

Sesongvariasjon i etterspørsel etter oppdrettet torsk på det franske markedet

av

Silje Albrigtsen



Mastergradsoppgave i fiskerifag
Studieretning bedriftsøkonomi
(30 stp)



Institutt for økonomi
Norges fiskerihøgskole
Universitetet i Tromsø

November 2007

I. Forord

Med denne oppgaven avsluttes mitt mastergradstudium i fiskerifag, retning bedriftsøkonomi ved Norges fiskerihøgskole, Universitetet i Tromsø.

De positive framtidsutsiktene for oppdrett av torsk, industriens seneste års positive utvikling, samt min interesse for konsumentatferd og prisanalyse har motivert meg til å skrive denne oppgaven. Det hadde heller ikke blitt gjort en etterspørselsanalyse for oppdrettet torsk der sesongsvariasjoner har blitt satt i fokus før, noe som kan gjøre studiet interessant for norske eksportører av torsk til Frankrike.

Jeg vil benytte anledningen til å få takke min veileder, professor Øystein Myrland, for hans hjelpsomhet og støtte gjennom arbeidet med oppgaven. Jeg vil også få takke Tor Bjørklund Larsen ved Eksportutvalget for Fisk (EFF) for god behjelpelighet med å anskaffe de handelsdataene vi etterspurte.

Venner og familie som har bidratt med positivitet og støtte under hele studietiden fortjener også en stor takk.

Tromsø, 15. nov. 2007

Silje Albrigtsen

II. Sammendrag

Hovedformålet med denne oppgaven er å beskrive sesongforskjeller i priselastisiteter for oppdrettet torsk på det franske markedet. Det gjøres ved spesifisering av en økonometrisk modell og estimering av parametere for etterspørselen etter fersk oppdrettet, fersk villfanget og frossen torsk. Beregnede pris- og inntektselastisiteter, samt krysspriselastisiteter mellom produktene kan brukes av aktører i industrien i markedsutvikling og prissetting. Oppdrettet fersk torsk har en elastisk etterspørsel, mens etterspørselen etter villfanget fersk torsk og frossen torsk er uelastisk. Resultatene indikerer dessuten at oppdrettet fersk torsk er mer elastisk i vintermånedene, når mengden villfanget fersk torsk er på det høyeste. De høyeste marginene kan eksportører av oppdrettstorsk oppnå i månedene juni til desember.

Nøkkelord: oppdrettstorsk, Frankrike, sesongvariasjoner, etterspørselsanalyse, Rotterdam-modellen, elastisiteter.

III. Innholdsfortegnelse

I. FORORD	I
II. SAMMENDRAG.....	II
III. INNHOLDSFORTEGNELSE.....	III
IV. TABELLER	IV
V. FIGURER	IV
1. INNLEDNING	1
2. BAKGRUNN	4
2.1 DET FRANSKE MARKEDET FOR FERSK TORSK	5
3. ETTERSPORSELSANALYSE	6
3.3 ROTTERDAM-MODELLEN	6
3.3.1 ELASTISITETER.....	10
4. TIDLIGERE STUDIER.....	13
5. DATA OG DEN ØKONOMETRISKE MODELLEN.....	14
5.1 DATA.....	14
5.2 DEN ØKONOMETRISKE MODELLEN	19
6. RESULTAT OG ANALYSE AV DATAENE	20
6.1 ELASTISITETENE TIL DE TRE PRODUKTENE.....	23
6.2 SESONGFORSKJELLER I PRISELASTISITETENE FOR OPPDRETTET TORSK	25
7. OPPSUMMERING OG KONKLUSJON	28
8. REFERANSELISTE.....	31

