

Hvordan foregår prisdannelsen for laks i futuresmarkedet, og hvor viktig er lakseprisen i markedets verdsettelse av Marine Harvest og Lerøy Seafood Group?

Anders Syltesæter og Martin Utgård

Veileder: Petter Bjerksund

Utredning i spesialfagområde: Finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Utgangspunktet for oppgaven er et mål om å undersøke hvordan prisdannelsen foregår ved futuresmarkedet Fish Pool, samt å avdekke hvor stor innvirkning prisen på laks har for markedets verdsettelse av Marine Harvest og Lerøy Seafood Group.

Prisdannelsen undersøker vi først ved å teste hvorvidt forventningsretthypotesen holder for futuresprisene observert ved Fish Pool i perioden 2006-2012. Kontraktene vi ser på har forfall om én, tre og seks måneder. Videre undersøker vi spotpris og futurespris for å se hvilken som leder prisdannelsen ved Fish Pool

De statistiske metodene vi benytter er standard OLS og feilleddkorreksjonsmodellen VECM. VECM benyttes fordi denne behandler variablene som endogene, og det er en klar fordel i analyse av spot- og futuresprisen. Resultatene tyder på at det ikke eksisterer risikopremier for kontraktene med forfall om én og tre måneder, men at premien er signifikant forskjellig fra null for kontrakten med seks måneder til forfall. Forventningsretthypotesen holder altså for de to førstnevnte kontraktene, men ikke for den siste. Videre viser våre resultater at det er futuresprisen som leder spotprisen ved Fish Pool, ved at futuresprisen reagerer tidligere på endringer i informasjonsgrunnlaget enn spotprisen.

I den delen av oppgaven som ser på aksjekursutviklingen til Marine Harvest og Lerøy Seafood Group benytter vi OLS, med datasett for både ukentlige og månedlige observasjoner. Konklusjonen viser at futuresprisene og spotprisen gir signifikant påvirkning på aksjekursene, hvor valg av datasett har avgjørende betydning for størrelsen på koeffisientene. Samtidig som det er forskjeller mellom hvor mye Lerøy og Marine Harvest påvirkes av de ulike lakseprisenes endringer, finner vi at koeffisientene for endringer i futuresprisene er større enn koeffisientene for endringer i spotprisen. I tillegg kan resultatene tyde på at jo lenger ute på futureskurven man er, jo større påvirkning på aksjekursene har endringer i futuresprisene.

Forord

Markedet for laks var høsten 2011 i en dyp krise. Det kom en rekke oppslag i media om krisen, og Dagens Næringsliv publiserte eksempelvis en artikkel med tittelen *Skrekkuke i laks* (8.10.2011). Vi kunne her lese at pengene rant ut av selskapene, og at hver ekstra fisk solgt ga forverret resultat.

Artiklene og medieeksponeringen for øvrig gjorde at to enkle menn fra Nordvestlandet følte et behov for å gå dypere i materien. Nettopp nærheten til produksjonen, merdene og sysselsatte i næringen gjør Møre og Romsdal til det naturlige episentret i lakse-Norge. Våre røtter i distriktene på Nordvestlandet har derfor vært en medvirkende faktor til interessen for laksenæringen.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår veileder Petter Bjerksund for råd og hjelp i prosessen med denne utredningen. Det har avgjort vært nyttig å ha en veileder med derivater som ett av sine spesialfelt. Vi retter også en takk til Fish Pool, og spesielt Henriette Olderøy, for rask hjelp i prosessen med å skaffe data. Videre ønsker vi å takke Erik Øvrebø og Trine Sæther Romuld som, i den initiale fasen av skrivingen, gjorde resolute anstrengelser for å sette oss kontakt med aktører i bransjen. I tillegg rettes en takk til Christer Bjørklund som bidro sterkt til oppgaven ved å gi oss en realitetsoppdatering fra terminmarkedene fra sitt sete i Sparebank 1 Markets.

Med denne masterutredningen avslutter vi våre studier ved Norges Handelshøyskole. De foregående fem månedene har hatt klare fellestrekk med resten av studietiden: En spennende, givende og lærerik tid, som også har vært utfordrende og til tider kronglete. Heldigvis har vi ordtaket som har fulgt oss gjennom hele studiet: «Det ordner seg alltid».

Etter å ha fullført både bachelorgrad og mastergrad ved NHH vil vi helt til sist takke våre medstudenter, forelesere og andre som har gjort oppholdet i Bergen fantastisk. Takk for oss!

Norges Handelshøyskole, juni 2012.

Anders Syltesæter og Martin Utgård

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	2
Forord.....	3
Innholdsfortegnelse	4
1. Innledning	7
2. Spotmarkedet for laks	11
2.1 Introduksjon	11
2.2 Spotmarkedet	11
2.3 Markedene for norsk fisk	12
2.4 Historisk markedsutvikling	13
2.5 Faktorer som påvirker lakseprisen	15
3. Terminkontrakter	18
3.1 Introduksjon	18
3.2 Forwards.....	19
3.3 Futures	19
3.3.1 Clearing.....	20
3.4 Basis	20
3.4.1 Konvergens mellom futurespris og spotpris.....	20
3.5 Prisdannelsen for futureskontrakter	21
3.5.1 Investeringsaktivum	22
3.5.2 Konsumvarer: to ulike tilnærminger.....	23
3.5.3 Utfordringer knyttet til futuresmarkedene	25
4. Aksjeverdsettelse	27
4.1 Modell for diskonterte utbytter	27
4.2 Modell for diskonterte frie kontantstrømmer	29
5. Statistiske modeller, tester og prosedyrer	30
5.1 Ordinary Least Squares-modellen (OLS)	30
5.1.1 Lineæritet i parameterne	31
5.1.2 Ingen perfekt multikollinearitet	31

5.1.3	Gjennomsnittet av feilleddet skal være null.....	32
5.1.4	Homoskedastisitet.....	32
5.1.5	Ingen autokorrelasjon	33
5.1.6	Normalfordelt residualledd	34
5.2	Stasjonæritet	34
5.3	Kointegrasjon.....	36
5.3.1	Johansens kointegrasjonstest.....	37
5.4	VAR (Vector Autoregressive models) og VECM (Vector Error Correction models)	38
5.4.1	Vector Autoregressive Model (VAR).....	38
5.4.2	Vector Error Correction Model (VECM).....	39
5.4.3	VECM og forventningsretthypotesen	39
5.4.4	VECM og kausalitet.....	40
5.5	Utfordringer knyttet til bruk av overlappende data	42
6.	Fish Pool som markedsplass	44
6.1	Historie og formål	44
6.2	FPI™ – Fish Pool Index™	44
6.3	Utvikling i handelen	46
6.4	Forward- og futureskontraktene	47
7.	Priser, basis og risikopremier ved Fish Pool.....	48
7.1	Introduksjon og valg av datasett	48
7.2	Spot- og futurespris ved Fish Pool	49
7.3	Basis	54
7.4	Risikopremier.....	56
7.5	Konklusjon	58
8.	Forventningsretthypotesen og kausalitetsforholdet mellom spot- og futuresprisen.	60
8.1	Introduksjon	60
8.2	Stasjonæritet	60
8.3	Kointegrasjon.....	61
8.4	Forventningsretthypotesen	62
8.4.1	Analyse ved hjelp av OLS	62
8.4.2	Analyse ved hjelp av VECM.....	65
8.5	Kausalitetsforholdet mellom spot og futures	68
8.6	Konklusjon og kvalitative betraktninger	71

9.	Lakseprisen og aksjekurser	73
9.1	Introduksjon	73
9.2	Valg av selskaper og informasjon om handelsplassen.....	73
9.2.1	Lerøy Seafood ASA.....	74
9.2.2	Marine Harvest ASA.....	74
9.2.3	Utviklingen i aksjekursene	75
9.2.4	Handelsplass for aksjer	76
9.2.5	Utviklingen ved Oslo Børs.....	76
9.3	Økonometriske modeller	77
9.3.1	Presentasjon av modeller	77
9.3.2	Om variablene i modellene	77
9.4	Analyse: Hvordan påvirker futuresprisene aksjekursene?	78
9.4.1	Datasettet.....	78
9.4.2	Stasjonæritet og kointegrasjon	79
9.4.3	Estimerte resultater for Marine Harvest	81
9.4.4	Estimerte resultater for Lerøy Seafood Group	84
9.4.5	Oppsummering av våre funn for futuresprisene	87
9.5	Analyse: Hvordan påvirker spotprisen aksjekursene?	88
9.5.1	Datasettet.....	88
9.5.2	Stasjonæritet og kointegrasjon	89
9.5.3	Estimerte resultater for Marine Harvest	91
9.5.4	Estimerte resultater for Lerøy Seafood Group	92
9.5.5	Oppsummering av våre funn for spotprisen.....	92
10.	Konklusjon og oppsummering.....	94
	Litteraturliste.....	97

1. Innledning

Norge har de siste tiårene blitt en formidabel aktør i markedet for oppdrettsfisk. Statistisk Sentralbyrå (2011) opplyser at næringen omsetter for drøye 30 milliarder kroner i året og sysselsetter nærmere 5 000 personer. Laks er den soleklare eneren blant oppdrettsartene og Norge er den største produsenten av atlantisk laks i verden. Næringen har blitt viktig for norsk økonomi, både som et område hvor en norsk næring hevder seg i konkurranse med omverden, men også som et viktig bidrag i den finansielle økonomien.

Futuresmarkedet Fish Pool ble lansert i 2006 som en mulighet for produsenter og kjøpere av laks til å sikre sine priser. Vi vet fra studier av andre futuresmarkeder at de har ulike karakteristikk, og at prisdannelsen foregår på ulikt vis for ulike råvarer. Råvarer er ofte sesongavhengige i både etterspørsel og tilbud, og videre er det ulik grad av ønske om sikring fra kjøpere og selgere. Samspillet mellom spot- og futuresprisen er i så måte interessant. Dette kan gi svar på hvordan prisdannelsen skjer i møtet mellom partene, og kan også avsløre interessante sider ved markedet som helhet. Med prisdannelsen mener vi hvorvidt futuresprisene egner seg som estimater for fremtidig spotpris, samt hvordan dynamikken mellom de to utspiller seg ved endringer i tilgjengelig informasjon.

Aksjemarkedet er et annet stort finansielt markedet hvor laks er et viktig felt. Råvareselskaper er svært eksponerte mot prisene på sine varer pga. varenes generiske natur. Dette gjør påvirkningskraften som spotprisen og futuresprisene har desto mer interessant å analysere. Flere av de store norske produsentene av laks er notert ved Oslo Børs, og Marine Harvest og Lerøy Seafood er de to største lakseselskapene.

Vårt mål er å forstå prisdannelsen i futuresmarkedet, samt avdekke hvor viktig prisene på laks, både spot- og futurespris, er for verdsettelsen av de to store rene lakseselskapene. Den overordnede problemstillingen kan dermed formuleres slik:

Hvordan foregår prisdannelsen på laks i futuresmarkedet, og hvor viktig er lakseprisen i markedets verdsettelse av Marine Harvest og Lerøy Seafood?

Som problemstillingen indikerer så ønsker vi å gå dypere til verks enn kun å forstå futuresmarkedet og aksjemarkedet hver for seg. Problemstillingen er verdt å studere fordi

den nettopp gir et grunnlag for en bredere innfallsvinkel, og på den måten kan vise de økonomiske sammenhengene i et større bilde. Grunnlaget for å besvare problemstillingen ligger derfor i å forstå dynamikken mellom spotprisen, futuresprisen og aksjeutviklingen. Vårt inntrykk er at lakseprisen er svært volatil med høye topper og lave bunner. Det er derfor nyttig at vi også inkluderer en analyse av selve spotprisen.

Videre er det relevant å avdekke hvorvidt futuresmarkedet gir forventningsrette estimater for spotprisen. Det motiveres av to grunner. For det første kan forventningsrette estimater fra terminmarkedet være nyttig i analysene av markedets verdsettelse av lakseselskapene. For det andre kan en slik analyse gi svar på hvorvidt lakseselskapene kompensere de øvrige aktørene i terminmarkedet for å redusere egen risiko knyttet til svingninger i lakseprisen. Vi sier da at forventningsretthypotesen ikke holder fordi futuresprisen ikke er et forventningsrett estimat for fremtidig spotpris. Videre er vi ikke kjent med at det finnes andre studier som ser på futuresprisene i sammenheng med verdsettelsen av lakseselskapene. Dersom futuresmarkedet inneholder relativt sett mye informasjon, kan det eksempelvis være slik at utviklingen her gir mer informasjon enn det utviklingen i spotprisen gjør. I motsatt fall kan det tenkes at futuresprisene inneholder lite informasjon.

Metodologi

De statistiske metodene vi benytter i analysen av futuresprisene er standard OLS, samt en modell med korreksjon av feilledd, VECM (Vector Error Correction Model). Den førstnevnte er en velkjent metode, og gir et godt grunnlag for å studere statistiske sammenhenger hvor man kjenner kausaliteten. OLS er et enkelt, men svært nyttig statistisk verktøy i den sammenheng. Når forholdet mellom variablene er noe mer uklart, som forholdet mellom spot- og futurespris er, ønsker vi en modell som tar høyde for en mer kompleks dynamikk. VECM er i så måte nyttig fordi den behandler variablene som endogene samt at den både tar høyde for laggede verdier og endringer underveis. I analysen av aksjeutviklingen holder vi oss til vanlig OLS. Her er årsakssammenhengen relativt opplagt, og det er da intet poeng å gjøre analysen statistisk mer komplisert enn nødvendig. Kapittel 5 inneholder en mer utfyllende gjennomgang av de statistiske metodene, herunder de verktøyene som er nevnt her, samt de testene og prosedyrene vi har bruk for i analysene.

Eksisterende litteratur

Den eksisterende litteraturen på området er ikke veldig omfattende og kan stort sett deles inn i to kategorier. Vi har de rene studiene av Fish Pool og derivatene som handles der, og vi har studier som fokuserer på lakseprisens innvirkning på verdsettelsen av lakseselskapene. Alnæs og Skagen (2009) er et eksempel på en utredning som tar for seg instrumentene ved Fish Pool. De undersøker blant annet hvorvidt instrumentene ved Fish Pool er egnet i en sikringsstrategi. Deres konklusjon er at Fish Pool ikke gir effektiv nok sikring til å kunne brukes som effektive sikringsverktøy. Jeyaseelan (2010) analyserer spot- og futurespriser ved Fish Pool, samt foretar en analyse av hvorvidt futuresprisene er forventningsrette estimater på fremtidig spotpris. Han finner at forventningsretthypotesen holder for kontraktene med kort tid til forfall, men ikke for de med forfall lenger enn seks måneder unna.

Albrigtsen (2007) faller inn i den andre kategorien av studier. Hun ser på den direkte sammenhengen mellom spotprisen og markedets prising av en knippe oppdrettsselskaper. Hun finner at lakseprisen har stor betydning for utviklingen i aksjekursene, og at man med informasjon om utviklingen i spotprisen kan forklare mellom 97 og 99 prosent av utviklingen i aksjekursene. I tillegg til denne litteraturen, finnes det mer dyptgående studier av dynamikken i lakseprisen. Her står blant andre Øglend (2010) for et viktig bidrag. I hans utredning er det den kortsiktige dynamikken som særlig vektlegges, og han viser blant annet at produksjonssyklusen og sesongmessige aspekter påvirker lakseprisen. Utover dette finnes det flere utredninger og studier som gjennomfører mer tradisjonelle verdsettelse av selskaper. Island (2009) er et eksempel på en slik utredning. Han gjennomfører en strategisk verdsettelse av Marine Harvest basert på diskonterte kontantstrømmer.

Vårt bidrag i denne sammenheng vil være at vi har en utredning som både ser på prisdannelsen i futuresmarkedet, men som i tillegg knytter denne opp mot prisingen av to viktige lakseselskaper. På den måten overlapper vår utredning begge kategoriene. Denne oppgaven ser på prisdannelsen i futuresmarkedet og egenskaper ved spotprisen, samt at den ser på konsekvensene prisingen av laks har for to store, ledende oppdrettsselskaper.

Oppgaven står dermed for et supplement i litteraturen og ikke bare en replikasjon av annet arbeid.

Oppgavens struktur

Vi har forsøkt å bygge opp utredningens struktur på en intuitiv måte. Kapittel 2 vil være et innledende kapittel om markedet for laks og utviklingen vi har sett her de siste tiårene. Kapitlene 3 og 4 vil være en teoretisk gjennomgang av henholdsvis futureskontrakter og aksjer med fokus på prisdannelse og verdsettelse. Kapitlene representerer i så måte det teoretiske grunnlaget for analysene. Kapittel 5 er en gjennomgang av de statistiske metodene, testene og prosedyrene som er nødvendig i analysen. Vi har forsøkt å gi en kortfattet oppstilling, men samtidig gi leseren et godt nok grunnlag til å forstå analysen, resultatene og eventuelle begrensninger eller svakheter. Kapittel 6 er en kortfattet introduksjon til Fish Pool, produktene der og kjennetegn ved handelen. Videre gir kapittel 7 en oversikt over viktige deskriptive data for futureskontraktene og spotprisen ved Fish Pool. Disse er viktige for å forstå markedet, men gir i tillegg nyttige holdepunkter i den statistiske analysen. Kapittel 8 viser hvordan analysen av forventningsretthypotesen er gjennomført, resultatene fra analysen og en økonomisk diskusjon rundt disse. Kapittel 9 inneholder analysen av aksjekursutviklingen i Marine Harvest og Lerøy Seafood i forhold til utviklingen i henholdsvis futurespris og spotpris. Vi ønsker også her å holde en økonomisk fornuftig diskusjon vedrørende de resultatene vi finner. Kapittel 10 inneholder en kortfattet konklusjon hvor vi vender tilbake til problemstillingen, samt gir noen forslag til arbeidet som kan gjøres videre.

2. Spotmarkedet for laks

2.1 Introduksjon

Det er i det såkalte spotmarkedet at storparten av slakteklar laks blir omsatt, altså blir pris avtalt med levering av det avtalte kvantumet umiddelbart etter inngåelse. Finansielle markeder med råvarer som underliggende aktivum vil basere sine instrumenter på nettopp spotmarkedets pris, spotprisen, som referansepris. I den forbindelse er det relevant å vite mer om det fysiske markedet siden et av markedene vi ser på, Fish Pool, bruker flere fysiske markeder og priser som grunnlag for en spotpris- referanse kalt Fish Pool Index™. I dette kapitlet presenterer vi litt informasjon om bransjen og statistikk knyttet til markedsstørrelse og utvikling.

2.2 Spotmarkedet

For kort å skissere hvordan spotmarkedet fungerer, kan det være nyttig å starte med et eksempel fra virkeligheten. Se for deg en produsent som har ett tonn laks slakteklar til en bestemt dato. Denne produsenten, eller lakseoppdretteren om du vil, avholder noen dager på forhånd en auksjon med (for seg) kjente kjøpere, og høystbydende får tilslaget. Nettopp denne måten å omsette fisk på ble dokumentert av informasjonsbladet Forum utgitt av Ewos, en av fórleverandørene i bransjen (Ewos Forum 2011). Dette skiller seg fra faste, langsiktige kontrakter om leveranse, og gir også en ulik eksponering i forhold til om man kjøper finansielle kontrakter.

De største markedene for oppdrettslaks finnes i den vestlige verden; EU-landene, USA og Russland utgjør mer enn 2/3 av verdensmarkedet (Marine Harvest 2012). På produsentsiden er det noen få, dominerende land som står for størsteparten av produksjonen av laks. Norge er verdens ledende produsent av oppdrettslaks, med Chile, Storbritannia/Skottland, Færøyene og Canada blant de andre store aktørene.

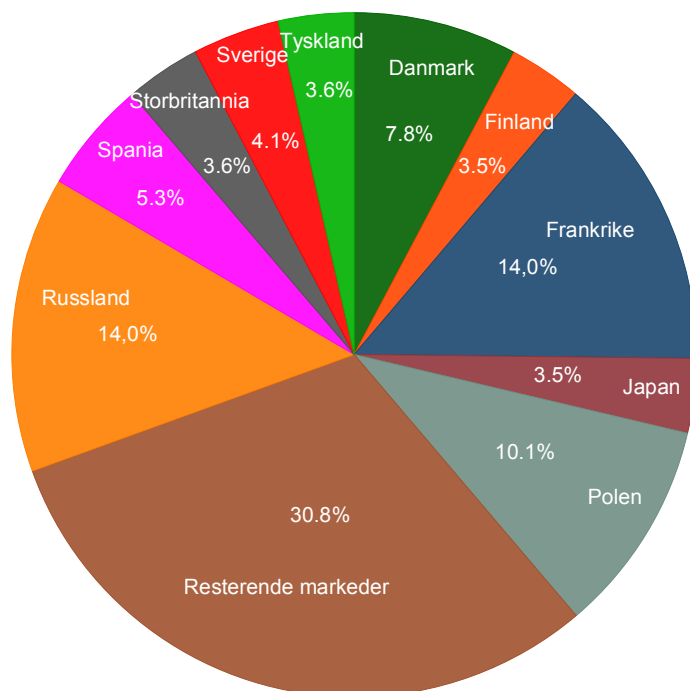
2.3 Markedene for norsk fisk

Laksenæringen har over tid blitt en stor bidragsyter i norsk utenrikshandel. Tall fra Norges sjømatråds oppsummering av 2011 viser at i 2011 eksporterte Norge laks verdt 29,2 milliarder kroner, en nedgang fra 2010 på 2 milliarder kroner (Norges sjømatråd 2012a). Dette skjedde på tross av en økning i eksportert volum, og kom som følge av et kraftig fall i den gjennomsnittlige lakseprisen for 2011 sammenlignet med 2010.

Annen statistikk fra Norges sjømatråds database viser den prosentvise fordelingen mellom ulike regioner som mottager for norsk oppdrettsfisk (Norges sjømatråd 2012b). Som kjøper av 64 prosent av total norsk produksjon er det åpenbart at EU-landene utgjør det største markedet, men det er likevel verdt å nevne at østasiatiske markeder sammen med Øst-Europa har bidratt med vekst de siste årene. Til sammen tok landene i EU samt Øst-Europa i mot 80 prosent av lakseeksporten i 2010.

Om vi konsentrerer oss om de største markedene uansett region er det tydelig at det er noen få land som står for en stor andel av avsetningen for norske produsenter. I figur 2.1 presenterer vi de største eksportdestinasjonene for norsk oppdrettsfisk i 2011.

Som vi ser var Frankrike, Russland og Polen de klart største markedene i 2011. Eksporten av oppdrettsfisk til de ti største markedene utgjør cirka 69 prosent av totalen. Ser en på utviklingstrekkene over tid er det spesielt Russland og Polen som har økt sine andeler sterkt, og blitt svært viktige kjøpere i bransjen parallelt med veksten i lakseproduksjonen de siste årene (Norges sjømatråd 2012c).

Figur 2.1 – Mottakerland for eksportert norsk oppdrettsfisk i 2011

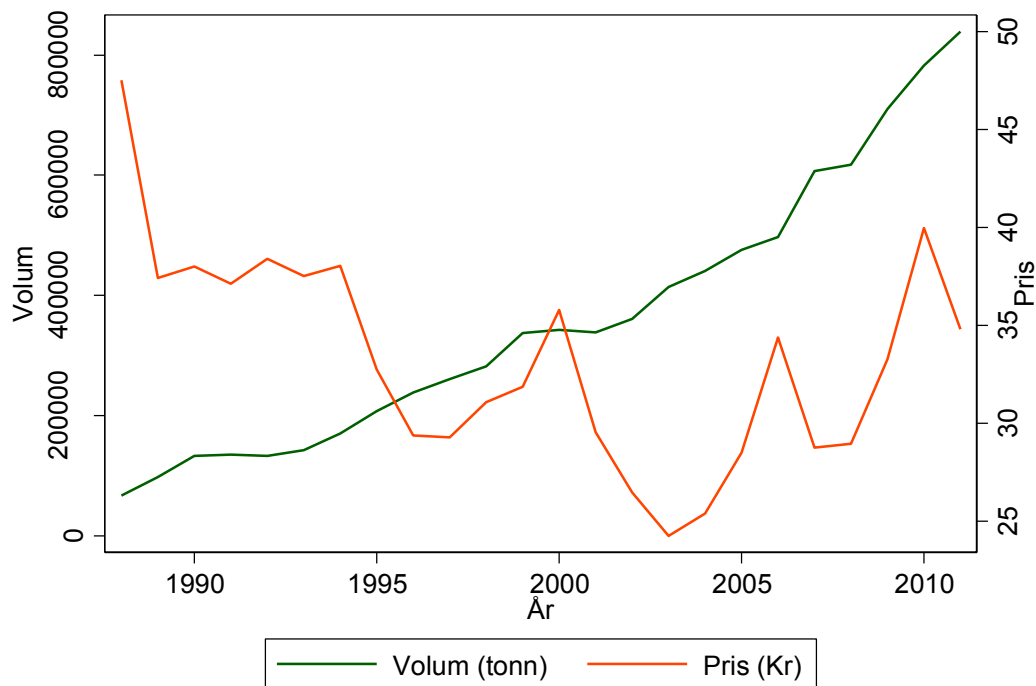
Kilde: Norges sjømatråd (2012c)

2.4 Historisk markedsutvikling

Statistikk for perioden fra 1988 til og med 2011 viser tydelig den enorme veksten i produksjon og tilhørende eksport av oppdrettslaks fra Norge. Dette illustreres med den grønne kurven i figur 2.2 (volum i venstre akse). Utviklingen fra 66.788 tonn i 1988 til 838.731 tonn i 2011 medfører en vekst på 1255 % i løpet av perioden på 24 år.

Å se på prisutviklingen i perioden er litt mer komplisert siden det finnes mange ulike markeder og nisjer innenfor disse igjen. Noen av de vanligste indikatorene for prisutviklingen innen bransjen er prisstatistikkene fra SSB og Norges sjømatråd. Dette kommer av at disse representerer den norske andelen av verdensproduksjonen, som historisk har vært verdensledende.

Figur 2.2 – Pris- og volumutvikling mellom 1988 og 2011 for norskprodusert oppdrettslaks

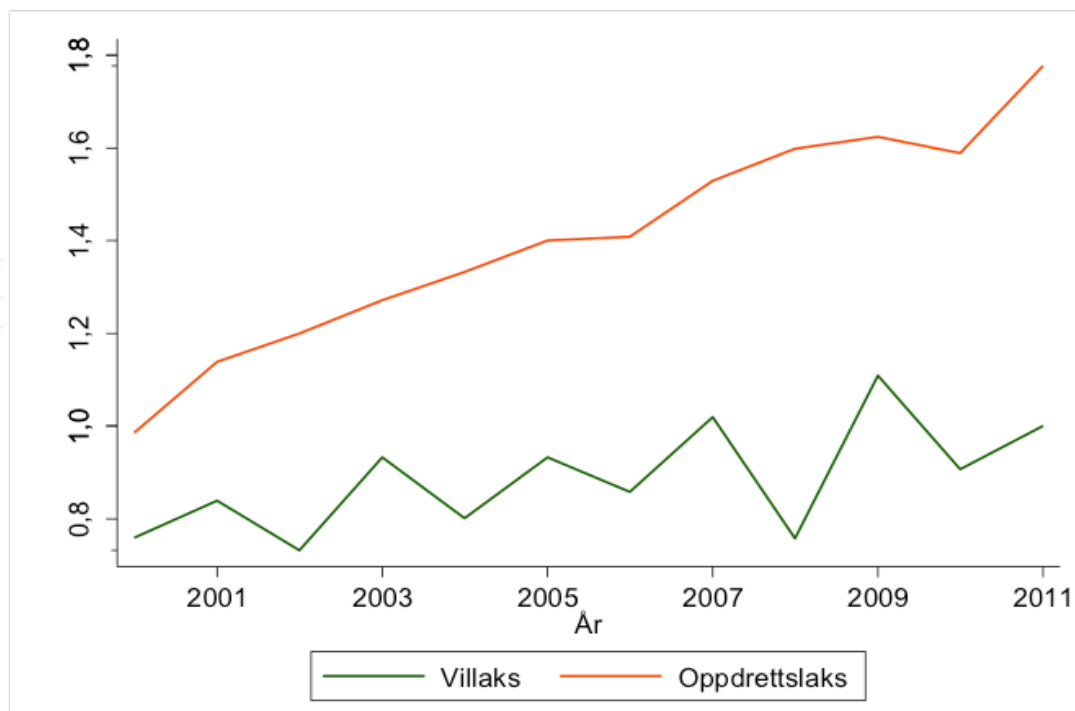


Kilde: Norsk sjømatråd (2012d)

I figur 2.2 over har vi inkludert prisutviklingen i form av eksportpriser publisert av Norges sjømatråd, og vi ser at prisene (nominelle tall) i stor grad har ligget i intervallet mellom 30 og 40 kroner, med noen utslag over og under dette (merk at dette er nominelle tall). (Norges sjømatråd 2012d)

Når det gjelder total markedsstørrelse for laks på verdensbasis, er det ikke et enkelt regnestykke. Lakseoppdrett og fangst av villaks er utbredt i flere land og i flere ulike verdensdeler. Analyseselskapet Kontali Analyse har estimert utviklingen i verdensproduksjonen fra år 2000 og fram til i dag, se Kontali Analyse (2011 og 2012a). Vi ser utviklingen grafisk illustrert i figur 2.3, der kombinasjonen av oppdrettet og fanget laks utgjør det samlede utbudet av laks.

