



Sammenhengen mellom futuresprisen på laks og aksjekursen til oppdrettsselskapene på Oslo Børs

- *En empirisk analyse av laksefutures og aksjekursen til norske
oppdrettsselskap*

Marie Røssland og Lena Elizabeth Heimtun Skudal

Veileder: Petter Bjerksund

Masteroppgave i Økonomi og administrasjon, Spesialisering i
finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Forord

Denne masteroppgaven er skrevet i forbindelse med spesialiseringen i finansiell økonomi ved Norges handelshøyskole. Vår motivasjon for å skrive om laksemarkedet var at næringen de siste årene gått gjennom en formidabel vekst, og er et område hvor Norge utmerker seg som en av verdens største eksportører.

I forbindelse med gjennomføringen av denne oppgaven ønsker vi å rette en stor takk til vår veileder Petter Bjerksund, som har bidratt med gode råd og konkrete tilbakemeldinger underveis i prosessen. Vi vil også rette en takk til Fish Pool AS og Piotr Wingaard for all hjelp og gode svar på våre spørsmål vedrørende markedet på Fish Pool. Videre takker vi Oslo Børs som bistod oss med aksjekurser som ikke var tilgjengelig via deres hjemmeside.

Å skrive en masteroppgave er et omfattende arbeid, hvor man fordyper seg grundig i oppgavens tema. Prosessen har vært svært lærerik, og gleden ekstra stor når vi har funnet løsningen på utfordringer vi har møtt på underveis.

Masteroppgaven symboliserer siste del av en femårig utdanning, og vi tar med oss minner fra en fantastisk studietid.

Med dette takker vi for oss!

Bergen, 20. juni 2017

Marie Røssland

Lena Elizabeth Heimtun Skudal

Sammendrag

Denne oppgaven omhandler sammenhengen mellom futuresprisen og aksjeprisen til oppdrettsselskapene på Oslo Børs.

Laks er en av Norges største eksportvarer, og en industri hvor Norge peker seg ut som en av verdens ledende aktører. Fish Pool ASA etablerte i 2005 den første regulerte handelsplassen for finansielle derivater for laksepris, og har gjennom årene blitt et likvid marked med mange aktører.

For å gjennomføre analysen har vi hentet data fra Fish Pool og Oslo Børs sine hjemmesider, og formatert daglige priser om til ukentlige priser for å kunne inkludere spotprisen i analysen. Problemstillingen er analysert ved å benytte ulike verktøy. Vi gjør en deskriptiv analyse hvor vi finner at futuresprisene i snitt har lagt under spotprisen, Fish Pool Indeksen, for laks. Likevel ser vi at det i noen år har vært omvendt, og at futuresprisene har vært høyere. Med utgangspunkt i OLS modellen gjør vi en formell analyse av hvordan futuresprisene påvirker aksjekursen på lakseselskapene, og får signifikante resultater på de fleste testene. Av resultatene i testene finner vi at det er sammenheng mellom laksepris og aksjekurs, og at aksjeprisen viser en tendens til å øke ved en endring i futuresprisen.

Abstract

This thesis examines the relationship between salmon futures prices and the stock price for fish farming companies.

Salmon is one of Norway's largest export industries, and a business where Norway excels as a global leader.

In 2005 Fish Pool ASA established the first stock market for financial trading with secured contracts. Through the years this market has grown with great success and is now a liquid market for trading of salmon contracts.

To conduct our analysis we have used data from Fish Pool and Oslo Stock Exchange websites, and configured daily prices to weekly prices to be able to include the spot price for salmon in the analysis. We then have used different tool to complete our analysis, such as a descriptive analysis where we find that the futures prices on average has been below the spot price, Fish Pool Index, in the market. Still we find some years where the situation has been opposite and the futures prices are higher than the spot price on average.

Using the Ordinary Least Squares method we have statistically analyzed how changes in the futures prices may affect the stock prices. The tests we run mainly give significant results that a positive change in the futures prices may initiate an increase in the stock price. From our results we find it likely to believe that the futures prices indeed are able to affect a change in the fish farmers stock prices, and that the stock price tend to increase with a change in the futures price.

Innholdsfortegnelse

1.0 INNLEDNING	1
1.2 METODOLOGI	2
1.3 OPPGAVENS OPPBYGGING	2
2.0 LAKSEMARKEDET	4
2.1 KORT HISTORIE	4
2.2 NORSK LAKSEOPPDRETT.....	5
2.2.1 <i>Prisfall i laksemarkedet</i>	7
2.3 EKSPORT.....	7
2.3.1 <i>Prisutvikling</i>	11
3.0 FISH POOL	13
3.1 FISH POOL SOM MARKEDSPASS.....	13
3.2 FISH POOL INDEX™	14
3.3 CLEARINGSENTRAL	15
3.4 KONTRAKTENE PÅ FISH POOL	15
3.3.1 <i>Bilaterale kontrakter</i>	16
3.3.2 <i>Futureskontrakter</i>	16
3.3.3 <i>Opsjoner</i>	17
4.0 OPDRETTSSLESKAPENE REGISTRERT PÅ OSLO BØRS	19
4.1 OM OSLO BØRS OG HOVED INDEKSEN	19
4.1.1 <i>Oslo Børs Hovedindeks</i>	19
4.2 SALMAR ASA	20
4.3 GRIEG SEAFOOD ASA	21
4.4 MARINE HARVEST ASA.....	22
4.5 LERØY SEAFOOD GROUP ASA	23
4.6 NORWAY ROYAL SALMON ASA.....	25
5.0 TEORI	26
5.1 DERIVATER.....	26
5.1.1 <i>Terminkontrakter</i>	26
5.1.3 <i>Clearinghus</i>	29
5.2 FUTURESMARKEDET	29
5.2.1 <i>Futurespriser og Futureskontrakter</i>	30
5.2.2 <i>Ulikheter mellom Forward- og futureskontrakter</i>	31
5.2.3 <i>Muligheter for prisspekulasjon og sikring</i>	32
5.3 PRISTEORI FOR KONSUMVARER.....	33
5.3.1 <i>Teorien om prisen for lagring (Price of storage)</i>	33
5.3.2 <i>Teorien om normal tilbakevending (Normal Backwardation)</i>	35
5.4 EFFISIENTE MARKEDER	36
5.4.1 <i>Svak form for effisiens</i>	36
5.4.2 <i>Semistærk form for effisiens</i>	36
5.4.3 <i>Sterk form for effisiens</i>	37
5.4.4 <i>Effisiens-paradokset</i>	37
5.4.5 <i>The Random Walk</i>	37
6.0 ØKONOMETRISK METODE	39
6.1 ENKEL OG MULTIPPEL REGRESJON	39
6.2 REGRESJONENS PASSFORM	39
6.2.1 <i>Regresjonens R²</i>	40
6.2.2 <i>Den justerte R² (R²)</i>	40
6.2.3 <i>Standardavviket til regresjonen (SER)</i>	41
6.3 ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATOR (OLS).....	42
6.3.1 <i>Forutsetninger for OLS</i>	43

6.4 MULTIKOLLEARITET	45
6.4.1 Løsninger til perfekt multikollinearitet.....	45
6.4.2 Imperfekt multikollinearitet.....	45
6.5 HETEROSKEDASTISITET OG HOMOSKEDASTISITET.....	46
6.5.1 Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet.....	46
6.5.2 Skjevhet og kurtose.....	47
6.5.3 "Omitted variable bias"	48
6.6. TIDSSERIEDATA	48
6.6.1 Autokorrelasjon.....	49
6.6.2 Newey-West, Heteroskedastisitet- og autokorrelasjon- konsistente standardavvik (HAC standard errors).....	53
6.6.3 Satsjonaritet	54
6.6.4 Kointegrasjon.....	57
7.0 EMPIRI OG EKSISTERENDE LITTERATUR	60
8.0 DATAINNSAMLING OG DESKRIPTIV ANALYSE.....	63
8.1 DATAINNSAMLING.....	63
8.1.1 Ufordringer med datasettet	64
8.2 DESKRIPTIV ANALYSE	66
8.2.1 Gjennomsnittspriser for futures- og spotpris.....	66
8.2.2 Gjennomsnittsprisen til aksjene 2007-2016	68
8.2.3 Standardavvik, minimum- og maksimumsendringer.....	70
8.2.4 Korrelasjon, nivå.....	71
8.2.5 Deskriptive resultater fra logaritmiske avkastninger.....	72
8.2.6 Gjennomsnitt logaritme.....	72
8.2.7 Standardavvik, minimum- og maksimumsendringer, logaritme	74
8.2.8 Korrelasjon, logaritme	75
9.0 ANALYSE.....	76
9.1 PRESENTASJON AV MODELLER	76
9.1.1 Komponentene i modellen	77
9.1.2 Modell 1.....	77
9.1.3 Modell 2.....	78
9.2 UNDERSØKELSER AV DATASETET	79
9.2.1 Unit root.....	79
9.2.2 Skjevhet og kurtose.....	80
9.2.3 Multikollinearitet.....	81
9.2.4 Heteroskedastisitet.....	81
9.2.5 Autokorrelasjon.....	82
9.2.6 Newey-West.....	84
9.3 RESULTATER FRA REGRESJONENE.....	85
9.3.1 SalMar	85
9.3.2 Grieg Seafood.....	90
9.3.3 Marine Harvest.....	94
9.3.4 Lerøy Seafood Group.....	98
9.4 SAMLEDE RESULTATER.....	102
10.0 OPPSUMMERING OG KONKLUSJON.....	106
11.0 LITTERATURLISTE	109
12.0 APPENDIX.....	117

1.0 Innledning

Da vi skulle velge tema for vår avsluttende masteroppgave synes vi at det ville være interessant å fordype oss i det finansielle markedet for laks. Norge er en verdensledende aktør innen eksport av oppdrettslaks, med atlantisk laks som hovedprodukt. Etter olje og gass er sjømat Norges nest største eksportnæring, og det omsettes årlig for flere milliarder kroner (Fiskeridirektoratet og Miljødirektoratet, 2016). I 2016 var totaleksporten verdt 63 854 milliarder kroner, hvorav det ble omsatt laks for 59 943 milliarder (Statistisk sentralbyrå, 2017).

Vi ønsker å se nærmere på handelsplassen for lakseaktørene, og se på om futuresprisene på ”laksebørsen” Fish Pool kan ha en sammenheng med aksjeprisen til selskapene som produserer og eksporterer laks. Ser fremtidsprisen på laks ut til å ha noen sammenheng verdien til selskapene eller er laksevirkosomhetene uavhengig av prismearkedet de opererer i.

Formålet til denne utredningen vil derfor være å undersøke om futuresprisen har en sammenheng med aksjeprisene til lakseselskapene, og vår problemstilling er formulert som følger

Finnes det en sammenheng mellom endring i futuresprisen på laks og aksjeprisen til oppdrettsselskapene på Oslo Børs?

Vi vil benytte regresjonsmodeller i våre analyser for å identifisere eventuelle sammenhenger mellom futuresprisen og aksjekursen, samt sammenligne de gjennomsnittlige prisene til spot- og futurespriser for hele perioden for undersøke om det er noen klare tendenser i markedet.

Fish Pool startet i 2005 den første regulerte handelsplassen for kjøp og salg av sikrede priskontrakter på laks. Dette ga lakseoppdretterne en mulighet til å sikre sine salgspriser. For en oppdretter vil prisen på laks være en viktig faktor for å oppnå fortjeneste. Dermed er de sensitiv ovenfor volatilitet i prisene. Sammenhengen mellom spotprisen i markedet, og futuresprisen for levering i fremtiden er således av interesse for markedsaktørene, og kan gi nyttig informasjon om markedets forventninger.

At oppdrettsselskapene er spesielt utsatt ved variasjoner i lakseprisen kan vi for eksempel se i nedgangen i salgsvolum i 2015. Volumet av solgt laks gikk ned, mens fortjenesten likevel var større enn foregående år, på grunn av høye priser. Det ble i 2015 ny salgsrekord. En stor vekst har pågått i oppdrettsnæringen de siste årene, og lakseselskapene har oppnådd store gevinster.

I et effisient marked antar man at all tilgjengelig informasjon reflekteres i prisene umiddelbart, slik at man ikke kan oppnå fortjeneste på bakgrunn av informasjon man besitter.

1.2 Metodologi

Oppgaven benytter regresjonsanalyse med utgangspunkt i minste kvadrats metode (OLS) i analysen. Dette er en kjent metode for å gjennomføre regresjoner, så lenge datasettet oppfyller de kriterier som stilles for å kunne bruke metoden. OLS vil gjennomgås i detalj i kapittel 6.0. I utredningen benyttes tidsseriedata, der vi måler sammenhenger mellom flere variabler over tid. Data testes for å fastslå om vi kan bruke OLS, og eventuelt hvilke restriksjoner eller justeringer som kan gjøres for å benytte denne metoden. Derfor vil det også testes for autokorrelasjon og heteroskedastisitet i feilleddene.

1.3 Oppgavens oppbygging

I kapittel 2 vil vi introdusere det norske laksemarkedet, eksportmarkedet for laks, og se på utviklingen de siste årene.

Kapittel 3 tar for seg handelsplassen Fish Pool, og vi vil her gi en oversikt over Fish Pool som markeds plass, spotprisen Fish Pool IndeksTM, og hvilke kontrakter man kan handle her.

I Kapittel 4 presenterer vi de ulike oppdrettsselskapene som vil inngå i analysen. Her vil vi gi informasjon om selskapenes bakgrunn og utvikling i aksjeprisene.

Kapittel 5 omhandler relevant finanst teori for derivater og futuresmarkedet. Vi ser på hvordan futureskontrakter skiller seg fra forwardkontrakter, og forklarer organiseringen av

futuresmarkedet. Kapitlet danner som sådan et teoretisk grunnlag for analysen som gjennomføres senere i oppgaven.

Kapittel 6 består av den økonometriske metoden som vil ligge til grunn når vi gjennomfører analysen. Herunder presenteres blant annet forutsetningene for OLS, og hvilke tester vi gjennomfører.

I Kapittel 7 går vi gjennom noe av den eksisterende litteraturen som eksisterer på tema vedrørende Fish Pool og laksepriser. Det er gjennomført flere studier, og vi forklarer kort bruk av metoder, og hvilke funn som gjort.

Kapittel 8 er første del av selve analysen og vil omhandle data vi benytter i oppgaven. Vi vil her forklare hvordan disse er hentet, benyttet og om utfordringer som «missing values» og det å benytte ukentlige data. Videre i kapitlet vil vi undersøke dataenes deskriptive egenskaper som gjennomsnitt og standardavvik.

I kapittel 9 gjennomføres den statistiske analysen med testing av data, og regresjon. Vi presenterer her våre funn på bakgrunn av regresjonsanalyse og oppsummerer resultatene i analysen

I Kapittel 10 gir vi en oppsummering av oppgaven som helhet, konklusjon, og hvilke funn vi har gjort. Vi vil også her belyse den økonomiske verdier av vår analyse, men også reflektere over hva som kunne vært gjort annerledes før vi avslutter med forslag som kan være interessant for videre forskning.

2.0 Laksemarkedet

Norge har de siste årene opplevd en formidabel vekst i sjømatnæringen, og spesielt innenfor oppdrett. Vi vil her gi en innføring i det norske oppdrettsmarkedet for laks, og gi en oversikt over de største eksportmarkedene.

Informasjon om markedene er hovedsakelig hentet fra internett. I tillegg har Kontali Analyse har bistått oss med sine årlige rapporter om laksemarkedet.

2.1 Kort historie

Norge er i dag en av verdens største produsenter av atlantisk laks, og eksporterer fisk til store deler av verden. Gjennombruddet for norsk fiskeoppdrett kom i begynnelsen av 1970-årene da pionerene innenfor oppdrett lyktes med å produsere laks i flytemerder i sjøen (Steinset, 2017). To av disse pionerene var brødrene Karstein O. og Olav C. Vik fra Sykkylven, hvor de allerede i 1955 forsøkte å avle regnbueørret i fangenskap (Berge, 2014). I begynnelsen lå oppdrettsnæringen under Landbruksdepartementet da fiskeoppdrett ble regnet som en tilleggsnæring til landbruket, men i 1981 ble næringen underlagt Fiskeridepartementet (Steinset, 2017). Fra 1970-årene til i dag har næringen hatt en formidabel vekst, og produksjonen av norsk laks i 2015 var på omtrent 1,3 millioner tonn ifølge Statistisk sentralbyrå (Statistisk sentralbyrå, 2016).

Det var allerede i 1970-årene krav om konsesjon for de som ville drive med oppdrett, og regelen var at man kun fikk ha én konsesjon, dette varte frem til 1991. Dette var for å styrke kystsamfunnene og unngå sentralisert storindustri, det hører også med at eieren av konsesjonen måtte være tilknyttet lokalsamfunnet (Steinset, 2017). En lovendring i 1991 som åpnet for storkapital og eierkonsentrasjon, førte til større foretak gjennom oppkjøp og fusjoner, og det ble færre men større oppdrettsselskaper. I 2015 produserte de ti største selskapene nesten 70 prosent av matfisken (Steinset, 2017).

Dagens Næringsliv skriver at Norge i 2016 eksporterte sjømat for hele 91,6 milliarder kroner i 2016, som tilsier en økning på 17 milliarder, eller 23% i forhold til 2015 som var et rekordår for sjømateksport (Ytreberg, 2017).

2.2 Norsk lakseoppdrett

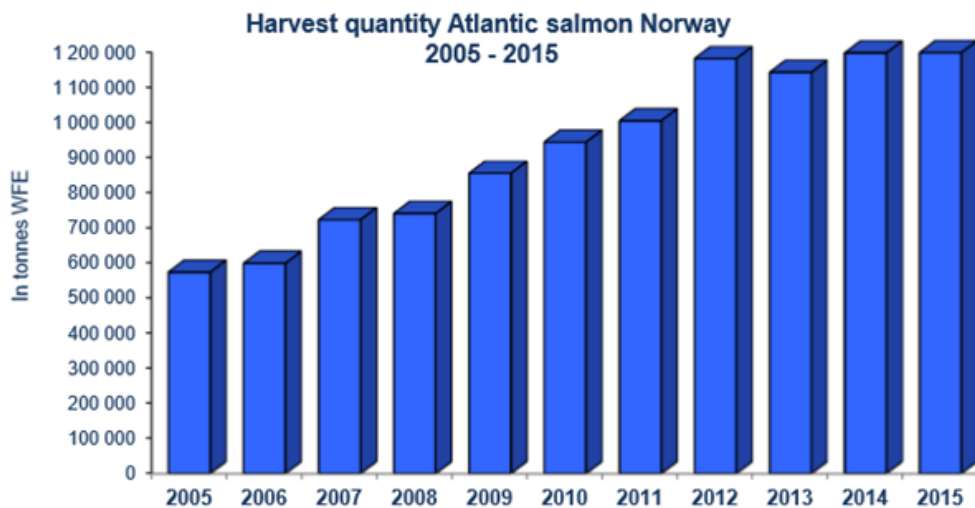
For oppdrettsselskapene er laksen selve sluttproduktet og det produktet de baserer sin omsetning på, det er derfor viktig at produksjonen finner sted ved optimale forhold slik at produktet er av best mulig kvalitet. Dette er en fordel, ikke bare for oppdretteren, men også for laksens velferd og helse.

Fiskeindustrien i Norge er en voksende industri, og man kan ikke se bort i fra at den bare vil bli større med årene som kommer. For at lakseoppdrett skal være mulig kan det ikke være for sterke strømmer slik at anleggene blir dratt ut på havet, i tillegg er laksen kaldblodig og trives best i lave temperaturer. Derfor er Norge et gunstig sted for lakseoppdrett fordi det ikke blir svært høye temperaturer i sjøen, og fordi fjordene begrenser havstrømmene.

Selv om det i dag er ideelle produksjonsforhold for laks i Norge er det også forhold som kan true lakseproduksjonen. Chile som er en av verdens ledende lakseprodusenter ble i 2007 rammet av infeksjøs lakseanemi (ILA) en influensalignende sykdom som har påvirket landets produksjon av laks i svært stor grad (Ergo, 17.sept 2010). Ergo (2010) skriver også om at en chilensk forskningsrapport hevder at viruset kommer fra Norge. Det har også vært mistanke om denne sykdommen i Norge, men det har per i dag på lang nær fått like store konsekvenser som det har for Chile. Imidlertid fikk sykdomsutbruddet i Chile også konsekvenser for det norske selskapet Marine Harvest som har deler av sin virksomhet der, hvor de måtte legge ned anlegg som førte til at nesten 1600 ansatte mistet jobben (Klungtveit, 2008). Lakselus er også en utfordring som kan true laksenæringen.

En mild vinter i 2015 la til rette for gode produksjonsforhold for lakseoppdretterne. Likevel ser vi kun en økning i produksjonen på 2 prosent fra 2014 til 2015 (Kontali Analyse AS b, 2016, s. 4). Temperaturforholdene gjennom 2015 har lagt til rette for gode vekstforhold, men

andre biologiske omstendigheter (inkludert også lakselus), hemmet produksjonen og endte derfor kun med en økning på 3 prosent av total produksjon (Kontali Analyse AS b, 2016, s. 5).



Figur 1 Oversikt over slaktekvantitet 2005-2015 (Kilde: Kontali Analyse AS, b, 2016, s.5)

Figuren over gir en oversikt over økningen i total slaktevekt fra 2005 til 2015. Det har vært en jevn økning i produksjon de siste årene, med en utflating fra 2012-2015. I 2015 rapporterer Kontali Analyse AS (b, 2016, s.5) at den totale slaktingen av atlantisk laks var på 1 234 000 tonn, som er en økning på 35 300 tonn fra året før. Den gjennomsnittlige slaktevekten gikk ned i 2015, og endte på 4,96 kilo. Det er en nedgang på 3 prosent sammenlignet med 2014 (Kontali Analyse AS b, 2016, s.5).

Konsolideringen av den norske lakseindustrien har beveget seg fort siden 1994. Antallet fiskeoppdrettere har blitt redusert med 75 prosent, fra cirka 362 i 1994, til cirka 95 i 2015 (Kontali Analyse AS b, 2016, s.9). De 15 største oppdrettsselskapene i verden står for produksjon av mer enn 1,6 millioner tonn av laksefisk, over 60 prosent av den totale slaktemengden i 2015 (Kontali Analyse AS b, 2016, s. 8). Kontali skriver at 35 av de store norske lakseselskapene som inngår i deres rapport står for cirka 36 prosent av den globale slaktingen/innhøstingen av oppdrettslaks og ørret i 2015 (i ren norsk produksjon). Antallet lisenser angir hvor mye laks det er gitt konsesjon for å produsere. Totalt i det norske markedet

var det i 2015 1075 lisenser til lakseoppdrett, hvorav 34 selskap holder mellom seks og ti, eller mer enn ti lisenser (Kontali Analyse AS b, 2016, s. 9).

2.2.1 Prisfall i laksemarkedet

I 2011 opplevde laksemarkedet et stort prisfall i spotprisen på laks. Fra april falt prisen fra 42 kroner til en gjennomsnittspris på 26 kroner i september. I en artikkel på hegnar.no sier Paul Aandahl i eksportutvalget for fisk at årsakene til prisfallet kan skyldes en økning i tilbud av laks fra Norge og andre nasjoner (Hvamstad a, 2011).

I en pressemelding fra Norsk sjømatråd skriver Paul Aandahl at 2011 var et år med sterke variasjoner i lakeprisen. Gjennomsnittsprisen for året var på 31,93 kroner, som er en nedgang på 5,54 kroner sammenlignet med 2010. Prisen falt gjennom halvåret, og laveste pris ble notert for oktober på 23,41 kroner. I november 2011 steg prisene for første gang siden april (Aandahl, 2012).

På bakgrunn av det store prisfallet i 2011 var markedet nokså pessimistisk for utviklingen for 2012. En uttalelse fra økonomiprofessor Atle Guttormsen er sitert på hegnar.no, hvor han uttaler at han ser en laksepris på 25,50 kroner i 2012, men frykter at denne kan bli vesentlig lavere (Hvamstad b, 2011).

Finanskrisen som startet i USA i 2007 rammet aksjebørser verden rundt. Vi ser også i 2008 og 2009 at aksjekursene synker for alle de fire lakseselskapene i utredningen, noe som kan være et resultat av denne internasjonale krisen.

2.3 Eksport

Fra 2014 til 2015 økte det globale tilbudet på laksefisk med 5 prosent, eller 4,3 millioner tonn WFE¹, rapporterer Kontali Analyse. Det var kun kvantumet på atlantisk laks som økte, mens ørret og coholaks gikk ned (Kontali Analyse a, 2016, s. 5). Den totale eksportverdien av laks i

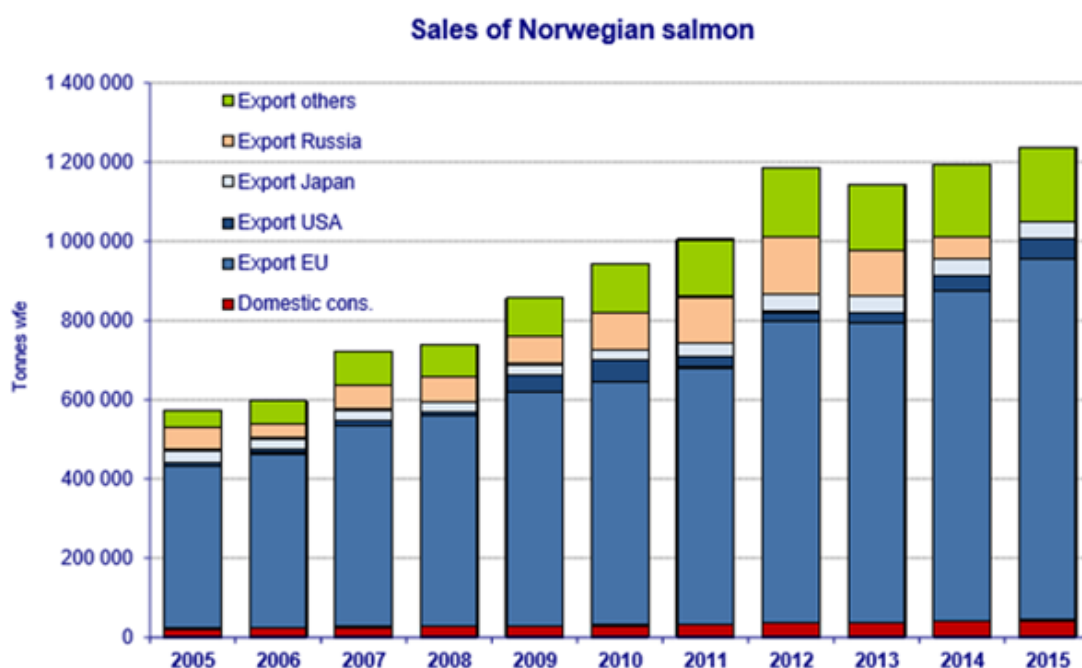
¹ Whole Fish Equivalent, rund vekt

2015 var cirka 48 milliarder kroner, og utgjør 64 prosent av den norske sjømateksporten, som igjen er en økning på 8 prosent i forhold til 2014 (Kontali Analyse b, 2016, s.7). Kontali Analyse forklarer denne økningen med både en økt eksport (+3%), samt en prisøkning - og da særlig i perioder med høy eksport (Kontali Analyse b, 2016, s.7).

Globalt var den totale slaktingen av laks cirka 2 301 000 tonn (WFE) i 2015. Dette var en 3 prosent økning sammenlignet med 2014. Norge holder fremdeles førsteplassen som verdens største produksjonsland av atlantisk laks, men Chile styrket også sin posisjon som nest største produksjonsland i løpet av 2015. Slaktemengden i Chile overskred 590 000 tonn i 2015, en marginal økning på mindre enn 10 000 tonn fra 2014 (Kontali Analyse AS b, 2016, s. 8).

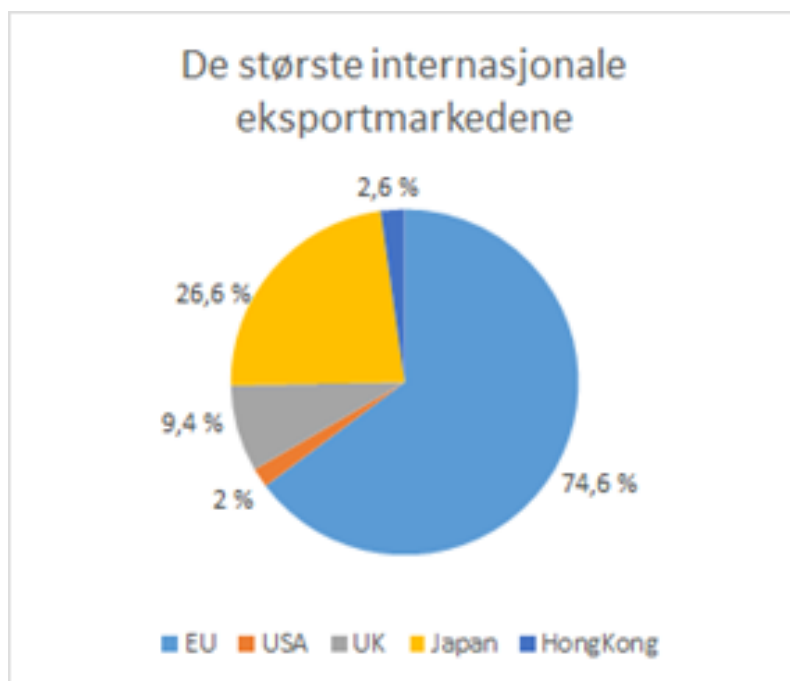
Markedsprisen fortsatte å øke gjennom 2015, som nevnt var dette et rekordår for lakseeksporten (Ytreberg, 2017). Økningen skyldes en kombinasjon av høy etterspørsel, til tross for en høy kilopris, og et marked som utviklet seg bra, også til tross for den høye prisen (Kontali Salmon Market Analysis, s.5). Noe av årsaken til det sterke markedet skyldes en styrket valuta, EUR/NOK og USD/NOK, sørget for at selve markedsprisen ikke ble særlig påvirket (Kontali Analyse a, 2016, s.5).

I figuren under ser vi økningen i salg av Norsk oppdrettslaks fordelt på eksportmarkeder fra 2005-2015.



Figur 2 Salg av norsk laks fordelt på eksportmarkeder (Kontali Analyse, b, 2016, s.7)

Vi ser her at EU er det største markedet for lakseeksport, med en jevn økning nesten gjennom hele perioden. Markedet i USA har også hatt en liten økning, mens eksporten til Russland har forsvunnet helt, som følge av et importforbud som ble lagt ned i August 2014, på grunn av den politiske situasjonen i Ukraina (Kontali Analyse, 2016, s.5). I 2013 ser vi at Russland var det tredje største eksportmarkedet for norsk laks, og forbudet førte derfor til en drastisk endring i lakseindustriens handelsmønster. Importforbudet har naturlig nok ført til en brå nedgang i eksport av laks til Russland i 2015, og ikke minst en stor prisøkning i det russiske markedet (målt i Rubler). Prisøkningen har også blitt påvirket av valutasituasjonen, med rubelen svekket mot amerikanske dollar (USD) og Euro (EUR) (Kontali Analyse, 2016, s.5). Som en følge av at det russiske markedet forsvant, er EU blitt enda viktigere som handelspartner for Norge (Kontali Analyse, 2016, s.5).

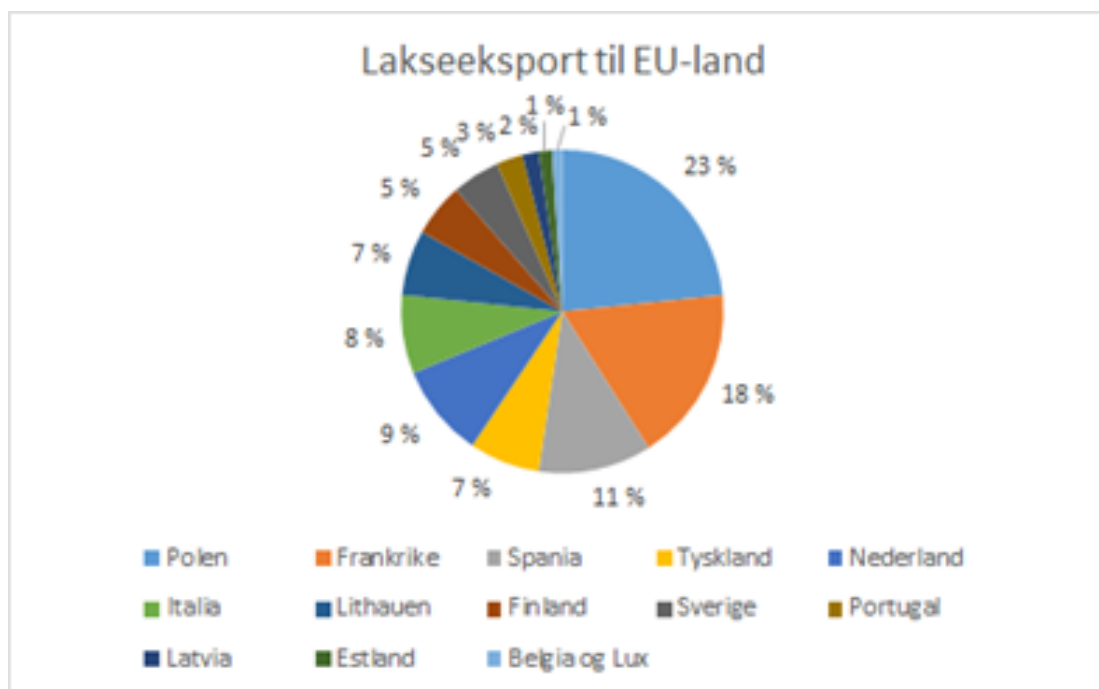


Figur 3 De største internasjonale eksportmarkedene (Tall hentet fra Kontali Analyse AS, c, 2016)

Diagrammet over gir en prosentvis oversikt over de største eksportmarkedene til Norge i 2015. Vi ser at EU har en svært viktig posisjon, hvor cirka 75 prosent av all lakseeksport fra Norge går hit. Det nest største markedet er Japan, mens Storbritannia (UK) er vårt tredje største marked med 9,4 prosent av eksporten. USA mottar rundt 2 prosent av den norske lakseeksporten, og er således et marked med mye potensiale for den norske laksen. I 2016 eksporterte Norge 39 774 tonn, for totalt 3,4 milliarder kroner til USA. Dette tilsier en økning

i volum på 2 262 tonn (6%), og en verdiøkning på 888 millioner kroner (36%) i forhold til 2015, ifølge Norsk sjømatråd (2017). En medvirkende faktor til den store økningen er også en fordelaktig valuta, med en sterk USD mot NOK.