IV. Tabeller

<u>Tabell 5.1:</u> Gjennomsnittlige priser, kvantum og budsjettandeler for september 2003 til og med juli 2007 for oppdrettet og villfanget fersk torsk samt frossen torsk til Frankrike.....	14
<u>Tabell 6.1:</u> Durbin-Watson d-statistikk for Rotterdam-modellen.....	20
<u>Tabell 6.2:</u> Durbin-Watson d-statistikk for Rotterdam-modellen ved bruk av modifisert Durbin-Watson test.	21
<u>Tabell 6.3:</u> Likelihood ratio test for homogenitet og symmetri på prisene.	21
<u>Tabell 6.4:</u> De estimerte parameterverdiene i Rotterdam-modellen.	22
<u>Tabell 6.5:</u> Gjennomsnittlige kompenserte elastisiteter (Hicks elastisiteter) for torskeprodukter på det franske markedet (2003-2007) for hele perioden.....	24
<u>Tabell 6.6:</u> Gjennomsnittlige ukompenserte elastisiteter (Marshall elastisiteter) for torskeprodukter på det franske markedet (2003-2007) for hele perioden.	24
<u>Tabell 6.7:</u> Gjennomsnittlige kompenserte elastisiteter (Hicks elastisiteter) for oppdrettet torsk på det franske markedet (2003-2007) for perioden januar til juni og for perioden juli til desember.....	26
<u>Tabell 6.8:</u> Gjennomsnittlige ukompenserte elastisiteter (Marshall elastisiteter) for oppdrettet torsk på det franske markedet (2003-2007) for perioden januar til juni og for perioden juli til desember.....	27

V. Figurer

<u>Figur 2.1:</u> De viktigste eksportmarkedene for norsk oppdrettstorsk	4
<u>Figur 5.1:</u> Prisutviklingen fra september 2003 fram til juli 2007 for eksportert villfanget fersk, oppdrettet fersk og frossen filet av torsk til det franske markedet	16
<u>Figur 5.2:</u> Sesongsvigninger i de gjennomsnittlige budsjettandelene til oppdrettet fersk torsk, villfanget fersk torsk og frossen torsk	17
<u>Figur 5.3:</u> Sesongvariasjoner i eksport av villfanget og oppdrettet fersk torsk til Frankrike.	18

1. INNLEDNING

Utviklingen for oppdrett av torsk i stor skala er i disse dager svært positive. Norsk produksjon av oppdrettet fersk torsk har i årene 2004 til 2007 hatt en sterk fremgang, og prognosene for torskeoppdrett i framtiden er også svært positive. På verdensbasis er akvakultur forventet å spille en viktig rolle for kompensasjonen av fangststagnasjon av villfisk og for å møte en økende etterspørsel etter høykvalitets sjømat (Brugère og Ridler 2004). For aktører i denne voksende næringen er det imidlertid fortsatt mange ubesvarte spørsmål knyttet til markedet, blant annet hvilken posisjon oppdrettet torsk vil ha i forhold til konkurrerende villfangede produkter.

Hvis tilfellet er at produktene blir opplevd som substitutter, vil prisen man får for villfanget torsk i stor grad avhenge av tilførselen av oppdrettstorsk og omvendt. En ekstra tilførsel av fersk torsk kan da også presse prisen ned på villfanget torsk (Vassdal 2006). Konkurransen på hvitfiskmarkedet i Europa blir stadig høyere, nye oppdrettede arter som for eksempel Pengasius, Tilapia og Perch er sterke hvitfiskkonkurrenter til torsk. I framtiden er det forventet at noen få arter hvitfisk vil stå sterkt i konsumentenes preferanser. Det kan være avgjørende at Norge som nasjon kan tilby en stabil tilførsel av torsk med hensyn til både leveringsdyktighet, kvalitet og riktig størrelse og pris til krevende super- og hypermarkedkjeder.

Mulighetene for produktdifferensiering er mange for oppdrettstorsk, da man har mer kontroll over produksjonsprosessen. Ekstra kvalitetsdimensjoner kan legges til oppdrettstorsken, slik som ressurshensyn, økologi, fysiske produktenskaper og leveringsdyktighet (Borch *mfl.* 2007). I Storbritannia er eksempelvis produktmerker som bekrefter at fisken ikke stammer i fra truede arter preferert foran villfanget torsk. Konsumentene ønsker å være med på å bevare en torskestamme i Nordsjøen som per i dag er på et kritisk lavt nivå. I Nord-Amerika derimot er konsumentene svært skeptiske til

oppdrettet fisk, da man er redd for hvilke biologiske effekter oppdrettet fisk kan ha på villfisken. Det er altså muligheter både for villfanget torsk og oppdrettstorsk å skape et konkurransefortrinn i forhold til konkurrentene. Frankrike er per i dag det største markedet for oppdrettet torsk. Hvordan konsumentene i Frankrike opplever produktene villfanget og oppdrettet torsk er per i dag ukjent, og graden av substitusjon mellom de to produktene kan si noe om dette. Den første hypotesen vi vil teste i denne oppgaven er om villfanget torsk og oppdrettet torsk er substitutter i Frankrike.

