

**SNF-rapport nr. 09/06**

**PRISEN PÅ LAKS OG DEN  
KOMMENDE TVISTESAKEN  
MELLOM NORGE OG EU I WTO**

av

**Torbjørn Lorentzen**

**SNF-prosjektene nr. 5700 og 5490  
Handelsbarrierer og verdiskapning - Økonomiske  
konsekvenser av internasjonale handelsbarrierer  
En analyse av laksenæringen  
Prosjektene er finansiert av Norges forskningsråd**

**SAMFUNNS- OG NÆRINGSLIVSFORSKNING AS  
BERGEN, MARS 2006**

© Dette eksemplar er fremstilt etter avtale  
med KOPINOR, Stenorgate 1, 0050 Oslo.  
Ytterligere eksemplarfremstilling uten avtale  
og i strid med åndsverkloven er straffbart  
og kan medføre erstatningsansvar.

ISBN 82-491-0431-5 Trykt versjon  
ISBN 82-491-0432-3 Elektronisk versjon  
ISSN 0803-4036

# Innhold

<b>1</b>	<b>Innledning og bakgrunn</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Hypoteser om mekanismene bak prisdannelsen</b>	<b>3</b>
2.1	Dumping hypotesen . . . . .	3
2.2	Innovasjons- og produktivitetshypotesen . . . . .	4
2.3	Markedshypotesen . . . . .	5
2.4	Hypotesen om ustabilitet i markedet . . . . .	6
2.5	Næringspolitikk . . . . .	6
<b>3</b>	<b>Oversikt over de største tilbyderne i EU</b>	<b>7</b>
<b>4</b>	<b>Regresjonsmodell</b>	<b>13</b>
4.1	Statistiske resultater . . . . .	14
4.1.1	Evaluering av modell . . . . .	14
4.2	Sensitivitetsanalyse - prediksjon av fremtidig pris . . . . .	18
4.3	Skottland og Irlands effekt på prisen . . . . .	20
<b>5</b>	<b>Datagenerende prosesser og kausalitet</b>	<b>21</b>
5.1	DS og TS prosesser og teknologisk utvikling . . . . .	22
5.2	Påvirker produksjonskostnadene prisen? . . . . .	23
5.2.1	Granger kausalitet . . . . .	24
5.2.2	Måling av sammenhengen kostnad og pris . . . . .	26
5.2.3	Sammenhengen pris og avkastning . . . . .	29
<b>6</b>	<b>Konklusjon</b>	<b>33</b>
	<b>Referanser</b>	<b>37</b>
<b>A</b>	<b>Handelstiltak mot norsk oppdrettsnæring 1989-2006</b>	<b>38</b>



# 1 Innledning og bakgrunn

Rapporten er en statistisk analyse av prisdannelsen på oppdrettslaks i EU-markedet. Bakgrunnen for undersøkelsen er de gjentatte handelskonfliktene mellom norsk oppdrettsnæring og EU i perioden 1989-2006. Laksemarkedet i EU har ekspandert kraftig i løpet av de siste 15 årene. Den viktigste årsaken er kraftig vekst i produksjonen samtidig som prisen på laks er halvert i løpet av de siste 10 årene. Problemet er at økt tilbud av laks fra Norge truer lønnsomheten til EUs egen oppdrettsnæring. I løpet av 2006 vedtok EU nok en gang et femårig minsteprisregime for import av norsk laks. Oppdrettsnæringen i Norge og norske myndigheter aksepterer ikke sanksjonene og konflikten blir bragt inn for WTO. Regjeringen Stoltenberg offentliggjorde denne beslutningen i februar 2006. Foreliggende rapport inneholder en rekke analyser og resonnementer som er aktuell for saken.

I og med at norsk oppdrettsnæring er blitt anklaget og straffet for prisdumping og for å ha mottatt konkurransevridende subsidier, er vel svaret gitt hva som er årsaken bak utviklingen. Skotsk og irsk oppdrettsnæring og EU-kommisjonen synes ikke å være i tvil om årsak-virkningsforholdet. Selv om den voksende oppdrettsnæringen i Norge sannsynligvis har betydning for prisnivået, skal det ikke utelukkes at det er samspillet mellom en rekke faktorer som bestemmer prisen, og at tilfeller av dumping spiller en marginal rolle for dynamikken i markedet.

Dumping av laks er vurdert som årsaken til prisfall og ustabilitet i EU-markedet. En gjennomgang av siste beslutning fra 21. januar 2006 om å innføre minstepris på import av norsk laks viser dette (se Council of the European Union, No 85, 17. januar 2006). EU-kommisjonens oppfattelse av hvordan markedet fungerer, og ikke minst valg av virkemiddel til å stabilisere prisen, går langt på vei ut på at dumping er årsaken. Men er EU-kommisjonen så sikker på at det bare er dumping som "driver" fram prisfall og ustabilitet? Inntrykket er at EU-kommisjonen kan ha gjort et ufullstendig og for snevert arbeid når det gjelder å analysere dynamikken i markedet. Dette er inntrykket når man leser dokumentet Council of the European Union, No 85, 17. januar 2006. Hvis det viser seg at det også er andre faktorer som forklarer utviklingen i markedet, vil det ikke bare ha konsekvenser for oppfattelsen av hvem som er syndebukk, men det vil ikke minst ha betydning for valg av virkemiddel når målet er å stabilisere et marked. EU-kommisjonens ensidige forkusering på dumping som årsaksfaktor kan derfor føre galt av sted hvis dumpinghypotesen ligge nærmest dogmatisk til grunn for valg av virkemid-

del. En viktig betingelse som må være oppfylt for at stabiliseringspolitikken skal lykkes, er at den tar utgangspunkt i årsakene til prisvariasjonen. Hensikten med rapporten er å analysere alternative hypoteser som kan forklare prisdannelsen på oppdrettslaks i EU-markedet.

Rapporten har følgende struktur: Andre del presenterer fire arbeidshypoteser som forklarer prisutviklingen på laks i EU-markedet. Det er som sagt prissettingen på norsk laks som blir analysert. Tredje del beskriver de største tilbyderne av laks. En god del deskriptiv statistikk er inkludert i andre og tredje del. I fjerde del gjennomføres en statistisk analyse av sammenhengen mellom pris og tilbud av laks fra de største produsentlandene. I femte del analyseres hvilke datagenerende prosesser som kan ligge bak bl.a. pris-, produktivitets- og kostnadsutviklingen. Her analyseres blant annet sammenhengen mellom produktivitetsutviklingen og prisnivået, og sammenhengen mellom prisnivå og kapitalavkastning i næringen. Del seks sammenfatter analysen.

## 2 Hypoteser om mekanismene bak prisdannelsen

Figur 1 viser hvordan gjennomsnittlig importpris (2005-verdi) på henholdsvis (1) fersk og fryst rund laks og (2) alle produkter av laks har utviklet seg i perioden 1991 til 2004. Enhetsprisen gjelder kun for import av norsk laks til EU.

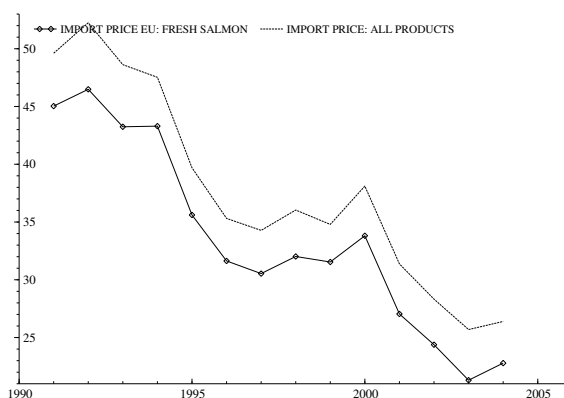


Figure 1: Importpris på norsk laks til EU  
Kilde: Eksportutvalget for fisk (EFF)

Figur 1 viser at prisene varierer rundt en negativ trend. Begrepet ‘alle produkter’ inkluderer bl.a. fersk og fryst rund (sløyd) laks, røyket laks, filet og laks i biter. I og med at fersk og fryst laks utgjør 80% av eksportverdien til EU, er det stor samvariasjon mellom disse enhetsprisene. Figuren viser at det ikke nødvendigvis er snakk om plutselige negative skift i prisen, men heller en nedadgående trend som kanskje har et visst syklisk mønster. Hvorfor har prisen på laks falt i EU-markedet? Er det utelukkende snakk om dumping? Kan dumping utløse svingningene i prisen, eller er det skift i etterspørselen som skaper endringene? I det følgende blir det formulert forklaringshypoteser om prisutviklingen.

### 2.1 Dumping hypotesen

Norsk oppdrettsnæring har siden slutten av 80-tallet hatt gjentatte handelskonflikter med EU. Alle konfliktene er initiert av et fåtall skotske og irske

oppdrettere, og argumentet har alltid vært at norsk oppdrettsnæring har dumpet laks. Tidlig på 90-tallet ble det også argumentert med at næringen var subsidiert. Effektene av dumping og ekstrem “cut throat” konkurranse er at markedsprisen blir så lav at lønnsomheten til oppdretterne i EU blir truet (se Council of the European Union 2006). Følgende del presenterer fire hypoteser eller mulige forklaringer på hvorfor det er fallende priser på oppdrettet laks, og at markedet periodevis kan være ustabil.

## 2.2 Innovasjons- og produktivitetshypotesen

En alternativ forklaringshypotese til dumping er at markedsprisen blir lavere fordi norsk oppdrettsnæring blir stadig mer produktiv. Figur 2 viser hvordan de reelle, gjennomsnittlige produksjonskostnadene har utviklet seg over tid i norsk oppdrettsnæring. For å vise den sterke sammenhengen mellom disse banene, inkluderer figuren også eksportpris på fersk laks til EU. Alle tall er regnet om til 2005-verdier ved bruk av konsumprisindeksen.

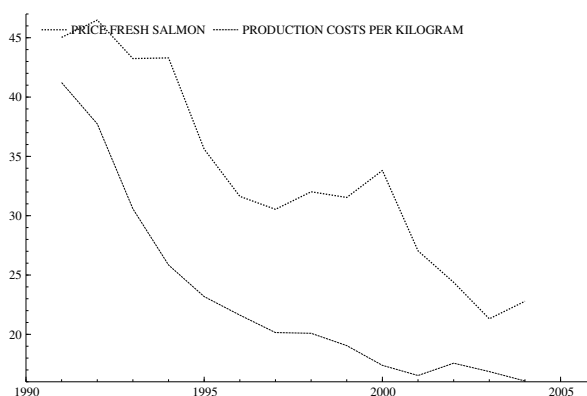


Figure 2: Produksjonskostnader og eksportpris på fersk laks til EU.

Kilde: Fiskeridirektoratet og Eksportutvalget for fisk (EFF).

Figur 2 viser at reduksjon i produksjonskostnadene er betydelig i denne perioden. I perioden fra 1991 til 2004 ble de gjennomsnittlige produksjonskostnadene (per kilo fisk) redusert med 7.2% per år.<sup>1</sup> Figuren viser at det

<sup>1</sup>Dette estimatet framkommer ved GLS estimering av funksjonen  $y_t = y_0 e^{\beta \cdot t}$ , hvor  $y_0$  er startverdien gitt  $t = 0$ . I dette tilfelle er  $\beta = -0.072$ .



er relativ stor differanse mellom pris og kostnader. Her skal vi huske på at prisen som er vist i figuren er prisen på eksport til EU-markedet, og kostnadsvariabelen viser produksjonskostnadene i oppdrettsanlegg, dvs. tallene inkluderer ikke slaktekostnader, transport fra oppdrettsanlegg til EU, lagring, forsikringskostnader etc.

Det vil være rart om ikke kombinasjonen mellom høy vekst i produksjon og stadig lavere produksjonskostnader per kilo fisk ikke skulle gi en dynamisk markedsløsning som over tid karakteriseres av fallende priser. Veksten i norsk oppdrettsnæring har de siste 10 årene vært ca. 18% per år (Lorentzen og Hannesson 2005). Produktivitsutviklingen skyldes flere forhold, bl.a. bedre fôr, bedre kvalitet på settefisk, bedre produksjonsanlegg, bedre vaksiner, bedre organisering, og ikke minst har sjøtemperaturen økt noe. Temperaturøkning stimulerer til bedre vekst og utnyttelse av fôret (Lorentzen og Hannesson 2006). Resultatet av den teknologiske utvikling er at de gjennomsnittlige produksjonskostnadene blir lavere over tid.

Det er ikke sikkert at alle oppdretterne i EU klarer å henge med i produktivitsutviklingen, og av den grunn opplever en nærmest vedvarende "blåmandag" med kraftig svekket konkurranseevnen vis a vis norsk oppdrettsnæring. Hvis disse aktørene ikke lykkes med å bedre konkurranseevnen, vil de bruke ressurser på lobbyvirksomhet som kan bidra til beskyttelse av hjemmemarkedet. Konfliktlinjene vi ser i dag mellom norsk og EUs oppdrettsnæring har sine paralleller til konfliktlinjene vi finner innen handel i jordbruksvarer. I korte trekk og forenklet går den ut på at land som har en jordbrukssektor som ikke hevder seg i den internasjonale konkurransen, vil forsøke å stenge ute tilbydere fra andre land som produserer samme vare til lavere kostnad. Vi vet hva det koster å produsere laks i Norge, men dessverre finnes det ingen offisiell statistikk i EU som viser hva det koster å produsere laks i Skottland og Irland. Innsamling av data om oppdrettsnæringen i EU mangler for flere land, og de har langt fra et velutviklede system som det Norge har. Danmark har nettopp startet med systematisk innsamling av data fra aquakulturnæringen. Vi må derfor konkludere med at det blir vanskelig å foreta en sammenlikning mellom norsk og utenlandsk industri når offentlig tilgjengelig data mangler.