Det asiatiske markedet har holdt seg stabilt, målt i produktvekt, skriver Norges sjømatråd (2017). Målt i verdi ser vi en økning på 39 prosent, sammenlignet med 2015, og Norge eksporterte laks til Asia til en verdi av 10,5 milliarder kroner gjennom 2016. Vi ser at Japan er en av de største importlandene av norsk laks, og står for hele 26,6 prosent av den totale norske lakseeksporten.



Figur 4 Lakseeksport til EU-land (Tall hentet fra Kontali Analyse AS, c, 2016)

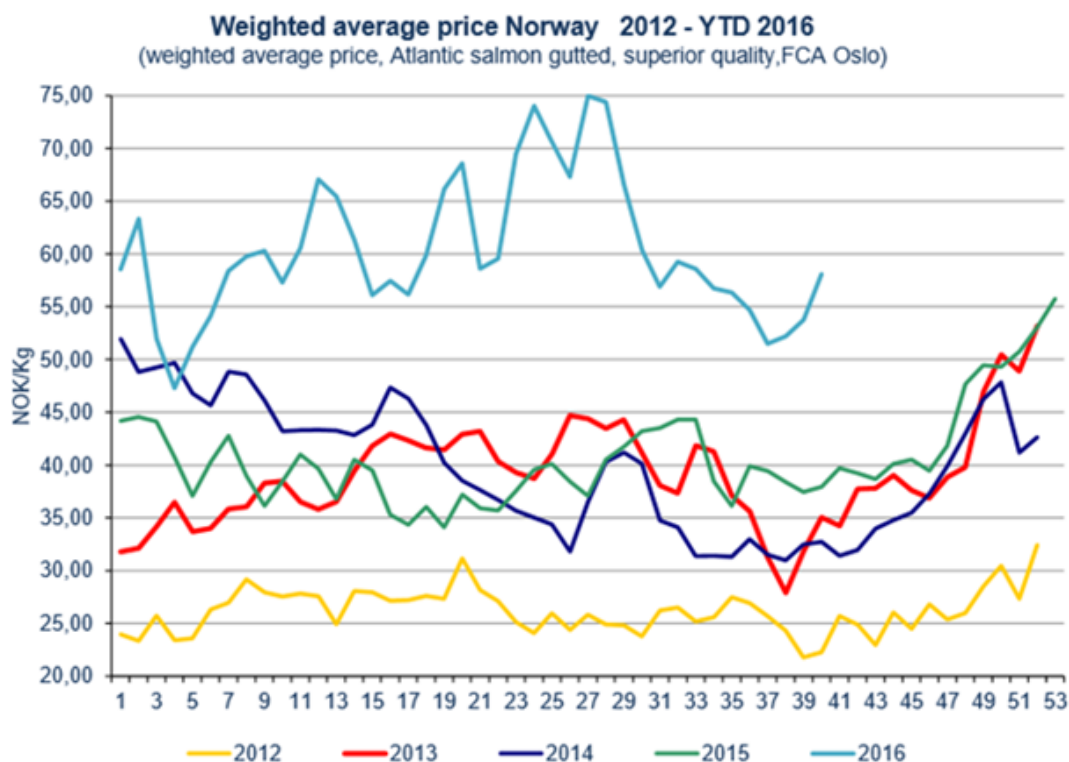
I diagrammet over ser vi en fordeling av de største eksportmarkedene internt i EU fra 2015. Her skiller to land seg tydelig ut, Polen med 23 prosent, og Frankrike med 18 prosent av den totale eksporten til EU-landene. Statistisk sentralbyrå melder om at selv om Norge også økte sin foredlingsindustri fra 2014 til 2015, er Norge i stor del enda en råstoff eksportør, og mange land baserer nettopp sin egen foredlingsindustri på oppdrettslaks fra Norge. Dette er produkter som foredles i hjemlandet, for deretter å selges videre til andre land. Tyskland trekkes frem som et eksempel her. De ligger et stykke ned på eksportlisten for norsk laks, men de mottar i praksis mye norsk laks som har vært innom andre land, som Polen, Danmark og

Nederland (Steinset, 2017). Slik kan man se Tyskland som en større forbruker av norsk laks enn hva som gjenspeiles i eksportoversikten.

I 2016 eksporterte Norge 749 000 tonn laks til EU, til en verdi av 45,3 milliarder kroner. Sammenlignet med 2015 er dette en nedgang på 5,5 prosent, eller 43 000 tonn, men en verdiøkning på 29 prosent (Norsk sjømatråd, 2017). I 2016 økte eksporten til EU til cirka 76% av den totale norske lakseeksporten, målt i produktvekt. Det største vekstmarkedet, i volum, var Hellas med en økning på 2 261 tonn, men det var størst nedgang til Spania med 7 544 tonn (12%) i forhold til 2015 (Norsk sjømatråd, 2017).

2.3.1 Prisutvikling

Grafen under viser prisutviklingen for den vektete gjennomsnittlige prisen for norsk laks fra 2012-2016. Den vektete gjennomsnittsprisen på fersk, atlantisk laks (Eksportprisen for HOG², alle størrelser, premiumkvalitet, levert FCF³ Oslo) var 40,51 kroner i 2015.

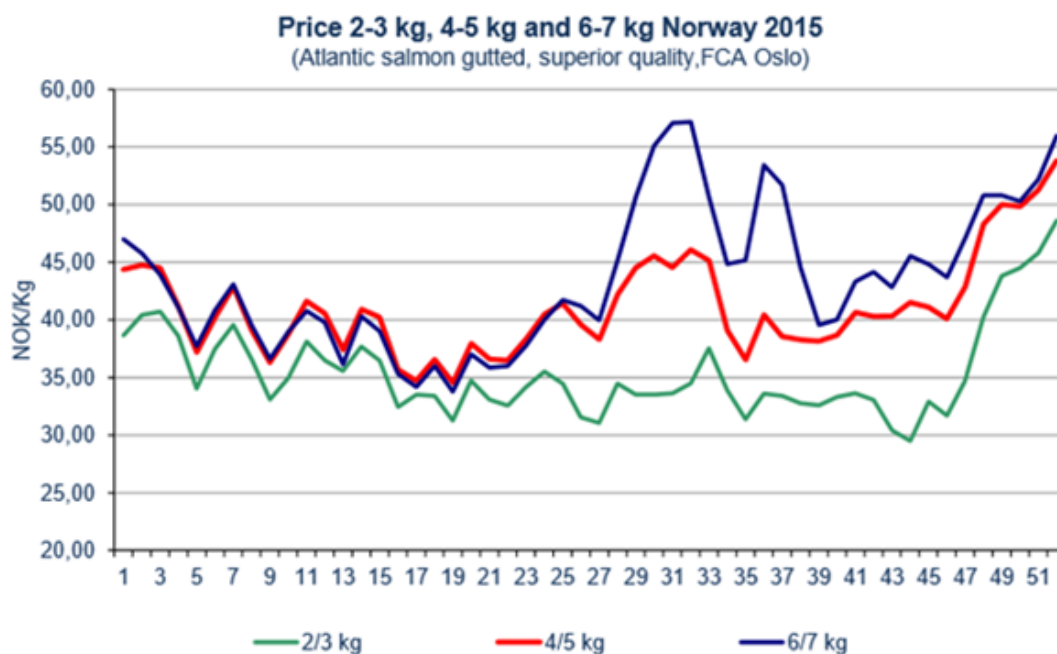


Figur 5 Vektet gjennomsnittlig prisutvikling for norsk laks (Kontali Analyse AS, b, 2016, s. 6)

² Head on gutted, slaktet fisk med hode som er bløgget.

³ Free Carrier, pris inkludert levering.

Det var en økning i prisen fra 2014 til 2015 med 1,09 kroner per kilo. Den laveste prisen registrert for 2015 var registrert tidlig i mai på 34,11 kroner. (Kontali Analyse b, 2016, s.6). Under ser vi prisutviklingen for de ulike vektclassene på laks gjennom 2015.



Figur 6 Pris per kilo for hel laks etter kiloklasser (Kontali Analyse AS, b, 2016, s. 6)

Vi ser at den høyeste noterte prisen var i uke 32 på cirka 57 kroner/kilo for største vektclassen 6/7 kilo.

Lakseeksporten hadde også en stor økning fra 2015 til 2016. Norske lakseselskaper eksporterte for 62 milliarder kroner, og eksportprisen for fersk, hel laks landet på cirka 60 kr/kg, som er en økning på 17,26 kr eller 40 prosent i forhold til foregående år (Norsk sjømatråd, 2017). Prisen varierte gjennom året mellom 54,34 kr i september (lavest) og 64,36 kr i desember (høyest). Målt i produktvekt rapporterte Norges sjømatråd (2017) om en total eksport på 980 000 tonn, som faktisk er en nedgang på 53 340 tonn, eller 5,2 prosent, sammenlignet mot 2015. Rekordhøye priser på laks bidro derfor stort til den nye rekorden, selv om produktvekten har gått ned.

3.0 Fish Pool

Vi presenterer i dette kapitlet Fish Pool ASA og deres funksjon som markedsplass, hvor aktører som ønsker å delta i kjøp og salg av laksederivater kan utføre sine handler. Fish Pool tilbyr kun kontrakter med finansielle oppgjør, og ikke fysisk overlevering. I siste del av kapitlet introduserer vi de fem norske, børsregistrerte lakseselskapene som vi benytter i analysen. Informasjon om Fish Pool ASA er hentet fra deres hjemmeside, og gjennom samtale med Fish Pool.

3.1 Fish Pool som markedsplass

Fish Pool ASA, heretter også kalt FP, ble etablert i 2005 som et internasjonalt regulert marked for kjøp og salg av finansielle laksekontrakter (Fish Pool a, u.å.). Selskapet er lokalisert i Bergen og har per i dag fem ansatte (Fish Pool b, u.å.). Konseptet til FP er å skape forutsigbarhet ved handel av finansielle kontrakter der det underliggende produktet er biologisk (Fish Pool c, u.å.). FP sine viktigste samarbeidspartnere er Oslo Børs ASA, Nasdaq, Oslo Market Solutions, og Kontali Analyse AS (Fish Pool d, u.å.). I 2012 kjøpte Oslo børs opp 71% av aksjene i FP (Oslo Børs b, u.å.), og per januar 2017 eier Oslo Børs 97% av selskapet (Fish Pool a,u.å.).

FP tilbyr i hovedsak kjøp og salg av clearede futureskontrakter og opsjoner, men også bilaterale kontrakter. FP har lisens fra Finansdepartementet og er under tilsyn av Finanstilsynet (Fish Pool a, u.å.). I dag er nesten alle kontraktene som handles på FP clearede futureskontrakter, dette er kontrakter som gjøres via en clearingsentral, Nasdaq Clearing (Fish Pool e, u.å.). FP sier økningen i handel via clearingsentralen kommer av en økning i risikostyring mellom handelspartnere – oppdrettere og foredlere/eksportører av laks - og at det nå fokuseres mer på fordelene og mulighetene som følger av porteføljestyling (fishpool.eu e, u.å.). Av de som handler på Fish Pool er 33 prosent fiskeoppdrettere, 14 prosent eksportører/importører, 23 prosent foredlere, og 30 prosent er finansielle investorer (Fish Pool f, 2016).

3.2 Fish Pool Index TM

Fish Pool har etablert en syntetisk markedspris for laks, kalt Fish Pool Index TM, heretter kalt FPI. FPI er en referansepris som reflekterer den faktiske spotprisen på fersk laks og er nødvendig for å kunne gjøre opp de finansielle terminkontraktene som handles på FP. Alle finansielle kontrakter på Fish Pool blir oppgjort mot Fish Pool Index TM. Formålet med referanseprisen er blant annet å kunne gi en korrekt refleksjon av markedsprisen (Fish Pool g, u.å.). FPI blir beregnet og publisert hver onsdag på FP sin hjemmeside, og er en sammensatt av tre elementer knyttet til den gjennomsnittlige ukentlige spotprisen på kjøp og salg av fersk atlantisk laks. FPI består av:

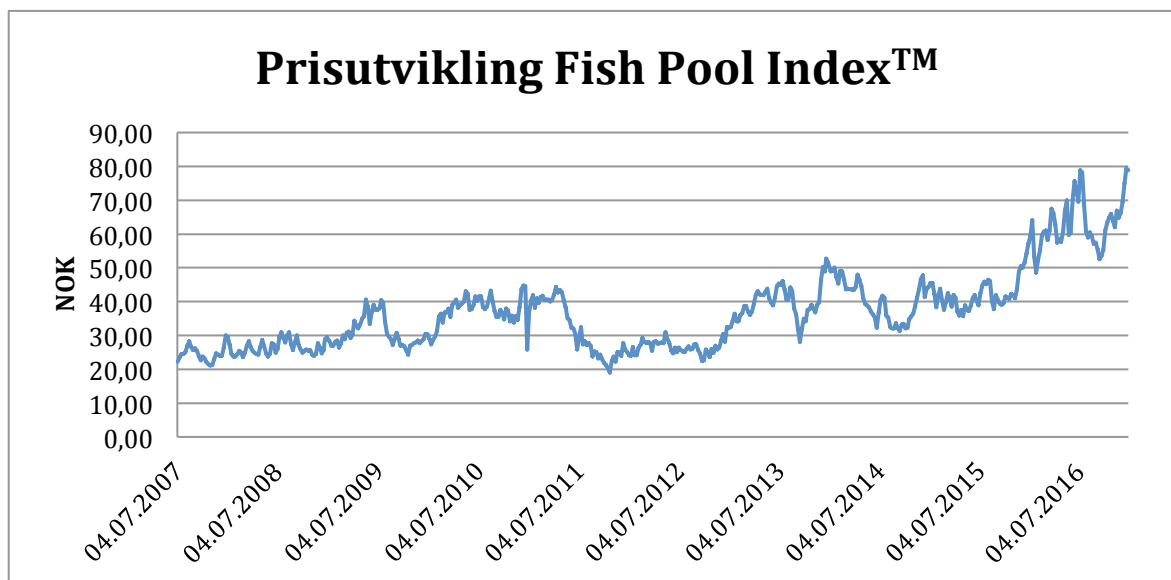
- *Nasdaq Salmon Index*: Eksportørens salgspriser
- *Fish Pool European Buyers Index*: Store innkjøperes kjøpspris
- *Statistisk Sentralbyrå (SSB)*: Norsk eksportstatistikk (Fish Pool g, u.å.)

Prisindeksen beregnes også som en månedlig oppgjørpris basert på priselementene, trading kalenderen viser hvilke uker som er inkludert i hver måned (Fish Pool g, u.å.).

Det vil være den gjennomsnittlige månedsprisen for FPI kontraktene på Fish Pool blir oppgjort mot. Prisindeksen er basert på et vektet ukentlig gjennomsnitt av størrelser 3-6 kilo, førsteklasses kvalitet, ”head-on gutted”. Prisene på de tre hovedstørrelseskategoriene, 3-4 kilo, 4-5 kilo og 5-6 kilo, er høyt korrelert (Fish Pool g, u.å.). Tabellen nedenfor viser hvordan FPI beregnes. (Fish Pool g, u.å.)

	Weight (from week 2 2015)	Weight (from week 1 2016)	Correction to FCA Oslo
Nasdaq Salmon Index	80 %	85 %	0 NOK
SSB Custom Statistics	20 %	10 %	0 NOK (was + 0,13 NOK)
Fish Pool European Buyers Index	0 %	5 %	0 NOK
SUM	100 %	100 %	

Figur 7 Beregning av Fish Pool Indeks (Fish Pool g, u.å)



Figur 8 Prisutvikling Fish Pool Index (Tall hentet fra Fish Pools hjemmesider)

Grafen viser at FPI har hatt en slak prisøkning, men har likevel vært volatil. Prisfallet rundt 2008-2009 kan mulig relateres til finanskrisen. Likevel ser vi at den laveste prisen ligger i 2011 da lakseprisen falt over en seks-månedersperiode.

3.3 Clearingsentral

Siden 7. april 2014 har Nasdaq Omx vært clearinghus for laksekontraktene på Fish Pool (Fish Pool h, u.å.). En clearingsentral fungerer som en finansiell garanti for at den andre part oppfyller sitt krav (Økonomi.no, 2008). I stedet for at de to partene inngår en kontrakt med hverandre, er det Nasdaq som vil være motparten i kontrakten for begge parter.

3.4 Kontraktene på Fish Pool

Som internasjonal handelsplass for sikringskontrakter på laks, tilbyr Fish Pool tre ulike kontrakter for sikring eller “hedging” av prisen på laks. Alle kontrakter som går gjennom Fish Pool er finansielle, og har ikke fysiske oppgjør (Fish Pool a, u.å.). Under følger en kort presentasjon av de ulike kontraktene som tilbys.

3.3.1 Bilaterale kontrakter

En bilateral kontrakt er en tosidig avtale hvor partene gjør et gjensidig bytte på et fastsatt tidspunkt i fremtiden. På Fish Pool vil det være en avtalt pris på levering av et bestemt kvantum laks, men det er viktig å understreke at også disse kontraktene kun gjøres opp finansielt. Fish Pool tilbyr bilaterale kontrakter for sine kunder, og når en bilateral kontrakt har blitt matchet med to parter, introduseres disse for hverandre. Partene må så bli enige om en garanti i perioden, for å redusere motpartsrisiko. Størrelsen på denne bankgarantien vil variere på motparten, men ofte enes man om en garanti på 10% av verdien til det underliggende aktivum i kontrakten (Fish Pool i, u.å.).

De bilaterale kontraktene gjøres opp månedlig, da vil den siden som har tjent på kontrakten få utbetalt differansen fra motparten. Den parten som skal motta oppgjør er selv ansvarlig for å fakturere motparten ved kontraktens utløp. De bilaterale kontraktene skiller seg fra klarerte kontrakter ved at partene møtes og inngår avtalen mellom hverandre, i motsetning til klarerte avtaler som går via en nøytral tredjepart, nemlig clearingsentralen (Fish Pool i, u.å.).

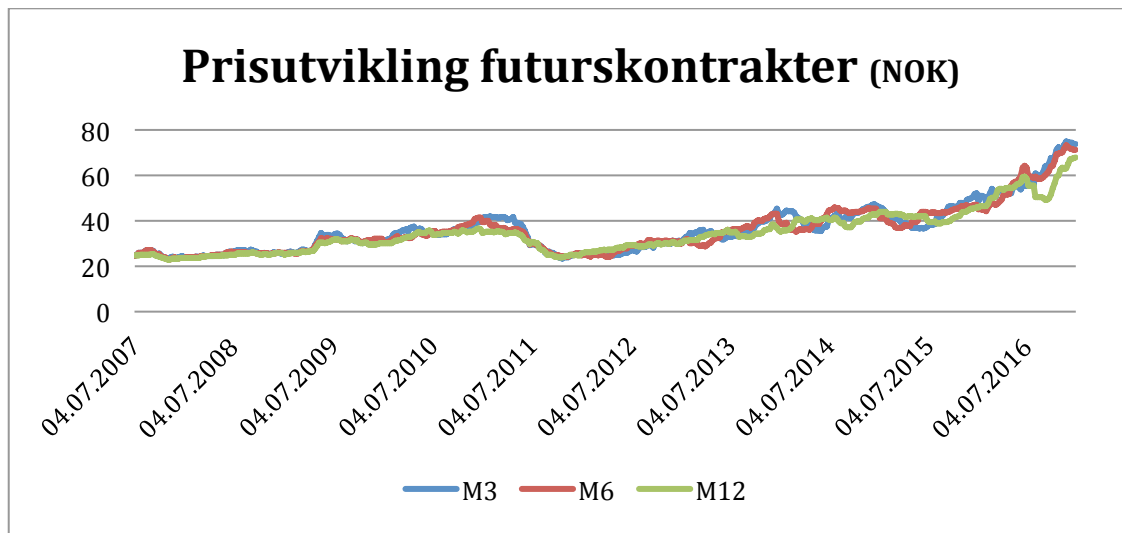
3.3.2 Futureskontrakter

Prisen på terminkontraktene på FP betegnes som forwardpriser på Fish Pools hjemmesider, men er i realiteten futureskontrakter da de har finansielt (daglig) oppgjør gjennom Nasdaq clearing (Fish Pool k, 2016). Det daglige oppgjøret blir gjort mot Fish Pools forwardkurve, og markedsverdien til kontrakten justeres etter hvert som kontraktsprisen beveger seg (Fish Pool k, 2016).

Kontrakten fungerer på den måten at forskjellen mellom kontraktsprisen partene har inngått og spotprisen (FPI) blir kompensert, slik at begge partene ender opp med den sikrede prisen i kontrakten (Fish Pool f, 2016). Selv om det er daglig oppgjør utført av clearingsentralen vil FPI ved utløp av kontrakten være avgjørende oppgjørspris for beregning av gevinst og tap.

En futures kontrakt kan for eksempel brukes av en oppdretter til å sikre salgsprisen på laks. En oppdretter har gjerne store faste kostnader som han må dekke inn, og vil dermed sikre inntekten ved å avtale pris på forhånd for laks han skal selge frem i tid slik at han ikke risikerer å måtte selge med tap. Dersom FPI beveger seg over kontraktsprisen vil selger måtte

kompensere kjøper og dersom FPI er under kontraktsprisen er det kjøper, som må kompensere selger.



Figur 9 Prisutvikling for futureskontrakter i NOK (Tall hentet fra Fish Pools hjemmesider)

Grafen over viser prisutviklingen i de futureskontraktene fra Fish Pool som inngår i analysen. M3, M6 og M12 referer til kontraktslengden for kontraktene, og er futureskontraktene for 3-, 6- og 12-måneder. Når vi ser på prisutviklingen, ser vi her at futuresprisen ikke påvirkes særlig under finanskrisen, noe som indikerer at prismarkedet kan ha holdt seg relativt stabilt i denne perioden. Vi ser likevel en vekst i perioden fra midten av 2009, ved utgangen av finanskrisen. Når derimot lakseprisen faller i 2011, ser vi en mye større påvirkning i prisen, og dette er det største fallet i fremtidsprisen for hele perioden. 3-månederskontrakten ser ut til å falle mest, da den lå like over de to andre kontraktene før prisfallet. Fra utgangen av 2012 ser vi en svak vekst i prisen, som fortsetter frem til 2016, med noen små endringer gjennom 2013-2015.

3.3.3 Opsjoner

I tillegg til clearede- og bilaterale kontrakter tilbyr også Fish Pool muligheten til å handle Opsjoner. På Fish Pool kan man handle eksotiske opsjoner, nærmere bestemt asiatiske opsjoner som skiller seg fra vanlige opsjoner. Mens fortjenesten til vanlige amerikanske eller europeiske opsjoner er avhengig av spotprisen på underliggende aktivum, er fortjenesten til asiatiske opsjoner avhengig av den gjennomsnittlige prisen på underliggende aktivum (Bodie

mfl, 2014, s. 709). Den gjennomsnittlige prisen som blir brukt på opsjoner handlet på Fish Pool er FPI (Fish Pool Index™).

4.0 Oppdrettsselskapene registrert på Oslo Børs

4.1 Om Oslo Børs og Hoved Indeksen

Oslo Børs ASA ble etablert i 1819 og opererer i det eneste regulerte verdipapirmarkedet i Norge (Oslo Børs g, u.å). Oslo Børs tilbyr i dag blant annet handel i aksjer, egenkapitalbevis, derivatprodukter og renteprodukter på ulike markedsplasser som Oslo Børs, Oslo Axess og Oslo Connect.

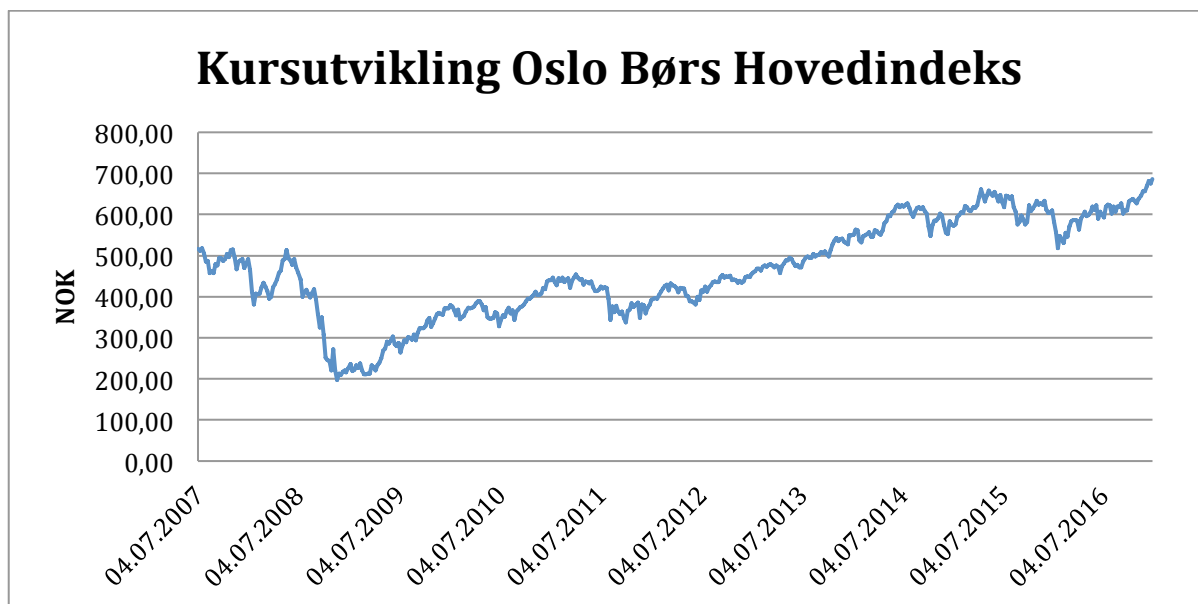
Oslo Børs har som hovedmål å være den sentrale markedsplassen for notering og omsetning av finansielle instrumenter i det norske markedet (Oslo Børs g, u.å).

Gjennom en effektiv noteringsprosess på internasjonale og aktive markedsplasser gir Oslo Børs selskaper tilgang til kapital. De legger til rette for rask og effektiv handel av verdipapirer på en sikker måte, ved kvalitetssikrede prosesser, fast håndtering av regelverk, samt overvåking av handelen.

Oslo Børs er internasjonalt anerkjent for å være verdensledende i segmentene energi, sjømat og shipping, og er som nevnt tidligere, eier av 97 prosent av aksjene i Fish Pool ASA (Oslo Børs g, u.å).

4.1.1 Oslo Børs Hovedindeks

Oslo Børs Hovedindeks (OSEBX) inneholder et representativt utvalg av alle noterte aksjer på Oslo Børs, og er justert for utbytte. Indeksen revideres halvårlig, og endringer implementeres henholdsvis 1 desember og 1 juni. (Oslo Børs h, u.å)

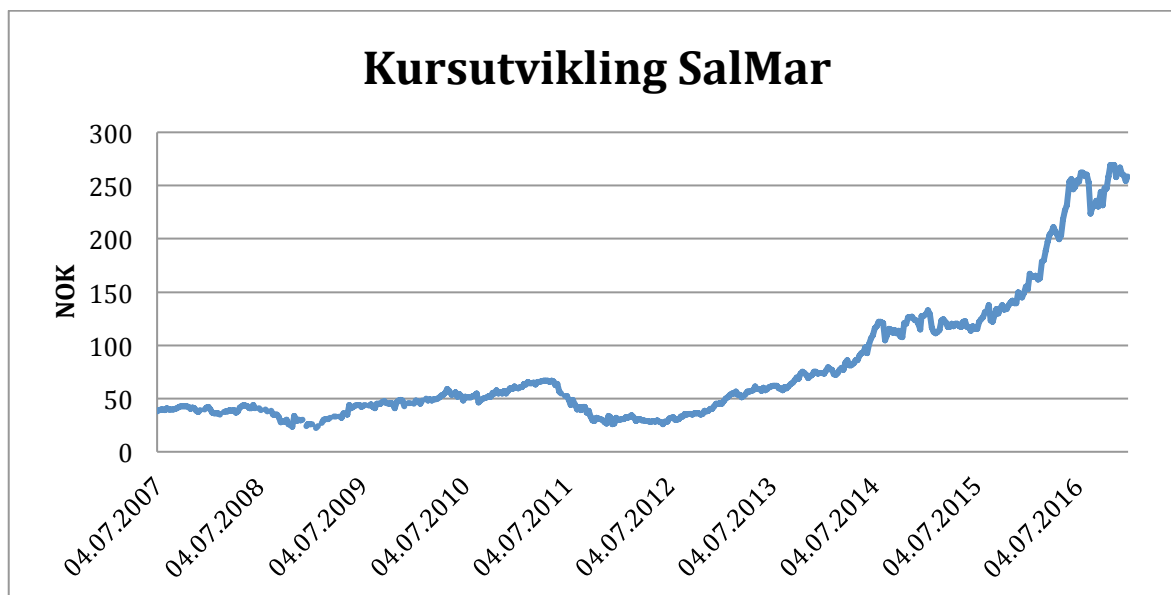


Figur 10 Kursutvikling Oslo Børs Hovedindeks (Tall fra Oslobors.no)

I grafen over utviklingen i hovedindeksen fra 2007-2016 ser vi at finanskrisen rammet indeksen hardt, og prisen faller fra rundt 500 kroner til 200 kroner raskt i midten av 2008, og stiger ikke igjen før midten av 2009. Etter finanskrisen derimot, er det få store fall i utviklingen. Den er generelt jevn, og viser få tilfeller med sjokk i kursen. Vi ser små endringer i 2011 og i 2016, men disse snur raskt og indeksen stabiliserer seg med antydning til stigning.

4.2 SalMar ASA

SalMar ble i 1991 grunnlagt med utgangspunkt i et oppkjøpt konkursbo bestående av én konsesjon for oppdrett av laks og et slakting- og bearbeidingsanlegg. I dag er SalMar et fullt ut vertikal integrert oppdrettskonsern med egen produksjon fra rogn til ferdig vare (SalMar, u.å). Selskapet er i dag verdens tredje største oppdretter av atlantisk laks, og et internasjonalt konsern med ca. 1000 ansatte (SalMar, u.å). Resultat før skatt i 2015 var 1 262 millioner kroner (Ødegård d, u.å) Aksjekursen per 30. Desember 2016 var kroner 258,10 (Oslo Børs e, u.å).

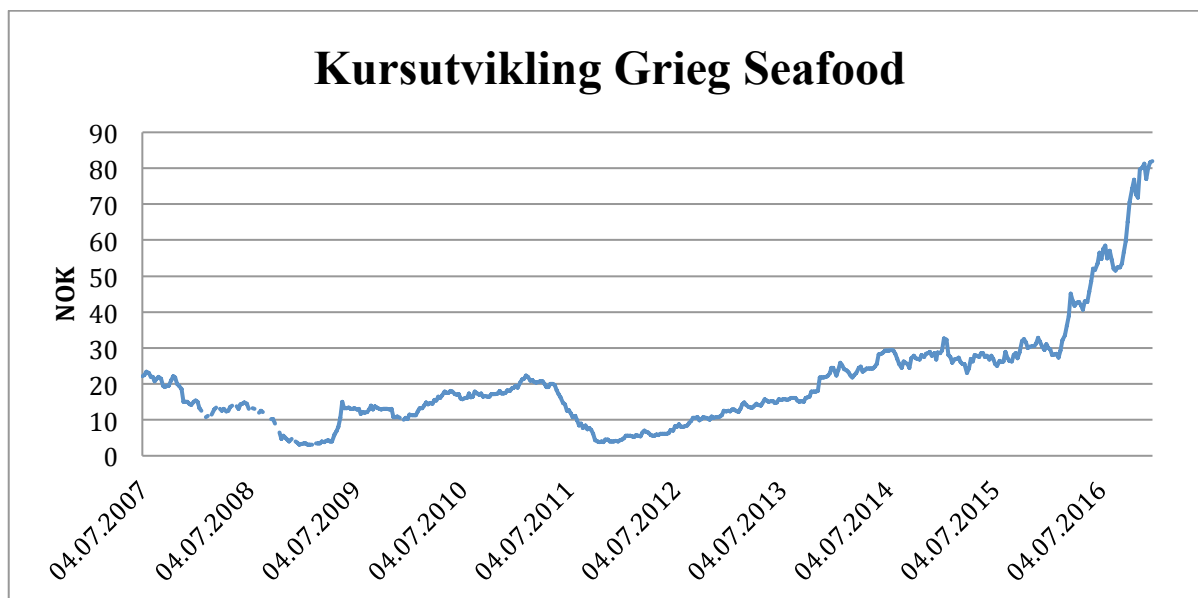


Figur 11 Kursutvikling SalMar (Kilde: Oslo Børs, tilsendte tall, ikke justert for manglende noteringer)

Når vi ser på grafen over kursen til SalMar i perioden, ser vi at denne skiller seg fra de andre selskapene i perioden 2008-2009. Vi ser nesten ingen endringer i kursen som følge av finanskrisen. Det kan komme av at aksjen ble notert i 2007, og gjerne ikke nådd et veldig stort omsetningsnivå, men vi mener likevel at nedgangen synes å være bemerkelsesverdig lav. Et større prisfall ser vi derimot mot midten av 2011, som vi vet er cirka samtidig som lakseprisen begynte å falle. Aksjekursen holder seg lav i en periode, før vi først i slutten av 2012 begynner å se tegn til at kursen igjen øker. Fra 2013-2016 er det derimot vekst, før et lite dropp høsten 2016. Aksjekursen tar seg fort opp igjen etter dette fallet.

4.3 Grieg Seafood ASA

Grieg Seafood er et av verdens ledende selskaper innen lakse- og ørretsoppdrett med en produksjonskapasitet på over 90 000 tonn slaktet vekt. Oppdrettsanleggene deres er lokalisert i Finnmark, Rogaland, British Columbia (Canada) og på Shetland. De har over 700 ansatte i selskapet og ble i juni 2007 notert på Oslo børs (Grieg Seafood, u.å). Grieg Seafood hadde et resultat før skatt på ca 51 millioner kroner i 2015 (Ødegård e, u.å). Selskapets aksjekurs per 30. Desember 2016 var kroner 81,70 (Oslo Børs f, u.å).