Figur 2.3 – Utvikling i total fangst villaks og oppdrettslaks



Kilde: Kontali Analyse (2011 og 2012a)

Som vi ser av figuren over har den samlede produksjonen økt markant fra år 2000 til 2011. Figuren viser også at store deler av veksten i totaltilbudet har kommet fra oppdrettssiden. Fra en produksjon i år 2000 på like under én million tonn, leverte næringen samlet sett i 2011 fra seg 1,77 millioner tonn. Dette tilsvarer en økning på cirka 80 prosent i løpet av perioden.

For villaks er det USA, Japan og Russland de store volumene kommer fra. Selv om det har vært vekst også for denne delen av markedet, er det av naturlige årsaker større variasjon i utviklingen sammenlignet med produksjonen av oppdrettet laks. Med 759 000 tonn i år 2000 har veksten likevel vært substansiell når estimatet fra Kontali Analyse for 2011 tilsier en fangst på 1 million tonn (Kontali Analyse 2011).

2.5 Faktorer som påvirker lakseprisen

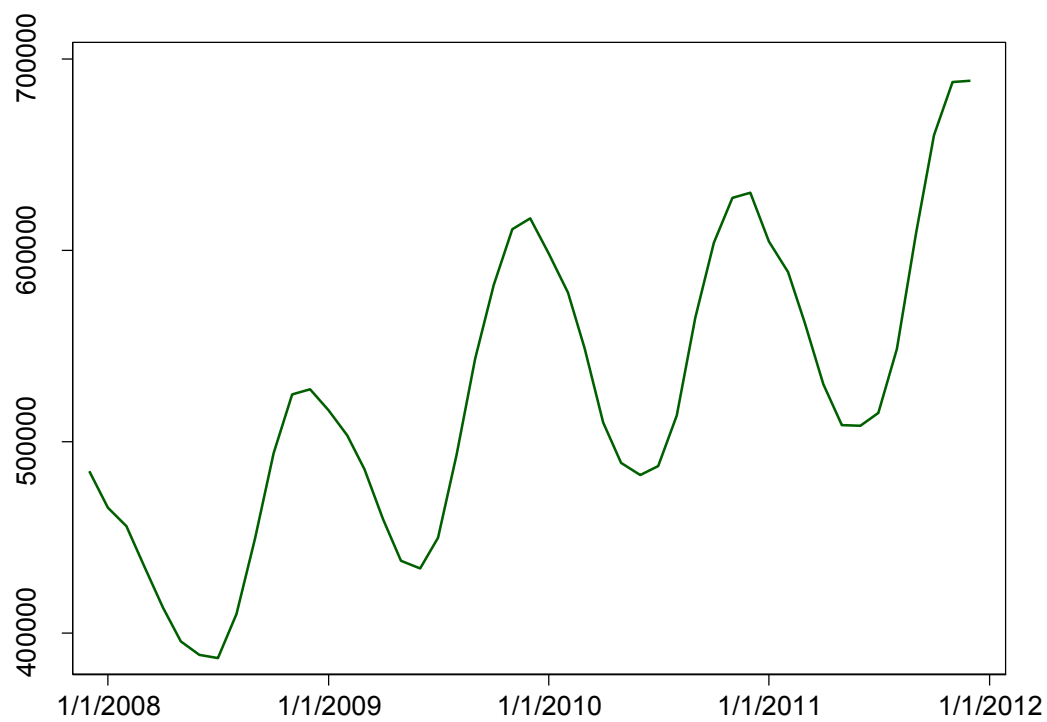
Markedsprisen på laks er ikke overraskende den prisen hvor tilbuds- og etterspørselskurvene møter hverandre. Som vi har sett har prisene variert over tid, samtidig som volumet tilbudt på verdensmarkedet har økt markant siden næringens oppstart. Siden en ikke kan kontrollere alle variablene i denne bransjen, vil fisken innenfor

en generasjon av laks ha ulik vekt og størrelse. Det gjenspeiles naturlig nok i prisene som varierer generelt etter størrelsen og kvaliteten på fisken. Et eksempel er at fisk som har ulik vekt men ellers er av samme kvalitet, får ulike kilopriser.

Et aspekt som en må ta hensyn til i denne bransjen, noe som for eksempel er ulikt i forhold flere andre råvarebaserte bransjer, er at fisken i stor grad må selges fersk. Siden ledetiden i næringen er mellom to og tre år er produksjonsmengden bestemt på kort sikt, om en ser bort fra eventuell sykdom eller andre uforutsette hendelser. Dette medfører at tilbudskurven vil være uelastisk på kort sikt, i tillegg til at dette vil påvirke prisutviklingen medfører det også potensielt økt volatilitet i markedet.

Andre ting som også bør nevnes er mønstre i tilbud og etterspørsel. På produsentsiden så er fiskens veksttempo, etter at den har blitt satt i sjøen, svært avhengig av sjøtemperaturen. Siden denne endrer seg med årstidene er det plausibelt å tro at det visse tider i året vil være et større tilbud av laks enn andre perioder, alt annet likt. Atle Øglend finner i sin Phd.- avhandling (Øglend 2010) at prisene øker om sommeren fordi oppdretterne har større mengder liten fisk i sjøen før sommeren, for å nytte seg av de gode vekstvilkårene i sommermånedene. Hans forklaring, med bakgrunn i *theory of Storage*-argumenter, er at produsentene må kompenseres for å slakte fisk i denne gunstige perioden. Samtidig må dette matches med etterspørsel, og her er det også mønstre, for eksempel med større etterspørsel før jul (Marine Harvest 2010a) eller en tilsvarende effekt rundt påsketider (Øglend 2010).

Kontali Analyse utgir hver måned en rapport med de siste tall, prognoser og vurderinger av markedet for laks. Blant annet blir tall for estimert biomasse i sjøen rapportert. Tallene er gitt ut fra desember 2007 og er månedlige, se figur 2.4. En grafisk tolkning avslører at tallene er svært sykliske. Biomassen er størst rundt nyttår, deretter slaktes fisk ned frem mot sommeren (Kontali Analyse 2011 og 2012a).

Figur 2.4 - Månedlige estimerte beholdningstall for laks i perioden des. 2007 til jan. 2012

Kilde: Kontali (2011 og 2012a)

3. Terminkontrakter

3.1 Introduksjon

Vi vil i dette kapitlet introdusere forward- og futureskontrakter. Forward- og futureskontrakter er viktige instrumenter i risikostyring for både selgere og kjøpere av en lang rekke varer, både finansielle varer og konsumvarer. Vi vil gi en kort historisk introduksjon til kontraktene før vi gjennomgår egenskapene ved begge typer kontrakter. Kapitlet vil også inneholde en gjennomgang av de mest anerkjente teoriene som behandler sammenhengen mellom prisene i spot- og futuresmarkedet. Vårt hovedfokus vil være futureskontrakter, prisingen av disse og sammenhengen mellom futurespris og spotpris.

En av de første skriftlige beskrivelsene av en futures- liknende handel finner vi i Aristoteles' verk *Politics*. Her kan vi lese om Thales, en fattig filosof fra Mileteus, som hadde utviklet et finansielt instrument som innebar at han kjøpte rettigheten til bruk av olivenpressene før avlingene begynte å komme. Thales fremforhandlet lave priser siden usikkerheten rundt avlingene var stor. Når høstingen av oliven kom, viste det seg at etterspørselen oversteg tilbudet og prisene gikk opp. Thales kunne selge sine rettigheter til olivenpressene med betydelig profitt. Terminkontrakter har altså en lang historie. Vi leser i Hull (2011) at det første markedet for standardiserte kontrakter ble opprettet i Chicago i 1848. The Chicago Board of Trade (CBOT) ble grunnlagt slik at det skulle være enkelt for bønder og handelsmenn å finne avtaler for priser og levering. Kontraktene ble standardiserte med hensyn til kvantum og kvalitet. Motivasjonen bak et slikt marked var et ønske om å tilby produsenter og kjøpere av matvarer en mulighet til å sikre sine priser. Handelen i kontraktene gjorde det også mulig for spekulanter å oppnå eksponering mot ulike landbruksprodukter uten at man fysisk måtte eie varen. Etter oppstarten i Chicago fikk man flere markeder, blant annet Chicago Mercantile Exchange og New York Mercantile Exchange.

Handelen i futureskontrakter skjøt først virkelig fart når finansielle aktivum ble inkludert i handelen. Fra 1970-tallet og frem til i dag har handelsvolumet i disse markedene, med god margin, gått forbi handelen i råvarekontraktene. De største futuresmarkedene i dag er markedene hvor renter, valuta og aksjer er underliggende aktivum.

3.2 Forwards

Hull (2011) skriver at en forwardkontrakt er et enkelt derivat hvor kjøper og selger inngår en avtale om kjøp/salg av et underliggende aktivum. Kontrakten definerer hva underliggende er og prisen på denne, men i motsetning til en handel i spotmarkedet så skjer ikke levering og betaling når avtalen inngås.

Ved inngåelsen av kontrakten er det vanligvis ingen pengeoverføring eller annen betaling. Når kontrakten så går til forfall, vil parten som er lang i kontrakten, og som har påtatt seg å kjøpe den underliggende varen, motta denne. Ettersom det her ikke er noen form for betaling før utløpsdatoen, vil det naturligvis oppstå motpartsrisiko i en slik handel. Det kan tenkes at parten som er lang i kontrakten ikke kan gjøre opp for seg. På samme måte kan det også tenkes at den parten som er kort i kontrakten, ikke kan levere den underliggende varen.

De to partene i en forwardkontrakt kan skreddersy kontrakten med tanke på leveringstidspunkt, antall/størrelse, pris og kvalitet. I motsetning til en futureskontrakt, vil praksisen med skreddersøm av kontraktene føre til at de ikke er lett omsettelige. Kontantstrøm ved forfall T for henholdsvis lang og kort posisjon i forwardkontrakt er:

$$S_T - F_{t,T} \quad (3.1)$$

$$F_{t,T} - S_T \quad (3.2)$$

Her er S_T spotprisen ved forfall T og $F_{t,T}$ forwardprisen avtalt ved tid t for levering ved forfall T. Begge parter har kontantstrøm lik null ved inngåelse av kontrakten. Kontantstrømmen ved forfall er dermed også den totale kontantstrømmen for begge parter.

3.3 Futures

En futures er svært lik en forward som beskrevet ovenfor. Den klare forskjellen mellom en forward- og en futureskontrakt ligger i standardiseringen og clearingfunksjonen. Futureskontrakter er standardiserte med hensyn til kvantum, utløpsdato og kvalitet. Ettersom kontraktene ikke er tilpasset to bestemte parter, kan man nå omsette kontraktene på børs. Likviditeten i kontraktene kan øke, og aktørene i markedet kan lett

komme seg inn og ut av sine posisjoner. Markedet for børssomsettelige futureskontrakter er stort i volum. De store markedene omfatter handel i kontrakter hvor valuta, aksjer og råvarer er underliggende aktivum. Handelen i futureskontrakter skjer gjennom et mellomledd som omtales som clearingsentral.

3.3.1 Clearing

Futureskontrakter omsettes på børs, og i motsetning til forwardkontrakter som ofte er bilaterale så er kravet til effektiv reduksjon av motpartsrisiko større. Til dette formål bruker man gjerne en clearingsentral. Clearingsentralens oppgave er å være et mellomledd mellom kjøpere og selgere (Kolb og Overdahl 2009). Clearingsentralen holder orden i alle transaksjoner som finner sted slik at man kan beregne daglige nettoposisjoner for alle medlemmene. Følgelig reduserer man motpartsrisikoen betydelig. I motsetning til forwardkontraktens endelige oppgjør ved forfall, har man her en løsning som gir kontinuerlig justering basert på markedets prising av kontraktene underveis. Ordningen endrer risikobildet slik at man i første rekke kun er eksponert mot endringer i den underliggende spotprisen. Ordningen gjør futureshandel langt enklere og tilsynelatende langt mer attraktivt. Mer om clearing og dens fordeler finnes i Kolb og Overdahl (2009).

3.4 Basis

I handelen av terminkontrakter er basis er viktig begrep. Basis er definert som differansen mellom gjeldende spotpris og gjeldende futurespris (Hull 2011).

$$B_t = F_{t,T} - S_t \quad (3.3)$$

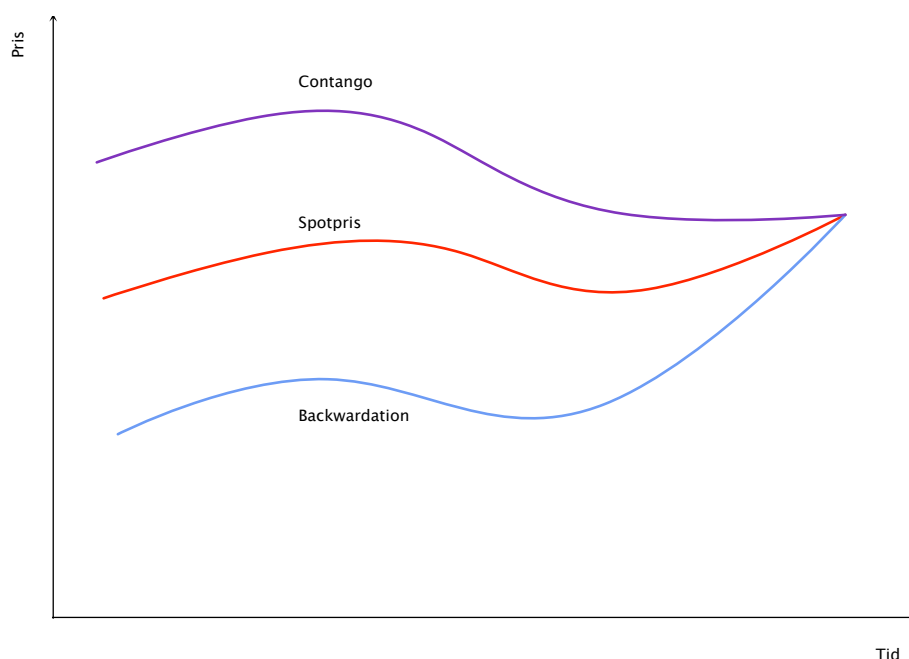
Her er B_t basis ved t . $F_{t,T}$ og S_t er henholdsvis futures- og spotpris ved tidspunkt t . Futuresprisen er for kontrakten med forfall ved tidspunkt T .

3.4.1 Konvergens mellom futurespris og spotpris

Når kontraktens avtalte leveringstidspunkt nærmer seg, vil prisen på futureskontrakten konvergere mot spotprisen for den samme varen (Hull 2011). Basis vil altså gå mot null når kontraktens forfall nærmer seg. Dette skjer fordi man ellers kunne fått en situasjon med

klare arbitrasjemuligheter. Dersom futuresprisen er lavere enn spotprisen ved levering, kan man lett tenke seg en strategi hvor man kan gå lang i futureskontrakten samtidig som man selger varen i spotmarkedet. Slik kan man oppnå risikofri gevinst. Markedet vil sørge for at dette ikke skjer, og prisen på en futureskontrakt vil derfor nærme seg spotprisen når vi nærmer oss forfall. Arbitrasjeargumentet kan brukes likt for en situasjon hvor futuresprisen er høyere enn spotprisen ved levering. Vi vil derfor se konvergens mellom prisene uansett prisutvikling før forfall. Figuren under viser nettopp situasjoner hvor spot- og futuresprisen er forskjellig før forfall.

Figur 3.1 - Konvergens mellom spot- og futurespris ved kontraktens forfall



Kilde: Benhamou (2012).

En situasjon hvor futurespris ligger høyere enn spotpris omtales gjerne som *contango*. Motsatt situasjon med futurespris lavere enn spotpris omtales som *backwardation*.

3.5 Prisdannelsen for futureskontrakter

I prisingen av futureskontrakter skiller vi mellom kontrakter hvor underliggende er investeringsaktivum og konsumaktivum, jf. Hull (2011). Investeringsaktivum eller finansielle eiendeler er anskaffet kun i investeringsøyemed, eksempelvis aksjer og obligasjoner. Konsumvarer eller råvarer på sin side, er anskaffet fordi de skal konsumeres direkte eller brukes som innsatsfaktor i videre produksjon, herunder regnes råvarer. Vi skiller mellom

disse fordi prisingen av kontraktene med investeringsaktivum som underliggende er bygd opp rundt arbitrasjeargumentet mens prisingen av kontraktene på konsumvarer tar utgangspunkt i andre teorier som *the Theory of Storage* og *the Theory of Normal backwardation*.

3.5.1 Investeringsaktivum

I tradisjonell prising av en futureskontrakt med investeringsaktivum som underliggende bruker vi arbitrasjeargumentet. Gitt at alle i markedet kan låne og plassere til risikofri rente og at vi i tillegg ser bort fra transaksjonskostnader, kan vi konstruere en portefølje hvor vi lett kan vise sammenhengen mellom spot- og futuresprisen. Vi kan forestille oss en situasjon hvor man går kort i en forwardkontrakt samtidig som man lånefinansierer et kjøp av underliggende aktivum. Vi konstruerer porteføljen slik at den gir kontantstrøm lik null ved inngåelse. Dermed må kontrakten også gi kontantstrøm lik null ved forfall skal vi eliminere arbitrasjemuligheter.

Tabell 3.1 – Kontantstrøm ved lang i underliggende, risikofritt lån og kort forward

Transaksjon	Kontantstrøm	
	Tid t	Tid T (forfall)
Kjøper underliggende	$-S_t e^{-\delta T}$	$+S_T$
Låner	$+S_t e^{-\delta T}$	$-S_t e^{(r-\delta)(T-t)}$
Kort forward	0	$F_{t,T} - S_T$
Totalt	0	$F_{t,T} - S_t e^{(r-\delta)(T-t)}$

Kilde: Hull (2011).

Her er S_t spotpris ved tidspunkt t, $F_{t,T}$ futurespris ved tidspunkt t for levering ved tidspunkt T, δ kontinuerlig yield (eksempelvis dividende for en aksje) og r risikofri rente. Bruker vi arbitrasjeargumentet, ser vi at følgende sammenheng må holde:

$$F_{t,T} = S_t e^{(r-\delta)(T-t)} \quad (3.4)$$

Futuresprisen er altså positivt avhengig av spotpris, risikofri rente og tid til forfall mens den er negativt avhengig av yield på underliggende.

3.5.2 Konsumvarer: to ulike tilnærminger

Det er i hovedsak to innfallsvinkler til prisdannelsen i futuresmarkedet for konsumvarer: *The Theory of Storage* og *the Theory of Normal Backwardation*. Den første tar utgangspunkt i at futuresprisene på konsumvarer avhenger av lagrings- og finansieringskostnader, samt den implisitte eierfordelen. Viktige bidrag i den sammenheng er Kaldor (1939), Working (1948), Brennan (1958) og Telser (1958). Den andre innfallsvinkelen tar utgangspunkt i at futuresprisen kan deles inn i forventet risikopremie og fremtidig forventet spotpris. Her har Keynes (1930) og Hicks (1939) stått bak viktige bidrag.

Theory of Storage

The theory of Storage tar utgangspunkt i at den underliggende råvaren må lagres og at dette medfører en kostnad for den som holder den fysiske varen. Kaldor (1939) postulerte at eksistensen av lagringskostnader samtidig som man kunne observere nedadgående futureskurver, måtte bety at det eksisterte en fordel ved å holde den fysiske varen. Det ga en forklaring på hvorfor aktørene holdt lager av varen med futurespriser lavere enn spotpriser. Denne eierfordelen (eng. *convenience yield*) kunne eksempelvis tilskrives økt fleksibilitet ved å ha en lagerbeholdning. Teorien sier at avkastningen ved å kjøpe den underliggende varen ved tidspunkt t og selge den ved levering T , skal reflektere tapte renteinntekter, påløpte lagringskostnader og eventuelle eierfordeler (Fama og French 1987).

$$F_{t,T} - S_t = S_t R_{t,T} + W_{t,T} - C_{t,T} \quad (3.5)$$

Her er $F_{t,T}$ futurespris ved tidspunkt t for levering ved tidspunkt T , S_t spotpris ved tidspunkt t , $R_{t,T}$ den risikofrie renten, $W_{t,T}$ den marginale lagringskostnaden og $C_{t,T}$ eierfordelen ved å holde én ekstra enhet på lager.

Dessverre er ikke lagringsteorien spesielt enkel å bruke i beregninger av teoretiske priser og undersøkelser av markedseffisiens. Grunnen er at vi ofte har data for risikofri rente og lagringskostnaden, men ingen gode estimater for convenience yield. Derfor er det vanskelig å dra slutninger om observerte futurespriser er spesielt høye eller lave.

Det er skrevet mange artikler og forskningsoppgaver med utgangspunkt i lagringshypotesen. Fama og French (1987) samt Ng og Pirrong (1994) undersøker begge hvordan lagerbeholdning påvirker futurespriser og prisvolatiliteten. Fama og French tester hvorvidt futuresprisene er mindre variable når lagerbeholdningene er lav. Ng & Pirrong studerer metaller og konkluderer med at det finnes en sammenheng mellom basis, lagerbeholdninger og volatiliteten i futuresprisene. Pindyck (2001) argumenterer for at convenience yield avhenger av etterspørselen etter lagring, tilbudet og etterspørselen etter varen og volatiliteten i spotprisen.

Theory of Normal backwardation

The theory of normal backwardation bygger på en annen innfallsvinkel. Her ser man på markedet for futureskontrakter som et sted hvor man kan kvitte seg med, eller ta på seg risiko. Uttrykket *normal backwardation* må ikke sammenblandes med uttrykket *backwardation*. *Backwardation* er en situasjon hvor futuresprisen er lavere enn dagens spotpris. *Normal backwardation* er derimot en situasjon hvor futuresprisen er lavere enn forventet fremtidig spotpris. John Maynard Keynes (1930) argumenterte for at de som ønsket å redusere egen risiko er villig til å kompensere for dette. Han postulerte derfor at futuresprisen ville være en skjev estimator for forventet spotpris, og at den førstnevnte ville være statistisk lavere enn den sistnevnte. Keynes mente at de som ville redusere risiko, samlet sett ville ha en kort posisjon i kontraktene fordi de ville være produsenter av den underliggende varen. Disse ville være villig til å betale for en reduksjon i risiko, og dermed ville vi få en situasjon hvor futuresprisen ligger under forventet fremtidig spotpris. Dette omtaler Keynes som *normal backwardation*, nettopp fordi han mente det ville være den normale tilstanden. Hicks (1939) argumenterte for at det like gjerne kunne være motsatt. Det ville i så fall bety at det var de som ville kvitte seg med risiko som var lang i kontrakten. Spekulantene kunne tenkes å sitte på begge sider av bordet, alt etter situasjonen. Dusak (1973) relaterte teorien om *normal backwardation* til systematisk risiko definert fra kapitalverdimodellen (CAPM). Iflg. Dusak var det ikke variabiliteten i futuresprisene, men heller kovariansen til avkastningen på futureskontrakten med avkastning til markedsporteføljen som gjorde det nødvendig med en risikopremie.

Teorien bygger på at futuresprisen består av to komponenter: forventet fremtidig spotpris og en eventuell risikopremie. Størrelsen og fortegn på risikopremien vil være avhengig av etterspørselen etter risikostyring på den ene siden, og spekulasjon på den andre.

$$F_{t,T} = E_t(S_T) + P_{t,T} \quad (3.6)$$

Her er $E_t(S_t)$ forventet fremtidig spotpris, og $P_{t,T}$ risikopremien. Vi kaller denne for ex ante eller forventet risikopremie. Vi skiller denne fra ex post eller realisert risikopremie. Ex post risikopremie defineres slik:

$$P_{t,T} = F_{t,T} - S_T \quad (3.7)$$

Ex post risikopremie defineres som differansen mellom futuresprisen, $F_{t,T}$, og den tilhørende spotprisen ved forfall, S_T . Sammenhengen mellom ex ante og ex post risikopremie vil dermed være:

$$F_{t,T} - S_T = P_{t,T} + [E_t(S_T) - S_T] \quad (3.8)$$

Ex post premium er altså lik ex ante premium justert for eventuelle avvik mellom forventet spotpris og realisert spotpris.

I vår analyse ønsker vi å undersøke hvorvidt futuresprisen er en forventningsrett estimator for fremtidig spotpris. Dersom det er tilfellet sier vi at forventningsretthypotesen holder. Undersøkelsen er viktig fordi den kan gi innsikt i hvorvidt det finnes risikopremier i futuresmarkedet for laks. Det finnes flere empiriske undersøkelser vedrørende risikopremier knyttet til futureskontrakter. Flere av disse finner at råvarer har liten eller negativ korrelasjon med markedsporteføljen, eksempelvis Gorton og Rouwenhorst (2006) og Jensen et al (2000). Diskusjonen har likevel fortsatt blant annet fordi man er uenig om hvordan man definerer markedsporteføljen.

3.5.3 utfordringer knyttet til futuresmarkedene

Det kan ofte oppstå utfordringer når man skal beregne risikopremier for futureskontrakter på råvarer. En utfordring er at vi ofte mangler en god oversikt over daglige noteringer for spotpriser. Såfremt vi mangler gode spotnoteringer, kan det være en grei erstatning å

bruke futuresprisen på kontrakten med nærmeste forfall som et mål på spotpris. Ettersom futuresprisen vil konvergere mot denne, kan en slik tilnærming kunne være en god løsning. Ved å bruke et slikt oppsett kan vi unngå problemet med manglende daglige spotnoteringer. Fama og French (1987) bruker en lignende tilnærming.

4. Aksjeverdsettelse

Denne oppgaven har ikke verdsettelse som hovedfokus, men for å forstå grunnlaget for børsværdiene til selskapene, er det nyttig med kort gjennomgang av teori for verdsettelse av aksjer.

I den følgende delen tar vi for oss to modeller for verdsettelse, nemlig modellen for diskonterte utbytter (*Dividend Discount Model*, DDM) og modellen for diskontert fri kontantstrøm til egenkapitalen (*Free Cash Flow to Equity*, FCFE). I tillegg til disse to variantene finnes det flere innfallsvinkler til verdsettelse, for eksempel er *justert nåverdi* (*adjusted present value*, APV) en av flere alternative modeller. Vi vil her gå gjennom de to førstnevnte ettersom disse er de mest brukt.

4.1 Modell for diskonterte utbytter

Som modellens navn tilsier går denne ut på å diskontere utyttebetalinger fra selskapet. Kjernen i denne modellen er, i følge Damodaran (2002), at utbyttet er den eneste direkte utbetalingen eller kontantstrømmen du får fra en aksje mens du eier den. I så måte er utbyttet direkteavkastningen fra aksjen, og om du eier aksjen i all evighet så vil verdien av disse utbetalingene også utgjøre grunnlaget for verdsettelsen av aksjen.

På generell form ser modellen ut som følger:

$$\text{Verdi per aksje} = \sum_{t=1}^{t=\infty} \frac{E(DPS_t)}{(1 + k_e)^t} \quad (4.1)$$

Her er $E(DPS_t)$ forventet utyttebetaling per aksje i år t , mens k_e er kapitalkostnaden. Modellen summerer altså de framtidige, årlige utyttebetalingene som er diskontert med kapitalkostnaden.

Det som ikke er åpenbart i modellen, er hvilken kapitalkostnad man skal benytte til å diskontere de forventede utyttebetalingene. En klassisk modell innen finans, kapitalverdimodellen, CAPM, beregner den påkrevde avkastningen på egenkapitalen via følgende formel (Fama og French 2004):

$$k_e = R_f + \beta_i(E(R_m) - R_f) \quad (4.2)$$

Modellen kan kort forklares slik: Forventet avkastning for en aksje er lik risikofri rente, R_f , pluss markedets forventede risikopremie, $E(R_m) - R_f$) multiplisert med beta, β_i . (Damodaran 2002). Beta er her et mål på aksjens volatilitet i forhold til markedet. For en mer formell innføring i denne delen av teorien henviser vi til en lærebok om investeringer eller verdsettelse, se eksempelvis Bodie et al. (2007).

En grunnleggende, klassisk modell som er en avart av den generelle formelen for diskonterte utbyttebetalinger er det som har blitt kalt Gordons vekstmodell, først publisert i *The Review of Economics and Statistics* (1959). Modellen kan skrives slik:

$$\text{Verdi per aksje} = \frac{DPS_1}{k_e - g} \quad (4.3)$$

Utgangspunktet for modellen er at vi nå er i år 0. DPS_1 er utbyttebetalingen ett år fram i tid. Under brøkstreken finner vi kapitalkostnaden, k_e , og den konstante vekstraten for utbyttebetalingene framover i tid, g .