Fisket etter nordøstatlantisk torsk er som kjent svært sesongpreget, med mesteparten av landingene i vintermånedene. Torsk fra akvakultur kan derfor ha potensialet til å etterfylle etterspørselen i de månedene villfanget torsk ikke klarer å dekke etterspørselen. Den andre hypotesen vi skal teste er derfor om det er sesongmessige variasjoner med hensyn til etterspørselen etter produktet oppdrettet fersk torsk. Om vi klarer å avdekke en varierende etterspørselastisitet mellom sesonger for oppdrettet torsk, kan det si noe om hvilke sesonger oppdrettere bør satse på. Aktørene innen oppdrettsnæringen kan da legge opp sin produksjonssyklus etter det.

Som grunnlag for analysen vil vi bruke handelsdata fra september 2003 til juli 2007. Vi vil ta utgangspunkt i et etterspørselsystem kalt Rotterdam-systemet hvor klassisk konsumentteori også vil komme i bruk. Ved å ta i bruk et slikt system av etterspørselsligninger, kan man forstå substitusjonsfenomener og sesongvariasjoner mellom oppdrettet og villfanget fisk. Økonometriprogrammet Shazam (White 1978) vil bli brukt for å gjennomføre den empiriske dataanalysen.

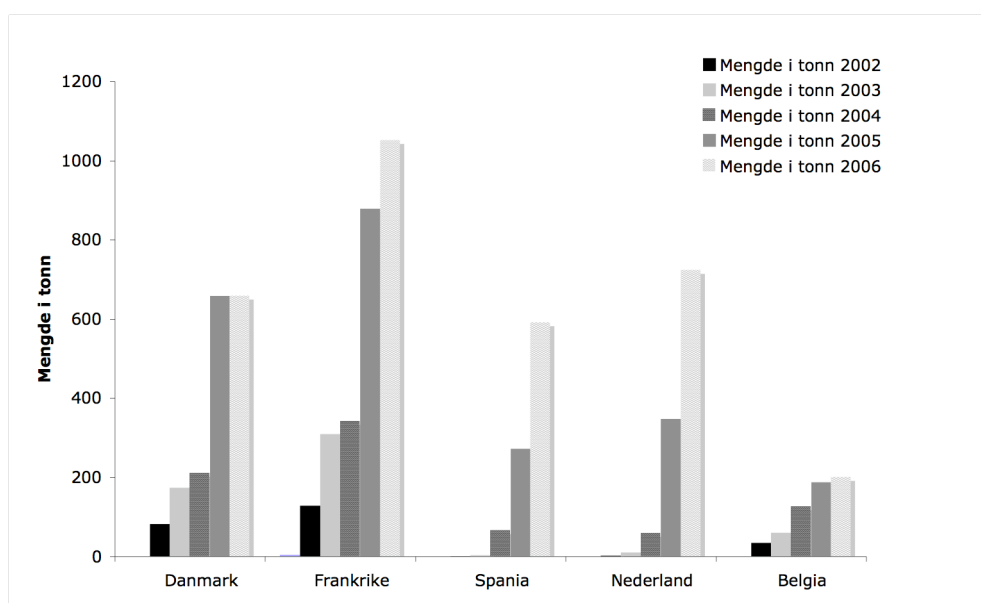
Oppgaven vil bli organisert som følger. Norsk fangst av torsk og produksjon av akvakulturtorsk, samt karakteristikk for det franske markedet for torsk vil vi først i korthet gjennomgå. De empiriske metoder og teorien bak modellen som brukes i oppgaven vil så bli introdusert. Sentrale empiriske funn fra tidligere etterspørselstudier på

fisk vil bli diskutert i kapittel 4. Datamaterialet samt den valgte økonometriske modellen blir presentert i kapittel 5. I kapittel 6 presenteres de empiriske resultatene samt analyser. Til slutt vil en oppsummering og konklusjon følge i kapittel 7.

2. BAKGRUNN

I år 2007 forventes det slaktet 12.000 tonn torsk i Norge. Til neste år er produksjonen forventet å være doblet (ANB-NTB 2007). Produksjonen av oppdrettstorsk er forventet i år 2010 å være like stor som et lofotfiske, noe som er 10 prosent av det totale torskefisket i Norge. I følge Codfarmers ASA og DnB NOR Markets (2006) er Norge med svært god margin den største nasjonen for oppdrett av atlantisk torsk. Island er den største konkurrenten, med Canada og Storbritannia som henholdsvis nummer tre og fire.