Figur 12 Kursutvikling for Grieg Seafood (Kilde: Oslo Børs, tilsendte tall, ikke justert for manglende noteringer)

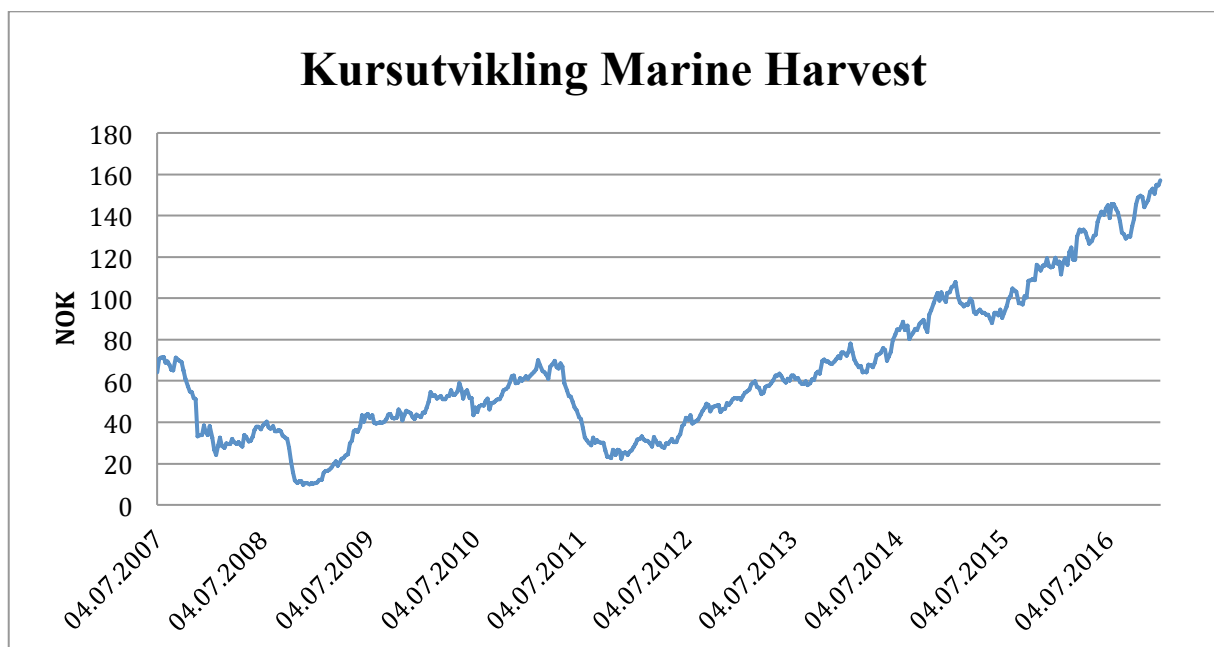
Over ser vi aksjekursutviklingen til Grieg Seafood fra børsnotering i 2007, frem til 2017. Grafen viser at også Grieg har vært påvirket av finanskrisen med en rask nedgang i kursen første halvdel av 2008 som varte frem til en brå økning i midten av 2009. Etter den siste, store nedgangen i 2011 som kan være skyldt lakseprisdroppet, ser vi en slak, men jevn økning. Det er svært interessant å se stigningen i Griegkursen mot det siste halvåret av 2016. De siste årene har aksjen skutt fart, og vi ser en bratt stigningskurve fra midten av 2016, med unntak av nedgang andre halvdel av 2016. Denne justerer seg derimot fort og aksjekursen til Grieg når sin høyeste kurs siden børsnotering i 2016.

4.4 Marine Harvest ASA

Marine Harvest er Norges største oppdrettsselskap med over 1600 ansatte (Marine Harvest a, u.å). Selskapets historie strekker seg tilbake til 1965 da Thor Mowinckel etablerte selskapet Mowi, selskapet fikk navnet Marine Harvest i år 2000, og ble kjøpt opp av Panfish i 2006. Panfish tok deretter navnet Marine Harvest i 2007 (Marine Harvest b, u.å).

Selskapet dekker hele verdikjeden selv, fra fôrproduksjon til stamfisk, rogn, matfisk, foredling og distribusjon til salg (Marine Harvest a, u.å). Produksjonen i 2016 tilsvarte 5,5 millioner måltider laks hver eneste dag (Marine Harvest a, u.å). Virksomheten til Marine

Harvest strekker seg langs hele den norske kysten, og produksjonen er delt inn i regionene Sør, Vest, Nord og Midt, hovedkontoret er lokalisert i Bergen. De leverer i dag laks til over 50 markeder verden over, og har virksomhet i 24 land (Marine Harvest, a). Resultat før skatt i 2015 var på 1,8 milliarder kroner (Ødegård a, u. å.). Marine Harvest ble i 2014 notert på børsen i New York i tillegg til Oslo Børs, men grunnet lav handel trakk de seg der i fra den 14.02.2017 (Berge, 2017). Aksjeprisen den 30 desember 2016 var på kroner 155,70 (Dagens Næringsliv, 2016).



Figur 13 Kursutvikling Marine Harvest (Kilde: Oslo Børs, tilsendte tall, ikke justert for manglende noteringer)

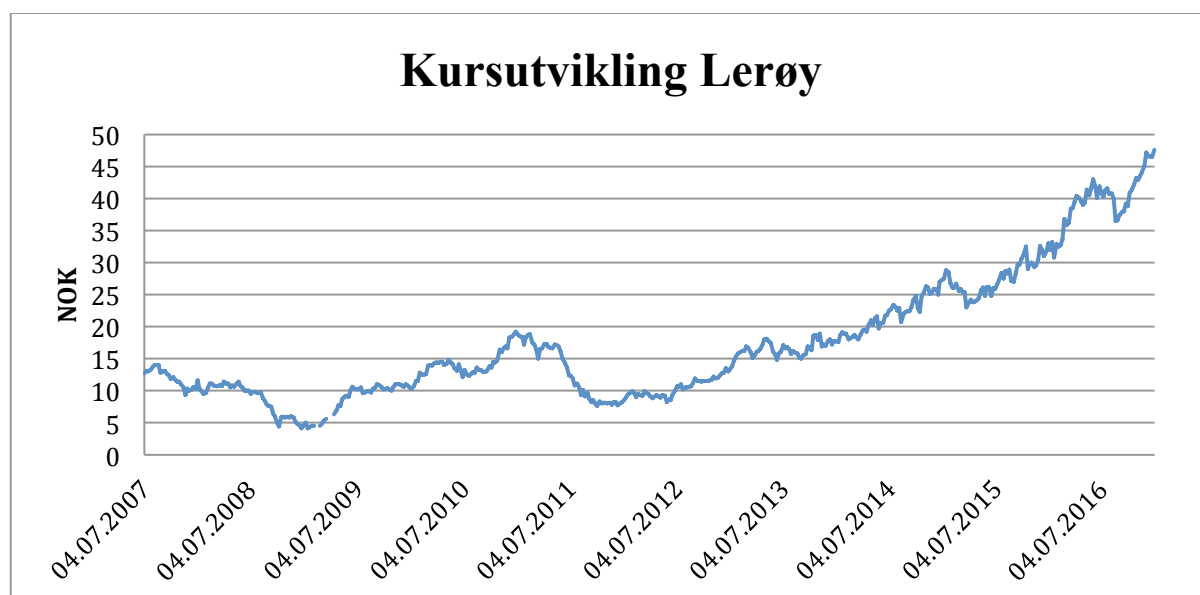
Marine Harvest har som de andre oppdrettsselskapene hatt sine oppturer og nedturer, vi ser spesielt spor etter finanskrisen og den kraftige nedgangen i lakseprisen våren 2011. Lakseprisen holdt seg noe lav gjennom 2012 også, men vi ser en tilnærmet kontinuerlig og jevn vekst fra siste halvdel av 2012 og ut 2016.

4.5 Lerøy Seafood Group ASA

Man kan spore selskapets aktiviteter helt tilbake til slutten av 1800-tallet, med salg av fersk fisk på fisketorget i Bergen (Lerøy a, u.å). Lerøy er en av de ledende sjømateksportørene i

Norge og verdens nest største produsent av atlantisk laks. De følger produksjonen helt fra fiskeegg til ferdig produkt (Lerøy b, u.å).

Kjernevirksomheten er distribusjon, salg og markedsføring av sjømat, produksjon av laks, i tillegg til produktutvikling. Konsernet utøver sin virksomhet gjennom datterselskaper i Norge, Sverige, Frankrike og Portugal samt et nettverk av salgskontorer som sikrer tilstedeværelse i de viktigste markedene både nasjonalt og internasjonalt (Oslo Børs c, u.å). Lerøy Seafood var et familieeid selskap frem til 1997, da det ble rettet en emisjon mot finansielle investorer, og selskapet ble notert på Oslo børs i 2002 (Lerøy a, u.å). Lerøy hadde et resultat før skatt i 2015 på 1 057 millioner kroner (Ødegård b, u.å). Aksjekursen per 30. Desember 2016 var på kroner 481, 10 (Oslo Børs c, u.å).



Figur 14 Kursutvikling Lerøy Seafood (Kilde: Oslo Børs, tilsendte tall, ikke justert for manglende noteringer)

Grafen over viser en oversikt over aksjekursutviklingen for Lerøy i perioden 2007-2016. Vi ser at den laveste kursen noteres rundt starten av 2009, som kan være en påvirkning av den globale finanskrisen som inntraff i 2008. Fra rundt april 2009 ser vi en nokså jevn stigning, før et plutselig dropp igjen i 2011. Denne nedgangen kan skyldes den plutselige nedgangen i lakseprisen i 2011, som varte i seks måneder, før den begynte å stige litt igjen i november 2011. Fra 2012 ser vi en jevn og fin vekst i aksjekursen, men noe volatile kurser rundt første halvdel av 2016. Lerøy gjennomførte en aksjesplitt i 2017, så prisene som vises i grafen kan anees som ti ganger høyere enn hva som fremgår av prisaksen.

4.6 Norway Royal Salmon ASA

Norway Royal Salmon ble grunnlagt i 1992 av 34 lakseoppdrettere for å drive salg og markedsføring av oppdrettslaks (Norway Royal Salmon, u.å). Norway Royal Salmon er i dag et integrert sjømatelskap med virksomhet innen lakseoppdrett, settefisk, slakteri, salg, og markedsføring. Selskapet ble børsnotert i 2011 (Oslo Børs d, u.å). Selskapet opererer i tre kjerneområder i Norge, disse er Vest-Finnmark, Senja i Troms og Rogaland/Hordaland, og har 35 konsesjoner for oppdrett av laks (Oslo Børs d, u.å). I 2015 hadde de et resultat før skatt rett over 264 millioner kroner (Ødegård c, u.å). Selskapets aksjekurs per 30. Desember 2016 var kroner 207 (Oslo Børs d, u.å).

Grunnet sen børsnotering i forhold til de andre selskapene, og mye manglende verdier i aksjekursen, har vi valgt å ikke inkludere Norway Royal Salmon videre i analysen.

5.0 Teori

I dette kapitlet presenteres det teoretiske grunnlaget for utredningen. Herunder spesifisering av derivater og terminkontrakter, grunnlaget for handel med futureskontrakter og anerkjent pristeori.

Vi definerer kontraktstyper, og ser nærmere på bakgrunnen til futuresmarkedet, futureskontrakter, og futuresprisen. Det bemerkes at noe teori tar utgangspunkt i fysisk overlevering av råvarer, men kan likevel anvendes for markeder med finansielt oppgjør, da utgangspunktet er det samme.

5.1 Derivater

Robert L. McDonald (2012) definerer et derivat som *A financial instrument (contract between two parties) with future payoff determined from the value of the underlying security.*

De mest kjente derivatene er forward- og futureskontrakter, opsjoner og swaps. Uansett om markedet står stille, stiger eller faller gjør derivater det mulig å oppnå fortjeneste eller tape på investeringen (Oslo Børs a, 2017).

5.1.1 Terminkontrakter

Forwardmarkeder med avtale om fremtidig levering av varer har eksistert siden oldtidens Hellas, men det organiserte futuresmarkedet er et relativt moderne tilskudd til kontraktshandel (Bodie mfl, 2014, s. 770). Aktører som benytter seg av forward- og futureskontrakter er hovedsakelig aktører som har sin virksomhet i den aktuelle næringen og som ønsker å sikre seg mot risiko i prissvingninger. Men det finnes også andre aktører som kun søker finansiell profitt ved å posisjonere seg i terminmarkedet.

Sikring refererer til teknikker som motvirker spesielle kilder til risiko. Sikringsaktivitetene er derfor mer begrenset og mer fokusert, enn en mer ambisiøs strategi som søker en optimal avkastnings- og risikoprofil for en hel portefølje (Bodie mfl, 2014, s. 799).

Det finnes ulike typer terminkontrakter. Under følger en kort beskrivelse to av disse. Kapittelets hovedfokus er på futureskontrakter og handel med disse, da det er futuresprisen sin sammenheng med aksjepriser som undersøkes i denne utredningen.

5.1.1.1 Forwardkontrakter

En forwardkontrakt kan beskrives som en salgavtale som inngås i dag, med utsatt levering og betaling. Avtale inngås om hvilken mengde som skal leveres til hvilken pris på et gitt tidspunkt frem i tid. På dette tidspunktet overleverer hver part i avtalen sin avtalte del. Kontrakten har som hensikt å beskytte begge parter mot prisfluktasjoner (Bodie mfl, 2014, s. 771).

5.1.1.2 Futureskontrakter

En futureskontrakt skiller seg fra forwardkontrakten ved at det kun handles med standardiserte kontrakter (Bodie mfl, 2014, s. 770). Gjennom futuresmarkedet har man formalisert og standardisert handel med ellers tilpassede forwardkontrakter (Bodie mfl, 2014, s. 771). Det er børsen som bestemmer størrelsen på futureskontraktene, og dato for levering. Kontraktene har daglige oppgjør, og avkastningen tilskrives til den parten som tjener på prisendringen i underliggende aktivum hver dag (Bodie mfl, 2014, s. 771).

Selv om futureskontrakter historisk har blitt brukt til handel med råvarer og jordbruksprodukter, er det i dag mest vanlig at det tilbys kontrakter med rene, finansielle oppgjør (Bodie mfl, 2014, s. 770).

5.1.1.3 Forventningshypotesen

Forventningshypotesen er en enkel teori med utgangspunkt i futuresprising. Den sier at futuresprisen er lik den forventede spotprisen for en råvare. $F_0 = E(P_T)$, hvor F_0 er dagens futurespris for levering i fremtiden, og $E(P_T)$ er fremtidig forventet spotpris på samme leveringstid (Bodie mfl, 2014, s. 791). Under denne teorien vil den forventede avkastningen på hvilken som helst posisjon i en futureskontrakt være lik null (Bodie mfl, 2014, s. 791). Forventningshypotesen baserer seg på en forestilling om risikonøytralitet, som sier at dersom

alle markedsaktørene er risikonøytrale bør de være enige om en futurespris som gir en forventet avkastning lik 0 til alle parter (Bodie mfl, 2014, s. 791).

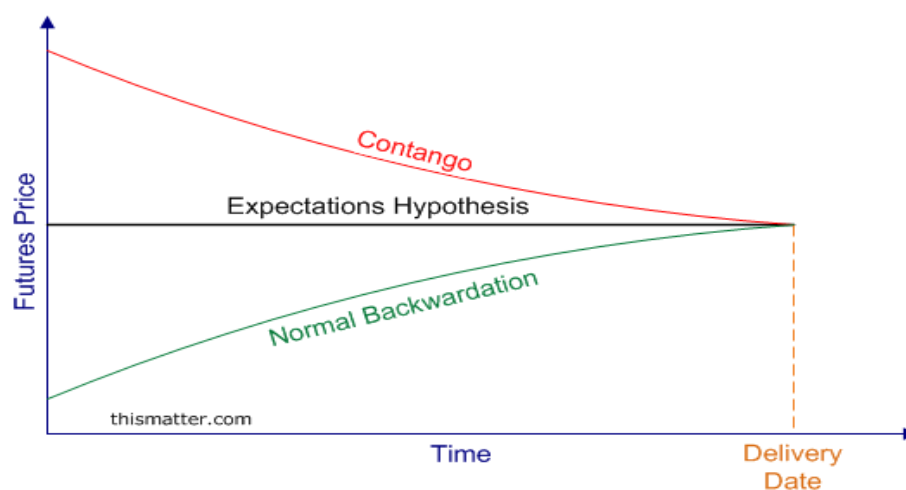
5.1.1.4 Contango

Contango er et begrep som brukes for å forklare når futuresprisen er høyere enn den forventede spotprisen på leveringstidspunktet. Teorien om contango tar utgangspunkt i at det er innkjøperne av en råvare som er mest opptatt av å sikre sine priser, og derfor er villige til å akseptere å betale en høyere pris for å unngå risiko (Bodie mfl, 2014, s. 792). Enhver råvare vil ha naturlige kjøpere og selgere etter hvilken posisjon man har i markedet. En lang posisjon, betegner kjøpersiden av en kontrakt, mens å innta en kort posisjon vil si selger i kontrakten.

5.1.1.5 Backwardation

Backwardation er motsetningen til contango, og betegner den tilstanden i markedet når futuresprisen har en lavere pris enn den forventede spotprisen på samme leveringstidspunkt. (Bodie mfl, 2014, s. 297) Dersom futuresmarkedet er i backwardation kan det reflektere en markedsforventning om at spotprisene skal ned.

Figur 15 illustrerer hvordan futuresprisen vil bevege seg i forhold til spotprisen for de to ulike utgangspunktene i en unik tilstand der spotprisen ikke endrer seg.



Figur 15 Forventningshypotesen (Kilde: Spaulding, 2017)

5.1.1.6 Basis

Basis betegner den prismessige forskjellen på nåværende futurespris og nåværende spotpris. Denne kan være positiv eller negativ. Etterhvert som nærmer seg futureskontraktens forfallsdato vil prisen konvergere mer og mer mot spotprisen. Dette impliserer at $F_T - P_T = 0$ ved kontraktens forfall, hvor F_T er futuresprisen på et gitt tidspunkt T , og P_T er spotprisen for samme tidspunkt. Før forfall, vil derimot futuresprisen kunne avvike fra samme, nåværende spotpris (Bodie mfl, 2014, s. 784). Det er nettopp basisen som vil være den avkastning man kan oppnå på kontrakten. Er man lang i kontrakten vil man tjene på at futuresprisen er lavere enn spotprisen, og er man kort gir kontrakten avkastning dersom futuresprisen er høyere enn spotprisen.

5.1.3 Clearinghus

I stedet for at aktører som ønsker å handle med futureskontrakter inngår avtaler direkte med hverandre, gjøres ofte handlene via et clearinghus, eller en clearingsentral. Etter en handel er avtalt kommer clearingshusets rolle inn i bildet som en nøytral part. I stedet for at kjøper og selger inngår kontrakt med hverandre, gjør de hver sin kontrakt med clearinghuset. Clearingsentralen fungerer som en finansiell garanti for at den andre part oppfyller sitt krav. Clearinghuset tar da på seg risiko på begge sider av kontrakten, og sørger for oppgjør mellom både lang og kort posisjon (Bodie mfl, 2014, s. 777).

5.2 Futuresmarkedet

Et futuresmarked skiller seg, som nevnt, ut ved måten det er organisert på. I motsetning til forwardkontrakter, hvor man avtaler pris og mengde til levering i fremtiden, er futureskontrakter standardiserte. Det betyr at dersom man er kjøper av en futureskontrakt, er dette den samme kontrakten som en annen aktør selger i markedet (Carlton, 1984, s. 238). Markedsplassen har som mål å redusere transaksjonskostnaden, og å være likvid. Det er årsaken til at det opereres med standardiserte kontrakter, i stedet for å tilpasse hver enkelt kjøper (selger).

5.2.1 Futurespriser og Futureskontrakter

Dennis Carlton (1984, s. 238) forklarer en futureskontrakt som at dersom man kjøper en ”desember futureskontrakt” på hvete på en organisert handelsbørs, avtaler man å betale den nåværende futuresprisen på produktet, mot å motta hveten i desember. Videre kan samme aktør velge å utføre kontrakten han har inngått, eller å lukke posisjonen. Avtalen kan lukkes ved at man inngår en motsatt posisjon, hvorpå man selger en futureskontrakt på hvete for desember. Hvilken posisjonen man har avgjør om man oppnår fortjeneste eller tap på avtalen, avhengig av prisen man kan selge (kjøpe) til når kontrakten forfaller i forhold til prisen man selv har betalt (Carlton, 1984, s. 238).

Black (1976, s. 167) sammenligner futuresprisen med oddsen på et sportsveddemål. Han bruker en baseball kamp mellom Boston og Chicago med odds 2:1 som eksempel. Dersom man velger å vedde på Chicago må man satse \$1. Dersom man vinner vil man få utbetalt \$2, men taper uansett kun \$1 om Boston vinner. Oddsen balanseres etter etterspørselen for å vedde på de ulike lagene. Odds 2:1 gir at dobbelt så mange vil tippe på Boston i forhold til antall som ønsker å satse på Chicago. På samme måte tilpasser futuresprisen seg for å balansere etterspørselen etter kjøp og salg av en råvare i fremtiden, ifølge Black (1976, 168). Black (1976) hevder at råvarekontrakter kan tilsvare rene veddemål i den forståelse at det finnes en kort posisjon for hver lange posisjon (Black 1976, s. 172). Det vil være en vinner, og en taper når kontrakten gjøres opp.

Hver gang det åpnes en kontrakt er det en aktør på hver side, selger og kjøper. Man sier at den som kjøper en kontrakt inntar en lang posisjon, mens selger sies å innta en kort posisjon for kontrakten. Summen av antall kontrakter vil være null. (Black 1976, s. 168). Derfor, når de to tidsperiodene som spesifiserer futuresprisen er like, antar vi at futuresprisen vil være lik spotprisen, og vi får

$$X(t, t) \equiv p(t) \tag{3.1}$$

X er prisen for en vare på tidspunkt t med levering på tidspunkt t . P tilsvarer prisen for tidspunkt t . Uttrykk (3.1) holder for alle tidspunkt t , eksempelvis sier ligningen at futuresprisen for mai vil være den sammen som spotprisen i mai (Black, 1976, s. 168).

5.2.2 Ulikheter mellom Forward- og futureskontrakter

Forskjellen mellom forward- og futureskontraktene er at futureskontrakten omregnes hver dag som en ny kontrakt med pris tilhørende den aktuelle futuresprisen (Black 1976, s. 169). Hver dag gjør man opp gårsdagens kontrakt, og dagens kontrakt skrives om med en ny kontraktspris omregnet til dagens futurespris med samme forfall som futureskontrakten (Black 1976, s. 169). Som et eksempel kan det skrives $v(x, t)$ for en forwardkontrakt. Forwardkontrakten vil være avhengig av prisen, c , som varen kjøpes for, og tiden t^* , som er tidspunktet for overlevering. Hver kontrakt vil være avhengig av den nåværende futuresprisen, $x(t, t^*)$ med samme transaksjonstid, t^* , som kontrakten på samme tid, t , sammen med andre variabler (Black, 1976, s. 168-169).

Black (1976, s. 169) noterer verdien av en lang forwardkontrakt som $v(x, t, c, t^*)$. Vi vet, som nevnt over, at futuresprisen er den prisen hvor forwardkontrakten har en verdi lik null, og kan skrive ordenen som

$$v(x, t, c, t^*) = 0 \tag{3.2}$$

Ligningen viser at verdien av en forwardkontrakt er null. Kontraktsprisen er alltid lik futuresprisen ved inngåelse, $x(t, t^*)$. Verdien av en forwardkontrakt kan være enten positiv eller negativ (Black 1976, s. 169). Men når overlevering skal skje, vil forwardkontraktens verdi tilsvare spotprisen minus kontraktsprisen, men av ligning (3.1) vil futuresprisen, $x(t, t^*)$, være lik spotprisen på det gitte tidspunktet. Derfor vil verdien av forwardkontrakten være futuresprisen minus spotprisen,

$$v(x, t^*, c, t^*) = x - c \tag{3.3}$$

Aktøren vil da hente ut total gevinst for perioden han har holdt en kontrakt lik futuresprisen minus spotprisen på samme tidspunkt. Gjennom dagen kan futureskontrakten ha en positiv eller negativ verdi, og verdien vil være lik den korresponderende forwardkontrakten (Black 1976, s. 170).

5.2.3 Muligheter for prisspekulasjon og sikring

Futuresprisene kan brukes til å hente ut informasjon om markedet. Spesielt formidles verdifull informasjon for de som produserer, lagrer og bruker råvarer. Dersom man ser på futuresprisene for ulike transaksjonsmåneder kan aktørene i det aktuelle markedet peke ut de beste tidspunktene for å plante, kjøpe for lagring, selge fra lager eller foredle råvaren. En endring i futuresprisen på tidspunkt t er forbundet med endringer i den forventede distribusjonen av spotprisene på tidspunkt t^* , et gitt tidspunkt i fremtiden, men den er ikke direkte forbundet til endringene i spotprisen på tidspunkt t . I praksis vil ofte endringer i spot- og futuresprisene være høyt korrelerte, hevder Black (1976, s. 174).

Om vi antar at en råvare prises likt som enhver annen eiendel betyr det at en investor som er eier av råvaren kan diversifisere bort all diversifiserbar risiko gjennom futuresmarkedet; Eier kan ta korte posisjoner, og de som har diversifiserte porteføljer kan ta lange posisjoner i råvarekontrakter (Black, 1976, s. 175).

Black (1976, s. 175) hevder at det ikke er noe grunnlag for å tro at et eksisterende futuresmarked vil ha noen effekt på hva spotprisen vil være over tid, men at det primært er lagringsmuligheten som reduserer fluktuasjoner i prisen over tid. Black (1976, s. 176) mener at futuresmarkeder finnes da de hovedsakelig tilbyr en lite dyr måte å overføre risiko på, og fordi mange aktører, både i bransjen og andre, liker å vedde på råvarepriser. Han sier videre at hovedfordelen med et futuresmarked kommer fra bivirkningene; at aktørene i et futuresmarkedet kan fatte produksjons-, lagrings- og foredlingsbeslutninger ved å se på mønsteret i markedet selv om de ikke tar en aktiv posisjon (Black, 1976, s. 176). Det med bakgrunn at det antas at markedet er effisient, at prisene raskt reflekterer all tilgjengelig informasjon om spotprisen til råvaren. Og at investorer handler umiddelbart på all informasjon de mottar, slik at man ikke kan oppnå avkastning ved å handle etter informasjon (Black, 1976, s. 176), som vi vil forklare i nærmere detalj i et eget delkapittel.

5.3 Pristeori for konsumvarer

Det er definert to utbredte teorier for hvorfor produsenter og forbrukere av konsumvarer ønsker å sikre handelsprisen på sine råvarer og hvordan de tjener på det. Disse er ”Price of Storage”, fritt oversatt til ”prisen for lagring”, og ”Normal Backwardation”, fritt oversatt til ”normal tilbakevending”.

Teorien om prisen for lagring tar som regel utgangspunkt i at futuresprisen er i contango. Teorien har som hensikt å forklare forskjellen mellom spotpris og futurespris på samme tidspunkt med hensyn på tapt renteinntjening ved å lagre en vare, lagerkostnader, samt fordelene (convenience yield) med å ha varelager (Fama og French, 1987, s. 55).

«Normal backwardation» har som standpunkt at futuresprisen er i backwardation. Normal tilbakevending, deler futuresprisen inn i en forventet risikopremie, og et estimat for den fremtidige futuresprisen, bidragsyttere er Cootner (1960), Dusak (1973), Breeden (1980) og Hazuka (1984), ifølge Fama og French (1987, s.55).

5.3.1 Teorien om prisen for lagring (Price of storage)

Teorien om prisen for lagring tar utgangspunkt i særegne trekk som Holbrook Working (1948, 1949) observerte for råvaremarkedet. Før vi ser nærmere på teorien ønsker vi å definere noen begreper som benyttes for å unngå misforståelser underveis. Først, ”Inverse Carrying Charge” fritt oversatt til ”motsatt/omvendt bærekostnad” betyr verdien av å eie en råvare. ”Price of storage”, ”prisen for lagring” er utgifter forbundet med å holde varer på lager. Hovedsakelig er det forskjellen mellom nåværende pris (spot) og prisen for å levere en vare i fremtiden (futurespris), denne kan overstige de faktiske kostnader og gir da en avkastning på å ha et varelager.

Working (1948) introduserte i ”*Theory of the Inverse Carrying Charge in Futures Markets*” teorien om prisen for lagring. Her knytter han Kaldors (1939) eierfordel sammen med sin teori om prisen for lagring, og utarbeidet et teoretisk rammeverk.

Kaldor (1939) definerte begrepet ”Convenience Yield”, som betegner den indirekte avkastningen man kan oppnå ved å eie en råvare. ”Convenience Yield” kan sees som fordelene

ved å ha varen på lager. Dersom tilbudet på en råvare er lavt, og etterspørselen stor, sier Kaldor (1939) at man kan oppnå en høy eierfordel ved å ha et varelager. Dersom det motsatte er tilfelle, at det er stort tilbud av en vare i markedet vil man tjene mindre på å ha varelager.

Opprinnelsen og fremveksten til teorien tar utgangspunkt at aktører som ønsker å sikre priser for kjøp eller salg av en vare, normalt ser på prisforskjeller mellom en spot og futurespris som tilsvarende prisen for å eie, råvaren over en tidsperiode (Working, 1948, 18).

Working hevder at markedet viser en fullstendig bærekostnad (Full carrying charge) når prisforskjellen på å kjøpe en vare i dag eller å kjøpe den på et bestemt tidspunkt i fremtiden, tilsvarer kostanden for å oppbevare denne råvaren i det aktuelle tidsrommet, med hensyn på kostnaden for offentlig lager, inkludert rentekostnaden for dette, og forsikring (Working, 1948, s. 18). Relasjonen mellom prisen for levering på ulike tidspunkt blir ansett som «kostnaden» for å eie råvarene frem i tid i motsetning til å kunne selge med en gang (Working, 1949, s. 1256). Dersom avkastningen til et produkt bestemmes fritt av konkurranse vil den variere ut fra etterspørsel og tilbud (Working, 1949, s. 1256).

Det er vanlig å anta at ved tilgang på rikelig tilbud av råvarer vil prisen for levering på et senere tidspunkt være lik prisen for en tidligere levering pluss lagringskostnaden for å oppbevare varene i mellomtiden (Working, 1949, s. 1256). I dette tilfelle vil futuresprisen tendere til å være i contango. Det vil si at futuresprisen handles for en høyere pris enn den forventede spotprisen.

Noen ganger vil spotprisen være høyere i dag, enn forventet i fremtiden. Det åpnes derfor for muligheten for en negativ lagringskostnad (Working, 1949, s. 1259), som tilsvarer en situasjon der markedet er i backwardation.

Hovedargumentet for teorien om lagring er at en slik forklaring er nødvendig for å beskrive observert prisfluktusjon (Working, 1949, s. 1262). Bare en direkte forklaring av prisrelasjoner i lys av en eksisterende betingelse kan redegjøre for det faktum at forventinger angående futuresprisen, som også er direkte relevant for en fremtidig forward pris, har tilnærmet samme effekt på spotpris og nære forwardpriser som på en fjern forwardpris (Working, 1949, s. 1262).

Laks er ferskvare, og kan ikke oppbevares over lengre tid når den er slaktet. Likevel kan oppdrettere benytte et lignende tankesett i vurderingen om når de skal hente laksen opp fra merdene og slakte. Ser man tegn på at det er mulig å oppnå høyere avkastning ved å utsette slakt, kan oppdrettere vurdere om denne avkastningen er stor nok til å dekke inn de økte kostnader som medføres ved å utsette slakting og salg av fisken.

5.3.2 Teorien om normal tilbakevending (Normal Backwardation)

Teorien om Normal Backwardation, eller "normal tilbakevending" ble først utledet av John Maynard Keynes i boken "Treatise on Money" fra 1930. Teorien bygger på at futuresprisen er lavere enn den forventede spotprisen, og stiger over tid før den tilslutt tilsvarende den forventede spotprisen ved kontraktens utløp. Kolb (1992, s. 75) siterer Keynes (1930) "In other words, the quoted forward price, though above the present spot price, must fall below the anticipated future spotprice by at least the amount of normal backwardation"

Keynes bruker også uttrykket "Backwardation" når han refererer til at spotprisen er høyere enn futuresprisen (Kolb 1992, s. 75). Ved at Keynes kalte teorien for "Normal"

Backwardation hevder han at dette prisforholdet gjelder for de fleste handelsvarer (Kolb 1992, s. 75). I et effisient marked må futuresprisen være lik spotprisen ved forfall, hvis ikke finnes det åpenbare lønnsomme handelsmuligheter. Dersom futuresprisen for eksempel hadde vært lavere enn spot ved forfall, kunne man kjøpt en futures og solgt den videre til spotpris i markedet og dermed oppnådd gevinst. Slike muligheter er imidlertid sjeldne, dette kommer vi tilbake til i effisiente markeder.

Avvik fra futuresprisen fra forventede fremtidige spotprisen stammer derfor fra en risikopremie, som kan oppstå hvis den parten som er lang eller kort i kontrakten er mer risikoavers enn motparten (Kolb, 1992, s. 75). Et eksempel kan her være hvor en oppdretter av laks ønsker å sikre seg prisen på grunn av faste kostnader, han selger dermed en futureskontrakt slik at han er sikret en pris ved forfall, selv om futuresprisen er lavere enn forventet fremtidig spotpris. Forskjellen mellom forventet spotpris og futuresprisen vil dermed være risikopremien han må betale til motparten.

5.4 Effisiente markeder

Et ideelt marked er et marked som gir nøyaktige signaler for ressursallokering, det vil si et marked der selskap kan ta investeringsbeslutninger, og investorer kan velge blant verdipapirer som representerer eierskap av foretakets aktiviteter under den antagelse om at prisen på verdipapirene til enhver tid ”fullt ut reflekterer” all tilgjengelig informasjon (Fama 1970, s 383). Et marked der informasjon alltid er ”fullt ut reflektert” i prisene kalles for et ”effisient marked” (Fama, 1970, s. 383).