Nettopp estimatet for den konstante utbytteveksten, og implisitt veksten for selskapet, er avgjørende for estimatet for aksjeprisen. Om veksten nærmer seg kapitalkostnaden slik at differansen mellom disse er nær null, blir prisestimatet uendelig høyt, noe som er urealistisk. Siden modellen er så sensitiv for estimert vekstrate, er det avgjørende at anslaget er gjort for en lang horisont og at selskapets utvikling er stabil (Damodaran 2002).

Med utgangspunkt i den generelle modellen finnes det flere varianter som tar for seg ulike scenarioer for utviklingen i utbytte. Uten å gå direkte inn på disse, kan de oppsummert sies å være tilpasset ulike forventninger til vekst, i motsetning til Gordons modell som i all enkelhet forutsetter konstant vekst i all framtid. Dette nyanseres ved for eksempel å bruke periodevis ulike vekstrater, og en «avsluttende verdi» som utgjør verdien fra et gitt år og utover i evigheten (Damodaran 2002).

4.2 Modell for diskonterte frie kontantstrømmer

Mens vi i forrige avsnitt så på en modell som brukte forventede utbyttebetalinger som basis for selskapsverdien, som i og for seg er en logisk tankemåte og argumentasjon, går vi i dette avsnittet litt videre og ser på modeller som diskonterer framtidig fri kontantstrøm. Forskjellen ligger grovt sagt i at mens man i forrige avsnitt kun så på utbetalinger fra selskapet, ser man her på potensialet for utbetalinger fra selskapet, altså positiv kontantstrøm som ikke blir brukt til investeringer, drift eller gjeldsbetjening (Damodaran 2002).

På generell form kan denne modellen skrives som følger:

$$\text{Verdi per aksje} = \frac{1}{(\text{antall aksjer})} \sum_{t=1}^{t=\infty} \frac{E(\text{FCFE}_t)}{(1 + k_e)^t} \quad (4.4)$$

Modellen er til forveksling lik modellen for diskonterte utbyttebetalinger, men her er altså forventet fri kontantstrøm til egenkapitalen (FCFE) satt inn i stedet. Dette begrepet er konseptuelt vanskeligere å forstå enn utbytte, men kort sagt er det løpende overskudd av kontanter justert for investeringer, drift eller betjening av gjeld. Teknisk så beregnes denne størrelsen ut på følgende vis:

$$\begin{aligned} \text{FCFE}_t = & \text{Årsresultat}_t - (\text{investeringer}_t - \text{avskrivinger}_t) \\ & - (\text{endring i arbeidskapital ekskl. kontanter}_t) \\ & + (\text{nytt gjeldsopptak}_t - \text{nedbeting av gjeld}_t) \end{aligned} \quad (4.5)$$

5. Statistiske modeller, tester og prosedyrer

Dette kapitlet vil inneholde en teoretisk gjennomgang av de viktigste statistiske modellene, testene og prosedyrer vi senere bruker i vår analyse.

5.1 Ordinary Least Squares-modellen (OLS)

Dette er den «vanligste» og enkleste formen for regresjon, og blir også brukt i denne oppgaven. Målet med dette verktøyet er å forklare sammenhengen mellom to eller flere variabler. En kan forklare regresjonslikningen med at den avhengige variabelen Y på venstre side blir forklart som en funksjon av de uavhengige variablene X på høyre side i likningen. Vi henter, i hovedsak, vår fremstilling av OLS- modellen fra Brooks (2002) og Wooldridge (2009).

På generell form kan modellen fremstilles som følger:

$$\gamma_t = \alpha_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

Her kan parameterne i modellen tolkes slik:

γ_t : Observert verdi av avhengig variabel

α_0 : Konstantleddet

$\beta_{t \rightarrow k}$: Stigningsrate eller koeffisienten for de uavhengige variablene

ε_t : Residualleddet, den andelen av variasjonen i Y som ikke fanges opp av de uavhengige variablene

OLS- regresjonen blir brukt for å estimere ukjente parametere i en lineær regresjonsmodell. Måten disse parameterne blir funnet er ved å minimere summen av distansene (opphøyd i andre) mellom observasjonene og den estimerte regresjonslinjen. Om en skal tolke likningen i sin helhet så kan en si at en økning på én enhet i variabelen X_{t1} , endrer verdien på γ_t med β_1 enheter såfremt de andre uavhengige variablene holdes konstant.

Når en skal vurdere utbyttet av modellen, gir R^2 innsikt i hvor mye av den avhengige variabelens (Y) varians som er forklart av variansen i de uavhengige variablene. Det er også viktig at man samtidig vurderer modellen i lys av andre kriterier for å se om resultatene er

valide. Konkret kan en se på p-verdier for å evaluere de ulike variabelenes signifikans. Nullhypotesen er at koeffisienten ikke er signifikant forskjellig fra null, mens alternativhypotesen er at koeffisientene fraviker signifikant fra null. Om p-verdien er lavere enn kritisk verdi så kan en forkaste H_0 og si at en forkaster nullhypotesen på ti-, fem-, eller ett-prosents konfidensintervall (med økende sikkerhet).

I den neste delen av kapitlet går vi gjennom de kravene som stilles til OLS-regresjonen for at vi kan være sikre på å få valide resultater. For en grundig gjennomgang av OLS-modellen og dens egenskaper henvises leseren til Wooldridge (2009) og Brooks (2002).

5.1.1 Lineæritet i parameterne

At modellen er lineær i parameterne betyr at en for eksempel ikke kan dividere, multiplisere eller gjøre lignende operasjoner på de ulike parameterne med hverandre. Forholdet mellom avhengig og uavhengig variabel skal være lineært. Et eksempel på en modell som ikke holder forutsetningen, kan se slik ut:

$$\gamma_t = \alpha_0 + \beta_1 \times \beta_2 x_{t2} + \varepsilon_t \quad (5.2)$$

Man kan avdekke brudd på denne forutsetningen ved å undersøke predikerte verdier mot observerte verdier visuelt i en figur. Verdiene skal her ligge rundt en diagonal linje. Brudd på denne forutsetningen kan være svært alvorlig fordi man da forsøker å tvinge en lineær modell på et datasett som er ikke-lineært (Wooldridge 2009).

5.1.2 Ingen perfekt multikollinearitet

Denne forutsetningen omhandler korrelasjonen mellom de uavhengige variablene. Det avgjørende er at ingen av variablene kan være en konstant eller en perfekt lineær kombinasjon av de andre variablene. Det utelukker ikke at variablene er korrelerte, det vil en ofte oppleve, men det sentrale er at korrelasjonen ikke er *perfekt* mellom flere variabler. En indikasjon på problemer knyttet til multikollinearitet er høy verdi for R^2 mens ingen av koeffisientene er signifikant forskjellige fra null. For å løse denne utfordringen finnes det flere metoder. Brooks (2002) foreslår eksempelvis at man kan fjerne en av de korrelerte

variablene, transformere de korrelerte variablene til en brøk og i stedet bruke forholdet mellom dem, eller øke mengden data dersom dette lar seg gjøre.

Multikollinearitet testes enkelt for ved hjelp av korrelasjonstester i de tilfeller hvor man har indikasjoner på at problemet finnes.

5.1.3 Gjennomsnittet av feilledet skal være null

Denne forutsetningen sier at gjennomsnittsverdien av residualen, ε_t , må være null for regressoren X fordi positive og negative residualer annullerer hverandre. Det gjør igjen at residualene ikke vil påvirke gjennomsnittsverdien til Y (den avhengige variabelen) systematisk.

$$E(\varepsilon_t|x) = 0 \tag{5.3}$$

Dette innebærer intuitivt at korrelasjonen mellom residualledet og de uavhengige variablene er null. Dette gjelder for variablene ved tidspunkt t , og for alle andre tidspunkt. Et eksempel hvor dette vilkåret brytes er en regresjon hvor en har utelatt en sentral, uavhengig variabel, noe som vil medføre at de andre variablene vil prøve å fange opp noe av variasjonen, og koeffisientene vil dermed endre seg. Dersom man inkluderer et konstantledd i regresjonen, vil dette kravet aldri bli brutt.

5.1.4 Homoskedastisitet

Vilkåret for homoskedastisitet sier at residualene skal ha en konstant varians, som igjen er lik for alle regressorer.

$$Var(\varepsilon_t|x) = Var(\varepsilon_t) = \sigma^2 \tag{5.4}$$

Om dette vilkåret ikke holder, har vi heteroskedastisitet. Dette gir utfordringer med hensyn til resultatenes validitet. For å teste residualene for hetero-/homoskedastisitet er det flere tester en kan bruke. Vi benytter oss av White-testen, som har homoskedastisitet som sin nullhypotese, se White (1980). Testen er blant annet beskrevet i Brooks (2002).

Brooks (2002) skisserer ulike løsninger dersom man opplever utfordringer knyttet til heteroskedastisitet. Den mest praktiske måten å håndtere problemet på er transformering

eller reskalering av variablene vha. logaritmen, eller ved å bruke standardfeilestimater som er konsistente ved heteroskedastisitet. Dette gjøres i STATA ved hjelp av kommandoen *robust*.

5.1.5 Ingen autokorrelasjon

Det femte vilkåret for en gyldig OLS- regresjon, er at det ikke eksisterer autokorrelasjon mellom residualleddene.

$$\text{Corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \text{ for alle } t \neq s \quad (5.5)$$

Utfordringen er at man svært ofte opplever at tidsseriedata fra finansielle markeder er autokorrelerte, dvs. at tidligere verdier av en variabel påvirker de framtidige verdiene av samme variabel. I regresjoner med tidsserier vil det ofte bli slik at feilleddene knyttet til observasjoner igjen påvirker de framtidige feilleddene. Om en kjører en regresjon uten laggede variabler, og påviser autokorrelasjon, vil estimatorene ha feilaktige standardavvik. Estimaten for koeffisientene er fortsatt forventningsrette, men de er ikke nødvendigvis effisiente. Estimaten for standardfeil kan være feilaktige og man kan derfor gjøre feilaktig inferens. Det kan enten gi under- eller overdreven signifikans.

Avdekke autokorrelasjon med Ljung-Box og Durbin-Watson

Testene vi bruker for å avdekke autokorrelasjon er Durbin- Watson-testen (DW) og Ljung-Box- testen. Durbin- Watson- testen har som forutsetning at regresjonen har konstantledd, at korrelasjonen er av første orden og at regresjonen ikke har laggede avhengige variabler (Durbin og Watson 1951). Den tar utgangspunkt i de estimerte residualene.

$$\hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t \quad (5.6)$$

Her er ρ er et mål på autokorrelasjon, $\hat{\varepsilon}$ er estimatet for residualene og v en konstant. Nullhypotesen er ingen autokorrelasjon, altså at $\rho = 0$.

Ljung- Box- testen tar i tillegg høyde for autokorrelasjoner av høyere orden. I stedet for å sjekke hvert enkelt lag for autokorrelasjon, får man med Ljung-Box en samlet vurdering av hvorvidt residualene er uavhengige av hverandre. Ljung-Box er en helt standard test i forbindelse med tidsseriedata. Testen er beskrevet i Brockwell og Davis (2002).

Håndtering av autokorrelasjon med Cochrane-Orcutt

En av måtene å håndtere autokorrelasjon på er Cochrane- Orcutt- prosedyren. Prosedyren tar utgangspunkt i Durbin- Watson- testen beskrevet ovenfor. Man konstruerer et estimat for målet på autokorrelasjon, $\hat{\rho}$. Med denne kan vi justere den opprinnelige regresjonen ved hjelp av GLS (Generalized Least Squares). Prosedyren kjører gjerne regresjonen av residualene flere ganger såfremt estimatet $\hat{\rho}$ ikke endres mye for hver iterasjon, se likning 5.6. Cochrane og Orcutt (1949) argumenterer for at man oppnår bedre estimater dersom man gjentar prosedyren med å beregne $\hat{\rho}$ flere ganger. I Brooks (2002) finnes en god beskrivelse av denne prosedyren.

5.1.6 Normalfordelt residualledd

Det siste kravet som stilles til OLS er at residualene er normalfordelte rundt gjennomsnittet.

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (5.7)$$

Hypotesetestene tar utgangspunkt i normalfordelingen og det er derfor et poeng at residualene også er normalfordelte. Viktigheten av dette kravet avhenger av størrelsen på datasettet. Dersom datasettet er tilstrekkelig stort, har brudd på kravet i praksis ingen betydning, se Brooks (2002).

Testene vi bruker for å avdekke hvorvidt residualene er normalfordelte er Jarque- Bera- testen og STATAs skewness/kurtosis-test, *sktest*. Jarque- Bera- testen ble formalisert av Jarque og Bera (1981) og den avdekker hvorvidt det eksisterer enten skjevhet eller kurtosis i residualene, eventuelt begge deler. Nullhypotesen er at residualene er normalfordelte. I Brooks (2002) finnes en oversiktlig gjennomgang av testen.

5.2 Stasjonærhet

Et datasett er regnet for å være stasjonært dersom gjennomsnitt og varians er konstant over tid, og hvis kovariansen bare er avhengig av hvor lang periode en måler, ikke *når* i tidsserien denne perioden er (Hill et al. 2011). Altså er en tidsserie stasjonær hvis det for alle verdier er sant at:

$$E(y_t) = \mu \text{ (konstant gjennomsnitt)} \quad (5.8)$$

$$\text{var}(y_t) = \sigma^2 \text{ (konstant varians)} \quad (5.9)$$

$$\text{cov}(y_t, y_{t+s}) = \text{cov}(y_t, y_{t-s}) = \gamma_s \text{ (kovarians er avhengig av } s, \text{ ikke } t) \quad (5.10)$$

I Hill et al. (2011) er det gitt eksempler på tre typer tidsserier, nemlig stasjonære der de tre vilkårene over holder, «random walk» og «random walk med retning». Utfordringen knyttet til de to siste variantene, som er ikke-stasjonære, er at en regresjon på slike tidsserier vil indikere signifikante sammenhenger og høy forklaringsgrad selv om slike nødvendigvis ikke er tilstede. Dette fenomenet kalles «spuriøs regresjon». Kort sagt er konsekvensen feilaktige eller misvisende resultater. Dersom tidsserien er ikke-stasjonær sier man at tidsserien har enhetsrot. Det er helt normalt at tidsseriedata, som eksempelvis prisserier, er ikke-stasjonære. Vi inkluderer formell test for å verifisere at dette også gjelder våre tidsseriedata.

En måte å avgjøre hvorvidt en tidsserie er ikke-stasjonær eller stasjonær på er å kjøre den etterfølgende regresjonen, for så å bruke kritiske verdier for enten å forkaste eller beholde nullhypotesen. Denne testen, kalt Augmented Dickey- Fuller eller bare ADF (Fuller 1976, Dickey og Fuller 1979), skrives på generell form slik:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_k \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5.11)$$

Her er α et konstantledd, ε_t residualleddet og k antall lag bestemt slik at vi tar høyde for dynamikken i prosessen. Vi inkluderer den laggede endringen i y for å rydde opp i eventuell autokorrelasjon. y_i representerer de øvrige parameterne hvor i går fra $t-1$ til $t-k$. Nullhypotesen er at tidsserien er ikke-stasjonær, men vi forkaster denne dersom θ er statistisk signifikant forskjellig fra null. Den alternative hypotesen er at tidsserien er stasjonær. Testindikatoren er beregnet på følgende måte:

$$ADF = \hat{\theta} / SE(\hat{\theta}) \quad (5.12)$$

Dersom testindikatoren er lavere enn den kritiske verdien forkaster vi H_0 og vi kan si at tidsserien er stasjonær. En utfordring ved ADF- testen er å bestemme antall lag, siden for få eller for mange lag vil skape nye utfordringer. Ett alternativ, som vi følger, er å

minimere et informasjonskriterie, som for eksempel *Schwarz Bayesian Information Criteria* (SIC) (Schwartz 1978). Leseren henvises til Wooldridge (2009) for mer om ADF.

En alternativ test til ADF er Phillips- Perron- testen (Phillips og Perron 1988). Beskrivelse av denne finnes i Brooks (2002).

5.3 Kointegrasjon

Som tidligere nevnt, bør en unngå å bruke ikke-stasjonære tidsserier i regresjoner siden vi risikerer såkalte «spuriøse» resultater. Ett alternativ er at man bruker differensierte verdier fremfor nivåverdiene av variablene. Én differensiering er ofte nok til å oppnå stasjonæritet. Det finnes dog et alternativ til differensiering. Om to ikke-stasjonære variabler kombineres, vil man gå ut i fra at kombinasjonen også er ikke-stasjonær. Det kan likevel være slik at residualleddet for denne kombinasjonen er stasjonært. For to (eller flere) slike tidsserier hvor en slik stokastisk kombinasjon eksisterer, sier man at seriene er kointegrerte (Wooldridge 2006). Kointegrasjon innebærer i all enkelhet at variablene har like stokastiske trender, og siden feilledet er stasjonært avviker disse ikke langt fra hverandre. Et eksempel på serier hvor vi venter kointegrasjon er spot- og futurespriser (Brooks 2002). Spot- og futurespriser er priser på den samme vare med forskjellig leveringstidspunkt, og det er naturlig at disse ikke beveger seg fritt i forhold til hverandre.

Kointegrasjon er nødvendig dersom man ønsker å bruke statistiske modeller som OLS når dataseriene er ikke-stasjonære. Når vi senere skal teste hvorvidt futuresprisen er en forventningsrett estimator for fremtidig spot, kan dette bli aktuelt dersom prisseriene er integrert av orden $I(1)$. Kointegrasjon er en forutsetning for at forventningsretthypotesen skal holde fordi det betyr at seriene som er kointegrerte ikke beveger seg fritt i forhold til hverandre, men at det finnes en lineær sammenheng i feilledet.

Dersom vi tar regresjonsmodellen fra likning 5.1, men flytter alle ledd bortsett fra residualleddet til venstresiden får vi følgende:

$$y_t - \alpha_0 - \beta_1 x_{t1} - \beta_2 x_{t2} - \dots - \beta_k x_{tk} = \varepsilon_t \quad (5.13)$$

Vi ser at residualleddet kan forklares som en lineær kombinasjon av variablene. Typisk vil en slik kombinasjon selv være integrert av første orden, $I(1)$. Dersom kombinasjonen er $I(0)$, har vi kointegrasjon.

En av de vanligste metodene for å avdekke slike kointegrerte sammenhenger er ved å bruke Engle- Granger- testen (Engle og Granger 1987). Det finnes likevel utfordringer ved å bruke denne fremgangsmåten, jf. Brooks (2002). For det første benytter man en tilnærming i to steg, noe som medfører at det blir statistisk umulig å gjennomføre hypotesetesting vedrørende kointegrasjonsforholdet. Videre innebærer Engle- Granger- metoden at vi må definere én av variablene som avhengig og én eller flere som uavhengig. Forholdet mellom to variabler som eksempelvis spot og futures, er ikke alltid like enkelt å klassifisere.

5.3.1 Johansens kointegrasjonstest

En alternativ metode til Engle- Granger- testen er å teste kointegrasjonsforholdet ved hjelp av Johansens kointegrasjonstest (Johansen 1988). Denne testen er basert på en *vector error correction model* (VECM). Johansens test har flere attraktive egenskaper sammenlignet med Engle- Granger- testen. En attraktiv egenskap er eksempelvis at den behandler alle variabler som endogene. Testen gir også bedre estimater for kointegrasjonsforholdet (Gonzalo 1994). Videre er testen relativt robust når tidsseriene ikke er normale (Cheung og Lai 1993) eller har heteroskedastiske egenskaper (Lee og Tse 1996). I fremstillingen av testen tar vi for enkelhets skyld utgangspunkt i spot- og futuresprisene. Testen kan like fullt brukes i testing av kointegrasjon for alle variabler, og vi vil bruke denne testen for alle våre analyser av kointegrasjon. Fremstillingen er i all hovedsak hentet fra Brooks (2002).

Johansens rammeverk kan fremstilles på følgende måte:

$$\Delta X_t = a + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \Sigma) \quad (5.14)$$

Her er $X_t = (S_t \ F_t)$ vektoren med spot og futuresprisen. Begge disse er av orden $I(1)$ og første differensiering er av orden $I(0)$. Γ_i og Π er begge 2×2 koeffisient-matriser som måler systemets kort- og langsiktige justeringer til endring. a er en 2×1 vektor som representerer deterministiske komponenter som eksempelvis trend. ε_t er en 2×1 -vektor med residualer. Disse antas å være ukorrelerte, ha et gjennomsnitt lik null og endelig varians. Σ er en

varians/kovarians-matrise av sistnevnte. I følge Clarida og Taylor (1997) kan dette også formuleres slik (her antas rank = 1):

$$\begin{pmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_{t-i,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta S_{t-1} \\ \Delta F_{t-i-1,t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} (1 \ \beta_1 \ \beta_2) \begin{pmatrix} S_{t-1} \\ 1 \\ F_{t-i-1,t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{St} \\ \varepsilon_{Ft} \end{pmatrix} \quad (5.15)$$

Denne fremgangsmåten tester kointegrasjonsforholdet ved å undersøke hvilken rank Π er. Testen produserer testindikatorerne λ_{\max} og λ_{trace} . Max-testen er test for å se hvorvidt $\text{rank}(\Pi) = r$ mot alternativhypotesen med $\text{rank}(\Pi) = r + 1$. Trace- testen sjekker deretter nullhypotesen som sier at antall kointegreringsvektorer er mindre eller lik r , eller om denne forkastes til fordel for alternativhypotesen med antall vektorer større enn r . Dersom rank er 0, eksisterer det ikke kointegrasjon. Dersom rank = 1, eksisterer det ett kointegrerende forhold mellom variablene. Leseren henvises til Brooks (2002) for en mer utdypende forklaring av Johansens modell for testing og estimering av kointegrasjon. Modellen kan være sensitiv for valg av antall lags. Vårt valg til antall lags baserer seg på Schwartz Information Criterion (SIC) (Schwartz 1978).

5.4 VAR (Vector Autoregressive models) og VECM (Vector Error Correction models)

I tillegg til vanlig regresjon ved hjelp av OLS, velger vi å ta i bruk feilkorreksjonsmodeller. Disse er beskrevet nedenfor. Årsaken til at vi implementerer disse modellene er først og fremst at de behandler alle variabler som endogene og at modellene gir en dynamisk fremstilling av forholdet mellom spot- og futurespriser. I vår analyse er VECM den foretrukne modellen, men denne er nært knyttet til VAR-modeller, og vi velger derfor å gi en kort oversikt over også denne. VAR og VECM er mindre aktuelt i analysen av utvikling i laksepris mot endringer i aksjekurser fordi vi da har et klarere kausalitetsforhold mellom variablene.

5.4.1 Vector Autoregressive Model (VAR)

VAR-modeller er en type multivariat (lineær) tidsserie- modell som løser to utfordringer. For det første trenger man ikke definere en variabel som den avhengige og de resterende

variablene som uavhengige. Ofte kjenner man ikke en slik sammenheng i økonomiske analyser, og ofte kan man ikke si at de forklarende variablene faktisk er endogene. I tillegg er VAR-modeller egnet når vi ønsker dynamisk modellering. VAR-modeller forklarer hver variabel som en endogen variabel forklart av sine laggede verdier, samt laggede verdier av andre variabler. VAR-modeller brukes til å estimere kortsiktige modeller med ikke-stasjonære tidsserier. Dette gjør vi ved å differensiere seriene én gang. Antallet lag bestemmes gjerne basert på Schwartzs informasjonskriterium (SIC). Leseren henvises til Brooks (2002) for gjennomgang av VAR.

5.4.2 Vector Error Correction Model (VECM)

VECM tar høyde for både de kortsiktige og langsiktige sammenhengene mellom tidsseriene ved å kombinere differensierte og laggede verdier av seriene. Den kortsiktige sammenheng er justert for ved hjelp av differanseleddet, mens det langsiktige forholdet er tatt høyde for ved hjelp av de laggede verdiene. På den måten bruker VECM både egenskapene til en VAR-modell, samt at den i tillegg tar høyde for det langsiktige forholdet gjennom feilkorreksjonsleddet. VECM er i så måte bare et spesialtilfelle av VAR hvor variablene er av integrasjonsorden én, $I(1)$. Johansens test for kointegrasjon, forklart ovenfor, er en type VECM.

Vi skal nå konstruere en modell som gjør det mulig å analysere prisdannelsen for laks ved å undersøke hvorvidt forventningsretthypotesen holder. VEC-modellen kan videre brukes til å se hvordan spot og futures justeres i forhold til hverandre, og om spot- eller futuresprisen leder den andre. Antallet lag er basert på SIC, men her trekker man fra ett lag sammenlignet med antallet brukt i VAR-modellen.

5.4.3 VECM og forventningsretthypotesen

Fremstillingen av VECM er basert på Brooks (2002) og Sjølie (2010). Sjølie undersøker forventningsretthypotesen i fraktfutures ved å bruke en lignende tilnærming basert på VECM. Dersom vi finner signifikante funn som indikerer at prisseriene våre er ikke-stasjonære og kointegrerte av første orden, vil vi, i tillegg til vanlig OLS, benytte modeller med feilkorreksjonsledd eller VECM til å undersøke forventningsretthypotesen. Når vi

tester denne, vil det være avgjørende å avdekke hvorvidt futuresprisen med forfall T er en forventningsrett estimator for spotprisen ved tid T. Futuresprisene er dermed observert ved et tidspunkt før spotprisen.

En VEC- modell som gjør det mulig å undersøke forventningsretthypotesen er å finne i likning 5.15. Vi avgjør hvorvidt forventningsretthypotesen holder ved å se på β_1 og β_2 .

$$S_{t-1} + \beta_1 + \beta_2 F_{t-1,T} = Z_{t-1} \quad (5.16)$$

Her er S_{t-1} spotprisen, $F_{t-1,T}$ futuresprisen og Z_{t-1} en lineær kombinasjon av de to. β_1 er en konstant og β_2 er koeffisienten som beskriver det langsiktige forholdet mellom spot- og futurespris. Dersom vi begrenser korreksjonsleddet for feilleddet i VEC- modellene til $\beta_1 = 0$ og $\beta_2 = -1$ for å teste forventningsretthypotesen, ser korreksjonsleddet ved tidspunkt t-1 slik ut:

$$S_{t-1} - F_{t-2,t-1} = Z_{t-1} \quad (5.17)$$

Testen går altså ut på å sjekke hvorvidt β_1 og β_2 , fra likning 5.16, er signifikant forskjellig fra henholdsvis 0 og -1 samtidig. Er de det, forkastes forventningsretthypotesen. Beholder vi nullhypotesen, sitter vi igjen med korreksjonsleddet gitt ved 5.17. Hypotesen testes ved å benytte en maximum log- likelihood- test av en modell med og uten restriksjoner, henholdsvis (L_r) og (L_u). Test- indikatoren er gitt ved $-2(L_u - L_r)$. Nullhypotesen er at denne følger en kjikvadratfordeling asymptotiske med frihetsgrader lik antall restriksjoner. Vi ser på den tilhørende p-verdien for å avgjøre om nullhypotesen forkastes eller ikke. Leseren henvises igjen til Brooks (2002) for en fyldigere utredning.

5.4.4 VECM og kausalitet

Modellen basert på VEC kan også gi oss indikasjoner på årsakssammenhengen mellom spot og futuresprisen. Vi følger fremstillingen til Brooks (2002).

Rammeverket er som følger:

$$\Delta S_t = \mu_s + \sum_{i=1}^p a_{s,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{s,i} \Delta F_{t-i,T} + \alpha_s Z_{t-1} + \varepsilon_{S,t} \quad (5.18)$$

$$\Delta F_t = \mu_f + \sum_{i=1}^p a_{f,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{f,i} \Delta F_{t-i,T} + \alpha_f Z_{t-1} + \varepsilon_{F,t} \quad (5.19)$$

Vi ser nå på prisseriene observert ved samme tidspunkt, t . Dersom vi finner at feilleddkorreksjonsleddet har signifikante koeffisienter, α_s og α_f , forteller dette oss noe om hvordan det langsiktige kausalitetsforholdet er. Er α_s signifikant forskjellig fra null, leder futuresprisen spotprisen. Motsatt leder spotprisen futuresprisen på lang sikt dersom α_f er signifikant forskjellig fra null. Den kortsiktige kausaliteten avgjøres ved å se på koeffisientene $b_{s,i}$ og $a_{f,i}$. Finner vi at noen av $b_{s,i}$ er signifikante, leder futuresprisen spotprisen i det kortsiktige bildet. Dersom noen av $a_{f,i}$ er signifikante har vi motsatt situasjon, og da leder spotprisen i det kortsiktige bildet. Dersom vi observerer både langsiktig og kortsiktig kausalitet, omtaler dette gjerne som sterk kausalitet. Kausalitetsforholdene er oppsummert i tabellen under.