De viktigste eksportmarkedene for oppdrettet norsk torsk har i de siste årene vært Frankrike, Danmark, Spania og Nederland, se figur 2.1. Frankrike er det markedet hvor mest fersk oppdrettet torsk blir solgt til. Danmark er i hovedsak et transittland hvor fisken tar et stopp før den blir fraktet videre ut til andre EU-land (Eksportutvalget for fisk 2006). Vi har i denne oppgaven valgt å se nærmere på Frankrike, da det er det landet vi har mest handelsdata på. Frankrike kan også være representativt for andre land i Europa, som for eksempel Belgia og Nederland.



Figur 2.1: De viktigste eksportmarkedene for norsk oppdrettstorsk

2.1 Det franske markedet for fersk torsk

I Frankrike markedsføres all fersk torsk som "torsk", men oppdrettet torsk er merket som oppdrettstorsk og markedsføres som kvalitet. Utviklingen de siste årene har vært at fersk torsk tar mer og mer over for frossen torsk. Betalingsvilligheten for fersk torsk er derfor høyere enn for frossen torsk. Fisk generelt er sett på som trendy i Frankrike, og at man er sunn og bevisst hva man spiser (Nordmann 2006). At det er fersk fisk som er det mest populære i Frankrike gjør det interessant å se på substitusjonsgraden mellom villfanget og oppdrettet torsk, da levering av fersk torsk krever presis og kjapp distribusjon. Produsenter av akvakulturtorsk har en fordel ved at de kan produsere jevnt hele året og dermed også levere jevnt over sesonger. Fersk filet, "loins" og ferdigpakkede måltider er de produktkategoriene som er stadig voksende i Frankrike. Hel fersk fisk er ikke like populært (Nordmann 2006). På hjemmebasis har franskmennene ikke lenger tid til å rense fisken for skinn og bein. Supermarkedkjedene er viktig og blir stadig viktigere for oppdretterne. I 1990 sto de for under 20% av detaljistsalget av sjømat i Frankrike og Storbritannia. I 2003 sto de for over 80% (Asche 2006).

3. ETTERSSPØRSELSANALYSE

For å strebe etter å svare på problemstillingen om graden av substitusjon og om det er ulik grad av substitusjon varierende med sesonger for produktene, skal vi ta i bruk et system av etterspørselslikninger. To etterspørselsystemer, Rotterdam-systemet og Almost Ideal Demand System, heretter forkortet til AIDS-modellen, har blitt populære å bruke i etterspørselsanalyser for fisk. Systemer av regresjonslikninger brukes når flere variabler bestemmes simultant (Biørn 2003). I vårt tilfelle inngår prisvariablene i flere likninger. Flerligningsmodellen kalt Rotterdam-modellen utviklet av Henri Theil vil bli utledet. Deretter vil vi gjennomgå elastisiteter og hvordan de kan relateres til Rotterdam-modellen. Til slutt vil vi presentere sentrale momenter i tidligere etterspørselstudier for fisk og fiskeprodukter.

3.3 Rotterdam-modellen

Rotterdam-modellen ble for vår del valgt fordi vi kunne se at vi hadde en del autokorrelasjon i våre data. Rotterdam-modellen gir sjelden autokorrelasjon da modellen innebærer at vi jobber med differensierte data.

Konsumentteori handler i et nøtteskall om hvordan konsumenten velger å allokere sin begrensede inntekt på ulike goder, og er derfor i praksis en allokeringsteori (Theil 1978). Konsumentteori handler derfor om proporsjon av inntekt brukt på hvert gode. Budsjettbetingelsen uttrykkes som

$$s_i = \frac{p_i x_i}{I}, \quad i = 1, 2, \dots, K \quad (1)$$

hvor s_i er budsjettandelene av de K godene, p_i er pris til gode i , x_i er mengde av gode i , og I er nominell inntekt.

Merk at de K budsjettandelene vil summeres opp til 1,

$$\sum_{i=1}^K s_i = 1, \quad (2)$$

som følger hvis vi dividerer begge sidene av budsjettbetingelsen uttrykt i ligning (1) med I .

