vil effekten av en endring i oljeprisen ha en positiv eller negativ effekt på en gitt aksjekurs basert på hvilket forhold selskapet har til oljeprisen. Helt enkelt vil en oljeprodusent kunne oppnå økte kontantstrømmer av en økning i oljeprisen og et selskap som kjøper olje vil få reduserte kontantstrømmer av en økning i oljeprisen. En endret kontantstrøm vil dermed lede til endrede aksjekurser.

2.3 Kapitalverdimodellen

Kapitalverdimodellen, også kjent som CAPM, beskrives av Bodie mfl. (2014) som en modell som ser på forholdet mellom risiko og forventet avkastning. Målet er å gi svar på hvilket avkastningskrav investor skal kreve for en gitt investering. Modellen ble funnet opp av William Sharpe, John Lintner og Jan Mossin i 1965 med Harry Markowitz' modell som grunnlag. I denne oppgaven er ikke hensikten å utrede alle sider ved modellen, men heller å bruke den til å forklare sammenhengen mellom markedsavkastningen og våre utvalgte makrovariabler.

Kapitalverdimodellen er gitt ved følgende modell (Bodie mfl., 2014):

$$E(r_i) = r_f + \beta_i [E(r_m) - r_f]$$

Modellen viser sammenhengen mellom forventet avkastning på aksjen $E(r_i)$, den risikofrie renten r_f , aksjens eksponering for systematisk risiko β_i og risikopremien $[E(r_m) - r_f]$.

Videre viser Bodie mfl. (2014) at vi ofte deler risikoen til en aksje opp i systematisk og usystematisk risiko. Risiko som er spesifikk for den enkelte aksjen kalles usystematisk risiko og det er denne det er mulig å eliminere ved diversifisering. Dersom man lager en blandet portefølje med flere enkeltaksjer vil den gjenværende risikoen kun være representert av systematisk risiko. Den systematiske risikoen måler hvor sensitiv den enkelte aksjen er til den generelle endringen i økonomien og kan ikke diversifiseres bort. Tar investorer mer systematisk risiko vil markedet ifølge CAPM kompensere med dette gjennom en økt risikopremie.

Det vil ikke være realistisk å få en oversikt over samtlige investorers forventninger og risikovurderinger. I vår analyse trenger vi observerbare variabler som har en påvirkning på avkastning og risiko i aksjemarkedet. Bruk av makrovariabler vil gi nyttig informasjon om den generelle tilstanden og utviklingen i økonomien. I neste kapittel vil vi derfor blant annet introdusere makrovariabelen VIX, volatilitetsindeks, som er et populært mål for aksjemarkedets forventning om volatilitet. Ifølge finansleksikon.no (2019) blir den ofte referert til som fryktindeks eller fryktmåler og det er grunn til å tro at den allmenne oppfatning av volatilitet i aksjemarkedet kan være med på å påvirke den totale markedsavkastningen.

På bakgrunn av Bodie mfl. (2014) sin teori om CAPM kan man si at makrovariablene er eksogene variabler som påvirker den endogene markedsavkastningen. Makrovariablene er derav forklaringsvariablene bak markedsavkastningen. Kapitalverdimodellen åpner imidlertid ikke for at markedsavkastningen kan ha en eksogen påvirkning på en makrovariabel. Dersom aksjemarkedet er sterkt effisient og reflekterer endringer i investorers forventninger og risikovurdering før andre forklaringsvariabler, vil aksjeindeksene kunne ha et ledende forhold til makroøkonomiske variabler.

2.4 Arbitrasjepricingsteorien

Arbitrage pricing theory (APT) er et alternativ til CAPM og er ifølge Bodie mfl. (2011) en flerfaktormodell som ble utviklet i 1976 av Stephen Ross. Han kom frem til tre forutsetninger å ta høyde for ved APT. Disse forutsetningene er:

- 1) Avkastning på aktiva kan beskrives ved hjelp av en faktormodell
- 2) For å diversifisere bort usystematisk risiko er det tilstrekkelig med verdipapirer
- 3) Velfungerende verdipapirmarkeder tillater ikke arbitrasjemuligheter som er vedvarende

APT flerfaktormodell vil ifølge Bodie mfl. (2011) prøve å forklare avkastningen til en enkelt aksje ved å undersøke hvor sensitiv aksjen er ovenfor flere makrofaktorer. I motsetning til CAPM som kun benytter én betaverdi har APT en betakoeffisient for hver makrovariabel når den regner ut forventet avkastning. Man avdekker den systematiske risikoen knyttet til hver makrovariabel og modellen vil derfor gi et mer helhetlig bilde av risikoen rundt et selskap.

Bodie mfl. (2011) forklarer videre at aksjer med lik avkastning og risiko skal ha samme pris, men får man avvik fra forventet og gitt pris er det muligheter for arbitrasje. Et slikt avvik kan skyldes uforutsette hendelser som ikke tidligere er tatt høyde for i beregningen. Modellen beskriver hva prisen på en feilpriset aksje er forventet å være og blir derfor ofte tatt i bruk av investorer som ønsker å profittere på arbitrasje.

Arbitrasjepricingmodellen uttrykkes på følgende måte (Bodie mfl., 2011):

$$R_i = E(R_i) + \beta_{i1}F_1 + \beta_{i2}F_2 + \dots + \beta_{in}F_n + e_i$$

R_i representerer avkastningen til modellen. F_n viser uventede endringer, mens β_{in} viser hvor sensitiv den er til de uventede endringene i F . $E(R_i)$ er den forventede avkastningen og e_i representerer organisasjonen.

Mange mener at arbitrasjepricingmodellen, på grunn av ulike betakoeffisienter, fremstår som en mer presis måte å estimere avkastningskrav på sammenlignet med CAPM. CAPM og APT deler én svakhet - ingen av modellene åpner for at markedsavkastningen kan ha en eksogen påvirkning på en eller flere makrovariabler (Bodie mfl., 2011). At markedsavkastningen kan ha en innvirkning på makrovariabler ser man ikke på som usannsynlig.

3. Tidligere forskning

Tidligere empiriske studier av ulike aksjemarkeder har vært veiledende særlig ved valg av de uavhengige makroøkonomiske variablene. Vi ønsker derfor å gi en kort introduksjon til de viktigste studiene for å belyse vår problemstilling. Samtidig vil det gi en oversikt over hvilke forklaringsvariabler som tidligere har blitt påvist signifikante. Den tidligere forskningen er studier gjennomført i ulike tidsperioder og geografiske områder, med ulike analyseverktøy og i land med ulike økonomiske tilstander. Vi vil sammenligne resultater fra disse studiene med resultater fra våre analyser senere i oppgaven.

Ved hjelp av månedlige observasjoner fra 1973 til 2003 studerer Driesprong mfl. (2008) hvilken påvirkning en endring i oljeprisen har på aksjemarkedet i 18 forskjellige land. I analysen finner de sterke beviser på at en endring i oljepris påvirker aksjemarkedet, både i utviklede og fremvoksende økonomier, men bevisene er spesielt sterke i utviklede økonomier. Resultatene som fremkommer av analysen er dermed at en økning i oljeprisen vil sende aksjemarkedet nedover og en reduksjon vil sende aksjemarkedet oppover, avhengig av om landet importerer eller eksporterer olje.

En studie av Bailey og Chung (1995) benytter månedlige observasjoner fra 1986 til 1994 til å analysere hvilken effekt svingninger i valutakursen og en ustabil politisk situasjon hadde på en fremvoksende økonomi, Mexico. Resultatene viser at svingninger i valutakursen og den politiske situasjonen har en signifikant påvirkning, og forskerne forventer å se samme tendenser i andre fremvoksende økonomier. På tross av denne konklusjonen understreker de hvilke begrensninger som kan oppstå ved bruk av markedsdata fra fremvoksende økonomier. I deres tilfelle er datasettet relativt kort i lengde, mangler flere observasjoner og kan inkludere data fra meget volatile aksjer.

Kaneko og Lee (1995) studerte det amerikanske og japanske markedet over perioden 1975 til 1993. Resultatene viste at endringer i oljeprisen hadde signifikant påvirkning på aksjeavkastningen i det japanske aksjemarkedet, men ikke i det amerikanske.

Forklaringsvariabler som hadde større signifikant påvirkningskraft på aksjeavkastningen i det amerikanske markedet var nyheter om terminstruktur, vekstraten til industriproduksjonen og risikopremien. Resultatene fikk støtte fra en tidligere studie av Chen mfl. (1986) med observasjoner fra perioden 1953 til 1983. Denne studien konkluderte også med at nyheter om

terminstruktur, vekstraten til industriproduksjonen og risikopremien hadde en signifikant påvirkningskraft på aksjeavkastningen i USA.

Sadorsky (1999) konkluderte ved hjelp av en VAR- analyse med månedlige datapunkt fra perioden 1947 til 1996 at svingninger i oljeprisen spilte en viktig rolle i det amerikanske aksjemarkedet. Resultatene tyder på at endringer i oljeprisen påvirker økonomisk aktivitet, men endringer i økonomisk aktivitet har liten eller ingen innvirkning på oljeprisen. Han påviste dermed et kausalt forhold mellom oljepris og den økonomiske aktiviteten i perioden 1947-1996. To år senere studerte Sadorsky (2001) hvilke risikofaktorer som påvirket avkastningen til olje og gass selskaper i Canada. Han konkluderte med at en økning i renten eller valutakursen hadde en signifikant negativ effekt på aksjeavkastningen, mens en økning i oljeprisen hadde en signifikant positiv effekt. Videre har Sadorsky og Basher (2006) en studie der de ser nærmere på effekten av endrede oljepriser på aksjeavkastningen i 21 fremvoksende økonomier. Datagrunnlaget er fra 1992 til 2005 og de bruker daglige data i sin analyse da de mener høy frekvensdata vil gi mer informasjon. De konkluderer med at risiko i oljeprisen påvirker aksjenes avkastning positivt i fremvoksende markeder selv om det nøyaktige forholdet avhenger noe av datafrekvensen som benyttes.

Gjerde og Sættem (1999) gjennomførte i 1999 en studie som undersøker hvilke effekter makroøkonomiske variabler har på det norske markedet. Studien er basert på månedlige data fra 1974-1994. Ved hjelp av en VAR-analyse konkluderte de med at en økning i realrenten og inflasjonen vil påvirke aksjeavkastningen negativt, mens en økning i industriproduksjonen påvirker norske aksjer positivt. Forskerne konkluderer videre med at det finnes en sterk positiv korrelasjon mellom oljeprisen og aksjeavkastningen i Norge. De finner også støtte for at større økonomier har en påvirkning på mindre økonomier som Norge.

Samtidig finner Ho og Huang (2016) i sin studie av BRIC-landene et kointegrert forhold mellom aksjeindekser i Russland og oljeprisen. Studien baserer seg på data i perioden Januar 1996-Juni 2015.

Mathur og Subrahmanyam (1990) gjennomførte en studie som undersøkte om det amerikanske markedet påvirket de nordiske landene. De finner støtte for at den danske børsen lar seg forklare av det amerikanske markedet. Samtidig viser resultatene at den svenske børsen kan ha en forklaringskraft på de nordiske landene Norge og Finland. Perioden som blir undersøkt strekker seg fra 1974-1985 og undersøkelsen er således relativt gammel.

En annen studie, gjennomført av Hammoudeh og Li (2005), med data hentet fra perioden 1986-2003 er basert på to hypoteser. Den første hypotesen undersøker hvordan oljeprisen påvirker hovedindeksen i Norge og Mexico. Hypotese to baserer seg på en sammenligning av hvor sensitive de to landene er til systematisk risiko og olje med hensyn til verdens kapitalmarked. Hammoudeh og Li konkluderer med at aksjeavkastningen i Norge og Mexico er meget sensitive til en endring i oljeprisen. Resultatene for den andre hypotesen konkluderte med at oljepris har en mindre betydning for investor enn den systematiske risikoen fra verdensmarkedet.

Anatolyev (2008) undersøkte hvilke faktorer som påvirket russiske aksjeavkastninger i perioden 1995-2005. Resultatene viser at valuta og oljeprisen har hatt en avtagende påvirkningskraft på aksjeavkastningen. Han finner signifikante bevis for at påvirkningskraften fra amerikanske aksjeindekser og den amerikanske renten gradvis økte denne perioden. Forskeren konkluderer også med at den russiske renten hadde en økende effekt på aksjeavkastningen i nyere tid.

En annen studie av det russiske markedet gjennomført av Bhar og Nikolova (2009) setter søkelys på hvordan oljeprisen påvirker aksjeavkastningen i BRIC-landene. Undersøkelsen er gjennomført ved hjelp av en EGARCH på historisk data fra 1995 til 2007. Bhar og Nikolova understreker at resultatene kan gi ulike utslag basert på om landet eksporterer eller importerer olje. For Russland som er en eksportør av olje fant de bevis på at både aksjeavkastningen og volatiliteten på markedet i høy grad blir påvirket av oljeprisen og dens svingninger.

I tabellen nedenfor følger en oversikt over flere av studiene og deres tilhørende dataperiode, marked, og signifikante variabler. Om en økning av den signifikante variabelen vil påvirke aksjeindeksen i det aktuelle markedet, positivt eller negativt, er gitt ved +/- tegnet bak variabelen.

Forsker(e)	Markeder	Data	Signifikante variabler
Driespong, Jacobsen og Maat, 2008	18 land - utviklede og fremvoksende økonomier	Oktober 1973 - April 2003	Oljepris (-) Importland

			Oljepris (+) Eksportland
Bailey og Chung, 1995	Mexico	Januar 1986 - Juni 1994	Valutakurs (-) Politisk risikosituasjon (-)
Kaneko og Lee, 1995	USA og Japan	1975 - 1993	Nyheter om terminstruktur (-) Risikopremie (+) Industriell produksjon (+) Oljepris (-)
Chen, Roll og Ross, 1986	USA	Januar 1953 - November 1983	Nyheter om terminstruktur (-) Risikopremie (+) Industriell produksjon (+) Forventet Inflasjon (-)
Sadorsky, 2001	Canada	April 1983 - April 1999	Oljepris (+) Rente (-) Valuta (-)
Gjerde og Sættem, 1999	Norge	1974 - 1994	Realrenten (-) Forventet inflasjon (-) Industriproduksjon (+) Oljepris (+) Større økonomier har påvirkning på mindre økonomier (+)

Anatolyev, 2008	Russland	1995 - 2005	Påvirkning fra det amerikanske markedet (+) Oljepris (+) Rente (+) «i nyere tid»
-----------------	----------	-------------	--

Basert på tidligere forskning ser vi at makrovariabler kan ha ulik påvirkning på aksjemarkeder, gitt om landet har en fremvoksende eller en utviklet økonomi. Det spiller også en sentral rolle om landet man undersøker er importør eller eksportør av olje. Våre valg av variabler er basert på denne empirien og oppsummert ser vi det er flere av de signifikante variablene som går igjen. Vi velger derfor å inkludere oljepris, valuta, rente, inflasjon, og industriell produksjonsindeks. I Gjerde og Sættem's studie fant de at større økonomier har påvirkning på mindre økonomier. Vi ønsker derfor også å inkludere en aksjeindeks fra et av verdens største markeder, USA, for å se om utviklingen på dette markedet kan ha en forklarende effekt på våre utvalgte aksjeindekser. Samtidig inkluderer vi en variabel for volatiliteten på det amerikanske markedet da vi tror at også denne kan ha en forklarende effekt på aksjemarkeder i mindre økonomier. I tillegg til dette ønsker vi å inkludere makrovariabelen arbeidsledighet i vår analyse. Variabelen inkluderer vi med antagelsen om at den kan være et godt indirekte mål på det generelle aktivitetsnivået i den aktuelle økonomien. Vi vil nå gå nærmere inn på de utvalgte aksjeindeksene og makrovariablene.

4. Makroøkonomiske variabler

Et av formålene med denne oppgaven er å undersøke forholdet mellom oljepris og aksjeavkastning. Ifølge Brooks (2014) kan det å bare inkludere oljepris som forklarende variabel på aksjeavkastningen føre til alvorlige estimeringsfeil som følge av Omitted Variable Bias (OVB). Dersom andre variabler som korrelerer og har et signifikant forhold til den avhengige variabelen ikke inkluderes vil dette føre til at styrken på forholdet som faktisk estimeres vil bli overvurdert. Vi vil derfor konstruere modeller som inneholder oljepris og andre viktige makroøkonomiske variabler som kan forklare utviklingen på de tre indeksene. Ved å inkludere flere makroøkonomiske variabler får vi også mulighet til å studere hvordan

de påvirker de ulike økonomiene. Variablene er plukket ut basert på tidligere forskning og således basert på etablert makroøkonomisk teori.

4.1 Avhengige variabler

Indeksene vi har valgt å benytte som avhengige variabler i denne oppgaven er OSEBX, RTSI og TASI. På Oslo Børs (2019) sine nettsider beskrives hovedindeksen Oslo Børs Benchmark Index (OSEBX) som en investerbar indeks og den inneholder et representativt utvalg av noterte aksjer på Oslo Børs. OSEBX revideres på halvårlig basis og endringer implementeres 1. desember og 1. juni. Verdipapirene i OSEBX er friflytjustert og indeksen er justert for utbytte. Moex.com (2019) karakteriserer Russian Trading System Index (RTSI) som en notert indeks på Moscow Exchange i Russland og består av de 50 mest likvide og kapitaliserte aksjene i Russland. Indeksen er kapitalveid, børsverdien til det enkelte selskap bestemmer vekten det får på indeksen. Tadawul All Share Index (TASI) er i henhold til Ghias (2018) den største aksjemarkedsindeksen i Saudi Arabia og i motsetning til de to andre indeksene sporer denne resultatene for alle selskaper notert på den saudiarabiske børsen. TASI beregnes ved å gange endringen av markedsverdi med indeksverdien fra forrige dag (Tadawul.com.sa, 2019). OSEBX, RTSI og TASI er alle indekser preget av stor oljeeksport og det blir interessant å se hvordan og i hvilken grad resultatene fra de forskjellige regresjonsanalysene vil skille seg fra hverandre.