Tabell 5.1 - Kausalitetsforholdet mellom spot- og futurespriser

Betydning	Langsiktig kausalitet	Kortsiktig kausalitet	Sterk kausalitet
Futuresprisen leder spotprisen	α_s er signifikant	$b_{s,i}$ -ene er signifikant	α_s og $b_{s,i}$ -ene er signifikant samtidig
Spotprisen leder futuresprisen	α_f er signifikant	$a_{f,i}$ -ene er signifikant	α_f og $a_{f,i}$ -ene er signifikant samtidig

Vi vet at det minimum må finnes én retning i årsakssammenhengen dersom spot- og futuresprisen er kointegrerte (Granger 1986). Granger- kausalitet måler hvorvidt en variabel reagerer før en annen og om den kan forutsi denne, men må ikke forveksles med det vi normalt omtaler som kausalitet.

Flere undersøkelser har gått inn på lead/lag- forholdet mellom spot- og futurespriser i råvaremarkeder. Brockman og Tse(1995) avdekket ved hjelp av kointegrasjonstest og VECM at futurespriser leder spotpriser i fire canadiske råvaremarkeder. Mattos og Garcia (2004) undersøkte dette forholdet for brasilianske landbruksprodukter, og fant ulike sammenhenger for ulike råvarer. Det viste seg at de mest likvide markedene var preget av at futuresprisen ledet spotprisen, men at man slet med å finne kointegrerte forhold mellom prisseriene når volumet i handelen var lavt. Thomas og Karande (2001) fant at spotprisene ledet futuresprisene på markeder for metaller. Det har altså vist seg at sammenhengene og kausalitetsforholdene er ulike for ulike råvarer og ulike markeder.

5.5 utfordringer knyttet til bruk av overlappende data

I undersøkelser av finansielle data er utfordringen knyttet til bruk av overlappende data en vanlig problemstilling. Bruk av overlappende data betyr at man observerer dataverdiene oftere enn sampling- intervallet. Et typisk eksempel kan være at man beregner årlige avkastningstall basert på månedlige observasjoner. Man beregner 12 forskjellige årlige avkastningstall i stedet for bare ett. Motivasjonen for å bruke slike modeller er naturligvis det at man ønsker å forbedre undersøkelsens effisiens, samt at man unngår å «kaste vekk» data. Problemet er at når man bruker slike overlappende observasjoner, lager man samtidig et glidende gjennomsnitt i feilledet (Harri og Brorsen 2009). Det betyr at man kan treffe på problemer ved å bruke vanlig OLS til å beregne effisiente estimater, og at hypotesetestingen vil være forventningsskjev (Hansen og Hodrick 1980). En oversikt over problemer med bruk av overlappende data og forslag til metoder som kan håndtere dette finnes i Harri og Brorsen (2009).

Det finnes flere metoder for å håndtere overlappende observasjoner. Den enkleste og kanskje mest opplagte løsningen er å fjerne alle overlappende observasjonene. Det betyr at man, i eksempelet over, beregner kun ett avkastningstall per kalenderår. Dette løser problemet, men man sitter igjen med et særdeles redusert datagrunnlag. En annen løsning er å bruke overlappende observasjoner, men sørge for å ta høyde for problematikken ved å bruke estimatorer som er konsistente når man har heteroskedastisitet og autokorrelasjon.

I vårt tilfelle med futureskontraktene på Fish Pool, er det naturlig for oss å bruke overlappende observasjoner. Grunnen er ganske enkel den at vi ikke har tilstrekkelig med data til å kunne kaste alle overlappende observasjoner ut av settet. Diskusjonen vil derfor heller dreie seg om hvorvidt vi skal bruke hele datasettet med flest mulig observasjoner, eller om vi skal kaste deler av datasettet ut for å redusere problemene knyttet eksempelvis til autokorrelasjon. En metode for å takle dette problemet er gjennom å bruke modeller som er bedre egnet til å håndtere overlappende data, som VAR og VECM. I aksjeanalysen er antall observasjoner stort og vi slipper å bruke overlappende data.

6. Fish Pool som markedsplass

Dette kapitlet vil omhandle produktene som omsettes, samt handelen som foregår ved Fish Pool. Vi vil gi en kort introduksjon av Fish Pool, herunder en gjennomgang av futureskontraktene som omsettes. Utformingen av kontraktene, oppgjørsmetodene og handelskalenderen er noe av det vi vil se på.

6.1 Historie og formål

Fish Pool ble opprettet mai 2006 i Bergen, og er en regulert markedsplass for laksederivater. Fish Pools uttalte funksjon er: «*Fish Pool creates predictability in risk exposed fish- and seafood markets*» (Fish Pool 2012a). Fish Pool har lisens fra Finansdepartementet til å operere som markedsplass for råvarederivater med fisk og sjømat som underliggende aktivum. Fish Pool er med det regulert som en markedsplass og underlagt kontroll og overvåking gjennomført av Finanstilsynet.

6.2 FPI™ – Fish Pool Index™

All handel gjennom Fish Pool er av finansiell art, dvs. at overlevering av fysisk laks aldri forekommer. I forbindelse med avregning av kontraktene, trenger man en prisreferanse. Vanligvis ville man benyttet spotpriser til dette formål, men ettersom det ikke finnes noen entydig spotpris på laks, bruker man en beregnet indeks. Indeksen Fish Pool benytter er Fish Pool Index™. FPI™ er en syntetisk indeks som er bygget opp av fire forskjellige komponenter. Motivasjonen bak en slik syntetisk pris er som nevnt at det ikke finnes noen entydig spotpris i det fysiske markedet. I tillegg ønsker man å unngå at det skal være mulig for enkeltaktører å manipulere referanseprisen. Fish Pool har et mål om at FPI™ skal representere en gjennomsnittlig markedspris (Fishpool 2012). Det er Kontali Analyse som utarbeider FPI™ hver uke. Kontali Analyse er et av de ledende analyseselskapene på områdene fisk og akvakultur (Kontali Analyse 2012b). Den underliggende referansen er det månedlige aritmetiske gjennomsnittet av FPI™. Alle kontraktene har en spesifisert forfallsmåned i et bestemt år, og ved avregningen bruker man den gjennomsnittlige verdien for FPI™ i denne forfallsmåneden. Forfallsmåneden kan ha fire eller fem uker som grunnlag

for gjennomsnittsberegningen. En slik bruk av gjennomsnittspriser som underliggende for futureskontraktene, omtales gjerne som asiatiske futures. FPI™ er bygget opp med følgende komponenter:

1. Salgspris fra lakseprodusenter

Denne er basert på oppdretternes salgspriser til eksportører ved hjelp av benchmarking (Kontali Analyse 2012c). Vekting 25 prosent.

2. NOS- eksportørens innkjøpspris

Dette er den gjennomsnittlige prisen som eksportørene har oppnådd for atlantisk laks i vektclassen 3-6 kg med superior (SUP) kvalitet (NOS Clearing 2012). Vektingen gjøres slik: 3-4 kg: 30 %, 4-5 kg: 40 % og 5-6 kg: 30 %. Vekting 50 prosent.

3. SSB Index

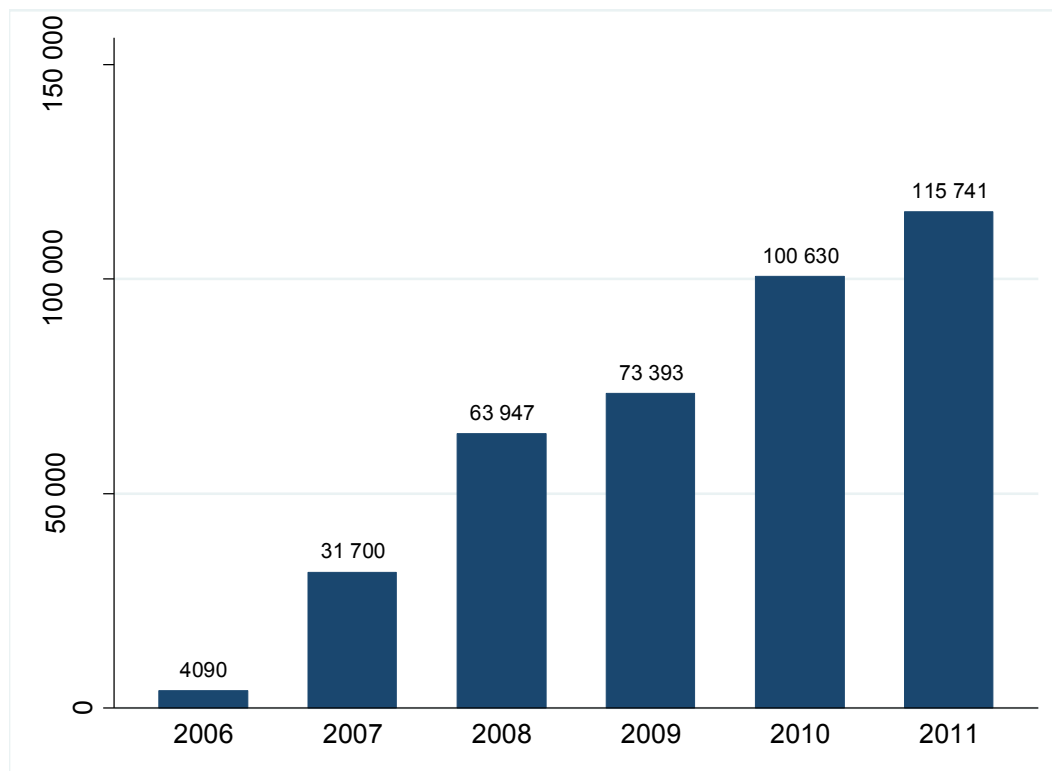
Dette er tall for all eksport av fersk og frossen laks fra Norge. Prisene er basert på eksportverdi ved utførsel fra landet. Tallene er hentet fra SSBs nettsider (SSB 2012). Vekting 20 prosent.

4. Mercabarna Index (Mercados de Abastecimientos de Barcelona SA)

Dette er tallene fra et matmarked i Barcelona, Spania. Totalt betjener dette markedet ca. 10 millioner forbrukere (Mercabarna 2012). Norsk laks utgjør ca. 3000 tonn årlig. Vekting 5 prosent.

6.3 Utvikling i handelen

Figur 6.1 - Antall tonn laks omsatt ved Fish Pool i perioden 2006-2011



Kilde: *Finansielle laksekontrakter* (Fish Pool 2012b).

Handelen ved Fish Pool har økt mye siden oppstarten i 2006. Likviditeten har økt og mulighetene for effektiv risikostyring og spekulasjon er dermed bedret. Det er naturlig å anta at effisiensen i markedet er bedret med økt volum i handelen, dvs. at all tilgjengelig informasjon fullt ut reflekteres i prisene. Utviklingen ved Fish Pool har vært god, men vi vet fra andre oppstartende futuresmarkeder at man er helt avhengig av høy vekst de første årene. Dersom dette ikke skjer blir markedet fort irrelevant og ikke-effisient. FishEx er et eksempel på et slikt marked som ikke overlevde. FishEx startet i mars 2006 og skulle være en markedsplass for kontrakter med fisk som underliggende, men det ble aldri noen suksess og ble vedtatt avvirket i 2008, se artikkelen *Styrt avvikling for FishEx* (22.8.2008). Leseren henvises forøvrig til Garcia et al. (2011) og Brorsen og Fofana (2001) for utfyllende undersøkelser rundt suksess og nederlag i futuresmarkeder. Kielland (2006) undersøker hvorvidt et futuresmarked for laks kan være levedyktig i Norge. Han konkluderer med at det finnes muligheter for at et slikt marked kan eksistere her i landet.

6.4 Forward- og futureskontraktene

De første kontraktene ved Fish Pool var av typen OTC (*over- the- counter*), og disse var dermed omsatt uten en clearingsentral som mellomledd. I mars 2007 signerte Fish Pool en avtale med NOS Clearing ASA, som fra da av skulle tilby aktørene ved Fish Pool å operere som clearingsentral for kontraktene (NOS Clearing 2007). Vi omtalte clearingfunksjonen i kapittel 3.3.1 og viste til at denne har stor betydning for blant annet motpartsrisiko. Fish Pool informerer i sin presentasjon *Finansielle laksekontrakter* at 96 prosent av alle kontraktene som omsettes i dag er med clearing (Fish Pool 2012b). Det er dermed rimelig å anta at muligheten for clearing har gjort Fish Pool langt mer attraktiv.

Fish Pool tilbyr også i følge *Appendix 1 to Fish Pool Rulebook* det de omtaler som månedlige og årlige sekvenser (Fish Pool 2012c). Dette er kontrakter som består av likt volum handlet i de månedene som inngår i kontrakten. Eksempelvis kan en månedssekvens bestå av tre måneder hvor oppgjøret er basert på gjennomsnittsprisen i de tre månedene. Hver måned vektet med 1/3 hver. En årlig sekvens gir en avtale med likt volum handlet i 12 sammenhengende måneder. Det tilbys i alt 30 kontrakter ved Fish Pool til enhver tid. Hver kontrakt kan handles helt frem til siste fredag i forfallsmåned. Det betyr at kontraktene åpnes ca. 29 måneder før den forfaller, tilsvarende 2 år og 5 måneder.

7. Priser, basis og risikopremier ved Fish Pool

7.1 Introduksjon og valg av datasett

Vårt datasett består av daglige noteringer av futurespriser med ulike kontraktslengder. De korteste kontraktene har forfall i samme måned som inngåelse, mens de lengste kontraktene har forfall fire år og 11 måneder frem i tid. I våre analyser bruker vi noteringer fra de første 18 handledagene hver måned. Det er to grunner til dette. For det første har alle månedene fra juli 2006 til januar 2012 minimum 18 handledager hver. Dette gjør det lettere å sammenlikne risikopremier. For det andre tror vi det er naturlig at handelen gjerne synker mot slutten av månedene når kontraktene er utformet med asiatiske egenskaper, spesielt for kontraktene som nærmer seg forfall. Det skal bemerkes at en slik konstruksjon av datasettet gjør at vi i teorien ikke sammenligner nøyaktig like kontrakter. I beregningen av risikopremier på kontraktene, ser vi eksempelvis på premiene notert hver dag fra handledag 1 til og med 18. Dette kan illustreres på følgende måte: Dersom vi har to måneder med daglige noteringer for de første 18 handledagene, kan vi ved å bruke overlappende data beregne 18 observasjoner for risikopremien på kontrakten med én måned til forfall. Ingen bruk av overlappende data, hadde kun gitt én slik observasjon av risikopremien. Skulle vi sett på premien på kontrakter hvis forfall er seks måneder unna på den måten, så hadde det opplagt blitt svært få observasjoner.

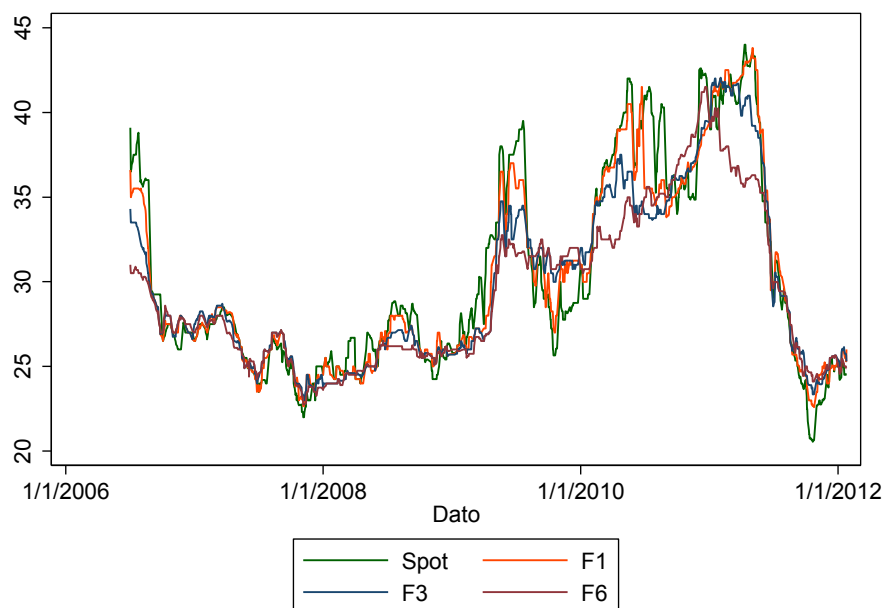
Videre har vi valgt å fokusere på kontraktene med én, tre og seks måneder til forfall. Grunnen til at vi gjør det er at vi mener dette gir et greit sett med muligheter, på kort og mellomlang sikt for både produsenter og andre aktører. Grunnen til at vi ikke inkluderer kontrakter med enda lenger tid til forfall er også fordi vi har fått indikasjoner fra blant annet meglere at disse kontraktene handles mindre.

Ettersom Fish Pool ikke har daglige noteringer for spotprisen, velger vi å bruke prisen på kontrakten med forfall i samme måned som en approksimasjon på spotprisen. Denne fremgangsmåten er benyttet i tidligere studier som eksempelvis Fama & French (1987). Datasettene er lastet ned fra Fish Pools egne nettidere (Fish Pool 2012d). Prisserien vi bruker er den Fish Pool omtaler som *adjusted close*. I flere av de statistiske undersøkelsene som følger har vi i tillegg til datasettet med overlappende observasjoner, også brukt

datasettet uten overlappende observasjoner. Dette har vi gjort for å verifisere våre resultater.

7.2 Spot- og futurespris ved Fish Pool

Figur 7.1 - Daglige spot- og futurespriser fra juli 2006 til feb. 2012 ved Fish Pool



Grafen viser at lakseprisen har variert mye over de siste årene. F1, F3 og F6 er henholdsvis futuresprisen på kontrakten med én, tre og seks måneder til forfall. Fra 2006 har prisen dalt til lave nivåer i begynnelsen av 2008, mens vi fra 2008 til midten av 2011 har en stigende pris bare avbrutt av tilbakefall mot slutten av 2008 og 2009. Fra våren 2011 har lakseprisen stort sett falt og vi ser en veldig lav bunn rundt årsskiftet 2011/2012.

Videre ser vi fra figuren at spotprisen er mer volatil enn futuresprisene. Dette bekreftes også av dataene i tabellen under. Vi ser at gjennomsnittet av prisen og standardavvik synker med økt kontraktslengde. Vi bemerker oss også at standardavviket i prosent av gjennomsnittet synker fra henholdsvis 19,8 til 15,5 prosent fra spotpris til futureskontrakten med seks måneder til forfall. Dette er i tråd med andre undersøkelser av laksemarkedet som Jeyaseelan (2010) og Alnæs og Skagen (2009). Kontraktenes asiatiske egenskaper kan være en av årsakene til at standardavviket er lavere på futureskontraktene. Det er naturlig at futuresprisen svinger mindre på kontrakter med lang tid til forfall også

fordi ny informasjon vil påvirke disse prisene i mindre grad enn det den vil påvirke spotprisen og kontraktene med kort tid til forfall. Videre ser vi at prisseriene ikke er normalfordelte. En grafisk tolkning samt STATAs skewness/kurtosis-test avslører at ingen av tidsseriene er normalfordelte, men at samtlige prisserier har positiv skjevhet og negativ kurtosis. I forhold til normalfordelingen innebærer positiv skjevhet at fordelingene har fet høyrehale. Det betyr at vi har en overvekt av høye ekstremverdier. Dette er vanlig i råvaremarkedet. Bernseter (2003) finner eksempelvis at dette også gjelder for prisseriene fra futuresmarkedet for kraft, Nord Pool. Videre innebærer negativ kurtosis at fordelingene har færre observasjoner i halen og er flatere rundt gjennomsnittet enn normalfordelingen. Øglend (2010) finner det samme, både med tanke på skjevhet og kurtosis, i sin analyse av lakseprisen. Han bruker data for perioden 1983-2008 hentet fra IMF sine nettsider (www.imf.org).

Tabell 7.1 - Deskriptiv statistikk for spotpris og futurespriser ved Fish Pool i perioden 2006-2012

	Mean	Std. Error of Mean	Std. Deviation	Std. Deviation (%)	Median	Min	Max	Kurtosis	Skewness	N	Skewness/Kurtosis-test for normality (Pr<0)	
Spot	Winter	29,0407	,32833	5,79952	19,97 %	26,90	22,99	42,60	,369	1,348	312	
	Spring	32,8341	,39912	6,57035	20,01 %	30,30	24,00	44,00	-1,484	,304	271	
	Summer	32,3341	,32997	5,74380	17,76 %	32,00	23,50	41,80	-1,528	,020	303	
	Autumn	27,8282	,24656	4,41059	15,85 %	26,80	20,55	40,30	-,244	,726	320	
	Total	30,3988	,17344	6,02328	19,81 %	28,13	20,55	44,00	-,874	,676	1206	0,000***
	log Spot	3,39584	0,00548	0,19027		3,34	3,022 86	3,78419	-1,032	,475	1206	0,000***
F1	Winter	28,6014	,28179	5,07228	17,73 %	26,60	22,65	41,70	,367	1,247	324	
	Spring	31,6274	,40306	6,62301	20,94 %	28,20	24,00	43,00	-1,275	,556	270	
	Summer	32,2760	,34164	5,79788	17,96 %	33,60	23,50	43,80	-1,274	,037	288	
	Autumn	28,8920	,21388	3,84985	13,32 %	27,65	22,60	36,20	-,909	,545	324	
	Total	30,2344	,16110	5,59466	18,50 %	28,00	22,60	43,80	-,672	,744	1206	0,000***
	log F1	3,39287	0,00510	0,17697		3,3322	3,117 9	3,7796	-,974	,548	1206	0,000***
F3	Winter	28,3189	,26012	4,66760	16,48 %	26,40	23,00	39,50	-,153	1,031	322	
	Spring	30,4842	,36347	6,20028	20,34 %	27,90	23,75	42,05	-,816	,807	291	
	Summer	31,1493	,33091	5,43737	17,46 %	31,88	24,00	41,00	-1,423	,215	270	
	Autumn	29,8142	,18733	3,36668	11,29 %	29,15	24,40	36,25	-1,405	,222	323	
	Total	29,8755	,14622	5,07798	17,00 %	27,90	23,00	42,05	-,529	,746	1206	0,000***
	log F3	3,38339	0,00470	0,16308		3,3286	3,135 5	3,7389	-,889	,538	1206	0,000***
F6	Winter	28,6675	,25150	4,53406	15,82 %	27,000	22,75	38,80	-,413	,889	325	
	Spring	29,1765	,31300	5,45730	18,70 %	27,275	23,25	41,50	-,241	1,035	304	
	Summer	29,7957	,26853	4,41241	14,81 %	28,000	23,90	36,95	-1,495	,313	270	
	Autumn	29,7816	,19613	3,43641	11,54 %	30,200	24,25	35,60	-1,295	,093	307	
	Total	29,3320	,13065	4,53720	15,47 %	27,700	22,75	41,50	-,537	,715	1206	0,000***
	log F6	3,36731	0,00429	0,149122		3,3214	3,124 6	3,7257	-,878	,516	1206	0,000***

Mean, Standard deviation, skewness og kurtosis er hhv. gjennomsnitt, standardavvik, skjevhet og kurtose. Max er maksimumsverdien i serien og min er minimumsverdien i serien. N er antall observasjoner. Skewness/Kurtosis-testen viser p-verdi til normalitetstesten med nullhypotesen at seriene er normalfordelte. Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Tidligere studier av laks har gitt klare indikasjoner på at prisen varierer med årstidene, se Øglend (2010). I innledningen argumenterte vi nettopp for at det er viktig å kjenne dynamikken i markedet. Vi ønsker dermed å implementere dette i våre analyser. Året er inndelt i årstider som vist under.

Uke 47 – uke 7: Vinter

Uke 8 – uke 20: Vår

Uke 21 – uke 33: Sommer

Uke 34 – uke 46: Høst

Vi bruker uken midt i kontraktstiden som vårt grunnlag for inndeling av sesong. Årstiden til midtuken vil være den årstiden som dekker mest av kontraktstiden. Eksempelvis vil midtuken til en kontrakt med tre måneder (12 uker) til forfall være seks uker frem i tid. Ser vi på dataene i tabell 7.1, ser vi at det finnes indikasjoner på sesongvariasjon i prisseriene. Vi ser at gjennomsnitt og median av spotprisen er høyere om våren og sommeren enn for høsten og vinteren. Gjennomsnittet for våren er 32,83 mens gjennomsnittet for høst er 27,83. Med andre ord er gjennomsnittlig spotpris 18 prosent høyere på våren. Dette mønsteret gjentar seg for kontraktene med én og tre måneder til forfall, hvor vi ser at vår og sommer har høyere gjennomsnittspriser, men at den relative differansen mellom årstidene er lavere med økt lengde. Vi ser at kontrakten med seks måneder til forfall utviser, relativt sett, liten forskjell mellom gjennomsnittprisene for ulike årstider. Standardavvikene er jevnt over høyere for vår og sommer enn resten av året. Dette gjelder også det relative standardavviket. Våre funn stemmer godt overens med andre studier av laks, som for eksempel Øglend (2010). Han skriver at prisene er høyest for vår- og sommermånedene og argumenterer for at sesongmønsteret oppstår på grunn av biologiske restriksjoner ettersom økningen i pris ikke sammenfaller med en økning i salg. Øglend argumenterer for at det er høyere pris i vår og tidlige sommermånedene fordi lakseprodusentene må ofre de gode vekstvilkårene på sommeren ved å slakte tidlig på sommeren. Det kan argumenteres for at dette skaper en *convenience yield*¹ som gjør at produsentene krever høyere priser for å slakte i denne perioden. Det er åpenbart en fordel for produsentene å holde laksen i sjøen i den gode vekstperioden.

De deskriptive resultatene så langt fordrer en mer formell test av sesongvariasjon. Formelt bruker vi en Kruskal- Wallis- test. Denne testen er fornuftig her fordi den ikke er avhengig av normalfordelte data. Testens nullhypotese sier at utvalgene har lik fordeling, mens alternativhypotesen sier at minst to avviker med hensyn til medianens plassering. Kruskal-

¹ Se kap. 3.5.2 for diskusjon vedrørende *convenience yield*

Wallis- testen er godt beskrevet i Ubøe og Jørgensen (2006). Testresultatene er gjengitt i tabell under.

Tabell 7.2 - Kruskal- Wallis-test for sesongvariasjon i spotpris, futurespriser, basis og risikopremier

	Series	Test statistic
Prisserier	Spot	144,744***
	F1	80,004***
	F3	62,25***
	F6	32,36***
Basis	B1	147,555***
	B3	299,679***
	B6	493,669***
Risikopremier	RP1	240,606***
	RP3	246,623***
	RP6	172,556***

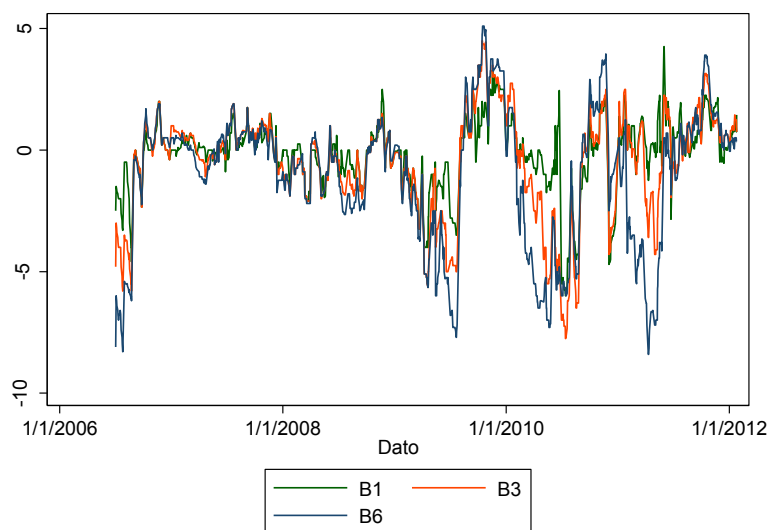
Nullhypotesen er at median er likt plassert for alle årstider.

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Kruskal- Wallis- testen indikerer at vi har signifikant ulik plassering av median for de forskjellige årstidene. Vi forkaster nullhypotesen for alle tidsseriene, både prisseriene, basis og risikopremiene er sesongavhengige. Våre funn samsvarer godt med de andre undersøkelsene vi har nevnt. Sesongmessig variasjon er et velkjent fenomen i markeder med biologiske restriksjoner og/eller store variasjoner i etterspørsel. Nord Pool er igjen et godt eksempel. I kraftmarkedet er prisene signifikant høyere om vinteren enn om sommeren (Lucia og Torro 2008).