### 2.3 Markedshypotesen

En tredje hypotese går ut på at andre aktører i laksemarkedet, f.eks. produsentland som Chile, Færøyene, USA, Canada og Kina er i stand til å påvirker

prisen. Generelt er det å forvente at når det aggregerte tilbudet øker, vil prisen presses ned – gitt at etterspørselen er stabil og at den ikke er uendelig elastisk.

## 2.4 Hypotesen om ustabilitet i markedet

En fjerde hypotese går ut på at variasjon i tilbudet fra tilbyderne av laks, spesielt fra de største tilbyderne, i kombinasjon med stadig økende produksjon og aggressiv markedsføring fra næringsmiddelindustrien som produserer substitutter til laks, fører til prisfall på laks. Matvarer som ikke er fryst har svært begrenset holdbarhet. Norge selger hovedsakelig fersk, ubearbeidet laks til EU. Det skal ikke utelukkes at selskaper som selger fisk på spotmarkedet og at fiskens holdbarhetsdato holder på å gå ut, kan komme i en situasjon hvor tapet kan bli større ved å trekke fisken tilbake fra markedet og destruere den sammenliknet med å selge den til en pris som ligger under markedspris (siste noterte pris). Denne situasjonen fører raskt til at aktører kan komme til å selge fisk til priser som er under produksjonskostnadene, og følgelig vil selskapene være sårbare for å bli rammet av dumpinganklager.

Et annet tilfelle er når prisfallet kommer like etter eller simultant med en økning i tilbudet av laks fra Norge. Da er det veldig lett å skylde på norsk oppdrettsnæring, selv om det kan vise seg å være andre årsaksfaktorer som ligger bak prisfallet – f.eks. økt tilbud fra andre oppdrettsnasjoner eller fra konkurrerende næringsmiddelindustri i EU. Det kan derfor være lett vint for EU og deler av skotsk og irsk oppdrettsnæring å henge bjella på norsk oppdrettsnæring når markedet for laks tidvis kommer i ubalanse og med ledsagende prisfall. Selv om ting skjer etter hverandre i tid, så følger det ikke nødvendigvis at det er et årsaks-virkningsforhold i dette. Ubalansen i markedet kan skyldes alle aktørene. I dag går man ut fra én syndebukk – og virkemidlene rettes derfor ensidig mot norsk oppdrettsnæring.

## 2.5 Næringspolitikk

Hvis det er slik at det er en rekke årsaker til ustabilitet, vil en overfokusering på dumping som årsak være feil – spesielt hvis intensjonen er å stabilisere markedet. Den næringspolitiske implikasjonen av at det kan være mange årsaker bak ustabilitet, er at alle aktører som opptrer i markeder må omfattes av eventuelle reguleringer. Hvis årsak-virkning til ubalanse og prisfall er

vanskelig å forklare, vil det kanskje være bedre å forsøke og la markedet få fungere under færre restriksjoner enn hva tilfelle er i dag.

Det er å forvente at det å drive næringspolitikk, f.eks. styre prisnivået i et marked, vil være problematisk hvis det ikke eksisterer en klar oppfattelse, dokumentert på fakta, hva som er den reelle årsaken til prisvariasjonen. Dette kravet må selvsagt også gjelde EU hvis de tar mål av seg å styre laksemarkedet. Det bør være en kurant sak å måle om dumping har funnet sted eller ikke. EU må kunne bevise at norsk oppdrettsnæring har dumpet laks og at det faktisk er denne markedsadferden som direkte leder til ustabilitet og lave priser i markedet. Det interessante er at EU mener å kunne påvise at dumping har funnet sted, og på grunnlag av dette har de satt i verk tiltak, dels for å straffe norsk oppdrettsnæring og dels i den hensikt å stabilisere markedet. Men problemet er fortsatt; hvis virkemidlene skal stabilisere markedet, må tiltakene være rettet mot årsakene til ustabiliteten og fallende priser. Spørsmålet er om EU har en riktig forståelse av dynamikken i markedet og oversikt over hva som er de viktigste determinantene bak prisutviklingen.

### 3 Oversikt over de største tilbyderne i EU

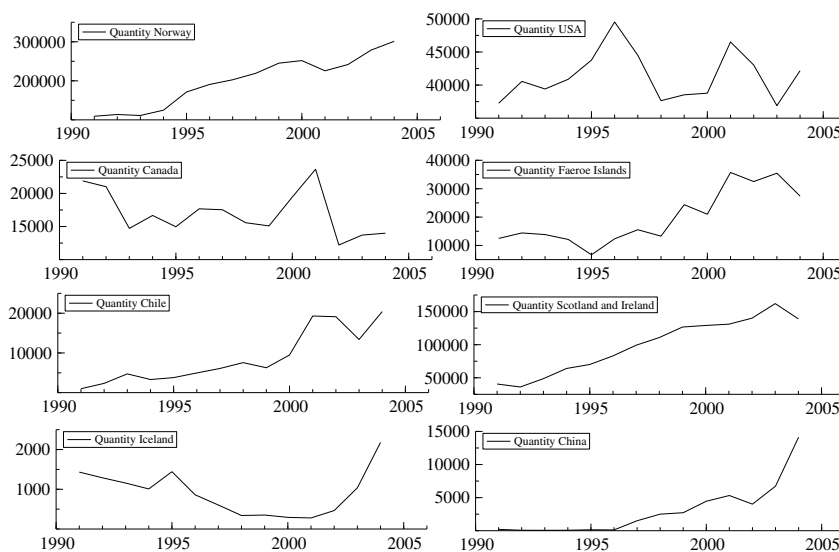
I det følgende skal vi analysere om prisen på norsk laks til EU blir påvirket av tilbudet fra de største tilbyderne av henholdsvis stillhavslaks (USA, Canada og Kina) og atlantisk laks (Skottland, Irland, Island og Færøyene). Tallene som er brukt i beregningene bygger på aggregerte verdier og kvanta som inkluderer alle produkter av laks som blir eksportert til EU15. EU15 omfatter de landene som var medlemmer før siste utvidelse i 2004. Tallene er samlet inn og bearbeidet av Eksportutvalget for fisk (EFF). Verdien av norsk import er deflatert med bruk av konsumprisindeksen.

Norsk oppdrettsnæring eksporterte laks og lakseprodukter til en verdi av 13.5 milliarder kroner i 2005. 10 av disse milliardene ble realisert i EU-markedet. Det er fersk, sløyd laks som er næringens den største eksportartikkel. EU importerte fersk, sløyd laks for over 8 milliarder kroner i 2005. En god del kjøpes av catering selskapene, røykeriene og andre fiskeindustribedrifter som bearbeider laks for salg til sluttforbrukerne.

Etterspørselen etter laks er avledet fra forbrukerens preferanser. Generelt er det henholdsvis pris på varen, pris på nære substitutter og forbrukerens inntektsnivå som bestemmer etterspørselen etter et produkt, og endringer i disse størrelsene vil også endre etterspørselen etter varen. Det er blitt gjen-

nomført en rekke analyser av etterspørselen etter laks. En sammenfatning av disse analysene finnes i for eksempel Asche, Bjørndal og Gordon 2005.

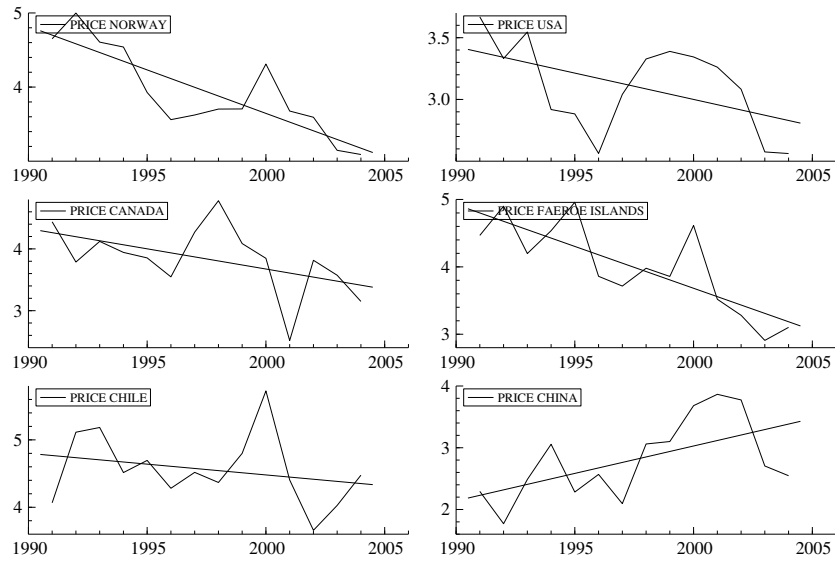
Figur 3 viser hvordan tilbudet av laks har utviklet seg i EU i periode 1991-2004. De viktigste tilbyderne er henholdsvis Norge, USA, Canada, Færøyene, Chile, Skottland, Irland, Kina og Island. Canada, USA og Kina tilbyr villfanget stillehavslaks, mens de øvrige landene tilbyr oppdrettet atlantisk laks.



Figur 3: Tilbudet av laks i EU fordelt på produsentland.

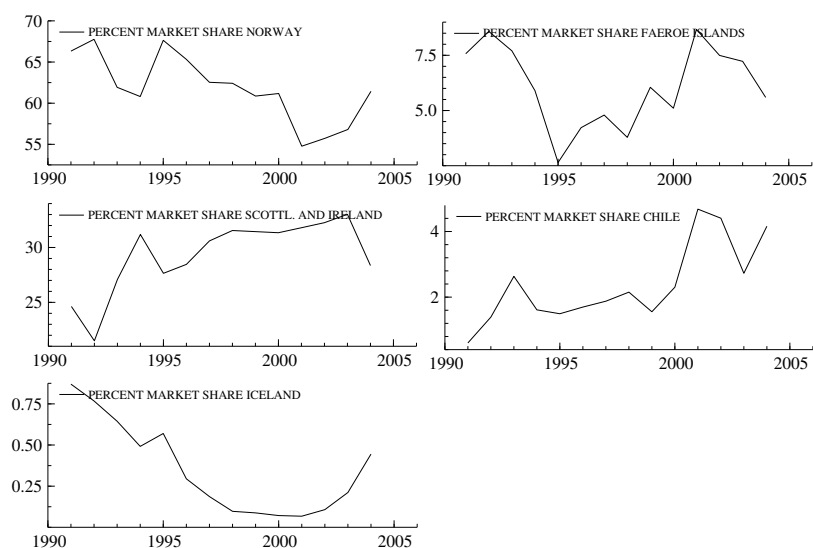
Kilde: Eksportutvalget for fisk (EFF)

Figur 3 viser at tilbyderne av oppdrettet atlantisk laks har økt. Kina har også økt sitt tilbud av stillehavslaks fra 1995 og fram til i dag. Legg merke til at det er minst variasjon eller volatilitet i tilbudet av oppdrettet laks sammenliknet tilbudet av villfanget stillehavslaks. Dette skyldes variasjon i kvoter og naturlige svingninger i de ville bestandene, eller sett ut fra produksjon av oppdrettslaks, er det er langt mer kontrollerbar prosess sammenliknet med fangste på ville bestander. Tilbudet fra USA og Canada er som nevnt basert på villfanget stillehavslaks. Figur 4 viser hvordan prisen på atlantisk laks og stillehavslaks har utviklet seg i perioden fra 1991 til 2004. Tallene er i EURO, og det er nominelle verdier som er brukt.



Figur 4: Nominell importpris for de viktigste tilbyderne av laks i EU

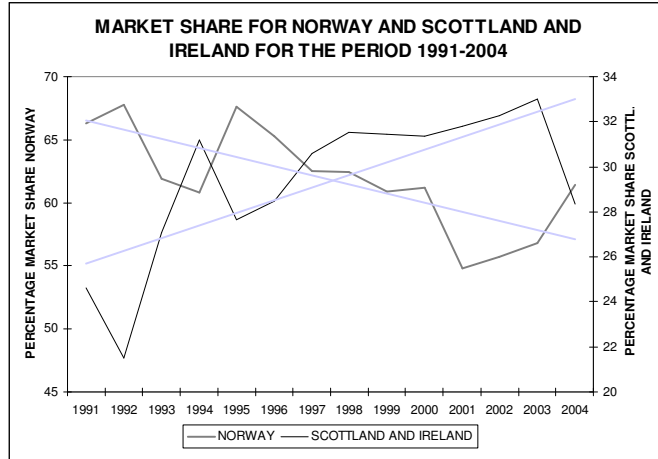
Figuren viser fallende gjennomsnittspris for alle tilbudslanene bortsett for Kina. Hvis tallene var inflasjonsjusterte, ville småfigurene med negativ trend bli noe brattere mens for Kina ville trendkurven bli noe mindre bratt. Legg merke til at det er en generell prisreduksjon for de største tilbyderne, og figuren indikerer at “Lakseavtalen” med minstepris i perioden 1997/8 til 2002/3 sannsynligvis har hatt en viss innvirkning på prisdannelsen i markedet. Denne avtalen omfattet riktig nok bare import av norsk laks, men det skal ikke utelukkes at reguleringen førte til at gjennomsnittsprisen for hele markedet ble løftet litt opp i og med at norsk laks utgjør en betydelig andel av markedet. Figur 5 viser hvordan markedsandelene i EU-markedet har utviklet seg for de landene som produserer atlantisk laks.