4.2 Oljepris

Det finnes flere typer råolje og ifølge Markets.businessinsider.com (2019) er de mest kjente Dubai light, Brent blend crude oil, Nigeria light og West-Texas intermediate. Brent oljen fra Nordsjøen er den mest benyttede på det europeiske markedet og omsettes på ICE børsen i London. Oljen noteres alltid i dollar. Norge, Russland og Saudi Arabia produserer ikke den samme råolje, men oljetyperne har endringer i priser som er svært korrelerte. Driesprong mfl. (2008) benytter i sin studie ulike oljer uten å finne noe signifikant variasjon i resultatene. Vi velger derfor å gjennomføre alle analyser med samme type råolje. I denne oppgaven vil variabelen for oljepris reflektere prisen på Brent blend per fat. Ifølge Zavadzka mfl. (2018) vil en futurespris på Brent blend olje i større grad reflektere fremtidige forventninger til inntjening enn det spotprisen vil. Spotprisen kan derfor inneholde mer støy enn futuresprisen og dette kan bidra til en svakere forklaring på aksjeavkastningen.

I likhet med Driesprong mfl. (2008) velger vi derfor å benytte oss av futurespriser som i våre analyser har en to måneders kontrakt. Tidligere studier har påvist et signifikant forhold mellom oljepris og aksjeavkastning på børsen, men det har vært varierende resultater rundt påvirkningens styrke og om den bidrar negativt eller positivt. Gjerde og Sættem (1999) og Sadorsky (2003) konkluderer i sine analyser av utviklede markeder med oljeeksport at det finnes en signifikant positiv effekt på aksjeavkastningen av en økning i oljeprisen.

Driesprong mfl. (2008) konkluderer med et signifikant forhold mellom aksjeavkastning og oljepris, men påvirkningen på aksjeavkastningen avhenger av om landet importerer eller eksporterer olje. Norge, Russland og Saudi Arabia er alle store oljeeksportører og på bakgrunn av tidligere studier forventer vi derfor å finne en positiv sammenheng mellom oljepris og børsindeksene.

4.3 S&P500

Kenton og Murphy (2019) beskriver USA som en av de største økonomiene i verden og som en stor importør av olje. Vi vil derfor inkludere S&P500 som en forklarende variabel på aksjeavkastningen. S&P500 er en viktig aksjeindeks på det amerikanske markedet og representerer de 500 største selskapene i USA. En tidligere studie som anvender en makrovariabel for det amerikanske markedet er Anatolyev (2008). I studien konkluderer Anatolyev at aksjeindekser og renten for det amerikanske markedet har en signifikant effekt på de russiske aksjeavkastningene. Gjerde og Sættem (1999) finner også støtte for at større økonomier har en signifikant påvirkning på mindre økonomier som Norge.

4.4 Valuta

I følge Norges-bank.no (2019) viser valutakursen prisen på et lands valuta målt opp mot et annet lands valuta. Brent blend olje noteres i amerikanske dollar og mange transaksjoner skjer i denne valutaen. Selskaper notert på børsen i land med høy oljeeksport, som Norge og Russland, kan derfor være sensitive for endringer i valutakursen mellom det gitte landet og USD. Valutakurs påvirker et lands økonomi på flere måter. En økning i USD kan blant annet føre til bedret konkurranseevne for norske og russiske selskap. I denne oppgaven ser vi på effekten av en endring i USD/NOK og USD/RUB på sine respektive indekser, OSEBX og RTSI. Den norske kronen er tilnærmet flytende og drives i stor grad av handel og forventninger gjennom teorien om udekket renteparitet (Holden, 2016). Chen (2018) forklarer at Russland etter oppløsning av Sovjetunionen har gått over til en mindre planstyrt økonomi

og i løpet av 90-tallet gikk styresmaktene bort fra å holde valutakursen fast. Konsekvensen av den flytende rubelen var at den deprimerte drastisk i verdi. En devaluering ble derfor gjennomført i 1998 og sørget for økt konkurransedyktighet for russisk økonomi. Videre sier Amadeo (2019) at land som eksporterer mye til USA, ofte låser sin valuta til dollar for å opprettholde konkurransedyktige priser. Den saudiarabiske valutaen er låst på omtrent 3,75 SAR og vi vil derfor ikke finne noe mønster i dataserien USD/SAR da den kun vil ha observasjoner på 3,75. USD/SAR blir ikke inkludert i regresjonsanalysen av TASI. Tidligere har Gjerde og Sættem (1999) ikke funnet et signifikant forhold mellom valutakursen USD/NOK og avkastningen i det norske aksjemarkedet.

4.5 Industriell produksjon

Kenton (2019) forklarer at den totale industrielle produksjonen som inkluderer elektrisitet, gass, gruvedrift og produksjon representeres av industriell produksjonsindeks (IPI). I tillegg til å representere disse fire feltene viser IPI hvor mye som produseres ut ifra kapasiteten. Den industrielle produksjonsindeksen for Norge er hentet ut fra SSB og bruker år 2005 som normalår og resterende år som endringer. For Russland er den industrielle produksjonsindeksen hentet ut fra Eikon og bruker år 2000 som normalår. Indeksene er sesongjusterte og konstruert slik at en økning i indeksverdien indikerer en økning i realøkonomisk aktivitet utover normalårene. I likhet med flere av de andre variablene representerer IPI hvordan en viktig del av økonomien i landet utvikler seg og spesielt med tanke på hva vi ønsker å undersøke, spiller industrien en stor rolle. I tidligere forskning finner Chen mfl. (1986) og Kaneko og Lee (1995) at industriell produksjon har en signifikant og positiv påvirkningskraft på aksjeindekser. På grunn av manglende datagrunnlag vil ikke den industrielle produksjonsindeksen bli inkludert i modellen for Saudi Arabia.

4.6 VIX

VIX-indeksen er en beregning som ifølge cboe.com (2019) er utformet for å gi et mål på forventet volatilitet i det amerikanske aksjemarkedet, og er avledet fra mid-quote priser på S&P500 opsjoner. Globalt sett er det en av de mest anerkjente volatilitetsmålene som i stor grad rapporteres av finansielle medier. Den er ofte benyttet av investorer for å avgjøre blant annet risikoen på en investering (Kuepper, 2019). Vi vil derfor inkludere denne variabelen for å avdekke om den kan forklare noe av avkastningen på den norske, russiske og saudiarabiske børsindeksen.

4.7 Rente

I oppgaven har vi for Norge benyttet oss av en tre måneders nominell NIBOR-rente, også kjent som Norwegian Interbank Offered Rate. NoRe (2019) betegner NIBOR ved at den baserer seg på renten på lån norske banker er villige til å låne hverandre og blir ofte kalt pengemarkedsrenten. Oslo Børs har ansvaret for å beregne og legge ut denne renten. Vi har valgt å inkludere månedlige NIBOR da tidligere forskning på det norske markedet gjennomført av Gjerde og Sættem (1999) viser at sammenhengen mellom rente og aksjeavkastning er negativ. For Russland og Saudi Arabia har vi også benyttet pengemarkedsrenten som i de respektive landene benevnes som MIBOR og SAIBOR. I likhet med NIBOR er MIBOR og SAIBOR også en tre måneders nominell rente som baserer seg på renten bankene innad i landet er villig til å låne hverandre. Dette kan igjen knyttes opp mot tidligere forskning hvor Anatolyev (2008) finner at sammenhengen mellom rente og aksjeavkastning er negativ på det russiske markedet. Etersom flere studier på sammenhengen mellom aksjeavkastning og makrovariabler har inkludert rente velger vi å benytte månedlige observasjoner av NIBOR, MIBOR og SAIBOR. Vi vil på bakgrunn av tidligere forskning forvente et negativt forhold mellom renten og aksjeavkastningen.

4.8 Konsumprisindeks

Konsumprisindeksen (KPI) viser ifølge SSB.no (2019) etterspørselen til husholdninger etter varer og tjenester og indeksen er i denne oppgaven sesongjustert. Endringen i KPI kalles også inflasjon. Videre forklarer Holden (2016) at forholdet mellom inflasjon og aksjekurser er komplekst, og det er vanskelig å si noe om hvilke effekter som veier tyngst. Tidligere empirisk forskning tyder på at det finnes et negativt forhold mellom inflasjon og aksjeavkastning. I utviklede land, som Norge, kan det tenkes at en rask inflasjonsøkning bidrar til lavere etterspørsel og svakere konkurransevne for bedrifter. Dette vil gi en negativ effekt på den enkelte bedrifts kontantstrøm og derav slå ut i lavere aksjepriser. En raskt økende inflasjon vil gi aksjeinvestorer signaler om økt usikkerhet knyttet til fremtidig inntjening for bedriftene. De vil derfor kreve en høyere risikopremie for å investere i selskapene. Med utgangspunkt i kapitalverdimodellen bidrar dette isolert sett til et høyere avkastningskrav og vil gi økte kostnader for selskapene. Aksjekursene vil falle og forsterker det negative forholdet.

4.9 Arbeidsledighet

En indikator som måler aktiviteten i arbeidsmarkedet er arbeidsledighet (Handal, 2017). Vi kan ifølge makroo (2019) skille mellom to typer arbeidsledighet, strukturell- og konjunkturledighet. Strukturell ledighet følger konjunktorene i økonomien og etterspørselen etter arbeidskraft, mens konjunkturledighet avhenger av økonomiens aktivitetsnivå. Arbeidsledighet er i denne oppgaven et sesongjustert mål på antall registrerte arbeidsledige i prosent av total arbeidsfør befolkning. En naturlig antagelse er at et lavt økonomisk aktivitetsnivå kan føre til kutt i kostnader knyttet til arbeidsstyrken i et selskap. Landets arbeidsledighet kan derfor gi en indikasjon på hvilken økonomisk vekst selskaper står ovenfor. Som et indirekte mål på aktivitetsnivået i økonomien kan økt arbeidsledighet derfor påvirke utviklingen på hovedindeksen negativt. I denne oppgaven inkluderer vi variabelen for arbeidsledighet i analysen for Norge og Russland, men utelukker den i analysen av Saudi Arabia ettersom dataserien inneholder store hull og virker lite troverdig. Arbeidsledighet har ikke i like stor grad som de andre variablene blitt benyttet i tidligere forskning. Det blir derfor spennende å se om vi kan finne et signifikant forhold mellom arbeidsledighet og børsindeksene.

5. Presentasjon av markeder

Norge, Russland og Saudi Arabia har oljeproduksjonen som en fellesnevner, men til tross for dette er markedene i landene svært ulike. Det globale oljemarkedet har gjennom tidene opplevd betydelige endringer og flere oljeprisfall som har påvirket landene i ulik grad.

5.1 Oljemarkedet

I henhold til norskpetroleum.no (2019) ble oljen oppdaget allerede på 1800-tallet i USA, men det var ikke før på slutten av 1960-tallet at det ble funnet olje i Nordsjøen. Den første oppdagelsen var i 1967, men det ble ikke ansett som et økonomisk lønnsomt oljefunn og oljeproduksjon ble derfor ikke satt i gang. Ekofisk, som i dag er en av de største oljefeltene, ble funnet i 1969 og oljeproduksjonen på området startet to år senere. Dette var starten på det norske oljeeventyret. Caryl-Sue (2014) forklarer at oljen i Saudi Arabia ble oppdaget omtrent 30 år før det ble funnet olje i Norge. Det var i 1938 at det ble drillet inn i en amerikansk-eid saudiarabisk brønn som i dag er den største petroleumskilden i verden. Dette var starten på en stor endring i økonomien da Saudi Arabia på denne tiden hovedsakelig livnærte seg på

pilgrimsferder til Mekka og jordbruk. I motsetning til Norge og Saudi Arabia var Russland ifølge Egorov (2017) godt etablert i oljeindustrien da de to landene oppdaget olje. Som en del av det som tidligere het Sovjetunionen har Russland vært med på store oljefunn. Verdens første oljebrønn ble drillet i 1846 i Aserbajdsjan og Russlands del av dette har ført til at de i dag er en av verdens ledende oljemarkeder.

Det globale oljemarkedet har i all tid vært preget av mange opp- og nedturer. Sampson (1975) forteller at oljeprisen holdt seg stabil under ledelse av flere internasjonale oljeselskaper som gikk under "Seven Sisters". Organisasjonen var representert ved amerikanske, britiske og anglo-nederlandske oljeselskaper. Dette endret seg da OPEC ble grunnlagt i 1960 (Mohaddes og Pesaran, 2017). Opec.org (2019) forklarer videre at OPEC opprinnelig bestod av Iran, Irak, Kuwait, Saudi Arabia og Venezuela, men har siden grunnleggelsen fått flere medlemsland samtidig som noen av landene har valgt å gå ut av organisasjonen. OPEC sine hovedoppgaver er å skape stabile oljepriser, effektiv oljeproduksjon og en rettferdig avkastning for produksjonslandene. Det var ikke før på 1970-tallet at OPEC hadde en betydelig innvirkning på det globale oljemarkedet. Medlemslandene i OPEC tok kontroll over deres oljeindustri og det ble laget nye avtaler slik at "Seven Sisters" ikke lenger hadde den fullstendige kontrollen. Flere hendelser i OPEC på 70-tallet førte til en rask økning i oljeprisen som har satt tydelige spor og oljeprisen har siden denne perioden vært svært fluktuerende.

5.2 Oljeprisfallet 2014

Ifølge Baumeister og Killian (2016) har det siden 1986 vært seks historiske oljeprisfall og det nyeste var kun fem år tilbake. Det siste halvåret i 2014 bestod av en stor nedgang i den globale oljeprisen. Oljeprisfallet 2014 skyldes ikke kun en enkelthendelse, men heller en mer sammensatt situasjon hvor flere faktorer har spilt inn. Vi vil her trekke frem de mest sentrale begrunnelsene på hvorfor oljeprisen ble svekket.

Teknologiske fremskritt i utvinningsprosessen i USA har ifølge Bjørnland og Thorsrud (2015) bidratt til å øke produksjonen av skiferolje betydelig de senere årene. USA gikk i denne perioden fra å være en større oljeimportør til å nesten bli selvforsynt av egen oljeproduksjon. Samtidig som USA økte sin oljeproduksjon økte også Canada produksjonen av sin olje. Landet ble derfor i likhet med USA i større grad selvforsynt av sin egen

oljeproduksjon. Det er derfor rimelig å anta at det økte tilbudet av amerikansk og canadisk olje har spilt en viktig rolle i oljeprisfallet. I samspill med økt oljeproduksjon opplevde petroleumsnæringen for første gang på flere år en lav etterspørsel fra Kina, som var en viktig oljeimportør på det globale markedet. Samtidig forklarer Soldatkin (2015) at produksjonen av olje i Russland økte. Ettersom landet er en av de største oljeeksportørene, førte dette til en ytterligere skjevhet mellom tilbud og etterspørsel i oljemarkedet.

Vedeler (2015) skriver at OPEC med Saudi Arabia i spissen stod overfor et valg da oljeprisene begynte å falle. De kunne velge å kutte produksjonen i et forsøk på å sende prisene opp igjen eller fortsette med samme produksjon. OPEC valgte å holde produksjonen stabil da de mente at lave oljepriser ga en mer langsiktig fordel enn å gi opp markedsandeler. I henhold til Behar og Ritz (2016) har Saudi Arabia lavere produksjonskostnader enn USA og kan av den grunn håndtere lave oljepriser over lengre tid uten at dette vil være en trussel for økonomien i landet. Ved å støtte lave oljepriser var OPECs håp at land som USA og Canada ville bli tvunget til å forlate sine kostbare produksjonsmetoder på grunn av manglende lønnsomhet. OPEC bidro derfor til ytterligere fall i oljeprisen.

5.3 Det norske markedet

Norge er et høyt utviklet industriland. Munthe (2014) viser til at helsetilstanden og boligstandarden ligger høyt i internasjonale sammenhenger, samtidig er levestandarden og levealderen blant de høyeste i verden. I likhet med andre land i Vest-Europa har Norge gjennomgått den store industrialiseringsprosessen som har pågått i over 200 år. Siden dette har Norge fulgt omstillinger som har krevdes for økonomisk vekst. Et omfattende handelssamarbeid og god kontakt med andre land har gjort det norske samfunn og næringsliv mottakelig for impulser til ny og avansert økonomisk virksomhet. I følge Tøtlandsmo (2017) har Norge, i likhet med øvrige land i Vest-Europa, stort sett bygd på privat eiendomsrett og privat virksomhet i utbyggingen av industrien og de fleste andre næringer. Av den grunn har Norges økonomiske system et sterkt preg av markedsøkonomi. Gjennom statens egen næringsvirksomhet og ved reguleringen av den private virksomhet har den norske stat brakt inn elementer av en planøkonomi. Norges økonomiske system karakteriseres derfor best som en blandingsøkonomi.

I henhold til olje- og energi departementet (2019) har petroleumsvirksomheten hatt mye å si for den økonomiske veksten i Norge og finansieringen av det norske velferdssamfunnet. De første utvinningstillatelsene ble tildelt midt på 1960-tallet og på denne tiden var det få som visste akkurat hvor betydningsfull næringen skulle bli for norsk økonomi. Norskpetroleum.no (2019) skriver videre at næringens betydning for norsk økonomi, 50 år senere, er større enn noen gang. Siden oppstart har petroleumsvirksomheten i Norge gitt en verdiskapning på omtrent 14 000 milliarder kroner målt i dagens kroneverdi. Petroleumsvirksomheten er i dag Norges største næring målt i verdiskapning, statlige inntekter, investeringer og eksportverdi. Statens inntekter fra petroleumsvirksomheten blir overført til statens pensjonsfond utland (SPU) som ved utgangen av 2018 utgjorde 8256 milliarder kroner. Hvert år kan regjeringen overføre og bruke den årlige avkastningen til statens pensjonsfond utland i sitt statsbudsjett. Dette er i henhold til handlingsregelen. Hver syvende krone over statsbudsjettet kom i 2018 fra SPU. Uten oljen hadde ikke Norge vært i den fordelaktige økonomiske situasjonen det nå befinner seg i.

I 1819 ble Oslo Børs ASA grunnlagt og ifølge Oslo Børs (2019) opererer de i dag det eneste regulerte verdipapirmarkedet i Norge. Hovedmålet til Oslo Børs er å være en sentral markedsplass for notering og omsetning av finansielle instrumenter på det norske markedet. Gjennom en effektiv noteringsprosess på internasjonale og attraktive markedsplasser gir Oslo Børs selskaper tilgang til kapital. De legger også til rette for at de som ønsker å kjøpe eller selge verdipapirer kan få gjort dette på en rask, effektiv og sikker måte. Sektorinndelingen på Oslo Børs er basert på det internasjonale klassifiseringssystemet Global Industry Classification Standard (GICS) utviklet av Morgan Stanley Capital International (MSCI) og Standard & Poor's. Oslo Børs er internasjonalt anerkjent blant annet for å være verdensledende i sektorene energi, sjømat og shipping. Energi har de siste 20 årene vært den dominerende sektoren og sto ved inngangen til 2014 for over 46% av Oslo Børs. Etter oljeprisfallet, ved inngangen til 2015, utgjorde energisektoren på Oslo Børs kun 26% (Aarø, 2015).