Gitt at en spesifikk etterspørselsfunksjon eksisterer, kan konsumentens valg beskrives av Marshalls etterspørselsfunksjon (ukompensert etterspørselsfunksjon). Når vi har K goder kan vi beskrive etterspørselen etter gode i som

$$x_i = x_i(p_1, \dots, p_K, I). \quad (3)$$

Vi valgte ikke invers Rotterdam-modell, med bakgrunn i, som vi har diskutert før, at kvantiteten kan justeres på oppdrettsfisk. Mengde x_i , er valgt som den avhengige variabelen. Tilbudskurven forutsettes i vår modell perfekt elastisk. På logaritmisk form kan vi uttrykke etterspørselen etter gode i , uttrykt i ligning (3) som

$$\ln x_i = \ln x_i(p_1, \dots, p_K, I). \quad (4)$$

Vi er interessert i å se på endringer i etterspørselen, og vi tar derfor totaldifferensiale til funksjonen i uttrykk (4), og vi får da

$$d(\ln x_i) = \sum_k \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln p_k} d(\ln p_k) + \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln I} d(\ln I), \quad (5)$$

hvor p_j er prisen på det andre godet (Theil 1978). Hvis vi så multipliserer alle leddene i ligning (5) med gjennomsnittlige budsjettandeler mellom suksessive perioder \bar{s}_i definert som

$$\bar{s}_i = \frac{1}{2}(s_{i,t-1} + s_{it}) \quad (\text{Theil 1978}), \quad (6)$$

og deretter gjør om på ligningen får vi,

$$\frac{p_i x_i}{I} d(\ln x_i) = \sum_k \frac{p_i p_j}{I} \frac{\partial x_i}{\partial p_j} d(\ln p_k) + p_i \frac{\partial x_i}{\partial I} d(\ln I), \quad (7)$$

som vi kan forkorte ytterligere til,

$$\bar{s}_i d(\ln x_i) = \sum_k c_{ik} d(\ln p_k) + b_i d(\ln I), \quad (8)$$

hvor

$$b_i = p_i \frac{\partial x_i}{\partial I} = \bar{s}_i e_i^*, \quad (9)$$

og

$$c_{ik} = \frac{p_i p_j}{I} \frac{\partial x_i}{\partial p_j} = \bar{s}_{ij} e_{ij}^h. \quad (10)$$

I ligningene over måler b_i effektene av endringer i reell inntekt, mens c_{ik} måler effektene av endringer i priser. Vi må korrigere den proporsjonelle inntektsendringen $d(\ln I)$ for den proporsjonelle endringen i alle priser, $\sum_k \bar{s}_k d(\ln p_k)$. Den underliggende

etterspørselsfunksjon i Rotterdam-ligningen vil da være omgjort til Hicks etterspørselsfunksjon (kompensert etterspørselsfunksjon). Hvis vi også legger a_j til i ligningen for å fange opp trendeffekter, der a_j vil indikere den relative endringen i budsjettandeler som vil oppstå i fravær av endringer i relative priser og inntekt, vil hver ligning i Rotterdam-systemet kunne skrives som

$$\bar{s}_i d(\ln x_i) = a_i + \sum_k c_{ik} d(\ln p_k) + b_i \left[d(\ln I) - \sum_k \bar{s}_k d(\ln p_k) \right]. \quad (11)$$

Venstresiden av ligningene i Rotterdam-systemet er den vektete endringen i etterspørselen (mengden) for gode i . I Rotterdam-systemet er denne mengdeendringen gitt som en lineær funksjon av den

proporsjonelle endringen i reell inntekt og av den proporsjonelle endringen i alle priser. Uttrykket i klammer, den proporsjonelle endringen i reell inntekt, er den proporsjonelle endringen i inntekt minus den proporsjonelle endringen i priser, det siste kjent som Divisia prisindeks. Hele uttrykket i klammer kan tolkes som en mengdeindeks (Divisia mengdeindeks eller Divisia volumindeks). Venstresiden i ligningen kan derfor tolkes som gode j sitt bidrag til Divisia mengdeindeks (Intriligator *mfl.* 1996).

Systemet av etterspørselsligninger gir en lokal førsteordens tilnærming til hvilket som helst sett av etterspørselsfunksjoner hvor mengde avhenger av priser og inntekt. Mengdeendringer forklares av reelle inntektsendringer og prisendringer. Ligningen har en fleksibel funksjonell form, noe som garanterer at det er en tilfeldig, nær tilnærming for hvilket som helst sett av etterspørselsfunksjoner. Minst en parameter er ledig for måling av hver effekt av interesse, slik som effekten av total inntekt og effekten av priser (Intriligator *mfl.* 1996). En annen fordel ved Rotterdam-modellen er at parametrene i ligningen lett kan bli relatert til restriksjonene (Taljaard 2003).