Markedseffisiens sier noe om hvor godt aksjeprisene reflekterer den informasjonen som finnes i markedet. Vi skiller mellom tre former for markedseffisiens, svak form, semisterk form og sterk form (Bodie mfl, 2014, 353).

5.4.1 Svak form for effisiens

Svak form tilsier at aksjeprisene reflekterer historisk informasjon (Bodie mfl, 2014, 353-354). Ved svak form for effisiens er det ikke mulig å hente ut gevinster i markedet ved å analyse av historiske data. Aksjekursene reflekterer informasjon som allerede er kjent for markedsaktørene og beveger seg tilfeldig, endringer i kurs kan derfor ikke være på grunn av historisk informasjon. Dette kan man si er en “Random walk”, som vi vil komme tilbake til senere.

5.4.2 Semisterk form for effisiens

Semisterk form sier at i tillegg til historisk informasjon reflekterer også aksjeprisen all offentlig informasjon, dette kan være informasjon om for eksempel selskapets ledelse, resultater, og fremtidige forventninger (Bodie mfl, 2014, 354). Det vil si at forventede hendelser er allerede priset inn i kursen. Et eksempel kan være at det forventes en stor nedgang i omsetningen for norske lakseselskap neste år, fordi det er fare for at laksesykdom skal spre seg. En slik forventning vil allerede være priset inn i aksjekursen i dag, den vil ikke vente med å bli priset inn før hendelsen faktisk skjer.

5.4.3 Sterk form for effisiens

Sterk form reflekterer i tillegg til historisk og offentlig informasjon også innsideinformasjon (Bodie mfl, 2014, s. 354). Modellen "Effisiente Markeder" tar utgangspunkt i at prisene reflekterer all informasjon i markedet fullt ut, altså at markedet er effisient på sterk form. Dette er en svært sterk påstand, eller en ekstrem nullhypotese, og man kan ikke forvente at denne ekstreme nullhypotesen skal være sann, ifølge Fama (1970, s. 388). Det vil alltid være innsideinformasjon i markedet, enten den blir benyttet eller ikke. Det er også lover og regler som sier at innsidehandel er forbudt, strenge straffer kan dermed føre til at investorer unnlater å handle på innsideinformasjon. Innsideinformasjonen vil da ikke bli reflektert i prisene, og markedet vil ikke være effisient på sterk form.

5.4.4 Effisiens-paradokset

Det er stor uenighet om markedet er effisient eller ikke. Som nevnt over i artikkelen til Vasicek og McQuown (1972, s. 75) vil investorer reagere raskt på endringer i markedet. Men dersom et marked er effisient, vil det ikke være mulig å hente ut meravkastning. Dermed vil det heller ikke være noen som handler på bakgrunn av informasjonen i markedet, som igjen fører til at markedet ikke er effisient. Dette kalles for "effisiens-paradokset", noen må altså tro at markedet ikke er effisient og at det er mulig å hente meravkastning. Dersom noen handler i markedet og oppnår fortjeneste, vil andre følge etter og fortjenesten vil forsvinne.

5.4.5 The Random Walk

"Random walk" teorien impliserer at aksjekurser og kursendringer ikke følger noe mønster eller er avhengig av fortiden, og derfor mener Fama (1965, s. 5) at fortiden eller historien ikke kan benyttes for å predikere fremtiden og gi et meningsfullt resultat.

Fama hevder at "Random Walk" teoretikere vanligvis tar utgangspunkt i at de store børsene er gode eksempler på effisiente markeder, og i et effisient marked vil den faktiske prisen på et verdipapir til enhver tid være et godt estimat for dets egenverdi (Fama, 1965, s. 3-4).

I en usikker verden kan man ikke med sikkerhet fastslå egenverdien, det vil alltid være rom for uenighet om hva den faktiske egenverdien til verdipapiret er, og uenigheten kan føre til et avvik mellom faktisk pris og egenverdi. I et effisient marked vil imidlertid de konkurrerende partene bidra til at den faktiske prisen beveger seg tilfeldig rundt dens egenverdi (Fama, 1965, s.4). Dersom dette avviket er mer systematisk enn tilfeldig av natur vil de faktiske prisene nærme seg egenverdien, men når deltagere i markedet drar nytte av denne kunnskapen vil slike systematiske bevegelser nøytraliseres .

Egenverdien til verdipapiret kan også endre seg når det kommer ny informasjon, dette kan være informasjon som endrer eller er forventet å endre selskapets utsikter. Knyttet mot lakseselskaper kan det for eksempel informasjon om utbrudd av sykdom hos laksen, eller forventet økning i etterspørsel etter laks. I et effisient marked vil konkurranse føre til at den nye informasjonen om egenverdien umiddelbart blir reflektert i de faktiske prisene, men Fama (1965, s. 5) hevder at det i realiteten ikke er helt slik.

Fama hevder at faktiske priser i utgangspunktet er overvurdert like ofte som de er undervurdert i forhold til egenverdien (Fama, 1965, s. 5). For det andre vil forsinkelsen (laggen) i den fullstendige justeringen av faktiske priser til påfølgende nye egenverdier i seg selv være en uavhengig, tilfeldig variabel, der justeringen av de faktiske prisene noen ganger skjer i forkant av hendelsen, være grunnlaget for endringen i egenverdien (Fama, 1956, s. 5). Dette impliserer at påfølgende prisendringer i de enkelte verdipapirene vil være uavhengige i et effisient marked. Et marked der etterfølgende prisendringer i enkelte verdipapirer er uavhengige, er per definisjon et tilfeldig ”Random Walk” marked (Fama, 1965, s. 5).

6.0 Økonometrisk metode

I dette kapittelet vil vi gjennomgå økonometrisk teori, og de testene vi benytter oss av for å analysere data. Da våre data er tidsseriedata vil vi fokusere på teori og tester som er relevant for denne type data. For teoriene og testene tatt utgangspunkt i tre forskjellige lærebøker for økonometri.

6.1 Enkel og multippel regresjon

På generell form kan henholdsvis den enkle og multiple regresjonsmodellen skrives slik, som i Stock og Watson (2015):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (6.1)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (6.2)$$

Hvor:

- Y_i er den ente observasjonen i , av avhengige variabelen.
- $X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}$ er den ente observasjonen i , for hver av regressorene.
- u_i er feilleddet til regresjonen. Altså det vi ikke kan forklare ved hjelp av forklaringsvariablene som inngår i modellen.
- β_1 er helningskoeffisienten for X_1 , β_2 er koeffisienten for X_2 , og så videre. Koeffisienten β_1 er den forventede endringen i Y_i ved en endring i X_1 med en enhet, når man holder X_{2i}, \dots, X_{ki} konstant. Koeffisientene for de andre X éne er tolket på samme måte.
- β_0 er skjæringspunktet, og kan tolkes som verdien av Y når alle er lik null.

6.2 Regresjonens passform

I enkle og multiple regresjoner er tre oppsummeringsstatistikker vanligvis brukt for å måle regresjonens ”passform”, eller hvordan regresjonslinjen beskriver eller passer dataene. Disse er R^2 , justert R^2 , og standardavvik. Justert R^2 er også kjent som \bar{R}^2 .

6.2.1 Regresjonens R^2

Regresjonens R^2 er den delen av utvalgsvariansen til Y_i som kan forklares av modellen. Verdien til R^2 vil variere mellom 0 og 1. Der $R^2 = 1$ vil si at modellen forklarer eksakt utvalgsvariansen til Y_i .

Av definisjonene til den predikerte verdien og den tilhørende residualen kan vi skrive den avhengige variabelen Y_i som summen av den predikerte verdien, \hat{Y}_i , pluss residualen \hat{u}_i :

$$Y_i = \hat{Y}_i + \hat{u}_i \quad (6.3)$$

I dette uttrykket er R^2 forholdet mellom utvalgsvariansen til \hat{Y}_i og utvalgsvariansen til Y_i . R^2 kan også skrives som forholdet mellom den forklarte summen av de kvadrerte avvikene og den totale summen av de kvadrerte avvikene.

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} \quad (6.4)$$

Hvor ESS er ”explained sum of square” og TSS er ”total sum of squares”

I multippel regresjon vil R^2 øke når en ny variabel bli lagt til i regresjonen, med mindre den estimerte koeffisienten til variabelen er eksakt null, noe som er svært uvanlig i følge Stock og Watson (2015). Generelt kan vi si at SSR vil synke når det blir lagt til en ny variabel, dette betyr at R^2 vil øke (og aldri synke) når det blir lagt til en ny variabel. Dette impliserer at ved å legge til en variabel forklarer modellen mer av variansen til Y_i .

6.2.2 Den justerte R^2 (\bar{R}^2)

Selv om R^2 vil øke når det blir lagt til en ny variabel i regresjonen betyr ikke dette nødvendigvis at modellen blir bedre (Stock og Watson 2015). R^2 kan overestimere hvor godt modellen passer til dataene. Vi kan korrigere for dette ved å redusere R^2 med en faktor, og det er dette som blir den justerte R^2 . Justert R^2 , eller \bar{R}^2 vil ikke nødvendigvis øke når en ny variabel blir lagt til i regresjonen. Den justerte R^2 kan vi skrive som:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} \frac{SSR}{TSS} = 1 - \frac{s_{\hat{u}}^2}{s_Y^2} \quad (6.5)$$

Forskjellen mellom definisjonen av R^2 og formelen for justert R^2 er at forholdet mellom SSR og TSS blir multiplisert med faktoren $(n-1)/(n-k-1)$, hvor k er antall variabler i regresjonen. Den justerte R^2 vil alltid være mindre enn R^2 fordi $(n-1)/(n-k-1)$ alltid vil være større enn 1. Ved å legge til en ny variabel vil man få to motsatte effekter, på den ene siden vil SSR falle, noe som øker \bar{R}^2 , og på den andre siden vil faktoren $(n-1)/(n-k-1)$ øke, som senker \bar{R}^2 . Om \bar{R}^2 blir høyere eller lavere kommer an på hvilken av disse effektene som er sterkest. (Stock og Watson 2015)

6.2.3 Standardavviket til regresjonen (SER)

Standardavviket til regresjonen (SER) måler hvor langt Y_i er fra dens predikerte verdi, og estimerer standardavviket til feilledet u_i . SER er dermed målet på variasjonen til distribusjonen til Y rundt regresjonslinjen. I multipel regresjon kan vi skrive SER som:

$$SER = s_{\hat{u}} = \sqrt{s_{\hat{u}}^2} \text{ hvor } s_{\hat{u}}^2 = \frac{1}{n-k-1} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 = \frac{SSR}{n-k-1} \quad (6.6)$$

Ved å bruke $n-k-1$ gjør vi en justering for frihetsgrader. I en enkel regresjon vil k være lik 1 og vil dermed ha $n-2$ i stedet for $n-k-1$ under brøkstreken. Imidlertid vil effekten av justeringen for frihetsgrader være minimal når antall observasjoner, n , blir stor.

6.3 Ordinary Least Squares Estimator (OLS)

I den enkle regresjonsmodellen velger OLS-estimatoren regresjonskoeffisientene slik at den estimerte regresjonslinjen er så nær som mulig de observerte dataene⁴. Nærheten blir målt ved summen av de kvadrerte avvikene ved å predikere Y gitt X (Stock og Watson, 2015, s. 162).

Utvalgsgjennomsnittet, \bar{Y} , er den minste kvadrats estimator av populasjonsgjennomsnittet, $E(Y)$. Det vil si at utvalgsgjennomsnittet minimerer de totale kvadrerte avvikene $\sum_{i=1}^n (Y_i - m)^2$ blant alle mulige estimatorer, m . OLS-estimatoren utvider denne idéen til den lineære regresjonsmodellen.

La b_0 og b_1 være estimer av β_0 og β_1 , regresjonslinjen basert på disse estimatene er $b_0 + b_1 X_i$. Dermed kan verdien av Y_i kan predikeres ved $b_0 + b_1 X_i$, og prediksjonsfeilen beregnes slik; $Y_i - (b_0 + b_1 X_i) = Y_i - b_0 - b_1 X_i$. Summen av disse kvadrerte avvikene over alle n observasjoner er:

$$\sum_{i=1}^n (Y_i - b_0 - b_1 X_{1i})^2 \quad (6.7)$$

I den enkle regresjonsmodellen kan vi estimere både skjæringspunktet og helningen ved å anvende OLS på et utvalg av observasjoner av X og Y . Idéen bak OLS er at koeffisientene kan estimeres ved å minimere summen av de kvadrerte prediksjonsfeilene. Det vil si å velge de estimatorene av b_0 og b_1 som minimerer $\sum_{i=1}^n (Y_i - b_0 - b_1 X_i)^2$. Estimatorene som gjør dette er OLS-estimatene $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$.

OLS modellen kan også brukes til multippel regresjon, for å estimere koeffisientene $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$. Dersom b_0, b_1, \dots, b_k er estimer av $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ kan den predikerte verdien av Y_i skrives som $b_0 + b_1 X_{1i} + \dots + b_k X_{ki}$, og prediksjonsfeilen kan skrives som $Y_i - (b_0 +$

⁴ Utleddning av formlene for OLS har vi hentet fra Stock og Watson (2015).

$b_1X_{1i} + \dots + b_kX_{ki}) = Y_i - b_0 - b_1X_{1i} - \dots - b_kX_{ki}$. Dermed er summen av de kvadrerte avvikene over alle n observasjoner:

$$\sum_{i=1}^n (Y_i - b_0 - b_1X_{1i} - \dots - b_kX_{ki})^2 \quad (6.8)$$

Summen av de kvadrerte avvikene for den lineære regresjonsmodellen i formel (6.8) er bare en utvidelse av formel (6.7) for en enkel regresjon med en variabel. Estimatorene av $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ som minimerer summen av de kvadrerte avvikene i formel (6.8) kalles for OLS estimatorene til $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$, der estimatorene noteres som $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$.

I en multippel regresjon er den predikerte verdien av Y_i gitt X_{1i}, \dots, X_{ki} , basert på OLS regresjonslinjen $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1X_{1i} + \dots + \hat{\beta}_kX_{ki}$. OLS residualen for den ente observasjonen i , er forskjellen mellom Y_i og den predikerte verdien, det vil si at $\hat{u}_i = Y_i - \hat{Y}_i$ (Stock og Watson, 2015, s. 239)

6.3.1 Forutsetninger for OLS

Det er i hovedsak fire (tre) forutsetninger for multippel (enkel) regresjon i OLS-modellen

6.3.1.1 Forutsetning #1

Den betingede distribusjonen av u_i gitt X_i er gjennomsnittlig lik null

Denne antakelsen sier at andre faktorer som kan ligge i feilledet u_i , ikke har sammenheng med X_i i den forstand at til en gitt verdi av X_i , er gjennomsnittet til distribusjonen av disse ”andre faktorene” null. Matematisk kan vi skrive dette som $E(u_i/X_i = x) = 0$, eller enklere, $E(u_i/X_i) = 0$. Dette impliserer at X_i og u_i ikke er korrelerte, det vil si $corr(X_i, u_i) = 0$. Selv om X_i og u_i ikke er korrelerte, kan likevel den betingede verdien av u_i gitt X_i være ulik null. Det gir mening å diskutere antakelsen i lys av korrelasjon mellom X_i og u_i , hvis X_i og u_i er korrelerte vil $E(u_i/X_i)$ være ulik null, og forutsetningen er brutt.

6.3.1.2 Forutsetning #2

$(X_i, Y_i), i = 1, \dots, n$ er selvstendig og identisk distribuert, i.i.d, (Independently and Identically Distributed) Denne antakelsen sier noe om hvordan utvalget er gjort. Hvis observasjonene er tatt ut ved enkel tilfeldig innsamling fra en enkel stor populasjon, vil $(X_i, Y_i), i = 1, \dots, n$ være i.i.d.

Ikke alle innsamlingsmetoder produserer observasjoner for (X_i, Y_i) som er i.i.d., dette kan være for eksempel være tidsseriedata hvor man ser på observasjoner av samme enhet over tid. I dette tilfellet vil observasjonene falle nær hverandre, og et eksempel kan være at når renten er lav vil den sannsynligvis også være lav i neste periode. Denne korrelasjonen bryter dermed med uavhengighetsprinsippet i forutsetningen. Stock og Watson (2015) erstatter denne forutsetningen for tidsseriedata med to delforutsetninger, 1, at dataene er samlet fra en stasjonær distribusjon slik at distribusjonen til dataene i dag er de samme som distribusjonen i fortiden. Det vil si at de tilfeldige variablene $(Y_t, X_{1t}, \dots, X_{kt})$ har en stasjonær distribusjon, og at $(Y_{t-j}, X_{1t-j}, \dots, X_{kt-j})$ blir selvstendige når j blir stor (Stock og Watson, 2015, s. 588).

6.3.1.3 Forutsetning #3

Store uteliggere er usannsynlig

Observasjoner med verdier av X_i eller Y_i , eller begge, som ligger langt utenfor det normale er kalt uteliggere. Dersom det forekommer store uteliggere, kan dette føre til at resultatene fra OLS regresjonen blir misledende. Det vil si at dersom en X -observasjon har en verdi som tydelig er mye høyere enn de andre X -observasjonene vil dette kunne føre til at koeffisienten til X blir høyere enn hva som egentlig er tilfelle.

6.3.1.4 Forutsetning #4

Forutsetning nummer 4 sier at det ikke kan forekomme perfekt multikollinearitet. Dersom en variabel er en perfekt lineær funksjon av de andre variablene, kan vi si at vi har perfekt multikollinearitet (Stock og Watson, 2015, s. 246). Dersom vi har perfekt multikollinearitet

kan vi ikke gjennomføre regresjonen. Ved en OLS-regresjon vil koeffisientene til variablene fortelle oss hvor mye Y endrer seg ved en endring i en variabel gitt at de andre variablene holdes konstant. I et eksempel med to uavhengige variabler der det er perfekt multikollinearitet vil ikke den ene variabelen kunne holdes konstant fordi den endres når den andre variabelen endres.

6.4 Multikollinearitet

Perfekt multikollinearitet oppstår når en av variablene er en perfekt lineær kombinasjon av de andre variablene. Imperfekt multikollinearitet har vi når variablene er svært høyt korrelert, men ikke perfekt, med de andre variablene. Imperfekt multikollinearitet hindrer ikke estimeringen av regresjonen, men det kan føre til at en eller flere regresjonskoeffisienter blir upresist estimert (Stock og Watson, 2015, s. 251).

6.4.1 Løsninger til perfekt multikollinearitet

Perfekt multikollinearitet oppstår vanligvis når det er gjort en feil ved spesifisering av modellen, for eksempel i form av valg av variabler der man har tatt med samme variabel to ganger. Man må da endre modellen for å unngå problemet. En løsning kan være å fjerne variabler fra regresjonen.

6.4.2 Imperfekt multikollinearitet

Imperfekt multikollinearitet betyr at to eller flere av variablene er høyt korrelert, i den forstand at det er en lineær funksjon av variablene som er høyt korrelert med en annen variabel. Som nevnt kan imperfekt multikollinearitet føre til at en eller flere av koeffisientene blir estimert upresist. I motsetning til perfekt multikollinearitet er ikke imperfekt multikollinearitet nødvendigvis på grunn av feil i spesifisering av modellen. Dersom de variablene man har valgt å ha med i regresjonen er de man har ment å ha med, vil imperfekt

multikollinearitet føre til at det kan bli vanskelig å få presise estimater (Stock og Watson, 2015, s. 251)..

For å avdekke om vi har multikollinearitet, kan vi benytte en ”Variance Inflation Factor”-test (VIF-test). VIF er definert som $1/(1 - R^2)$ i en regresjon der én forklaringsvariabel blir forklart av de andre forklaringsvariablene (Midtbø, 2012, s. 129). Det fins ikke noe bestemt kritisk verdi for VIF, men en tommelfingerregel er at $VIF > 10$ er problematisk i følge Midtbø (2011).

6.5 Heteroskedastisitet og Homoskedastisitet

Definisjonen av homoskedastisitet er at feilleddet u_i er homoskedastisk hvis variansen til den betingede distribusjonen til feilleddet u_i gitt X_i , $var(u_i | X_i = x)$, er konstant for $i = 1, \dots, n$ og ikke er avhengig av X (Stock og Watson, 2015, s.205). Hvis variansen til feilleddet u_i er avhengig av variabelen, kan man si at feilleddet er heteroskedastisk. (Stock og Watson, 2015, s. 204). Dersom dette er tilfelle kan det føre til at resultatene fra regresjonen ikke er til å stole på.

Hvis de minste kvadratsforutsetningene holder og feilleddene er homoskedastiske, er OLS estimatene $\widehat{\beta}_0$ og $\widehat{\beta}_1$ effisiente blant alle estimatorer som er lineære i Y_1, \dots, Y_n og de er forventningsrette betinget av X_1, \dots, X_n . Dette er kalt Gauss-Markov-teoremet (Stock og Watson, 2011, s. 206). Gauss-Markov-teoremet for $\widehat{\beta}_1$ sier at dersom forutsetningene for de minste kvadrats metode er oppfylt, og hvis feilleddene er homoskedastiske, er OLS-estimatoren for $\widehat{\beta}_1$ den beste lineære objektive estimatoren. Det vil si ”BLUE”, ”The Best (most efficient) Linear conditionally Unbiased Estimator” (Stock og Watson, 2015, s. 211).

6.5.1 Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet

I denne testen estimerer man først OLS regresjonen og deretter gjør man en regresjon på de kvadrerte residualene mot de k antall variablene som var inkludert i OLS regresjonen

(Gujarati, 2011, s. 86). Det vil si at man innhenter de kvadrerte residualene u_i^2 og kjører regresjonen slik:

$$u_i^2 = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki} + v_i \quad (6.9)$$

hvor v_i er feilleddet.

Ideen med testen er å avdekke om feilleddet er relatert til en eller flere av regressorene, som kan indikere heteroskedastisitet. Nullhypotesen er at feilleddet er homoskedastisk, som impliserer at alle koeffisientene i ligning (6.9) skal være lik null. Om hypotesen beholdes eller ikke, avgjøres ved å se på testens p-verdi.

6.5.2 Skjevhet og kurtose

For å kunne gjøre hypotesetesting må feilleddet være normalfordelt, altså at $u_t \sim N(0, \sigma^2)$. I finansielle data som for eksempel aksjekurser hender det at dette ikke er tilfelle. Dersom dette ikke er tilfellet hevder Brooks (2008) at det likevel er best å forholde seg til OLS og at dersom utvalgsstørrelsen er tilstrekkelig stor vil brudd på normalitetsforutsetningen ikke ha noen særlig betydning (Brooks, 2008, s. 164). Det er vanskelig å si hva som er tilstrekkelig stor utvalgsstørrelse, Stock og Watson (2015) sier at det kommer an på de underliggende verdiene til gjennomsnittet av variabelen, i deres eksempel bruker de at antallet må være større enn 30 observasjoner eller muligens mer når observasjonene har en distribusjon som er langt fra null.

”*The Limit Theorem*” tilsier at teststatistikken vil asymptotisk følge de riktige distribusjonene selv om feilleddet ikke er normalfordelt. Loven av store tall sier at gjennomsnittet til et utvalg av en tilfeldig variabel vil konvergere mot populasjonsgjennomsnittet, og ”*The Central Limit Theorem*” sier at utvalgsgjennomsnittet vil konvergere mot en normal fordeling (Brooks, 2008, s.164)

For å teste om feilleddet er normalfordelt kan man predikere feilleddet i Stata og deretter gjøre en ”sktest” som sjekker skjevhet og kurtose i feilleddet.

6.5.3 "Omitted variable bias"

Å utelate en variabel som har effekt på Y fra regresjonen, kan føre til at koeffisientene for de inkluderte variablene vil bli feilestimert eller inkonsistente, med mindre variabelen som blir ekskludert ikke korrelerer med noen av variablene i regresjonen (Brooks, 2008, s. 179). Dette kalles for "omitted variable bias". Selv om ikke variabelen som blir utelatt korrelerer med noen av variablene i regresjonen kan det føre til at konstantleddet blir feilaktig estimert (Brooks, 2008, s. 179). Dersom den utelatte variabelen korrelerer med noen av de andre variablene i regresjonen vil dette føre til at forutsetning 1 for OLS blir brutt.

6.6. Tidsseriedata

Tidsseriedata, er data som er samlet inn av en enkelt enhet flere ganger over en periode. Den første observasjonen av tidsserievariabelen, Y , gjort på tidspunkt t noteres Y_t , og det totale antall observasjoner noteres som T . I likhet vil X på tidspunkt t være notert X_t . Intervallet mellom tidsenhetene, eller observasjonene kan være dager, uker, år, og så videre. Det vil si at mellom observasjon t og $t + 1$ vil det være en viss tidsperiode.

Verdien av Y fra forrige periode er kalt for den første laggede verdien, eller den første laggen. Den første laggen kan noteres Y_{t-1} , men man kan også se på tidligere verdier enn dette. Det spørres altså da hvor langt man vil gå tilbake. Den ente laggede verdien j , kan noteres som Y_{t-j} . I tilfeller der man ser på fremtiden, er Y_{t+1} verdien av Y en periode frem i tid.

Endringen av verdien Y i perioden mellom tidspunkt $t - 1$ og tidspunkt t er $Y_t - Y_{t-1}$, denne endringen er kalt "the first difference" eller direkte oversatt "den første forskjellen" av variabelen Y_t . I tidsseriedata er symbolet delta, Δ , brukt for å representere den første forskjellen, eller den første endringen, dermed kan den første forskjellen utledes slik;

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}. \quad (6.10)$$

På logaritmisk form er den første forskjellen i logaritmen til Y_t , $\Delta \ln(Y_t) = \ln(Y_t) - \ln(Y_{t-1})$. Den prosentvise endringen av tidsserien Y_t mellom periodene $t - 1$ og t er

tilnærmet $100\Delta \ln(Y_t)$, hvor nøyaktigheten er størst der endringene er små. Økonomiske tidsserier er ofte analysert etter å ha beregnet logaritmen, eller endringen i logaritmen. En grunn til dette er at standardavviket til mange økonomiske tidsserier er uttrykt som en prosentandel av serienivået, eller tilnærmet proporsjonal med serienivået (Stock og Watson, 2015, s. 572). Dette impliserer at standardavviket til logaritmen til tidsserien er tilnærmet konstant (Stock og Watson, 2015, s. 572).

6.6.1 Autokorrelasjon

I tidsseriedata vil verdien til Y i en periode typisk være korrelert med verdien i den neste perioden. Det er dette som kalles autokorrelasjon, der serien er korrelert med sine egne laggede verdier (Stock og Watson, 2011, s. 574) Autokorrelasjon er også kalt seriekorrelasjon⁵.

Den første autokorrelasjonskoeffisienten er korrelasjonen mellom Y_t og Y_{t-1} , det vil si at det er korrelasjon mellom verdien av Y for to tilstøtende tidspunkt. Den andre autokorrelasjonskoeffisienten er korrelasjon mellom Y_t og Y_{t-2} , og den ente autokorrelasjonskoeffisienten er korrelasjon mellom Y_t og Y_{t-j} . I likhet med dette vil den ente kovariansen være kovariansen mellom Y_t og Y_{t-j} (Stock og Watson 2015, s. 575).

Den ente autokovariansen og autokorrelasjonen til populasjonen kan estimeres ved den ente autokovariansen og autokorrelasjonen til utvalget, $cov(\widehat{Y_t}, \widehat{Y_{t-j}})$ og $\widehat{\rho}_j$:

$$cov(\widehat{Y_t}, \widehat{Y_{t-j}}) = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T (Y_t - \bar{Y}_{j+1:T})(Y_{t-j} - \bar{Y}_{1:T-j}) \quad (6.11)$$

$$\widehat{\rho}_j = \frac{cov(\widehat{Y_t}, \widehat{Y_{t-j}})}{var(\widehat{Y_t})} \quad (6.12)$$

⁵ Utledning av formlene for Autokorrelasjon har vi hentet fra Stock og Watson (2015).

Hvor $\bar{Y}_{j+1:T}$ er utvalgsgjennomsnittet til Y_t , der $t = j + 1, \dots, T$, og hvor $\widehat{var}(Y_t)$ er utvalgsvariansen til Y .

Ved autokorrelasjon vil standardavvikene i de fleste tilfeller være underestimert, noe som fører til forhøyede t -verdier. Dette leder igjen til at koeffisientene kan være mer signifikante enn det som er tilfellet (Gujarati, 2011. s. 97). Da standardavvikene mulig ikke er til å stole på, vil det være vanskelig å få gyldige resultater med en vanlig t - eller F -test.

Det er mulig å gjennomføre tester for å avdekke autokorrelasjon, og deretter justere regresjonen for dette.

6.6.1.1 Durbin-Watson (DW) test for autokorrelasjon

Durbin-Watson er en test utviklet for å undersøke om feilleddene i regresjonen er autokorrelerte av første orden, og refereres til som Durbin-Watson's d -statistikk (Brooks, s.144). Det vil si at det kun testes for et autokorrelasjonsforhold, mellom den første observasjonen i feilleddet og den foregående verdien.

Statistisk kan vi tolke testen som:

$$u_t = \rho u_{t-1} - 1 + v_t \quad (6.13)$$

Hvor $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$.

Nullhypotesen og alternativhypotesen formuleres slik:

$$H_0: \rho = 0 \text{ og } H_1: \rho \neq 0.$$

Det betyr at under nullhypotesen er feilleddet på tidspunkt, $t - 1$ og t uavhengige av hverandre. Dersom feilleddene ikke er uavhengige, må vi forkaste nullhypotesen og konkludere med at feilleddet er autokorrelert.

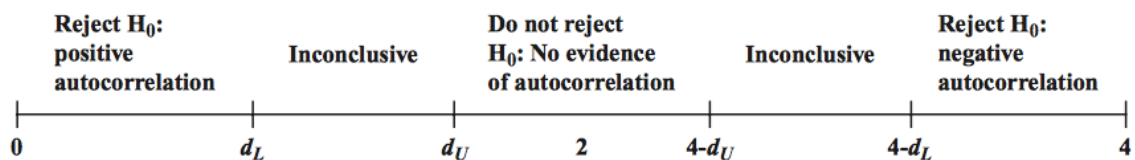
Man trenger ikke å kjøre en egen regresjon på feilleddet som i (6.13), det er også mulig å uttrykke DW som en tilnærmet funksjon av den anslåtte verdien av autokorrelasjonskoeffisienten, ρ :

$$DW \approx 2(1 - \hat{\rho}) \quad (6.14)$$

Hvor $\hat{\rho}$ er den beregnede korrelasjonskoeffisienten fra ligning (15). Dette antyder at $-1 \leq \hat{\rho} \leq 1$, nemlig at $\hat{\rho}$ er avgrenset til å ligge mellom -1 og 1.

Setter vi inn verdi for $\hat{\rho}$ for å beregne DW vil $0 \leq DW \leq 4$.

Durbin-Watson testen følger ikke standardiserte statistiske distribusjoner slik som t-, F- eller χ^2 -tester. DW har to kritiske verdier, en øvre kritisk verdi; d_U (*upper limit*), og en nedre kritisk verdi; d_L (*lower limit*). Det er i tillegg områder der man verken kan forkaste eller beholde nullhypotesen.



Figur 16 Durbin-Watson (Kilde: Brooks, 2008, s. 147)

Vi beholder nullhypotesen dersom Durbin-Watsons D-statistikk (DW) ligger mellom øvre kritiske verdi d_U og $4-d_U$, det vil si $d_U < DW < 4-d_U$. De kritiske verdiene må også ses i lys av hvor mange observasjoner, n , det er i datasettet og hvor mange koeffisienter, k , som er med i regresjonen, der antall koeffisienter inkluderer et konstantledd.

Det er tre forutsetninger for at Durbin-Watson testen skal gi valide resultater (Brooks, s.148):

- (1) Det må være et konstantledd i regresjonen
- (2) De uavhengige variablene må ikke være stokastiske
- (3) Det må ikke være lags av den avhengige variabelen i regresjonen

Er det lags av den avhengige variabelen i regresjonen, eller andre stokastiske regressorer vil testen være forutinntatt mot 2, og man kan få resultater som tilsier at man ikke har autokorrelasjon selv om det er tilfelle, og man beholder H_0 når man burde forkaste den.

6.6.1.2 Breusch-Godfrey test for autokorrelasjon

Breusch-Godfrey modellen er en mer generell test for autokorrelasjon opp til den r 'te orden. Denne testen kan brukes om man ønsker å unngå de restriktive forutsetningene som kreves for å kjøre en Durbin-Watson test (Gujarati, 2011, 102). Modellen for residualene i denne testen er:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \rho_3 u_{t-3} + \dots + \rho_r u_{t-r} + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (6.15)$$

Nullhypotesen og alternativhypotesen er:

$$H_0: \rho_1 = 0 \text{ og } \rho_2 = 0 \text{ og } \dots \text{ og } \rho_r = 0$$

$$H_1: \rho_1 \neq 0 \text{ og } \rho_2 \neq 0 \text{ og } \dots \text{ og } \rho_r \neq 0$$

Under nullhypotesen har vi den nåværende verdien ikke har noen relasjon til noen av de foregående verdiene.

Testen utføres slik:

(1) Lineær regresjon estimeres ut fra OLS betingelsene, og vi lagrer residualene, \hat{u}_t .

(2) Regresserer \hat{u}_t på alle regressorene, variablene, fra (1) pluss \hat{u}_{t-1} , \hat{u}_{t-2} , \dots , \hat{u}_{t-r} ; regresjonen blir da:

$$\hat{u}_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \gamma_4 x_{4t} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \rho_3 \hat{u}_{t-3} + \dots + \rho_r \hat{u}_{t-r} + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (6.16)$$

(3) Få R^2 fra denne støtteregresjonen

(4) Når vi lar T betegne antallet observasjoner, vil teststatistikken være gitt ved

$$(T - t) R^2 \sim X_r^2$$

Bemerk at $(T - r)$ forhåndsmultipliserer R^2 i testen for autokorrelasjon, i stedet for T (som er tilfellet i tester for heteroskedastisitet). Dette oppstår fordi de første r observasjonene er forsvunnet fra utvalget for å kunne få tak i r lags som brukes i testregresjonen, da gjenstår $(T - r)$ observasjoner som brukes til å estimere støtteregresjonen. Dersom teststatistikken er høyere enn den kritiske verdien fra de kjikvadrerte statistiske tabellene forkastes nullhypotesen

om at vi ikke har autokorrelasjon. Det er nok at vi må forkaste nullhypotesen i et av leddene for at vi forkaster hypotesen for hele regresjonen (Brooks, 2008, s. 148-149).