Norskpetroleum.no (2019) viser til at Norge dekker en liten del på 2% av etterspørselen etter olje på det globale markedet. Eksporten av olje ble svært svekket under oljeprisfallet i 2014. Året før nedgangen i oljeprisen ble det eksportert råolje for 324 milliarder kroner. I årene som fulgte var det en betydelig nedgang hvor eksporten i 2014 falt til 312 milliarder kroner og i 2015 og 2016 falt den ytterligere til henholdsvis 213 og 196 milliarder kroner.

Lavere priser på olje har påvirket økonomien gjennom flere kanaler og regjeringen.no (2019) beskriver at dette har medført store endringer for petroleumsnæringen i Norge. Da etterspørselen etter varer og tjenester fra norsk og internasjonal petroleumsindustri falt, som en følge av oljeprisfallet, førte det til lavere aktivitet for leverandørnæringene. Dette slo blant annet ut i en nedgang av veksten for fastlandsøkonomien og ga økt arbeidsledighet på Sør-Vestlandet. Kronekursen svekket seg og renten ble satt ned. Finanspolitikken ble brukt aktivt for å holde oppe aktivitet og sysselsetting.

5.4 Det russiske markedet

Fn.no (2018) beskriver Russland som en av verdens største økonomier og landet har de siste 30 årene vært gjennom store opp- og nedturer. Da Sovjetunionen gikk i oppløsning i 1991 var dette starten på en negativ trend for den russiske økonomien. Overgangen fra planøkonomi til markedsøkonomi har ført til store økonomiske svingninger. Ifølge Focus Economics (2019) falt BNP med omtrent 60 % og i et forsøk på å skape vekst i økonomien gjennomførte de flere tiltak som førte til at de fleste industriene ble privatisert. Som en følge av verdinedgang på rubelen og de raskt voksende oljeprisene mellom 1999 og 2008 fikk det russiske markedet en økonomisk vekst. Igjen forklarer Fn.no (2018) at landet fortsatt står overfor store utfordringer fra Sovjettiden, særlig knyttet til stor arbeidsledighet og en ensartet og utdatert industripark. På tross av dette er Russland verdensledende på oljeproduksjon, mineralressurser og er store på landbruk. Olje og naturgass dominerer derfor eksporten i landet og gjør dem svært sårbare for endringer i verdensøkonomien.

Russland var et av landene som ble truffet hardest under finanskrisen i 2008, men grunnet proaktive tiltak, spesielt i banksektoren, opplevde de ifølge Focus Economics (2019) ikke like store konsekvenser som andre land. Etter finanskrisen startet økonomien å vokse, men ble igjen truffet med en nedgang i 2014. I tillegg til oljeprisfallet ble det ifølge Depersio (2019) i 2014 innført økonomiske sanksjoner mot Russland som følge av annekteringen av Krim. De to store hendelsene rammet landet hardt. Mellom juni og desember 2014 falt den russiske rubelen i verdi med hele 59% mot den amerikanske dollaren. Kjøpekraften i Russland falt derfor betraktelig i tiden etter oljeprisfallet. Utviklingen ga økende inflasjon som den russiske regjeringen forsøkte å dempe ned ved å heve renten så høyt som 17%. Russland har lenge hatt en svært volatil og høy inflasjon, men etter august 2015 har vi sett ett sakte fall og lånerentene har sunket som følge av dette (FocusEconomics, 2019).

Depersio (2019) viser også til at petroleumsvirksomheten i Russland i likhet med Norge har hatt mye å si for den økonomiske veksten. Olje og gass er ansvarlig for mer enn 60% av Russlands eksport og gir mer enn 30% av landets bruttonasjonalprodukt. Samtidig forklarer Tekingunduz (2018) at Russland gjennom årene har blitt kritisert for å ikke ha utnyttet oljereservene godt og heller brukt store investeringer på militæret. Det siste året har Russland derimot lagt fokus på god utnyttelse av oljeresursene.

Den russiske børsen, Moscow Exchange, ble ifølge Moscow Exchange (2019) grunnlagt i 2011 og er en av de største børsene i verden. Moscow Exchange er et resultat av en sammenslåing og består av det som tidligere het Moscow Interbank Currency Exchange (MICEX) og Russian Trading System (RTS) som ble grunnlagt på 90-tallet. Pariona (2017) viser til at de tre største sektorene på det russiske markedet er service, industri og jordbruk hvor de står for henholdsvis 60%, 36% og 4% av bruttonasjonalprodukt.

Oljeeksporten i Russland ble naturligvis også berørt av oljeprisfallet i 2014. Basert på opplysninger hentet fra Statista (2019) og Minenergo.gov.ru (2019) ble verdien av oljeeksporten i 2014 redusert med omtrent 14%. Oljeprisen falt ytterligere i løpet 2015, og verdien av den totale oljeeksporten ble redusert med ytterligere 42%. Den totale oljeeksporten viser en reduksjon på omtrent 13 000 000 tonn i 2014 før den igjen begynte å stige i 2015.

5.5 Det saudiarabiske markedet

Encyclopedia Britannica (2019) forklarer at Saudi Arabia på grunn av oljefunn har hatt en stor økonomisk utvikling de siste årene. Landet er en av de største oljeeksportørene i verden og er medlem av oljekartellet OPEC. Før oljefunn var husdyrhold, dyrking av dadler og pilgrimsferder de største inntektskildene til Saudi Arabia. Mellom 1970 og 1980 skjedde det en stor endring i den saudiarabiske økonomien. Store mengder olje ble eksport og førte til at økonomien ble betraktelig forbedret. Etter den tid har Saudi Arabia gjennomgått en rask modernisering og en stor velferdsøkning. De er i dag en av verdens største produsenter av olje og gass og næringen står for omtrent halvparten av landets bruttonasjonalprodukt. Økonomien blir styrt etter femårsplaner og de prøver i dagens økonomiske politikk å bli mindre avhengige av inntektene fra olje ved å satse på nye områder. Det skjer blant annet en privatisering og avregulering i landet, men prosessen går sent. Khorseed (2019) sier samtidig

at Saudi Arabia i likhet med Norge er svært avhengig av oljeindustrien, og selv om de gjør forsøk på å utvikle økonomien er oljeindustrien fortsatt den som triumferer i landet. Den økonomiske veksten i Saudi Arabia utmerket seg spesielt på begynnelsen av 2000-tallet da oljeprisene var høye og produksjonen fortsatt økte.

I henhold til Ghias (2018) er den saudiarabiske børsen Tadawul regnet som det største kapitalmarkedet i Midtøsten og Tyrkia. Børsen startet sin historie i 1984, hvor den tidligere kun bestod av 14 selskaper. Det var ikke før i 2007 at Tadawul gikk fra å være en organisasjon eid av noen få personer til å bli et aksjeselskap grunnlagt som Saudi Arabias hovedbørs. Hankir og El Baltaji (2015) forklarer videre at Saudi Arabia for første gang i juni 2015 åpnet sitt aksjemarked for utenlandske investorer. Dette var en del av et forsøk på å diversifisere den saudiarabiske økonomien bort fra olje, som i 2015 stod for om lag 90% av statens eksportinntekter. Ifølge Tadawul.com.sa (2019) har børsen per 2018 omtrent 200 selskaper notert og dens hovedindeks heter som tidligere nevnt TASI. Børsen tilbyr ikke futures og options. Tadawul har i kontrast til Oslo Børs ikke tatt i bruk den internasjonale klassifiseringsstandarden GICS før 2017 (Saudigazette, 2016). Tadawul.com.sa (2019) skriver videre at Tadawuls tidligere sektorklassifisering fra 2008 hadde begrensninger da den ikke var basert på globale klassifikasjonsstandarder og det var ingen periodiske vurderinger av selskapene på børsen. Den nye klassifiseringsstandarden vil gjøre det mulig for Tadawul å være sammenlignbar med andre globale aksjemarkeder. Dette vil gjøre utenlandske og lokale investorer i bedre stand til å sammenligne aksjer og sektorer på tvers av det internasjonale aksjemarkedet.

Tallene som er hentet fra opec.org (2017) viser at Saudi Arabia i 2013 hadde en oljeeksport på 321 888 millioner dollar. Etter oljeprisfallet sank inntektene til 284 558 millioner dollar i 2014 og videre til 152 910 millioner dollar i 2015. Selv om de opplevde stor nedgang er landet godt rustet til å håndtere tap av oljeinntekter på grunn av lave produksjonskostnader. Dette var også et argument da de valgte å ikke redusere oljeproduksjonen under oljeprisfallet i 2014. Det neste året er det forventet en vekst i økonomien og en nedskjæring i produksjon av olje og det gjenstår å se om dette vil bidra til økt oljepris (Fn.no, 2018).

6. Databehandling

For å forstå hvilke faktorer som påvirker avkastningsmønsteret til de ulike børsindeksene har vi benyttet oss av regresjonsanalyser. I dette kapitlet vil vi presentere datamaterialet, tidsperioden, behandling av data, samt prosessen rundt datainnsamling.

6.1 Presentasjon av datamaterialet

De ulike forklaringsvariablene som er benyttet i regresjonsanalysene er hentet fra Thomson Reuters Eikon og SSB. Basert på dataperioden og de utvalgte forklaringsvariablene har vi kommet frem til tre ideelle modeller. **Modell 1** med OSEBX som avhengig variabel tar for seg en tidsperiode på 20 år, og strekker seg fra 31.03.1999 til 31.01.2019. **Modell 2** med RTSI som avhengig variabel tar for seg en tidsperiode på 19 år, og strekker seg fra 31.01.2000 til 31.01.2019. **Modell 3** med TASI som avhengig variabel strekker seg, i likhet med modell 2, fra 31.01.2000 til 31.01.2019. Som Gjerde og Sættem (1999) vil også vi bruke månedlige data for alle variabler i gitt periode. Antall observasjoner for Norge er 239, mens for Russland og Saudi Arabia er antall observasjoner 229.

6.2 Deskriptiv Statistikk

<i>Norge</i>	n	Gjennomsnitt	Std,Avvik	Min	Max
OSEBX	239	402,52	206,8	101,63	938,26
Olje	239	63,44	31,41	15,2	139,83
S&P500	239	1504,47	508,45	735,09	2913,98
Valuta	239	7,03	1,19	5,08	9,39
IPI	239	109,97	7,58	96,3	125,6
VIX	239	19,89	7,88	9,51	59,89
NIBOR	239	3,35	2,18	0,78	7,52
KPI	239	89,55	10,15	72,7	109,9
Arbled	239	3,69	0,61	2,4	5,1

Tabell 6.2.1 Deskriptiv statistikk Norge

<i>Russland</i>	n	Gjennomsnitt	Std,Avvik	Min	Max
RTSI	229	1068,65	557,51	143,29	2459,88
Olje	229	65,34	30,7	19,14	139,83
S&P500	229	1511,44	518,23	735,09	2913,98
Valuta	229	36,86	14,02	23,44	75,52
IPI	229	98,53	15,62	67,32	122,83
VIX	229	19,71	8	9,51	59,89
MIBOR	229	7,14	3,9	1,26	27,4
KPI	229	313,43	146,72	92,7	580,6
Arbled	229	6,89	1,56	4,66	11,55

Tabell 6.2.2 Deskriptiv statistikk Russland

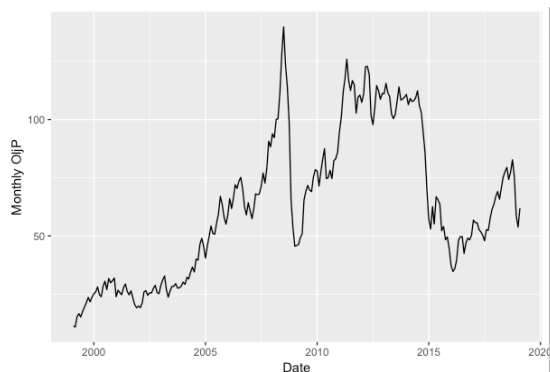
<i>Saudi Arabia</i>	n	Gjennomsnitt	Std,Avvik	Min	Max
TASI	229	6918,1	3174,86	1954,52	19502,65
Olje	229	65,34	30,7	19,14	139,83
S&P500	229	1511,44	518,23	735,09	2913,98
VIX	229	19,71	8	9,51	59,89
SAIBOR	229	2,99	1,56	1,5	7
KPI	229	85,13	15,63	66,97	108,08

Tabell 6.2.3 Deskriptiv statistikk Russland

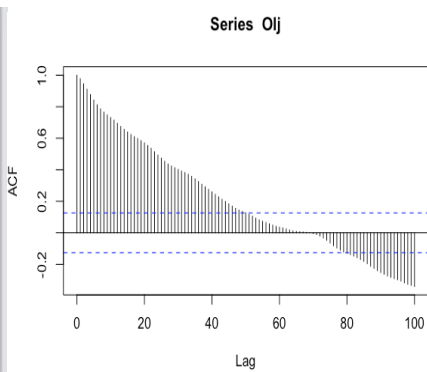
I tabell 6.2.1 - 6.2.3 presenterer vi deskriptiv statistikk for våre utvalgte variabler i de tre markedene Norge, Russland og Saudi Arabia. Dette gjør vi for å gi et bedre overblikk over den enkelte variablers karakteristikk og for å se om vi finner noen markante forskjeller mellom variabler fra de ulike markedene. Tabellene ser nærmere på antall observasjoner, gjennomsnitt, standardavvik, minimum og maksimum verdi. Alle variablene er på nivåform. Av ulikheter mellom de tre tabellene kan vi blant annet merke oss nivået på renten og konsumprisindeksen i Russland, som har vært svært volatil i forhold til i Norge og Saudi Arabia. Sammenlignet med Russland har Norge en mer utviklet økonomi som støtter opp observasjonen om en mer stabil rente og konsumprisindeks. For Russland som preges av en fremvoksende økonomi vil det være naturlig å se større svingninger i renten og konsumprisindeksen. Saudi Arabia er et utviklingsland og grunnet mindre fri flyt i økonomien samt en låst valuta til dollar, observeres ikke denne volatile tendensen.

6.3 Testing av stasjonæritet på nivåform

Brooks (2014) definerer stasjonæritet ved å si at økonomiske tidsserier vanligvis ikke er stasjonær på nivåform og det er essensielt at variabler som inngår i en regresjonsanalyse har stasjonære egenskaper. At en variabel er stasjonær innebærer at den ikke inneholder en enhetsrot. Vi vil av den grunn undersøke om variablene som inngår i vår regresjonsanalyse har stasjonære egenskaper eller om de vil bli stasjonære ved en differensiering. Dette undersøker vi ved å benytte oss av et tidsplott og ACF-plott samt en ADF-test.



Figur 6.3.1 TidsploTT



Figur 6.3.2 ACF-plott

Dersom man kan se en tydelig trend i tidsplottet kan dette ifølge Brooks (2014) indikere at vi har problem med ikke-stasjonærhet i perioden man tester for. Figur 6.3.1 og 6.3.2 viser et tidsplott og et ACF-plott av oljepris på nivåform. I ACF-plottet kan en svingning utenfor konfidensintervallet, som er den blå linjen, tyde på at vi har et problem med ikke-stasjonærhet. Fra tidsplottet kan man se antydninger til en positiv trend mellom år 1999 og 2019, og ACF-plottet viser store systematiske svingninger utenfor konfidensintervallene. På bakgrunn av dette kan man være nokså sikker på at oljeprisen ikke er stasjonær på nivåform, men vi ønsker å ta i bruk en Augmented Dickey-Fuller (ADF) test som er en mer konkret test for stasjonærhet.

ADF-testen har ifølge Mushtaq (2011) følgende hypoteser:

$$H_0 = \text{''Unit root'' (Ikke-stasjonær) - } I(1)$$

$$H_1 = \text{Stasjonær - } I(0)$$

Videre beskriver Mushtaq (2011) at testen estimerer verdier som varierer med antall lag og om man inkluderer konstant og trend. Hvis man beholder H_0 har man sterke indikasjoner på at man har en "unit root" og derav at serien ikke er stasjonær. Dersom man har "unit root" $I(1)$ er en løsning å bruke førstedifferansen slik at serien blir $I(0)$. Hvis serien er $I(2)$ blir den $I(0)$ ved å differensiere to ganger.

Augmented Dickey-Fuller test	
Data	Olje
Dickey-Fuller	-2,05
Lag order	6
p-verdi	0,56

Figur 6.3.3 ADF-test Olje Nivåform

Tabell 6.3.3 viser en ADF-test, uten trend og konstant, av oljepris på nivåform. P-verdien er 0,56 og bekrefter antagelsene vi fikk fra tidsplottet og ACF-plottet. Oljepris på nivåform

inneholder en "unit root" og vi må beholde H_0 om ikke-stasjonæritet.

ADF-tester på nivåform blir utført på alle variabler og som forventet viser de seg å være av en ikke-stasjonær karakter. På bakgrunn av dette mener vi at man har tilstrekkelig bevis for ikke-stasjonæritet og bevis for minst én enhetsrot hos alle variabler. Vi ser derfor at transformering av variablene blir nødvendig.

6.4 Transformasjon av variabler

Vi transformerer variablene til naturlig logaritmisk endringsform med følgende metode.

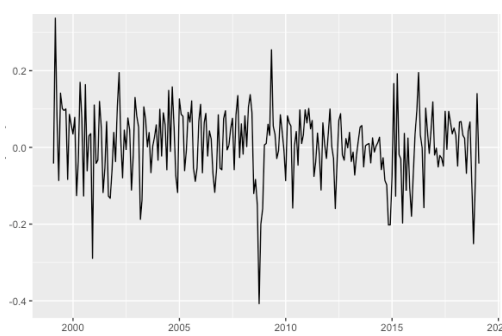
$$x_t = \ln \left(\frac{x_t^{\text{nivå}}}{x_{t-1}^{\text{nivå}}} \right)$$

Med denne transformeringen vil vi også få fordelene med en geometrisk avkastningsserie. Woolridge (2013) sier at en geometrisk avkastningsserie vil gi mindre skjevhet i dataseriene enn en aritmetisk avkastningsserie og man får også fordelene med bedre statistiske egenskaper. Ved å differensiere variablene med endringslogaritmen kan en samtidig oppfylle flere av forutsetningene for OLS modellen ved at tegn til ikke-stasjonæritet, autokorrelasjon, heteroskedastisitet, multikollinearitet og ikke-normalitet i datasettet reduseres.