7.3 Basis

Figur 7.2 - Daglige tall for basis for tre utvalgte kontraktslengder ved Fish Pool



Her er B1, B3 og B6 basis på kontraktene med én, tre og seks måneder til forfall. Basis definerte vi i kapittel 3.4 som differansen mellom futuresprisen og spotprisen. I vårt datasett vil basis være differansen mellom futuresprisen på kontrakter med ulik lengde og kontrakten som er i forfallsmåned. De deskriptive data for basis på de ulike kontraktene er gjengitt i tabellen under. Tallene gir indikasjoner på at markedet er *backwardet*. Basisen på én-, tre- og seksmånederskontrakten er alle negative, og negativ i økende grad med økt tid til forfall. Standardavvikene er særdeles høye, noe vi kan kjenne igjen fra grafen over. Størrelsen på standardavviket øker, som gjennomsnittet, med økt tid til forfall. Vi gjennomfører både en vanlig t-test og *Wilcoxon's signed rank*-test for å teste hvorvidt gjennomsnitt og median er signifikant forskjellig fra null. Den sistnevnte forutsetter ikke normalfordelte data. Leseren henvises til Ubøe og Jørgensen (2006) for gjennomgang av både Wilcoxon- testen og t- testen. T-testen gir gjennomsnittsverdier signifikant forskjellig fra null for alle kontraktslengder. Wilcoxon- testen gir median signifikant forskjellig fra null for basis på kontrakter med tre og seks måneder til forfall. Det er dermed klare tegn til at disse kontraktene er *backwardet*. Videre ser vi at basis relativt hyppig skifter mellom å være positiv og negativ. Figur 7.2 gir indikasjoner på at volatiliteten i basene øker fra midten av 2009 og fremover.

Vi ser at fordelingene ikke er normalfordelte. Skewness/Kurtosis- testen bekrefter dette. Skewness- verdiene er negative for alle basene mens kurtosis er positiv for B1 og B3. Fordelingene har fet venstrehale. Den deskriptive statistikken for basis på kontraktene er gitt i tabell 7.3.

Tabell 7.3 - Deskriptiv statistikk for basis på futureskontrakter ved Fish Pool

	Mean	Std. Error of M.	Std. Deviation	Median	Min	Max	Kurtosis	Skewness	N	T-test (mean = 0)	Z-test (median = 0)	Skewness/Kurtosis-test for normality (Pr<0)	
B1	Winter	,5028	,07785	1,40137	,5000	-4,70	3,25	2,478	-1,093	324			
	Spring	-,4139	,06814	1,11973	0,0000	-4,00	1,40	2,387	-1,525	270			
	Summer	-,7907	,10467	1,77625	-,5000	-6,00	4,25	1,275	-,746	288			
	Autumn	-,0670	,07526	1,35474	,1000	-4,60	2,50	2,169	-1,211	324			
	Total	-,1644	,04348	1,50984	0,0000	-6,00	4,25	2,011	-1,011	1206	-3,7812***	-0,49	0,000***
	log B1	-,00296	,00134	,04663	,00000	-,15616	,11538	,96030	-,565	1206	-2,2055**	-0,062	0,000***
B3	Winter	,9154	,08568	1,53748	,8000	-4,30	4,50	1,623	-,502	322			
	Spring	-,1131	,07238	1,23479	-,1000	-3,25	2,75	-,153	-,040	291			
	Summer	-1,8118	,12289	2,01932	-1,7000	-7,00	2,25	-,754	-,336	270			
	Autumn	-1,2500	,14276	2,56573	-,4500	-7,75	2,50	-,420	-,802	323			
	Total	-,5233	,06291	2,18479	-,1000	-7,75	4,50	,600	-,832	1206	-8,3178***	-4,766***	0,000***
	log B3	-,01244	,00192	,06676	-,00313	-,20671	,16020	,22271	-,459	1206	-6,4715***	-4,302***	0,000***
B6	Winter	1,1915	,09009	1,62417	1,0000	-2,50	5,10	-,026	,102	325			
	Spring	-,2308	,08651	1,50839	,0250	-4,25	3,75	,862	,077	304			
	Summer	-3,2489	,15182	2,49463	-3,0000	-8,40	,75	-1,276	-,151	270			
	Autumn	-2,3664	,16671	2,92107	-1,8000	-8,30	3,00	-1,330	-,331	307			
	Total	-1,0668	,08087	2,80830	-,2500	-8,40	5,10	-,237	-,604	1206	-13,1924***	-9,688***	0,000***
	log B6	-,02853	,00243	,08450	-,01000	-,24069	,18135	-,35779	-,286	1206	-11,7261***	-9,225***	0,000***

Mean, Standard deviation, skewness og kurtosis er hhv. gjennomsnitt, standardavvik, skjevhet og kurtosis.

Max er maksimumsverdien i serien og min er minimumsverdien i serien. N er antall observasjoner.

Skewness/Kurtosis-testen viser p-verdi til normalitetstesten med nullhypotesen at seriene er normalfordelte.

T-test viser testindikatoren for en t-test hvor nullhypotesen er at gjennomsnittet er lik null.

Z-test viser testindikatoren for en Wilcoxon-test hvor nullhypotesen er at medianen er lik null.

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Vi undersøker sesongvariasjonen etter samme oppskrift som for prisseriene, og vi ser klare tendenser til sesongvariasjon i dataene, se tabell 7.2. Markedet er totalt sett i *backwardation*, men kontrakten som går over vintersesongen er i *contango*. Vi ser at vinterens positive basis øker med kontraktslengden. På samme måte øker størrelsen på den negative basisen for de andre årstidene. Standardavvikene er jevnt over høyest for sommer- og høstsesongen, og det samsvarer omtrent med våre funn for prisseriene

ovenfor. Det later til at markedet er mer volatil i disse årstidene og at dette også smitter over på basis.

7.4 Risikopremier

Figur 7.3 - Daglige tall for risikopremier for tre utvalgte kontraktstlengder ved Fish Pool



Her er RP1, RP3 og RP6 ex post risikopremie for kontraktene med henholdsvis én, tre og seks måneder til forfall. En deskriptiv analyse av risikopremiene kan gi indikasjoner på hvorvidt markedet er slik Keynes og andre mente det skulle være, eller om det er grunn til å tro at futuresprisen faktisk er en forventningsrett indikator på fremtidig spotpris. Fra tabellen under ser vi antydninger til en risikopremie, spesielt for den lengste kontrakten. Kontrakten med forfall i neste måned har verken gjennomsnitt eller median signifikant ulik null, men for de øvrige kontraktene er det klarere indikasjoner på at det finnes en risikopremie i dette markedet. Negativ verdi her innebærer at vi har funn som støtter hypotesen om at markedet er i *normal backwardation*. RP6 er signifikant forskjellig fra null både med hensyn til gjennomsnitt og median. Det later til at lakseselskapene har betalt en premie i denne perioden for å sikre sine priser. Vi har dermed funn som kan tyde at det finnes risikopremier signifikant forskjellig fra null ved Fish Pool. Våre funn her gjør det nødvendig med en formell test av forventningsretthypotesen, se kapittel 8. Videre ser vi fra tabell 7.4 at mønsteret med høyest standardavvik i vår- og sommermånedene også gjør seg gjeldende for risikopremiene. Det kan også bemerkes at det ikke bare er gjennomsnittet av

risikopremien som øker med kontraktslengden, også minimum og maksimum gir større utslag ved økt lengde. Det kan tenkes at en av årsakene til dette er at man har mindre informasjon om spotprisene og markedssituasjonen seks måneder frem i tid enn tilsvarende for tre måneder frem i tid.

Tabell 7.4 - Deskriptiv statistikk for risikopremier på futureskontrakter ved Fish Pool

	Mean	Std. Error of M	Std. Deviation	Median	Min	Max	Kurtosis	Skewness	N	T-test (mean = 0)	Z-test (median = 0)	Skewness/Kurtosis-test for normality (Pr<0)	
RP1	Winter	-,6584	,10372	1,82323	-,3000	-6,00	2,75	1,435	-1,121	309			
	Spring	-1,4685	,14892	2,43792	-1,5000	-9,50	3,60	,799	-,584	268			
	Summer	,4834	,21116	3,57099	-,4000	-5,80	9,95	,271	,824	286			
	Autumn	1,4617	,09763	1,76008	1,2000	-1,65	6,10	,064	,683	325			
	Total	,0137	,07864	2,71065	-,0500	-9,50	9,95	1,686	,335	1188	0,1744	-0,633	0,000***
	log RP	,002936	,002457	,084703	-,001973	-,2877	,2945	,835	,267	1188	1,1948	0,1	0,000***
RP3	Winter	-1,7769	,11390	1,94627	-1,5000	-6,45	1,75	-,625	-,458	292			
	Spring	-2,1410	,29825	4,91894	-1,9000	-12,00	10,75	-,262	,212	272			
	Summer	,6830	,38292	6,19812	-,9000	-12,15	12,65	-,343	,238	262			
	Autumn	2,4095	,19439	3,50983	2,4000	-7,80	9,55	,760	-,508	326			
	Total	-,1187	,13965	4,73972	-,5000	-12,15	12,65	,375	,200	1152	-0,85	-2,174**	0,002***
	log RP	,001493	,004464	,151528	-,018851	-,3795	,3913	,241	,252	1152	0,3344	-1,227	0,000***
RP6	Winter	-3,6793	,22158	3,69441	-3,8500	-12,75	2,40	-,714	-,296	278			
	Spring	-1,8158	,44182	7,19229	-4,0000	-13,60	12,00	-1,040	,268	265			
	Summer	2,3334	,36761	5,98420	,7500	-5,25	15,55	-,295	,996	265			
	Autumn	,4610	,25229	4,29634	,5000	-9,25	12,15	,063	-,228	290			
	Total	-,6849	,17727	5,87412	-,6750	-13,60	15,55	,220	,434	1098	-3,8634***	-5,306***	0,000***
	log RP	-,01466	,00569	,18866	-,02189	-,4221	,5634	,490	,575	1098	-2,5756***	-4,582***	0,000***

Se forklaringer under tabell 7.3.

Som for prisseriene og basisseriene, ser vi her tydelige tegn til sesongvariasjon for samtlige kontraktslengder. Tabellen ovenfor samt Kruskal-Wallis-testen, se tabell 7.2, avslører at risikopremien er negativ for kontraktene i vinter- og vårsesongen mens de resterende kontraktene har positivt gjennomsnitt og median som er signifikant forskjellig. Det kan tyde på at lakseselskapene er mer villig til å kompensere motparten for å kvitte seg med risiko for leveringer i disse månedene. Samtidig vet vi at spotprisene er høyest i disse månedene. Det kan tyde på at lakseselskapene har undervurdert prisstigningen som kommer på vårparten eller at risikoviljen er lavere. Det kan godt tenkes at man innstiller seg på høyere

priser, men at usikkerheten rundt tilbudet som kommer på markedet er større for denne perioden.

Tabell 7.5 - Relativ risikopremie for utvalgte kontrakter ved Fish Pool

	Gjennomsnitt	Annualisert
RP1 (%)	-0,0008 %	1,000 %
RP3 (%)	-0,0101 %	1,000 %
RP6 (%)	-0,0325 %	0,999 %

Gjennomsnitt er hentet fra tabell 7.3.

Tabell 7.5 viser de annualiserte tallene for gjennomsnittlig relativ risikopremie. Vi ser at den absolutte premien øker med kontraktslengden, men at den annualiserte premien er svært lik for de ulike kontraktene. At kontraktene gir nærmest identisk annualisert risikopremie, kan være en pekepinne på at det finnes signifikante risikopremier som en investor potensielt kan høste. Det er likevel høyst usikkert at denne kan gi positiv avkastning dersom man tar høyde for transaksjonskostnader og eventuell lav likviditet.

7.5 Konklusjon

I tallmaterialet kan man finne antydninger til risikopremier, og vi ser at denne tilsynelatende øker med lengden på kontrakten. Videre ser vi at spotpris, basis og risikopremier er sesongavhengige, og at det finnes gode biologiske argumenter for hvorfor det er slik. Dersom man kjenner etterspørsels- og tilbudsbildet i næringen så er disse fornuftige. Vekstvilkårene for laksen er ulik gjennom året og etterspørselen følger mønstre som det kan være vanskelig for tilbudssiden å ta hensyn til. Vekstvilkårene er klart best i sommerhalvåret. Sammen gjør dette at man har høyere priser på denne tiden av året.

Videre finner vi funn som tyder på at markedet både er *backwardet* og i *normal backwardation*. For kontraktene med tre og seks måneder til forfall er basis signifikant forskjellig fra null. Kontrakten med seks måneder til forfall har risikopremie signifikant forskjellig fra null. Vi har tidligere nevnt at dette ikke er særskilt spesielt ved laks, men at flere råvarer viser lignende tendenser. Noe av forklaringen på basis signifikant ulik null kan være, som vi har påpekt, betydelig *convenience yield*. Risikopremien lakseoppdretterne har betalt i perioden 2006-2012 kan komme av at de skaper et større press for sikring enn det de finansielle aktørene kan «matche». Vi ønsker i den videre analysen å gjennomføre en

mer formell test av eventuelle risikopremier ved hjelp av mer robuste statistiske verktøy enn bare tester av gjennomsnitt og median.

8. Forventningsretthypotesen og kausalitetsforholdet mellom spot- og futuresprisen

8.1 Introduksjon

En viktig del av vår utredning er å avdekke hvorvidt forventningsretthypotesen holder. Forventningsretthypotesen sier at futuresprisene er forventningsrette estimater for fremtidig spotpris. Dersom denne hypotesen holder, har vi ikke signifikante risikopremier. I dette kapitlet gjennomfører vi formelle tester av forventningsretthypotesen ved hjelp av OLS- regresjon og modellen med korreksjon for feilledd, VECM. Resultatene fra kapittel 7 indikerte at vi i perioden 2006-2012 har hatt risikopremie forskjellig fra null på kontrakten med seks måneder til forfall. Videre inneholder kapitlet en formell test av kausalitetsforholdet, også denne ved hjelp av VECM. Testen kan gi svar på hvorvidt det er futuresprisen eller spotprisen som reagerer raskest på ny informasjon. Datasettet er det samme som ble brukt i kapittel 7, og er hentet fra Fish Pool (2012d).

8.2 Stasjonæritet

Vi tester her spot- og futuresprisene (log- formen av disse) for stasjonæritet. Det er viktig å avdekke eventuelle enhetsrøtter fordi dette kan gi problemer knyttet til spuriøse regresjoner. Vi rapporterer her resultatene fra både Augmented Dickey- Fuller (ADF) og Phillips Perron (PP). Begge testene ble også kjørt med trend, uten at dette gir signifikant annet resultat.

Tabell 8.1 – Test for enhetsrøtter ved bruk av ADF og PP

Series	ADF nivå	Lags (SIC)	ADF 1.diff	Lags (SIC)	PP	PP 1.diff
F0	-1,979	0	-7,129***	0	-2,232	-7,161***
F0	-2,148	1	-4,501***	1		
F1	-1,656	0	-5,815***	0	-1,996	-5,838***
F1	-1,971	2	-5,023***	1		
F3	-0,996	0	-28,364***	0	-1,229	-28,580***
F3	-1,211	2	-20,907***	1	-	
F6	-0,854	0	-31,928***	0	-0,838	-32,345***
F6	-0,959	2	-22,205***	1	-	

Nullhypotesen er at seriene har enhetsrot.

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. ti-, fem- og én- prosents signifikansnivå.

Testresultatene viser at både spot- og futuresprisene er ikke- stasjonære og har enhetsrot. Dette er helt i tråd med hva vi hadde forventet for slik type data. Vi ser at alle seriene er av første orden, $I(1)$. En test av kointegrasjonsforholdet mellom seriene kan avgjøre om en lineær kombinasjon mellom to serier er stasjonær. Resultatene er i overensstemmelse med andre undersøkelser som Lundring (2010) og Jeyaseelan (2010). De finner også at spot- og futurespriser på laks er ikke-stasjonære og av orden $I(1)$.

8.3 Kointegrasjon

Vi har tidligere påpekt at det er naturlig å vente at spot- og futuresprisen er kointegrerte fordi disse er prisen på samme vare bare med ulik leveringstidspunkt. Kointegrasjon mellom seriene betyr at de over tid ikke kan vandre langt fra hverandre, men at det eksisterer en sammenheng som gjør at seriene beveger seg sammen. Kointegrasjon er således et krav for at forventningsretthypotesen skal holde. Før vi eventuelt kan begynne med OLS- regresjoner, må vi avdekke hvorvidt dette stemmer. OLS krever i utgangspunktet at dataseriene er stasjonære, men det finnes et unntak for kointegrerte serier. Vi bruker fremgangsmåten foreslått av Johansen til å avdekke eventuelle kointegrasjoner mellom dataseriene.

Tabell 8.2 – Test av kointegrasjonsforholdet mellom spotpris og lagget futurespris

R		Trace-statistics			Max-statistics		
		F1	F3	F6	F1	F3	F6
0	Statistics	77,2519***	37,3211***	10,318	76,8514***	37,2904***	10,2785
	1% critical value	12,53	12,53	12,53	11,44	11,44	11,44
1	Statistics	0,4005	0,0307	0,0395	0,4005	0,0307	0,0395
	1% critical value	3,84	3,84	3,84	3,84	3,84	3,84
Rank		1	1	0	1	1	0

R er antall kointegrasjonsvektorer

For trace- indikatoren er nullhypotesen at rank er mindre eller lik r.

For max- indikatoren er nullhypotesen at rank er lik r, alternativhypotesen er rank lik r+1

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Vi ser at F1 og F3 er klart kointegrert med spotprisen med ett kointegrert forhold, rank = 1. Det kan derfor gjennomføres videre analyse av F1 og F3 ved hjelp av både OLS og VECM. For F6 gir analysen motsatt resultat. Våre funn tyder på at det ikke finnes noe kointegrert forhold mellom spotprisen og F6. Dette tyder på at forventningsretthypotesen ikke holder for denne kontrakten, men at der enten finnes faktorer som gjør markedet ikke- effisient eller at det eksisterer en signifikant risikopremie. Ser vi kointegrasjonsresultatene i sammenheng med resultatene fra analysen av risikopremier i kapittel 7, er ikke dette overraskende. Ettersom kointegrasjonstesten avslører at det finnes en langsiktig sammenheng mellom spot og futuresprisene på de andre kontraktslengdene, forsvaret dette bruken av både OLS og VECM på disse.

8.4 Forventningsretthypotesen

Vi tar med oss resultater fra analysen av enhetsrøtter og kointegrasjon i fortsettelsen, og vi tar nå sikte på å avdekke hvorvidt forventningsretthypotesen holder for futureskontraktene med én og tre måneder til forfall. Vi benytter både OLS og VECM til dette formål.

8.4.1 Analyse ved hjelp av OLS

OLS- metoden kan i utgangspunktet ikke brukes på ikke-stasjonære variabler, men når vi har kointegrasjon kan vi likevel ta i bruk OLS.

Vi tar utgangspunkt i følgende regresjonslikning:

$$S_T = \alpha + \beta F_{t-i,T} + \varepsilon_T \quad (8.1)$$

Her er S_T spotprisen ved forfall og $F_{t-i,T}$ futuresprisen ved kontraktsinngåelsen. Dersom forventningsretthypotesen holder, skal α og β være henholdsvis 0 og 1 samtidig. Forkaster vi forventningsretthypotesen betyr dette at det finnes risikopremier, irrasjonelle aktører eller et marked som ikke er effisient. Bruk av denne regresjonslikningen i forbindelse med forventningsretthypotesen er gjort i flere studier, se eksempelvis Moore & Cullen (1995). Moore & Cullen analyserte markeder for kopper, bly, nikkel, tinn og sink, og konkluderer med at forventningsretthypotesen ikke kan forkastes.

Vår diskusjon vedrørende problemer knyttet til overlappende observasjoner i kapittel 5.5 ga noen forslag til metoder man kan bruke for å takle denne utfordringen. Den enkleste løsningen er å benytte kun ikke-overlappende observasjoner. Vi tar med denne varianten for F1-kontrakten, men ikke for kontraktene med tre måneder til forfall. Vår motivasjon bak dette valget er at kontrakten med én måned til forfall gir oss 66 observasjoner. Dette er ikke mye, men F3 gir oss bare 22, og det mener vi er for lite.

Tabell 8.3 – Regresjon av spotprisen mot lagget futurespris på 1-mnd-kontrakten

	α	β	$H_0: \alpha = 0$	$H_0: \beta = 1$	$H_0: \alpha = 0, \beta = 1$
Coeff	0,728304	0,783723			
Std error	0,343407	0,103857			
Test stat	2,12	7,55	4,5**	4,34**	2,57*
Durbin-Watson	2,078312				
White's	8,25**				
Ljung-Box	63,4908***				
Sktest	0,32				
R-square	0,54				

For koeffisientene er nullhypotesen at disse ikke er signifikant forskjellig fra null.

Test-indikatoren til koeffisientene følger en student t-fordeling med frihetsgrader lik N-2.

Durbin-Watson refererer til autokorrelasjonstesten i residualleddet.

White's refererer til White-testen for heteroskedastisitet i residualleddet.

Ljung-Box refererer til Ljung-Box-testen for autokorrelasjon.

Sktest refererer til STATAs test for normalfordelt residualledd.

Testindikatoren i hypotesetesten på høyresiden følger en kjikvadratfordeling asymptotisk. Antall frihetsgrader er likt med antall restriksjoner.

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Vi ser for det første at koeffisienten β er signifikant forskjellig fra null og at den er positiv. Det betyr at en økning i lagget F1 gir en økning lik 0,78 i spotpris. Videre forkaster vi nullhypotesen om at konstantleddet, α , er null samtidig som at koeffisienten, β , er lik én på et ti prosent signifikansnivå. Vi kan med andre ord ikke forkaste forventningsretthypotesen for denne kontrakten med overveldende sikkerhet, men funnet støtter alternativhypotesen. For F3 bruker vi datasettet med overlappende observasjoner. Vi opplevde at det var autokorrelasjon i feilledet, avdekket med Durbin- Watson- testen og Ljung-Box-testen. Vi valgte Cochran- Orcutt som løsning på autokorrelasjonen og STATAs håndtering av heteroskedastisitet gjennom *robust*- kommandoen. Residualdiagnostikken er likevel utfordrende og må tas i betraktning når man tolker resultatene. For kontrakten med tre måneder til forfall er OLS- resultatene som følger:

Tabell 8.4 – Regresjon av spotprisen mot lagget futurespris på 3-mnd-kontrakten

	α	β	H0: $\alpha = 0$	H0: $\beta = 1$	H0: $\alpha = 0, \beta = 1$
Coeff	3,202335	0,051415			
Std error	0,650311	0,190685			
Test stat	4,92***	0,27	24,25***	24,75***	12,39***
Durbin-Watson	1,807344				
White's	12,45**				
Ljung-Box	3610***				
Sktest	1293***				
R-square	0,01				

Se forklaringer under tabell 8.3.

Her ser vi et helt annet bilde. Estimert verdi på koeffisienten, β , er bare 0,05, og denne er ikke signifikant forskjellig fra null. α er estimert til 3,20 og er signifikant forskjellig fra null. I hypotesetesten forkaster vi nullhypotesen om at konstantleddet er lik null samtidig som at koeffisienten er lik én, altså forventningsretthypotesen. Våre resultater tyder dermed på at futuresprisen, F3, ikke er et forventningsrett estimat på fremtidig spot. I regresjonene sliter vi med residualdiagnostikken. Her har vi både utfordringer knyttet til autokorrelasjon og heteroskedastisitet. Vi har brukt robuste estimatorer for standardfeilen for å bøte på heteroskedastisiteten. Alt i alt gjør residualdiagnostikken at vi må være noe kritisk til de resultatene vi har og hvorvidt testindikatorerne er riktig estimert. Det blir dermed vanskelig å legge for mye vekt på regresjonen med F3. Vi ser også at forklaringskraften til modellen,

målt ved R^2 , er lav. Noe av problemet, både med tanke på residualdiagnostikken og forklaringskraften, kan være at vi bruker overlappende data.

8.4.2 Analyse ved hjelp av VECM

Modellering av en VEC- modell kan også brukes i analysen av forventningsretthypotese. Fordelene er at modellen håndterer alle variabler som endogene. Se for øvrig vår gjennomgang i kapittel 5.4.2 og 5.4.3. Modelleringen vises nedenfor, her vist med ett lag for å spare plass.

Modell for futurespris (F1) og spotpris:

$$\begin{pmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_{t-1,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta S_{t-1} \\ \Delta F_{t-2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} (1 \ \beta_1 \ \beta_2) \begin{pmatrix} S_{t-1} \\ 1 \\ F_{t-2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{St} \\ \varepsilon_{Ft} \end{pmatrix} \quad (8.2)$$

Modell for futurespris (F3) og spotpris:

$$\begin{pmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_{t-3,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta S_{t-1} \\ \Delta F_{t-4,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} (1 \ \beta_1 \ \beta_2) \begin{pmatrix} S_{t-1} \\ 1 \\ F_{t-4,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{St} \\ \varepsilon_{Ft} \end{pmatrix} \quad (8.3)$$

Resultatene fremstilles slik:

Tabell 8.5 - VECM for test av forventningsretthypotesen (F1)

F1	α_1	α_2	β_1	β_2	HO: $\beta_1 = 0$	HO: $\beta_2 = -1$	HO: $\beta_1 = 0, \beta_2 = -1$
Coeff	-0,99998	1,491663	0,002458	-1,001711			
Std error	1,999106	0,632428	0,063856	0,0189807			
Test stat	-0,5	2,36**	0,04	-52,78***	0,05129	0,0437	0,05129
P-value	0,617	0,018	0,969	0	0,821	0,834	0,821
Residuals							
Durbin-Watson	2,111531						
Jarque-Bera	2,778						
LM(1)	1,9056						
Ljung-Box (18)	8,3629						

For koeffisientene er nullhypotesen at disse ikke er signifikant forskjellig fra null.

Test-indikatoren til koeffisientene følger en student t-fordeling med frihetsgrader lik N-r hvor r er antall uavhengige variabler.

Testindikatoren i hypotesetesten på høyresiden følger en kji kvadratfordeling asymptotisk. Antall frihetsgrader er likt med antall restriksjoner.

Durbin-Watson refererer til autokorrelasjonstesten i residualleddet.

Jarque-Bera refererer til Jarque-Bera-testen for normalfordelt feilledd.

LM(1) er Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier-test for autokorrelasjon av første orden.

Ljung-Box referer til Ljung-Box-testen for autokorrelasjon. Antall lag er gitt i parentes.

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Vi ser fra tabell 8.5 at kointegrasjonsvektoren ikke er langt fra det forventningsretthypotesen krever. β_1 og β_2 er estimert til henholdsvis 0,002 og -1,002. Hypotesetesten som tester hvorvidt β_1 er lik null samtidig som β_2 er -1, har en p-verdi lik 0,821. Det betyr at vi ikke kan forkaste forventningsretthypotesen for denne kontrakten. Residualdiagnostikken er fin. Som resultatene fremsatt i den deskriptive analyse, se tabell 7.4, så har vi også her indikasjoner på at det ikke eksisterer signifikante risikopremier på denne kontrakten.

Tabell 8.6 - VECM for test av forventningsretthypotesen (F3)

F3	α_1	α_2	β_1	β_2	H0: $\beta_1 = 0$	H0: $\beta_2 = -1$	H0: $\beta_1 = 0, \beta_2 = -1$
Coeff	0,003966	0,014621	-0,00557	-1,00401			
Std error	0,004932	0,002451	0,39455	0,1162194			
Test stat	0,8	5,96***	-0,01	-8,64***	0,2441		
P-value	0,421	0	0,989	0	0,621	0,534	0,478
Residuals							
Durbin-Watson	2,000505						
Jarque-Bera	44000***						
LM(1)	2,8126						
Ljung-Box (20)	0,9021						

Se forklaringer under tabell 8.5.

Resultatene fra VEC- modellen for forholdet mellom futuresprisen, F3, og spotprisen er gitt i tabell 8.6. Vi ser her at de estimerte verdiene for koeffisienter ikke er langt fra det forventningsretthypotesen krever med β_1 og β_2 lik henholdsvis -0,006 og -1,004. Hypotesetesten av β_1 og β_2 viser at vi ikke kan forkaste forventningsretthypotesen ettersom p-verdien er estimert til 0,478.

Resultatene fra VEC- modellene går i motsatt retning av OLS- resultatene for risikopremien på kontrakten hvis forfall er tre måneder unna. Vi vet at VECM gir bedre estimater for kointegrasjonsforholdet, i tillegg til at modellen er mer robust når tidsseriene er ikke-normale, eller vi har heteroskedastiske forstyrrelser. Det er derfor naturlig at vi legger mer vekt på VECM- resultatene enn OLS- resultatene. Ettersom vi slet med residualene i OLS- modellene, styrker dette oss i troen på at resultatene fra VEC- modellene er mer fornuftige. Vi lander altså på at forventningsretthypotesen holder for kontraktene med én og tre måneder til forfall, mens den ikke gjør det for kontrakten med seks måneder til forfall.