For at etterspørselsfunksjonene skal være i overensstemmelse med etterspørselsteori pålegger vi restriksjoner. Forutsetninger om konsumentrasjonalitet og optimaliserende atferd er lagt til grunn (Biørn 2003). Restriksjonene for Rotterdam-systemet er oppsummeringsbetingelsen, homogenitetsrestriksjonen og symmetrirestriksjonen. Oppsummeringsbetingelsen (*eng.*: the adding-up restriction) begrenser etterspørselsfunksjonene til budsjettbetingelsen uttrykt i ligning (1). Etterspørselsfunksjonene tilfredstiller

$$\sum_{\kappa} b_{\kappa} = 1, \tag{12}$$

at marginalandelene oppsummeres til 1 (Deaton og Muellbauer 1999), som er likt ligning (2) for budsjettandeler.

Homogenitetsrestriksjonen gjør at etterspørselsystemet er homogent av grad null i priser og totalutgift (Biørn 2003). Matematisk kan homogenitetsrestriksjonen uttrykkes ved at

$$\sum_j c_{jk} = 0. \quad (13)$$

Budsjettandelene forblir konstante dersom prisene og total utgift endrer seg med like forhold. Homogenitetsrestriksjonen impliserer i praksis at hvis alle priser, samt inntekt blir multiplisert med en konstant, vil mengde etterspurt forbli den samme.

Symmetrirestriksjonen begrenser krysspriseffekter mellom to goder til å være like. Matematisk kan symmetrirestriksjonen uttrykkes ved

$$c_{ik} = c_{ki}. \quad (14)$$

Restriksjonen kalles også slutskysymmetri (Theil 1978).

Homogenitets- og symmetrirestriksjonene kan vi pålegge ligning for ligning, noe vi ikke kan med oppsummeringsbetingelsen.

Oppsummeringsbetingelsen er derimot automatisk pålagt når variablene (budsjettandeler, realinntekt og prisindeks) i Rotterdam-modellen er kalkulert (Taljaard 2003).

3.3.1 Elastisiteter

For å utlede elastisitetene tar vi utgangspunkt i budsjettandeler uttrykt i ligning 1,

$$s_i = \frac{p_i x_i}{I}. \quad (1)$$

Endringen i budsjettandeler kan ifølge Theil (1978) uttrykkes i tre komponenter, som endring i priser, mengdeendring og inntektsendring,

$$d \ln s_i = d(\ln p_i) + d(\ln x_i) - d(\ln I), \quad (15)$$

som følger når vi differensierer ligning (1), og bruker sammenhengen

$$\frac{dx}{x} = d \ln x. \quad (16)$$

Inntektselastisiteten finner vi ved å partiell derivere ligning (15) med hensyn på $\ln I$,

$$\frac{\partial \ln s_i}{\partial \ln I} = \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln I} + \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln I} - \frac{\partial \ln I}{\partial \ln I}, \quad (17)$$

der $e^* = \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln I}$ uttrykker inntektselastisiteten.

Inntektselastisitetene e^* finner vi igjen i koeffisientene b_i i Rotterdam-ligningene uttrykt i ligning (11),

$$e^* = \frac{b_i}{s_i}. \quad (18)$$

Egenpriselasitetene finner vi ved å derivere ligning (15) med hensyn på $\ln p_j$

$$\frac{\partial \ln s_i}{\partial \ln p_j} = \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln p_j} + \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln p_j} - \frac{\partial \ln I}{\partial \ln p_j}, \quad (19)$$

der $e_i^h = \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln p_j}$ uttrykker egenpriselasitet for vare i .

Krysspriselasitetene finner vi også ved hjelp av uttrykk (15), ved å derivere med hensyn på $\ln p_j$,

$$\frac{\partial \ln s_i}{\partial \ln p_j} = \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln p_j} + \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln p_j} - \frac{\partial \ln I}{\partial \ln p_j}, \quad (20)$$

der $e_{ij}^h = \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln p_j}$ uttrykker krysspriselasiteten mellom vare i og j .