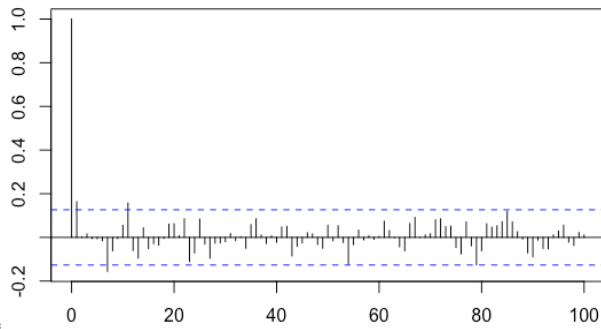
6.5 Testing av stasjonæritet på naturlig logaritmisk endringsform

Når vi undersøker samme plott på naturlig logaritmisk endringsform kan vi se at ACF-plottet nedenfor ikke lenger viser store systematiske svingninger utenfor konfidensgrensene.

Tidsplottet svinger nå jevnt rundt null-linjen, med unntak av perioden under finanskrisen, og ser ikke ut til å inneholde noen trend. Dette gir grunn til å anta at variabelen nå er stasjonær.



Figur 6.5.1 Tidsplokk Oljepris



Figur 6.5.2 ACF-plott Oljepris

Etter å ha gjennomført nye tidsplokk, ACF-plott og ADF-tester av alle variablene på naturlig logaritmisk endringsform fikk vi resultater som konkluderte med å forkaste H_0 . Dette indikerer at variablene er stasjonære ved første differensiering. I tabell 6.5.1 kan vi se en oversikt over ADF-testene av variabler på naturlig logaritmisk endringsform som alle har p-verdier under 1%-nivået.

Variabler	p-verdi	Signifikans
OSEBX	<0,01	**
RTSI	<0,01	**
TASI	<0,01	**
Olje	<0,01	**
S&P 500	<0,01	**
Nok/Usd	<0,01	**
Rub/Usd	<0,01	**
IPInor	<0,01	**
IPirus	<0,01	**
IPIsau	<0,01	**
VIX	<0,01	**
NIBOR	<0,01	**
MIBOR	<0,01	**
SAIBOR	<0,01	**
KPIInor	<0,01	**
KPIrus	<0,01	**
KPIsau	<0,01	**
Arblednor	<0,01	**
Arbledrus	<0,01	**

Tabell 6.5.1 Augmented Dickey-Fuller test

6.6 Laggede elementer

I kapittel 2 presenterer vi hypotesen om markedseffisiens og at den bygger på antagelser om at aksjemarkedet til enhver tid vil prise inn all tilgjengelig informasjon. Dette vil gi et rasjonelt og forventningsrett marked med henhold til hvordan de makroøkonomiske variablene influerer hverandre og markedet. I tilfeller hvor det oppstår tidsforskjeller fra

offentliggjøring av informasjon til markedet klarer å tolke det er det aktuelt med laggede variabler.

Flere mål kan benyttes for å finne optimalt antall lags. Vi har benyttet ACF-plott og AIC-kriteriet. Dette plottet ble også benyttet da vi skulle undersøke om tidsseriene var stasjonære eller ikke. Ifølge Brooks (2014) vil et ACF-plott bestemme antall lags ut ifra hvor den siste signifikante linjen treffer. Et ACF-plott er ikke nødvendigvis den beste metoden på å finne optimale antall lags da det fort kan oppstå unøyaktigheter når antall lags kun baseres på avlesning av plottene. Derfor vil det være mer fordelaktig å benytte et kriterium, og i vår oppgave har vi valgt å benytte oss av AIC-kriteriet.

AIC står for Aikakes Informasjonskriterium og betegnes av Brooks (2014) som et mål på godhet for tilpasning av enhver estimert statistisk modell. AIC er representert ved følgende likning:

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

hvor $\hat{\sigma}^2$ representerer variansen til feilleddet og k er antall parametere estimert, mens T er antall observasjoner.

Brooks (2014) skriver videre at AIC kriteriet har fokus på to faktorer. Kriteriet vil minimere summen av kvadrerte residualer og innføre en straff hvis man øker antall parametere. Målet er å finne modeller med lavest AIC verdier.

Ved hjelp av en AIC funksjon i R, kommer vi frem til hvilke laggede variabler vi bør inkludere i de tre forskjellige modellene. Vi velger å sette maks antall lag til 4 da vi benytter månedlig data og forventer ikke særlig større tidsforskjeller enn dette. Vi kommer til slutt frem til at det vil være optimalt med en modell som inneholder en lagget verdi av S&P500 og KPI for det norske markedet. Modellen for det russiske markedet vil inneholde en lagget verdi av valutakurs, mens modellen for det saudiarabiske markedet ikke inneholder noen laggede variabler.

6.7 Regresjonsmodeller

På bakgrunn av ADF og AIC testing kommer vi frem til tre modeller som vi vil bruke videre i analysen.

$$\text{Modell 1: } OSEBX = \beta_0 + \beta_{\text{Brentoil}} + \beta_{\text{S\&P500}} + \beta_{\text{S\&P500-1}} + \beta_{\text{NOK/USD}} + \beta_{\text{IPI}} + \beta_{\text{VIX}} + \beta_{\text{NIBOR}} + \beta_{\text{KPI}} + \beta_{\text{KPI-1}} + \beta_{\text{Arbeidsledighet}} + u$$

$$\text{Modell 2: } RTSI = \beta_0 + \beta_{\text{Brentoil}} + \beta_{\text{S\&P500}} + \beta_{\text{RUB/USD}} + \beta_{\text{RUB/USD-1}} + \beta_{\text{IPI}} + \beta_{\text{VIX}} + \beta_{\text{MIBOR}} + \beta_{\text{KPI}} + \beta_{\text{Arbeidsledighet}} + u$$

$$\text{Modell 3: } TASI = \beta_0 + \beta_{\text{Brentoil}} + \beta_{\text{S\&P500}} + \beta_{\text{VIX}} + \beta_{\text{SAIBOR}} + \beta_{\text{KPI}} + u$$

Før vi går i gang med testing av forutsetninger ønsker vi å undersøke om regresjonsmodellene kan være feilspesifiserte. Til dette vil vi benytte en Ramsey-RESET test. Testens hypotese er som følger (Brooks, 2014):

H_0 : Modellen er korrekt spesifisert/ Linearitetsforutsetningen holder

H_A : Modellen er ikke korrekt spesifisert/ Vi har ikke-linearitet i modellen

Hvis p-verdiene er større enn kritisk verdi på 0,05 beholdes nullhypotesen og forutsetningen om linearitet i modellen holder. P-verdiene ligger over kritisk verdi i alle tre modellene og vi kan derfor ikke forkaste nullhypotesen om linearitet i modellene. Vi observerer derimot at p-verdien for Russland så vidt overstiger et 10% signifikansnivå, noe vi tolker som relativt lavt. Hva dette skyldes i praksis vil være vanskelig å fastslå, men det kan tenkes at det finnes et brudd på linearitetsforutsetningen eller en manglende forklaringsvariabel.

Ramsey RESET test				
Norge	RESET= 1,58	df1=2	df2 = 225	p-verdi= 0,21
Russland	RESET= 2,17	df1=2	df2 = 216	p-verdi= 0,12
Saudi Arabia	RESET= 1,17	df1=2	df2=220	p-verdi=0,31

Tabell 6.7.1 RESET

7. Analyse

Vi benytter oss av multiple regresjonsanalyser for å finne den lineære sammenhengen mellom de avhengige variablene OSEBX, RTSI, TASI og de uavhengige variablene oljepris, S&P500, valutakurs, industriell produksjonsindeks, volatilitetsindeks, rente, konsumprisindeks og arbeidsledighet. For å kunne finne verdiene av β i den multiple regresjonsmodellen har vi valgt å benytte oss av ordinary least squares metoden, også kjent som OLS (Woolridge, 2013). For å kunne oppnå Best Linear Unbiased Estimator (BLUE) er det i henhold til Brooks (2014) fem forutsetninger som må oppfylles. Vi vil nå teste de nødvendige forutsetningene for OLS.

Den generelle modellen for multippel lineær regresjon:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_k x_k + u$$

Hvor y representerer den avhengige variabelen som en funksjon av de forklarende variablene x_1, \dots, x_k . β_1, \dots, β_k forklarer den deterministiske delen av sammenhengen mellom y og x . β_0 er konstanten, mens u representerer feilleddet.

7.1 Forutsetning 1 - $E(u_t) = 0$

Ifølge Brooks (2014) har denne forutsetningen som krav at feilleddene skal ha forventet verdi lik 0 i gjennomsnitt. Det vil si at det ikke skal eksistere et systematisk forhold mellom den avhengige variabelen og variabler som ikke er inkludert i regresjonsmodellen. Et brudd på denne forutsetningen kan derfor komme av at modellen mangler én eller flere forklaringsvariabler som må inkluderes. Inkluderer man et konstantledd i regresjonsmodellen kan kravet oppfylles og gjennomsnittsverdien av feilleddene vil bli null.

7.2 Forutsetning 2 – Homoskedastisitet

Den andre forutsetningen undersøker antagelsen om homoskedastisitet (Brooks, 2014):

$$\text{var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$$

Brooks (2014) skriver videre at forutsetningen om homoskedastisitet innebærer at residualene skal være homoskedastiske. Dersom det viser seg at variansen i feilleddet ikke er konstant er det grunn til å mistenke heteroskedastisitet i datautvalget. For å undersøke dette kan man bruke flere tester, men vi vil først undersøke et residualplott.

Residualplottet i figur 1, 2 og 3 i appendiks A kan potensielt vise om vi har et ikke-lineært mønster og om residualene er spredt likt i spekteret av prediktorer. Ifølge Brooks (2014) vil optimale residualplott ha tilfeldige spredningspunkt sentrert rundt en horisontal linje. Vi kan tydelig se at de røde linjene i residualplottene til RTSI og TASI ikke er horisontale. Det kan også se ut til at vi har problemer med ekstremverdier i samtlige plott. Perioden vi har valgt inkluderer finanskrisen som var en svært volatil periode. Det er derfor høyst sannsynlig at de uavhengige variablene under denne perioden ikke klarer å forklare utviklingen på markedene. En samlet vurdering av plottene gir oss grunn til å tro at vi kan ha problemer med heteroskedastisitet i datasettene. Plottene viser imidlertid ikke årsaken til, eller graden av heteroskedastisitet da det ikke nødvendigvis kan observeres i et residualplott. Vi velger derfor å gå videre med ytterligere tester for å finne årsaken og styrken til en eventuell heteroskedastisitet.

	BP-Test	White-test	GoldfeldQ
Datasett	p-verdi:	p-verdi:	p-verdi:
Norge	0.17	0.01**	<0,001 ***
Russland	0.07	0.003**	<0,001 ***
Saudi Arabia	0.12	0.29	<0,001 ***

Tabell 7.2.1 Breusch-Pagan test, Whites-test, Goldfeld-Quandt test

Breusch-Pagan testen er ifølge Woolridge (2013) designet for å oppdage enhver lineær form for heteroskedastisitet. Hypotesen som blir testet er:

H_0 : Homoskedastisitet

H_A : Heteroskedastisitet

Oversikt over signifikansnivåene finnes i appendiks D.

Breusch-Pagan testen i tabell 7.2.1 viser p-verdier som er høyere enn det signifikante nivået på 0,05. Nullhypotesen om at variansen av residualene er konstant beholdes og det kan konkluderes med at datasettene er homoskedastiske. Selv om vi beholder H_0 ser vi at Breusch-Pagan testen gir lave p-verdier. Vi vil derfor benytte en Whites- og Goldfeld-Quandt test for ytterligere testing av homoskedastisitet.

Woolridge (2013) forklarer at man i en Whites-test legger til kvadrerte variabler. Dette gjør testen bedre egnet til å oppdage ikke-lineære former for heteroskedastisitet. Whites fungerer også bedre enn Breusch-Pagan hvis feileddene ikke er normalfordelte. En svakhet er derimot at testen benytter et stort antall frihetsgrader i forhold til hvor mange uavhengige variabler som benyttes. Nullhypotesen til Whites testen er:

H_0 : Homoskedastisitet

H_A : Heteroskedastisitet

Testen gir p-verdier under det signifikante nivået på 0,05 for Norge og Russland, men ikke for Saudi Arabia. Vi beholder nullhypotesen om homoskedastisitet for Saudi Arabia, men forkaster den for de to andre landene. På bakgrunn av Whites-testen kan vi konkludere med at vi har problemer med heteroskedastisitet i datasettene til Norge og Russland.

Den tredje testen vi vil bruke for å teste for homoskedastitet er Goldfeld-Quandt. Brooks (2014) viser til at man i denne testen deler utvalget i to grupper og tester ved hjelp av en F-test. Vi deler opp grupper basert på eldre og nyere observasjoner, der vi utelukker noen observasjoner ved median. Hypotesen som blir testet er:

H_0 : Homoskedastisitet

H_A : Heteroskedastisitet

Hvor en p-verdi på 0,05 eller lavere forkaster nullhypotesen.

Ifølge Pedace (2019) er resultatene i en Goldfeld-Quandt test avhengig av kriteriet som er lagt til grunn for å splitte utvalget i deres respektive grupper. Denne prosessen er ofte ganske vilkårlig. Hvis man ikke finner bevis for heteroskedastisitet i en test, utelukker ikke dette at man kan finne det med et annet kriterium for å separere utvalget.

Testen forkaster nullhypotesen om homoskedastitet i både Norge, Russland og Saudi Arabia. Vi konkluderer derfor med at vi har problemer med heteroskedastisitet i alle datasettene.

Residualplottet og de tre testene gir motsigende svar på spørsmålet om homoskedastisitet. Ettersom alle tester gir lave p-verdier ønsker vi å ta høyde for at datasettene kan ha problemer med heteroskedastisitet. Hvis man har problemer med heteroskedastisitet vil OLS resultatene ikke lenger være best i BLUE. Ifølge Woolridge (2013) innebærer dette at de ikke lenger har minst varians samtidig som standardfeilene og test-verdiene vil være unøyaktige. Vi velger å løse problemet ved å kjøre alle regresjoner med standardfeilestimat som er robuste for heteroskedastisitet. Dette kalles robust regresjon og vil justere de ukorrekte testverdiene og standardfeilene. Metoden kan kun forsvares hvis datamaterialet i bruk er stort nok. Våre datasett har over 200 observasjoner og det vil derfor ikke være en utfordring. Vi bruker denne metoden da det er av interesse å beholde dynamikken i regresjonsmodellene.

7.3 Forutsetning 3 - Ingen autokorrelasjon

Den tredje forutsetningen i OLS er i henhold til Brooks (2014) en undersøkelse om kovariansen mellom feilleddene er 0 og kan vises på følgende måte:

$$\text{cov}(u_i, u_j) = 0 \text{ for } i \neq j$$

Et brudd på denne forutsetningen heter autokorrelasjon og oppstår når man har et systematisk mønster i rekkefølgen til feilleddene. Konsekvensen av å bruke OLS regresjoner når man har autokorrelasjon vil være den samme som ved heteroskedastisitet. Vi får forventningsrette estimater, men disse er ikke BLUE. Autokorrelasjon er et vanlig problem når man arbeider med tidsseriedata.

For å undersøke om vi har autokorrelasjon benytter vi en Durbin-Watson og Breusch-Godfrey test. Brooks (2014) beskriver videre at en Durbin-Watson test undersøker om man har autokorrelasjon av første orden ved å teste forholdet mellom et feilledd og feilleddets foregående verdi. For å kunne fastslå at testen er gyldig, må tre punkter oppfylles.

1. Må ha et konstantledd
2. Autokorrelasjon er av første orden
3. Ingen lagget avhengig variabel blant forklaringsvariablene

Under vises hypoteser og testresultater:

DW-verdi under dL : Første ordens autokorrelasjon
DW-verdi mellom dL og dU : Inconclusive test
DW-verdi over dU : Behold H_0 . Ingen autokorrelasjon

	Norge	Russland	Saudi Arabia
DurbinW-test	2.34	1.85	1.90
$dL-dU$, 1%nivå	1,582-1,768	1,582-1,768	1,623-1,725
p-verdi:	0.99	0.12	0.22
Resultat	Ingen Autokorrelasjon	Ingen Autokorrelasjon	Ingen Autokorrelasjon

Tabell 7.3.1 Durbin-Watson test

Tabell 7.3.1 viser at alle Durbin-Watson verdiene ligger over den øvre kritiske grensen og vi kan derfor beholde H_0 . Basert på testen konkluderer vi med at det ikke er autokorrelasjon i datasettene til Norge, Russland og Saudi Arabia.

Videre tester vi for autokorrelasjon i feilleddene til regresjonsmodellen ved å benytte en Breusch-Godfrey test hvor Brooks (2014) beskriver hypotesen som:

H_0 = ingen autokorrelasjon

H_A = autokorrelasjon

Testen kan i tillegg til en periode, et “lag”, teste for seriekorrelasjon over flere perioder som kalles “høyere ordens seriekorrelasjon” (Brooks, 2014). Resultatene i denne testen vises nedenfor:

BreuschGodfrey						
	Norge			Russland		
	LM-test	p-verdi	Resultat	LM-test	p-verdi	Resultat
BreuschG-test 1-order	7.6995	0.006 **	Autokorrelasjon	1.3221	0.25	Ingen Autokorrelasjon
BreuschG-test 2-order	7.9402	0.02 *	Autokorrelasjon	2.1028	0.35	Ingen Autokorrelasjon
BreuschG-test 3-order	9.4557	0.02 *	Autokorrelasjon	2.1189	0.55	Ingen Autokorrelasjon
BreuschG-test 4-order	13.401	0.01 **	Autokorrelasjon	2.3835	0.67	Ingen Autokorrelasjon
	Saudi Arabia					
	LM-test	p-verdi	Resultat			
BreuschG-test 1-order	0.5477	0.46	Ingen Autokorrelasjon			
BreuschG-test 2-order	0.61927	0.73	Ingen Autokorrelasjon			
BreuschG-test 3-order	0.88018	0.83	Ingen Autokorrelasjon			
BreuschG-test 4-order	2.0132	0.73	Ingen Autokorrelasjon			

Tabell 7.3.2 Breusch-Godfrey test

For det russiske og saudiarabiske datasettet gir testen forholdsvis høye p-verdier og vi kan dermed beholde H_0 . Når vi beholder H_0 kan vi konkludere med at det ikke er autokorrelasjon i datasettene til Russland og Saudi Arabia. For Norge gir testen lave p-verdier der alle er signifikante på et 5%-nivå. Dette innebærer at nullhypotesen forkastes og vi må konkludere med at det finnes autokorrelasjon i datasettet.