Figur 5: Fordeling av markedsandeler for salg av atlantisk laks i EU

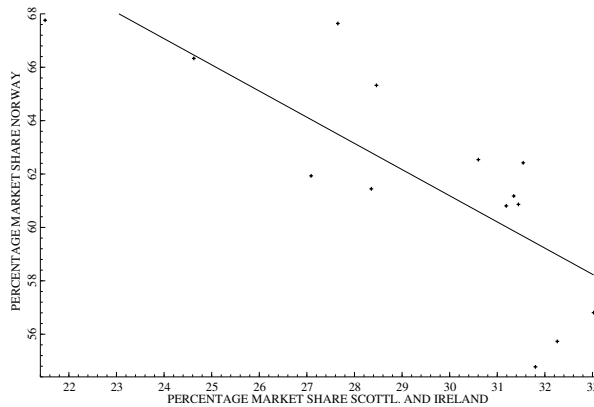
Figur 5 viser at markedsandelene for de enkelte landene varierer. Hvis vi forsøker å lete etter en trend i datamaterialet, ser vi at den norske andelen har gått ned i perioden 1990 til 2001 for så å øke i de siste årene. Markedsandelen til Skottland og Irland har økt i samme periode men har blitt redusert i 2003 og 2004. Vi ser at markedsandelene til Færøene har økt i perioden 1995 til 2001 for så å falle. Markedsandelen har økt jevnt og ligger i dag på ca. 5-6%. Markedsandelen til Chile har også variert, men trenden er positiv. Island er en marginal produsent med bare 0.5% av markedet i 2004. Fra figuren ser vi at Norge og Skottland og Irland er de to store tilbyderne av atlantisk laks i EU. EU har som sagt en rekke ganger innført reguleringer av import av laks fra Norge og truet næringen enda flere ganger med straffetoll hvis ikke tilbudet blir mindre aggressivt. Næringen og myndighetene i Norge har lagt restriksjoner på veksten, bl.a. med konsesjonsstopp. Det er grunn til å tro at summen av alle restriksjonene som bl.a. minstepris, konsesjonsstopp og de utallige truslene om sanksjoner, har gjort norsk oppdrettsnæring "mykere" som tilbyr i EU-markedet. Dette har sannsynligvis gjort det lettere for skotsk, irsk og andre oppdrettsnasjoner å ekspandere. Hvis vi ser på hvordan markedsandelen mellom norsk og EUs egen oppdrettsnæring har utviklet seg, er det tegn som tyder på at norsk oppdrettsnæring taper andeler til skotsk og irsk oppdrett. I tillegg taper trolig begge de "store" markedsandeler til først

og fremst Chile, men kanskje også til Færøyene. Figur 6 viser mer detaljert hvordan markedsandelen til hhv. Norge og Skottland og Irland har utviklet seg over tid. De grå, rette linjene er tatt med for å illustrere retningen på den generelle trenden.



Figur 6: Utviklingen av markedsandelen til Norge og Skottland og Irland.

Figuren viser at den norske markedsandel er redusert i løpet av periodens skotsk og irsk andel har økt. Figur 7 indikerer at det er en negativ sammenheng mellom markedsandelene til norsk og skotsk/irsk oppdrett-snering (se regresjonslinje).



Figur 7: Forholdet mellom norsk og skotsk-irske markedsandeler

Det skal ikke utelukkes at det er EUs proteksjonistiske politikk overfor norsk oppdrettsnæring som har gitt den sammenhengen vi ser i figurene 6 og 7.

Figur 8 viser hvordan konsentrasjonen i EU-markedet for oppdrettet atlantisk laks har utviklet seg i denne perioden. Hirschman-Herfindahl indeks er anvendt som indikator til å måle hvordan konsentrasjonen har utviklet seg over tid. Generelt er det slik at jo høyere verdi indeksen har, jo høyere er konsentrasjonen. Hvis verdien er 1, betyr det at det er kun en tilbyder i markedet, dvs. monopol. Indeksen kan uttrykkes på følgende vis  $H = \sum_{i=1}^n (x_i/x)^2$ , hvor  $x_i$ : land  $i$  sin andel av totalmarkedet  $x$ . Markedsandelene for de enkelte landene ligger til grunn for beregningen. Indeksen reflekterer ikke hvordan konsentrasjonen eller kontrollen med produksjonen *innen* det enkelte land har utviklet seg. Videre er det viktig å understreke at tilbudet fra det enkelte land ikke er koordinert slik at konsentrasjonsmålet sier lite eller ingen ting om denne siden av prissettingen. Den eneste form for koordinering som finnes er de gangene EU innfører minstepris på import av norsk laks.



Figur 8: Markedskonsentrasjon for produsentlandene

Figur 8 viser at konsentrasjonen har variert over perioden, men at tendensen er at det enkelte lands dominans i markedet har vært avtagende. I et kortsiktig perspektiv ser vi at konsentrasjonen i markedet har økt i perioden 2001 til 2004.



## 4 Regresjonsmodell

I det følgende skal vi analysere om det finnes en statistisk samvariasjon mellom importpris på norsk laks til EU og henholdvis; (1) norsk eksportvolum av laks til EU, (2) EUs import av laks fra andre nasjoner og (3) produksjon av laks i Skottland og Irland. I tidligere etterspørselsstudier er dette forholdet ikke blitt analysert.

Det viser seg at hverken de nevnte importprisene (se figur 1) eller tilbudet av fisk fra de forskjellige nasjonene (se figur 3) er stasjonære serier.<sup>2</sup> Augmented Dickey-Fuller tester (ADF-tester) viser at hverken prisene eller importseriene er stasjonære, bortsett fra at summen av tilbudet av stillehavslaks fra USA, Canada og Kina er stasjonært. Det bør legges til at import fra Kina ikke er stasjonær, men disse tallene er for små til at det slår ut når vi summerer disse med importtallene for USA og Canada. I regresjonsmodellen inngår følgende variable:

- $x_{1t}$  : import av alle produkter av norsk laks år  $t$
- $x_{2t}$  : import av stillehavslaks fra USA, Canada og Kina år  $t$
- $x_{3t}$  : import av laks fra Chile år  $t$
- $x_{4t}$  : import av laks fra Færøyene år  $t$
- $x_{5t}$  : produksjon av laks i Skottland og Irland år  $t$
- $x_{6t}$  : import av laks fra Island år  $t$
- $p_{1t}$  : importpris på fersk sløyd laks fra Norge år  $t$
- $p_{2t}$  : importpris på alle importerte lakseprodukter fra Norge år  $t$

Importvolumet er målt i tonn og prisvariablene er målt i norske kroner, justert til 2005-verdi med bruk av konsumprisindeksen. Tidsserien strekker seg fra 1991 til 2004, dvs.  $t = 1991, \dots, 2004$ . ADF-testene ble anvendt til å teste hvilken type datagenererende prosess (DGP) som kan ligge bak hver variabel. Vi kan ikke se bort fra at prisvariablene  $p_{1t}$  og  $p_{2t}$ , og  $x_3$  (import fra Chile) har en deterministisk trend, dvs. at de er trendstasjonære prosesser (TS), mens  $x_1$ ,  $x_4$ ,  $x_5$  og  $x_6$  er differansestasjonære prosesser (DS). Variablene ble transformert i henhold til hvilke datagenererende prosess de tilhører. Det ble også gjennomført regresjoner hvor prisvariablene inngår som førsteordens differensierte, avhengige variable. Mer om dette nedenfor. Følgende modell

<sup>2</sup>En prosess  $\{x_t\}$  er definert som svak stasjonær hvis følgende kriterier er oppfylt for alle tidspunkt  $t$ : (1) forventningen  $E\{x_t\} = \mu < \infty$ , (2) variansen  $V\{x_t\} = E\{(x_t - \mu)^2\} = \gamma_0 < \infty$  og kovariansen  $Cov\{x_t, x_{t-k}\} = E\{(x_t - \mu)(x_{t-k} - \mu)\} = \gamma_k$  for  $k = 1, 2, 3, \dots$

ble estimert:

$$p_{it}^* = \alpha + \beta_1 \Delta x_{1t} + \beta x_{2t} + \beta x_{3t}^* + \beta \Delta x_{4t} + \beta \Delta x_{5t} + \beta \Delta x_{6t} + \varepsilon_t$$

hvor  $i = 1, 2$  hvor 1 betyr fersk, sløyd laks og 2 betyr alle produkter av laks. Tegnet “\*” betyr at variabelen er gjort stasjonær ved å eliminere den deterministiske trenden og  $\varepsilon_t$  representerer det stokastiske restleddet med forventning lik null og konstant varians, dvs. restleddet må oppfylle kravet til svak stasjonærhet. Modellen inkluderer konstantleddet  $\alpha$  fordi  $x_2$  i utgangspunktet er stasjonær og trenger ikke å bli differensiert. Minste kvadraters metode (OLS) ble brukt til å estimere koeffisientene.

## 4.1 Statistiske resultater

Resultatet fra første beregning er presentert i tabell 1. Den avhengige prisvariabelen (gjennomsnittsprisen på alle produkter av laks) er i dette tilfelle gjort tidsstasjonær ved å eliminere den antatte deterministiske trenden. Prisvariabelen antas derfor i denne delen av analysen å være trendstasjonær (TS).

Variable Name	Estim. Coeff.	Standard Error	T-Ratio	p-Value 6 DF	Partial Correl.	Stand. Coeff.	Elasticity at Means
Norway	-0.9576	0.3809	-2.514	0.046	-0.716	-1.1998	-18.1393
USA,Can.,China	-0.2244	0.2100	-1.068	0.326	-0.400	-0.4658	-606.1461
Chile	-0.1810	0.1208	-1.498	0.185	-0.522	-0.5932	-1.9915
Faeroe Islands	-0.1546	0.0776	-1.992	0.093	-0.631	-0.7137	-2.2747
Scotland,Ireland	-0.1253	0.2201	-0.569	0.590	-0.226	-0.2133	-2.8824
Iceland	-0.0207	0.0596	-0.347	0.740	-0.140	-0.1184	-0.1624
CONSTANT	2.6034	2.358	1.104	0.312	0.411	0.0000	632.5964

Tabell 1: Koeffisientestimaten

### 4.1.1 Evaluering av modell

Det er kun endringer i importen fra Norge og Færøyene som har signifikant innvirkning på importprisen på norske lakseprodukter. Fortegnene på alle koeffisientene er negative som er konsistent med økonomisk teori hva angår forholdet mellom substitutter. Men merk at 95% konfidensintervall for de øvrige koeffisientene inkluderer null og positive verdier. Med positive koeffisientestimer vil norsk og annen laks å betrakte som komplementære goder,

og det er neppe realistisk å tro at det er tilfelle. Resultatene viser at sammenhengen som er estimert er meget svak. Dette underbygges også av den statistiske  $F$ -verdien. I dette tilfelle:  $F = 1.474$  og ( $p = 0.325$ ) slik at hypotesen  $H_0: \alpha = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_6 = 0$  kan ikke forkastes. Modellen har allikevel en viss forklaringskraft da den multiple korrelasjonskoeffisienten har verdien  $\bar{R}^2 = 0.19$ , dvs. at modellen forklarer 19% av variasjonen i importprisen, men som nevnt så er  $F$ -verdien så svak at den multiple korrelasjonskoeffisienten  $\bar{R}^2$  ikke er signifikant. Det er trolig et visst innslag av autokorrelasjon i modellen. Durbin-Watson testen for 1. ordens autokorrelasjon viser verdien 1.148 som ligger i det ubestemte område. Pinkse uavhengighetstest ( $\chi^2$ -fordelt) mellom restleddene viser  $\approx 3.000$  (med frihetsgrad lik 1) som indikerer autokorrelasjon, gitt 5% signifikansnivå. Box-Pierce-Ljung testen indikerer autokorrelasjon mellom restleddene. Jarque-Bera viser 0.5988 (2 frihetsgrader) og hypotesen om normalfordelte restledd kan ikke tilbakevises. Hansens stabilitetstest viser at koeffisienten for import fra Island er ustabil, gitt 10% signifikansnivå. Modellen har ikke innslag av heteroscedastisitet. Korrelasjonen mellom de transformerte variablene er relativt lav slik at problemet med multikollinearitet er ikke til stede. Tabell 2 viser korrelasjonsmatrisen for logaritmisk og 1. ordens differensierte variable (stillehavslaks er kun transformert logaritmisk og import fra Chile er TS-transformert).