Egenpriselastisitetene e_i^h og krysspriselastisitetene e_{ik}^h finner vi igjen i koeffisientene til $d(\ln p_k)$ i ligning (8) og ligning (11), og kan vi ved litt omgjøring finne igjen i Rotterdam-ligningens koeffisienter c_{ik} ,

$$e_{ik}^h = \frac{c_{ik}}{s_i}, \quad (21)$$

og

$$e_i^h = \frac{c_i}{s_i}. \quad (22)$$

Rotterdam-ligningen uttrykker nytten gjennom priser og inntekt justert for den generelle økningen i prisenivået. Fra parametrene i Rotterdam-ligningen finner vi derfor kompenserte elastisiteter (Hicks elastisiteter). For å regne om fra kompenserte elastisiteter til ukompenserte elastisiteter (Marshalliske elastisiteter) bruker vi Slutskyligningen. Slutskyligningen uttrykkes matematisk som,

$$e^m = e^h - s^* c_{ik}, \quad (23)$$

der e^m er marshallelastisitetene. Marshallelastisitetene bygger på ukompenserte etterspørselsfunksjoner, og tar ikke hensyn til at det generelle prisenivået har endret seg. Inntekten holdes konstant istedenfor nytten som for Hicks etterspørselsfunksjon (Gravelle og Rees 2004).

Elastisiteter er vanligvis ikke konstante, det vil si at de varierer ved ulike inntekter, og ved ulike priser (Intriligator *mfl.* 1996). Hvis budsjettandelene varierer mye, så vil de tilhørende elastisitetene også gjøre det (Barten og Bettendorf 1989). Vi skal estimere gjennomsnittlige elastisiteter over et år, og for første halvår (januar til juni), og for andre halvår (juli til desember) ved å variere de gjennomsnittlige budsjettandelene.

4. TIDLIGERE STUDIER

Andre studier gjort på etterspørselen etter fisk tar i bruk ulike *ad hoc* modeller, Rotterdam-modellen eller AIDS-modellen. Studiene er empiriske, og har selvfølgelig ulike datasett. Studiene gir derfor informasjon om etterspørselen etter en art eller et produkt på en viss tid dekt av datasettet, og på et visst marked. Siden valg av funksjonell form også varierer mye, er studiene vanskelige å sammenligne. Det finnes dessuten studier både på import og butikknivå. Til tross for dette kan noen mønster være mulig å identifisere.

For de fleste arter, produktgrupper, produktformer og markeder er etterspørselen etter fisk elastisk. I mange tilfeller er etterspørselen svært elastisk. Høyverdiarter og ferske produkter har en tendens til å ha en mer elastisk etterspørsel (Asche *mfl.* 2005).

De fleste etterspørselsstudier gjort på fiskeprodukter er gjort på laks (Asche *mfl.* 2005). Studiene indikerer at etterspørselen etter laks er høyt elastisk (DeVoretz 1982, Kabir og Ridler 1984, Anderson og Wilen 1986). Etterspørselen etter laks har blitt mindre elastisk etter at det totale tilbudet (både vill og oppdrettet) av laks økte kraftig fra tidlig på 80-tallet (Asche 1996).

De fleste sjømatprodukter vil være forventet å ha substitutter. I tillegg vil like arter og like produkter være de nærmeste substitutter (Asche *mfl.* 2005). En studie gjort av Fiskeriforskning viser at oppdrettstorsken er den som kommer nærmest sine ville artsfrender på opplevd kvalitet (Østli og Heide 2004). Villfanget og oppdrettet fersk torsk i fra Norge solgt i Frankrike vil vi derfor forvente å være svært nære substitutter.

5. DATA OG DEN ØKONOMETRISKE MODELLEN

I dette kapitlet skal vi betrakte hvilke egenskaper dataene våre har, og deretter tilpasse den økonometriske modellen til våre data.

5.1 Data

For å estimere parametrene i modellen har vi brukt datamateriale fra Eksportutvalget for fisk (EFF) som inneholder månedlige data for verdi oppgitt i 1000 NOK og mengde oppgitt i 1000 tonn. Tidsperioden for eksport av norsk torsk til Frankrike vi har data fra er september 2003 til og med juli 2007. Det er i alt 47 måneder med observasjoner. Dataene er handelsdata, og priser vil derfor stort sett gjelde grossister. Vi vil imidlertid forutsette at prisene på torsken når den går ut av landet, reflekterer prisene sluttkonsumenten opplever. Prisvariablene blir framstilt ved at verdvariablene blir dividert med mengdevariablene. Gjennomsnittspris per kilo, gjennomsnittlig kvantum per måned, samt markedsandeler for eksport av oppdrettet og villfanget fersk torsk samt frossen torsk til Frankrike gis en oversikt over i tabell 5.1.

Tabell 5.1: Gjennomsnittlige priser, kvantum og budsjettandeler for september 2003 til og med juli 2007 for oppdrettet og villfanget fersk torsk samt frossen torsk til Frankrike.