Vi finner derfor motstridende resultater for Norge. Autokorrelasjon kan skyldes flere årsaker, blant annet at den underliggende funksjonsformen er feil eller at det er mangel på viktige forklaringsvariabler. Tidligere i oppgaven benyttet vi en RESET-test hvor vi ikke hadde grunn til å konkludere med ikke-linearitet. Dersom det hadde vært tilfellet kunne det bidratt til en forklaring på hvorfor Breusch-Godfrey testen viser et signifikant autokorrelasjonsnivå for Norge. De motstridene autokorrelasjonskoeffisientene står derfor uklart for oss. Durbin-Watson og Breusch-Godfrey testen fastslår ikke om det faktisk eksisterer eller ikke eksisterer statistisk signifikant autokorrelasjon i det norske datasettet. Vi velger allikevel å gå videre med modellen da den hovedsakelig skal benyttes til tolkningsformål i vår analyse og vi ønsker å beholde dynamikken i serien.

7.4 Forutsetning 4 - Ikke-stokastiske uavhengige variabler $Cov(u_i, u_j) = 0$ for $i \neq j$

Brooks (2014) viser til forutsetning 4 som omhandler ikke-stokastiske uavhengige variabler. Dersom de uavhengige variablene er korrelert med et forstyrrende ledd vil dette føre til at OLS estimatoren ikke er i samsvar eller objektiv. Dette vil altså føre til forutinntatte og ukorrekte parametere som gir oss et falskt bilde av dataenes egenskaper.

7.5 Forutsetning 5 - Normalfordeling

Den femte og siste forutsetningen i OLS er at feilleddene må være uavhengige og normalfordelte. Dette kan man teste for ved hjelp av en Jarque-Bera test.

Hypotesene for denne testen defineres slik (Brooks, 2014):

H_0 : Normalfordelt

H_A : Ikke normalfordelt

Ifølge Brooks (2014) er kriteriene for en normalfordeling at man ikke finner noe skjevhet i residualene og at kurtosen er på 3, eventuelt kan man se på eksess kurtose som skal være $0(b_2 - 3)$. Nullhypotesen blir forkastet ved funn av skjevhet og/eller kurtose. Dersom residualene ikke er normalfordelte kan man vanligvis se flere store observasjoner som skiller seg ut i halen og ikke passer inn i populasjonen. Disse defineres som "uteliggere".

Jarque-Bera testen vises nedenfor:

	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera test
Norge	-0.65	2.64	0.01**
Russland	-0.24	0.67	0.03*
Saudi Arabia	-0.6	1.92	0.01**

Tabell 7.5.1 Jarque-Bera testen

Skjevhet og kurtose avviker fra deres forventede verdier på henholdsvis 0 og 3 under normalitet. Dette fører til statistisk signifikante verdier på Jarque-Bera testene i samtlige land og H_0 om normalfordelte restledd i alle datasettene må dermed forkastes.

Grunnen til at skjevhet og kurtose er lavere enn forventet ved normalitet kan observeres under Appendiks B i figur 1-3. Figurene viser et histogram over residualene som er forskjøvet til høyre med ekstremverdier på venstre side. Ekstremverdiene ble også observert da vi testet for heteroskedastisitet og kan skyldes observasjoner under finanskrisen.

Normalfordeling i større datasett er imidlertid ikke like viktig som i mindre datasett (Brooks, 2014).

7.6 Multikollinearitet

Paul (2006) forklarer at multikollinearitet er et problem som kan oppstå i en regresjonsanalyse og forekommer når det er høy korrelasjon mellom to eller flere forklaringsvariabler. Ofte sjekkes det for korrelasjon ved å undersøke en korrelasjonsmatrise. Korrelasjonsmatrisen gir et bilde på hvordan de uavhengige variablene korrelerer med hverandre. Hvis korrelasjonskoeffisienten mellom to uavhengige variabler er 0,7 eller høyere kan vi ha problemer med multikollinearitet (Chase Jr., 2013). Det skal likevel nevnes at det kritiske punktet for om en variabel burde bli vurdert for multikollinearitet varierer fra 0,5 til 0,8 ut fra hvilken kilde man velger å bruke. Korrelasjonsmatrisene, figur 1-3, ligger vedlagt i appendiks C. Vi observerer noen korrelasjonskoeffisienter over 0,5, men ingen uavhengige variabler har korrelasjonskoeffisienter over 0,7.

Ifølge Woolridge (2013) viser korrelasjonsmatrisene forholdet mellom to og to variabler og tar ikke for seg korrelasjoner mellom en variabel og lineærkombinasjoner av flere andre variabler. Vi vil derfor benytte en indikator som er utarbeidet for å kunne gi et mål på forholdet mellom flere variabler i en multippel regresjonsmodell. Denne indikatoren kalles Variance Inflation Factor (VIF). Formelen for VIF ser slik ut:

$$\text{VIF} = \frac{1}{1-R_i^2}$$

Ifølge Statistics How To (2015) vil en VIF-verdi mellom 5 og 10 indikerer en høy korrelasjon og sannsynlig tilstedeværelse av multikollinearitet. Verdier mellom 1 til 5 indikerer en moderat korrelasjon uten sterke indisier for tilstedeværelse av multikollinearitet. Videre vil en verdi på 1 indikerer at R^2 er 0 og at det ikke er multikollinearitet til stede. Vi ønsker å bruke VIF til å avkrefte spuriøse sammenhenger mellom forklaringsvariabler som scorer høyt i korrelasjonsmatrisen. Dersom VIF-verdien gir indikasjoner om multikollinearitet bør man vurdere å ekskludere variabelen.

	OSEBX	RTSI	TASI
Olje	1.35	1.32	1.12
S&P 500	2.21	2.19	2.05
S&P 500^2	1.21		
Nok/Usd	1.40		
Rub/Usd		1.53	
Rub/Usd^2		1.18	
IPInor	1.09		
IPirus		1.05	
VIX	2.10	2.05	1.96
NIBOR	1.12		
MIBOR		1.08	
SAIBOR			1.10
KPIInor	1.02		
KPIInor^2	1.04		
KPIrus		1.12	
KPIsau			1.02
Arblednor	1.04		
Arbledrus		1.05	

Tabell 7.6.1 Variance Inflation Factor

Resultatene i tabell 7.6.1 gir ingen grunn til å ekskludere variabler da alle VIF-verdier er mindre enn 3. Basert på dette konkluderer vi med at det ikke finnes noen spuriøse sammenhenger mellom variabler og vi beholder derfor samtlige.

8. Regresjonsanalysen

Vi vil i denne delen gå gjennom resultatene vi kom frem til ved hjelp av OLS regresjonen. På bakgrunn av en omfattende litteraturstudie konstruerte vi tre modeller. Modellene for Norge og Russland har åtte forklarende makroøkonomiske variabler. Disse er oljepris, S&P500, valuta, industriell produksjon, VIX, rente, konsumprisindeks og arbeidsledighet. For Saudi Arabia fant vi ikke tilstrekkelig data til å kunne inkludere variablene industriell produksjon og arbeidsledighet. Valuta var heller ikke aktuelt å bruke da den saudiarabiske rijalen er festet mot dollar. Ved gjennomgang av forutsetningene valgte vi å ta i bruk robuste regresjoner i tillegg til de vanlige regresjonsmodellene. Dette skyldes signaler om tilstedeværelse av heteroskedastisitet samt tvetydige resultater for Norge på forutsetningen om autokorrelasjon. Den viktigste forskjellen mellom den vanlige og den robuste regresjonen er test-verdiene og standardfeilene. Vi ser det nødvendig å presentere begge modellene for hvert land for å fremlegge et helhetlig bilde. Dette vil samtidig gi svar på om resultatene er sensitive ovenfor standardfeilene. Oversikt over signifikansnivåene finnes i appendiks D.

8.1 Modell Norge

OSEBX modell				OSEBX Robust modell		
	Estimate	Std.Error	p-value	Estimate	Std.Error	p-value
Intercept	0,007	0,003	0,016 *	0,007	0,002	0,004 **
Olje	0,147	0,029	<0,001 ***	0,150	0,033	<0,001 ***
S&P500	0,782	0,081	<0,001 ***	0,768	0,114	<0,001 ***
S&P500'2	0,194	0,060	0,002 **	0,194	0,051	<0,001 ***
Valuta	0,091	0,085	0,283	0,114	0,090	0,203
IPI	0,396	0,372	0,288	0,242	0,357	0,498
VIX	-0,055	0,017	0,002**	-0,043	0,018	0,016 *
NIBOR	-0,075	0,045	0,201	-0,069	0,049	0,166
KPI	-0,857	0,515	0,097 .	-0,602	0,449	0,181
KPI'2	-1,076	0,518	0,039 *	-0,781	0,645	0,228
Arbled	-0,138	0,073	0,059 .	-0,128	0,067	0,055 .
Adjusted R2 : 0,644				Adjusted R2 : 0,656		

Figur 8.1.1 Regresjonsmodell Norge

Da Oslo Børs allment er påstått å være en oljeavhengig børs forventet vi at det skulle være en signifikant og positiv sammenheng mellom økning i oljepris og aksjeavkastning. Ifølge figur 8.1.1 vil en endring i oljeprisen med +/- 1% føre til en økning i aksjeavkastningen på Oslo Børs med +/- 0,147% gitt at alle andre variabler holdes konstant. I den robuste regresjonsmodellen blir betakoeffisienten 0,15% og i begge modeller er resultatene signifikante på 0,1%-nivå. Resultatene stemmer godt overens med tidligere studier av det norske aksjemarkedet utført av blant annet Gjerde og Sættem (1999) som også konkluderte med at en økning i oljepris hadde en positiv effekt på aksjemarkedet i Norge.

Mange av selskapene notert på Oslo Børs er store eksport selskap som naturligvis blir påvirket av internasjonale konjunkturer, samtidig er også flere norske selskaper notert på internasjonale børser (Oslo Børs, 2019). Det vil derfor være naturlig å anta at avkastningen på internasjonale børser kan ha en positiv samvariasjon med avkastningen på den norske. I vår modell er S&P500 signifikant på 0,1%-nivå og viser seg således som en variabel med sterk signifikant påvirkningskraft på utviklingen for hovedindeksen i den gitte perioden. Betakoeffisienten er positiv med en verdi på 0,782 og en endring i S&P500 på +/- 1% vil føre til en endring for den norske hovedindeksen på +/- 0,782%. I den robuste regresjonsmodellen blir denne betakoeffisienten noe nedjustert til 0,768, men signifikansnivået ligger fortsatt på

et 0,1%-nivå. Noen økonomiske tidsserier er avhengig av seg selv i en eller flere perioder før, og i modellen for OSEBX finner vi at avkastningen på S&P 500 har en slik karakter. På et 1% signifikansnivå blir den norske hovedindeksen positivt påvirket av den laggede verdien av S&P500 med en betakoeffisient på 0,194. I den robuste regresjonen blir betakoeffisienten 0,194 og signifikansnivået endrer seg til å være signifikant på et 0,1%-nivå. Resultatet får også her støtte fra tidligere litteratur. I følge Mathur og Subrahmanyam (1990) påvirker svenske aksjekurser det norske aksjemarkedet. I studien har de kunnet påvise at det amerikanske aksjemarkedet indirekte påvirker det norske.

En annen variabel som har en signifikant påvirkning på den norske hovedindeksen er volatiliteten i det amerikanske markedet. Denne variabelen er signifikant på et 1%-nivå og en økning av VIX-variabelen vil føre til en reduksjon på den norske hovedindeksen med 0,055%. Når vi kjører den robuste regresjonen synker signifikansnivået til et 5%-nivå. Dette er et relativt høyt signifikansnivå og det kan tyde på at volatiliteten i det amerikanske markedet påvirker det norske aksjemarkedet. Betakoeffisienten har i den robuste regresjonen endret seg til -0,043. Dette innebærer at en 1% økning i VIX-variabelen vil slå ut som en negativ endring på 0,043 for OSEBX. Dette understreker igjen hvor sensitivt det norske aksjemarkedet er overfor det amerikanske.

Konsumprisindeksen og den laggede variabelen av konsumprisindeksen er to andre variabler som viser seg å være signifikant på henholdsvis 10 og 5%-nivå. Etter at den robuste regresjonen er kjørt ser vi likevel at variablene ikke lenger er signifikante. Dette skyldes de endrede standardfeilene i den robuste regresjonen. De resterende variablene valuta, industriell produksjon, NIBOR og arbeidsledighet har ikke en signifikant påvirkning på OSEBX i denne modellen. I motsetning til Gjerde og Sættem's (1999) studie som fant en klar negativ sammenheng mellom aksjeavkastningen og renten i det norske markedet, finner vi ikke variabelen NIBOR signifikant i vår analyse. Rentene har de siste 20 årene vært betydelig ulik renten i dataperioden til Gjerde og Sættem. Dette kan være en naturlig forklaring på de ulike resultatene. I den samme studien fant de at industriell produksjon har en positiv påvirkning på OSEBX. I vår analyse fant vi ingen slik signifikant sammenheng. Igjen kan en forklaring på dette være at resultatene er fra to ulike tidsperioder samt at studiene tar i bruk to forskjellige analysemetoder.

Ifølge Brooks (2014) kan R^2 benyttes som en parameter på hvor godt modellen passer til dataene. Jo nærmere R^2 ligger 1, desto bedre er modellens forklaringskraft. En verdi nær 1 indikerer at de uavhengige variablene forklarer en stor del av den avhengige variabelens variasjon rundt gjennomsnittet. R^2 vil ha en tendens til å ikke reduseres ved å inkludere flere uavhengige variabler i modellen. Den er av den grunn lite egnet til å avgjøre om en variabel skal være med i modellen eller ikke. Det er derfor anbefalt å i stedet bruke justert R^2 som vil endre seg når man inkluderer flere forklaringsvariabler. I den robuste regresjonsmodellen av det norske markedet har vi funnet en forklaringsverdi på 0,656. Dette betraktes som relativt høyt og de uavhengige forklaringsvariablene forklarer 65,6% av variansen i den avhengige variabelen OSEBX.

8.2 Modell Russland

RTSI modell				RTSI Robust modell		
	Estimate	Std.Error	p-value	Estimate	Std.Error	p-value
Intercept	-0,008	0,008	0,915	-0,003	0,007	0,633
Olje	0,211	0,058	<0,001 ***	0,244	0,079	0,002 **
S&P500	1,035	0,161	<0,001 ***	0,706	0,197	<0,001 ***
Valuta	-0,905	0,149	<0,001 ***	-0,950	0,131	<0,001 ***
Valuta'2	0,219	0,132	0,097 .	0,180	0,097	0,065 .
IPI	-0,047	0,258	0,855	-0,120	0,269	0,655
VIX	0,016	0,034	0,626	-0,016	0,030	0,597
NIBOR	-0,024	0,018	0,197	-0,015	0,027	0,586
KPI	0,979	0,760	0,199	1,861	0,873	0,034 *
Arbled	-0,034	0,174	0,84494	-0,089	0,175	0,611
Adjusted R2 : 0,512				Adjusted R2 : 0,535		

Figur 8.2.1 Regresjonsmodell Russland

Over makroøkonomiske variabler som kan forklare utviklingen til indeksen RTSI er det spesielt de tre variablene oljepris, S&P500 og valuta som utmerker seg. I den vanlige regresjonsmodellen viser resultatene at en 1% økning i oljepris vil gi en 0,211% økning i RTSI, mens den robuste modellen vil gi en 0,244% økning av RTSI. Påvirkningen oljeprisen har på det russiske markedet øker i den robuste regresjonen, men samtidig går p-verdien fra å være signifikant på et 0,1%-nivå til å kun være signifikant på et 1%-nivå. Vi kan som i modellen for Norge konkludere med at avkastningen på RTSI påvirkes positivt av en økning i oljeprisen. Resultatene samsvarer også med Bhar og Nikolovas (2009) studie som i sin forskning beviste at både aksjeavkastningen og volatiliteten i høy grad blir påvirket av

oljeprisen og dens svingninger. Det samme gjelder Anatolyev (2008) som påviste oljeprisens signifikante effekt på det russiske aksjemarkedet.

Som i regresjonsmodellen for OSEBX har også utviklingen på det amerikanske markedet hatt en forklarende effekt på det russiske. En 1% økning i S&P500 vil øke avkastningen på RTSI indeksen med 1,035 % i den ordinære modellen og 0,706% i den robuste modellen. I begge modellene er påvirkningskraften S&P500 har på RTSI signifikant på et 0,1%-nivå. I korrelasjonsmatrisene så vi at S&P500 utpekte seg blant forklaringsvariablene med høye korrelasjonskoeffisienter både mellom RTSI og OSEBX. Det er flere årsaker til dette, blant annet er Russland og USA blitt større handelspartnere de siste 20 årene. Dette gjelder spesielt på energimarkedet.