Price	1.0000						
Pacific salmon	-0.0649	1.0000					
Norwegian	-0.1555	-0.39548	1.0000				
Chile	-0.2877	-0.05619	-0.5892	1.0000			
Faeroe Islands	-0.1871	0.16647	-0.4733	0.01784	1.0000		
Scotland, Ireland	-0.2903	-0.65875	0.1141	0.2025	0.1183	1.0000	
Iceland	-0.2412	0.36069	0.2939	-0.3210	-0.3580	-0.3415	1.0000
	Price	Pacific salm.	Norwegian	Chile	Faeroe Islands	Scotland, Ireland	Iceland

Tabell 2: Korrelasjonsmatrisen for variablene i modellen

Fortegnene på korrelasjonskoeffisientene er negativ for prisvariabelen noe som kan indikere at en økning i tilbudet av laks fra de enkelte landene har negativ effekt på markedsprisen. Tabell 3 viser koeffisientestimatene til variablene i regresjonsmodellen når prisvariabelen er transformert med 1.ordens differanse.

Variable Name	Estim. Coeff.	Standard Error	T-Ratio	P-Value 6 DF	Partial Correl.	Stand. Coeff.	Elasticity at Means
Norway	-1.0941	0.3800	-2.879	0.028	-0.762	-1.0905	1.6276
USA,Can.,China	-0.2906	0.2095	-1.387	0.215	-0.493	-0.4799	61.6516
Chile	-0.3881	0.1206	-3.219	0.018	-0.796	-1.0117	0.3353
Faeroe Islands	-0.1957	0.0774	-2.528	0.045	-0.718	-0.7188	0.2262
Scotland, Ireland	-0.2201	0.2196	-1.002	0.355	-0.379	-0.2981	0.3977
Iceland	-0.0883	0.0595	-1.484	0.188	-0.518	-0.4012	0.0543
CONSTANT	3.3167	2.352	1.410	0.208	0.499	0.0000	-63.2927

Tabell 3: Koeffisientestimatenene

Tabell 3 viser at de fleste av koeffisientestimatenene er signifikant forskjellig fra null, og resultatet er statistisk sett noe sterkere sammenliknet med foregående beregning. Høyresidevariablene er de samme som i foregående analyse. I dette tilfelle ser vi at variasjon i importert kvantum fra Norge, Chile og Færøyene har en viss innvirkning på importprisen på norsk laks. Det går fram av resultatene at summen av produksjon i Skottland og Irland ikke har signifikant innvirkning på importprisen på norsk laks. Dette resultatet kan også skyldes unøyaktige målinger av produksjonen av laks i EU. Det er tidligere blitt nevnt at det synes ikke å være systematisk innsamling av data over laksenæringen i Skottland og Irland. Hvis det er snakk om produksjonsanslag som ikke måler den reelle variasjonen i produksjon, vil det ha betydning for de statistiske beregningene.

Restleddene er trolig normalfordelte i og med at Jarque-Bera = 0.1868 (2 frihetsgrader). DW = 2.4964 som ligger i det "ubestemte" intervallet for 1. ordens autokorrelasjon. Box-Pierce-Ljung indikerer såvidt 1.ordens autokorrelasjon, men ikke hvis lag 2 og 3 inkluderes. LM-testen ( $\chi^2$  fordelt med 3 frihetsgrader) gir verdien 2.447 som ikke gir indikasjoner om autokorrelasjon. Hansens stabilitetstest indikerer at koeffisientestimatenene for henholdsvis Færøyene og Skottland og Irland er ustabile (10% nivå). Videre gir testen en indikasjon om ustabil varians. Harvey-Phillips test indikerer heteroscedastisitet i modellen. Innslag av heteroscedastisitet fører til at variansen til koeffisientene øker, slik at  $H_0$ -hypotesen beholdes når den egentlig bør forkastes. Det ble også gjennomført en regresjonsanalyse av sammenhengen mellom de tidligere beskrevne høyreside variablene og en deterministisk trendjustert pris på fersk laks. Resultatene fra denne kjøringen blir ikke presentert her,

men følgende kan nevnes: Resultatene er svake statistisk sett.  $\bar{R}^2 = 0.0307$ . Videre er  $F = 0.471$ . Modellen har ingen forklaringskraft. Det eksisterer i tillegg autokorrelasjon mellom restleddene.

I det følgende presenteres resultatene av analysen mellom nevnte uavhengige variable og importprisen på all laks fra Norge. Prisvariabelen er stasjonær ved 1. ordens differanse. I og med at alle variablene er logaritmisk transformerte (bortsett fra variabelen for import av stillehavslaks og chilensk laks som er TS-transformert) og differensiert av første orden, måler de transformerte variablene endringsraten. Tabell 4 viser koeffisientestimatene.

Variable Name	Estim. Coeff.	Standard Error	T-Ratio	p-Value 6 DF	Partial Correl.	Stand. Coeff	Elasticity at Means
Norway	-1.0994	0.2367	-4.646	0.004	-0.885	-1.2026	1.7653
USA, Can.,China	-0.3082	0.1305	-2.362	0.056	-0.694	-0.5585	70.5647
Chile	-0.3768	0.0750	-5.019	0.002	-0.899	-1.0780	0.3514
Faeroe Islands	-0.1871	0.0482	-3.881	0.008	-0.846	-0.7540	0.2333
Scotland, Ireland	-0.2413	0.1368	-1.764	0.128	-0.584	-0.3587	0.4706
Iceland	-0.0852	0.0371	-2.300	0.061	-0.684	-0.4251	0.0566
CONSTANT	3.5170	1.465	2.401	0.053	0.700	0.0000	-72.4420

Tabell 4: Koeffisientestimatene

Alle koeffisientestimatene er signifikant forskjellig fra null gitt ensidig test og 5% signifikantsnivå, bortsett fra koeffisienten for Skottland og Irland som er noe svakere, men er signifikant mindre enn null gitt ensidig test og 10% signifikantsnivå. DW=2.4736 som ligger i det ubestembare intervallet med tanke på test for 1.ordens autokorrelasjon. Harvey-Collier test, LM-test og Box-Pierce-Ljung gir ikke indikasjoner om autokorrelasjon. Hansens test indikerer at koeffisientestimatene for henholdsvis Færøyene og Skottland og Irland er ustabile. Variansen er også ustabil, Modellen har relativ god forklaringskraft da  $\bar{R}^2 = 0.7622$ , dvs. modellen forklarer 76% av variasjonen i importprisen og  $F = 7.411$  med tilhørende p-verdi 0.014. Koenker test for heteroscedastisitet kan såvidt tilbakevise null hypotesen om homoscedastisitet. Verdiene på denne testen er 10.85 (6 frihetsgrader). Kritisk verdi på  $\chi$ -fordelingen er 10.64, gitt 10% signifikantsnivå. På den annen side kunne ikke Glejsers test tilbakevise null hypotesen ( $\chi_{(6)} = 10.59$ ). Det kan være et visst innslag av heteroscedastisitet i restleddet.

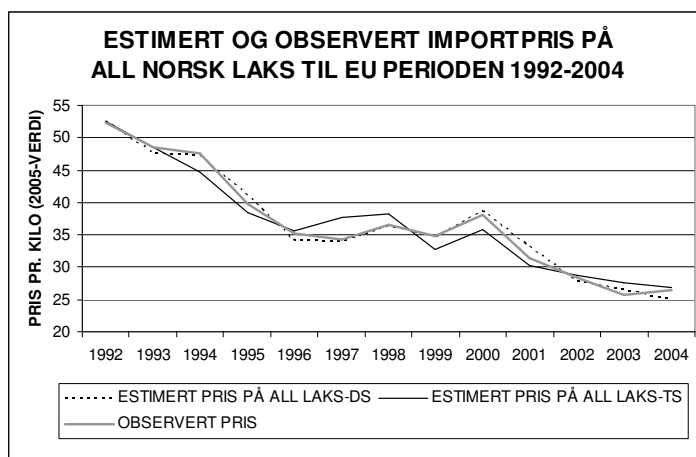
## 4.2 Sensitivitetsanalyse - prediksjon av fremtidig pris

La oss litt nærmere på koeffisientestimatene. Verdien på de standardiserte koeffisientene er et mål på hvor viktig hver forklaringsvariabel er. Modellen viser at økt importert kvantum fra Norge har størst negativ effekt på prisnivået for norsk laks i EU. Tilbudet fra Chile er nummer to. Tilbudet fra Færøyene har den tredje største effekt med tanke på å forklare endringen i prisen på norsk laks. De kvadrerte verdiene av den partielle korrelasjonen gir et mål på hvor mange prosent variabelen alene forklarer variasjonen i den avhengige variabelen, f.eks. mht det norske kvantumet: Hvis den partielle korrelasjonskoeffisienten kvadreres, får vi:  $(-0.89)^2 \approx 0.79$ , dvs. at endringen i det norske kvantumet forklarer ca. 79% av (resterende) variasjonen i prisen som de andre variablene *ikke* kan forklare. For Skottland og Irland har vi følgende:  $(-0.58)^2 \approx 0.34$ , dvs. endringen i skotsk og irsk kvantum kan forklare ca. 34% av variasjonen i prisen som de andre variablene ikke kan forklare.

Koeffisientestimatene måler den forventede endringen i prisen på import av norsk laks til EU ved at tilbudet (og dermed importen) fra andre land øker. Hvis Færøyene øker tilbudet med 5% neste år, vil dette medføre at det norske prisnivået reduseres med  $0.05x(-0.1871) = 0.00905$ , det vil si det norske prisnivået forventes å svekkes med 0.9% i løpet av kommende år. Modellen kan derfor anvendes av markedsanalytikerne til å si noe om hvordan prisnivået på importert norsk laks til EU vil utvikle seg om det finnes informasjon om den prosentvise endringen i tilbudet fra Norge og konkurrentlandene. Norge har i gjennomsnitt økt sitt tilbud av laks til EU med mellom 7 og 8% per år i perioden 1991 til 2004. Færøyene har økt med 6%, Chile har i gjennomsnitt økt med 20% og Skottland og Irland har økt produksjonen med ca. 9% per år.

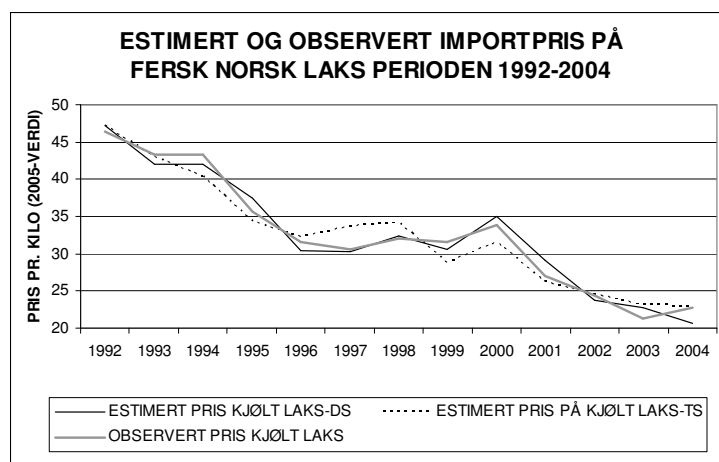
Anta at tilbudet fra de andre landene ikke øker, og Island tas ikke med siden tilbudet er marginalt. Hvis vi anvender koeffisientestimatene fra siste estimerte modell som er presentert i tabell 3, får vi følgende forventede endring i importpris på norsk laks til EU:  $-0.07x1.099 - 0.20x0.376 - 0.09x0.24 - 0.06x0.187 = 0.187$ . Ut fra de nevnte veksttallene på norsk laks til EU vil realprisen på laks reduseres med ca. 19% i forhold til gjennomsnittet i fjor. Beregningen bygger på den forutsetningen at ikke andre faktorer kommer til å påvirke prisen på norsk laks, dvs. at her forutsettes en stabil etterspørsel. I praksis vil det selvsagt være en rekke faktorer i markedet som påvirker prisdannelsen, for eksempel inntektsutviklingen blant forbrukerne i

markedet, informasjon om hvor helsebringene eller helsefarlig det er å spise laks og andre matvarer (endring i preferanser), endringer i handelshindringer, prisen på andre matvarer som fjærkre og kjøtt. Figur 9 og 10 viser forholdet mellom observert importpris og den prisen som modellen predikerer.



Figur 9: Estimert og observert importpris på all laks fra Norge

Den tykke grå kurven viser observert importpris. Den prikkete linjen viser estimert prisutvikling basert på prisdata som er gjort stasjonær ved 1.ordens differanse. Det er derfor betegnelsen 'DS' er brukt til å merke linjen. Vi ser av figuren at det å bruke en trend-stasjonær transformasjon (TS) ikke gir en så god prediksjon sammenlignet med bruk av en 1. ordens differensiert prisvariabel som avhengig variabel. Dette resultatet kan virke merkelig all den stund at ADF-testene indikerer at prisvariablene synes å være deterministisk trend stasjonære. I vurderingene må det også tas i betraktning at analysen bygger på få observasjoner. Derfor er det sannsynligvis fornuftig å bruke variabler som også er gjort stasjonære ved differensiering. Figur 10 viser observert og estimert importpris på fersk laks fra Norge.



Figur 10: Observert og estimert importpris på kjølt laks fra Norge

Figur 10 viser de samme trekkene som i figur 9, og konklusjonen er den samme: Modellen forklarer best prisutviklingen når den differansestasjonære importprisen på norsk laks anvendes som avhengig variabel.