Øversetter vi resultatene til økonomiske resonnementer betyr dette at en investor som ønsker å investere i kontraktene ved Fish Pool, ikke kan forvente å høste risikopremier på disse kontraktene. Det later til at en slik strategi i alle fall forutsetter at investoren går i kontrakten som har et lengre tidsintervall til forfall. Det skal her bemerkes at vi kun har sett på tre ulike lengder, og at transaksjonskostnader er holdt utenfor. For lakseprodusentene kan dette bety at de ikke behøver bekymre seg veldig for å bruke F1 og F3 som instrumenter til å sikre inntekter. Vi kan, i vår oppgave, i hvert fall ikke si at de betaler statistisk signifikant kompensasjon for det.

8.5 Kausalitetsforholdet mellom spot og futures

Teorien bak kausalitet og VEC- modellen ble beskrevet i kapittel 5.4.4. Vi vet fra testene for enhetsrøtter, se tabell 8.1, at både spotprisen og futuresprisene er ikke-stasjonære. Vi går derfor direkte videre med testen for kointegrasjon. I analysen av forventningsretthypotesen brukte vi futurespriser sammen med spotprisen ved forfall for den tilhørende kontrakten, altså priser observert ved forskjellig tidspunkt. Analysen av kausalitetsforholdet fordrer bruk av spot- og futurespriser observert samtidig. Vi tester derfor også dette kointegrasjonsforholdet, men forventer naturligvis at disse også er kointegrerte.

Tabell 8.7 – Johansen-test av kointegrasjonsforholdet mellom spotpris og futuresprisene observert på samme tidspunkt

r		Trace-statistics			Max-statistics		
		F1 (3 lag)	F3 (2 lags)	F6 (2 lags)	F1 (1 lag)	F3 (2 lags)	F6 (2 lags)
0	Statistics	39,875	26,0968	21,4473	36,1091	24,1073	20,1862
	1% critical value	19,96	19,96	19,96	15,67	15,67	15,67
1	Statistics	3,7659	1,9895	1,2611	3,7659	1,9895	1,2611
	1% critical value	9,42	9,42	9,42	9,24	9,24	9,24
Rank		1	1	1	1	1	1

R er antall kointegrasjonsvektorer.

For trace-indikatoren er nullhypotesen at rank er mindre eller lik r.

For max-indikatoren er nullhypotesen at rank er lik r, alternativhypotesen er rank lik r+1

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Testresultatene viser at alle tre seriene med futurespriser er kointegrerte med spotprisen. Det er naturlig at denne kointegrasjonen holder ettersom spotpris nødvendigvis er tett knyttet til futuresprisene. En interessant observasjon er at også F6, i motsetning til den laggede verdien av F6, er kointegrert med spotpris. Dette er helt som forventet. Priser på samme underliggende observert samtidig holder seg nærmere hverandre enn prisene observert ved ulike tidspunkt.

Ettersom vi konstaterer at kointegrasjonsforholdet er av rank = 1, betyr det at vi kan ta i bruk en VEC- modell til å undersøke kausalitetsforholdet. Antall lag bestemmes ved hjelp av SIC, men dersom residualledet preges av autokorrelasjon, legges det til ytterligere lag.

Modellen vi bruker i denne analysen er (se også kapittel 5.4.4):

$$\Delta S_t = \mu_s + \sum_{i=1}^p a_{s,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{s,i} \Delta F_{t-i,T} + \alpha_s Z_{t-1} + \varepsilon_{S,t} \quad (8.4)$$

$$\Delta F_t = \mu_f + \sum_{i=1}^p a_{f,i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{f,i} \Delta F_{t-i,T} + \alpha_f Z_{t-1} + \varepsilon_{F,t} \quad (8.5)$$

Resultatene er som følger:

Tabell 8.8 - Estimerte koeffisienter i kausalitetsforholdet (F1)

F1	ΔS_t	z-statistics	ΔF_t	z-statistics	Residuals	
$a_{i,1}$ (i=s,f)	0,044361	1,4	0,017895	0,8	Durbin-Watson	2,002443
$a_{i,2}$ (i=s,f)	0,022132	0,7	0,053102	2,39**	Jarque-Bera	3290***
$b_{i,1}$ (i=s,f)	0,161983	3,6***	0,103699	3,26***	LM(1)	2,2905
$b_{i,2}$ (i=s,f)	0,083982	1,86*	0,016061	0,5	Ljung-Box	2,5368 (12)
α_i (i=s,f)	-0,05766	-4,9***	0,014356	1,72*		

For koeffisientene er nullhypotesen at disse ikke er signifikant forskjellig fra null.

Durbin-Watson refererer til autokorrelasjonstesten i residualleddet.

Jarque-Bera refererer til Jarque-Bera-testen for normalfordelt feilledd.

LM(1) er Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier-test for autokorrelasjon av første orden.

Ljung-Box referer til Ljung-Box-testen for autokorrelasjon. Antall lag er gitt i parentes.

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Tabell 8.9 - Estimerte koeffisienter i kausalitetsforholdet (F3)

F3	ΔS_t	z-statistics	ΔF_t	z-statistics	Residuals	
$a_{i,1}$ (i=s,f)	0,059942	1,94*	0,016581	1,06	Durbin-Watson	2,020383
$b_{i,1}$ (i=s,f)	0,200676	3,30***	0,186716	6,09***	Jarque-Bera	4000***
α_i (i=s,f)	-0,0337	-4,12***	0,004123	1,00	LM(1)	8,2383
					Ljung-Box	4,1886 (12)

Se forklaringer under tabell 8.8.

Tabell 8.10 - Estimerte koeffisienter i kausalitetsforholdet (F6)

F6	ΔS_t	z-statistics	ΔF_t	z-statistics	Residuals	
$a_{i,1}$ (i=s,f)	0,057897	1,97**	-0,00085	-0,07	Durbin-Watson	2,00174
$a_{i,2}$ (i=s,f)	0,034974	1,2	0,015053	1,25	Jarque-Bera	3244***
$b_{i,1}$ (i=s,f)	0,310483	4,34***	0,078295	2,66***	LM(1)	6,2443
$b_{i,2}$ (i=s,f)	0,097213	1,35	0,048381	1,63	Ljung-Box	2,4103(12)
α_i (i=s,f)	-0,02476	-3,78***	0,004068	1,51		

Se forklaringer under tabell 8.8.

Som nevnt i kapittel 5.4.4 kan vi avdekke kausalitet gjennom å undersøke signifikansen til de ulike koeffisientene i VEC- modellen. Vi ser at koeffisienten til feilleddkorreksjonen for spotprisen, α_s , er signifikant forskjellig fra null i alle modellene. Testindikatorerne er lik henholdsvis -4,9, -4,12 og -3,78, alle signifikant forskjellig fra null på 1-prosentsnivå. Vi ser dermed klare tendenser til at det er futuresprisen som i det langsiktige bildet leder spotprisen. Det skal bemerkes at koeffisienten til feilleddkorreksjonen også er signifikant forskjellig fra null for futuresprisen, F1, med testindikator lik 1,72. Denne er likevel bare signifikant på et 10-prosentsnivå. Analysen for øvrig taler klart for at det er futurespriser som leder spotprisen i det lange løp. Vi vet at kausaliteten kan gå begge veier samtidig, men denne usikkerheten gjelder altså kun kontrakten med én måned til forfall.

Den kortsiktige dynamikken peker i samme retning som den langsiktige dynamikken, om enn noe mer uklart. For F1 er signifikansen til b_{s1} , b_{s2} og a_{f2} av interesse. Det kan tyde på at kausaliteten går i begge retninger. Det skal likevel bemerkes av signifikansen er større for koeffisientene knyttet til futuresprisen med høyere testindikatorer (i tillegg til at vi har to koeffisienter som er signifikante). Alt i alt, kan det virke som om det er futuresprisen som leder også i det kortsiktige bildet. For F3 og F6 er bildet klarere. Her er det bare koeffisienter som støtter hypotesen som sier at futuresprisen leder, som er signifikant forskjellig fra null. Den later til at den dynamiske utviklingen styres av futuresprisene. Residualdiagnostikken avslører at vi sliter med ikke-normalfordelte feilledd, men vi tror ikke dette utgjør et betydelig problem i denne analysen.

Det skal nevnes her at vi har brukt en futurespris som approksimert spotpris, men legger vi konvergensprinsippet til grunn, så kan vi argumentere for at dette gir gyldige resultater. Vi har som kjent antatt at futuresprisen med forfall i samme måned som den er inngått, ikke kan være statistisk signifikant forskjellig fra spotpris. Det kan med andre ord ikke være basis ulik null for kontrakten med inngåelse og forfall i samme måned. Dette kan likevel være en feilkilde for oss. En problemstilling kan være at handelsvolumet og likviditeten er svært forskjellig for de ulike kontraktene. Det kan være avvik mellom volum for kontraktene med én, tre og seks måneder til forfall, og kontrakten med forfall i inngåelsesmåneden. Dette kan påvirke våre resultater. I tillegg til å kjøre VEC- modellen på hele datasettet (med overlappende observasjoner), har vi forsøkt å bruke datasettet uten overlappende

observasjoner. Resultatene endres ikke av den grunn (ikke rapportert her). Det tyder igjen på at det er futuresprisene som leder spotpris ved Fish Pool.

8.6 Konklusjon og kvalitative betraktninger

Vi forkaster forventningsretthypotesen i tilfellet med OLS- regresjoner, mens VEC-modellene gir motsatt resultat for F1 og F3. I tilfellet med F6, så er testene samstemte i å forkaste forventningsretthypotesen. Vi velger å legge mest vekt på resultatene fra VEC-modellen på grunn av dens attraktive egenskaper. I tillegg skal det nevnes at OLS-regresjonene ga oss utfordringer med residualdiagnostikken. Tallmaterialet i kapittel 7 antydte også at risikopremien var ulik null for kontrakten med seks måneder til forfall. For en investor betyr dette at han ikke kan vente å høste avkastning over tid på F1 og F3, men at han mottar en kompensasjon dersom han inntar motsatt posisjon av lakseselskapene i kontrakten F6. I alle fall før transaksjonskostnader etc.

Det kan være flere grunner til at det er slik at risikopremien eksisterer når tiden til forfall øker. For det første vet vi fra andre råvaremarkeder at det ikke er uvanlig at produsentene bruker den lange enden av futureskurven for sine sikringsdisposisjoner. Samtidig er man mindre villig til å kompensere for å kvitte seg med risikoen for leveringer som bare er noen måneder unna. Spotprisen på laks er volatil, og man vet lite om hvor denne er ett år eller to fra nå. En lignende situasjon har vi eksempelvis i kraftmarkedet, se Mork (2006). Her er kraftprodusentene mer villig til å selge til lave priser på kontraktene med relativt lang tid til forfall.

En annen mulighet er at det eksisterer risikopremier for alle kontraktene med at størrelsen på risikopremien, samt antall observasjoner, gjør at premien ikke er signifikant for F1 og F3. Det kan også tenkes at Fish Pool har gjennomgått en endring med høyere likviditet, som har endret på størrelse og fortegn på risikopremier. Dette kan fremtidig forskning avdekke når man har mer data og analyserer flere kontrakter, og eventuelt deler tidsperioden i flere subperioder. Konklusjonen vi kan trekke i dag er at vi ikke forkaster forventningsretthypotesen for kontraktene F1 og F3. Det er ikke statistisk signifikante risikopremier på disse kontraktene.

Videre ser vi at det er futuresprisen som leder spotprisen ved Fish Pool. Dette kan være et tegn på at Fish Pool har modnet som marked. I modne futuresmarkeder er det mer normalt at det er futuresprisen som leder spotprisen fordi futureshandelen har lavere transaksjonskostnader og ofte er vel så likvid som spotmarkedet. Vi tror at dersom Fish Pool fortsetter utviklingen med økende volum og lave kostnader så vil futuresprisene fortsette å lede spotprisen på atlantisk laks.

Når det gjelder handelsvolum og likviditet i kontraktene ved Fish Pool, så har ikke vi tilgang til en oversikt over handelen i de ulike kontraktene. Det vi har tilgang til er det overordnede volumet for samtlige kontrakter gitt på årsbasis, se kapittel 6.3. I 2011 gikk 115 141 tonn laks gjennom Fish Pool, det vil si mellom fem og ti prosent av verdensproduksjonen. Det kan tilsynelatende virke som en betydelig andel. Vi har likevel fått klare indikasjoner fra meglere og andre som sitter tett på markedet at likviditeten er lav for flere av kontraktslengdene. Velfungerende markeder er kjennetegnet ved at de har lave differanser mellom den høyeste prisen kjøperne er villig til å betale (bid), og den laveste salgssummen som selgerne er villige til å akseptere (ask). Differansen mellom disse omtales som spread. Vi har ingen data for utviklingen i spread ved Fish Pool. Det vi har fått tilgang til er et «snapshot» av de ulike spread'ene fra en vilkårlig handledag i mai 2012. Denne avslører at spreaden for de kontraktene med kort tid til forfall er rundt to kroner, det vil si en relativ spread på mellom åtte og ti prosent. På kontrakter med forfall lenger frem i tid ser vi langt høyere spread enn dette.

Fish Pool setter sine noteringer for prisen på futureskontraktene etter hver handledag, og dette er prisen vi har brukt i analysen. Fish Pool omtaler selv denne som *adjusted close*. Vi har fått opplyst fra Fish Pool at *adjusted close* er beregnet ut i fra sist omsatte kontraktspris, kjøp- og salgsbud og en forventning om hva neste kontrakt skal gå for. Beregningen av *adjusted close* har altså et skjønnsmessig element. I analysesammenheng ser vi helst at prisene bare har kommet i stand som følge av handel mellom kjøpere og selger.

9. Lakseprisen og aksjekurser

9.1 Introduksjon

Denne delen av oppgaven fokuserer på sammenhengen mellom lakseprisene og aksjekursene for to utvalgte selskaper. Spesifikt ser vi på sammenhengen mellom spotprisen på laks og aksjekurser, og deretter sammenhengen mellom futurespriser og aksjekurser.

I det foregående kapitlet har vi sett på i hvilken grad futuresprisen er en indikator for den framtidige spotprisen for laks. I dette kapitlet ønsker vi å se på hvor sterk påvirkning spot- og futuresprisene har på aksjekursene til to ledende oppdrettsselskaper notert ved Oslo Børs.

Videre i dette kapitlet presenterer vi kort selskapene, deres handelsplass og utviklingen for aksjekursene. Deretter spesifiserer vi de økonometriske modellene vi bruker for å se på sammenhengen mellom aksjekursene og spotprisen/futuresprisene, før vi til slutt så presenterer resultatene for de to selskapene.

9.2 Valg av selskaper og informasjon om handelsplassen

For denne delen av oppgaven var det nødvendig å gjøre et utvalg av selskaper, hovedsakelig for å begrense analysen. Samtidig vil vi her gjøre oppmerksom på at det finnes flere aktuelle aksjer som kan ha lignende egenskaper som de vi har valgt ut, og at vårt valg ikke har blitt gjort som resultat av et bevisst syn på selskapene. Vår regel ved utvelgelsen har vært som følger: Vi har valgt selskaper som (1) er notert ved Oslo Børs, (2) har lakseoppdrett som sin største aktivitet (målt etter omsetning), (3) hadde en markedsverdi per midten av april (13.4.2012) på over 1 milliard kroner og (4) har vært notert på Oslo Børs siden før 2006.

Vårt utvalg blir etter den ovenfor nevnte regel Lerøy Seafood Group ASA og Marine Harvest ASA. I de påfølgende delene presenterer vi kort disse selskapene for å gi et visst innblikk i deres drift, geografiske tilstedeværelse og økonomiske utvikling.

9.2.1 Lerøy Seafood ASA

Lerøy Seafood er et selskap med oppdrettslokalteter og prosessering i henholdsvis Skottland/Storbritannia og Norge. Utenom disse landene har selskapet både prosesseringsanlegg og salgs- og distribusjonsorganisasjoner i flere markeder, for eksempel i Frankrike, Japan og Tyrkia (Lerøy Seafood Group 2012a).

Målt etter volum var firmaet i 2011 verdens nest største lakseoppdretter med en årsproduksjon på rundt regnet 150.000 tonn sløyd vekt, der mer enn 50 prosent av produksjonen ble eksportert til EU-landene (Lerøy Seafood Group 2012a). Mer enn en tredjedel av laksen videreforedlet før den ble solgt, mens resten ble solgt i hel form. Laks utgjorde i samme år i overkant av 70 prosent av totalt salg.

Tabell 9.1 - Viktige nøkkeltall for Lerøy Seafood Group

Nøkkeltall	2011	2010	2009
Omsetning (mill. kr)	9.177	8.888	7.474
Driftsresultat(mill. kr)	597	1.885	1.011
Ansatte	1.865	1.794	1.563
Produksjon (GWT)	147.500	130.300	121.700

Kilde: Lerøy Seafood Group (2011 og 2012b).

9.2.2 Marine Harvest ASA

Dette selskapet er med sine 16 milliarder kroner i omsetning og nærmere 350.000 tonn sløyd vekt i årsproduksjon, den klart største aktøren innenfor oppdrett av laks på verdensbasis (Marine Harvest 2012). Marine Harvest har oppdrettsanlegg i Norge, Skottland/Storbritannia, Chile, Canada og på Færøyene. Selskapet har opprettet globalt salgskontor i Ålesund, men har samtidig salgsaktiviteter og representasjon i en rekke land og regioner verden rundt (Marine Harvest 2010b).

Størstedelen av produksjonen kommer fra lokaliteter i Norge, mens produksjonen i Chile nå vokser sterkt (fra lave nivåer) etter å ha blitt kraftig redusert som følge av laksesykdom med påfølgende sykdomsbekjempelse (Marine Harvest 2012).

Marine Harvest er et resultat av flere oppkjøp og fusjoner i bransjen opp gjennom historien. Selskapet fikk sin nåværende form da John Fredriksen og hans selskap tok

posisjoner i Pan Fish og Marine Harvest i 2005 og 2006, med påfølgende innlemmelse av Fjord Seafood i det verdensledende selskapet (*Får bli størst i verden 5.5.2006*).

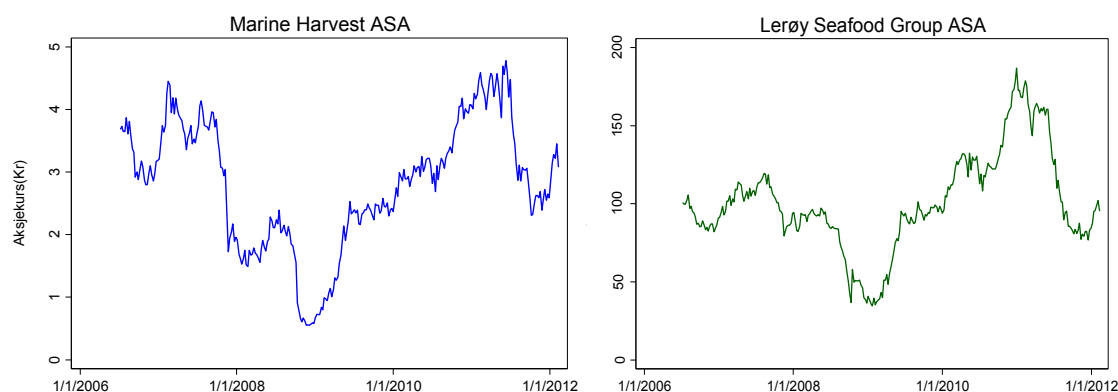
Tabell 9.2 - Viktige nøkkeltall for Marine Harvest

Nøkkeltall	2011	2010	2009
Omsetning (mill. kr)	16.024	15.191	14.651
Driftsresultat (mill. kr)	1.209	4.461	1.348
Ansatte	6.200	5.058	4.947
Produksjon (GWT)	343.685	202.456	201.676

Kilde: Marine Harvest (2011b og 2012).

9.2.3 Utviklingen i aksjekursene

Figur 9.1 – Utvikling i aksjekurser for hhv. Marine Harvest og Lerøy Seafood i perioden 2006 - 2012



Kilde: Yahoo Finance (2012a og 2012b)

I figurene over ser vi utviklingen i aksjekursene for de to selskapene i perioden 07.07.06 til 10.2.2012 (Yahoo Finance 2012a og 2012b). Selv om verdipapirene har ulik inngangsverdi i perioden, så ser vi at selskapene har en lignende utvikling med klare fellestrekk. Aksjene når sine periodiske toppunkter rundt, og i etterkant av, årsskiftet 2010-2011.

Som tidligere nevnt er det Marine Harvest som under hele perioden har hatt den høyeste markedsverdien. Aksjens lave absolutte pris, med tilsvarende mange utstedte aksjer, kommer av selskapets historiske utvikling som blant annet innbefatter omgjøring av gjeld til egenkapital. De facto var selskapet i en periode eiet av et banksyndikat, før bankene solgte seg ut til andre investorer.

9.2.4 Handelsplass for aksjer

Aksjene vi tar for oss er notert ved Oslo Børs, som historisk sett har vært Norges eneste offentlig godkjente verdipapirmarked. Fra 1819 og fram til i dag har børsen vært en arena for omsetning av blant annet handelsvarer, valuta, obligasjoner og aksjer. I nyere tid har man inkludert forskjellige typer derivater (Oslo Børs 2010). Grunnet utviklingen i regelsett og teknologi gjennom det siste tiåret spiller det mindre rolle i hvilket marked man er notert, men for de fleste formål skuer norske selskap til Oslo Børs når spørsmålet om børsnotering kommer opp.

Investorer som ønsker å handle aksjer som er notert ved Oslo Børs må gjøre dette via et meglerhus som er registrert som børsmedlem. Dette foregår enten fysisk gjennom en aksjemegler eller via andre automatiserte løsninger, som for eksempel via internett

9.2.5 Utviklingen ved Oslo Børs

Aktiviteten ved Oslo Børs endrer seg etter hvert som tiden går, for eksempel ved at antall selskaper notert ved børsen endrer seg. I følge statistikk fra Oslo Børs (2012a) om listeendringer, var det ved utgangen av 2011 198 selskaper notert, mot 230 selskaper på tilsvarende tidspunkt i 2006. Om man ser perioden fra 1996 til 2011 under ett, er gjennomsnittlig antall noteringer 211, med 172 som laveste (i 1996) og 242 som høyeste (i 2007).

Når det gjelder utviklingen i handelsvolum, kan antall utførte transaksjoner være ett nyttig mål på aktiviteten ved børsen. I denne sammenheng har vi hovedfokus på egenkapitalinstrumenter heller enn obligasjoner og derivater, og ser derfor kun på aksjer og grunnfondsbevis/egenkapitalbevis. Utviklingen har vært enorm om man kun ser på antall transaksjoner: I 2006 ble det gjort totalt 8,83 millioner transaksjoner, mot hele 22,1 millioner transaksjoner i løpet av 2011, eksklusive handel i tegningsretter, indekssertifikater, warrants og ETF-er, i følge Oslo Børs (2012b og 2012c). Om man ser på de samme kategoriene men fokuserer på antall aksjer handlet i de overnevnte transaksjonene, blir bildet av utviklingen litt annerledes: I 2006 byttet 92,1 milliarder aksjer hender, mens for 2011 var tallet mer enn halvert til 39,2 milliarder aksjer. Antallet handler

har altså mer enn doblet seg i løpet av en femårsperiode, mens tallet for antall aksjer tilsvarende har blitt mer enn halvert (Oslo Børs 2012b og 2012c).

9.3 Økonometriske modeller

9.3.1 Presentasjon av modeller

Som nevnt i introduksjonen til kapitlet, ønsker vi å se på sammenhengen mellom aksjekursene og henholdsvis spotprisen for laks og futuresprisene for laks. Konkret ser vi på følgende modeller:

Forholdet mellom aksjekursene og spotprisen på laks:

$$(P_t - P_{t-1}) = \alpha + \beta_1(I_t - I_{t-1}) + \beta_2(S_t - S_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (9.1)$$

Her er P_t aksjekursen på tidspunkt t mens P_{t-1} er aksjekursen en periode tidligere. I_t er nivået for indeksen OSEAX på Oslo Børs på tidspunkt t , I_{t-1} er nivået én periode tidligere. S_t er spotprisen for laks på tidspunkt t , hvor S_{t-1} er nivået på spotprisen én periode tidligere.

Forholdet mellom aksjekursene og futuresprisene på laks:

$$(P_t - P_{t-1}) = \alpha + \beta_1(I_t - I_{t-1}) + \beta_2(F_t - F_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (9.2)$$

Komponentene i likningen er de samme som likning 9.1, men her erstattes spotprisen med futuresprisen. F_t er futuresprisen på laks ved tidspunkt t . F_{t-1} er prisen for den samme futureskontrakten én periode tidligere.

Vi bruker disse modellene i OLS- regresjoner, både for Marine Harvest og for Lerøy Seafood Group, og tar for oss både ukentlige og månedlige observasjoner. Dette innebærer at forskjellen i tid mellom t og $t-1$ er enten én uke eller én måned.

9.3.2 Om variablene i modellene

I modellene presentert i likning 9.1 og 9.2 er det tre elementer. Det første elementet er aksjekursene til Lerøy og Marine Harvest. For det andre har vi indeksen OSEAX ved Oslo

Børs. Til sist inkluderer vi enten spotprisen for laks, representert ved SSBs publiserte priser, eller prisene for futureskontrakter med én, tre eller seks måneder til forfall.

Vi har brukt spotprisen for laks hentet fra SSBs eksportstatistikk, se Statistisk Sentralbyrå (2012). SSB publiserer ukentlige priser for fersk og frosset laks (per kilo) hver onsdag. Denne prisen er gjennomsnittsprisen for den foregående uken.

Primært ønsker vi i denne oppgaven å se på de isolerte effektene på aksjekursen som følge av endringer i spotprisen eller futuresprisene. Om man kun hadde sett på sammenhengen mellom aksjekursen og for eksempel spotprisen for laks, uten å inkludere en variabel som justerer for den generelle børsutviklingen, ville effekten på aksjekursene som følge av endringer i spotprisen bli vanskelig å tolke, og muligens svakt dokumentert. Dette er fordi den generelle utviklingen på Oslo Børs også påvirker lakseselskapene. I en tenkt periode hvor aksjekursene på børsen stiger mens lakseprisene opplever relativt lavere vekst, vil sammenhengen mellom laksepriser og aksjekurser oppleves som mindre sterk. Vi justerer altså for dette ved å inkludere indeksen OSEAX i modellene våre. OSEAX er kort sagt en indeks som inneholder alle aksjer notert ved Oslo Børs. Ved å inkludere denne fjerner vi effekten av børsvingninger. I noen sammenhenger kan dette være problematisk, men i denne oppgaven er fokuset ikke rettet mot å forklare all endring i aksjekursene, men heller mot hvilken påvirkning lakseprisene har på aksjekursene.

9.4 Analyse: Hvordan påvirker futuresprisene aksjekursene?

I denne delen har vi fokus på sammenhengen mellom aksjekurser og futurespriser.

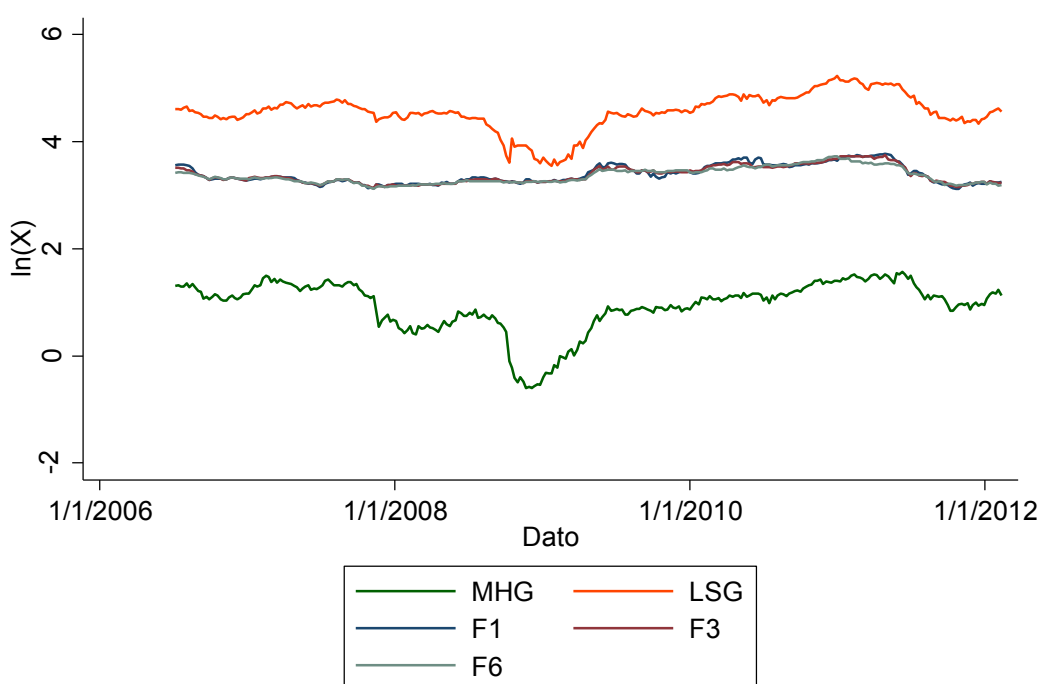
9.4.1 Datasettet

For å utføre OLS-regresjon som estimert i likning 9.2 har vi samlet data fra og med 7. juli 2006 til og med 10. februar 2012 (Yahoo Finance 2012a og 2012b). For hver uke har vi observert priser for Marine Harvest (MHG), Lerøy Seafood Group (LSG) og for futureskontraktene (Fish Pool 2012d). Kontraktene vi har valgt er de som på de ulike tidspunktene har forfall i neste måned (F1), forfall om tre måneder (F3) og forfall om seks måneder (F6). I tillegg har vi kursene for indeksen OSEAX (Yahoo Finance 2012c).