En forklaringsvariabel som skiller seg ut i denne modellen er valutakursen mellom russiske rubler og amerikanske dollar. Betakoeffisienten er negativ med en verdi på 0,905 og innebærer at en endring i valuta på +/- 1% fører til en endring på den russiske hovedindeksen med +/- 0,905%. I den robuste regresjonsmodellen blir betakoeffisienten justert til -0,95 samtidig som signifikansnivået fortsatt ligger på et 0,1%-nivå. I motsetning til den ordinære variabelen for USD/RUB blir den laggede verdien positiv. Betakoeffisienten blir 0,219 og justeres ned til 0,180 i den robuste modellen. I begge modeller viser den laggede verdien av valutakurs seg å være signifikant på et 10%-nivå. Resultatene for valutakurs tilsier at når USD appresierer mot RUB, synker avkastningen på RTSI med 0,905. Dette kan skyldes flerfoldige forhold hvor det blant annet blir dyrere å handle varer fra USA, og billigere å handle innsatsfaktorer til oljeindustrien i Russland. Den laggede variabelen indikerer at aksjeavkastningen på RTSI vil stige ved en høyere dollarkurs og Russland vil da blant annet få høyere eksportinntekter omregnet til RUB. I perioden 1995 til 2004 kommer Anatolyev (2008) i sin studie frem til lignende effekter mellom valutakurs og aksjeavkastningen på det russiske markedet, og fortegnet til valutakursen varierer fra negativ til positiv gjennom perioden. I studien til Bailey & Chung (1995) analyserer de hvilken effekt svingninger i valutakursen og en ustabil politisk situasjon har på en fremvoksende økonomi, Mexico. De konkluderer med at svingninger i valutakursen og den politiske situasjonen har en signifikant påvirkning samt at de forventer å se samme tendenser i andre fremvoksende økonomier.

Konsumprisindeksen i Russland er i den ordinære regresjonsmodellen ikke signifikant. I den robuste regresjonsmodellen er den imidlertid signifikant på et 5%-nivå med en

betakoeffisient på 1,861. En økning på 1% i konsumprisindeksen vil øke avkastningen på RTSI med 1,861%. Russland har i sin politikk fokusert på å holde rubelen stabil mot amerikanske dollar kontra å forsøke å kontrollere inflasjonen. Teoretisk sett vil en depresiering av rubelen gi økt inflasjon. Dette forholdet er signifikant i den robuste regresjonsanalysen og det er tydelig at konsumprisindeksen kan ha hatt en betraktelig påvirkning på den russiske hovedindeksen de siste 20 årene. De resterende variablene industriell produksjonsindeks, VIX, MIBOR og arbeidsledighet har ikke en signifikant påvirkning på RTSI i vår modell.

I den robuste regresjonsmodellen av det russiske markedet har vi funnet en forklaringsverdi på 0,535. De uavhengige forklaringsvariablene forklarer dermed 53,5% av variansen i den avhengige variabelen RTSI. Dette er en noe svakere verdi enn forklaringsverdien vi fikk i modellen for OSEBX, men den ligger på et nivå som betraktes som relativt tilfredsstillende.

8.3 Modell Saudi Arabia

TASI modell				TASI Robust modell		
	Estimate	Std.Error	p-value	Estimate	Std.Error	p-value
Intercept	0,009	0,005	0,068 .	0,011	0,004	0,006 **
Olje	0,185	0,049	< 0,001 ***	0,202	0,045	< 0,001 ***
S&P500	0,262	0,144	0,071 .	0,338	0,130	0,010 *
VIX	-0,027	0,030	0,376	0,006	0,036	0,878
SAIBOR	0,241	0,083	0,004 **	0,230	0,084	0,007 **
KPI	-1,471	0,961	0,127	-1,213	1,364	0,375
Adjusted R2 : 0,186				Adjusted R2 : 0,227		

Figur 8.3.1 Regresjonsmodell Saudi Arabia

I regresjonsmodellen over Saudi Arabia har det ikke vært mulig å inkludere like mange variabler som for Norge og Russland da de resterende variablene fremstod som upålitelige. Når man arbeider med markeddata fra fremvoksende økonomier er det viktig å være klar over de begrensninger som fremkommer ved bruk av disse dataene. Datasettene er ofte korte med manglende observasjoner. I tillegg kan dataene inkludere meget volatile svingninger. Dette konstaterer også Bailey og Chung (1995).

I likhet med de to første modellene finner vi at en økning i oljepris har en positiv påvirkning på det saudiarabiske aksjemarkedet og variabelen er signifikant på et 0,1%-nivå. En økning på 1% vil dermed gi en 0,185% økning på TASI. Når vi justerer for heteroskedastisitet og

uteliggere finner vi i den robuste regresjonsmodellen at 1% økning i oljepris vil gi en 0,202 % økning på TASI. Vi får støtte for dette resultatet fra Driesprong mfl. (2008) som studerer hvilken påvirkning en endring i oljeprisen har på aksjemarkeder i 18 forskjellige land. I analysen finner de sterke beviser på at en endring i oljepris påvirker aksjemarkedet, både i utviklede og fremvoksende økonomier.

Variabelen S&P500 skiller seg ut i modellen for Saudi Arabia fra de to andre modellene. Betakoeffisient for S&P500 på 0,262 er betraktelig lavere enn verdier funnet for OSEBX og RTSI. Samtidig ligger signifikansnivået kun på et 10%-nivå i motsetning til 0,1%-nivået de to første modellene lå på. I modellen for Saudi Arabia vil en endring i S&P500 på +/- 1% føre til en endring på den saudiarabiske hovedindeksen med +/- 0,262%. I den robuste regresjonsmodellen blir betakoeffisienten oppjustert til 0,338. I tillegg går variabelen fra å være signifikant på et 10%-nivå til å være signifikant på et 5%-nivå. Vi kan ikke med like stor sikkerhet som de andre modellene konkludere med at det saudiarabiske markedet har vært påvirket av det amerikanske markedet de siste 20 årene. En grunn til dette kan være at Saudi Arabia sin økonomi er mer lukket enn de øvrige økonomiene.

En annen variabel som er signifikant i modellen for Saudi Arabia er renten SAIBOR. Den er signifikant på et 1%-nivå med en betakoeffisient på 0,241 i den ordinære modellen og 0,23 i den robuste. En økning i SAIBOR på 1% vil dermed bidra til en økt aksjeavkastning på TASI indeksen med 0,23%. Vi finner ingen tidligere forskning på hvordan SAIBOR har påvirket aksjemarkedet i Saudi Arabia, men i mer utviklede økonomier finner blant annet Gjerde og Sættem (1999) bevis for at NIBOR påvirker aksjeavkastningen på OSEBX negativt. Det samme negative forholdet finner Anatolyev (2008) mellom MIBOR og RTSI i sin studie. I motsetning til Norge og Russland finner vi at SAIBOR har en signifikant positiv betakoeffisient. Det kan være flere grunner til hvorfor vi ser en positiv betakoeffisient for SAIBOR, blant annet kan det skyldes politiske og religiøse årsaker. Ifølge en artikkel fra Wang (2007) er det ikke lov å tjene penger på renter i islamske land. Investorer kan derfor tenkes å være mindre drevet av renten i Saudi Arabia og det reelle rentenivået kan være et annet enn det vi ser på SAIBOR.

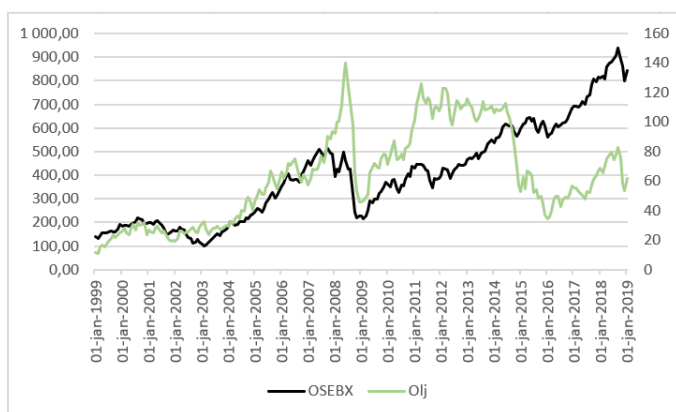
I denne modellen er variabelen for volatiliteten på det amerikanske markedet, VIX, og konsumprisindeksen ikke signifikante. Følgelig av samme grunn som gjør S&P500 mindre signifikant på det saudiarabiske markedet vil ikke volatiliteten på det amerikanske markedet

ha noe betydelig påvirkningskraft på den saudiarabiske hovedindeksen.

I den robuste regresjonsmodellen av det Saudi Arabiske markedet har vi funnet en forklaringsverdi på 0,227. De uavhengige forklaringsvariablene forklarer dermed 22,7% av variansen i den avhengige variabelen TASI. Dette er en betydelig svakere verdi enn forklaringsverdien vi fikk i modellen for OSEBX og RTSI. En grunn til den svake verdien på justert R^2 kan skyldes utelatte forklaringsvariabler som kunne bidratt til å forklare utviklingen på TASI bedre.

9. Kointegrasjonstest

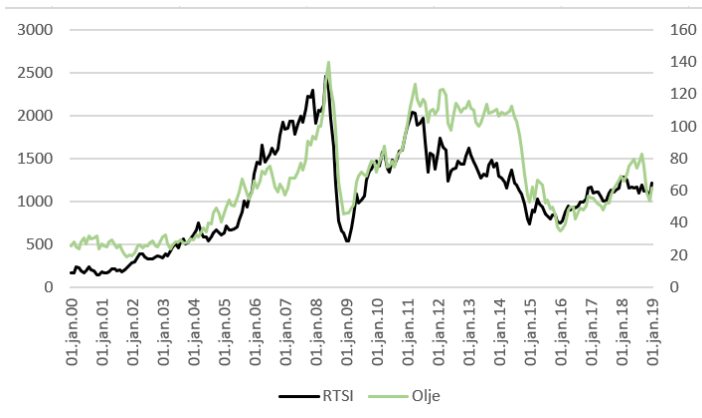
Vi har nå undersøkt hvilke langsiktige forklaringsvariabler som påvirker avkastningen på de tre ulike aksjeindeksene. Resultatene viste at oljeprisen de siste 20 årene har hatt en signifikant statistisk positiv innvirkning på samtlige. Vi ønsker derfor nå å se om vi finner kointegrerte forhold mellom aksjeindeksene og oljepris, før og etter oljeprisfallet. Ifølge Brooks (2014) blir en aksjeindeks og oljepris definert som kointegrerte dersom de har et langvarig forhold til hverandre. Med andre ord vil et sett av variabler bli definert som kointegrerte dersom en lineær kombinasjon av dem er stasjonære. Vi velger først å studere grafiske plott av avkastningsmønsteret de siste 20 årene. Vi får da sett om de generelle antagelsene man får om kointegritetsforholdet kun ved visuell tilnærming stemmer overens med den mer konkrete Engle-Granger testen.



Figur 9.0.1 Utviklingen på OSEBX og oljepris de siste 20 årene

I 2008 nådde oljeprisen sin topp, men like etter finanskrisen falt både oljepris og OSEBX raskt. Etter finanskrisen har OSEBX hatt en stabil økende trend frem til i dag. Oljeprisen har derimot opplevd store svingninger siden finanskrisen, og oljeprisfallet i 2014 ble igjen en stor

nedtur. I figur 9.0.1 ser man at utviklingen på OSEBX og oljepris i stor grad har fulgt hverandre frem til oljeprisfallet. Etter 2014 har de beveget seg ulikt i perioder. Avkastningen på OSEBX og oljeprisen de siste to årene kan derimot se ut til å igjen følge et likt mønster. Basert på denne grafen tror vi det er mulig å finne et kointegrert forhold mellom hovedindeksen og oljeprisen i perioden før oljeprisfallet. Vi er derimot usikre på hvilket resultat perioden etter oljeprisfallet vil gi.



Figur 9.0.2 Utviklingen på RTSI og oljepris de siste 20 årene

I likhet med Norge ser vi hvordan Russland ble påvirket av både finanskrisen og oljeprisfallet. Dette var to store globale hendelser som naturligvis påvirket store deler av verden. Vi ser likevel at oljeprisfallet ikke har forstyrret mønsteret mellom avkastningen på RTSI og oljeprisen i like stor grad som på det norske markedet. Utviklingen på aksjeindeks og oljepris ser ut til å ha fulgt et mønster med unntak av korte perioder før finanskrisen og oljeprisfallet. Basert på figur 9.0.2 har vi en antagelse om at det kan være mulig å konstatere et kointegrert forhold mellom aksjeindeksen og oljeprisen i Russland både før og etter oljeprisfallet.



Figur 9.0.3 Utviklingen på TASI og Oljepris de siste 20 årene

I motsetning til de to andre figurene kan vi her observere ett enormt fall i år 2006. Børsindeksen TASI nådde i februar dette året en topp på hele 20 634,86 rjal (Lerner m.fl., 2017). Ifølge Alkhalidi (2015) førte den raske økningen i indeksen, innsideinformasjon, manipulering av priser og falske uttalelser til at uerfarne investorer la inn alt de eide for å få en rask avkastning. Regjeringen bidro heller ikke til å stoppe denne utviklingen og den enorme økningen var starten på det som skulle bli et vendepunkt. I løpet av året falt hovedindeksen med hele 65% av sin egen verdi. I likhet med Norge og Russland observeres det ytterligere to store fall i TASI under finanskrisen og oljeprisfallet. Det kan se ut til at TASI og oljeprisen i mindre grad har fulgt det samme avkastningsmønsteret i tiden frem til oljeprisfallet i 2014. På grunn av nedgangen i 2006 og finanskrisen like etter, tror vi derfor ikke det blir mulig å finne et kointegrert forhold i perioden før oljeprisfallet. I perioden etter oljeprisfallet ser det derimot ut til at aksjeindeksen og oljeprisen har fulgt et tettere mønster. Det vil derfor bli interessant å se om vi finner et kointegrert forhold mellom oljepris og TASI etter oljeprisfallet, eller om kreftene i markedet og de store volatile svingningene gjør det umulig å konstatere et mulig kointegrert forhold.

Vi vil nå gjennomføre en Engle-Granger test og hypotesen er (Brooks, 2014):

H0: Enhetsrot (Ikke-stasjonær) - ($\hat{u}t \sim I(1)$)

H1: Stasjonær - ($\hat{u}t \sim I(0)$)

For å få tilstrekkelig datamengde til å gjennomføre en valid kointegrasjonsanalyse velger vi å bruke ukentlige observasjoner. Tidsperioden vi undersøker strekker seg derfor fra 11.09.2009 til 20.06.2014 og fra 27.06.2014 til 05.04.2019, der hvert datasett har 250 observasjoner og dette gjør det mulig å oppnå et sammenlignbart resultat. På grunn av hull i den ukentlige avkastningen for TASI har vi vært nødt å ekskludere manglende verdier og har derfor 240 observasjoner i hvert datasett. Ved gjennomføring av kointegrasjonsanalysen har vi benyttet logaritmisk absoluttverdi for både aksjeindeksene og oljepris da vi ønsker å benytte ikke-stasjonære variabler (Brooks, 2014). For å være sikker på at variablene ikke er stasjonære gjennomfører vi ADF-tester før vi går i gang med en Engle-Granger kointegrasjonstest. Alle variablene i figur 9.0.1-9.0.3 har en enhetsrot $I(1)$ på logaritmisk absoluttverdi.

ADF-test	Variabel	p-verdi	ADF-test	Variabel	p-verdi	ADF-test	Variabel	p-verdi
1periode:	IOSEBX1	0,41	1periode:	IRTSI1	0,35	1periode:	ITASI1	1,12
	IOlje1	0,6		IOlje1	0,6		IOlje1	0,94
2periode:	IOSEBX2	0,36	2periode:	IRTSI2	0,03	2periode:	ITASI2	0,87
	IOlje2	0,17		IOlje2	0,17		IOlje2	0,32

Tabell 9.0.1 ADF-tester Norge

Tabell 9.0.2 ADF-tester Russland

Tabell 9.0.3 ADF-tester Saudi Arabia

Brooks (2014) forklarer at man i en Engle-Granger kointegrasjonstest først vil gjennomføre en regresjonsanalyse og deretter teste residualene for enhetsrot. Residualene blir testet for enhetsrot gjennom en ADF-test hvor vi har inkludert 4 lags. I motsetning til resten av oppgaven hvor vi bruker p-verdier som indikatorer på signifikans baserer vi her svarene på t-verdi. Grunnen til dette er at residualene som blir testet ikke er de virkelige feilleddene, men estimerte verdier fra regresjonen av aksjeindeks på oljepris (Koenker, 2019).

9.1 Kointegrasjonstest Norge

Før oljeprisfallet -> Ikke kointegrert			Etter Oljeprisfallet -> Kointegrert 95% nivå			
Value of test-statistics: -1,48 1,63 2,20			Value of test-statistics: -3,91 5,34 7,73			
Critical values for test statistics:			Critical values for test statistics:			
	1pct	5pct	10pct	1pct	5pct	10pct
tau3	-3,99	-3,43	-3,13	tau3	-3,99	-3,43
phi2	6,22	4,75	4,07	phi2	6,22	4,75
phi3	8,43	6,49	5,47	phi3	8,43	6,49

Tabell 9.1.1 Engle-Granger test Norge

Resultatene fra perioden før oljeprisfallet viser en testverdi på -1,48, som er større enn de kritiske verdiene og vi må derfor beholde H_0 om at vi har en enhetsrot. Vi finner derfor ingen stasjonær sammenheng mellom OSEBX og oljepris i perioden før oljeprisfallet og må konkludere med at det ikke har vært et langvarig forhold mellom disse variablene i perioden 11.09.2009 til 20.06.2014. Resultatene er nokså overraskende og står ikke til antagelsen vi gjorde om kointegrasjonen før oljeprisfallet fra figur 9.0.1. Dataperioden vi inkluderer starter 11.09.2009 og det er høyst mulig at volatiliteten like etter finanskrisen har en større innvirkning på kointegrasjonsforholdet mellom OSEBX og oljepris enn først antatt. Gjerde og Sættem (1999) konkluderte i sin analyse med at det fantes et langvarig forhold mellom det norske aksjemarkedet og oljepris. Dette var under en annen tidsperiode og det kan tenkes at med en lengre observasjonsperiode eller uten observasjoner påvirket av finanskrisen, ville ført til et lignende svar.

For perioden etter oljeprisfallet får vi en testverdi på -3,91, som er mindre enn den kritiske verdien -3,43. Vi kan derfor forkaste nullhypotesen om en enhetsrot med et konfidensintervall på 95%. Hvis variablene ikke har et langvarig forhold kan de vandre fra hverandre uten grenser (Brooks, 2014). Dette kan forklare gapet i den historiske utviklingen mellom variablene som vi observerte i figur 9.0.1. For at det skal eksistere et kointegrert forhold forventes det at variablene følger samme trend på lengre sikt (Brooks, 2014). Det langvarige forholdet mellom OSEBX og oljepris har ikke vært avvikende i tilstrekkelig grad til å gi utslag i form av et brutt langvarig forhold etter oljeprisfallet. Dette betyr at residualene i regresjonen ikke er stasjonære før oljeprisfallet, men stasjonære etter.