### 4.3 Skottland og Irlands effekt på prisen

Det var kanskje noe overraskende at tilbudet fra skotsk og irsk oppdrettsnæring ikke hadde en sterkere effekt på prisen på norsk laks tatt i betraktning at det er disse to landene som dominerer markedet for laks i EU. Dette skyldes flere forhold. Det viktigste er at tilbyderne i Norge ikke har kunnet tilpasse seg fritt i EU-markedet. På grunn av minsteprisordningen har ikke norsk oppdrettsnæring hatt mulighet til å sette markedsriktig pris. En enkel regresjon viser at sammenhengen mellom aggregert produksjon av laks i EU, dvs. summen av produksjonen i Skottland og Irland, og importprisen på norsk laks i EU er negativ. Følgende modell ble estimert:  $\Delta p_t^N = \Delta q_t^{SI} + \varepsilon_t$ , hvor  $\Delta p_t^N$ : er 1. ordens differensiert importpris på norsk laks (alle produkter) og  $\Delta q_t^{SI}$ : er 1. ordens differensiert kvantum produsert laks i Skottland og Irland og  $\varepsilon_t$ : er det stokastiske restleddet med forventning lik null og konstant varians. Resultatet av regresjonen er som følge (standardavviket i parentes):

$$\Delta p_t^N = -0.308 \Delta q_t^{SI} \\ (0.1554)$$

Råmoment  $R^2 = 0.25$ . DW = 1.86 som ikke indikerer 1. ordens autokorrelasjon. Box-Pierce-Ljung indikerer heller ingen autokorrelasjon av høyere



orden. RUN-test indikerer at restleddene er normalfordelt.  $t$ -verdien til koeffisienten er  $-1.985$  som er signifikant mindre enn null gitt 5% nivå og ensidig test. Modellen viser at: 10% kvantumsøkning i Skottland og Irland kan i følge estimatet redusere prisen på norsk laks med 3%. Merk at 95% konfidensintervallet til koeffisienten nesten inkluderer null. Hvis vi bruker prisvariabelen for fersk laks som avhengig variabel, er sammenhengen noe svakere. Krysskorrelasjonsdiagrammet (ikke vist her) indikerer ingen signifikant sammenheng mellom endring i skotsk og irsk kvantum og endring i prisen på norsk laks. Dette kan selvsagt skyldes at sammenhengen ikke er lineær. I og med at det ikke er offentlig tilgjengelig prisdata for skotsk og irsk laks, er det ikke mulig å teste om norsk eksport til EU av laks påvirker prisen på laks produsert i EU. Den estimerte modellen er vist i figur 11, inkludert observasjoner og konfidensintervallene for de enkelte observasjonene og for gjennomsnittet.

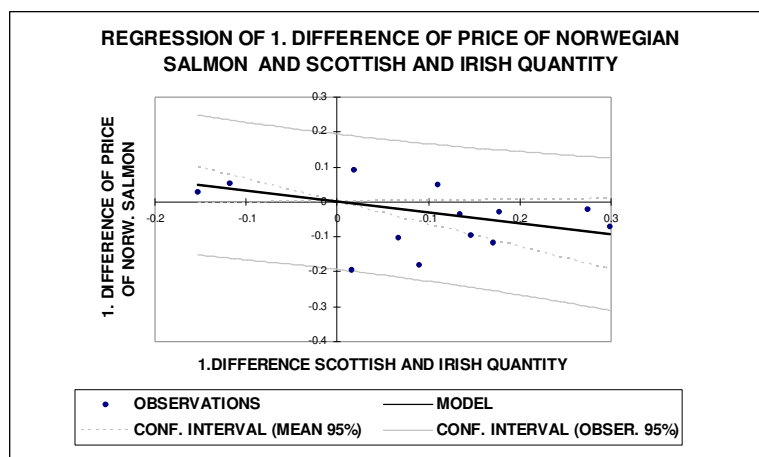


Figure 11: Sammenhengen mellom endring i eksportprisen på norsk laks og endring i produksjon av laks i Skottland og Irland

## 5 Datagenerende prosesser og kausalitet

I det følgende skal vi se litt nærmere på hvilke datagenerende prosesser som ligger bak de norske prisene som realiseres i EU. Analysen blir deretter relatert til hvordan sammenhengen er mellom kostnadsutviklingen innen norsk oppdrett og prisen på laks.

## 5.1 DS og TS prosesser og teknologisk utvikling

Tidsserieanalyse av prisvariablene viser at rådataene ikke er stasjonære, og de følger en autoregressiv prosess av 1. orden, dvs. av typen  $p_t = \phi_0 + \phi_1 p_{t-1} + \varepsilon_t$ . Det viser seg videre at  $\phi_1 = 0.92$  ( $p_t$ : importprisen på all norsk laks) ved bruk av Yule-Walker likningene og  $\phi_1 = 0.99$  når maximum likelihood brukes som estimator. De samme trekkene er å finne for prisen på fersk laks. Poenget her er at høy verdi på  $\phi_1$ , nær 1, gir indikasjoner om at prisen kan følge en random walk prosess med drift, dvs.  $\Delta p_t = \phi_0 + \varepsilon_t$ . Denne differanse likningen har løsningen  $p_t = p_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + \phi_0 t$ . Det interessante her er at prisen kan følge en trend bestående av et deterministisk og et stokastisk ledd som genererer en stokastisk trend (random walk med stokastisk drift). I dette tilfelle vil et stokastisk sjokk føre til en permanent endring i det betingete gjennomsnittet til den avhengige variabelen - i dette tilfelle prisen. Den samme logikken kan anvendes på teknologisk utvikling som sannsynligvis foregår i sprang – eller som sjokk. Hvert sjokk har permanent effekt på den fremtidige trenden. Dette vil ikke være tilfelle om trenden var estimert ved hjelp av en deterministisk (eksogent gitt) trend.

Analyse av kostnadsutviklingen i oppdrett har utviklet seg i perioden 1991 til 2004 viser at denne prosessen  $\{x_t\}$  kan være en random walk med stokastisk trend (se figur 2). Analyse av pris- og kostnadsvariabelen viser at autokorrelasjonen er sterkest når tidsseriene gjøres stasjonære i henhold til en TS-prosess sammenliknet med å håndtere nevnte variable som DS-prosesser. I denne analysen ble testverdien på Box-Pierce-Ljung brukt til å vurdere styrken på autokorrelasjonen. Dette er begrunnelsen for å bruke 1. ordens transformerte prisdata som venstre side variabel. Tilsvarende trekk er å finne for utviklingen av importert laks fra Chile, men her ble TS-hypotesen opprettholdt. For de øvrige variablene var det lettere å stille en entydig DS-diagnose på bakgrunn av ADF-tester.

Konklusjonen er at prisen og kostnadene sannsynligvis er DS-prosesser. Implikasjon av dette er at endringen i prisen og kostnadene ikke følger en langsiktig jevn rate eller kurve. Sjokk i markedet, f.eks. en plutselig endring i etterspørselen eller i tilbudet fra konkurrentene, og likeså effekten fra teknologiske endringer, vil dermed ikke dø ut, i betydningen bevege seg mot trenden, men vil påvirke den fremtidige utviklingen. Hvis prisen kan kategoriseres som TS, vil stokastiske sjokk kun gi avvik fra trenden en kort periode før avviket igjen konvergerer mot den deterministiske trenden. Hvis prisen kan kategoriseres som en DS-prosess, vil stokastiske sjokk føre til en *permanent* endring

i den langsiktige prisbanen. Ovenfor er det vist hvordan den teknologiske utviklingen innen oppdrett har gitt en nedadgående trend i utviklingen av produksjonskostnadene. Trenden i kostnadene er ikke deterministisk, men kan trolig karakteriseres som stokastisk drift.

Selv om norsk oppdrettsnæring har en betydelig andel av EU-markedet for atlantisk laks, er de enkelte aktørene som opptrer i markedet uavhengige aktører, dvs. det eksisterer ingen form for kooperativt samarbeid i prissettingen. Konkurransen mellom tilbyderne av atlantisk laks og i næringsmiddelsegmentet generelt, er trolig så intens at markedsmekanismen presser prisen ned mot minimum av gjennomsnittskostnadene. I et integrert marked med perfekt informasjon og små transaksjonskostnader, vil prisen ha en tendens til å reflektere marginalkostnaden. Data viser at den teknologiske utviklingen innen oppdrett av laks har resultert i stadig lavere produksjonskostnader. Endringene har vært hyppige i perioden 1991 til 2004, og det er vel ikke grunn til å tro at utviklingen stopper. Hvis vi tar hensyn til de statistiske funnene ovenfor, med tanke på hvilke data genererende prosesser som best beskriver utviklingen i pris og kostnader (DS-prosesser), ser vi at teknologi-sjokkene har permanent effekt. Det betyr at teknologiske "sjokk" vil forplante seg permanent i den fremtidige, langsiktige utviklingen av markedsprisen. Det er på bakgrunn av den teknologiske utviklingen grunn til å tro at det snarere er tilbudssiden i markedet for laks som er det dynamiske elementet og som eksponerer endring eller skift i prisen enn at det etterspørselssiden som endrer seg.

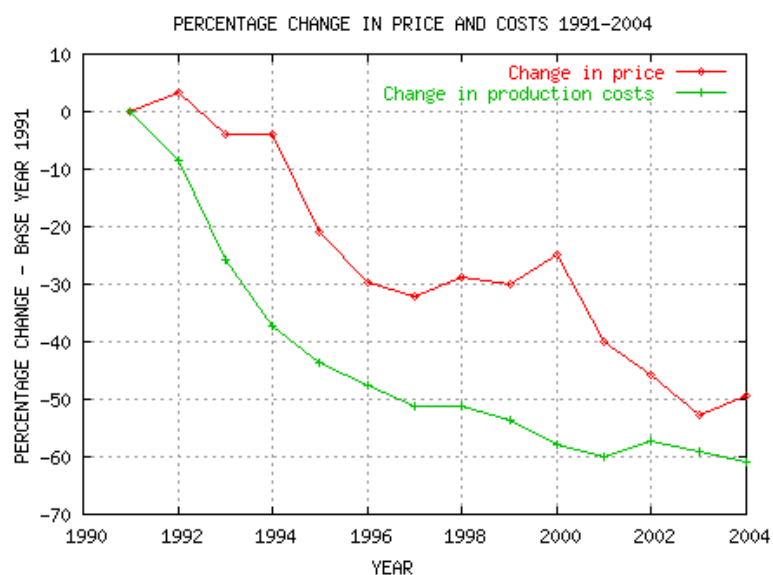
## 5.2 Påvirker produksjonskostnadene prisen?

I et frikonkurransemarked er det nivået på de langsiktige gjennomsnittskostnadene som bestemmer prisen. Hvis vi i tillegg legger til restriksjoner om at det ikke eksisterer overskytende profitt i næringen, og at det ikke er økende skalaavkastning i produksjonen, vil prisen være lik minimum av gjennomsnittskostnadene på lang sikt. Etterspørselen i markedet bestemmer kun hvor stort volum som blir omsatt. Gitt de nevnte institusjonelle restriksjonene på markedet, vil det være teknologien og prisene på alle innsatsfaktorene som bestemmer markedsprisen. På bakgrunn av dette er det å forvente at det kan eksistere en sterk sammenheng mellom produksjonskostnadene og prisnivået i markedet. Hvis vi ser dynamisk på dette, er det å forvente at endring i produksjonskostnadene fører til en endring i prisen på varen. Videre er det å forvente at det vil være en sammenheng mellom prisnivå og kapitalavkast-

ningen. De følgende avsnittene analyserer hhv (a) sammenhengene kostnad og pris og (b) sammenheng mellom prisnivå og avkastning.

### 5.2.1 Granger kausalitet

Figur 12 viser hvordan henholdsvis prisen på *fersk*, sløyvd norsk laks til EU og produksjonskostnadene har utviklet seg over tid. Endringen er beregnet (normalisert) ut fra 1991-nivået. Figur 12 viser at kostnadene er redusert med vel 60% i perioden mens prisen er redusert med ca. 50%.



Figur 12: Endring i pris og kostnader

Statistiske tester med bruk av årsdataene for perioden fra 1991 til 2004 viser at variablene trolig ikke er kointegrerte, dvs. variablene deler ikke samme trend. Variablene er ikke stasjonære. Prisen på fersk laks er integrert av 1. orden, dvs.  $I(1)$  og kostnadsvariabelen er også  $I(1)$ . Figur 13 viser krysskorrelasjonsdiagrammet, inkludert 95% konfidensintervallet, mellom *endring* i pris og *endring* i kostnadene, dvs. vi ser på korrelasjonsstrukturen etter at variablene er gjort stasjonære.