Data er samlet, hvor mulig, for hver fredag. Om ikke fredag er en handledag på børsen eller Fish Pool, har vi hentet verdier fra torsdag eller onsdag i samme uke.

For ukentlige observasjoner resulterer dette i 250 observasjoner, etter at vi fjerner observasjoner fra perioden mellom 1.8.2008 og 5.6.2009. Dette har vi gjort på grunn av finanskrisens effekt på verdsettelsen av selskapene. Som en del av bearbeidingen av datasettet, har vi omgjort alle dataene til LN- verdier. Når vi diskuterer endringsform så er det altså endring mellom LN- verdier det er snakk om.

Figur 9.2 - Utvikling i aksjekurser og futurespriser i perioden 2006-2012



Kilde: Fish Pool (2012d) og Yahoo Finance (2012a og 2012b)

I figuren over ser vi utviklingen for futureskontraktene F1, F3 og F6 samt Marine Harvest- og Lerøy Seafood Group-aksjene. Utviklingen for de to aksjene har tilsynelatende felles trekk, mens de tre futureskontraktene virker å ha svært sammenfallende variasjon.

9.4.2 Stasjonærhet og kointegrasjon

I henhold til kapittel 5 stilles det visse krav til dataene som brukes i en OLS- regresjon. Et av de avgjørende vilkårene, er kravet om stasjonærhet. I tabell 9.3, nedenfor, oppsummerer vi våre tester for både avhengige og uavhengige variabler.

Tabell 9.3 - Test for stasjonærhet vha. Augmented Dickey-Fuller-test og Phillips-Perron-test

Variabel	ADF nivå	Lagg (SBIC)	ADF 1.diff	Lagg (SBIC)	PP	PP 1.diff
OSEAX	-1,947	0	-16,293***	0	-2,113	-16,311***
OSEAX	-1,887	1	-	0	-	-
MHG	-1,955	0	-17,084***	0	-1,824	-17,147***
MHG	-1,813	1	-	0	-	-
LSG	-1,604	0	-18,161***	0	-1,568	-18,011***
LSG	-1,380	1	-10,676***	1	-	-
F1	-1,376	0	-12,823***	0	-1,613	-12,785***
F1	-1,671	2	-10,142***	1	-	-
F3	-1,091	0	-13,248***	0	-1,289	-13,251***
F3	-1,141	2	-11,474***	1	-	-
F6	-0,780	0	-13,779***	0	-0,979	-13,837***
F6	-0,979	1	-	0	-	-

Nullhypotesen er at seriene har enhetsrot.

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå

Som vi ser av tabellen, kan vi ikke forkaste nullhypotesen om ikke- stasjonærhet for noen av variablene når de er på nivå- form. Dette er et typisk funn for tidsseriedata, og er således ikke overraskende. Dette gjør at vi i utgangspunktet ikke kan benytte dataene, med mindre vi kan finne en måte å få disse signifikante på. Det finnes likevel noen utveier. En variant er at variablene i regresjonen er kointegrerte med hverandre. Alternativt kan vi bruke dataene på endringsform, som vi ser av tabell 9.3 er disse stasjonære.

Vi tester videre for kointegrasjon:

Tabell 9.4 – Test for kointegrasjon mellom uavhengige variabler og Lerøy-aksjen (ukentlig)

r		Trace-statistics				Max-statistics			
		F1	F3	F6	OSEAX	F1	F3	F6	OSEAX
0	Statistics	11,1519	11,3319	12,2969	6,5863	9,4481	10,00	10,6301	4,4867
	1% critical value	20,04	20,04	20,04	20,04	18,63	18,63	18,63	18,63
1	Statistics	1,7038	1,332	1,6668	2,0996	1,7038	1,332	1,6668	2,0996
	1% critical value	6,65	6,65	6,65	6,65	6,65	6,65	6,65	6,65
Rank		0	0	0	0	0	0	0	0

R er antall kointegrasjonsvektorer

For trace-indikatoren er nullhypotesen at rank er mindre eller lik r.

For max-indikatoren er nullhypotesen at rank er lik r, alternativhypotesen er rank lik r+1

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Tabell 9.5 – Test for kointegrasjon mellom uavh. variabler og Marine Harvest-aksjen (ukentlig)

r		Trace-statistics				Max-statistics			
		F1	F3	F6	OSEAX	F1	F3	F6	OSEAX
0	Statistics	11,912	14,2471	16,2063	8,7632	7,1016	10,3154	12,7607	5,3127
	1% critical value	20,04	20,04	20,04	20,04	18,63	18,63	18,63	18,63
1	Statistics	4,8105	3,9317	3,4456	3,4505	4,8105	3,9317	3,4456	3,4505
	1% critical value	6,65	6,65	6,65	6,65	6,65	6,65	6,65	6,65
Rank		0	0	0	0	0	0	0	0

Se forklaringer under tabell 9.4

Som vi ser av figurene over, er ingen av de uavhengige variablene kointegrerte med henholdsvis Marine Harvest-aksjen eller Lerøy Seafood Group-aksjen. Dette medfører at vi gjør regresjonene med data på endringsform. Merk at testene for stasjonæritet og kointegrasjon, presentert over, er gjort på datasett der observasjonene er ukentlige. Resultatene for datasettet med månedlige observasjoner gir liklydende resultater, og er ikke tatt med.

9.4.3 Estimerte resultater for Marine Harvest

Datasett med ukentlige observasjoner

I denne delen presenterer vi resultatene av analysen for Marine Harvest-aksjen, gjort i henhold til likning 9.2.

Tabell 9.6 - Regresjon av endring i aksjekurs (MHG) mot endring i F1 og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	-0,0003	3,8016	0,4112	Durbin-Watson	2,09
Std error	0,0040	1,1915	0,1548	White's	19,82***
Test stat	-0,09	3,19	2,66	Ljung-Box	42,80
P-value	0,932	0,002	0,008	Sktest	24,89***
R-square	0,1087				

For koeffisientene er nullhypotesen at disse ikke er signifikant forskjellig fra null.

Test-indikatoren til koeffisientene følger en student t-fordeling med frihetsgrader lik N-2.

Durbin-Watson refererer til autokorrelasjonstesten i residualleddet.

White's refererer til White-testen for heteroskedastisitet i residualleddet.

Ljung-Box refererer til Ljung-Box-testen for autokorrelasjon.

Sktest refererer til STATAs test for normalfordelt residualledd.

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

I tabell 9.6 ser vi at koeffisientene for både futureskontrakten med forfall om én måned og børsindeksen er signifikante på ett-prosents nivå. Vi kan tolke koeffisienten for futureskontrakten, som her er vårt fokus, som at en endring i futuresprisen på én prosent, medfører en endring i aksjekursen på 0,41 prosent alt annet likt. Vi noterer at residualene ikke er normalfordelte og at vi har utfordringer med heteroskedastisitet. Det siste punktet justerer vi for i STATA ved hjelp av *robust*-kommandoen.

Tabell 9.7 - Regresjon av endring i aksjekurs (MHG) mot endring i F3 og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	-0,0002	4,0663	0,6097	Durbin-Watson	2,08
Std error	0,0040	1,0216	0,2251	White's	19,00***
Test stat	-0,05	3,98	2,71	Ljung-Box	43,58
P-value	0,960	0,000	0,007	Sktest	25,99***
R-square	0,1212				

Se forklaringer under tabell 9.6

I tabell 9.7 ser vi at konstantleddet ikke er forskjellig fra null, mens begge de uavhengige variablenes koeffisienter er signifikante på ett-prosents nivå. Vi ser at koeffisienten for endring i futureskontrakten er lik cirka 0,61. Igjen har vi utfordringer med forutsetningene for OLS, jf. residualdiagnostikken. Vi har justert for heteroskedastisitet ved hjelp av *robust*-kommandoen i STATA.

Tabell 9.8 - Regresjon av endring i aksjekurs (MHG) mot endring i F6 og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	-0,0004	4,0056	0,5572	Durbin-Watson	2,08
Std error	0,0041	0,9775	0,2831	White's	13,19**
Test stat	-0,09	4,10	1,97	Ljung-Box	45,26
P-value	0,925	0,000	0,050	Sktest	24,54***
R-square	0,0989				

Se forklaringer under tabell 9.6.

I tabell 9.8 ser vi resultatene for modellen der vi har inkludert futureskontrakten som har forfall om 6 måneder. Konstantleddet er ikke forskjellig fra null, mens koeffisienten for futureskontrakten er signifikant på 5-prosentsnivå. En endring på en prosent i futuresprisen gir i følge disse resultatene en endring i aksjekursen på cirka 0,56 prosent alt annet likt.

Fortsatt har vi problemer med heteroskedastisitet, som vi justerer for ved hjelp av *robust*-kommandoen.

Datsett med månedlige observasjoner

Tabell 9.9 - Regresjon av endring i aksjekurs (MHG) mot endring i F1 og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	0,0028	4,7856	0,8040	Durbin-Watson	2,14
Std error	0,0138	1,1930	0,2056	White's	6,69
Test stat	0,20	4,01	3,91	Ljung-Box	23,40
P-value	0,842	0,000	0,000	Sktest	10,91***
R-square	0,2892				

Se forklaringer under tabell 9.6.

I tabell 9.9 ser vi at koeffisientene både for OSEAX og F1 begge er signifikante på ett-prosents nivå for regresjonen gjort på månedlige observasjoner. For futuresprisen er koeffisienten lik 0,80, som før antyder dette at en endring på én prosent i futuresprisen vil medføre en endring lik 0,80 prosent i aksjekursen til Marine Harvest alt annet likt. For residualene beholder vi Ljung-Box- nullhypotesen om ingen autokorrelasjon, ei heller kan vi forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet.

Tabell 9.10 - Regresjon av endring i aksjekurs (MHG) mot endring i F3 og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	0,0020	4,7318	0,7414	Durbin-Watson	2,27
Std error	0,0146	1,2831	0,2641	White's	7,16
Test stat	0,14	3,69	2,81	Ljung-Box	26,63
P-value	0,892	0,001	0,007	Sktest	9,77***
R-square	0,2333				

Se forklaringer under tabell 9.6.

For regresjonen med F3 ser vi at koeffisientene β_1 og β_2 er signifikante på ett-prosents nivå, der futuresprisen F3 (representert ved β_2) har koeffisient lik 0,74. Vi noterer oss at koeffisientene er lavere enn for F1. I følge Durbin-Watson- testen ser man antydninger til autokorrelasjon mellom residualleddene, mens man ikke kan forkaste White-testens nullhypotese lik homoskedastisitet. Residualene er ikke normalfordelte.

Tabell 9.11 - Regresjon av endring i aksjekurs (MHG) mot endring i F6 og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	0,0024	5,2940	1,0026	Durbin-Watson	2,31
Std error	0,0144	1,3146	0,3196	White's	9,19
Test stat	0,16	4,03	3,14	Ljung-Box	34,19
P-value	0,870	0,000	0,003	Sktest	7,31**
R-square	0,2565				

Se forklaringer under tabell 9.6.

For F6 er koeffisientene til OSEAX og F6 igjen signifikante på ett-prosents nivå. Interessant nok er β_2 så vidt større enn én, med andre ord er den estimerte sammenhengen mellom F6 og aksjekursen for Marine Harvest at en endring på én prosent i F6 vil gi en endring på mer enn én prosent for aksjen.

9.4.4 Estimerte resultater for Lerøy Seafood Group

Datsett med ukentlige observasjoner

For Lerøy får vi følgende resultater ved å kjøre OLS- regresjoner på modellen presentert i likning 9.1.

Tabell 9.12 - Regresjon av endring i aksjekurs (LSG) mot endring i F1 og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	0,0003	2,9776	0,4304	Durbin-Watson	1,98
Std error	0,0022	0,4103	0,0937	White's	12,96**
Test stat	0,12	7,26	4,59	Ljung-Box	65,24***
P-value	0,903	0,000	0,000	Sktest	19,84***
R-square	0,1840				

Se forklaringer under tabell 9.6

I tabell 9.12 ser vi at koeffisientene for begge de uavhengige variablene er signifikante på ett-prosents nivå. I henhold til resultatene vil en endring på én prosent i futureskontrakten med én måned til forfallsmåneden, gi en endring i aksjekursen for Lerøy på cirka 0,43 prosent. Når det gjelder residualene, så har vi utfordringer med autokorrelasjon, heteroskedastisitet og ikke-normalfordeling, jf. tabellen over. Vi har justert for heteroskedastisitet ved hjelp av *robust*-kommandoen i STATA, og vi har benyttet Cochran-Orcutt- prosedyren for å ta hånd om autokorrelasjonen.

Tabell 9.13 - Regresjon av endring i aksjekurs (LSG) mot endring i F3 og OSEAX

	α	β_2	β_1	Residualdiagnostikk	
Coeff	0,0003	3,1601	0,5393	Durbin-Watson	1,98
Std error	0,0023	0,4072	0,1180	White's	10,50*
Test stat	0,13	7,76	4,57	Ljung-Box	67,30***
P-value	0,897	0,000	0,000	Sktest	18,70***
R-square	0,1803				

Se forklaringer under tabell 9.6

For koeffisientene finner vi at begge uavhengige variabler er signifikante på ett-prosents nivå. Koeffisienten for F3 er cirka 0,54. For resultatene fra regresjonen har vi sterke utfordringer med autokorrelasjon, ikke-normalitet og heteroskedastisitet. Som før justerer vi for heteroskedastisitet ved hjelp av *robust*-kommandoen i STATA og for autokorrelasjon ved hjelp av Cochrane- Orcutt- prosedyren.

Tabell 9.14 - Regresjon av endring i aksjekurs (LSG) mot endring i F6 og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	0,0002	3,18	0,5755	Durbin-Watson	1,97
Std error	0,0022	0,4968	0,1280	White's	1,79
Test stat	0,10	6,40	4,50	Ljung-Box	68,76***
P-value	0,919	0,000	0,000	Sktest	12,54***
R-square	0,1551				

Se forklaringer under tabell 9.6

I tabell 9.14 har vi inkludert futureskontrakten med forfall om seks måneder. Igjen er bildet likt: Konstantleddet er ikke forskjellig fra null, mens begge uavhengige variabler er signifikante på ett-prosents- nivå. Ut fra resultatene er sammenhengen mellom aksjekursen og futuresprisen slik at en endring i futuresprisen på én prosent gir en endring i aksjekursen på cirka 0,58 prosent alt annet likt. For residualdiagnostikken så har vi sterke indikasjoner på autokorrelasjon, selv etter at vi har justert for førsteordens autokorrelasjon ved hjelp av Cochrane- Orcutt- prosedyren.

Datsett med månedlige observasjoner

Tabell 9.15 - Regresjon av endring i aksjekurs (LSG) mot endring i F1 og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	0,0034	3,6864	0,8351	Durbin-Watson	1,92
Std error	0,0074	0,7431	0,1205	White's	0,96
Test stat	0,46	4,96	6,93	Ljung-Box	26,38
P-value	0,645	0,000	0,000	Sktest	1,08
R-square	0,5307				

Se forklaringer under tabell 9.6

I tabell 9.15 finner vi resultatene fra OLS- regresjonen mellom Lerøy, OSEAX og F1. Vi ser at begge koeffisientene er signifikante på ett-prosents nivå, hvor verdien for F1 er 0,8351. For residualene ser vi antydninger til førsteordens autokorrelasjon, og justerer for dette ved bruk av Cochrane- Orcutt, men for øvrig ser residualdiagnostikken grei ut.

Tabell 9.16 - Regresjon av endring i aksjekurs (LSG) mot endring i F3 og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	0,0030	3,7435	1,0056	Durbin-Watson	1,88
Std error	0,0068	0,7385	0,1418	White's	2,76
Test stat	0,44	5,07	7,09	Ljung-Box	27,56
P-value	0,660	0,000	0,000	Sktest	1,16
R-square	0,5375				

Se forklaringer under tabell 9.6

I tabell 9.16 noterer vi at koeffisienten β_2 har en verdi tilnærmet lik 1. Denne verdien er for eksempel noe høyere enn for F1-kontrakten. Grunnet autokorrelasjon i feilledet justerer vi ved hjelp av Cochrane- Orcutt- prosedyren.

Tabell 9.17 - Regresjon av endring i aksjekurs (LSG) mot endring i F6 og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	0,0033	4,0793	1,2401	Durbin-Watson	1,78
Std error	0,0066	0,7546	0,1761	White's	2,06
Test stat	0,50	5,41	7,04	Ljung-Box	27,20
P-value	0,621	0,000	0,000	Sktest	0,81
R-square	0,5330				

Se forklaringer under tabell 9.6

Til slutt i denne delen ser vi på resultatene for regresjonen mellom Lerøy, OSEAX og F6. Begge koeffisientene til de uavhengige er signifikant forskjellig fra null mens konstantleddet ikke er det. Koeffisienten β_2 er lik 1,24, og er høyere enn tilsvarende for både F1 og F3. For testene på feilleddene så er autokorrelasjon igjen et problem, og derfor har vi justert regresjonen ved å bruke Cochrane- Orcutt. Etter prosedyren har vi ingen problemer med residualleddene.

9.4.5 Oppsummering av våre funn for futuresprisene

For å oppsummere våre funn så kan vi starte med at OSEAX- indeksen ikke overraskende er signifikant på ett-prosents nivå for alle regresjonene. Dette er ikke overraskende fordi det er svært vanlig at aksjer er positivt korrelerte med hverandre eller markedet. Mer interessant er det at koeffisientene for endringer i futuresprisene for både F1, F3 og F6 er signifikante for begge selskapene, stort sett på ett-prosents nivå.

Oppsummert så ser vi at én prosents endring i F1, F3 og F6 gir en endring i aksjekursen til Lerøy Seafood Group på henholdsvis cirka 0,43 prosent, 0,54 prosent og 0,58 prosent for resultatene fra datasettet med ukentlige observasjoner. Om vi ser på datasettet med månedlige observasjoner, så er bildet dette: én- prosents endring i F1, F3 og F6 forplanter seg til Lerøy-aksjen med henholdsvis 0,84 prosent, 1,01 prosent og 1,24 prosent.

Datasettet med månedlige observasjoner antyder at effekten på aksjekursen til Marine Harvest fra endringer i futuresprisene ligger i intervallet mellom 0,74 prosent og én prosent gitt en én- prosents endring i en av futuresprisene. Datasettet med ukentlige observasjoner antyder noe mindre påvirkning, aksjekursen endres mellom 0,41 prosent og 0,61 prosent gitt en endring på en prosent i en av futuresprisene.

Den økonomiske forklaringen for disse resultatene, at aksjekursene for Marine Harvest og Lerøy så klart blir påvirket av endringer i futuresprisene, er enkelt sagt at dagens verdi på selskapet er avhengig av inntektene til firmaet framover i tid. Dette er ingen stor overraskelse. Som vi har vist tidligere er futuresprisene for de aktuelle kontraktene, på kort sikt, ledende for spotprisen. Når markedene oppfatter det slik, vil endringer på futureskurven implisere endrede markedsvilkår for selskapets inntekter framover i tid. Dette vil bli reflektert i selskapets markedsverdi. I tillegg er det også slik at selskapene i

noen grad benytter seg av futuresmarkedet for å sikre («hedge») sine inntekter. Ved å ta en kort posisjon i en futureskontrakt vil selskapet direkte bli eksponert mot futuresprisene, altså ikke bare gjennom futuresmarkedets evne til å estimere framtidige spotpriser.

Et annet interessant poeng som antydes i resultatene over, særlig for Lerøy, er at aksjekursen er mer sensitiv for endringer i futuresprisene jo lengre ut på futureskurven man kommer. Denne observasjonen blir bekreftet ved at vi finner det samme for begge datasettene vi benytter. Poenget er ikke like tydelig for Marine Harvests del, og kan være en særskilt egenskap for Lerøy-aksjen.

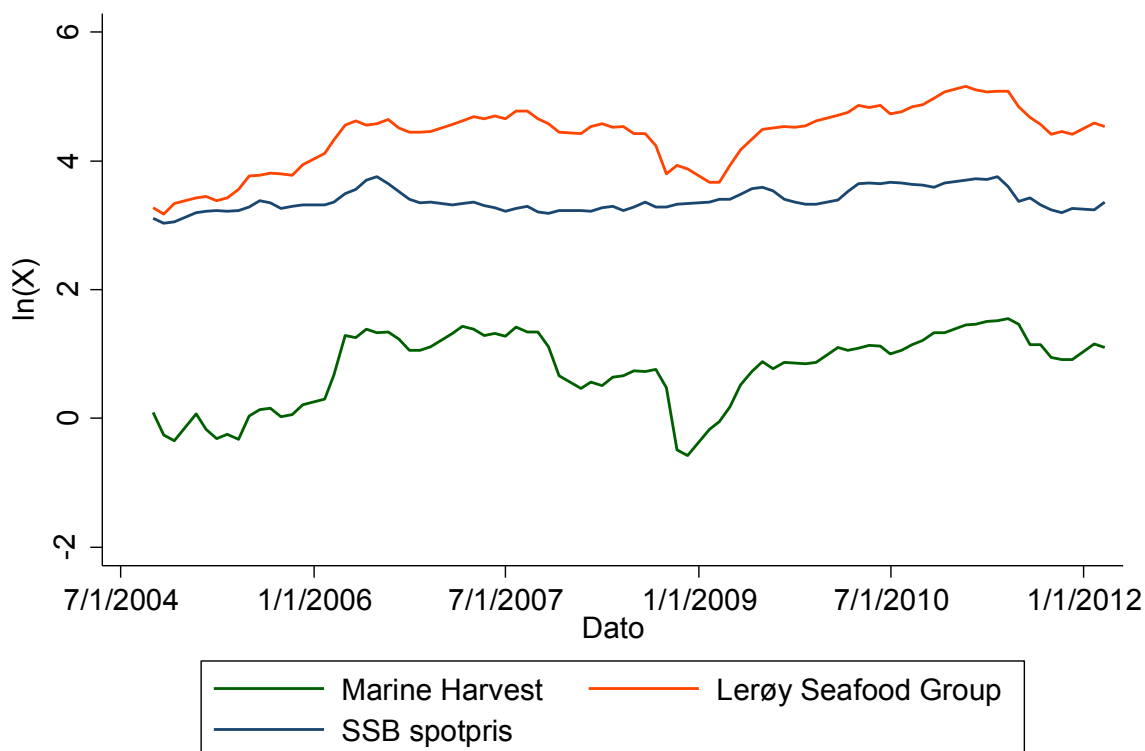
9.5 Analyse: Hvordan påvirker spotprisen aksjekursene?

I forrige avsnitt så vi estimatene for sammenhengen mellom futureskontraktene F1, F3 og F6 og de to aksjene. I denne delen ser vi altså på sammenhengen mellom endring i spotpris på laks og endring i aksjekursene til Lerøy og Marine Harvest. Også her benytter vi OLS til å estimere resultatene ut i fra modell 9.1.

9.5.1 Datasettet

Datasettet er hentet fra Yahoo Finance (2012a, 2012b og 2012c) og inneholder henholdsvis ukentlige og månedlige observasjoner av aksjekursene i Marine Harvest og Lerøy Seafood samt den allmenne aksjeindeksen, OSEAX. Observasjonene er gjort i perioden fra 01.10.2004 til 02.03.2012. Lakseprisen for samme tidsrom er publisert av SSB er hentet fra SSB sine nettsider, Statistisk Sentralbyrå (2012). Lakseprisen blir ukentlig publisert av SSB, for fersk og frossen fisk, vi har brukt et vektet gjennomsnitt av disse to kategoriene i denne analysen. Som for den foregående delen, har vi i regresjonene tatt bort observasjoner fra perioden mellom 1.8.2008 og 5.6.2009, grunnet finanskrisens effekt på aksjeprisene for de to utvalgte selskapene.

Figur 9.3 - Utvikling i aksjekurser og spotprisen for laks i perioden 2006-2012



Kilde: Yahoo Finance (2012a og 2012b) og Statistisk Sentralbyrå (2012)

Fra figur 9.3 ser vi at spotprisen for laks har en jevnere utvikling enn det aksjekursene ser ut til å ha hatt. Vi merker oss også det relativt skarpe fallet i aksjekursene mot slutten av 2008 under første del av finanskrisen. Spotprisen for laks ser ut til å ha vært relativt jevn i samme periode.

9.5.2 Stasjonærhet og kointegrasjon

Tabell 9.18 – Test for stasjonærhet vha. Augmented Dickey-Fuller-test og Phillips-Perron-test

Variabel	ADF nivå	Lagg (SBIC)	ADF 1.diff	Lagg (SBIC)	PP nivå	PP 1.diff
OSEAX	-2,375	0	-19,392***	0	-2,412	-19,434***
OSEAX	-2,408	1	-19,392***	0	-	-
MHG	-1,630	0	-17,807***	0	-1,870	-17,996***
MHG	-1,766	1	-17,807***	0	-	-
LSG	-1,820	0	-18,932***	0	-1,846	-18,893***
LSG	-1,783	1	-18,932***	0	-	-
SSB	-2,371	0	-17,438***	0	-2,404	-17,348***
SSB	-2,280	3	-11,361***	2	-	-

Nullhypotesen er at seriene har enhetsrot.

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå

Som vi ser av tabellen, kan vi ikke forkaste nullhypotesen om ikke- stasjonæritet for noen av variablene når de er på nivåform. Som tidligere nevnt er dette ingen overraskelse. Dette gjør at vi i utgangspunktet ikke kan benytte dataene, med mindre vi kan finne en måte å få disse signifikante på. Om variablene derimot skulle være kointegrerte, så kan vi gå videre med nivådata.

Selv om det er stor likhet mellom variablene i denne delen og i foregående del, gjør vi likevel separate tester for kointegrasjon for alle variablene omtalt her. Siden vi i denne delen analyserer data med ukentlige og månedlige intervaller, tester vi variablene på begge former.

Tabell 9.19 – Test for kointegrasjon mellom Lerøy-aksjen og SSB-laksepris

r		Trace-statistics		Max-statistics	
		Uke	Mnd	Uke	Mnd
0	Statistics	15,9258	19,7323	12,5333	12,4213
	1% critical value	15,41	15,41	14,07	14,07
1	Statistics	3,3926	7,3109	3,3926	7,3109
	1% critical value	3,76	3,76	3,76	3,76
Rank		1	2	0	?

R er antall kointegrasjonsvektorer.

For trace-indikatoren er nullhypotesen at rank er mindre eller lik r.

For max-indikatoren er nullhypotesen at rank er lik r, alternativhypotesen er rank lik r+1.

Én, to og tre stjerner angir hvilket signifikansnivå vi kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkasting på hhv. 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå.

Tabell 9.20 - Test for kointegrasjon mellom Marine Harvest-aksjen og SSB-laksepris

r		Trace-statistics		Max-statistics	
		Uke	Mnd	Uke	Mnd
0	Statistics	9,5642	18,6108	8,3112	11,3896
	1% critical value	15,41	15,41	14,07	14,07
1	Statistics	1,253	7,2211	1,253	7,2211
	1% critical value	3,76	3,76	3,76	3,76
Rank		0	2	0	0

Se forklaring under tabell 9.19.

Tabellene viser resultatene fra kointegrasjonstesten av aksjekursene og lakseprisen for henholdsvis Lerøy og Marine Harvest. Vi ser at resultatene er noe uklare. Ukentlige observasjoner for Lerøy gir eksempelvis integrasjon av orden én, mens flere av analysene gir rank = 0 og ingen kointegrasjon. Vår oppfatning er at det er best at vi fortsetter analysen med OLS- regresjoner, men at vi bruker endringsformer som jf. tabell 9.18 er stasjonære.

9.5.3 Estimerte resultater for Marine Harvest

Datsett med ukentlige observasjoner

Tabell 9.21 - Regresjon av endring i aksjekurs (MHG) mot endring i spotpris og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	0,0004	0,9671	0,08919	Durbin-Watson	1,907
Std error	0,0042	0,1879	0,11832	White's	16,97***
Test stat	0,09	5,15	0,75	Ljung-Box	40,06
P-value	0,93	0,00	0,45	Sktest	32,56***
R-square	0,1656				

Se forklaringer under tabell 9.6.