9.2 Kointegrasjonstest Russland

Før oljeprisfallet -> Kointegrert 90% nivå				Etter Oljeprisfallet -> Kointegrert 90% nivå			
Value of test-statistics: -3,28 3,80 5,66				Value of test-statistics: -3,13 3,35 4,96			
Critical values for test statistics:				Critical values for test statistics:			
	1pct	5pct	10pct		1pct	5pct	10pct
tau3	-3,99	-3,43	-3,13	tau3	-3,99	-3,43	-3,13
phi2	6,22	4,75	4,07	phi2	6,22	4,75	4,07
phi3	8,43	6,49	5,47	phi3	8,43	6,49	5,47

Tabell 9.2.1 Engle-Granger test Russland

Resultatet fra kointegrasjonstesten for Russland i perioden før oljeprisfallet gir en testverdi på -3,28, som er mindre enn den kritiske verdien på -3,13. Vi kan derfor forkaste nullhypotesen om en enhetsrot med et konfidensintervall på 90%. Dette betyr at vi har et kointegrert forhold mellom RTSI og oljepris i perioden før oljeprisfallet. Samme resultat fikk vi for perioden etter oljeprisfallet der testverdien var -3,13 og den ligger derfor akkurat innenfor et konfidensintervall på 90%. Vi finner et kointegrert forhold mellom RTSI og oljepris også etter oljeprisfallet. Som vi observerte av figur 9.0.2 har avkastningsmønsteret på RTSI og oljepris fulgt hverandre tett de siste 10 årene, noe Engle-Granger testen her bekrefter. Resultatene kommer ikke overaskende da det også i regresjonsanalysen blir bekreftet at RTSI påvirkes av utviklingen på oljeprisen. Samtidig får resultatene støtte fra tidligere forskning. Ho og Huang (2016) finner i sin studie av BRIC-landene et kointegrert forhold mellom aksjeindekser i Russland og oljepris.

9.3 Kointegrasjonstest Saudi Arabia

Før oljeprisfallet -> Ikke kointegrert				Etter Oljeprisfallet -> Ikke Kointegrert			
Value of test-statistics: -2,28 4,51 6,70				Value of test-statistics: -2,81 2,14 3,20			
Critical values for test statistics:				Critical values for test statistics:			
	1pct	5pct	10pct		1pct	5pct	10pct
tau3	-3,99	-3,43	-3,13	tau3	-3,99	-3,43	-3,13
phi2	6,22	4,75	4,07	phi2	6,22	4,75	4,07
phi3	8,43	6,49	5,47	phi3	8,43	6,49	5,47

Tabell 9.3.1 Engle-Granger test Russland

For Saudi Arabia viser resultatene fra perioden før oljeprisfallet en testverdi på -2,28. Testverdien er større enn de kritiske verdiene og vi må derfor beholde H_0 om at vi har en enhetsrot. Basert på Engle-Granger konkluderer vi dermed med at det ikke finnes et kointegrert forhold mellom TASI og oljepris i perioden før oljeprisfallet. Samme resultat fikk vi for perioden etter oljeprisfallet der testverdien var -2,81 og ligger derfor utenfor et konfidensintervall på 90%. Vi finner ingen langvarige forhold mellom TASI og oljepris i tidsperiodene før og etter oljeprisfallet.

Ved observasjoner av figur 9.3.1 så vi antydninger til et mulig kointegrert forhold mellom børsen i Saudi Arabia og oljepris etter oljeprisfallet. Dette viste seg å ikke stemme. Resultatene fra Engle-Granger testen er nokså overraskende basert på regresjonsanalysen som konkluderte med at oljepris hadde hatt en signifikant påvirkningskraft på børsen. Samtidig var resultatene overraskende på bakgrunn av eksisterende teori og antagelser om at den saudiarabiske børsen i hovedgrunn drives av oljen og av den grunn er svært oljesensitiv. Allikevel finnes det enkle forklaringer på hvorfor vi ikke finner et kointegrert forhold mellom børsindeks og oljepris i et så oljeprissensitivt marked. Som et marked i sterk og rask utvikling vil det ikke være naturlig at man skal se stabile avkastningsmønstre over en kortere periode. Kreftene på det saudiarabiske markedet og de store volatile svingningene gjør det umulig å konstatere et mulig lineært forhold mellom aksjeindeks og oljepris.

10. Konklusjon

Formålet med denne oppgaven har vært å benytte regresjonsmodeller til å estimere hvilke makrofaktorer som påvirker den norske, russiske og saudiarabiske børsen samt å undersøke om man finner kointegrerte forhold mellom aksjeindeksene og oljeprisen før og etter oljeprisfallet. På bakgrunn av en omfattende litteraturstudie konstruerte vi tre modeller med de åtte forklarende makroøkonomiske variablene oljepris, S&P 500, valuta, rente, VIX, industriellproduksjon, inflasjon og arbeidsledighet. Etter omfattende testing med prøving og feiling, stod vi igjen med tre modeller med ulike laggede variabler.

Videre viste testing av forutsetninger seg å bli mer problematisk enn antatt da noen tester ga oss tvetydige svar. Løsningen på problemene ble å gjennomføre robuste regresjoner.

Av de utvalgte makrovariablene hadde oljeprisen en positiv signifikant påvirkning på alle markedene. S&P500 viste seg i høy grad å ha en positiv signifikant effekt på det norske og det russiske markedet, mens den signifikante påvirkningen var svakere på det saudiarabiske markedet. Siden variabelen S&P500 er mindre signifikant på det saudiarabiske markedet kan det tenkes at Saudi Arabia i mindre grad enn de to andre økonomiene blir påvirket av verdensøkonomien. Utover dette fant vi at VIX og den laggede verdien av S&P500 hadde hatt en signifikant påvirkning på det norske markedet de siste 20 årene. De russiske makrovariablene valuta og konsumprisindeks og den saudiarabiske renten hadde alle et signifikant forhold til sin respektive børsindeks.

Refleksjoner vi kan gjøre ut ifra resultatene på regresjonsanalysene er at landene de siste 20 årene har blitt påvirket av oljeprisen i ulik grad. Norge virker å ha blitt mer påvirket av verdensøkonomien og dens volatilitet, mens Russland har blitt påvirket av landets volatile inflasjon. Saudi Arabia har en mer lukket økonomi og har hatt mindre ytre påvirkninger utenom oljeprisen. Med en forklaringsprosent på kun 22,7% må det nevnes at modellen for Saudi Arabia ikke forklarer utviklingen på aksjeindeksen i like stor grad som modellen for Norge og Russland som begge har en forklaringsprosent på over 50%.

Engle og Granger sin kointegrasjonstest for Norge ga resultater som indikerer at oljepris og aksjeindeks ikke har hatt et kointegrert forhold i tiden før oljeprisfallet, men i perioden etter finner vi et kointegrert forhold mellom variablene. Kointegrasjonsanalysen for Russland viser kointegrerte forhold mellom oljepris og aksjeindeks både før og etter oljeprisfallet innenfor et

90% konfidensintervall. For Saudi Arabia viser testen at det ikke foreligger et kointegrert forhold mellom oljepris og aksjeavkastning før eller etter oljeprisfallet. Vi kan på bakgrunn av disse resultatene ikke konkludere med at det foreligger et endringsforhold mellom variablene etter oljeprisfallet for Russland og Saudi Arabia. Det er uklart om endringen i kointegritetsforholdet er reell på det norske markedet, da det kan tenkes at volatiliteten i tiden etter finanskrisen kan ha spilt en viktig rolle på resultatet i den første perioden.

En generell svakhet ved denne type analyse er at resultatene er sensitive ovenfor endringer i datamateriale og endringer gjort under modellspesifikasjon. Vi har forsøkt å berøre det opprinnelige datagrunnlaget så minimalt som mulig for å unngå dette. Da vi testet for autokorrelasjon ga testene motstridende resultater for Norge. De bakenforliggende årsakene kan være flere og vi konkluderte ikke med en spesifikk årsak. Da vi kun bruker analysene til tolkningsformål valgte vi å gå videre med disse.

Det kan finnes variabler som ikke er inkludert i analysene og som kunne gitt mer forklarende modeller. Spesielt når det kommer til regresjonsanalysen av Saudi Arabia kan mangel på pålitelige makrovariabler spille inn på den lave forklaringsprosenten til modellen. Her er det mulig at flere makrovariabler skulle vært inkludert for å kunne skape en mer forklarende modell. For Saudi Arabia kan også det eksisterende datagrunnlaget være mindre pålitelig enn det vi ønsker i en slik analyse.

I kointegrasjonsanalysen kan bruk av ukentlige observasjoner forårsake mer støy enn om vi hadde benyttet månedlige observasjoner. På grunn av de to korte tidsvinduene vi opererte i, ville månedlig data gitt for få observasjoner. Den korte observasjonstiden før oljeprisfallet inkluderer en periode like etter finanskrisen og resultatene kan av den grunn være påvirket av dette.

Det kan være interessant med en videre studie med flere gode makrovariabler inkludert i analysen. Dette gjelder spesielt for Saudi Arabia da vi antar at det om noen år kan være mulig å oppdrive mer pålitelige data som kan bidra til å forklare utviklingen på aksjemarkedet bedre. Det kan også være interessant å undersøke hvilke resultater man vil få ved bruk av en annen analysemetode, som for eksempel VAR.

Om noen år vil det være mulig å gjennomføre samme kointegrasjonsanalyse på et større datagrunnlag. Det kan da tenkes at mer volatile perioder vil få en mindre innvirkning på resultatene. Det ville også vært verdifullt å gjennomføre en Johansen kointegrasjonstest for å underbygge Engle-Granger resultatene eller påpeke ulikheter mellom dem.

Referanseliste

Aarø, J. (2015). *Har sluppet billig unna. Så langt...* E24. Hentet fra: <https://e24.no/boers-og-finans/sjefstrateg-oslo-boers-har-sluppet-billig-un> [Lest 14 Apr. 2019].

Aktan, C., Sahin, E. og Kucukkaplan, I. (2017). *Testing the Information Efficiency in Emerging Markets*. *Financial Management from an Emerging Market Perspective*, s. 49-67.

Alkhaldi, B. (2015). *The Saudi Capital: The Crash of 2006 and Lessons to be Learned*. *International Journal of Business, Economics and Law*, s.135-146.

Amadeo, K. (2019). *Why Countries Peg Their Currency to the Dollar*. *The Balance*. Hentet fra: <https://www.thebalance.com/what-is-a-peg-to-the-dollar-3305925> [Lest 3 May 2019].

Anatolyev, S. (2008). *A 10-year retrospective on the determinants of Russian stock returns*. *Research in International Business and Finance*, s. 56-67.

Bailey, W. og Chung, Y. (1995). *Exchange Rate Fluctuations, Political Risk, and Stock Returns: Some Evidence from an Emerging Market*. Cambridge University Press, s. 541-561.

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

Baumeister, C. og Kilian, L. (2016). *Understanding the Decline in the Price of Oil since June 2014*. *ECONSTOR*, s. 1-39.

Behar, A. og Ritz, R. (2016). *An analysis of OPEC's strategic actions, US shale growth and the 2014 oil price crash*. *IMF Working Paper*, s.1-36.

Bhar, R. og Nikolova, B. (2009). *Oil Prices and Equity Returns in the BRIC Countries*. *The World Economy*, s. 1036-1054.

Bjørnland, H. og Thorsrud, L. (2015). *Hva skjer når oljeprisen faller?*. Samfunnsøkonomen, s.22-29.

Bodie, Z., Kane, A. and Marcus, A. (2014). *Investments*. McGraw-Hill Education.

Bodie, Z., Kane, A. and Marcus, A. (2011). *Investments and Portfolio Management*. McGraw-Hill Education.

Brooks, C. (2014) *Introductory to Econometrics for Finance*. Cambridge University Press.

Byberg, Ø. (2018). *Oslo Børs stupte - skrell for oljeprisen*. Hegnar.no. Hentet fra: <https://www.hegnar.no/Nyheter/Boers-finans/2018/11/Oslo-Boers-stupte-skrell-for-oljeprisen> [Lest 21 Mar. 2019].

Caryl-Sue. (2014). *Mar 3, 1938 CE: Oil Discovered in Saudi Arabia*. Hentet fra: <https://www.nationalgeographic.org/thisday/mar3/oil-discovered-saudi-arabia/> [Lest 19 May 2019].

Cboe.com. (2019). *Vix-Index*. Hentet fra: <http://www.cboe.com/vix> [Lest 2 May 2019].

Chase Jr., C. (2013). *Demand-Driven Forecasting*. 2. utgave. Wiley.

Chen, J. (2018). *RUB (Russian Ruble)*. Investopedia. Hentet fra: <https://www.investopedia.com/terms/forex/r/rub-russian-ruble.asp> [Lest 1 May 2019].

Chen, N., Roll, R. og Ross, S. (1986). *Economic Forces and the Stock Market*. The University of Chicago Press Journals, s.383-403.

Depersio, G. (2019). *How does the price of oil affect Russia's economy?*. Investopedia. Hentet fra: <https://www.investopedia.com/ask/answers/030315/how-does-price-oil-affect-russias-economy.asp> [Lest 7 Mar. 2019].

Dieselnet.com. (2019). *news: IEA releases Oil 2019—a global oil market forecast through 2024*. Hentet fra: <https://www.dieselnet.com/news/2019/03iea.php> [Lest 2 May 2019].

Driesprong, G., Jacobsen, B. og Maat, B. (2008). *Striking oil: Another puzzle?*. Journal of Financial Economics, s. 307-327.

Egorov, B. (2017). *Black gold: How the Russian oil industry was born*. Rbth.com. Hentet fra: <https://www.rbth.com/business/326217-black-gold-how-russian-oil> [Lest 19 May 2019].

Encyclopedia Britannica. (2019). *Saudi Arabia - Economy*. Hentet fra: <https://www.britannica.com/place/Saudi-Arabia/Economy> [Lest 22 Apr. 2019].

Fama, E. (1970). *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*. The Journal of Finance, s. 383-417.

Finansleksikon.no (2019). *VIX*. Hentet fra: <http://www.finansleksikon.no/Finansleksikon/V/VIX.html> [Lest 29 Mai 2019]

Fn.no. (2018). *Russland*. Hentet fra: <https://www.fn.no/Land/Russland> [Lest 14 Apr. 2019].

Fn.no. (2018). *Saudi-Arabia*. Hentet fra: <https://www.fn.no/Land/Saudi-Arabia> [Lest 2 May 2019].

FocusEconomics | Economic Forecasts from the World's Leading Economists. (2019). *Russia Economy - GDP, Inflation, CPI and Interest Rate*. Hentet fra: <https://www.focus-economics.com/countries/russia> [Lest 10 Apr. 2019].

FocusEconomics | Economic Forecasts from the World's Leading Economists. (2019). *Saudi Arabia Economy - GDP, Inflation, CPI and Interest Rate*. Hentet fra: <https://www.focus-economics.com/countries/saudi-arabia> [Lest 12 Apr. 2019].

Ghias, S. (2018). *What Is the Saudi Stock Exchange?*. Investopedia. Hentet fra: <https://www.investopedia.com/articles/investing/032515/saudi-stock-exchange.asp> [Lest 23 Apr. 2019].

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

Hammoudeh, S. og Li, H. (2005). *Oil sensitivity and systematic risk in oil-sensitive stock indices*. Journal of Economics and Business, s. 1-21.

Handal, J. (2017). *Arbeidsmarkedet og arbeidsledighet*. ndla.no. Hentet fra: <https://ndla.no/subjects/subject:3/topic:1:55212/topic:1:174435/resource:1:83459> [Lest 2 May 2019].

Hankir, Z. og El Baltaji, D. (2015). *What Investors Need to Know as Saudi Stocks Open Up to the World*. Bloomberg.com. Hentet fra: <https://www.bloomberg.com/news/articles/2015-06-14/why-mideast-stock-markets-will-never-be-the-same-after-monday> [Lest 16 Mar. 2019].

Ho, L. og Huang, C. (2016). *Nonlinear Relationships Between Oil Price and Stock Index - Evidence from Brazil, Russia, India and China*. Romanian Journal of Economic Forecasting, s. 116-126.

Holden, S. (2016). *Makroøkonomi*. 3. utgave. Cappelen Damm AS.

Husseini, T. (2018). *The future of oil and gas: Eight bold tech predictions*. Offshore Technology | Oil and Gas News and Market Analysis. Hentet fra: <https://www.offshore-technology.com/digital-disruption/blockchain/the-future-of-oil-and-gas-predictions/> [Lest 2 May 2019].

Kaneko, T. og Lee, B. (1995). *Relative Importance of Economic Factors in the U.S. and Japanese Stock Markets*. Journal of the Japanese and International Economies, s.290-307.

Koenker, R. (2019). *Applied Econometrics Econ 508 – Fall 2014*. Hentet fra: http://www.econ.uiuc.edu/~econ508/R/e-ta8_R.html [Lest 30 Mai 2019]

Lerner, J., Leamon, A. og Dew, S. (2017). *The CMA and the Saudi Stock Market Crash of 2006*. Bella Research Group, s.1-14.

Kenton, W. (2019). *Industrial Production Index (IPI)*. Investopedia. Hentet fra: <https://www.investopedia.com/terms/i/ipi.asp> [Lest 14 Apr. 2019].

Kenton, W. og Murphy, C. (2019). *Understanding S&P 500 Index – Standard & Poor's 500 Index*. Investopedia. Hentet fra: <https://www.investopedia.com/terms/s/sp500.asp> [Lest 1 May 2019].

Khorsheed, M. (2019). *Saudi Arabia: From Oil Kingdom to Knowledge-Based Economy / Middle East Policy Council*. Mepc.org. Hentet fra: <https://www.mepc.org/saudi-arabia-oil-kingdom-knowledge-based-economy> [Lest 23 Apr. 2019].

Kuepper, J. (2019). *CBOE Volatility Index (VIX) Definition*. Investopedia. Hentet fra: <https://www.investopedia.com/terms/v/vix.asp> [Lest 1 Mar. 2019].