Feilledet på tidspunkt t må derfor bare være signifikant tilknyttet en av sine foregående residualer, r , for at vi forkaster vår nullhypotese om ingen autokorrelasjon i feilledet. Som sagt, er denne teste mer generell enn Durbin-Watson testen som er forklart over, og kan derfor benyttes under flere forhold siden den ikke krever samme restriksjon om at autokorrelasjon må finnes i det første forholdet, t og $t - 1$.

En utfordring med Breuch-Godfrey testen kan være å fastslå det riktig antallet av r , antall lag i residualene, som skal brukes i testen. Det er ikke noe entydig svar på dette, så man må eksperimentere med ulike verdier for å finne antallet som gir de beste resultatene, eller å se på hvilke data man har – for eksempel, månedlig eller kvartalsvis. Dersom modellen man har er god nok, vil man naturligvis ikke finne autokorrelasjon i feilledet uansett hvilke verdier som benyttes (Brooks, 2008, s. 148-149).

6.6.2 Newey-West, Heteroskedastisitet- og autokorrelasjon- konsistente standardavvik (HAC standard errors)

Den heteroskedastisitet- og autokorrelasjon- konsistente estimatoren for variansen til $\hat{\beta}_1$, \hat{f}_T er det vi kaller for ”Newey-West varians estimator”, etter økonometrikerne Whitney Newey og Kenneth West (Stock og Watson s 651). Dersom vi har autokorrelerte feilledd vil den vanlige metoden for standardfeilen for OLS, være feil, faktoren f_T korrigerer for dette.

$$\hat{f}_T = 1 + 2 \sum_{j=1}^{m-1} \left(\frac{m-j}{m}\right) \tilde{\rho}_j \quad (6.17)$$

Hvor $\tilde{\rho}_j = \sum_{t=j+1}^T \hat{v}_t \hat{v}_{t-j} / \sum_{t=1}^T \hat{v}_t^2$, der $\hat{v}_t = (X_t - \bar{X}) \hat{u}_t$. Parameteren m er kalt ”truncation parameter of the HAC estimator” oversatt til ”avkortningsparameter” (Stock og Watson s 651). Parameteren avkorter summen av autokorrelasjoner slik at estimatoren inneholder $m - j$ autokorrelasjoner i stedet for $T - j$ autokorrelasjoner, \hat{f}_T blir dermed konsistent når m er stor men fortsatt mindre enn T , i store utvalg. En metode for å utlede m er ved å sette $m = 0,75T^{1/3}$, og runde dette av til et helt tall.

Den heteroskedastisitet- og autokorrelasjon- konsistente estimatoren for variansen til $\hat{\beta}_1$ er dermed:

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}^2 = \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}^2 \hat{f}_T \quad (6.18)$$

Hvor $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}^2 = \frac{1}{n} \times \frac{\frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \hat{u}_i^2}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \right]^2}$ som er estimatoren til variansen til $\hat{\beta}_1$ i fravær av

autokorrelasjon og hvor \hat{f}_T er estimatoren av faktoren f_T .

Denne metoden bruker vi i Dataanalyseprogrammet STATA, med kommandoen ”newey” etterfulgt av regresjonen vi ønsker å kjøre, og antall lags.

6.6.3 Stasjonaritet

En tidsserie er sagt å være stasjonær dersom dens gjennomsnitt og varians er konstant over tid og at verdien av kovariansen mellom to tidsperioder bare er avhengig av distansen mellom de to periodene og ikke selve tidspunktet kovariansen er beregnet (Gujarati, 2011, s. 216). Det at en tidsserie er stasjonær betyr at den har en trend, denne trenden vil tidsserien stadig vende tilbake til.

Hvis en tidsserie ikke er stasjonær vil vi kun kunne vurdere selve perioden vi ser på, det vil da ikke være mulig å generalisere resultatene til alle tidsperioder. Dersom en tidsserie skal brukes til å forutsi fremtidige hendelser vil ikke-stasjonære tidsserier ikke ha særlig praktisk verdi. I tillegg vil tilfeller der med to eller flere tidsserier som ikke er stasjonære, kunne føre til spuriøse regresjoner, at sammenhengen mellom tidsseriene er større enn det som faktisk er tilfellet. Da vil man kunne få en svært høy R^2 , og at noen eller alle koeffisientene blir signifikante. I dette tilfellet vil ikke t-tester og F-tester være gyldig, det er fordi disse testene forutsetter at de underliggende tidsseriene er stasjonære (Gujarati, 2011, s. 217). For å teste om tidsserien er stasjonær kan man bruke en såkalt ”unit root” test for stasjonaritet.

6.6.3.1 Dickey-Fuller test for enhetsrøtter (Unit Roots)

Når vi skal teste om data er stasjonært er det vanlig å ta utgangspunkt i en Ar(1) modell. I Dickey-Fuller testen (DF-testen) undersøker man om en variabel for om det finnes en enhetsrot mellom verdiene⁶. Testen tar utgangspunkt i å teste nullhypotesen om at $\phi = 1$ i ligningen

$$y_t = \phi y_{t-1} + u_t \quad (6.19)$$

mot en ensidig test at $\phi < 1$. Hypotesene vi ønsker å undersøke blir da H_0 : Serien inneholder en enhetsrot, som testes mot H_1 : At serien er stasjonær. I praksis brukes følgende ligning, i stedet for (X7), for å forenkle beregning og tolkning:

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + u_t \quad (6.20)$$

Testen av $\phi = 1$ blir da $\psi = 0$, siden ($\phi - 1 = \psi$).

En annen betegnelse på Dickey-Fuller testen er τ (tau)-test. Denne kan gjennomføres med en konstant, eller en konstant og en forhåndsbestemt trend, eller ingen av delene i testregresjonen.

Modellen for enhetsrøtt testen i alle de tre tilfellene er

$$y_t = \phi y_{t-1} + \mu + \lambda t + u_t \quad (6.21)$$

Dersom vi har en ikke-stasjonær tidsserie, kan vi teste om det hjelper å differensiere testen d antall ganger. Tidsserien beskrives da som integrert av orden d , som kan skrives $y_t \sim I(d)$. Ved å anvende differensieringsfaktoren, d , nok antall ganger vil man kunne oppnå en tidsserie som er stasjonær, $I(0)$. Man kan bruke DF-testen også med difference (endring), eksempelvis trekkes y_{t-1} fra begge sider som den første endringen og vi får:

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \mu + \lambda t + u_t \quad (6.22)$$

Teststatistikken for DF-testen er som følger

$$\text{Test statistikk} = \frac{\psi}{\text{SE}(\psi)} \quad (6.23)$$

⁶ Utledning av testen er hentet fra Brooks (2008)

Teststatistikken i første endringstesten følger ikke den vanlige t -distribusjonen som i nullhypotesen, da utgangspunktet her er at tidsserien er ikke-stasjonær. Den følger en annen distribusjon, hvor kritisk verdi beregnes ut fra simulasjoner, det vil vi ikke gå nærmere inn på her. Når disse verdiene sammenlignes med standard, normal kritisk verdi, ser man at verdien av kritisk verdi i en DF-test er mye høyere, det vil si mer negative. Det betyr at det kreves mer bevis for å forkaste nullhypotesen i en DF-test, enn ved vanlig t -test. Dette skyldes delvis at enhetsrotprosessen har en naturlig ustabilitet, en fetere distribusjon av t -ratioer i kontekst av ikke-stasjonære data, og da en resulterende usikkerhet i konklusjonen.

Nullhypotesen om enhetsrot forkastes til fordel for stasjonaritet dersom teststatistikken er lavere (mer negativ) enn kritisk verdi. Testen vil kun være valid dersom u_t kan sees som *hvit støy*, i betydning at u_t antas å ikke være autokorrelert, men at det vil forekomme autokorrelasjon dersom avhengig variabel, Δy_t , er det. Dette testes ikke for, men om vi har autokorrelasjon vil testen være overdimensjonert. Det betyr at testens korrekte dimensjon er større enn den nominelle størrelsen som brukes, og vi forkaster nullhypotesen når den egentlig bør beholdes. Løsningen på dette problemet er å utvide testen ved å bruke p antall lags av den avhengige variabelen, dette kalles en «augmented Dickey-Fuller» test. Den alternative modellen er nå skrevet som

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + u_t \quad (6.24)$$

Lags i Δy_t sørger da for å trekke til seg all eventuell dynamisk struktur i den avhengige variabelen, og sikrer slik at u_t ikke er autokorrelert.

Også i denne testen kan et problem være å vite hvilket antall lags man skal benytte seg av. Det er foreslått to metoder for å kunne bestemme dette. Den første benytter dataenes tidsenhet for å bestemme det optimale antallet lags, for eksempel dersom man har månedlige data brukes 12 lags. Den andre metoden er å benytte et informasjonskriterium. Her velger man det antall lags som minimerer verdien til det benyttede informasjonskriteriet. Å velge et optimalt antall lags for avhengig variabel i testen er viktig, og å undersøke sensitiviteten til resultatet på antallet lags som er valgt. Inkluderes for få lags fører det til at autokorrelasjon fjernes og gjør resultatene partisk, mens å bruke for mange lags kan føre til en økning i standardfeilen til koeffisienten (Brooks, 2008, s. 329). Mer informasjon om Dickey-Fuller finnes i Brooks (2008, 320-329).

6.6.4 Kointegrasjon

Noen ganger har to eller flere serier den samme stokastiske trenden til felles. I dette spesielle tilfellet, betegnet som kointegrasjon, kan regresjonsanalyse avdekke langvarige forhold mellom tidsserievariabler. To eller flere tidsserier med stokastiske trender kan se ut til å ha en felles trend eller trendkomponent når de beveger seg nært sammen over lang tid. Fenomenet kointegrasjon kan oppstå i det tilfellet der man gjør en regresjon av en ikke-stasjonær tidsserie på en eller flere ikke-stasjonære tidsserier, og regresjonen ikke fører til en spuriøs regresjon (Gujarati, 2011, s.234).

Dersom man ønsker å finne ut om to variabler er kointegrerte kan man undersøke seriene i lys av økonomisk teori, lage en grafisk fremstilling av seriene og se om det kan se ut til at de har en stokastisk trend, og man kan utføre statistiske tester for kointegrasjon. Man kan for eksempel teste om det er en enhetsrot, for å avdekke kointegrasjon. Dersom man finner enhetsrøtter i data må man teste for kointegrasjon.

6.6.4.1 Johansens test for kointegrasjon (Brooks 350-355)

Johansen tar utgangspunkt i en ikke-stasjonær vektor autoregressiv prosess integrert i første orden (order 1), og generert av Gaussianske feilledd⁷. Fra dette utgangspunktet beregnes den maksimale sannsynlighetsestimatorene (maximum likelihood estimator) for området med kointegrasjonsvektorer, og sannsynlighetskvotetesten for hypotesen om at den har et gitt antall dimensjoner (Johansen, 1988, s. 231).

Utgangspunktet for testen er å undersøke tidsserien for kointegrasjon mellom verdiene til en eller flere variabler. I motsetning til Dickey-Fuller hvor man må teste en og en variabel, gjør Johansen det mulig å teste alle kointegrasjonsvektorene når det er flere enn to variabler.

⁷ Utledning av Johansens test er hentet fra Brooks (2008)

Testen sentreres rundt utregningen av Π -matrisen, hvor Π kan tolkes som langsiktig koeffisientmatrise. I likevekt vil alle $\Delta y_{t-i} = 0$, og feilledet u_t vil settes til sin forventning lik null og gi $\Pi y_{t-k} = 0$. Her synliggjøres likheten til DF-testen, som har et første endringsledd som avhengig variabel på venstre siden av ligningen, sammen med et lagget nivåbegrep og laggede ulikheter på høyre side.

Selve testen for kointegrasjon mellom de forskjellige y -ene beregnes ved å se på rank i Γ -matrisen via eigenverdiene, disse kommer ikke fra Π , men er regnet ut fra en rang-begrenset produktmomentmatrise. Rangen til en matrise er lik antallet av dens karakteristiske røtter som er ulik fra null. Eigenverdiene, λ_i , rangeres i stigende rekkefølge; $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_g$. Dersom λ sees som en rot, må de i denne sammenhengen være mindre enn 1 i absolutt verdi og positive. Da vil λ_1 være den største verdien, mens λ_g vil være den laveste (nærmest null). Er variablene ikke kointegrerte vil rangen til Π ikke være signifikant ulik null, slik at $\lambda_i \approx 0 \forall i$.

Teststatistikken inkorporerer logaritmen, $\ln(1 - \lambda_i)$, i stedet for λ_i , men likevel har vi at når $\lambda_i = 0$, $\ln(1 - \lambda_i) = 0$. Antar vi at rang, $\Pi = 1$, vil $\ln(1 - \lambda_i)$ være negativ og slik $\ln(1 - \lambda_i) = 0 \forall i > 1$. Om eigenverdien ikke er null, har vi at $\ln(1 - \lambda_i) < 0 \forall i > 1$. For at Π ska ha en rang=1, må den største eigenverdien være signifikant annerledes fra null.

Det finnes to test statistikker for kointegrasjon i Johansen sin tilnærming. De formuleres som følgende

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6.25)$$

Og

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (6.26)$$

Her er r , antall kointegrerte vektorer under nullhypotesen, og $\hat{\lambda}_i$ den estimerte verdien av den i -ende eigenverdien til Π matrisen. Jo større $\hat{\lambda}_i$, jo større og mer negativ vil også $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ være, mens teststatistikken vil bli desto høyere. Hver eigenverdi vil ha en egen, tilhørende kointegrasjonsvektor, kalt egenvektor. En eigenverdi signifikant ulik null indikerer at egenvektoren er signifikant og at det er kointegrasjon. For en grundigere gjennomgang av Johansens test for kointegrasjon, henvises leseren til Brooks (2008) s. 350-355.

6.6.4.2 Engle-Granger

Variabler som inneholder enhetsrot anses som integrert av første orden, $I(1)$ og dette er utgangspunktet for Engle-Granger (Brooks, 2008, s. 336). Når man har fastslått at det foreligger en enhetrot mellom variablene tester man for kointegrasjon via OLS, lagrer residualene og tester om disse er $I(0)$ eller $I(1)$. Dersom residualleddet er $I(0)$, kan man gå videre til steg 2. Har man derimot residualer som er integrert av første orden, må man estimere en modell med første endring før man kan teste for kointegrasjon (Brooks, 2008, s. 336).

Engle-Granger testen er forholdsvis enkel å benytte, men den har noen svakheter. Et eksempel er at den kun tester for ett kointegrasjonsforhold mellom variablene (Brooks, 2008, s. 336).

7.0 Empiri og eksisterende litteratur

Det er gjort flere undersøkelser rundt Fish Pool og laksemarkedet, og vi har sett på hvilke undersøkelser som er gjort, og hvilke metoder som er brukt.

Lundring (2010) ser direkte på sammenhengen mellom spot- og futuresprisen, med utgangspunkt i VAR-modeller, og finner en høyere volatilitet i FPI enn futuresprisene, men at den gjennomsnittlige prisen på kilo er marginalt ulik mellom FPI og futuresprisen. Han finner her en langsiktig likevekt mellom prisene.

Syltesæter og Utgård (2012) gjør en stor utredning av laksemarkedet, hvor de undersøker blant annet to lakseselskaper og påvirkningen futures- og spotpriser har for markedets verdsettelse av aksjekursen ved hjelp av OLS regresjoner. De hevder å finne klare bevis for at aksjekursen påvirkes av prismarkedet.

Kleven og Løken (2012) ser på sammenhengen mellom spotprisen til laks og aksjekursen til ulike lakseselskaper, herunder også havfiske. OLS benyttes i deres utredning, og de finner også en positiv sammenheng mellom futurespris med kontraktslengde to måneder, mens de konkluderer med at FPI ikke har en signifikant påvirkning. De to overnevnte utredningene kan også eksempel på to analyser som tar sikte på å undersøke det samme, men finner ulike resultater. Således er bearbeiding av data og valg av metode kritisk, og essensielt for å sikre gode, valide og reliable resultater.

Spets (2015) undersøker hedgingeffektivitet i laksemarkedet med utgangspunkt i Fish Pools futurespriser for ukentlig og bi-ukentlige data. Hans utgangspunkt er å teste optimal hedge rate ved hjelp av fire ulike metoder – naïve hedge, OLS, VAR og VEC-modeller, hvor han finner at OLS gir det beste resultatet. Han konkluderer med at de beste strategiene for laks muligens kan oppnås ved hjelp av OLS eller naïve hedge.

Solum og Wiliksen (2012) skriver om hvordan man kan sikre seg i oppdrettsnæringen, og bruker også OLS regresjon i sin utredning. De fant at det var viktig at likviditeten i Fish Pool markedet økte, en sikringsrate på 25 prosent, og et lavt resultat for sikringseffekt i markedet.

Yamoradi og Rygh (2016) tester om lakseaktørene tilpasser sine priser etter hvilket marked de selger til (PTM), og fant at norske eksportører endrer sine priser med endringer i valutakurs gjennom å bruke OLS-metoden.

Berg (2010) gjør en sikringsanalyse av det norske kraftmarkedet med utgangspunkt i futureskontrakter. Her bruker han OLS som en av sine modeller for å estimere hedgerater og -effektivitet. På grunn av problemer med autokorrelasjon og heteroskedastisitet, sier han det er kritisk å justere for dette ved bruk Newey-West (HAC) standardfeil. Han finner at alle regresjonsmodellene ga gode resultater, og var bedre enn Naïve Hedge-modellen. Han benyttet også VAR og GARCH modeller i sin analyse.

Brunsvik og Balakrishnan (2016) ser i sin masteroppgave på risikopremier i laksemarkedet ved hjelp av OLS regresjoner. De finner at futuresprisen kan sies å lede spotprisen, og at aktørenes forventninger til pris stemmer bra. De fant også at det kan se ut til å være en risikopremie i markedet for kontrakter utover 12 måneder, men at det ikke er risikopremier i kortere kontrakter.

Fama og French (1987, s. 55) testet 21 ulike råvarefutures gjennom regresjonsanalyser, med utgangspunkt i teorien om lagring, og fant at denne teorien forklarer forskjellen i basis mellom futures- og spotprisen. De ser på marked som for eksempel bomull, hvete, sølv, gull, kveg, tømmer og kakao. De fant også bevis for prediksjonskraft for fremtidig spotpris i 10 av 21 markeder. De fant at lav basisvariasjon ga god predikasjonskraft av prisen for verdifulle metaller, mens i markedet for kveghandel var vanskeligere å predikere fremtidige spotpriser. De finner bevis for en forventet markedspremie for syv av de 21 råvarer.

Det er gjort flere undersøkelser av laksepriser og lakseselskapene, hvor noen av de eksemplifiseres over. Hovedfunn i litteraturen synes å være at futuresprisene leder spotprisen, at markedet har tendenser til å være "backwarded", og at futuresprisen har påvirkning på de største lakseselskapene.

Vårt bidrag til denne forskningen vil være å inkludere flere oppdrettsselskap i en og samme analyse, for å få en bredere oversikt over Fish Pools futuresprisers sammenheng med aksjeprisen oppdrettsselskapene notert på Oslo Børs, samt å utfordre eller bekrefte tidligere

funn. Vi tror utredningen kan være nyttig for en aktør som ønsker å sikre seg i laksemarkedet, eller spekulanter som søker profitt.

8.0 Datainnsamling og deskriptiv analyse

Utredningen baseres på kvantitative sekundærdata, hovedsakelig hentet fra internett, via Fish Pool og Oslo Børs sine hjemmesider. Analysen vil ta utgangspunkt i perioden juli 2007 til desember 2016, og den er dermed avgrenset innenfor samme tidsrom. En periode på cirka ti år tror vi kan gi en god indikasjon på futuresprisens sammenheng med aksjekursen.

8.1 Datainnsamling

Priser fra Fish Pool

Vi har brukt to ulike pristyper på laks fra Fish Pool i oppgaven. Den ene er futuresprisene, hvorav vi har brukt tre kontraktspriser som vi følger gjennom perioden. Kontraktene som er benyttet i analysen er henholdsvis 3-, 6- og 12-månederskontrakter. Vi får da estimerer på kort, mellom, og relativt lang sikt, og kan undersøke om det er ulikheter i signifikansen til de ulike kontraktene når det gjelder effekt på aksjekursutviklingen.

Den andre prisen vi bruker er Fish Pool sin egen indeks for laksepris. FPI er hentet fra Fish Pool sine hjemmesider og er ikke endret på noen måte i datasettet vårt, indeksen publiseres ukentlig hver onsdag. Alle Fish Pool futureskontrakter gjøres opp mot FPI, og den vil ved forfall overstyre de daglige oppgjørene fra kontraktsinngåelse til forfall.

Priser på laksefutures er hentet fra hjemmesiden til Fish Pool. De historiske futuresprisene som Fish Pool publiserer på sin hjemmeside er estimerer for hva man kunne kjøpe en futureskontrakt for på den aktuelle dagen, og estimatene publiseres daglig. Datasettet for futuresprisene har vi sortert slik at vi følger utviklingen i den estimerte prisen på de forskjellige kontraktene, dette er gjort da datasettet som kan lastes ned på Fish Pools hjemmesider ligger sortert etter periode, det vil si at man der vil få informasjon om estimerte priser for alle tilgjengelige kontrakter for en spesifikk handledag. Vi har derfor laget syntetiske rullerende kontrakter for å følge prisutviklingen i de respektive kontraktene vi har valgt å undersøke.

FPI og futurespriser publiseres uavhengig om det er helligdag eller ikke. Det publiseres ikke priser i helger.

Aksjekurser

Aksjekurser for de fire lakseselskapene var kun tilgjengelig fem år tilbake i tid på Oslo Børs sin hjemmeside, og vi manglet derfor kurser fra 2011 og tilbake til 2007. Oslo Børs har bistått oss med de data vi trengte, og oversendt daglige aksjekurser i hele perioden for alle de fire selskapene. Alle prisene fra Oslo Børs er justert for utbytte og eventuelle andre event, som for eksempel aksjesplitt og aksjespleis.

Oslo Børs Hovedindeks, OSEBX

Hovedindeksen, heretter kalt OSEBX, er publisert på hjemmesiden til Oslo Børs for hele perioden, 2007-2016, og vi har hentet sluttkursene derfra. Indeksen består av de 25 mest handlede aksjene på Oslo Børs, og alle selskapene som benyttes i analysen inngår også i denne. Derfor er det naturlig at det vil forekomme samvariasjon mellom denne indeksen og selskapenes aksjekurser. OSEBX er justert for utbytte. Vi har valgt å inkludere denne variabelen fordi vi tror den er vil være så høyt korrelert med aksjekursene, at vi kunne fått problemer med estimering av variablene dersom den hadde vært utelatt.

8.1.1 utfordringer med datasettet

I den grafiske fremstillingen av aksjekursene var det to tydelige dropp i aksjeprisene for alle de fire selskapene, et i 2008 og igjen i 2011. De to droppene har hver sin forklaring, hvor priset i 2008 kan tilskrives den internasjonale finanskrisen, og nedgangen i 2011 forklares gjennom et stort dropp i lakseprisen. Dette er to faktorer som kan påvirke resultatene for perioden vi måler, men vi har likevel valgt å inkludere begge periodene. Vi har besluttet å dele analysen inn i to tidsperioder, den ene perioden strekker seg fra 2007 til 2016, og den andre fra 2012 til 2016.

Vi ønsker å dele inn analysen slik da vi mener at det er interessant å se utviklingen i lys av konjunktursvingninger og sjokk, som vil forekomme naturlig i markedet, samtidig som vi synes det er interessant å se på perioden fra 2012 og utover for å se på resultatene der Fish Pool kan anses som et mer etablert marked.

«Missing values», eller manglende verdier, er tidspunkt der det ikke er notert kurs for aksjen, eller priser for futureskontraktene i måleperioden. Problemet med «missing values» oppstår hovedsakelig for aksjekursene. Her noteres ingen priser for dager aksjen ikke omsettes. Vi har håndtert problemet ved å velge samme løsning som når onsdag ikke er handledag, nemlig å bruke kursen for tirsdag samme uke.

Futuresprisene fra Fish Pool er estimater for kjøpsprisen på ulike kontraktslengder og publiseres uavhengig om den aktuelle kontrakten handles eller ikke. Det samme gjelder FPI, som publiseres uavhengig om onsdag er handledag eller ikke.

Oppgavens utgangspunkt var å teste perioden januar 2007-2016, men da hverken SalMar eller Grieg Seafood ikke ble børsnotert før midten av 2007 valgte vi å tilpasse testperioden etter dette. Grieg var det siste selskapet som ble notert på børsen, med notering i juni 2007. Det innebærer at vi endret tidsperspektivet, og starter med data fra juli 2007, dermed er datasettet noe forkortet. Likevel har vi et stort datasett som måler over ni år. Et argument for å korte ned perioden er at vi da måler alle selskapene med samme utgangspunkt og i samme periode, slik minimeres problemet med «missing values», og vi kan lettere sammenligne resultatene vi finner når vi måler samme periode for alle selskapene.

Under innhenting av data for futureskontraktene fant vi at det ble notert priser for helligdager, selv om det ikke handles disse dagene. I samtale med Fish Pool ble det bekreftet at vi trygt kunne se bort fra priser notert på helligdager, så disse ble fjernet fra datasettet da vi skulle bearbeide datasettet.

For å sørge for at data måles best mulig må det være i samme tidsformat. Siden FPI kun publisert ukentlig, har vi justert datasettet fra daglige til ukentlige priser. Vi har da tatt utgangspunkt i sluttkursen hver onsdag. De ukene det ikke var handledag onsdag benyttet vi kursen for tirsdag samme uke. Vi valgte å bruke kursene fra onsdag fordi denne dagen publiseres også FPI.

Det at vi har brukt ukentlige kurser kan ha noe effekt på resultatene vi får i testingen av data. Først og fremst vil det endre volatiliteten i prisbevegelsene, da vi bare henter ut en pris for

hele uken. Slik kan eventuelle korte sjokk i prisen utebli, og vi får heller ikke målt disse. Vi velger likevel å gjøre dette, da alternativet er å utelukke spotprisen. Noe vi mener vil gi dårligere resultater enn ved å forkorte data, da spotprisen er en viktig faktor for det underliggende verdigrunnet i selskapene. Vi ser også at det er presedens for å benytte ukentlige data i analyser vedrørende laksemarkedet. For eksempel benytter Spets (2015) ukentlige, og bi-ukentlige (annenhver uke) mål når han tester hedging i samme markedet. Syltesæter og Utgård (2012) bruker også ukentlige estimater, hvor de velger ut én enkelt handledag for aksje og futurespris på samme måte som vi har gjort

8.2 Deskriptiv analyse

Vi har regnet ut gjennomsnittet og standardavviket til variablene, samt korrelasjonen for å beskrive datasettet. Dette vil kunne bidra med nyttig informasjon i analysen. I dette kapitlet presenterer vi deskriptive funn og sier litt om hvilke egenskaper våre data innehar. Vi har undersøkt data både på nivåform og som logaritmisk avkastning. Våre data består av ukentlige priser, og da vil alle resultater, og endringer være på ukesbasis.

8.2.1 Gjennomsnittspriser for futures- og spotpris

Vi har regnet ut gjennomsnittet til ukentlige aksjekurser, spotpriser og futuresprisene benyttet i oppgaven, for å danne et bilde av prisutviklingen på Fish Pool og for lakseselskapene. Gjennomsnittspris for hele perioden, delperioden 2012-2016 og årlige snitt er beregnet. Gjennomsnittet til futuresprisene og spotprisen på nivåform presenteres i tabell 1 under:

Årlige Gjennomsnitt Futurespriser				
	3-måneder	6-måneder	12-måneder	FPI
2007-2016	36,15	35,712	34,6317	36,92
2012-2016	41,39	41,07	39,81	42,40
2016	59,67	58,41	54,99	63,19
2015	42,60	42,37	42,06	42,22
2014	41,73	41,34	39,74	40,29
2013	35,73	35,21	33,99	39,79
2012	27,35	28,12	28,40	26,57
2011	32,79	31,30	30,03	31,86
2010	35,39	35,01	33,84	37,34
2009	30,31	29,95	29,18	30,98
2008	25,50	25,31	24,87	26,42
2007	25,10	24,92	24,19	24,41

Tabell 1: Gjennomsnittlige futurespriser

Spotprisen har i snitt ligget over futuresprisene totalt gjennom de ti årene som inkluderes i analysen. Det kan indikere at markedet på Fish Pool stort sett har vært i backwardation ved kontraktsinngåelse gjennom de ti siste årene. I henhold til teorien om backwardation kan det bety at selgersiden i kontrakten betaler en risikopremie for å sikre seg mot prisfluktasjoner i fremtiden. Å sikre salgspoter er spesielt nyttig for lakseoppdretterne for å sikre inntjening og overholde økonomiske forpliktelser. Vi ser at ulikhetene i prisen er liten, som kan bety at en stor del av eventuelle gevinster kan gå til å dekke medlemskostnader og andre transaksjonskostnader ved handel på børsen og via clearede kontrakter. Kontrakten som ligger lengst fra FPI i snitt, er 12-månederskontrakten. Det er i tråd med teori, som sier at det er større avstand mellom futuresprisen og spotprisen jo lenger det er til forfall for kontrakten. I dette tilfellet er markedet “backwarded”, av den betydning at futureskontraktene ligger lavere enn spot i snitt over tid.

For perioden 2012-2016 gjelder samme tilfelle, men her er prisforskjellene smått høyere. Det kan komme av jevn vekst i prisen, og en mer optimistisk forventning for fremtidig pris etter perioder med kontinuerlig prisvekst fra 2012.

Resultatene kan indikere at det er kjøper i laksekontrakten, den lange siden, som i snitt har vunnet økonomisk, ved å sikre seg gjennom futuresmarkedet på Fish Pool. Dette holder for de fleste årene, med noen unntak. I 2015 og 2014 har kontrakten for tre måneder ligget over FPI, det siste året er også 6-månederskontrakten over spot, noe som kan være på grunn av

optimisme i markedet, da vi ser en vesentlig høyere snittpris på FPI sammenlignet med alle kontraktene i 2013.

I årene fra 2007 til 2012 svinger nivået noe. I 2007 er 3- og 6-månederskontraktene høyere enn FPI, men i 2008 er FPI igjen høyest i gjennomsnitt. Vi kan bemerke her at Fish Pool ble etablert i 2005 og at svingningene kan komme av lavt handelsvolum, og mulige estimeringsfeil for futuresprisen. Som nevnt, er prisene syntetiske estimat for hva Fish Pool forventer futuresprisene vil være, og derfor kan det være naturlig at noe over- eller underestimering forekommer.

Kontrakten for 12 måneder er den eneste som nesten konsekvent ligger lavere enn FPI i hele måleperioden. Det eneste året er 2012, da også kontrakten på 12 måneder ligger høyere enn spotprisen. At denne som regel er lavere enn FPI kan være et tegn på mulig avkastning for den lange siden, de som ønsker å kjøpe laks. Vi ser kun på priser ved kontraktsinngåelse, og kan ikke si noe om forholdet mellom kontrakten og FPI ved kontraktens utløp.

Det bemerkes at siden dette er gjennomsnittspriser for år kan det ikke utelukkes at det har vært perioder hvor futuresprisen har ligget over FPI eller omvendt, og at dette bare er en indikasjon på hvilke tendenser som kan ha vært tilstede i markedet.

8.2.2 Gjennomsnittsprisen til aksjene 2007-2016

Når vi ser på gjennomsnittet for de ulike aksjene, ser vi at de beveger seg veldig likt. De stiger og faller i de samme årene, og har fra 2007 frem til 2016 mer enn doblet seg.

Tabell 2 viser årlige gjennomsnittskurser på nivåform for alle selskapene, samt OSEBX.

Årlige Gjennomsnitt aksjekurser					
	OSEBX	Marine Harvest	Lerøy	SalMar	Grieg Seafood
2007-2016	464,93	63,84	17,59	79,74	20,24
2012-2016	545,18	83,72	23,21	109,79	26,19
2016	606,55	135,84	39,81	227,10	52,73
2015	619,41	101,51	27,62	127,11	28,20
2014	583,56	81,54	21,86	101,44	26,13
2013	494,82	61,53	16,48	61,23	16,10
2012	422,51	38,62	10,41	33,00	7,97
2011	406,27	44,60	12,86	48,41	12,94
2010	375,56	52,98	14,04	51,43	16,14
2009	286,42	34,09	8,87	37,46	9,64
2008	378,00	27,73	8,71	35,46	10,65
2007	489,74	57,61	12,02	40,52	19,61

Tabell 2: Gjennomsnittlige aksjekurser

Fra 2013-2016 ser vi en økning i prisene fra år til år. Dette har vært relativt stabile perioder, med høy laksepris.

Går vi lenger tilbake ser vi effekten av finanskrisen i snittprisene for 2008, hvor samtlige selskaper går betraktelig ned. Det samme gjelder også børsindeksen.

Årene etter finanskrisen varierer noe, med stor vekst i 2010 - her var også spotprisen den høyeste før 2013, og vesentlig høyere enn de foregående årene med et snitt på 37,34 kroner mot 30,98 kroner i 2009.

I 2011 ser vi en liten nedgang for selskapene, mens indeksen stiger. At det er kun selskapene som synker i pris indikerer at det kan ha vært industrispesifikke årsaker som førte til nedgang i prisene. Noe som stemmer godt for 2011, da vi vet at det var et brått fall i spotprisen som varte over en kort periode dette året. Likevel ser vi at denne nedgangen fortsetter til 2012, som har enda lavere gjennomsnittspriser enn 2011 og ikke så langt unna kursene for 2008 og finanskrisen.

8.2.3 Standardavvik, minimum- og maksimumsendringer

Vi har beregnet standardavviket for de ulike dataene gjennom perioden, vi vil bemerke at standardavviket er oppgitt i pris for data på nivåform. Resultatene for standardavvik for periodene 2007-2016 og 2012-2016 illustreres i tabell 3.