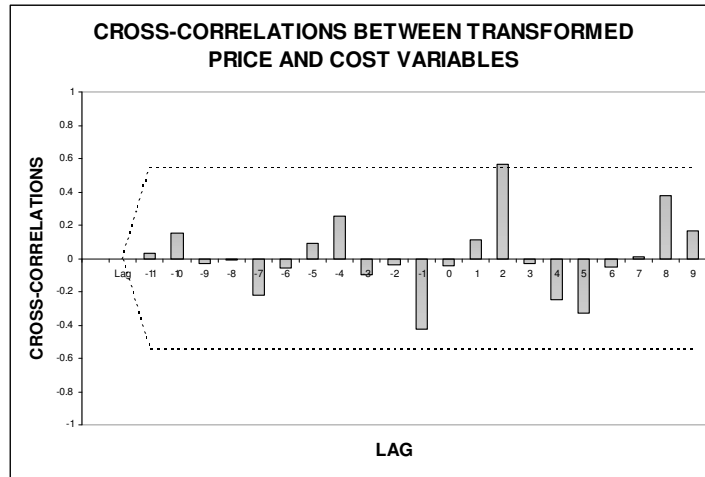


Figure 13: Krysskorrelasjonen mellom pris og kostnader

Figur 13 viser at det er en viss statistisk sammenheng mellom kostnadsutviklingen og prisen på norsk fersk laks i EU. Analysen viser at prisen på laks er påvirket av hva som skjer med kostnadene to år i forveien. Sagt på en annen måte; det synes å være en signifikant sammenheng (eksogenitet) mellom skift i kostnadene to år før fisken blir solgt (se lag 2 i figur 13). Fra figuren ser vi at hvis kostnadene øker på tidspunkt  $t = 0$ , vil det medføre at prisen øker to år senere, dvs. på tidspunkt  $t = 2$ . Krysskorrelasjonen er 0.57. Det at kostnadene “leads” eller leder prisen, følger sannsynligvis av at vekstperioden til fisken (fra den settes ut som smolt til den blir slaktet) er ca. 2 år.

Det ble også gjennomført en statistisk analyse om det eksisterer Grangerkausalitet mellom endring i kostnadene og prisen, dvs. om endring av kostnadene  $x_{t-j}$  i foregående perioder  $j = 1, 2, \dots, k$  kan påvirke utviklingen av prisen  $p_t$ . Vi tester om  $x_{t-j} \rightarrow p_t$ . Følgende modell ligger til grunn for kausalitetstesten:

$$p_t = \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_{1i} p_{t-i} + c_1 + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$p_t = \sum_{j=1}^{\infty} \alpha_{2i} p_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} \beta_j x_{t-1} + c_2 + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

hvor  $\alpha_{ki}$ ,  $\beta_j$  for  $k = 1, 2$ ,  $c_1$  og  $c_2$  er konstanter og  $\varepsilon_{lt}$ ,  $l = 1, 2$  er normalfordelte, uavhengige stokastiske restledd. I denne analysen er lag-strukturen  $i = j = 2$ . Følgende hypotese ble testet  $H_0$ : ingen kausalitet mellom kostnader og pris, dvs. her testes simultant om  $\beta_1 = \beta_2 = 0$ . Likning nummer 1 er likningen med restriksjoner mens likning 2 er uten restriksjoner. Teststatistikken er  $F$ -fordelt med 2 og 6 frihetsgrader. Teststatistikken viser:  $F_{(2,6)} = 2.16$  og kritisk verdi  $F_{(2,6)}^C = 5.14$ , gitt 5% signifikansnivå. Wald test viser følgende resultat:  $\chi_{(2)} = 4.31$  (10% signifikansnivå) og kritisk verdi er  $\chi_{(2)}^C = 4.6$ .  $H_0$ -hypotesen om ingen eksogenitet (kausalitet) kan derfor ikke tilbakevises. Korrelasjonsdiagrammet indikerer derimot at det kan være en signifikant sammenheng mellom utviklingen av kostnadene og prisen, og vi ser også at Wald-testen indikerer at det er nært på at  $H_0$ -hypotesen kan forkastes.  $H_0$ -hypotesen forkastes, gitt 15% signifikansnivå. I dette tilfelle er den kritiske verdien  $\chi_{(2)}^C = 2.77$ . I følge korrelasjonsdiagrammet, viser det seg at kostnadsendringen slår ut i prisen to år etter at endringen har funnet sted og dette er konsistent med produksjonssyklusen innen oppdrett. På den annen side viser ikke Grangers kausalitetstest at det er en signifikant link mellom kostnadene og prisen. Testene bygger på få observasjoner slik at her er det stor usikkerhet. Videre har EU intervenert i markedet med innføringen av "Lakseavtalen" i perioden 1997-2003, og denne reguleringen svekket sannsynligvis markedsmekanismen og muligheten for en effektiv prisdannelse. Mer om dette nedenfor. Vi vil allikevel helle til den konklusjon at konkurransesituasjonen i EU markedet for fisk sannsynligvis er så stor at prisen konvergerer eller presses ned mot kostnadsnivået i næringen. Ved å bruke koeffisientestimatene fra regresjonslikningene ovenfor, kan den samlede effekten av en kostnadsendring uttrykkes som  $\sum_{j=1}^2 \beta_j$ , og i dette tilfelle har vi at  $\sum_{j=1}^2 \beta_j = -0.41 + 1.06 = 0.65$ . Hvis kostnadene reduseres med 10%, fører dette til at prisen reduseres med  $0.65(-10) = -6.5$ , dvs. prisen reduseres med 6.5%. I gjennomsnitt har kostnadene blitt redusert med 7.2% per år (se fotnote 1) I tillegg til dette indikerer analysen at tilbudet fra de andre landene også har en viss innflytelse på lakseprisen i EU.

### 5.2.2 Måling av sammenhengen kostnad og pris

På bakgrunn av krysskorrelasjonsanalysen mellom de stasjonære variablene, fremgår det at det er en statistisk signifikant relasjon mellom endring i kostnadene på tidspunkt  $t$  og endring i prisen to år senere, dvs. på tidspunkt  $t + 2$ . Grangers kausalanalyse bekrefter den samme eksogenitet i tid.

Det er også blitt argumentert med at konkurransen i markedet legger press på aktørene slik at prisen konvergerer mot kostnadsnivået. Konkurransen i næringsmiddelsegmentet og en relativ stabil aggregert etterspørsel er de viktigste argumentene for at det vil være en sammenhengen mellom kostnadsnivå og pris. Forskjellige modeller ble testet i et forsøk på å måle denne sammenhengen. Bruk av årsdata for perioden 1991 til 2004 støtter ikke hypotesen om at variablene er kointegrerte. En regresjonsmodellen som inkluderer gjennomsnittskostnader (med forskjellig lag struktur) hhv.  $c_t$ ,  $c_{t-1}$  og  $c_{t-2}$  som uavhengige variabler, viser at bare koeffisienten til  $c_{t-2}$  variabelen er signifikant forskjellig fra null. Videre er det kjent at import av norsk laks til EU var regulert av "Laksavtalen" i perioden 1997-2003. Avtalen innebar en minstepris ordning på import av all norsk laks til EU. Figur 2 og 10 viser at avtalen har hatt en viss effekt på prissettingen på norsk laks til EU. Effekten av avtalen er forsøkt tatt hensyn til ved å integrere en dummy variabel som dekker perioden 1998-2002, dvs. fem år. Følgende modell ble estimert;  $p_t = \alpha + \beta_1 c_{t-2} + \beta_2 D_t + \varepsilon_t$ , hvor  $p_t$ : prisen på fersk laks på tidspunkt  $t$ ,  $c_{t-2}$ : gjennomsnittskostnaden på tidspunkt  $t-2$ ,  $D_t$ : dummy variabel hvor  $D = 1$  for årene 1998 til 2002 og  $\varepsilon_t$ : stokastisk restledd. Alle kontinuerlige variable er logaritmisk transformerte. Modellen er konsistent med de statistiske funnene som er gjort når det gjelder kostnadsvariabelens status som eksogen. Tabell 5 viser resultatet fra estimeringen.

Variable Name	Estim. Coeff.	Stand. Error	T-Ratio	p-Value 9 DF	Partial Correl.	Standard. Coeff.	Elast. Means
COST(T-2)	0.81295	0.0723	11.25	0.000	0.966	1.0926	0.8129
DUMMY	0.16646	0.0426	3.906	0.004	0.793	0.3793	0.1665
CONST.	0.80009	0.2369	3.377	0.008	0.748	0.0000	0.8001

Tabell 5: Koeffisientestimaten

Modellen forklarer 92% av variasjonen i prisen, dvs.  $\bar{R}^2 = 0.92$ . DW=1.619 slik at hypotesen om første ordens autokorrelasjon kan tilbakevises. Box-Pierce-Ljung test ble anvendt for å teste autokorrelasjon for høyere orden, men ingen kritiske verdien ble funnet. Residualene ble også testet for stasjonærhet ved bruk av ADF-test, og testen viste at hypotesen om unit-root og deterministisk trend kunne tilbakevises. Jarque-Bera normalitetstest viser at restleddet er normalfordelt ( $\chi_{(2)} = 0.1908$ ). Hansens test viser stabilitet i

koeffisientene og i variansen (10% nivå). ADF-test (konstant med ingen deterministisk trend) viser at restleddet er stasjonært. Koeffisientestimatene er signifikant forskjellige fra null med lave p-verdier, dvs.  $p < 0.05$ . Primærmodellen kan skrives på følgende form (standardavvik i parentes):

$$\hat{P}_t = \underset{(0.237)}{2.255} + \underset{(0.043)}{1.181}D_t + \underset{(0.072)}{C_{t-2}^{0.813}}$$

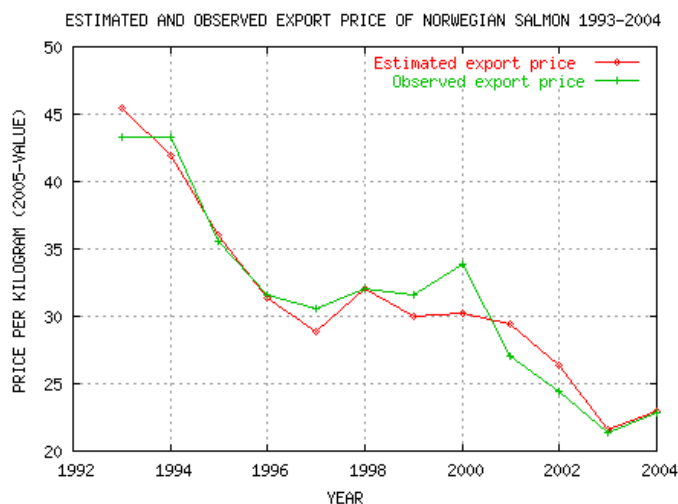
Estimatverdiene viser at prisen i dag reduseres i gjennomsnitt med ca. 8% når kostnadene to år tidligere reduseres med 10% (se også tabell 5 “Elasticity at Means”). I løpet av de årene det er innsamlet og publisert offentlig tilgjengelig statistikk over oppdrett av laks i Norge, dvs. fra 1982 og fram til i dag, er det vist at kostnadene ved å produsere laks er redusert betydelig. Analysen har vist at det er en statistisk signifikant sammenheng mellom produksjonskostnader og pris. Hvis vi har produktivetsforbedringer over tid slik at  $c_t > c_{t+1} > c_{t+2} > \dots > c_{t+k}$ , og prisen følger sekvensen i henhold til funksjonen ovenfor, vil enhver konveks kombinasjon av  $c$ 'ene, dvs.  $\lambda c_t + (1 - \lambda)c_{t+i-2}$  hvor  $i \in [3, k]$  og  $0 < \lambda < 1$ , være høyere enn prisnivået ved siste prisobservasjon på tidspunkt  $t + i$ , dvs. når prisen har verdien  $p_{t+i}$ . Konsekvensen av denne dynamikken er at gjennomsnittmålinger av produksjonskostnader (historiske målinger), vil ha en tendens til å være høyere enn gjeldende pris, dvs. i forhold til siste observerte pris ( $t + k$ ). Hvis gjennomsnitt av historiske kostnader måles opp mot gjeldende pris, kan dette føre overhyppighet av målinger som tilsynelatende ser ut som dumping hvis pris og kostnader har en negativ trend. I en situasjon hvor en næring blir etterforsket for dumping, vil det være spesielt viktig at det er konsistens mellom metodikken som anvendes til å beregne kostnader og pris.

Videre viser modellen at Lakseavtalen kan ha bidratt til å løfte prisen (eller hindret reduksjon av prisen) i gjennomsnitt med 1.16 kroner per kilo. Her brukes begrepet ‘kan’ fordi andre faktorer kan også ha påvirket prisutviklingen på laks. I løpet av perioden 1998 til 2002 ble det eksportert 1.1 millioner tonn fersk, sløyd laks til EU. Hvis lakseavtalen bidro til å heve prisen med 1 krone per kilo, betyr det at forbrukerne har hatt en merutgift på litt over 1 milliarder kroner. Sannsynligvis har en betydelig andel av denne merinntekten blitt realisert av norske tilbydere. EU-kommisjonen var derimot ikke opptatt av samfunnsøkonomien. De vektla utelukkende at oppdretterne i Skottland og Irland skulle ha stabile rammebetingelser og såpass høy pris at de gikk med overskudd. Tilsvarende prioriteringer er gjort i siste beslutning om bruk av minstepris på import av norsk laks (se Council of the European



Union (2006): Council Regulation (EC) No 85/2006 17. January 2006).

Figur 14 viser hvordan modellen predikerer prisen i forhold til observerte verdier.