Lin, F. (2006). *Solving Multicollinearity in the Process of Fitting Regression Model Using the Nested Estimate Procedure*. Department of Applied Economics National I-Lan University, s. 417-426.

Makroo. (2019). *Strukturell arbeidsledighet - Sammendrag Makroøkonomi*. Hentet fra: <https://makroo.no/strukturell-arbeidsledighet/> [Lest 3 Mar. 2019].

Markets.businessinsider.com. (2019). *Crude Oil Price Today / WTI OIL PRICE CHART / OIL PRICE PER BARREL / Markets Insider*. Hentet fra: <https://markets.businessinsider.com/commodities/oil-price> [Lest 6 Mar. 2019].

Mathur, I. og Subrahmanyam, V. (1990). *Interdependencies among the Nordic and U.S. Stock Markets*. The Scandinavian Journal of Economics, s. 587-597.

Minenergo.gov.ru. (2019). *Statistics / Ministry of Energy*. Hentet fra: <https://minenergo.gov.ru/en/activity/statistic> [Lest 23 May 2019].

Mohaddes, K. og Pesaran, M. (2017). *Oil Prices and the Global Economy: Is It Different This Time Around?*. Energy Economics, s.1-33.

Moscow Exchange. (2019). *Moscow Exchange*. Hentet fra: <https://www.moex.com/s348> [Lest 7 Apr. 2019].

Munthe, P. (2014). *Økonomi i Norge – Store norske leksikon*. Store norske leksikon. Hentet fra: https://snl.no/%C3%98konomi_i_Norge [Lest 20 Feb. 2019].

Mushtaq, R. (2011). *Augmented Dickey Fuller Test*. Université Paris, s. 1-19.

NoRe. (2019). *Nibor - NoRe*. Hentet fra: <http://www.referanserenter.no/nibor/> [Lest 2 Mar. 2019].

Norges-bank.no. (2019). *Valuta*. Hentet fra: <https://www.norges-bank.no/Statistikk/Valutakurser/valuta/USD> [Lest 5 Mar. 2019].

Norskipetroleum.no. (2019). *Eksporverdier og volumer av norsk olje og gass - Norskipetroleum.no*. Hentet fra: <https://www.norskipetroleum.no/produksjon-og-eksport/eksport-av-olje-og-gass/#samlet-eksport> [Lest 23 May 2019].

Norskipetroleum.no. (2019). *Historisk produksjon på norsk sokkel - Norskipetroleum.no*. Hentet fra: <https://www.norskipetroleum.no/fakta/historisk-produksjon/#arlig> [Lest 23 May 2019].

Norskipetroleum.no. (2019). *Norway's petroleum history - Norskipetroleum.no*. Hentet fra: <https://www.norskipetroleum.no/en/framework/norways-petroleum-history/> [Lest 19 May 2019].

Norskipetroleum.no. (2019). *Statens inntekter fra petroleumsvirksomhet - Norskipetroleum.no*. Hentet fra: <https://www.norskipetroleum.no/okonomi/statens-inntekter/> [Lest 9 Mar. 2019].

Nysveen, E. (2019). *Oljeprisen løftet Oslo Børs som har fått en god start på 2019*. E24. Hentet fra: <https://e24.no/boers-og-finans/oslo-boers/oljeprisen-loeftet-oslo-boers-som-har-faatt-en-god-start-paa-2019/24532810>. [Lest 3 Apr. 2019].

Olje- og energidepartementet, (2019). Norsk oljehistorie på 5 minutter. Regjeringen.no. Hentet fra: <https://www.regjeringen.no/no/tema/energi/olje-og-gass/norsk-oljehistorie-pa-5-minutter/id440538/> [Lest 26 Mar. 2019].

OPEC (2017). *Annual Statistical Bulletin*. OPEC, s. 5-144.

Opec.org. (2019). *OPEC : Brief History*. Hentet fra: https://www.opec.org/opec_web/en/about_us/24.htm [Lest 19 May 2019].

Oslo Børs. (2019). *Markedsaktivitet*. Oslobørs.no. Hentet fra: <https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSEBX.OSE/overview> [Lest 10 Mar. 2019].

Oslo Børs. (2019). *Om Oslo Børs / Oslo Børs / Home - Oslo Børs*. Oslobørs.no. Hentet fra: <https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-Oslo-Boers> [Lest 21 Apr. 2019].

Pariona, A. (2017). *What are the Biggest Industries in Russia?*. WorldAtlas. Hentet fra: <https://www.worldatlas.com/articles/which-are-the-biggest-industries-in-russia.html> [Lest 20 May 2019].

Paul, R. (2006). *Multicollinearity: Causes, Effects and Remedies*. s.1-14.

Pedace, R. (2019). *Test for heteroskedasticity with the Goldfeld-Quandt test*. Hentet fra: <https://www.dummies.com/education/economics/econometrics/test-for-heteroskedasticity-with-the-goldfeld-quandt-test/> [Lest 27 Apr. 2019]

Regjeringen.no. (2019). *NOU 2016: 15*. Hentet fra: <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2016-15/id2511747/sec5> [Lest 10 Apr. 2019].

Sadorsky, P. (1999). *Oil price shocks and stock market activity*. Energy Economics, s. 449-469.

Sadorsky, P. (2001). *Risk Factors in stock returns of Canadian oil and gas companies*. Energy Economics, s. 17-28.

Sampson, A. (1975). *The seven sisters*. 1. utgave. Viking.

Saudigazette. (2016). *Tadawul to adopt Global Industry Classification Standard for listed firms*. Hentet fra: <http://www.saudigazette.com.sa/article/168588> [Lest 17 Mar. 2019].

Soldatkin, V. (2015). *Russia oil output hits post-Soviet high, small firms help*. reuters.com. Hentet fra: <https://www.reuters.com/article/us-russia-energy-production/russia-oil-output-hits-post-soviet-high-small-firms-help-idUSKBN0KB0GL20150102> [Lest 17 Apr. 2019].

SSB.no. (2019). *Konsumprisindeksen*. Hentet fra: <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/kpi> [Lest 14 Apr. 2019].

Statista. (2019). *Average annual Brent crude oil price from 1976 to 2019 (in U.S. dollars per barrel)*. Hentet fra: <https://www.statista.com/statistics/262860/uk-brent-crude-oil-price-changes-since-1976/> [Lest 28 May 2019].

Statistics How To. (2015). *Variance Inflation Factor - Statistics How To*. Hentet fra: <https://www.statisticshowto.datasciencecentral.com/variance-inflation-factor/> [Lest 23 May 2019].

Tadawul.com.sa. (2019). *Index Calculation Methodology*. Hentet fra: <https://www.tadawul.com.sa/wps/portal/tadawul/knowledge-center/about/index-calculation-methodology> [Lest 1 May 2019].

Tadawul.com.sa. (2019). *Industry Classification*. Hentet fra: <https://www.tadawul.com.sa/wps/portal/tadawul/knowledge-center/about/new-industry-classification> [Lest 18 Mar. 2019].

Tadawul.com.sa. (2019). *Strategy*. Hentet fra: <https://www.tadawul.com.sa/wps/portal/tadawul/about/company/strategy> [Lest 23 Apr. 2019].

Tekingunduz, A. (2018). *How oil prices impact Russia's economy*. How oil prices impact Russia's economy. Hentet fra: <https://www.trtworld.com/europe/how-oil-prices-impact-russia-s-economy-22067> [Lest 3 Apr. 2019].

Tøtlandsmo, O. (2017). *Det norske økonomiske systemet*. Ndla.no. Hentet fra: <https://ndla.no/subjects/subject:3/topic:1:168542/topic:1:56269/resource:1:7820> [Lest 14 Mar. 2019].

Vedeler, M. (2015). *Fire grunner til at oljeprisen faller*. Nrk.no. Hentet fra: <https://www.nrk.no/urix/fire-grunner-til-at-oljeprisen-faller-1.12516475> [Lest 29 Mai 2019]

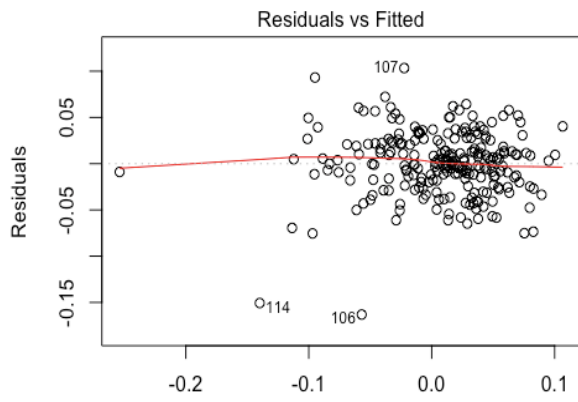
Wang, A. (2007). *Islamsk bank*. Dn.no. Hentet fra: <https://www.dn.no/islamsk-bank/1-1-1044531> [Lest 29 Mai 2019]

Woolridge, J. M. (2013) *Introductory Econometrics A Modern Approach*. Cengage Learning.

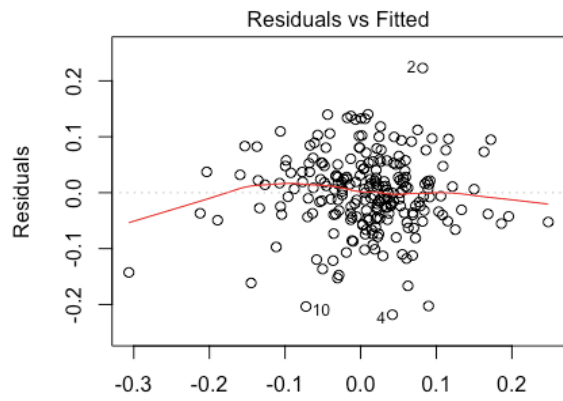
Zavadska, M., Morales, L., og Coughlan, J. (2018). *The Lead-Lag Relationship between Oil Futures and Spot Prices - A literature Review*. International Journal of Financial Studies, s. 1-22.

Appendiks A

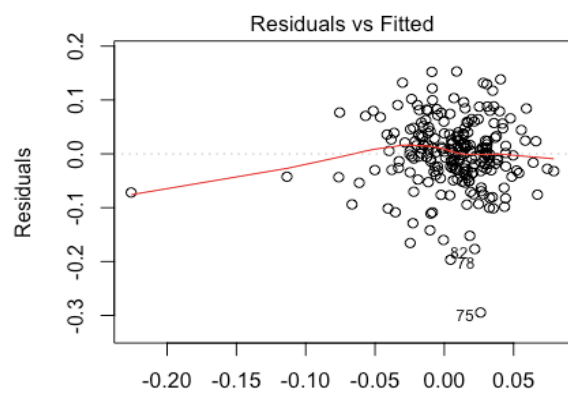
Residualplott



Figur 1: Norge



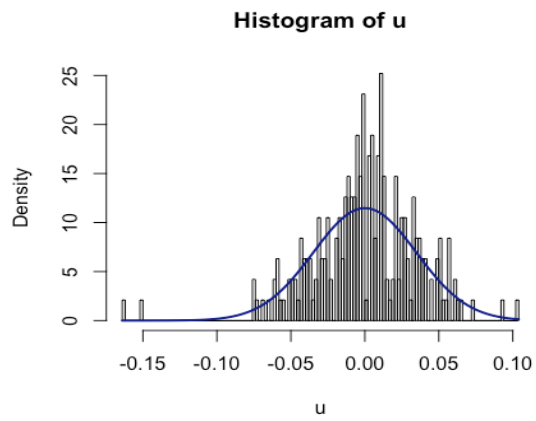
Figur 2: Russland



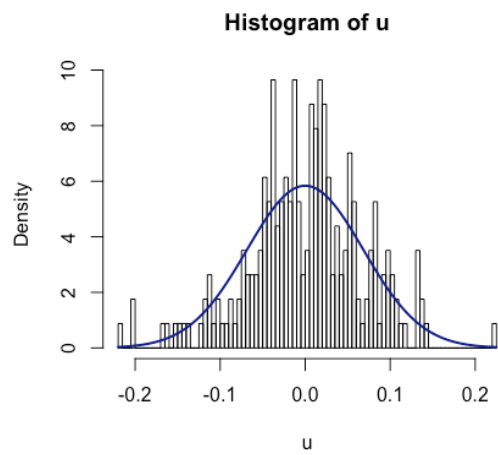
Figur 3: Saudi Arabia

Appendiks B

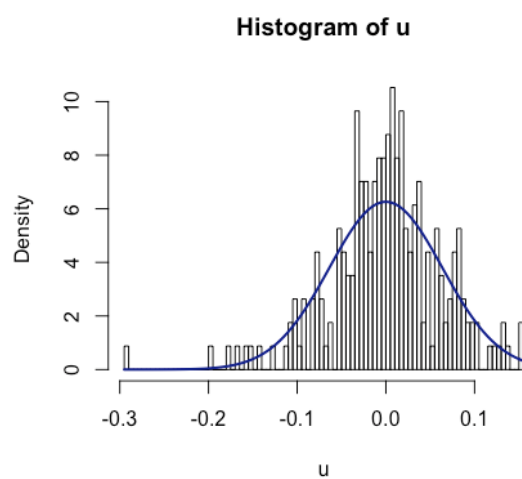
Histogram residualer



Figur 1: Norge



Figur 2: Russland



Figur 3: Saudi Arabia

Appendiks C

Multikollinearitet

Figur 1: Norge

	dIOSEBX	dIOIj	dISP	dIISP	dIValu	dIIPi	dIVIX	dINIBOR	dIKPI	dIIKPI	dIArbled
dIOSEBX	1.00000000	0.416185218	0.74438565	0.20979917	-0.301219132	0.147978255	-0.56776529	-0.113372256	-0.104420173	-0.092707923	-0.117408321
dIOIj	0.41618522	1.000000000	0.25637239	0.18935058	-0.433175023	0.110935777	-0.17769070	0.002116055	0.063466243	-0.097445170	-0.030426529
dISP	0.74438565	0.256372385	1.00000000	0.07295697	-0.354305791	0.123654256	-0.68151802	-0.079026018	-0.072166636	0.033874875	-0.054391559
dIISP	0.20979917	0.189350578	0.07295697	1.00000000	0.056587736	0.099755250	0.17829017	-0.038836129	-0.014341626	-0.067112252	-0.069885799
dIValu	-0.30121913	-0.433175023	-0.35430579	0.05658774	1.000000000	-0.035982038	0.26530714	-0.015275445	0.003350466	0.100599273	0.086917126
dIIPi	0.14797826	0.110935777	0.12365426	0.09975525	-0.035982038	1.000000000	-0.03936612	0.217151148	-0.004573751	-0.003109327	-0.038782777
dIVIX	-0.56776529	-0.177690701	-0.68151802	0.17829017	0.265307141	-0.039366120	1.00000000	0.103528974	0.013267244	-0.037289321	0.030459841
dINIBOR	-0.11337226	0.002116055	-0.07902602	-0.03883613	-0.015275445	0.217151148	0.10352897	1.000000000	0.073363134	0.108590170	-0.156109529
dIKPI	-0.10442017	0.063466243	-0.07216664	-0.01434163	0.003350466	-0.004573751	0.01326724	0.073363134	1.000000000	0.053258554	0.010099911
dIIKPI	-0.09270792	-0.097445170	0.03387488	-0.06711225	0.100599273	-0.003109327	-0.03728932	0.108590170	0.053258554	1.000000000	0.006152258
dIArbled	-0.11740832	-0.030426529	-0.05439156	-0.06988580	0.086917126	-0.038782777	0.03045984	-0.156109529	0.010099911	0.006152258	1.000000000

Figur 2: Russland

	dIRTSI	dIOIje	dISP	dIValu	dIIValu	dIIPi	dIVIX	dIMIBOR	dIKPI	dIArbled
dIRTSI	1.000000000	0.464607744	0.57800993	-0.561996781	-0.08701672	0.04658339	-0.40396110	-0.19179626	-0.001329683	-0.029215478
dIOIje	0.464607744	1.000000000	0.26419414	-0.475781113	-0.14415759	0.04353793	-0.18666758	-0.10673651	0.004895175	-0.025718329
dISP	0.578009930	0.264194139	1.00000000	-0.339822402	-0.10850467	0.09076205	-0.68814816	-0.09339457	-0.102486026	-0.073222641
dIValu	-0.561996781	-0.475781113	-0.33982240	1.000000000	0.29078001	-0.02460743	0.25352975	0.20784853	0.121128311	0.002640111
dIIValu	-0.087016716	-0.144157593	-0.10850467	0.290780011	1.00000000	-0.02150262	-0.03278005	0.09788724	0.224376851	0.119875315
dIIPi	0.046583389	0.043537925	0.09076205	-0.024607428	-0.02150262	1.00000000	0.03234890	0.01994158	-0.012021873	-0.100133406
dIVIX	-0.403961098	-0.186667578	-0.68814816	0.253529748	-0.03278005	0.03234890	1.00000000	0.03674359	-0.057101819	-0.020128506
dIMIBOR	-0.191796264	-0.106736515	-0.09339457	0.207848533	0.09788724	0.01994158	0.03674359	1.00000000	-0.084631034	-0.083567861
dIKPI	-0.001329683	0.004895175	-0.10248603	0.121128311	0.22437685	-0.01202187	-0.05710182	-0.08463103	1.000000000	0.044334278
dIArbled	-0.029215478	-0.025718329	-0.07322264	0.002640111	0.11987531	-0.10013341	-0.02012851	-0.08356786	0.044334278	1.000000000

Figur 3: Saudi Arabia

	dITASI	dIOIje	dISP	dIVIX	dISAIBOR	dIKPI
dITASI	1.0000000	0.33853027	2.978131e-01	-0.229195152	0.267085361	-1.210589e-01
dIOIje	0.3385303	1.00000000	2.641941e-01	-0.186667578	0.225708079	-4.144283e-02
dISP	0.2978131	0.26419414	1.000000e+00	-0.688148157	0.152940738	1.772702e-05
dIVIX	-0.2291952	-0.18666758	-6.881482e-01	1.000000000	0.008511941	5.004407e-02
dISAIBOR	0.2670854	0.22570808	1.529407e-01	0.008511941	1.000000000	-8.300458e-02
dIKPI	-0.1210589	-0.04144283	1.772702e-05	0.050044069	-0.083004580	1.000000e+00

Appendiks D

Signifikansnivåer og benevninger

Signifikansnivå	Benevning
< 10%	.
< 5%	*
< 1%	**
< 0,1%	***

Figur 1