Standardavvik, og min./max. verdier							
2007-2016	Standardavvik	Min	Max	2012-2016	Standardavvik	Min	Max
		196,652					
OSEBX	116,6581	9	685,61	OSEBX	80,19184	381,25	685,61
Marine Harvest	34,57607	9,7	157,1	Marine Harvest	34,70911	27,74	157,1
Lerøy	9,934262	4,1	47,61	Lerøy	10,38917	8,275	47,61
SalMar	61,23334	22	269,2	SalMar	69,59886	26,2	269,2
Grieg Seafood	14,51042	3	81,9	Grieg Seafood	16,96958	4,48	81,9
M3	10,80677	23,07	74,85	M3	11,71135	24,6625	74,85
M6	10,49313	22,84	73,1	M6	11,28101	24,1	73,1
M12	9,258156	22,8	67,9	M12	9,466844	25,72	67,9
FPI	11,85325	18,99	79,37	FPI	12,89179	22,43	79,37

Tabell 3: Standardavvik, minimum- og maksimumpriser 2007-2016 og 2012-2016

Standardavviket sier oss noe om hvor langt unna gjennomsnittet enkeltpriene i gjennomsnitt ligger, og gir oss en indikasjon på spredningen mellom prisene. Av 496 observasjoner for OSEBX ser vi at gjennomsnittet av disse prisene ligger 116,67 kroner fra gjennomsnittsverdien vi har beregnet over for hele perioden, 2007-2016. Ved lange perioder med mye endring, og vekst er det ikke unaturlig å ha noe store standardavvik. Vi ser av våre data, for perioden 2007-2016 at standardavvikene ligger mellom cirka en fjerdedel og halvparten av gjennomsnittsverdiene fra perioden. Grieg peker seg ut som en variabel som har et standardavvik over enn halvparten så stort som gjennomsnittsverdien. Dette tyder på en stor spredning i aksjeprisen. Siden vi kjenner prisutviklingen kan vi si at avviket stort sett skyldes positiv vekst, og ikke nedgang.

Det største standardavviket gjennom 2007-2016 har SalMAr med et avvik på 61,23 kroner fra en gjennomsnittspris på 79,75 kroner. Dette viser en stor spredning i prisutvikling, hvor prisvariasjonen er nesten like stor som snittverdien av alle prisene.

Futuresprisene er mer stabile i avvikene og alle ligger like rundt en tredjedel av gjennomsnittsprisene.

I perioden 2012-2016 ser vi en reduksjon i standardavvikene, trolig grunnet at store avvik under finanskrisen og prisfall i 2011 her er ekskludert, og at det siden 2012 har vært en generell prisøkning i alle aksjene.

Kontraktprisene holder seg her jevne gjennom perioden, og standardavviket synker noe til like under en tredjedel av gjennomsnittsprisene. Alt i alt kan futuresprisene sees som mindre volatile og mer stabile over tid i perioden 2012-2016. Dette så vi også i den grafiske fremstillingen av aksjekursene og lakseprisene i kapittel 4.0, hvor utviklingen i futuresprisene var noe flatere i nedgangsperioder for spot- og aksjepriser.

Vi har også sjekket minimums- og maksimumsprisene for testperiodene. Vi ser store endringer mellom noterte priser, som vil være normalt for en lang periode på nesten 10 år. For eksempel hos Grieg Seafood, er laveste kursverdi 3 kroner 23.12.2008, mens den høyeste ligger på 81, 90 kroner som er siste noterte kursdato som inngår i analysen, 28.12.2016. Å se på høyeste og laveste verdier gir oss en oversikt over spredningen i datasettet.

8.2.4 Korrelasjon, nivå

Korrelasjonen sier noe om hvordan dataene våre samvarierer. Vi ser av korrelasjonsmatrisen i tabell 4 at det er svært høy korrelasjon mellom våre data, og at de beveger seg svært likt.

Korrelasjonsmatrise 2007-2016 Nivå									
	OSEBX	Marine Harvest	Lerøy	SalMar	Grieg Seafood	M3	M6	M12	FPI
OSEBX	1								
Marine Harvest	0,8394	1							
Lerøy	0,8165	0,9822	1						
SalMar	0,7448	0,9502	0,9761	1					
Grieg Seafood	0,7373	0,9226	0,9302	0,9459	1				
M3	0,6714	0,9181	0,9329	0,9286	0,9254	1			
M6	0,6988	0,9225	0,9387	0,9439	0,9326	0,9703	1		
M12	0,7186	0,9343	0,9564	0,9472	0,9125	0,9550	0,9621	1	
FPI	0,5939	0,8513	0,8783	0,8697	0,8391	0,9063	0,8823	0,9197	1

Tabell 4: Korrelasjonsmatrise nivåform

Den observerte korrelasjonen kommer ikke som en overraskelse. Da selskapene vi undersøker er inkludert i hovedindeksen, og Fish Pool prisene kan sees som et estimat på verdien til laks, hovedinntektskilden til selskapene. Det var også forventet at vi ville se høy korrelasjon mellom de ulike kontraktene.

Det var forventet at futuresprisen og aksjekurs ville være mer korrelerte enn spotprisen, da aksjekursen i stor grad beregnes ut fra fremtidige kontantstrømmer. Korrelasjonen mellom aksjekursene og futuresprisene er alle over 0,9. Selv om det også er høy korrelasjon mellom FPI og aksjene, er korrelasjonen mellom futurespriser og aksjekurser cirka 5 % høyere enn for FPI. Korrelasjonen med FPI ligger like rundt 0,85.

8.2.5 Deskriptive resultater fra logaritmiske avkastninger

Når vi ser på de logaritmiske avkastningene får vi et litt annet bilde av prisutviklingen. Under presenterer vi resultater fra prisendringene og deres gjennomsnitt, standardavvik og korrelasjon.

8.2.6 Gjennomsnitt logaritme

I logaritmens avkastning ser vi at gjennomsnittlig endring i variabelprisene ligger mellom cirka 0,2 prosent og 0,45 prosent per uke, hvor Grieg Seafood rapporterer størst gjennomsnittsverdi gjennom perioden 2007-2016 med 0,45 prosent. Børsindeksen gir den laveste endringen, og skiller seg fra de andre prisene med en gjennomsnittlige endring på 0,05 prosent. Det er likevel ikke så unaturlig lavt for en indeks, hvor endringer i ulike markeder og aksjer inngår.

Gjennomsnitt for logaritmiske avkastninger

	OSEBX	Marine Harvest	Lerøy	SalMar	Grieg	M3	M6	M12	FPI
2007-2016	0,05693	0,18073	0,24716	0,43091	0,45674	0,22209	0,21404	0,20387	0,25473
2012-2016	0,21504	0,66189	0,66014	0,82502	1,11336	0,41112	0,40381	0,37194	0,45192
2016	0,22390	0,52448	0,70488	0,98285	1,86829	0,66707	0,79739	0,75721	0,61015
2015	0,11096	0,28922	0,36466	0,37559	0,16170	0,21646	0,13195	0,12131	0,49444
2014	0,09295	0,63793	0,83331	1,04625	0,29083	0,13169	0,18299	0,35599	-0,28787
2013	0,38502	0,68744	0,58229	0,93850	1,28486	0,62102	0,47620	0,33627	0,86973
2012	0,31526	1,27319	0,87449	0,67374	2,05016	0,38283	0,36431	0,35577	0,49339
2011	-0,28629	-1,64833	-1,62442	-1,17582	-2,87082	-0,83091	-0,92181	-0,73538	-0,04985
2010	0,32890	0,74565	1,16064	0,52180	1,19625	0,46659	0,49644	0,35723	-0,32068
2009	0,96051	2,68009	1,67819	1,30539	2,21886	0,35807	0,41415	0,31596	0,06156
2008	-1,42870	-2,20582	-1,56239	-0,86475	-1,80902	0,09267	0,15621	0,15839	-0,02666
2007	-0,27876	-2,46147	-0,82072	0,32466	-1,52069	-0,00157	-0,13681	-0,17521	1,13873

Tabell 5: Gjennomsnitt for logaritmiske avkastninger

Ser vi på futuresprisene er disse jevne seg imellom, med en gjennomsnittsendring på 0,2 - 0,25 prosent.

For perioden 2012-2016 ser vi derimot en økning i alle gjennomsnittsendringene, hvor Grieg fremdeles har høyeste snittvise prisvekst med 1,11 prosent gjennom de fem årene. Indeksen er igjen lavest, men i denne perioden har også dette snittet økt til 0,2 prosent.

Vi ser at alle Fish Pool prisene også har høyere gjennomsnitt i denne perioden, og stiger til gjennomsnittlige endringer rundt 0,4 prosent, utenom i 12-månederskontrakten. Denne ligger nå litt lavere enn de andre på 0,37 prosent. Dette kan bety at prisene på kontraktene med lenger tid til forfall er noe mer stabile i prisen, om enn marginalt.

8.2.7 Standardavvik, minimum- og maksimumsendringer, logaritme

Vi vil her se på standardavvikene sammen med minimums- og maksimumsverdien.

Beskrivende statistikk, Logaritmer							
2007-2016	Standardavvik	Min	Max	2012-2016	Standardavvik	Min	Max
OSEBX	3,578233	-20,78754	21,05952	OSEBX	2,126795	-7,215095	6,841459
Marine Harvest	6,017072	-43,22924	24,11621	Marine Harvest	3,454004	-9,475683	14,50293
Lerøy	4,785341	-18,39228	27,75639	Lerøy	3,837883	-11,39443	13,19965
SalMar	5,217100	-23,23320	36,93601	SalMar	3,810147	-14,66035	11,82997
Grieg Seafood	6,666052	-32,42397	38,8658	Grieg Seafood	4,920929	-14,28627	18,69405
M3	2,176779	-11,08837	8,735505	M3	2,257908	-8,585502	8,735505
M6	1,791723	-7,946417	7,312226	M6	1,946245	-7,946417	7,312226
M12	1,497531	-9,422949	4,855965	M12	1,576545	-9,422949	4,855965
FPI	6,823330	-54,68498	36,14715	FPI	6,053727	-18,57299	15,49388

Tabell 6: Standardavvik, minimum- og maksimumspriser 2007-2016 og 2012-2016 for logaritmisk avkastning

Når vi ser på standardavviket for logaritmene, ser vi hvor mange prosent variablene ligger fra gjennomsnittsendringene i variablene.

I perioden 2007-2016 ser vi først på futuresprisen og spotprisen. Her får vi et bilde av en mer volatil spotpris, med variasjoner i prisendringen fra minus 54,68 prosent til økninger på 36,14 prosent. Standardavviket for perioden er 6,82 prosent. Sammenligner vi spotprisen med futuresprisene nå ser vi at futureskontraktene har en mer stabil pris, og ikke har vært like ømfintlig for nedganger. Standardavviket for alle futuresprisene ligger mellom 1,5 og 2,1 prosent gjennom 2007-2016, og har de høyeste minsteverdier og laveste maksimumsverdiene. Det kan tyde på at futuresprisene er mindre volatile.

Aksjekursene viser en høyere volatilitet, som kan tyde på at de påvirkes mer av markedsendringer og negative sjokk i økonomien. Inntrykket forsterkes når vi ser på perioden 2012-2016 hvor de samme tendensene gjelder. Perioden har vært preget av mer stabilitet og vekst, men vi ser likevel negative endringer på 14 prosent for Grieg og SalMar. FPI er den variabelen som har den største nedgangen.

8.2.8 Korrelasjon, logaritme

Når vi regner om data til logaritmer, og logaritmiske endringer ser vi tabell 7 at korrelasjonen mellom variablene minker.

Korrelasjonsmatrise, Logaritmisk 2007-2016									
	OSEBX	Marine Harvest	Lerøy	SalMar	Grieg Seafood	M3	M6	M12	FPI
OSEBX	1								
Marine Harvest	0,4883	1							
Lerøy	0,4149	0,5319	1						
SalMar	0,4937	0,4979	0,4556	1					
Grieg Seafood	0,3239	0,4928	0,3829	0,3020	1				
M3	-0,0053	0,1639	0,2115	0,1443	0,2316	1			
M6	0,0110	0,1478	0,1508	0,0931	0,2233	0,4014	1		
M12	0,0279	0,1170	0,1346	0,1059	0,2096	0,2121	0,3109	1	
FPI	0,0168	0,1088	0,1872	0,1207	0,1882	0,3558	0,1489	0,1743	1

Tabell 7: korrelasjonsmatrise logaritmisk

Et resultat som skiller seg ut er den nå negative korrelasjonen mellom OSEBX og prisen på en 3-måneders futureskontrakt. Variablene har relativt lav samvariasjon, men beveger seg svakt motsatt av hverandre. At børsindeksen samvarierer lite med futuresprisene og FPI er naturlig da indeksen består av flere aspekter enn bare laksepris og lakseselakspene, og således påvirkes av mange flere faktorer. Det negative forholdet ser vi ingen andre steder enn for 3-månederskontrakten og OSEBX, men anerkjenner at korrelasjon mellom futuresprisene og aksjeindeksen er lav. Det samme gjelder for futuresprisene og aksjekursene hvor høyeste korrelasjon er mellom aksjekursene og 3-månederskontrakten, her mellom 0,1443 og 0,2316. At variablene korrelerer så lite kan bety at de beveger seg ulikt, men korrelasjoner mellom 10 og 30 prosent tolker vi ikke som spesielt lav korrelasjon.

Det vi derimot ser, er at korrelasjonen futuresprisene seg imellom er høyere, 3 og 6-månederskontraktene har en korrelasjon på 0,40. Det samme ser vi for FPI og 3-månederskontrakten som har en korrelasjon på 0,35. At variablene på høyresiden i regresjonen korrelerer høyt sees ikke som særlig positivt, da det kan skape problemer med regresjonen.

9.0 Analyse

Datasettet vårt er en tidsserie, som betyr at den samme variabelen er observert på flere ulike tidspunkt. Dette gjøres gjerne for å finne ut om variabelen følger faste sykluser eller gjentakelser som kan brukes til å predikere verdi for fremtiden.

I denne analysen er formålet å teste om endring i utvalgte futurespriser kan ha en sammenheng med endringer i aksjeverdien til norske oppdrettsselskap på Oslo Børs. Vi gjør dette ved å bruke futurespriser fra Fish Pool ASA, aksjekurser fra lakseselskapene som er notert ved Oslo børs, samt Fish Pool indeksen og hovedindeksen til Oslo Børs. FPI fungerer som en spotpris for laks, og noteres ukentlig.

Vi undersøker ikke kausale forhold, men ser på hvordan aksjekurser og futurespriser beveger seg i forhold til hverandre.

9.1 Presentasjon av modeller

Vi har formulert to modeller, som vi vil benytte for begge undersøkelsesperiodene. Begge modellene er utledet på logaritmisk endringsform, kjent som logaritmiske avkastninger. Vi har valgt å bruke logaritmisk avkastning fordi standardavviket til en tidsserie på nivåform vil være uttrykt ved en prosentandel av serienivået. Det vil si at dersom tidsserien har en vekst, vil dette føre til at standardavviket ikke er konstant. Dette impliserer at heller ikke variansen er konstant, verken for variablene i regresjonen eller til feilleddet, som betyr heteroskedastiske feilledd. Dersom vi benytter logaritmiske data vil vi kunne unngå dette i større grad.

9.1.1 Komponentene i modellen

Den avhengige variabelen:

Den avhengige variabelen, Y , i modellen refererer til det aktuelle selskapet vi undersøker. Dette vil være den logaritmiske avkastningen til aksjekursen. Som nevnt i datakapittelet vil det være en ukentlig aksjepris og dermed ukentlig avkastning vi undersøker i vår analyse.

Hovedindeksen på Oslo Børs:

Børsindeksen er en variabel vi mener vil gi en signifikant innvirkning på aksjekursen, dette vil være naturlig ettersom alle selskapene vi undersøker også er inkludert i indeksen. Ved å inkludere Oslo Børs i regresjonen unngår vi også at den ligger som en faktor i feilleddet, da feilleddet inneholder andre faktorer som kan påvirke de andre variablene i modellen.

Futureskontrakter:

I modellen inkluderer vi logaritmiske avkastninger til 3-, 6-, og 12-månederskontrakter. Dette er syntetisk rullerende futureskontrakter basert på ukentlige observasjoner, det vil si at vi i stedet for å følge en konkret kontrakt følger vi prisutviklingen på kontrakter med kontinuerlig forfall om 3, 6, og 12 måneder. Det er disse kontraktene vi ønsker å undersøke om har en sammenheng med aksjeprisen og de forskjellige selskapene. Med disse kontraktslengdene kan vi undersøke sammenhengen på kort, mellomlangt og relativt langt tidsperspektiv.

Fish Pool Index:

FPI er det man kommer nærmest i forhold til en spotpris på laks. Vi mener dette også er en naturlig variabel å inkludere i modellen ettersom laks er hovedkilden til inntekt for selskapene. FPI beregnes som nevnt hver onsdag. Vi benytter den logaritmiske avkastningen til FPI i modellen.

9.1.2 Modell 1

$$\text{Modell 1: } \ln\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln\Delta X_{1t} + \beta_2 \ln\Delta X_{2t} + \beta_3 \ln\Delta X_{3t} + \beta_4 \ln\Delta X_{4t} + \beta_5 \ln\Delta X_{5t} + u_t$$

Hvor på tidspunkt, t :

- $\ln\Delta Y_t$ er den logaritmiske avkastningen til de respektive selskapene vi undersøker
- β_0 er regresjonens konstantledd
- β_1 er koeffisienten til den logaritmiske avkastningen til Oslo børs, $\ln\Delta X_{1t}$
- β_2 er koeffisienten til den logaritmiske avkastningen til 3-månederskontrakten, $\ln\Delta X_{2t}$
- β_3 er koeffisienten til den logaritmiske avkastningen til 6-månederskontrakten, $\ln\Delta X_{3t}$
- β_4 er koeffisienten til den logaritmiske avkastningen til 12-månederskontrakten, $\ln\Delta X_{4t}$
- β_5 er koeffisienten den logaritmiske avkastningen til FPI, $\ln\Delta X_{5t}$
- u_t er feilleddet

Modellen kan dermed utledes,

$$\begin{aligned} \ln\Delta Y_{Selskap} &= \beta_0 + \beta_{OSEBX} \ln\Delta OSEBX_t + \beta_{M3} \ln\Delta M3_{2t} + \beta_{M6} \ln\Delta M6_t + \beta_{M12} \ln\Delta M12_t \\ &+ \beta_{FPI} \ln\Delta FPI_t + u_t \end{aligned}$$

Hvor M3, M6 og M12 er henholdsvis den ukentlige prisen for 3-, 6-, og 12-månederskontrakten.

9.1.3 Modell 2

Modell 2: $\ln\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln\Delta X_{1t} + \beta_2 \ln\Delta X_{2t} + \beta_3 \ln\Delta X_{3t} + u_t$

Hvor på tidspunkt t :

- $\ln\Delta Y_t$ er den logaritmiske avkastningen til de respektive selskapene vi undersøker
- β_0 er regresjonens konstantledd
- β_1 er koeffisienten til den logaritmiske avkastningen til Oslo børs, $\ln\Delta X_{1t}$
- β_2 er koeffisienten til den logaritmiske avkastningen til kontrakt i , $\ln\Delta X_{2t}$, hvor kontrakt i refererer til de respektive kontraktene vi undersøker
- β_3 er koeffisienten den logaritmiske avkastningen til FPI, $\ln\Delta X_{3t}$
- u_t er feilleddet

Modell 2 kan utledes som følger,

$$\ln\Delta Y_{Selskap} = \beta_0 + \beta_{OSEBX} \ln\Delta OSEBX_t + \beta_{Mi} \ln\Delta Mi_t + \beta_{FPI} \ln\Delta FPI_t + u_t$$

9.2 Undersøkelser av datasettet

I dette delkapittelet går vi gjennom de testene vi har gjort, og eventuelle funn.

Før vi kunne gå i gang med å tolke resultater i modellen vår, utførte vi en rekke tester på datasettet for å sikre at regresjonen vi kjører vil gi mest mulig korrekte estimat og resultater.

9.2.1 Unit root

Vi kjørte to tester for å teste for enhetsrot på alle variablene i datasettet. Vi kjørte en “augmented” Dickey-Fuller test, som kun tester for ett kointegrasjonsforhold, og deretter en “augmented” Dickey-Fuller utvidet til generalized least squares (dfgls). Nullhypotesen for begge testene er at det er enhetsrot i variablene. Dersom vi har enhetsrot kan det føres til spuriøse regresjoner, eller vi kan ha kointegrasjon i modellen. Nullhypotesen forkastes dersom test-statistikken er lavere enn kritisk verdi, i alle variablene.

Resultatene presenteres i tabell 8 og 9, under:

Dickey-Fuller Logaritmisk		
	2007-2012	2012-2016
SalMar	-24,929***	-17,091***
Grieg Seafood	-18,884***	-15,121***
Marine Harvest	-19,577***	-16,902***
Lerøy	-22,785***	-18,236***
OSEBX	-24,712***	-17,470***
M3	-18,673***	-14,735***
M6	-15,974***	-12,058***
M12	-15,499***	-11,269***
FPI	-22,648***	-14,697***
Kritisk verdi 1 %	-3,44	-3,459
Kritisk verdi 5 %	-2,87	-2,88

Tabell 8: Dickey-Fuller

Dickey-Fuller GLS, Logaritme 2007-2016					2012-2016				
	lag	t-stat	lag	t-stat		lag	t-stat	lag	t-stat
SalMar	1	-17,698	17	-4,460	SalMar	1	-10,721	15	-3,656
Grieg Seafood	1	-13,929	17	-4,356	Grieg Seafood	1	-11,104	15	-3,571
Marine Harvest	1	-13,699	17	-5,205	Marine Harvest	1	-10,482	15	-3,772
Lerøy	1	-15,011	17	-4,594	Lerøy	1	-11,946	15	-3,549
OSEBX	1	-17,372	17	-4,538	OSEBX	1	-11,681	15	-4,707
M3	1	-14,718	17	-4,940	M3	1	-11,431	15	-4,127
M6	1	-13,551	17	-5,120	M6	1	-10,089	15	-4,196
M12	1	-13,018	17	-4,997	M12	1	-9,401	15	-4,066
FPI	1	-19,874	17	-5,509	FPI	1	-13,280	15	-4,524
Kritisk verdi 1 %	Lag 1	-3,480	Lag 17	-3,480	Kritisk verdi 1 %	Lag 1	-3,480	Lag 15	-3,480
Kritisk verdi 5 %	Lag 1	-2,877	Lag 17	-2,823	Kritisk verdi 5 %	Lag 1	-2,914	Lag 15	-2,808

Tabell 9: Dickey-Fuller GLS

Tabell 9 viser resultatene fra Dickey-Fuller GLS for lag 1 og lag 17 for perioden 2007-2016 og lag 1 og 15 i perioden 2012-2016. Testen ga signifikant bevis på 1 prosentnivå for å forkaste enhetsrot, i alle variablene, for alle lag i mellom 1 og 17, og 1 og 15.

Vi forkaster nullhypotesen for enhetsrot i tidsserien, på 1% for alle variablene i begge testene. Vi fastslår dermed at variablene er stasjonære, og at det ikke er fare for spuriøse regresjoner. Kointegrasjon utelukkes også når vi ikke har enhetsrøtter i variablene.

9.2.2 Skjevhet og kurtose

Vi har testet alle våre modeller med en skjevhetstest for å finne ut om feilleddet er normalfordelt. Nullhypotesen er at ved skjevhet = 0, og kurtose = 3 vil feilleddet være normalfordelt.

I appendix 1 vises våre resultater for Sata skjevhetstest (sktest). Vi ser at det er noe ulike resultater for periodene vi tester. For begge periodene vi undersøker 2007-2016 og 2012-2016, får vi signifikante bevis for å forkaste nullhypotesen om normalfordelte feilledd for alle modellene. Her har vi et stort utvalg på 496 og 261 observasjoner. Selv om nullhypotesen blir forkastet ser vi at gjennomsnittet nærmer seg null, som er i tråd med "Central Limit Theorem" beskrevet i kapittel 6.5.2.

9.2.3 Multikollinearitet

For alle regresjonene gjør vi også en "Variance Inflation Factor"-test (VIF-test), for å sjekke graden av multikollinearitet mellom variablene i regresjonene. Denne bør være nærmest mulig 1. Får vi resultat over 10, har vi et alvorlig problem med multikollinearitet. Vi velger her kun å godta verdi under 5. Resultatene for VIF-testen er gitt i tabell under.

Variance Inflation Factor (VIF)				
	Modell 1 Alle variabler	Modell 2 Kontrakt 3 mnd.	Modell 2 Kontrakt 6 mnd.	Modell 2 Kontrakt 12 mnd.
2007-2016	1,21	1,11	1,02	1,03
2012-2016	1,11	1,08	1,02	1,02

Tabell 10: Variance Inflation Factor

Som vi ser her er har vi ikke $VIF > 5$ i noen av testene. Vi har likevel tendenser til multikollinearitet i dataene, i og med at VIF verdien er over 1. Dette er ikke veldig overraskende da vi tester flere priser for det samme underliggende aktivum. Siden testresultatet er godt under 5 godtar vi modellen, og beholder alle variablene. Det at vi tester log-avkastningen i stedet for nivå-avkastning bidrar til å redusere mulitkollineariteten.

Selv om imperfekt-multikollinearitet ikke bryter med forutsetningen for OLS vil det kunne påvirke resultatene vi får i regresjonen. Det vil kunne føre til at en eller flere av koeffisientene blir upresist estimert, som er viktig å tenke på når man vurderer resultatene.

9.2.4 Heteroskedastisitet

For å undersøke om feilleddet er heteroskedastisk har valgte vi å kjøre en Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet. Testen har nullhypotese om at feilleddet har konstant varians. Som nevnt tidligere vil vi kunne få estimerer vi ikke kan stole på dersom feilleddet ikke har konstant varians. Resultatene fra testen viser forskjeller i de to tidsperiodene vi undersøker.

Breusch-Pagan									
H0=Ingen heteroskedastisitet									
	Alle variabler		Kontrakt 3 mnd.		Kontrakt 6 mnd.		Kontrakt 12 mnd.		
	Kji-verdi	P-verdi	Kji-verdi	P-verdi	Kji-verdi	P-verdi	Kji-verdi	P-verdi	
2007-2016									
SalMar	0,7900	0,3740	0,3000	0,5845	0,8200	0,3656	0,7200	0,3971	
Grieg Seafood	16,1000	0,0001	12,7000	0,0004	20,0700	0,0000	8,4100	0,0037	
Marine Harvest	30,7500	0,0000	36,7300	0,0000	32,7200	0,0000	29,8500	0,0000	
Lerøy	2,6500	0,1036	3,0900	0,0786	4,4300	0,0352	4,9300	0,0264	
2012-2016									
SalMar	5,9400	0,0148	7,3600	0,0067	4,3000	0,0382	4,5100	0,0336	
Grieg Seafood	0,7300	0,3922	0,9700	0,3244	1,8000	0,1793	0,3700	0,5423	
Marine Harvest	1,6400	0,2002	1,1500	0,2828	3,3000	0,0693	4,4400	0,0349	
Lerøy	0,2500	0,6178	0,1700	0,6774	0,2700	0,6002	0,1000	0,7507	

Tabell 11: Breusch-Pagan

I regresjonene gjort på data i perioden 2007-2016 forkaster vi nullhypotesen om konstant varians i de fleste regresjonene. I regresjonen for SalMar beholdes nullhypotesen i hele perioden, og for Lerøy beholdes den på 10 prosent signifikansnivå i modell 1. Dette resultatet var ikke særlig overraskende da det kan tenkes at variansen var større under finanskrisen enn fra 2012 og videre, dermed var ikke variansen i feilleddet konstant i hele perioden.

I perioden 2012-2016 ser vi for de fleste selskapene at testen beholder nullhypotesen om konstant varians, igjen er SalMar unntaket hvor vi her forkaster nullhypotesen i begge modellene for alle regresjonene. Marine Harvest skiller seg også ut ved å forkaste nullhypotesen for 6- og 12-månederskontrakten.

For å korrigere for eventuell heteroskedastisitet i feilleddene valgte vi også å kjøre testene med kommandoen robust.

9.2.5 Autokorrelasjon

I tidsseriedata er det ikke uvanlig at det oppstår autokorrelasjon, at en observasjon er korrelert med den foregående verdien. Ikke overraskende ga både Durbin-Watson testen og Breusch-Godfrey testen for autokorrelasjon utslag på dette. Durbin-Watson testen har vært noe mer komplisert å tolke fordi vi ikke har funnet nøyaktige tabeller for kritiske verdier over 260 og 490 observasjoner.

De kritiske verdiene vi benytter oss av viser kritiske verdier for et intervall på 10 observasjoner (web.stanford.edu, a,b,c,d, u.å). I tabellen nedenfor vil nullhypotesen forkastes på 1 prosent nivå der det er merket med mørkerødt og 5 prosentnivå der det er merket med lyserødt, dette er gjort da det kreves flere matematiske operasjoner for å avgjøre om nullhypotesen kan forkastes eller ikke. Våre beregninger kan finnes i appendix 2.

Ut fra denne testen og de kritiske verdiene vi har benyttet oss av forkaster vi nullhypotesen om ingen autokorrelasjon på 1 prosent nivå i modell 1 for SalMar i perioden 2007-2016 og for modell 1 og 2 (regresjon for 12-månederskontrakt) for Lerøy. Vi finner også bevis autokorrelasjon på 5 prosentnivå for alle regresjoner for SalMar og Marine Harvest i perioden 2007-2016. I perioden 2012-2016 finner vi bevis for autokorrelasjon i alle regresjonene for Lerøy med 5 prosent nivå.

Durbin-Watson	k= 6	k=4	k=4	k=4
D-statistikk	Alle variabler	Kontrakt 3 mnd	Kontrakt 6 mnd	Kontrakt 12 mnd
2007-2016	n=496			
SalMar	2,2011	2,1945	2,1834	2,1824
Grieg Seafood	2,0408	1,9549	1,9355	1,9583
Marine Harvest	1,8687	1,8572	1,8456	1,8422
Lerøy	2,1045	2,0817	2,0842	2,0758
2012-2016	n=261			
SalMar	2,0676	2,0553	2,0534	2,0536
Grieg Seafood	1,9883	1,9246	1,9394	1,9516
Marine Harvest	2,0487	2,0044	2,0452	2,0202
Lerøy	2,2525	2,2434	2,2545	2,2640

Tabell 12: Durbin-Watson

Durbin-Watson	1 %		5 %	
Kritiske verdier	dL	dU	dL	dU
k=4 n=260	1,6901	1,7365	1,7734	1,8201
k=6 n=260	1,6745	1,7523	1,7577	1,8360
k=4 n=500	1,7806	1,8046	1,8411	1,8652
k=6 n=500	1,7725	1,8228	1,8330	1,8734

Tabell 13: Kritiske verdier Durbin-Watson (Kilde: Stanford a,b,c,d, u.å)

I Breusch-Godfrey ser vi at de fleste regresjonene i begge modellene for begge periodene avviser autokorrelasjon. SalMar skiller seg ut ved at nullhypotesen forkastes med en p-verdi på under 5 prosent i perioden 2007-2016 der vi tester kontraktene isolert i modell 2. Marine

Harvest forkaster nullhypotesen om ingen autokorrelasjon for regresjon med 6- og 12-månederskontrakt isolert, men dette på 10 prosentnivå.

I perioden fra 2012-2016 beholder vi nullhypotesen for alle regresjonene bortsett fra Lerøy, her forkaster vi nullhypotesen om autokorrelasjon på 5 prosentnivå for alle regresjonene gjort for Lerøy.

Breusch-Godfrey									
H0= Ingen autokorrelasjon	Alle Variabler		Kontrakt 3 mnd.		Kontrakt 6 mnd.		Kontrakt 12 mnd.		P-verdi
	Kji-verdi	P-verdi	Kji-verdi	P-verdi	Kji-verdi	P-verdi	Kji-verdi		
2007-2016									
SalMar	4,8210	0,2810	4,5010	0,0339	4,0020	0,0455	3,9650	0,0465	
Grieg Seafood	0,2000	0,6546	0,2460	0,6201	0,4960	0,4814	0,2070	0,6495	
Marine Harvest	2,1840	0,1394	2,5930	0,1074	3,0270	0,0819	3,1670	0,0751	
Lerøy	1,3520	0,2449	0,8280	0,3629	0,8790	0,3486	0,7130	0,3986	
2012-2016									
SalMar	0,3080	0,5790	0,2060	0,6502	0,1920	0,6609	0,1930	0,6601	
Grieg Seafood	0,0090	0,9260	0,3710	0,5422	0,2410	0,6237	0,1520	0,6969	
Marine Harvest	0,1580	0,6914	0,0010	0,9707	0,1350	0,7130	0,0270	0,8691	
Lerøy	4,2230	0,0399	3,8960	0,0484	4,2740	0,0387	4,5900	0,0322	

Tabell 14: Breusch-Godfrey

Ut fra de to testene vi har gjort for autokorrelasjon ser vi at de gir noe ulike resultater. Vi kan dermed ikke være helt sikre på at vi ikke har autokorrelasjon og at variablene kan være korrelert med sine foregående verdier. Selv om testene gir noe ulike resultat mener vi at Breusch-Godfrey testen gir et mer pålitelig resultat ettersom tabellene for de kritiske verdiene er noe uklare i Durbin-Watson testen.

9.2.6 Newey-West

Ettersom vi fant klart utslag for heteroskedastisitet og noe antydninger til autokorrelasjon valgte vi å kjøre regresjonene med Newey-West slik at vi oppnår heteroskedastiske- og autokorrelasjon- robuste standardfeil. Vi valgte å bruke seks ”lags” da vi kjørte regresjonene, dette er i tråd med avkortningsfaktoren der avkortningsfaktoren $m = 0,75T^{1/3}$. Ved å gjøre dette sjekkes det for autokorrelasjoner i høyere lags og kan unngå problemet med inkonsistente estimatorer.