Her ser vi at OSEAX har signifikant koeffisient på ett-prosents nivå, mens koeffisienten til lakseprisen ikke er signifikant på relevante konfidensintervaller. For residualdiagnostikken har vi indikasjoner på heteroskedastisitet, som justeres med *robust*-kommandoen. Vi ser også at residualleddets fordeling er signifikant forskjellig fra normalfordelingen. Koeffisienten til spotprisen er lik cirka 0,09.

Datsett med månedlige observasjoner

Tabell 9.22 - Regresjon av endring i aksjekurs (MHG) mot endring i spotpris og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	-0,0017	1,3848	0,7667	Durbin-Watson	2,052
Std error	0,0178	0,2193	0,2513	White's	6,78
Test stat	-0,10	6,32	3,05	Ljung-Box	39,76
P-value	0,92	0,00	0,00	Sktest	9,94***
R-square	0,4047				

Se forklaringer under tabell 9.6.

I tabell 9.22 presenterer vi i utgangspunktet en lik regresjon som i tabell 9.21. Forskjellen er at her har vi benyttet et datsett med månedlige heller enn ukentlige observasjoner. Her har begge de uavhengige variablene koeffisienter som er signifikante på ett-prosents nivå. For spotprisen er koeffisienten her lik cirka 0,77. Igjen er residualleddet ikke normalfordelt.

9.5.4 Estimerte resultater for Lerøy Seafood Group

Datsett med ukentlige observasjoner

Tabell 9.23 - Regresjon av endring i aksjekurs (LSG) mot endring i spotpris og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	0,0022	0,5509	0,2217	Durbin-Watson	1,98499
Std error	0,0031	0,0852	0,0779	White's	1,04
Test stat	0,73	6,47	2,85	Ljung-Box	64,81***
P-value	0,463	0,00	0,005	Sktest	14,30***
R-square	0,1371				

Se forklaringer under tabell 9.6.

Til forskjell fra Marine Harvest ser vi av tabell 9.23 at spotprisen for laks er signifikant (på 1-prosentsnivå) for Lerøy Seafood Group når vi kjører regresjonen på datasettet med ukentlige observasjoner. For residualdiagnostikken har vi utfordringer med høyere ordens autokorrelasjon og ikke-normalitet.

Datsett med månedlige observasjoner

Tabell 9.24 - Regresjon av endring i aksjekurs (LSG) mot endring i spotpris og OSEAX

	α	β_1	β_2	Residualdiagnostikk	
Coeff	0,0090	0,7601	0,4071	Durbin-Watson	2,025
Std error	0,0165	0,2640	0,1726	White's	16,97***
Test stat	0,55	2,89	2,36	Ljung-Box	27,34
P-value	0,59	0,01	0,02	Sktest	6,82**
R-square	0,2681				

Se forklaringer under tabell 9.6.

Her får vi at begge koeffisientene er signifikant positive, med OSEAX og spotprisen henholdsvis signifikant på ett- og fem-prosents nivå. Heteroskedastisitet og ikke-normalitet er også her innslag i residualdiagnostikken. Heteroskedastisiteten i feilledet justeres med *robust*-kommandoen i STATA.

9.5.5 Oppsummering av våre funn for spotprisen

For datasettet med ukentlige data avslører analysen at endringen i den generelle aksjeindeksen, OSEAX, er signifikant positiv for endringene i kursene for begge selskapene.

Videre ser vi at endringene i lakseprisen bare er signifikant for Lerøy Seafood Group. Årsaken til det kan være, som vi har påpekt før, at det har vært en mer stabil utvikling i Lerøy, og at færre selskapsspesifikke hendelser har påvirket kursen i dette selskapet. Marine Harvest har gjennomgått en del uroligheter som ikke kan tilskrives lakseprisen som sådan.

I resultatene fra datasettet med månedsdata ser vi at koeffisientene er signifikante for begge selskapene, både for endring i aksjeindeks og endring i laksepris. Vi legger også merke til at forklaringskraften her er større enn for ukeseanalysen. På sikt har prisen på laks og utviklingen ellers i økonomien stor påvirkning. Dette er helt naturlig, og som forventet. På daglig- og ukentlig basis er det mer støy som påvirker kursene, mens det på lang sikt er drivkrefter som prisen på varen som produseres, og utviklingen i økonomien for øvrig som råder.

Koeffisientene som er signifikant forskjellig fra null for begge selskapene er større i forbindelse med Marine Harvest. Uten at vi går inn i en selskapsanalyse så kan dette ha sammenheng med at selskapet er mer «gearet» og har høyere andel gjeld enn Lerøy. Endringer i prisbildet for selskapets produkter vil i så måte gi større utslag for verdsettelsen av egenkapitalen enn for et selskap med lavere gearing.

10. Konklusjon og oppsummering

Målet med denne utredningen er å forstå hvordan prisdannelsen foregår for prisen på laks samt hvordan prisen på laks påvirker aksjekursene i Marine Harvest og Lerøy Seafood.

Den første delen av vår analyse inneholder en gjennomgang av spot- og futurespriser og egenskaper ved disse. Vi avdekker at det er klare sesongvariasjoner både for spotpris, basis og risikopremier. Vi har benyttet standard OLS-regresjon samt en feilleddkorreksjonsmodell (VECM) til å analysere prisdannelsen i futuresmarkedet spesifikt. Våre funn tyder på at forventningsretthypotesen ikke kan forkastes for kontraktene med forfall om én og tre måneder, henholdsvis F1 og F3. Disse gir forventningsrette estimater for fremtidig spotpris i vår analyse. Kontrakten med seks måneder til forfall, F6, gir motsatt resultat. Vår tolkning er at oppdretterne har kompensert motparten for å kvitte seg med risiko på kontraktene hvis forfall til levering er tilstrekkelig langt borte. Potensielle investorer ser ut til å kunne høste en premie over tid på denne kontrakten. En lignende situasjon ser vi blant annet i kraftmarkedet, se Mork (2006). Det kan imidlertid tenkes at det eksisterer risikopremier på alle kontrakter og at denne øker med lengden, men at den ikke er signifikant for F1 og F3 pga. størrelsen på premien samt antall observasjoner. En studie med flere observasjoner og flere kontraktslengder kan være hjelpelig med å forkaste eller beholde en slik hypotese.

Videre viser vår analyse av prisdannelsen at det er futuresprisen som leder spotprisen. Det betyr at det er futuresprisen ved Fish Pool som reagerer først på endringer og ny informasjon. En svakhet med vår analyse er at den ikke tar hensyn til ulike subperioder i datasettet. Vi har antydnet at markedet er i en modningsfase, og det hadde da vært interessant å teste forventningsretthypotesen i ulike subperioder, spesielt siden vi vet at handelen ved Fish Pool har økt mye siden 2006. Berg (2010) antyder i sin studie av Nord Pool at situasjonen der er relativt lik, og at dynamikken i markedet endres når likviditeten øker og markedet modnes.

Når det gjelder spørsmålet om hvor viktig prisen på laks er i markedets verdsettelse av Marine Harvest og Lerøy Seafood Group, viser våre analyser interessante resultater. For relasjonen mellom spotpris og aksjekurs, finner vi at for Lerøy så medfører en endring i

spotprisen på laks på én prosent, en endring i aksjekursen lik 0,41 prosent. For Marine Harvest vil en slik endring være lik 0,77 prosent. Merk at vi får signifikant forskjellige resultater i våre analyser alt etter om vi analyserer et datasett med ukentlige observasjoner eller et datasett med månedlige observasjoner.

Videre har vi sett på sammenhengen mellom aksjekursene og prisene for et utvalg av futures, med én, tre og seks måneder til forfall. Basert på ukentlige observasjoner finner vi at de to aksjene blir relativt likt påvirket av endringer i futuresprisene, men dette endrer seg noe om man heller ser på et datasett med månedlige observasjoner for samme tidsperiode. Lerøy-aksjen påvirkes da med henholdsvis 0,84 prosent, 1,01 prosent og 1,24 prosent om futuresprisen med én, tre eller seks måneder til forfall endres én prosent. Marine Harvest blir påvirket av en tilsvarende endring med henholdsvis 0,80, 0,74 og 1 prosent.

Resultatene viser at aksjekursene klart påvirkes av spot- og futuresprisene. Interessant nok ser vi at for Lerøy-aksjen øker aksjekursens sensitivitet for endringer i lakseprisen jo lengre ut på futureskurven vi kommer. Gitt en endring i spotprisen eller en av de tre futureskontraktene med én prosent, så er det futureskontrakten med seks måneder til forfall som har høyest påvirkning på aksjekursen, mens spotprisen påvirker minst. For Marine Harvest holder ikke dette forholdet fullt ut, men man likevel ser et mønster som ligner noe på resultatene for Lerøy.

Våre resultater viser tydelig at spotprisen og futuresprisene har en påvirkning på de to aksjenes markedspriser. På spørsmålet om «hvor viktige» disse lakseprisene er, er vår konklusjon at de er viktige, men ikke enerådende når det kommer til verdsettelsen. Det er det mange årsaker til. Uten å nevne en uttømmende oversikt så vil aspekter som markedsforhold, effektivitet, organisering, finansiering og organisering også bidra til å påvirke aksjekursene alt etter hvordan investorene vurderer disse forholdene.

Forslag til videre arbeid

Utredningen gir svar på flere av våre spørsmål, men herifra finnes det flere veier å gå videre. Våre forslag til videre arbeid baserer seg delvis på ren utvidelse og delvis på videreutvikling og nye forslag. En naturlig utviding av denne utredningen er å inkludere flere kontraktslengder i analysen av prisdannelsen. Det kan gi bedre dybdeforståelse av

prisdannelsen og risikopremiene, og man kan med større sikkerhet si noe om de bare er signifikante for lange kontrakter eller om de eksisterer for alle kontraktene. Her er det heldig at man med tiden får flere observasjoner. I prisdynamikken er det videre rom for å ta inn eksempelvis etterspørselsmønster og biologiske forutsetninger. En analyse av opsjonshandelen ved Fish Pool er også et område hvor det finnes lite eller ingen forskning.

En oppgave i grensesnittet mellom aksjemarked og råvaremarked, slik som vår oppgave, kan utvides ved for eksempel å ta inn flere selskaper/aksjer, eller ta hensyn til flere futureskontrakter i analysen. Alternativt kan man prøve å forklare en større andel av aksjekursens bevegelser ved å legge til andre variabler som kan forklare aksjekursen utover de vi har sett på. Til slutt finnes det definitivt rom for å se på Fish Pool som en arena for en investor, eksempelvis ved å analysere aktuelle investeringsstrategier.

Litteraturliste

Albrigtsen, B. (2007): *Effekten av endringer i lakseprisen på aksjekursen til noen utvalgte lakseselskaper på Oslo Børs*. Masterutredning ved Universitetet i Tromsø.

<<http://munin.uit.no/bitstream/handle/10037/1004/Masteroppgave.pdf?sequence=1>> (16.3.2012)

Alnæs A.B og M.R. Skagen (2009): *Risikostyring i laksemarkedet – en studie av Fish Pools derivater*. Masterutredning ved Norges Handelshøyskole.

<http://brage.bibsys.no/nhh/bitstream/URN:NBN:no-bibsys_brage_23715/1/Alnas%20og%20Skagen%202009.pdf> (9.2.2012)

Aristoteles (1981): *Politics*, 2nd ed. Penguin Books Ltd, Middlesex, England.

Benhamou, E (2012): Basis Risk.

<<http://www.ericbenhamou.net/documents/Encyclo/Basis%20risk.pdf>> (3.2.2012)

Bodie, Z. et al. (2008): *Investments (International edition)*. 7th ed. McGraw-Hill, NY.

Brennan, M. J. (1958): *The supply of storage*. (I: American Economic Review, nr. 48, s. 50-72)

<<http://www.jstor.org/stable/1812340>> (2.3.2012)

Brockman, P. og Y. Tse (1995): *Information Shares in Canadian Agricultural Cash and Futures Markets*. (I: Applied Economics Letters, nr. 2, s. 335-338)

<<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/758518983>>

Brooks, C. (2002): *Introductory Econometrics for Finance*. 1st ed. Cambridge University Press, Cambridge, England.

Brorsen, B. W. og N. Fofana (2001): Success and Failue of Agricultural Futures Contracts. (I: Journal of Agribusiness, volum 19, s. 129-145)

<<http://www.jab.uga.edu/Library/f01-03.pdf>> (18.2.2012)

Cheung, Y. W. og K. S. Lai (1993): *Finite Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration*. (I: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, nr. 55, s. 313-328)

<<http://www.calstatela.edu/faculty/klai/KLPaper/OBES93Au.pdf>> (18.4.2012)

Clarida, R. H. og M. P. Taylor (1997): *The Term Structure Of Forward Exchange Premiums And The Forecastability Of Spot Exchange Rates: Correcting The Errors*. (I: The Review of Economics and Statistics, vol. 79(3), s. 353-361)

<<http://www.jstor.org/stable/2951380>> (5.5.2012)

Cochrane, D. og G.H. Orcutt (1949): *Application of least squares regression to relationships containing autocorrelated error terms*. (I: Journal of the American Statistical Association, nr. 44, s. 32-61)

<<http://www.jstor.org/stable/2280349>> (20.3.2012)

Damodaran, A. (2002): *Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset*, 2nd ed. John Wiley, New York, USA.

Dickey, D.A og W.A. Fuller (1979): *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*. (I: Journal of the American Statistical Association, nr. 74, s. 427-431)
<<http://www.jstor.org/stable/2286348>> (10.3.2012)

Durbin, J. og G.S. Watson (1951): *Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression* II. (I: Biometrika, nr. 38, s. 159–179)
<<http://www.jstor.org/stable/2332325>> (4.5.2012)

Dusak, K. (1973): *Futures trading and investor returns: An investigation of commodity market risk premiums*. (I: Journal of Political Economy, nr. 81, s. 1387-1406)
<<http://www.jstor.org/stable/1830746>> (5.5.2012)

Engle, R. F. og C. W. J. Granger (1987): *Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing*. (I: Econometrica, nr. 55 (2), s. 251-276)
< <http://www.jstor.org/stable/1913236>> (20.4.2012)

EWOS Forum (2011): *Gjør alle til lags*.
<<http://www.ewos.com/portal/wps/wcm/connect/EwosNorway/no/frontpage/forum/>>. (10. februar 2012)

Fama, E. F. og K.R French (1987): *Commodity futures prices: some evidence on forecast power, premiums and the theory of storage*. (I: Journal of Business, nr. 60, s. 55-73)
<<http://www.jstor.org/stable/2352947>> (22.2.2012)

Fama, E. F. og K.R. French (2004): *The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence*. (I: The Journal of Economic Perspectives, Vol.18, Nr. 3, s. 25-46)
<<http://www-personal.umich.edu/~kathrynd/JEP.FamaandFrench.pdf>> (13.2.2012)

Fish Pool (2012a): *Corporate Information*.
<<http://fishpool.eu/default.aspx?pagelid=4>> (9.2.2012)

Fish Pool (2012b): *Finansielle laksekontrakter*. Presentasjon.
<<http://www.fishpool.eu/fpbackoffice/presentasjon.aspx?id=4>>

Fish Pool ASA (2012c): *Appendix 1 to Fish Pool Rulebook*.
<<http://fishpool.eu/docs/App1ProdSpec.pdf>> (20.3.2012)

Fish Pool ASA (2012d): *Fish Pool Forward Prices*. Database.
<<http://fishpool.eu/iframe.aspx?iframe=forwardone.asp&pagelid=45>> (4.3.2012)

Fuller, W.A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*. 1st ed. John Wiley, New York, USA.

Får bli størst i verden. Dagens Næringsliv 5.5.2006. (10.4.2012)

Garcia, P et al. (2011): *Futures Market Failure*. Fra NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management, St. Louis, Missouri, USA.

<http://agecon.ucdavis.edu/people/faculty/aaron-smith/docs/2011_Futures-Market-Failure_10-05-11.pdf> (17.3.2012)

Gonzalo, J. (1994): *Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships*. (I: Journal of Econometrics, nr. 60, s. 203-233)

<<http://www.eco.uc3m.es/~jgonzalo/teaching/PhDTimeSeries/gonzalojec94.pdf>> (12.2.2012)

Gordon, M. J. (1959): *Dividends, Earnings and Stock Prices*. (I: The Review of Economics and Statistics, Vol.41, Nr.2, s.99-105)

Gorton, G. og K.G. Rouwenhorst (2006): *Facts and Fantasies about Commodity Futures*. (I: Financial Analysts Journal, nr. 62, s. 47- 68)

<<http://fic.wharton.upenn.edu/fic/papers/06/0607.pdf>> (10.4.2012)

Granger, C.W.J. (1986): *Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables*. (I: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, nr. 48, s. 213-228)

<<http://homepage.ntu.edu.tw/~kslin/macro2009/Granger%201986.pdf>> (20.4.2012)

Hansen, L. P. og R. J. Hodrick (1980): *Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis*. (I: Journal of Political Economy, nr. 88, s. 829-853)

<<http://www0.gsb.columbia.edu/faculty/rhodrick/forwardexchange.pdf>> (10.4.2012)

Harri, A og Brorsen, B. W. (2009): *The Overlapping Data Problem*. (I: Quantitative and Qualitative Analysis in Social Sciences, Vol. 3, nr. 3, s. 78-115)

<http://www.qass.org.uk/2009/Vol_3/paper4.pdf> (10.4.2012)

Hicks, J. (1939): *Value and Capital*. Oxford University Press, Cambridge, England.

Hill, R. C. et al. (2011): *Principles of Econometrics*. 4th ed. John Wiley & Sons, New York, USA.

Hull, J. (2011). *Options, Futures, and other derivatives*. 8th ed. Pearson Education Limited, Essex, England.

Island, M. (2009): *Strategisk analyse og verdivurdering av Marine Harvest*. Masterutredning ved Norges Handelshøyskole.

<http://brage.bibsys.no/nhh/bitstream/URN:NBN:no-bibsys_brage_23934/1/Island%202009.pdf> (10.4.2012)

Jarque, C. M. og A. K. Bera (1981): *Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals: Monte Carlo evidence*. (I: I Economic Letters, nr. 7 (4), s. 313-318)

<<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165176581900355>> (20.2.2012)

Jensen, G.R. et al. (2000): *Efficient Use of Commodity Futures in Diversified Portfolios*. (I: Journal of Futures Markets, nr. 20, s. 489-506)
<[http://onlinelibrary.wiley.com/journal/10.1002/\(ISSN\)1096-9934](http://onlinelibrary.wiley.com/journal/10.1002/(ISSN)1096-9934)> (20.4.2012)

Jeyaseelan, C. D. (2010): *Analyse av Futureskontrakter for Laks på Fish Pool*. Masterutredning ved Universitetet for miljø- og biovitenskap.
<http://brage.bibsys.no/umb/bitstream/URN:NBN:no-bibsys_brage_14220/1/Charles%20D.J%20Masteroppgave.pdf> (10.2.2012)

Johansen, S. (1988): *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. (I: Journal of Economic Dynamics and Control, nr. 12, s. 231-254)
<<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165188988900413>> (24.4.2012)

Kaldor, N. (1939): *Speculation and Economic Stability*. (I: The Review of Economic Studies, nr. 7, s. 1-27)

Keynes, J. (1930): *Treatise on Money* (Volume 2). Macmillan, London, England.

Kolb, R.W og J.A Overdahl (2009): *Financial Derivatives*. 1st ed. John Wiley & Sons Inc, Hoboken, New Jersey.

Kontali Analyse (2011). *Monthly Salmon Report 5/2011*.

Kontali Analyse (2012a). *Monthly Salmon Report 2/2012*.

Kontali Analyse (2012b). *Om oss*.
<http://www.kontali.no/?div_id=2&pag_id=2> (3.5.2012)

Kontali Analyse (2012c): *Benchmarking*
<http://www.kontali.no/?div_id=132&pag_id=134>

Lee, T. og Y. Tse (1996): *Cointegration Tests with Conditional Heteroskedasticity*. (I: Journal of Econometrics, nr. 73, s. 401-410)
<<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407695017453>> (10.3.2012)

Lerøy Seafood Group (2011): *Årsrapport 2010*.
<<http://www.leroy.no/Documents/Aasrappporter/Ler%c3%b8y-2010-NO%20web.pdf>>
(5.4.2012)

Lerøy Seafood Group (2012a): *Foreløpige finansielle tall 2011, kvartalspresentasjon Q4*.
<<http://www.leroy.no/Documents/Rapporter/Kvartalspresentasjoner/2011/Q4%202011%20Report.pdf>> (1.3.2012)

Lerøy Seafood Group (2012b): *Årsrapport 2011*.
<http://www.leroy.no/Documents/Aasrappporter/%c3%85rsrapport-Ler%c3%b8y-2011_norsk_web.pdf> (5.4.2012)

Lucia, J. J. og H. Torro (2008): *Short-term Electricity Futures Prices: Evidence on the Time-Varying Risk Premium*. Working Papers, Serie EC 2008-08, Instituto Valenciano de Investigaciones Economicas, Valencia, Spania.

<<http://www.ivie.es/downloads/docs/wpasec/wpasec-2008-08.pdf>> (2.2.2012)

Lundring, R. A (2010): *Prising av futureskontrakter - Fish Pool ASAs laksederivater*. Masterutredning ved Handelshøyskolen i Bodø.

<<http://brage.bibsys.no/hibo/browse?type=author&value=Lundring%2C+Rune+A.>> (5.2.2012)

Marine Harvest (2010a): *Salmon Farming Industry Handbook 2010*.

<<http://www.marineharvest.com/PageFiles/1296/Handbook%202010.pdf>>

Marine Harvest (2010b): *Marine Harvest Worldwide*.

<<http://marineharvest.com/en/About-Marine-Harvest/About-Marine-Harvest1/>> (28.3.2012)

Marine Harvest (2011a): *Biological drivers to succeed*. Presentasjon, s. 26.

<<http://hugin.info/209/R/1522721/458927.pdf>>. (1.mars 2012)

Marine Harvest (2011b): *2010 Annual Report*.

<<http://hugin.info/209/R/1507169/442027.pdf>> (20.3.2012)

Marine Harvest (2012): *Q4/2011*. Kvartalspresentasjon.

<<http://hugin.info/209/R/1583507/495121.pdf>> (2.4.2012)

Mattos, F. og P. Garcia (2004): *Price Discovery in Thinly Traded Markets: Cash and Futures Relationships in Brazilian Agricultural Futures Markets*. Fra NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management.

<<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/19019/1/cp04ma02.pdf>> (10.3.2012)

Mercabarna (2012): *What is Mercabarna?*

<http://www.mercabarna.es/presentacio/en_index.html> (4.4.2012)

Ng, V. K. og S. C. Pirrong (1994): *Fundamentals and Volatility: Storage, Spreads and the Dynamics of Metals Prices*. (I: Journal of Business, nr. 67, s. 203-230)

<<http://www.jstor.org/stable/2353103>> (10.3.2012)

Norges sjømatråd (2012a): *Årstallpresentasjon 2011*. Presentasjon, s.18.

<<http://www.seafood.no/Nyheter-og-media/Nyhetsarkiv/Pressemeldinger/Svak-nedgang-i-sjoemateksporten-i-2011>>. (18.1.2012)

Norges sjømatråd (2012b): *Sjømatrådet Innsikt*, database. Eksport av oppdrettsfisk fordelt på mottakerregion.

<<http://www.seafood.no/Markedsinformasjon/Statistikk>>. (25.2.2012)

Norges sjømatråd (2012c): *Sjømatrådet Innsikt*, database. Eksport av oppdrettsfisk fordelt på enkeltland.

<<http://www.seafood.no/Markedsinformasjon/Statistikk>>. (12.3.2012)

Norges sjømatråd (2012d): *Sjømatrådet Innsikt*, database. Eksport av oppdrettsfisk fordelt på art.

<<http://www.seafood.no/Markedsinformasjon/Statistikk>>. (25.2.2012)

NOS Clearing (2007): *History*.

<<http://www.nosclearing.com/history/category407.html>> (20.3.2012)

NOS Clearing (2012): *Salmon Report Week 23/2012*.

<<http://nosprices.nos.no/rapport/rapport.pdf>> (11.6.2012)

Oslo Børs (2010): *Børsens historie*. <<http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-oss/Boersens-historie>> (15.3.2012)

Oslo Børs (2012a): *Listing Changes 1996-2012*. <<http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Statistikk/Listeendringer>> (5.4.2012)

Oslo Børs (2012b): *Nøkkeltall aksjer 2011*. <<http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Statistikk/AArsstatistikk>> (10.4.2012)

Oslo Børs (2012c): *Nøkkeltall aksjer 2006*. <<http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Statistikk/AArsstatistikk>> (10.4.2012)

Phillips, P.C.B og P. Perron (1988): *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*. (I: *Biometrika*, nr. 75, 335-346)

<<http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/718/PhillipsPerron1988.pdf>> (15.3.2012)

Pindyck, R. S. (2001): *The Dynamics of Commodity Spot and Futures Markets: A Primer*. (I: *Energy Journal* 22, nr. 3, s. 1-29)

<http://web.mit.edu/ceepr/www/publications/reprints/Reprint_155_WC.pdf> (14.3.2012)

Schwarz, G. E. (1978): *Estimating the dimension of a model*. (I: *Annals of Statistics*, nr. 6 (2), s. 461-464)

<http://projecteuclid.org/DPubS/Repository/1.0/Disseminate?view=body&id=pdf_1&handle=euclid.aos/1176344136> (10.5.2012)

Sjøli, A. H. (2010): *The Price Discovery Properties of Clean Tanker Freight Futures - Unbiasedness, Causality and Forecasting*. Masterutredning ved Norges Handelshøyskole.

<http://brage.bibsys.no/nhh/bitstream/URN:NBN:no-bibsys_brage_23866/1/Sjoli%202010.PDF> (13.3.2012)

Skrekkuke i laks. Dagens Næringsliv 8.10.2011.

Statistisk Sentralbyrå (2011) : Mer laks til lavere pris.

<www.ssb.no/fiskeoppdrett> (16.5.2012)

Statistisk Sentralbyrå (2012): *Eksport av fersk og frosen oppalen laks*. Database.

<http://statbank.ssb.no/statistikkbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&tilside=selecttable/hovedtabellHjem.asp&KortnavnWeb=laks> (27.3.2012)

Styrt avvikling for FishEx. Hegnar.no (22.8.2008).

<<http://www.hegnar.no/bors/article307467.ece>> (15.5.2012)

Telser, L. G. 1958: *Futures Trading and the Storage of Cotton and Wheat*. (I: Journal of Political Economy, nr. 66, s. 233-255)

<<http://www.jstor.org/stable/1833216>> (22.2.2012)

Thomas, S. and K. Karande (2002): *Price Discovery across Multiple Spot and Futures Markets*. Rapport fra Capital Market Conference 2002. (I: UTI Institute of Capital Market, s. 1-26)

<<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.28.5475&rep=rep1&type=pdf>> (20.3.2012)

Ubøe, J og K. Jørgensen (2006): *Statistikk for økonomifag*. 2. utgave. Gyldendal Norsk Forlag, Oslo.

White, H. (1980): *A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity*. (I: Econometrica, nr. 48 (4), s. 817–838)

<<http://www.jstor.org/stable/1912934>> (5.5.2012)

Wooldridge, J. M. (2009): *Introductory Econometrics*. 4th ed. South-Western Cengage Learning.

Working, H. (1948): *Theory of the inverse carrying charge in futures markets*. (I: Journal of Farm Economics, nr. 30, s. 1-28)

<<http://www.scribd.com/doc/31415649/Theory-of-the-Inverse-Carrying-Charge-Working>> (21.3.2012)

Yahoo Finance (2012a): *Historical Prices*. Marine Harvest ASA, 1.10.2004 – 2.3.2012.

<<http://finance.yahoo.com/q/hp?s=MHG.OL+Historical+Prices>> (20.2.2012)

Yahoo Finance (2012b): *Historical Prices*. Lerøy Seafood Group ASA, 1.10.2004 – 2.3.2012.

<<http://finance.yahoo.com/q/hp?s=LSG.OL+Historical+Prices>> (20.2.2012)

Yahoo Finance (2012c): *Historical Prices*. OSEAX, 1.10.2004 – 2.3.2012.

<<http://finance.yahoo.com/q/hp?s=LSG.OL+Historical+Prices>> (20.2.2012)

Øglend, A. (2010): *An Analysis of Commodity Price Dynamics with Focus on the Price of Salmon*. PhD-utredning ved Universitetet i Stavanger.

<http://brage.bibsys.no/uis/bitstream/URN:NBN:no-bibsys_brage_13339/1/Ph.D%20c%98glend%2c%20Atle.pdf> (9.2.2012)