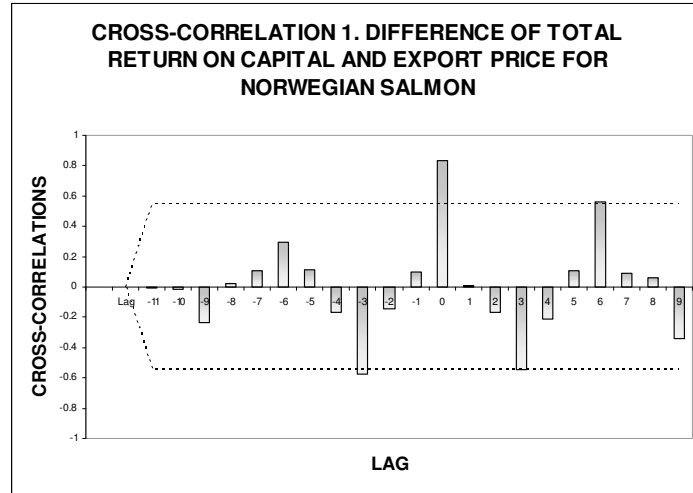
Figur 14: Estimert og observert eksportpris på fersk norsk laks til EU

Figuren viser at modelleringen av Lakseavtalen ikke er perfekt selv om denne effekten var signifikant. Vi ser at prisfallet starter før lakseavtalen ble opphevet i begynnelsen av 2003. Vi vet at markedsprisen på laks i deler av 2002 og 2003 falt under minsteprisnivået, og det skapte store problemer for norsk oppdrettsnæring. Sannsynligvis bidrag Lakseavtalen til at norsk oppdrettsnæring ble tvunget til å selge med tap, og dermed fikk EU enda et argumentet som kunne støtte deres påstander om at norsk oppdrettsnæring opptrer aggressivt eller driver med dumping. I tillegg: prisfallet skyldes sannsynligvis mange forhold, bl.a. at produktivitetsgevinstene og kostnadsreduksjonen ikke var tatt ut i lavere pris i denne perioden og at den aggregerte etterspørselen etter laks i EU endret seg i de to siste årene av Lakseavtalens femårige liv.

### 5.2.3 Sammenhengen pris og avkastning

Ut fra det som er sagt om sammenhengen pris, kostnad og konkurranse, er det å forvente at det er en sammenheng mellom prisnivå og avkastning i

næringen. Figur 15 viser krysskorrelasjon mellom endring i totalrentabilitet i matfiskproduksjon i Norge og endring i eksportpris på laks (sløyd, fersk laks) til EU for perioden 1992-2004 (kilde for rådataene: Fiskeridirektoratet).



Figur 15: Krysskorrelasjonen mellom endring i totalrentabilitet og pris på laks til EU

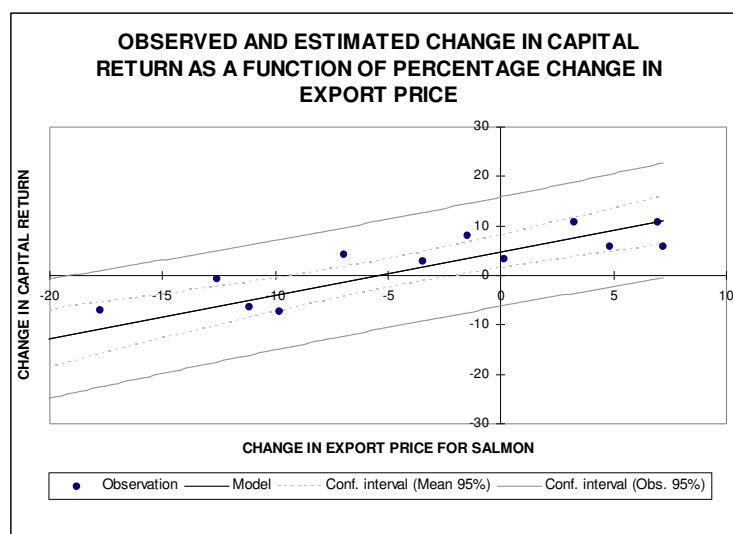
Figur 15 viser at det er en signifikant sammenheng mellom prosentvis endring i pris ( $\Delta p_t$ ) og endring i avkastning på totalkapitalen ( $\Delta \pi_t$ ) for null lag (målt i prosentpoeng). Korrelasjonen er relativ høy med verdien 0.84. Sammenhengen mellom endring i rentabilitet og pris er kvantifisert ved hjelp av følgende statistiske modell:  $\Delta \pi_t = \alpha + \beta \Delta p_t + \varepsilon_t$ , hvor notasjonen er som vist ovenfor. Regresjonen gav følgende resultat:

Variable Name	Estim. Coeffici.	Stand. Error	T-Ratio	p-Value 11 DF	Partial Corr.	Stand. Coeff.	Elasticity at Means
PRICE CHANGE	0.8774	0.1508	5.819	0.000	0.869	0.8688	-5.9449
CONSTANT	4.808	1.504	3.196	0.009	0.694	0.0000	6.9449

Tabell 6: Koeffisientestimaterne

Tabell 6 viser at koeffisientene er signifikant forskjellige fra null. DW = 1.852 og null hypotesen om 1. ordens autokorrelasjon kan tilbakevises.

Harvey-Collier test, LM-test og Box-Pierce-Ljung gir ikke indikasjoner om autokorrelasjon. ADF-test på residualserien viser at residualene er stasjonære. Jarque-Bera = 0.659 ( $p = 0.72$ ) som viser at hypotesen om normalfordelte restledd ikke kan tilbakevises. Hansens test indikerer stabile koeffisienter og stabil varians, gitt 10% signifikansnivå. Chow test for like parameterverdier mellom subutvalg av data kan ikke tilbakevises. Goldfeld-Quandt test for stabile restledd for diverse subutvalg kan heller ikke tilbakevises. Modellen har relativ god forklaringskraft da  $\bar{R}^2 = 0.73$ , dvs. variasjon i endringen av eksportprisen forklarer 73% av variasjonen i endringen i totalavkastningen og  $F = 33.86$  og  $p = 0.000$ . Harvey-Phillips test gir ingen indikasjoner om at det eksisterer heteroscedastisitet. Verdien på koeffisientestimatene indikerer at hvis eksportprisen øker (reduseres) med for eksempel 10%, vil avkastningen på totalkapitalen øke (reduseres) med 8.8 prosentpoeng. Figur 16 viser henholdsvis observert og estimert endring i avkastningen som funksjon av endring i eksportpris.



Figur 16: Estimert og observert endring i kapitalavkastningen

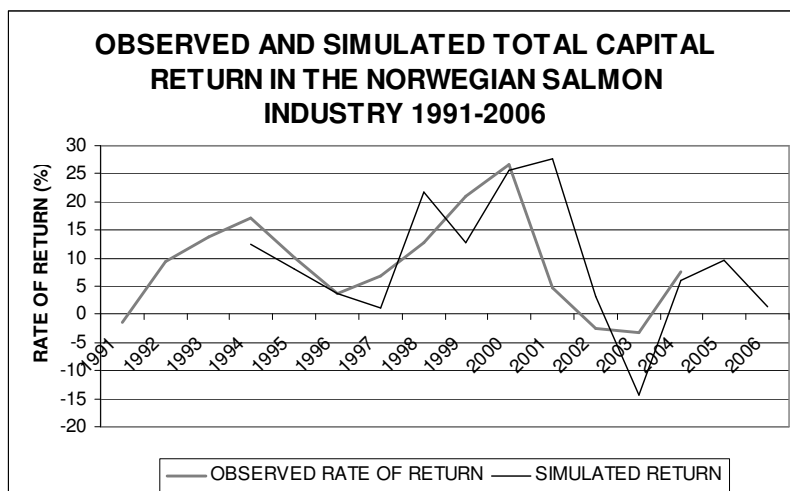
På bakgrunn av de to siste regresjonene, henholdsvis mellom kostnadene ( $c_{t-2}$ ) og prisen ( $p_t$ ) og mellom relativ endring i pris ( $\Delta p_t/p_t$ ) og endring i totalavkastning på kapital ( $\Delta \pi_t$ ), er det mulig å etablere en sammenheng mellom utviklingen av produksjonskostnadene og kapitalavkastningen, ved å

anvende følgende modellsett:

$$\hat{p}_t = 0.800 + 0.166D_t + 0.813c_{t-2} \quad (3)$$

$$\Delta\hat{\pi}_t = 4.808 + 87.7\left(\frac{\Delta\hat{p}_t}{\hat{p}_t}\right) \quad (4)$$

Alle variable i første likning transformert logaritmisk, mens endogen variabel i likning nummer to er i prosentpoeng og høyreside variabelen er målt i relativ endring. Koeffisienten foran den uavhengige variabelen er multiplisert med 100 slik at det er prosentvis endring som måles. Figur 17 viser resultatet av å predikere avkastningen i oppdrettsnæringen som en funksjon av utviklingen av gjennomsnittskostnadene. Figur 17 inkluderer også den observerte avkastningen på totalkapitalen.



Figur 17: Simulert totalavkastning i norsk oppdrettsnæring

De simulerte verdiene fra modellen “forklarer” 41% av variasjonen i den observerte avkastningen. Pearsons korrelasjonskoeffisient mellom simulert og observert avkastning er 0.64 og er signifikant forskjellig fra null (to-sidig test), gitt 5% nivå ( $p=0.035$ ). En kort kommentar til resultatet: I den første likningen inkluderes en dummy variabel for å absorbere effekten fra laksavtalen. Effekten fra lakseavtalen ser ut til å ha medført et strukturelt skift i markedsprisen. I dag hører vi om den dødelige fugleinfluensaen, og at den er på vei til å spre seg i Europa. Det skal ikke utelukkes at vi i løpet av 2006 kommer

til å se en klar endring i forbruksmønsteret til folk ved at de vrir konsumet bort fra produkter av fjærkre og mer mot rødt kjøtt, fisk og fiskevarer. Resultatet av denne endringen i etterspørselen kan være at prisen på laks kan komme til å ligge på høyt nivå, og dette nivået vil avvike fra utviklingen i produksjonskostnadene. Næringen vil i dette tilfelle kunne oppnå relativ høy profitt. På lang sikt derimot er det å forvente at prisen konvergerer mot kostnadsnivået.

## 6 Konklusjon

Rapporten analyserer hvilke forhold som påvirker prisdannelsen på norsk laks i EU-markedet. EU-kommisjonen har lagt vekt på at det er dumping som er årsaken til prisfall og ustabilitet. Generelt vil det være slik at årsaksforholdet bak ustabiliteten legger føringer på hvilke virkemidler som blir tatt i bruk for å styre et marked. Kommisjonens analyse av mulige determinanter for prisutviklingen synes å være mangelfull.

Foreliggende analyse viser at prisen på laks fra Norge er påvirket av eget volum, men også tilbudet fra Færøyene og Chile har signifikant effekt. Tilbudet av stillehavslaks fra USA, Canada og Kina samt tilbudet fra Skottland og Irland har negativ effekt på prisen, men effekten er ikke like sterk som for Færøyene og Chile. Det er derfor å forvente at det er en viss gjensidig påvirkning av prisen mellom de største tilbyderne som opererer i EU-markedet.

Analysen viser at det er en statistisk signifikant sammenheng mellom endring i produksjonskostnadene og prisen på laks. Den norske oppdrettsnæringen har i perioden 1991-2004 mer enn halvert kostnadene, og markedsprisen er halvert i samme periode. Denne utviklingen kommenteres aldri av EU-kommisjonen når de uttaler seg om årsaken til prisutviklingen. Statistiske analyser indikerer at markedsprisen reduseres som følge av kostnadsendringen. Konkurransen i markedet og den raske produksjonsveksten sikrer at prisen konvergerer mot minimum av gjennomsnittskostnadene. Analysen viser at produktivitets- og kostnadsgevinsten slår ut i prisen ca. to år etter at de statistisk signifikante endringene finner sted. Analysen viser at over 90% av variasjonen i prisen kan forklares ut fra variasjon i kostnadene. 10% reduksjon i produksjonskostnadene medfører at prisen to år etter reduseres med mellom 6.5 og 8%. Analysen viser ikke at det ikke har forekommet dumping, men den viser at oppdrettskostnadene på det tidspunkt den solgte

fisken var smolt er høyere enn produksjonskostnadene når fisken blir solgt ca. to år senere. Videre vil den dynamiske sammenhengen mellom utviklingen i kostnader og pris danne en struktur i tid som gjør at det ved ettersyn ser ut som “kontinuerlig” dumping. En hver konveks kombinasjon, for eksempel ved beregning av et gjennomsnitt, basert på årsdata med fallende kostnader i perioden fra tidspunkt  $t$  til tidspunkt  $t + k$ , gitt at  $k > 0$ , vil være høyere enn kostnadene ved siste måling, dvs. på tidspunkt  $t + k$ . Det skal derfor ikke utelukkes at de teknologiske og produktivitetmessige forbedringene i noen grad blir diskontert i prisene. Vi har sett at prisen “følger” kostnadene. Implikasjonen kan derfor være at det er et press fra markedet om å selge fisken til priser som er lik eller lavere enn historiske eller fortidige produksjonskostnader. Dessverre har vi ikke data som viser kostnadsutviklingen for skotsk og irsk oppdrett.

Analysen viser videre at det er en statistisk signifikant sammenheng mellom prisnivå og avkastning på totalkapitalen. Prisvariasjonen forklarer over 70% av variasjonen i kapitalavkastningen.