9.3 Resultater fra regresjonene

Vi vil her presentere resultatene fra våre regresjoner, hvor vi vil se på hvilken effekt variablene kan ha på aksjekursen. Tabellene vil vise koeffisienter, standardavvik i parenteser, antall observasjoner, R^2 og \bar{R}^2 . Signifikante variabler noteres med stjerner der, *** $p < 0.01$ som betyr at variabelen er signifikant på ett prosents nivå, ** $p < 0.05$ betyr at variabelen er signifikant på fem prosents nivå, og * $p < 0.1$ som betyr at variabelen er signifikant på ti prosents nivå. Koeffisienten til en variabel kan tolkes som en prosentvis endring i aksjekursen til det respektive selskapet vi undersøker ved en ukentlig endring i variabelen på ett prosent. Det vil si at dersom koeffisienten til for eksempel 3-månederskontrakten er 0,2, vil en ukes endring på 1 prosent i prisen til 3-månederskontrakten vil aksjekursen øke med 0,2 prosent, alt annet likt.

9.3.1 SalMar

Perioden 2007-2016

I denne regresjonen ser vi at vi har to signifikante variabler, OSEBX og M3, der OSEBX er signifikant på ett prosents nivå og 3-månederskontrakten er signifikant på fem prosents nivå. Det betyr at dersom 3-månederskontrakten øker med ett prosent i løpet av en uke, øker aksjekursen til SalMar med 0,236 prosent, alt annet likt. Vi ser også at FPI er signifikant på ti prosent nivå i regresjonen uten robuste feilledd eller heteroskedastiske- og autokorrelasjonrobuste standardfeil. I regresjonen der vi bruker Newey-West ser vi at FPI ikke lenger er signifikant, noe som kan tilsi at vi i den første regresjonen har hatt autokorrelasjon og heteroskedastiske feilledd, og autokorrelasjon i den robuste regresjonen.

SalMar 2007-2016			
	Regresjon	Robust	Newey-West
OSEBX	0.664*** (0.0601)	0.664*** (0.127)	0.664*** (0.0983)
M3	0.236** (0.114)	0.236** (0.116)	0.236** (0.114)
M6	0.0621 (0.134)	0.0621 (0.125)	0.0621 (0.120)
M12	0.170 (0.149)	0.170 (0.123)	0.170 (0.117)
FPI	0.0626* (0.0336)	0.0626 (0.0382)	0.0626 (0.0428)
Konstant	0.259 (0.216)	0.259 (0.215)	0.259 (0.188)
Observasjoner	496	496	496
R-squared	0.236	0.236	0.236
VIF	1,21		

Tabell 15: Resultater SalMar modell 1, 2007-2016

R^2 for regresjonen ser vi er 0,236, dette betyr at modellen kan forklare 23,6 prosent av variasjonen i aksjeprisen til SalMar, selv om noen av variablene er ikke signifikant.

Det må også nevnes at det er noe antydninger til multikollinearitet, VIF viser en verdi på 1,21. Dette kan ha betydning for resultatet da standardavvikene kan være noe større enn om det ikke hadde vært multikollinearitet mellom variablene.

SalMar Kontrakter Isolert 2007-2016 (Newey-West)			
	Kontrakt 3.mnd	Kontrakt 6 mnd.	Kontrakt 12 mnd.
OSEBX	0.666*** (0.0977)	0.666*** (0.0975)	0.665*** (0.0980)
Kontrakt	0.277*** (0.100)	0.205** (0.0982)	0.243** (0.117)
FPI	0.0670 (0.0440)	0.0902** (0.0442)	0.0885** (0.0442)
Konstant	0.297 (0.191)	0.307 (0.189)	0.311 (0.190)
Observasjoner	496	496	496
R-squared	0.233	0.226	0.226
VIF	1.11	1.02	1.03

Tabell 16: Resultater SalMar modell 2, 2007-2016

Når vi her tester kontrakten isolert ser vi at vi får flere signifikante variabler og at koeffisientene endrer seg. Vi ser at 3-månederskontrakten får en høyere koeffisient enn ved forrige regresjon, og at 6- og 12-månederskontrakten nå er signifikant på fem prosents signifikansnivå. I tillegg er FPI også signifikant på fem prosents nivå der vi undersøker 6- og 12-månederskontrakten. Igjen kan dette tyde på at multikollinearitet kan ha påvirket resultatet i forrige regresjon. VIF verdien for regresjon med 3-månederskontrakten skiller seg her ut ved å gi en noe høyere verdi enn ved 6-, og 12-månederskontrakten, dette kan forklares ved at FPI og 3-månederskontrakten har en noe høyere korrelasjon, noe som er naturlig ettersom de ligger nærme hverandre i tid.

R^2 i regresjonene er noe lavere her, dette er forventet ettersom vi har tatt bort de andre kontraktene fra regresjonen, men faktoren har likevel en relativt høy verdi. Der vi tester 3-månederskontrakten isolert ser vi at R^2 er høyere enn for de to andre isolerte regresjonene, noe som betyr at regresjonen med 3-månederskontrakten gir en høyere forklaringsgrad.

Perioden 2012-2016

Når vi gjør regresjonen for perioden 2012-2016 får vi naturlig nok ulike resultater, det kan være flere grunner til dette, blant annet at resultatene er basert på en del færre observasjoner i

tillegg til multikollinearitet som nevnt tidligere. Samtidig unngår vi også finanskrisen og det store lakseprisfallet i 2011.

Koeffisienten til 3-månederskontrakten er relativt lik, hvor den i dette tilfellet er 0,237, mot 0,236 i forrige periode, men vi ser at signifikansnivået har endret seg. Variabelen er nå ikke lenger signifikant på fem prosentnivå, her er den signifikant på ti prosentnivå. Vi har også flere variabler i denne regresjonen som ikke var signifikant forskjellig fra null tidligere, hvor både 12-månederskontrakten, FPI, og konstantleddet nå er signifikant på fem prosent for 12-månederskontrakten og FPI, og på ett prosent for konstantleddet. Det at 12-månederskontrakten og FPI nå er signifikant tror i delvis kan forklares ved at Fish Pool nå er et mer modent marked enn det var i perioden før 2012 ettersom de ble etablert i 2005.

Tolkningen av konstantleddet er at dersom alle de andre variablene er null vil koeffisienten til konstantleddet gi oss endringen i prisen på aksjen, det vil si at aksjeprisen til SalMar vil øke med 0,509 prosent dersom de andre variablene i regresjonen er null. Dette er en noe banal påstand ettersom det også kan være andre faktorer vi ikke har inkludert i modellen som kan påvirke aksjekursen.

Det som er verdt å merke seg i denne regresjonen er at R^2 er her relativt mye lavere, hvor den her har verdien 0,149 mot 0,236 i perioden 2007-2012. Det vil si at i denne perioden forklarer modellen mye mindre av variasjonen i aksjeprisen til SalMar. Vi ser også at VIF har en lavere verdi, som tilsier at multikollineariteten mellom variablene i regresjonen er lavere.

SalMar 2012-2016			
	Regresjon	Robust	Newey-West
OSEBX	0.561*** (0.105)	0.561*** (0.121)	0.561*** (0.141)
M3	0.237** (0.106)	0.237* (0.130)	0.237* (0.132)
M6	0.00587 (0.120)	0.00587 (0.123)	0.00587 (0.130)
M12	0.171 (0.144)	0.171 (0.115)	0.171* (0.103)
FPI	0.0697* (0.0386)	0.0697* (0.0359)	0.0697* (0.0354)
Konstant	0.509** (0.231)	0.509** (0.240)	0.509** (0.221)
Observasjoner	261	261	261
R-squared	0.149	0.149	0,149
VIF	1.11		

Tabell 17: Resultater SalMar modell 1, 2012-2016

I de isolerte regresjonene ser vi klare forskjeller mellom periodene med tanke på antall signifikante variabler. Regresjonen med 3-månederskontrakten isolert ser vi at alle variablene er signifikant på fem prosentnivå, og OSEBX er også signifikant på ett prosentnivå. Det at OSEBX og konstanten har ulike koeffisienter i de forskjellige regresjonene kan forklares ved ulik korrelasjon mellom variablene. 3-månederskontrakten har for eksempel en positiv korrelasjon med FPI på 0,2847, en negativ korrelasjon med OSEBX på -0,0955, der FPI har en korrelasjon med OSEBX på 0,1062. Dette er selvfølgelig faktorer som må tenkes på når resultatene vurderes.

6-månederskontrakten er her ikke en signifikant variabel i motsetning til forrige periode der den var signifikant på fem prosentnivå. 12-månederskontrakten er her signifikant på ti prosentnivå.

SalMar Kontrakter Isolert 2012-2016 (Newey-West)			
	Kontrakt 3 mnd.	Kontrakt 6 mnd.	Kontrakt 12 mnd.
OSEBX	0.566*** (0.139)	0.533*** (0.135)	0.529*** (0.137)
Kontrakt	0.242** (0.120)	0.103 (0.109)	0.181* (0.107)
FPI	0.0758** (0.0351)	0.0991*** (0.0348)	0.0960*** (0.0343)
Konstant	0.570** (0.220)	0.624*** (0.210)	0.601*** (0.204)
Observasjoner	261	261	261
R-squared	0.144	0.128	0.131
VIF	1,08	1,02	1,02

Tabell 18: Resultater SalMar modell 2, 2012-2016

Igjen ser vi at R^2 er noe høyere for regresjon med 3-månedskontrakten enn for de andre to kontraktene, og at regresjonen har en høyere VIF verdi. Verdiene for R^2 og VIF skiller seg fra perioden 2007-2012.

9.3.2 Grieg Seafood

Perioden 2007-2016

I perioden 2007-2016 var alle variablene signifikante innenfor fem prosentnivå. Siden vi har ukentlige data, vil endringen reflekteres fra en uke til den neste.

Vi tolker koeffisientene slik at dersom vi får en ukentlig endring på ett prosent i prisen på en tremåneders futureskontrakt, øker aksjekursen til Grieg med 0,427 prosent, gitt at de andre variablene ikke endrer seg. Det samme gjelder ved en endring på ett prosent i 6-månederskontrakten, da øker aksjekursen til Grieg med 0,373 prosent, dersom de andre variablene ikke har noen endring. Dersom 12-månederskontrakten endrer seg med ett prosent, øker aksjeprisen 0,54 prosent. Dersom OSEBX øker ett prosent, øker aksjekursen 0,611 prosent, alt annet likt. Den laveste effekten har en endring i FPI med en effekt per prosentvis

endring på 0,081 % på aksjekursen, gitt at alt annet er likt. Vi bemerker at koeffisienten til konstantleddet heller ikke i denne modellen er signifikant ulik fra null.

Grieg Seafood 2007-2016			
	Regresjon	Robust	Newey-West
OSEBX	0.611*** (0.0823)	0.611*** (0.125)	0.611*** (0.141)
M3	0.427*** (0.147)	0.427*** (0.158)	0.427** (0.194)
M6	0.373** (0.173)	0.373** (0.163)	0.373** (0.174)
M12	0.540*** (0.195)	0.540*** (0.175)	0.540*** (0.176)
FPI	0.0810* (0.0439)	0.0810* (0.0415)	0.0810** (0.0396)
Konstant	0.0453 (0.281)	0.0453 (0.271)	0.0453 (0.253)
Observasjoner	496	496	496
R-squared	0.193	0.193	0.193
VIF	1,21		

Tabell 19: Resultater Grieg Seafood modell 1, 2007-2016

Det er interessant å se at ved korreksjon for autokorrelasjon og heteroskedastisitet er det bare FPI og 3-månederskontrakten som endrer signifikans. FPI blir mer signifikant fra ti til fem prosent, og 3-månederskontrakten fra ett til fem prosent. Det andre variablene holder seg like signifikante som i standard OLS-regresjon. Vi ser at Newey-West restriksjonen endrer standardavvikene noe som kan indikere at det var både heteroskedastisitet og autokorrelasjon i regresjonen.

Modellens R^2 er noe lav, på 0,193. Av det kan vi tolke at modellen kan se ut til å forklare 19,3 prosent av variasjonen til Grieg aksjen. Det er en helt adekvat påvirkning, men kan også indikere at det er mange andre faktorer som påvirker aksjekursen som modellen ikke inkluderer.

I tillegg til å teste alle prisene i én modell, har vi kjørt regresjoner med prisene separat. Dette fører til at multikollineariteten reduseres, som forventet, da futuresprisene normalt bestemmes ut fra samme informasjon, og derfor er multikollinearitet mellom prisene naturlig. I tabellen ser man en oversikt over koeffisientene til de ulike kontraktene.

Grieg Seafood Kontrakter Isolert 2007-2016 (Newey-West)			
	Kontrakt 3 mnd	Kontrakt 6 mnd	Kontrakt 12 mnd
OSEBX	0.615*** (0.146)	0.609*** (0.144)	0.607*** (0.142)
Futurespris	0.625*** (0.220)	0.701*** (0.220)	0.782*** (0.237)
FPI	0.0980** (0.0437)	0.141*** (0.0416)	0.140*** (0.0431)
Konstant	0.187 (0.291)	0.162 (0.283)	0.168 (0.291)
Observasjon	472	472	472
R-squared	0.164	0.163	0.158
VIF	1,11	1,02	1,03

Tabell 20: Resultater Grieg Seafood modell 2, 2007-2016

Samlet var alle kontraktene signifikante, og vi ser at 3-måneders kontrakten holder seg signifikant på fem prosentnivå, og 6- og 12-måneders kontraktene enda på ett prosent. FPI øker derimot til fem prosent i modellen for 3-måneders kontrakten, og blir signifikant på ett prosent i regresjonene med 6- og 12-månederskontraktene. Alle kontraktene kan dermed fremdeles sees å ha en sammenheng med aksjekursen til Grieg.

R^2 i modellen synker noe når vi kjører testene enkeltvis. Den ligger rundt 0,164 for 3-måneders kontrakten, 0,165 for 6-måneder og 0,158 for kontraktslengde 12-måneder. Dette kan si oss at modellene, hver for seg, forklarer 16,4 prosent, 16,5 prosent og 15,8 prosent av variasjonen i aksjeprisen til Grieg.

Perioden 2012-2016

Når vi tester de fem siste årene av perioden, 2012-2016, får vi ulike resultater fra totalperioden. 3- og 12- måneders kontrakten er ikke lenger signifikant, futuresprisen for seks måneder reduseres til fem prosent signifikansnivå. FPI er signifikant på fem prosentnivå, og OSEBX holder seg på ett prosentnivå.

Grieg Seafood 2012-2016			
	Regresjon	Robust	Newey-West
OSEBX	0.684*** (0.134)	0.684*** (0.132)	0.684*** (0.133)
M3	0.182 (0.136)	0.182* (0.105)	0.182 (0.112)
M6	0.344** (0.154)	0.344*** (0.133)	0.344** (0.135)
M12	0.216 (0.184)	0.216 (0.164)	0.216 (0.192)
FPI	0.108** (0.0494)	0.108** (0.0486)	0.108** (0.0491)
Konstant	0.624** (0.296)	0.624** (0.291)	0.624*** (0.225)
Observasjoner	261	261	261
R-squared	0.165	0.165	0.165
VIF	1,11		

Tabell 21: Resultater Grieg Seafood modell 1, 2012-2016

Av resultatet ser vi da at kun 6-månederskontrakten som er signifikant. Igjen kan dette indikere at utviklingen mellom aksjekurs og futurespris har vært noe ulik. Det kan muligens være på grunn av en stor vekst i verdien til Grieg i perioden, mens futuresprisene har vært mer stabile og reflekterer ikke like stor prosentvis vekst.

Forklaringsgraden til modellen synker også i forhold til 2007-2016, og er nå på 0,165, eller 16,5 prosent. En stor endring i denne modellen er at vi får en signifikant konstant på fem prosent for tre- og 6-månederskontraktene, og ett prosent for 12-månederskontrakten. Det betyr at dersom ingen variabler endrer seg vil likevel aksjekursen til Grieg kunne stige. Vi ser at ved ingen endring i de inkluderte forklaringsvariablene kan aksjekursen øke med 0,624 prosent på en uke. Dette kan være på grunn av faktorer som ikke er inkludert i modellen.

Resultatene endrer seg en del når vi her tester kontraktene separat. Vi får signifikante resultater igjen for 3-månederskontrakt, men fortsatt ikke for 12-måneder. FPI øker fra fem prosent til ett prosent i 6- og 12-månederskontraktene, og vi får her en signifikant konstant på ett prosent for alle kontraktene, en økning fra fem prosent i 3- og 6-månederskontraktene for hele perioden.

Grieg Seafood Kontrakter Isolert 2012-2016 (Newey-West)			
	Kontrakt 3 mnd.	Kontrakt 6 mnd.	Kontrakt 12 mnd.
OSEBX	0.699*** (0.132)	0.665*** (0.134)	0.656*** (0.134)
Kontrakt	0.268** (0.109)	0.432*** (0.124)	0.307 (0.205)
FPI	0.119** (0.0490)	0.133*** (0.0467)	0.137*** (0.0478)
Konstant	0.799*** (0.248)	0.736*** (0.230)	0.796*** (0.239)
Observasjoner	261	261	261
R-squared	0.140	0.155	0.136
VIF	1,08	1,02	1,02

Tabell 22: Resultater Grieg Seafood modell 2, 2012-2016

For de separate testene synker også R^2 til henholdsvis 14 prosent, 15,5 prosent og 13,6 prosent for de respektive kontraktene. 6-månederskontrakten endres minst, og er også den kontrakten som er mest signifikant av de isolerte testene, men også i den fullstendige modellen. Det kan bety at regresjonen med 6-månederskontrakten kan forklare mer av variasjonen i prisen til Grieg.

9.3.3 Marine Harvest

Perioden 2007-2016

For Marine Harvest ser vi at det er 3- og 12-månederskontrakten som har høyest koeffisient i tillegg til børsindeksen. Sett bort i fra børsindeksen er det 3-månederskontrakten som har mest å si for aksjekursen med en koeffisient på 0,291, det vil si at aksjekursen til Marine Harvest øker med 0,291 prosent når prisen til 3-månederskontrakten en uke øker med ett prosent, alt annet likt. Koeffisienten for 12-månederskontrakten og børsindeksen kan tolkes tilsvarende. Vi ser at modellens forklaringskraft målt ved R^2 er noe høy selv om verken konstantleddet, og andre variabler er signifikante.

Marine Harvest 2007-2016			
	Regresjon	Robust	Newey-West
OSEBX	0.773*** (0.0659)	0.773*** (0.104)	0.773*** (0.102)
M3	0.291** (0.127)	0.291*** (0.0954)	0.291*** (0.0915)
M6	0.185 (0.150)	0.185 (0.113)	0.185 (0.113)
M12	0.254 (0.169)	0.254** (0.119)	0.254** (0.112)
FPI	0.0487 (0.0375)	0.0487 (0.0333)	0.0487 (0.0348)
Konstant	-0.0317 (0.239)	-0.0317 (0.233)	-0.0317 (0.255)
Observasjoner	496	496	496
R-squared	0.248	0.248	0.248
VIF	1,21		

Tabell 23: Resultater Marine Harvest modell 1, 2007-2016

Regresjonen for 3-Månederskontrakten isolert gir noe ulike resultater enn ved regresjon med alle variablene. Dette vil være naturlig ettersom variablene korrelerer med hverandre, se kapittel 8.2.8 for korrelasjonsmatrise. Igjen ser vi at 3-månederskontrakten er signifikant, denne gangen med koeffisient 0,380 mot 0,291 i forrige regresjon. Det at den nå er høyere kan indikere at koeffisienten ble noe påvirket av 6- og 12-månederskontrakten.

Forklaringskraften til denne regresjonen ser vi også er noe lavere målt ved R^2 , dette er naturlig ettersom 12-månederskontrakten som var en signifikant variabel ble trukket ut av regresjonen. Modellen har likevel en relativt høy forklaringskraft, vi ser at den også er høyere enn ved regresjon av 6- og 12-månederskontrakten selv om den har en mindre signifikant variabel.

Marine Harvest Kontrakter Isolert 2007-2016 (Newey-West)			
	Kontrakt 3 mnd.	Kontrakt 6 mnd.	Kontrakt 12 mnd.
OSEBX	0.775*** (0.101)	0.775*** (0.103)	0.774*** (0.101)
Kontrakt	0.388*** (0.0922)	0.380*** (0.113)	0.394*** (0.138)
FPI	0.0567 (0.0373)	0.0854** (0.0352)	0.0860** (0.0359)
Konstant	0.0359 (0.267)	0.0335 (0.269)	0.0344 (0.270)
Observasjoner	496	496	496
R-squared	0.240	0.236	0.233
VIF	1.11	1.02	1.03

Tabell 24: Resultater Marine Harvest modell 2, 2007-2016

Det som er spesielt med 6-månederskontrakten er at den nå er signifikant i motsetning til i regresjonen for alle variablene. I tillegg er FPI en signifikant variabel, noe den ikke er i regresjonen der vi ser på 3-månederskontrakten isolert, eller alle variablene samlet. I likhet med regresjonen for 6-månederskontrakten isolert blir også FPI signifikant i denne regresjonen, igjen kan dette begrunnes med korrelasjon mellom variablene.

Perioden 2012-2016

I denne perioden er fortsatt OSEBX og 3-månederskontrakten, M3, signifikant på 1 prosentnivå, men med noe lavere koeffisienter enn tidligere. 6-månederskontrakten er i denne perioden signifikant på 1 prosentnivå mot at den ikke var signifikant i perioden 2007-2012, det samme skjer med FPI som nå er signifikant på 5 prosentnivå. 12-månederskontrakten viser seg nå å være mindre signifikant enn tidligere. Det at signifikansnivået endres kan tyde på at det er faktorer i perioden før 2012 som kan påvirke resultatet, som vi nå har utelukket fra regresjonen.

Marine Harvest 2012-2016			
	Regresjon	Robust	Newey-West
OSEBX	0.648*** (0.0886)	0.648*** (0.0959)	0.648*** (0.0999)
M3	0.224** (0.0898)	0.224*** (0.0838)	0.224*** (0.0816)
M6	0.233** (0.102)	0.233*** (0.0868)	0.233*** (0.0846)
M12	0.170 (0.122)	0.170* (0.101)	0.170* (0.102)
FPI	0.0804** (0.0326)	0.0804** (0.0323)	0.0804** (0.0322)
Konstant	0.237 (0.195)	0.237 (0.195)	0.237 (0.173)
Observasjoner	261	261	261
R-squared	0.264	0.264	0,264
VIF	1.11		

Tabell 25: Resultater Marine Harvest modell 1, 2012-2016

I denne perioden får vi også en høyere forklaringsgrad målt ved R^2 og en lavere VIF som tilsier mindre multikollinearitet i perioden.

For kontraktene isolert ser vi også forskjell på periodene vi undersøker, for regresjon med 3-månederskontrakten blir både FPI og konstantleddet signifikant på henholdsvis 1 og 5 prosentnivå. Konstantleddet er også signifikant for regresjon med 6- og 12-månederskontrakten på fem prosent signifikansnivå.

Marine Harvest Kontrakter Isolert 2012-2016 (Newey-West)			
	Kontrakt 3 mnd.	Kontrakt 6 mnd.	Kontrakt 12 mnd.
OSEBX	0.659*** (0.0987)	0.622*** (0.0985)	0.616*** (0.104)
Kontrakt	0.283*** (0.0850)	0.326*** (0.0846)	0.235** (0.108)
FPI	0.0883*** (0.0319)	0.108*** (0.0316)	0.111*** (0.0310)
Konstant	0.364** (0.181)	0.348** (0.176)	0.392** (0.176)
Observasjoner	261	261	261
R-squared	0.238	0.241	0.219
VIF	1.08	1.02	1.02

Tabell 26: Resultater Marine Harvest modell 2, 2012-2016

Det er noe forskjell i periodene med tanke på forklaringsgrad målt ved R^2 , i regresjon med 3- og 12 månederskontrakten er R^2 noe lavere, mens den er høyere for 6-månederskontrakten i denne perioden. I perioden 2007-2016 ser vi at det er regresjon med 3-månederskontrakten gir høyest forklaringsgrad, her ser vi at det er 6-månederskontrakten som gir den høyeste verdien av R^2 og har økt fra 0,236 til 0,241. VIF verdien er også her noe lavere for regresjon med 3-månederskontrakten, for 6-månederskontrakten er den det samme, og for 12-månederskontrakten har den sunket marginalt med 0.01.

9.3.4 Lerøy Seafood Group

Perioden 2007-2016

I regresjonen for hele perioden, ser vi at aksjekursen til Lerøy ser ut til å øke når prisen på 3-månederskontrakten endrer seg, hvor vi får et signifikansnivå på ett prosent. Vi tolker da at ved en endring i prisen for en 3-månederskontrakt på ett prosent kan aksjeprisen øke med 0,275 prosent, gitt at de andre variablene er like. 6-månederskontrakten er signifikant på ti prosentnivå, og er da kun signifikant med 90 prosent sikkerhet. Beta for 6-månederskontrakten

er 0,153 prosent, som er estimatet på økningen i aksjen når futureskontrakten endres med ett prosent. FPI er signifikant på fem prosent nivå, og vil aksjekursen vil øke 0,096 prosent når FPI øke med ett prosent, gitt alt annet likt. OSEBX er signifikant på ett prosent nivå også, som forventet også for denne kontrakten. Det betyr at ved en endring på ett prosent i OSEBX vil aksjekursen til Lerøy stige på 0,53 prosent, dersom alt annet holdes konstant. β_0 er her ikke signifikant, og da ikke ulik fra null. Den økonomiske tolkningen er at i dette tilfellet vil ikke aksjeprisen øke, dersom alle variablene er lik null.

Lerøy 2007-2016			
	Regresjon	Robust	Newey-West
OSEBX	0.530*** (0.0543)	0.530*** (0.0772)	0.530*** (0.112)
M3	0.275*** (0.103)	0.275*** (0.0822)	0.275*** (0.0801)
M6	0.153 (0.122)	0.153* (0.0913)	0.153* (0.0833)
M12	0.144 (0.137)	0.144 (0.110)	0.144 (0.103)
FPI	0.0964*** (0.0306)	0.0964*** (0.0341)	0.0964** (0.0376)
Konstant	0.0706 (0.195)	0.0706 (0.194)	0.0706 (0.179)
Observasjoner	496	496	496
R-squared	0.222	0.222	0.222
VIF	1,21		

Tabell 27: Resultater Lerøy modell 1, 2007-2016

R^2 måles til 0,222. Det betyr at variablene i vår modell kan forklare cirka 22 prosent av variansen i Lerøy aksjekurs.

Når vi deler modellen opp legger vi merke til at koeffisientverdiene vi får øker slik at alle kontraktene blir signifikante innenfor fem prosent, og FPI øker til ett prosent. Spesielt legger vi merke til at både 6- og 12-månederskontraktene er signifikante på ett prosentnivå i den isolerte modellen. Det kan indikere at 3-månederskontrakten har påvirket resultatet.

Lerøy Kontrakter Isolert 2007-2016 (Newey-West)			
	Kontrakt 3 mnd.	Kontrakt 6 mnd.	Kontrakt 12 mnd.
OSEBX	0.532*** (0.111)	0.531*** (0.111)	0.531*** (0.111)
Kontrakt	0.347*** (0.0867)	0.314*** (0.0934)	0.269** (0.120)
FPI	0.101** (0.0391)	0.128*** (0.0385)	0.131*** (0.0397)
Konstant	0.116 (0.185)	0.120 (0.190)	0.132 (0.193)
Observasjoner	496	496	496
R-squared	0.216	0.208	0.201
VIF	1,11	1,02	1,03

Tabell 28: Resultater Lerøy modell 2, 2007-2016

R^2 minker noe når vi tester en og en kontrakt. Vi ser at den minste variansreduksjonen er i testen for tremåneders kontrakten, hvor korrelasjonen nå er 0,216, eller 21,6 prosent. For seks- og tolv måneder ligger variansen på 0,208 og 0,201, eller 20,8 prosent og 20,1 prosent.

Perioden 2012-2016

Når vi kjørte den vanlige OLS regresjonen på modellen for perioden 2012 fikk vi først kun signifikans på fem prosentnivå på futureskontrakten for tre måneder, men når vi justerte ned Newey-West økte signifikansen til ett prosent. Kontraktene for seks- og tolv måneder er fremdeles insignifikante for perioden 2012-2016. FPI og OSEBX beholder også sitt signifikansnivå på henholdsvis fem prosent og ett prosent også i denne perioden. Vi ser lite endringer i perioden, noe som kan komme av at Lerøy ikke kun driver med oppdrett. De kan også høste godene av lave spotpriser i råvaremarkedet for laks da de i tillegg til oppdrett driver med foredling og salg av lakseprodukter. Vi ser at konstantleddet ikke lenger er insignifikant, men nå signifikant på ti prosent, som betyr at denne er ulik null. Tolkningen av dette er at Lerøy sin aksjekurs vil øke med 0,314 prosent selv om ingen av variablene i modellen endrer seg, men holdes konstante.

Lerøy 2012-2016			
	Regresjon	Robust	Newey-West
OSEBX	0.632*** (0.103)	0.632*** (0.0986)	0.632*** (0.102)
M3	0.256** (0.104)	0.256*** (0.0911)	0.256*** (0.0931)
M6	0.0758 (0.118)	0.0758 (0.0910)	0.0758 (0.0830)
M12	0.0851 (0.141)	0.0851 (0.111)	0.0851 (0.0913)
FPI	0.0959** (0.0379)	0.0959** (0.0370)	0.0959** (0.0405)
Konstant	0.314 (0.227)	0.314 (0.222)	0.314* (0.175)
Observasjoner	261	261	261
R-squared	0.194	0.194	0.194
VIF	1,11		

Tabell 29: Resultater Lerøy modell 1, 2012-2016

R^2 synker noe fra hele perioden, fra 22,2 prosent til 19,4 prosent for de fem siste årene, dermed synker forklaringskraften i forhold til variasjonen til Lerøy.

Ser vi på kontraktene separat er også her kontrakten for seks måneder blitt signifikant på fem prosent mens tolv måneder er insignifikant også alene. FPI øker i signifikans til ett prosentnivå, og OSEBX beholder sitt høye signifikansnivå. Konstantleddet har her signifikans på fem prosent for alle modellene, og Lerøy aksjen vil kunne øke i verdi selv om ingen av variablene i modellene endrer seg.

Vi ser av tabellen at ved en ett prosent endring i én av variablene, vil aksjeprisen til Lerøy endre seg med prosentverdi tilsvarende den tilhørende koeffisienten, gitt at alt annet er likt.

Lerøy Kontrakter Isolert 2012-2016 (Newey-West)			
	Kontrakt 3 mnd.	Kontrakt 6 mnd.	Kontrakt 12 mnd.
OSEBX	0.636*** (0.100)	0.600*** (0.101)	0.596*** (0.104)
Kontrakt	0.275*** (0.0916)	0.165** (0.0818)	0.113 (0.0971)
FPI	0.0995** (0.0399)	0.124*** (0.0377)	0.126*** (0.0372)
Konstant	0.365** (0.169)	0.409** (0.176)	0.433** (0.177)
Observasjoner	261	261	261
R-squared	0.190	0.174	0.169
VIF	1,08	1,02	1,02

Tabell 30: Resultater Lerøy modell 2, 2012-2016

R^2 for tre måneders kontrakt-modellen endrer seg knapt. Den går fra 19,4 prosent til 19 prosent, mens modellen for 12- og 6-månederskontraktene reduserer sin forklaringskraft til variasjonen i Lerøyaksjen til 16,9 prosent og 17,4 prosent. Dette kan bety at det er regresjonen med 3-månederskontrakten som kan forklare endringer i Lerøyaksjen best av de tre separate modellene.

9.4 Samlede resultater

Gjennom vår analyse av futuresprisens sammenheng med aksjekursen har vi funnet signifikante resultater for at når futuresprisen kan endres også aksjekursen.

Resultater for 2007-2016

Grieg Seafood hadde signifikante resultater innenfor fem prosentnivå for alle futuresprisene i modell 1. Mens Lerøy kun fikk et signifikant resultat, for 3-månederskontrakten på ett prosentnivå. SalMar ga lignende resultater som Lerøy, men med signifikans på fem prosentnivå for 3-månederskontrakten. Regresjonen for aksjekursen til Marine Harvest ga resultater for at det kan finnes en sammenheng mellom 3-månederskontrakten og aksjekursen

og 12-månederskontrakten og aksjekursen, men signifikansnivå på henholdsvis ett prosent og fem prosent.

Når vi delte opp de ulike kontraktslengdene ser vi at multikollineariteten reduseres for alle selskapene, en naturlig effekt av å ikke inkludere flere enn én kontraktspris. Grieg Seafood ga her signifikante resultater på ett prosent i alle tre modellene, utenom for FPI som var på fem prosent i 3-månederskontrakten. Lerøy hadde igjen ulike resultater, hvor 6- og 12-månederskontraktene ga resultater med ett prosent signifikans her, en stor endring fra modell 1. SalMar ga gode resultater for alle tre kontraktene separat, hvor 3-måneder ga signifikans på ett prosent, mens 6- og 12-månederskontraktene begge var på fem prosentnivå. På Marine Harvest så vi de største endringene når vi delte opp kontraktene i modell 2, ved at alle kontraktslengder ble signifikante på ett prosent.

Resultater for 2012-2016

Grieg ga ulike resultater i de to periodene. Her er ikke lenger 3- og 12-månederskontraktene signifikante. Derimot blir konstantleddet signifikant på ett prosent. Det ble ikke observert særlige endringer i resultater i testen for Lerøy når vi halverte perioden, og det er fortsatt kun 3-månederskontrakten som gir signifikant resultat, på ett prosent.

For SalMar ser vi at i perioden 2012-2016 blir flere av variablene signifikante, men signifikansnivået er varierende. 3-månederskontrakten er ikke lenger signifikant på 5 prosentnivå, og er nå kun signifikant på ti prosentnivå. Videre ser vi at både 6-månederskontrakten og FPI signifikant på ti prosent nivå, i tillegg til koeffisienten som er signifikant på fem prosentnivå.

I regresjonen for Marine Harvest er fortsatt 3-månederskontrakten signifikant på ett prosent nivå, men 6-månederskontrakten går fra å ikke være signifikant, til å være signifikant på ett prosentnivå. 12-månederskontrakten går fra å være signifikant på fem prosentnivå til ti prosent. FPI er også her signifikant innenfor fem prosent.

Når kontraktene ble delt inn separat i modell 2 får vi mer signifikante resultater på kontraktene i analysen av Grieg. Konstantleddet holder seg signifikant på ett prosent. For Lerøy endres 6-månederskontrakten til å bli signifikant når vi tester kontraktene separat, og konstantleddet blir signifikant på fem prosent for alle de separate testene.

For SalMar er 3-månederskontrakten nå signifikant på fem prosentnivå, 6-månederskontrakten er ikke lenger signifikant, og 12-månederskontrakten er signifikant på ti prosent. FPI er nå signifikant på fem prosent for regresjon med 3-månederskontrakten og på ett prosent for 6- og 12-månederskontrakten. Konstanten er også nå signifikant med samme nivåer som FPI.

Når vi ser på Marine Harvest er 3- og 6-månederskontrakten signifikant på ett prosent og 12-månederskontrakten er signifikant på fem prosentnivå. FPI er signifikant på ett prosent for alle de isolerte regresjonene mot Marine Harvest og konstanten er nå signifikant på fem prosentnivå mot at den ikke var signifikant tidligere.

OSEBX er signifikant på ett prosentnivå i alle testene. Det kan antas et gjensidig forhold mellom indeks og aksje, da alle lakseselskapene også inngår i denne indeksen. Likevel representerer også OSEBX andre høyt omsatte aksjer fra ulike markeder, og fanger slik opp bevegelser utenfor laksemarkedet.

FPI er spotprisen Fish Pool avregner sine kontrakter mot. Den er da naturlig korrelert med prisen til futureskontraktene, ettersom det er prisen for samme underliggende aktivum. FPI var likevel ikke signifikant i alle testene i perioden 2007-2016, men for testene for 2012-2016 var den signifikant i alle regresjonene.

Prisen for 3-månederskontrakten er signifikant for alle regresjonene i perioden 2007-2016. For perioden 2012-2016, er det kun hos Grieg kontrakten gir insignifikante resultater i modell 1. Likevel estimeres den høyeste koeffisienten for futureskontrakt med 3-måneders løpetid i den separate testen for 2007-2016.

6-månederskontrakten gir varierende resultater, og er ikke signifikant for modell 1 i 2007-2016 i SalMar og Marine Harvest. Når den testes isolert gir den likevel signifikante resultat for alle selskaper denne perioden. For testen av 2012-2016 er kontrakten ikke signifikant i testen av hverken Lerøy eller SalMar. Dette endres for Lerøy i separat test, mens kontrakten forblir insignifikant i regresjonen med SalMar.

12-månederskontrakten gir signifikante resultater i perioden 2007-2016 for Grieg og Marine Harvest, men ikke i SalMar og Lerøy. Når vi tester kontrakten separat for denne perioden endrer det seg og kontrakten gir signifikant resultat på alle selskapene. For perioden 2012-2016 er den igjen signifikant for to selskaper, Marine Harvest og SalMar, men ikke for Lerøy og Grieg. Dette endres heller ikke når vi kjører kontraktene i separate tester for perioden.

Hvilken kontrakt som gir det høyeste estimatet til beta varierer i modellen, mellom selskapene og etter hvilken periode vi ser på. For SalMar og Lerøy er det koeffisienten i 3-månederskontrakten som er den høyeste gjennom alle testene vi gjør. For Grieg ser vi at 12-månederskontrakten gir de høyeste estimatene i perioden 2007-2016, men etter 2012 er det 6-månederskontrakten som gir størst estimat. Marine Harvest i 2007-2016 har 3-månederskontrakten høyest koeffisient i modell 1, mens i modell 2 er det kontraktslengde på 12-måneder som har det høyeste koeffisientestimatet. Fra 2012-2016 ser vi at 6-månederskontrakten har den høyeste koeffisienten i begge modellene.

Det at vi får forskjellige koeffisienter og signifikansnivå på samme variabel innenfor samme periode kan forklares ved at de forskjellige variablene er korrelert med hverandre. Vi ser av korrelasjonsmatrisen i kapittel 8.2.8 at kontraktene er har en relativt høy korrelasjon med hverandre i tillegg til at de korrelerer med FPI. Som nevnt kan noen av koeffisientene bli upresist estimert dersom det er imperfekt multikollinearitet, imidlertid kan det også skape problemer dersom variablene ikke tas med i modellen. Det vil skape problemer fordi den variabelen som blir utelatt vil bli liggende i feilledet dersom den er korrelert med , hvis den i tillegg er korrelert med vil dette føre til at og bryter med forutsetning #1 for OLS.

En annen forklaring på de ulike estimatene er at selskapene ble notert på Oslo Børs ved ulike tidspunkt. I starten av måleperiode fant vi flere manglende verdier for SalMAR og Grieg Seafood enn for Lerøy og Marine Harvest. Det indikerer at aksjene til Lerøy og Marine Harvest har vært omsatt mer og oftere enn Grieg og SalMar.

10.0 Oppsummering og konklusjon

Formålet til denne utredningen har vært å se på de sammenhenger som kan være tilstede mellom futuresmarkedet for laks og aksjeprisen til oppdrettselskapene på Oslo Børs. For å gjøre dette har vi hentet inn historiske priser og aksjekurser som vi tester gjennom statistisk regresjonsanalyse.

Vi konkluderer med at det finnes en sammenheng mellom futuresprisene og aksjekursene, da vi har funnet signifikante resultater, som tilsier at når futuresprisen beveger seg vil aksjekursen følge samme retning.

Den første delen av analysen er rent deskriptiv hvor vi ser på egenskapene til de dataene som er samlet inn. Vi har tatt utgangspunkt i OLS-regresjonen når vi ser på om det kan finnes sammenhenger mellom aksjekurs og futurespris.

Av resultatene ser vi at flere av kontraktene ser ut til å ha en signifikant sammenheng med aksjeprisen. Når kontraktsprisene øker ser vi en tendens til at også aksjeprisen øker i samme periode. Dette gjelder også for børsindeksen og FPI. Selv om resultatene indikerer at det finnes en sammenheng kan vi ikke si at det er et kausalt forhold mellom variablene og aksjekursen, men vi ser at de beveger seg i samme retning. Vi kan ikke utelukke at effekten også kan gå motsatt vei.

Ettersom lakseprisen er en viktig faktor for omsetningen til selskapene forventet vi at vi ville få signifikante resultater for kontraktsprisene. I henhold til hypotesen om markedseffisiens kan resultatene tyde på at informasjon om fremtidspriser på laks blir noe reflektert i aksjekursen til selskapene vi undersøker, men samtidig ser vi antydning til autokorrelasjon som ikke samsvarer med teorien om "random walk". Vi ønsker igjen å presisere at vi benytter ukentlige priser i testene og at alle resultater vil være ved en ukentlig endring. At prisene reflekteres i aksjeverdier støtter teorien om markedseffisiens, men vi tester ikke direkte om laksemarkedet er effisient i seg selv. Dette er kun observasjoner som gjøres fra resultatene vi fremlegger av våre tester.

Vi får mange signifikante resultater når vi tester ulike futurespriser på selskapene. Vi får signifikante resultater som tyder på at det kan finnes en sammenheng mellom endringer i aksjekursen og futuresprisene fra uke til uke. I et perfekt marked vil aksjeprisene reflektere all informasjon, og for et råvaremarked vil futuresprisen til råvaren for ulike perioder være en viktig del av markedet. Dersom fremtidsprisene kan indikere hvilken vei markedet mener lakseprisen skal, kan dette brukes som et verktøy for oppdretterne når de skal bestemme når laksen bør slaktes. Oppdretteren må i dette tilfellet også vurdere den eventuelle forventede økningen i lakseprisen mot økte driftskostnader ved å beholde fisken lenger i merdene.

Resultatene i denne oppgaven kan være interessant for flere aktører i laksemarkedet. For oppdrettere er pris spesielt viktig, da det er grunnlaget for fremtidig inntekt. Derfor kan en oppdretter ha nytte av å følge med på utviklingen i futuresmarkedet.

Lakseprodusenter er ofte opptatt av å sikre seg en minimumspris for råvaren de selger. Ved å se på sammenhenger mellom prisene, og hvordan futuresprisene varierer med aksjeprisen til selskapet kan oppdretter sikre seg i futuresmarkedet ved å posisjonere seg motsatt av salgssiden. Siden oppdrettes naturlige posisjon er kort, kan han innta lang side i en futureskontrakt, og slik jevne ut eventuelle tap ved å selge laks i spotmarkedet.

For rent finansielle aktører er det nyttig å se hvordan futuresprisene beveger seg i forhold til aksjeprisene, og om det er noen mønster her som kan brukes til å forsøke å predikere fremtidige forhold for å hente ut maksimum profitt.

Vi ser at modellen har en begrenset forklaringskraft på lakseselskapene målt ved R^2 , det kan være på grunn av at vi kun inkluderer hovedindeksen og laksepris som påvirkningsfaktor. Ved å ta med flere forklaringsvariabler i modellen kunne vi muligens fått en større forklaringskraft i modellen. Disse variablene måtte ikke vært korrelert med prisme markedet, da det kunne ført til økte problemer med multikollinearitet, og gitt dårlige estimater.

At vi har benyttet ukentlige priser gir høy signifikans, men kan utelukke bevegelser i priser som noteres daglig. Dette kan gi utslag som tilsynelatende sjokk i prisen fra en uke til en annen om prisen har sunket daglig på en uke, og slik gi et falskt bilde av et stort, plutselig prisfall. Det samme kan også være tilfelle motsatt, og man tror det har vært en stor økning.

Vi mener OLS-modellen passer godt, og vi ser presedens for å benytte minste kvadrats metode i lignende analyser fra empirikapittelet. I modellen får vi mange signifikante resultater, og vi mener testen gir troverdighet til at futuresprisene kan ha en påvirkning på aksjeprisen, selv om dette ikke testes som et kausalt forhold.

Forslag til videre forskning:

Å teste om man ser ulike resultat på sammenhengene mellom futuresprisen og aksjekursen i andre modeller enn OLS, kunne være interessant. Et eksempel kan være en autoregressiv modell (AR-modell), som er godt tilpasset for tidsseriedata med tilfeldig fordeling og trend, som man som regel antar at gjelder for aksjekurser.

Det kunne også vært interessant å ta inn flere forhold i en tilsvarende analyse. Man kan teste hvilken effekt man ville fått dersom man hadde sett på effekten av futures-og spotpriser i det norske markedet sammen med valutaforhold mellom NOK og store eksportvaluta som for eksempel Euro, Zloty, og Yen. Et utgangspunkt kunne være å regne en vektet valutakurs for de største handelsmarkedene, lignende konkurransekursindeksen for Norges Bank, og se på hvilken av disse viktige faktorene som ga størst påvirkning til aksjeverdien til lakseselskapene. Samtidig kunne det vært interessant å se på politiske handelsrestriksjoner og hvilke konsekvenser dette har for den norske laksenæringen, da med tanke på situasjonen i forhold til Russland.

Det kan være interessant å gjøre en sammenligning mellom laksemarkedet, og for eksempel kraftmarkedet. Det kan da være nærliggende å tro at disse er bygget rundt mange like aspekter, da kraft også har begrenset lagringsmulighet. Nord Pool er et eksempel på en nyere børs som har gjort stor suksess.

11.0 Litteraturliste

- Aandahl, P. (2012) *Redusert verdi for norsk lakseeksport* [Internett]. Tilgjengelig fra: <<http://old.seafood.no/Nyheter-og-media/Nyhetsarkiv/Pressemeldinger/Redusert-verdi-for-norsk-lakseeksport>> [Lest: 20.mai 2017].
- Berg, L. (2010) *Empirical Studies of Nord Pool's Financial Market: Unbiasedness, Risk Premiums & Hedging* [Masteroppgave]. Sted: Norges Handelshøyskole
- Berge, A. (2017) *Marine Harvest trekker seg fra New York-børsen*. iLaks [Internett]. Tilgjengelig fra: <<http://ilaks.no/marine-harvest-trekker-seg-fra-new-york-borsen/>> [Lest 15. mai 2017].
- Black, F. (1976). The pricing of commodity Contracts. *Journal of Financial Economics* (3). North-Holland Publishing Company. S. 167-179.
- Bodie, Z., Kane, A. og Marcus, A.J. (2014). *Investments*. 10. utg. Maidenhead, Berkshire: McGraw-Hill Education
- Brooks, C. (2008) *Introductory Econometrics for Finance*. 2.utg. New York, USA: Cambridge University Press.
- Brunsvik, J. og Balakrishnan, P. (2016) *Risikopremie i laksemarkedet* [Masteroppgave]. Sted: Høgskolen i Molde.
- Carlton, D.W. (1984). Futures markets: Their purpose, their history, their growth, their successes and failures. *The journal of Futures markets Vol.4* (3). S. 237-271
- Dagens Næringsliv, (2016) *Børs & Marked. Børskurser. Aksjer. Marine Harvest* [Internett]. Oslo: Dagens Næringsliv. Tilgjengelig fra: <<https://www.dn.no/finans/#/detaljer/MHG.OSE>> [Lest 23. mai 2017].

Damodaran A. (2012). *Investment Valuation; Tools and techniques for determining the value of Any asset*. 3.utg. Hoboken, New Jersey: John Wiley & sons, Inc

Ergo, T. (2010) *Forskere: - Norsk laksevirus la chilensk oppdrett i ruiner* [Internett].
Tilgjengelig fra: <<http://www.dagbladet.no/nyheter/forskere---norsk-lakse-virus-la-chilensk-oppdrett-i-ruiner/64644420>> [Lest: 19. mai 2017].

Fama, E.F. og French, K, 1987. Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums, and the Theory of Storage. *The Journal of Business*. The University of Chicago Press vol. 60 (1). S. 55-73.

Fama, E.F. (1970) Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25 (2) Papers and Proceedings of the Twenty eight Annual Meeting of the American Finance Association New York, N.Y December 20-30, 1969. (May 1970), S. 383-417.

Fama, E.F. (1956) Random Walks in Stock Market Prices. *Chicago Booth*. [Internett]
Tilgjengelig fra: [<https://www.chicagobooth.edu/faculty/selectedpapers/sp16.pdf>] [Lest 21. mai 2017].

Fish Pool, a (u.å) *About Fish Pool ASA* [Internett]. Bergen: Fish Pool. Tilgjengelig fra: <<http://fishpool.eu/about/>> [Lest 20. mai 2017].

Fish Pool, b (u.å) *Organisasjon* [Internett]. Bergen: Fish Pool. Tilgjengelig fra: <<http://fishpool.eu/about/organisation/>> [Lest 20. mai 2017].

Fish Pool, c (u.å) *Fish Pool concept* [Internett]. Bergen: Fish Pool. Tilgjengelig fra: <<http://fishpool.eu/products/concept/>> [Lest 20. mai 2017].

Fish Pool, d (u.å) *Key business partners* [Internett]. Bergen: Fish Pool. Tilgjengelig fra: <<http://fishpool.eu/about/key-business-partners/>> [Lest 20. mai 2017].

Fish Pool, e (u.å) *Clearing* [Internett]. Bergen: Fish Pool. Tilgjengelig fra: <<http://fishpool.eu/products/clearing/>> [Lest 20. mai 2017].

Fish Pool, f (2016) *Fish Pool ABC Norsk* [Internett]. Bergen: Fish Pool. Tilgjengelig fra: <http://fishpool.eu/wp-content/uploads/2014/08/Intro-NO-2016.pdf> [Lest 20. mai 2017].

Fish Pool, g (u.å.) *Fish Pool Index™* [Internett]. Bergen: Fish Pool. Tilgjengelig fra: <http://fishpool.eu/price-information/spot-prices/fish-pool-index/> [Lest 2. februar].

Fish Pool, h (u.å.) *Nasdaq Omx replaces Nos clearing* [Internett]. Bergen: Fish Pool. Tilgjengelig fra: <http://fishpool.eu/nasdaq-omx-replaces-nos-clearing/> [Lest: 08. mai 2017].

Fish Pool i, (u.å.) *Bilateral contracts* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://fishpool.eu/products/bilateral/> [Lest: 14. mai 2017].

Fish Pool j, (u.å.) *Options* [Internett]. Bergen: Fish Pool. Tilgjengelig fra: <http://fishpool.eu/products/options/> [Lest: 21. mai 2017].

Fish Pool, k (2016) *Nasdaq clearing - sjømat* [Internett]. Bergen: Fish Pool. Tilgjengelig fra: <http://fishpool.eu/wp-content/uploads/2014/08/Clearing-NO-2016.pdf> [Lest 20.mai 2017].

Fiskeridirektoratet og Miljødirektoratet (2016) *Fiskeri* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://www.miljostatus.no/Tema/Hav-og-kyst/Fiskeri/> Lest 27.mai 2017.

Grieg Seafood (u.å.) *About Grieg Seafood* [Internett]. Bergen: Grieg Seafood. Tilgjengelig fra: <http://www.griegseafood.no/grieg-seafood-asa/about-grieg-seafood/> [Lest: 12.mai 2017].

Gujarati, D. (2011) *Econometrics By Example*. New York, USA: Palgrave MacMillan.

Hvamstad, E., a (2011, 5. oktober) *Høyeste laksepris-fall noen gang* [Internett]. Tilgjengelig fra <http://www.hegnar.no/Nyheter/Boers-finans/2011/10/Hoeyeste-laksepris-fall-noen-gang> Lest [20.5.2017].

Hvamstad, E., b (2011, 5. oktober) *Ser laksepris på 25,50 kroner i 2012* [Internett].
Tilgjengelig fra <<http://www.hegnar.no/Nyheter/Boers-finans/2011/10/Ser-laksepris-paa-25.50-kroner-i-2012>> Lest: [20.5.2017].

Høegh-Krohn, J., (2017). Forvaltning i praksis. Forelesning FIE426, Kapitalforvaltning 30. Januar, NHH. *Argentum*. S.16

Johansen, S. (1988) *Statistical Analysis of Cointegration vectors*. University of Copenhagen, Danmark. Utgitt i Journal of Economic Dynamics and Control 12 (1988), s. 231-254, North-Holland [Internett].

Kaldor, Nicholas, 1939. Speculation and Economic Stability. *Oxford University Press*. The Review of Economic Studies, vol. 7 (1). S. 1-27.

Kleven, H. og Løken, A. K. (2012) *Sammenhengen mellom laksepris og aksjekursen til lakseselskaper på oslo børs* [Masteroppgave]. Sted: Universitetet for miljø- og biovitenskap.

Klungtveit, H.S. (2008) Marine Harvest sparker 1600 ansatte [Internett] Tilgjengelig fra: <<http://www.dagbladet.no/nyheter/marine-harvest-sparker-1600-ansatte/66462243>> [Lest 21.mai 2017].

Kolb, R.W., (1992) Is Normal Backwardation Normal? *The Journal of Futures Markets (1986-1998)* 12 (1). S. 75-91.

Koller, T., Goedhart, M. og Wessels, D. (2010) *Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies*. 5.utg. Hoboken, New Jersey: John Wiley and sons, inc

Lerøy Seafood, a (u.å.) *Historikk* [Internett]. Bergen: Lerøy Seafood. Tilgjengelig fra: <<https://www.leroyseafood.com/no/Investor/Om-Leroy/Historikk/>> [Lest: 15. Mai].

Lerøy Seafood, b (u.å.) *Forretningside og strategi* [Internett]. Bergen: Lerøy Seafood. Tilgjengelig fra: <<https://www.leroyseafood.com/no/Investor/Om-Leroy/Forretningside-og-strategi/>> [Lest: 15. Mai].

Lundring, R. (2010) *Prising av Futureskontrakter – Fish Pool ASAs laksederivater* [Masteroppgave]. Sted: Høgskolen i Bodø.

Marine Harvest, a (u.å) *Norges største oppdrettsselskap* [Internett]. Bergen: Marine Harvest. Tilgjengelig fra: <<http://marineharvest.no/about/norges-storste/>> [Lest 5. februar 2017].

Marine Harvest, b (u.å) *Historie* [Internett]. Bergen: Marine Harvest. Tilgjengelig fra: <<http://marineharvest.no/about/historie/>> [Lest 5. februar 2017].

McDonald, R. L. (2012) *Derivatives Markets*. 3.utg. Pearson Addison Wesley

Midtbø, T. (2012) *STATA-En entusiastisk innføring*. Universitetsforlaget: Oslo.

Norway Royal Salmon (u.å.) *Historie* [Internett]. Trondheim: Norway Royal Salmon ASA. Tilgjengelig fra: <<http://norwayroyalsalmon.com/no/Om-NRS/Historie>> [Lest: 15. Mai 2017].

Oslobors.no a (2017) *Handel i derivater*. [Internett] Tilgjengelig fra: <<https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Handel/Instrumenter/Derivater>> [Lest 16. februar 2017].

Oslo Børs b (2012). *Oslo Børs inngår avtale om å kjøpe Fish Pool* [Internett]. Oslo: Oslo Børs. Tilgjengelig fra: <<https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-Oslo-Boers/Nyheter-fra-Oslo-Boers/Oslo-Boers-inngaar-avtale-om-aa-kjoepe-Fish-Pool>> [Lest: 12.mai 2017].

Oslo Børs c (u.å.) *Lerøy Seafood Group* [Internett]. Oslo: Oslo Børs. Tilgjengelig fra: <<http://oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/LSG.OSE/overview>> [Lest: 15. mai 2017]).

Oslo Børs d (u.å.) *Norway Royal Salmon* [Internett]. Oslo: Oslo Børs. Tilgjengelig fra: <<http://oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/NRS.OSE/overview>> [Lest: 15.mai 2017].

Oslo Børs e (u.å.) *SalMar* [Internett]. Oslo: Oslo Børs. Tilgjengelig fra: <<http://oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/SALM.OSE/overview>> [Lest 15.mai 2017].

Oslo Børs f (u.å.) *Grieg Seafood* [Internett]. Oslo: Oslo Børs. Tilgjengelig fra: <<http://oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/GSF.OSE/overview>> [Lest 15.mai 2017].

Oslo Børs g (u.å.) *Om Oslo Børs* [Internett]. Oslo: Oslo Børs. Tilgjengelig fra: <<https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-Oslo-Boers>> [Lest 15.mai 2017].

Oslo Børs h (u.å.) *Kursoversikt Hovedindeksen* [Internett]. Oslo: Oslo Børs. Tilgjengelig fra: <<https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSEBX.OSE/overview>> [Lest 15.mai 2017].

Rygh, M.S. og Yarmoradi, S. (2016) *Påvirker valutaendringer prising av norsk laks? «Pricing to market» i norsk eksport av fersk oppdrettslaks* [Masteroppgave]. Sted: Handelshøyskolen NMBU.

Salmar (u.å.) *Historie SalMar ASA - Historisk utvikling av SalMar konsernet* [Internett]. Kvervar: SalMar ASA. Tilgjengelig fra: <<http://www.salmar.no/historie>> [Lest: 15. mai 2017].

Solum, A, og Williksen, T. (2012) *Risikostyring ved handel I laksemarkedet – En studie av hedging hos Fish Pool ASA* [Masteroppgave]. Sted: Handelshøgskolen i Bodø.

Spaulding, W. C. (2017). *Futures Prices Versus Expected Spot Prices*. [Internett] Tilgjengelig fra: <http://thismatter.com/money/futures/futures-prices-expected-spot-prices.htm> [Lest 20. mai 2017]

Spets, K.A. (2015) *Hedgingeffektivitet i laksemarkedet: En analyse av Fish Pools laksefutures* [Masteroppgave]. Sted: Copenhagen Business School.

Stanford a (u.å.) *Critical Values for the Durbin-Watson Test: 1% Significance Level* [Internett] Tilgjengelig fra: <<http://web.stanford.edu/~clint/bench/dw01c.htm>> [Lest: 29. mai 2017]

Stanford b (u.å) *Critical Values for the Durbin-Watson Test: 5% Significance Level* [Internett]
Tilgjengelig fra: <<http://web.stanford.edu/~clint/bench/dw05c.htm>> [Lest: 29. mai 2017]

Stanford c (u.å) *Critical Values for the Durbin-Watson Test: 1% Significance Level* [Internett]
Tilgjengelig fra: <<http://web.stanford.edu/~clint/bench/dw01d.htm>> [Lest: 29. mai 2017]

Stanford d (u.å) *Critical Values for the Durbin-Watson Test: 5% Significance Level* [Internett]
Tilgjengelig fra: <<http://web.stanford.edu/~clint/bench/dw05d.htm>> [Lest: 29. mai 2017]

Statistisk sentralbyrå (2017, 29. mai) *Akvakultur* [internett]. Hentet fra:
< <https://www.ssb.no/fiskeoppdrett>> Lest 27.mai 2017.

Stock, J. og Watson, M. (2015) *Introduction to Econometrics*. 3.utg. Harlow, England: Pearson Education Limited.

Syltesæter, A. og Utgård, M. (2012) *Hvordan foregår prisdannelsen for lakse I futuresmarkedet, og hvor viktig er lakseprisen i markedets verdsettelse av Marine Harvest og Lerøy Seafood Group?* [Masteroppgave]. Sted: Norges Handelshøyskole.

Vasicek, O.A., McQuown J.A (1972) The Efficient Market Model. *Financial Analysts Journal*, 28 (5), S. 71-84.

Working, H. 1948. Theory of the inverse carrying charge in futures markets. *Oxford University Press on behalf of the Agricultural & Applied Economics Association*. *Journal of Farm Economics* vol. 30 (1). S. 1-28

Working, H. 1949. The Theory of Price of Storage. *The American Economic Review*. American Economic Association Vol. 39 (6). S. 1254-1262

Ødegård, T., a (u.å.) *Marine Harvest ASA* [Internett]. Sist oppdatert: 2016. Tilgjengelig fra: <http://www.proff.no/selskap/marine-harvest-asa/bergen/fiskeoppdrett-og-utstyr/Z0I3L9TZ/> [Lest: 15. februar 2017].

Ødegård, T., b (u.å.) *Lerøy Seafood Group ASA* [Internett]. Sist oppdatert: 2015. Tilgjengelig fra: <http://www.proff.no/selskap/leroy-seafood-group-asa/bergen/fisk-og-skalldyr/PN4803007I503/> b, 5. feb) [Lest: 15. februar 2017].

Ødegård, T., c (u.å.) *Norway Royal Salmon ASA* [Internett]. Sist oppdatert: 2015. Tilgjengelig fra: <http://www.proff.no/selskap/norway-royal-salmon-asa/trondheim/fisk-og-skalldyr/Z0I5CCG3/> [Lest: 15. februar 2017].

Ødegård, T., d (u.å.) *Salmar ASA* [Internett] Sist oppdatert: 2015. Tilgjengelig fra: <http://www.proff.no/selskap/salmar-asa/kverva/-/Z0I5CM7L/> [Lest: 15. februar 2017].

Ødegård, T., e (u.å.) *Grieg Seafood ASA* [Internett]. Sist oppdatert: 2015. Tilgjengelig fra: <http://www.proff.no/selskap/grieg-seafood-asa/bergen/-/Z0I4KJ76/> [Lest: 15. februar 2017].

Økonomi.no (2008) *Økonomisk orsliste* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://oekonomi.no/ordliste/category/c/>.> [Lest: 06.mai 2017].

12.0 Appendix

Appendix 1: Skjevhet og kurtose

2007-2016						2012-2016					
	p-verdi	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max	p-verdi	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max	
SalMar											
Modell 1	.0000	.4309076	2.533513	-14.02189	13.62383	.0205	.8250235	1.470718	-4.955103	5.032828	
Modell 2 (M)	.0000	.4309075	2.516504	-13.95511	13.82453	.0115	.8250235	1.445911	-5.032817	4.72469	
Modell 2 (M)	.0000	.4309076	2.480779	-13.93318	13.77991	.0042	.8250235	1.36408	-5.215812	4.883438	
Modell 2 (M)	.0000	.4309076	2.481004	-13.77205	13.69637	.0047	.8250235	1.378547	-4.997602	4.977785	
Grøeg Seafood											
Modell 1	.0000	.4567391	2.926509	-13.83802	11.65166	.0128	1.113362	2.001711	-6.911058	6.726854	
Modell 2 (M)	.0000	.4567391	2.701025	-13.40858	12.27227	.0116	1.113362	1.842838	-6.575047	6.083119	
Modell 2 (M)	.0000	.4567391	2.689096	-13.52086	11.91689	.0072	1.113362	1.940162	-7.169799	6.35321	
Modell 2 (M)	.0000	.4567391	2.646847	-13.02987	11.69848	.0035	1.113362	1.814905	-6.48252	6.436943	
Marine Harvest											
Modell 1	.0000	.1807335	2.996404	-16.77184	15.53583	.0140	.6618924	1.773764	-6.380944	5.680157	
Modell 2 (M)	.0000	.1807335	2.949231	-16.5635	15.83252	.0115	.6618924	1.685715	-6.165946	5.206484	
Modell 2 (M)	.0000	.1807335	2.921151	-16.63358	15.71303	.0074	.6618924	1.694441	-6.632949	5.452784	
Modell 2 (M)	.0000	.1807335	2.901362	-16.38034	15.63087	.0044	.6618924	1.61506	-6.112647	5.518781	
Leryy											
Modell 1	.0000	.247161	2.25341	-11.62368	10.39758	.0141	.6601443	1.688323	-6.257839	5.220706	
Modell 2 (M)	.0000	.247161	2.223652	-11.47512	10.60026	.0124	.6601443	1.674938	-6.202653	5.112456	
Modell 2 (M)	.0000	.247161	2.18123	-11.49236	10.49038	.0043	.6601443	1.599376	-6.469085	5.307002	
Modell 2 (M)	.0000	.247161	2.145858	-11.25967	10.46885	.0046	.6601443	1.577175	-6.209321	5.336089	

Appendix 2: Durbin-Watson

Durbin-Watson				
D-statistikk	Alle variabler	Kontrakt 3 mnd	Kontrakt 6 mnd	Kontrakt 12 mnd
<u>2007-2016</u>	n=496			
SalMar	2,2011	2,1945	2,1834	2,1824
Grieg Seafood	2,0408	1,9549	1,9355	1,9583
Marine Harvest	1,8687	1,8572	1,8456	1,8422
Lerøy	2,1045	2,0817	2,0842	2,0758
<u>2012-2016</u>	n=261			
SalMar	2,0676	2,0553	2,0534	2,0536
Grieg Seafood	1,9883	1,9246	1,9394	1,9516
Marine Harvest	2,0487	2,0044	2,0452	2,0202
Lerøy	2,2525	2,2434	2,2545	2,2640

Durbin-Watson	1 %		5 %	
	dL	dU	dL	dU
Kritiske verdier				
k=4 n=260	1,6901	1,7365	1,7734	1,8201
k=6 n=260	1,6745	1,7523	1,7577	1,8360
k=4 n=500	1,7806	1,8046	1,8411	1,8652
k=6 n=500	1,7725	1,8228	1,8330	1,8734
	4-dL	4-dU	4-dL	4-dU
	2,3099	2,2635	2,2266	2,1799
	2,3255	2,2477	2,2423	2,1640
	2,2194	2,1954	2,1589	2,1348
	2,2275	2,1772	2,1670	2,1266

Tabellene nedenfor viser hvordan vi har undersøkt om variablene i regresjonen er autokorrelerte i henhold til Durbin-Watson testen og de kritiske verdiene. Vi kan ikke forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon dersom $dU < D\text{-statistikk} < 4\text{-dU}$. Av tabellene fremgår det som "SANN" dersom vi ikke forkaster nullhypotesen og "USANN" dersom det påvises autokorrelasjon.

Signifikansnivå 1%

A: Hvis $dU < D$. stat =1				
2007-2016				
SalMar	1	1	1	1
Grieg Seafood	1	1	1	1
Marine Harvest	1	1	1	1
Lerøy	1	1	1	1
2012-2016				
SalMar	1	1	1	1
Grieg Seafood	1	1	1	1
Marine Harvest	1	1	1	1
Lerøy	1	1	1	1
B: Hvis $D.stat < 4-dL =1$				
2007-2016				
SalMar	0	1	1	1
Grieg Seafood	1	1	1	1
Marine Harvest	1	1	1	1
Lerøy	1	1	1	1
2012-2016				
SalMar	1	1	1	1
Grieg Seafood	1	1	1	1
Marine Harvest	1	1	1	1
Lerøy	0	1	1	0
Hvis $A+B =2 \rightarrow$ SANN \rightarrow Ingen autokorrelasjon				
	Modell 1	Modell 2	Modell 2	Modell 2
	Alle var.	(M3)	(M6)	(M12)
2007-2016				
SalMar	USANN	SANN	SANN	SANN
Grieg Seafood	SANN	SANN	SANN	SANN
Marine Harvest	SANN	SANN	SANN	SANN
Lerøy	SANN	SANN	SANN	SANN
2012-2016				
SalMar	SANN	SANN	SANN	SANN
Grieg Seafood	SANN	SANN	SANN	SANN
Marine Harvest	SANN	SANN	SANN	SANN
Lerøy	USANN	SANN	SANN	USANN

Signifikansnivå 5 %

A: Hvis $dU < D$. stat				
$=1$				
2007-2016				
SalMar	1	1	1	1
Grieg Seafood	1	1	1	1
Marine Harvest	0	0	0	0
Lerøy	1	1	1	1
2012-2016				
SalMar	1	1	1	1
Grieg Seafood	1	1	1	1
Marine Harvest	1	1	1	1
Lerøy	1	1	1	1
B: Hvis $D.stat < 4-dL = 1$				
2007-2016				
SalMar	0	0	0	0
Grieg Seafood	1	1	1	1
Marine Harvest	1	1	1	1
Lerøy	1	1	1	1
2012-2016				
SalMar	1	1	1	1
Grieg Seafood	1	1	1	1
Marine Harvest	1	1	1	1
Lerøy	0	0	0	0
Hvis A+B =2 ->SANN -> Ingen autokorrelasjon				
2007-2016	Modell 1 Alle var.	Modell 2 (M3)	Modell 2 (M6)	Modell 2 (M12)
SalMar	USANN	USANN	USANN	USANN
Grieg Seafood	SANN	SANN	SANN	SANN
Marine Harvest	USANN	USANN	USANN	USANN
Lerøy	SANN	SANN	SANN	SANN
2012-2016	SANN	SANN	SANN	SANN
SalMar	SANN	SANN	SANN	SANN
Grieg Seafood	SANN	SANN	SANN	SANN
Marine Harvest	SANN	SANN	SANN	SANN
Lerøy	USANN	USANN	USANN	USANN