Den deskriptive delen av analysen viser at markedskonsentrasjonen i EU for atlantisk laks er redusert i perioden 1991 til 2004, selv om det er en viss økning i perioden 2001 til 2004. Den generelle utviklingen skyldes bl.a. handelstiltakene og truslene som EU gjentatte ganger har rettet mot norsk oppdrettsnæring. Målingene bygger på det aggregerte eksportnivået for de enkelte landene. Indeksen reflekterer ikke grad av kontroll som de enkelte selskapene har nasjonalt og internasjonalt. I Norge har for eksempel konsentrasjonen økt i og med at færre selskaper kontrollerer en stadig større del av totalproduksjonen. I Norge kontrollerer de seks-syv største selskapene ca. 70% av den samlede produksjonen av laks. Analysen viser at markedsandelen til skotsk og irsk oppdrettsnæring har økt i perioden 1991-2004, mens den norske andelen har gått ned. Noe av nedgangen i den norske andelen skyldes økning i eksport til EU fra Chile og Færøyene. Analysen viser at det er forskjellige “krefter” som determinerer prisen på laks. De viktigste determinantene er:

- Det at det er konkurranse i markedet samtidig som produksjonen øker, bidrar til at prisen på lang sikt konvergerer mot minimum av gjennomsnittlige produksjonskostnader. Analysen indikerer at Færøyene, Chile, Skottland og Irland og stillehavslaks fra USA, Canada og Kina m.fl. bidrar til at det er konkurranse i markedet for laks.

- Teknologiske skift gir høyere produktivitet og lavere produksjonskostnader. Statistikk viser at denne faktoren sannsynligvis betyr svært mye for hvilket nivå prisen beveger seg mot. Prisen vil svinge rundt denne trenden. Det antas derfor at det er en sterk sammenheng mellom produksjonskostnader og pris. Når det gjelder EU-markedet, er det norsk oppdrettsnæring som er eksponenten bak den teknologiske utviklingen. Vi har dessverre ikke tall som gjør det mulig å analysere de andre landene.

Norsk oppdrettsnæring er en rekke ganger anklaget for dumping og for å ha skapt ustabilitet i EU-markedet. Dumping er ikke tillatt, og det bør sanksjoneres mot denne type adferd. Men er omfanget så stort at det er grunnlag for å hevde at det statistisk sett er *årsaken* til at markedsprisen faller under produksjonskostnadene? Foreliggende analyse indikerer at oppfattelsen trolig må nyanseres. Det er i dag uenighet mellom norske myndigheter og oppdrettsnæringen på den ene siden og EU-kommisjonen på den andre siden om hvordan kostnader og priser skal vurderes. Dette kommer klart fram i siste domsavsigelse (Council Regulation (EC) No 85/2006 17. January 2006), og problemet bør løses. EU har innført minstepris på import av norsk laks dels som straff for dumping og dels for å stabilisere markedet. Tatt i betraktning at prisen på laks er påvirket av alle aktørlandene, bør det vurderes om ikke alle bør omfattes av reguleringene, gitt at målsettingen er å stabilisere markedet. Dette vil sikre at tilbydere fra de enkelte land ikke blir diskriminert. Det er vanskelig å si noe om hvilken betydning dumping har spilt for prisdannelsen i hele EU-markedet, i og med at EU-kommisjonen ikke har offentliggjort data over dette hverken i siste eller tidligere domsavsigelser (se Council Regulation (EC) No 85/2006 17. January 2006).

Den sterke produktivitetsutviklingen innen oppdrett fører til at produksjonskostnadene blir lavere, og i kombinasjon med konkurranse vil markedsprisen presses ned mot produksjonskostnadene. Denne dynamikken skaper endringer i markedet. Det er vist at produksjonskostnadene er mer enn halvert i løpet av en 10 års periode. Markedet forandrer seg kontinuerlig – fra én intertemporær likevekt til den neste. Man skal derfor ikke se bort fra at dumping-hypotesen blir verifisert på feil grunnlag når endringene er så kraftige, og med det uunngåelige utfall at prisen kommer ned på et nivå som truer lønnsomheten til skotsk og irsk oppdrettsnæring. De såkalte tiltakene mot dumping blir derfor virkemidler som dessverre likner mer å mer på proteksjonisme. Bruk av minstepris til å stabilisere markedet blir feil hvis

man tar hensyn til den sterke produktivitetsutviklingen som skjer i næringen, selv om det statistisk sett kan påvises en positiv priseffekt for norsk oppdrettsnæring i den tiden Lakseavtalen eksisterte. Innføring av minstepris vil svekke både markedets funksjonsmåte og muligheten til å bruke pris som signalbærer for å få til en effektiv allokering av ressursene internt i det enkelte land og mellom landene. Sett fra EU sin side er det spesielt forbrukerne som får et velferdsøkonomisk tap som følge av at det skapes en kunstig prislike mellom reguleringspris og den langsiktige, lavere pris som ville være lik minimum av gjennomsnittskostnadene om markedet fikk fungere fritt. Siste minsteprisregime som EU innførte i perioden 1997-2003 kostet forbrukerne *minst* 1 milliard kroner i merutgifter.



## Referanser

- [1] Asche, F., T. Bjørndal and D.V. Gordon (2005): *Demand structure for fish*. SNF Working Paper No. 37/105. Institute for Research in Economics and Business Administration.
- [2] Bjørndal, T., Gordon, D.V., Salvanes, K. G. (1992): *The Markets for Salmon in Spain and Italy*. Working paper No. 74/92. Institute for Research in Economics and Business Administration. Bergen, August 2005.
- [3] Bjørndal, T. og Salvanes, K. G. (1992): *Markedsstruktur i den internasjonale laksemarknaden og Noregs strategiske posisjon. Krisa i oppdrettsnæringen*, NOU 1992: 36.
- [4] Council of the European Union (2006): Council Regulation (EC) No 85/2006 17. January 2006 – *Imposing a MIP on imports of farmed salmon originating in Norway*. Official Journal of the European Union.
- [5] Fiskeridirektoratet: *Økonomiske Analyser Fiskeoppdrett. Lønnsomhetsundersøkelser for matfiskproduksjon, laks og ørret*. Forskjellige årganger.
- [6] Lorentzen, T. og Salvanes, K. G. (1992): *Nokre aspekt ved utvikling av ein industrikanal for norsk oppdrettslaks*. SNF-rapport 80/92. Institute for Research in Economics and Business Administration.
- [7] Lorentzen, T. og Hannesson, R. (2005): *Climate Change and Future Expansion Paths for the Norwegian Salmon and Trout Industry*. Working paper No. 59/05. Institute for Research in Economics and Business Administration. Bergen, October 2005.
- [8] Lorentzen, T. og Hannesson, R. (2006): *Climate change and productivity in the aquaculture industry*. SNF-report No. 02/06. Institute for Research in Economics and Business Administration. Bergen, January 2006.
- [9] Lorentzen, T. og Aarset, B. (2006): *Velferdsøkonomiske effekter av straffetoll på norsk laks*. SNF-rapport 06/06. Samfunns- og næringslivsforskning. Institute for Research in Economics and Business Administration.

## A Handelstiltak mot norsk oppdrettsnæring 1989-2006

- 1989:** De første signalene om handelsrestriksjoner kommer samtidig fra både USA og EU, men uavhengig av hverandre, og signalene går ut på å innføre dumpingtiltak mot norsk laks. I løpet av desember måned leverer skotske oppdrettere den formelle klagen om dumping av norsk laks i EU-markedet.
- 1990:** Fiskeoppdretternes Salgslag (FOS) starter 8. januar 1990 innfrysing av fisk for å hindre ytterligere prisfall på laks, og for å signalisere til EU at “vi er i stand til å rydde opp”. EU-kommisjonen åpner dumping-saken 2. februar. I USA blir en tilsvarende dumpinganklage mot norsk oppdrettsnæring åpnet 28. mars. Amerikanerne innfører en importavgift (subsidieavgift) på 2.96% på import av all norsk laks. 3. oktober vedtar amerikanerne at avgiften på 2.96% skal defineres som en straffetoll på all norsk laks. EU-kommisjonen foreslår 10. oktober å innføre 11.32% straffetoll på import av norsk laks.
- 1991:** Den endelige subsidieavgiften på import av norsk laks til USA vedtas den 20. februar 1991 til 2.27%. Den endelige dumpingavgiften på import av fersk rund laks til USA fastsettes til 23.8%. USA opprettholder fortsatt denne dommen, og hvis sanksjonene opprettholdes til 2011 kan amerikanerne og nordmenn feire 20 årsjubileum. EU-kommisjonen signaliserer 16. mars at importavgiften til EU kan bli “bare” 11.32% om innfrysingsordningen fungerer. I løpet av juni samme år destruerer norsk oppdrettsnæring 12 millioner smolt for å redusere produksjon og dermed tilbudet i perioden 1992 og 1993. EU-kommisjonen innfører minstepris på norsk laks i perioden 8. mars 1991 til mars 1992.
- 1993:** Norsk oppdrettsnæring innfører perioder med fôringsstopp for å redusere vekst og tilbud av fisk. Dette tiltaket organiseres av Norske Fiskeoppdretteres Forening (FOS). I løpet av november innfører EU minstepriser på import av norsk laks. Dette tiltaket varer fram til 31. januar 1994.
- 1994:** De skotske oppdretterne tilbakekaller dumpinganklagen som ble sendt EU-kommisjonen 1991/92.

- 1995:** Etter at markedet i en liten periode har vært fri for EU-reguleringer, innfører EU-kommisjonen minstepris på norsk laks 15. desember. Markedet skal overvåkes fram til 30. juni 1996.
- 1996:** EU åpner dumpingsak mot norsk laksenæring 31. august.
- 1997:** EU-kommisjonen konkluderer med at anklagene om dumping kan underbygges, og foreslår hhv. straffetoll på 9.88% og subsidietoll på 13.7%, totalt 23.58%. Etter intense forhandlinger mellom partene undertegner Norge og EU den såkalte "lakseavtalen" i juni. Avtalen skal gjelde i 5 år, men med muligheter for justeringer underveis. Avtalen innbar bl.a. en minstepris på 3.25 ECU per kg fersk og fryst sløyd laks.
- 1998:** EU-kommisjonen foreslår innstramminger i avtalen. Strengere importbegrensninger og høyere minstepris blir vurdert.
- 2002:** I løpet av mars måned foreslår EU-kommisjonen å erstatte minstepris med en prosentavgift (straffetollsats) på import av norsk laks. Dette forslaget blir det ikke noe av, men EU starter med å analysere om Chile og Færøyene har dumpet laks i markedet. EU-kommisjonen foreslår å avvikle avtalen, og de finner heller ikke noe "kriminelt" med måten Chile eller Færøyene har operert i markedet. 19 desember rasler EU-kommisjonen igjen med sablene, og starter undersøkelser etter klage fra finske oppdrettere om tilbydere fra Norge og Færøyene har dumpet ørret i EU-markedet.
- 2003:** EU-kommisjonen avvikler lakseavtalen etter at de ikke finner noen grunn til å videreføre den. På den annen side foreslår EU (18. august) å ilegge import av norske ørret en midlertidig dumpingavgift på 21.4% fra og med 18. september.
- 2004:** Forslaget om langsiktig straffetoll på norsk ørret blir vedtatt 7. januar 2004. Straffetollsatsen blir justert ned til 19.9%. 30. januar støtter antidumping-komiteen i EU tiltaket. Oppdretterne i Skottland og Irland foreslår innføring av safeguards på import av norsk, islandsk og færøysk laks. Safeguards komiteen i EU støtter at saken bør etterforskes. 5. mars starter den formelle etterforskningen. 8. mars vedtar Ministerrådet i EU om å bruke 19.9% straffetoll på import av norsk ørret. Safeguards-komiteen forkaster EU-kommisjonens forslag om å innføre 13% straffetoll på norsk laks, og kommisjonen velger å trekke tilbake

forslaget. EU-kommisjonen innfører importkvoter på ca. 164 000 tonn på norsk laks som skal dekke perioden 15. august til 6. februar 2005. Virkemidlet blir avvirket 6. desember etter klage fra land innen EU. Samtidig med at dette avvirkles, åpnes det en ny dumpingsak mot norsk oppdrettsnæring.

- 2005:** EU innfører nye safeguard-tiltak som består suksessivt av straffetoll, kvoter og minstepris. I perioden fra 27. april til 4. juli ble import av laks ilagt differensiert tollsats fra 6.8% til 24.5%. Denne løsningen ble avløst av en bilateral avtale om minstepris 1. juli. Russland innfører importforbud av fersk laks fra Norge for enkelte selskaper fordi russerne mener å ha funnet for høye konsentrasjoner av tungmetall i fersk fisk.
- 2006:** EUs ministerråd vedtar å innføre minstepris på all import av laks fra Norge fra og med 21. januar. 23. januar går den norske regjeringen ut med at de vil klage EU inn for WTO. Samme dato signaliserer EU at de vil drøfte laksesaken med norske myndigheter. EU ønsker en forhandlingsløsning. Russland innfører 1. februar importforbud av all fersk laks fra Norge. Varigheten av tiltaket er ikke kjent. Forhandlingene med EU-kommisjonen om en løsning på laksesaken fører ikke fram, og Stoltenberg-regjeringen beslutter 21. februar å bringe laksekonflikten inn for WTO.