	Gjennomsnittlig pris (NOK/kg)	Gjennomsnittlig kvantum per måned i 1000 tonn	Gjennomsnittlig budsjettandel
Oppdrettet fersk torsk	36,37 (5,76)	59,85 (51,92)	0,08 (0,07)
Villfanget fersk torsk	47,17 (16,17)	295,36 (158,36)	0,44 (0,14)
Frossen torsk	61,92 (8,94)	232,11 (90,56)	0,48 (0,15)

Parenteser viser standardavviket.

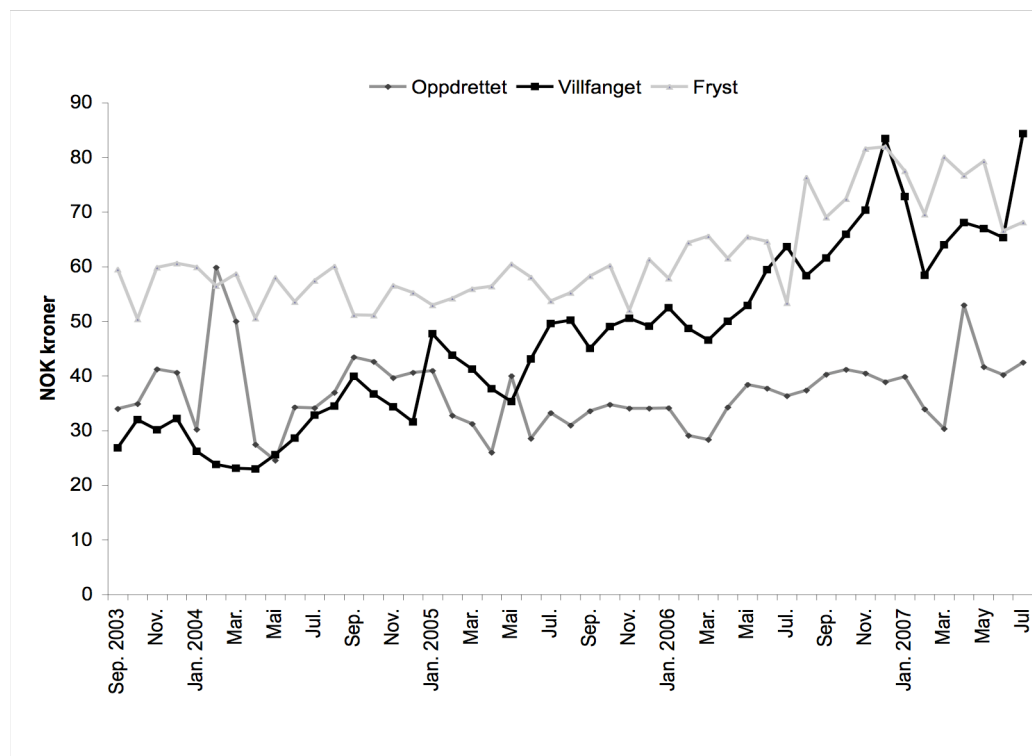
For oppdrettet fersk torsk har vi aggregert oppdrettet fersk filett/fiskekjøtt og oppdrettet hel fersk torsk til en produktgruppe.

Aggregeringen ble foretatt med bakgrunn i at produktet oppdrettet fersk filet/ fiskekjøtt inneholder mange nullobservasjoner og de få mengdene vi har data på er svært beskjedne, men at vi likevel ønsket å inkludere filet/ fiskekjøtt. Det samme var tilfellet for vill fersk torsk. Heretter vil disse fire produktgruppene bli sett på som to produkter: fersk oppdrettet torsk og fersk villfanget torsk. Det tredje produktet vi skal bruke i analysen er frossen filet av torsk. Aktører i oppdrettsnæringen har til dags dato solgt torsken som et ferskt produkt, frossen filet av torsk vil derfor bli sett på som villfanget torsk. Atskillelse (*eng.:* Separability) mellom de tre produktene og resterende produkter i markedet er en forutsetning vi må ta for at det skal være mulig for oss å begrense antall produkter i analysen (Burton 1992).

Vi har en nullobservasjon for februar 2004 for oppdrettet fersk torsk. Siden Rotterdam-modellen tar logaritmen av prisene, kan datasettet ikke inneholde nullobservasjoner (Studenmund 2001). En måte å korrigere for nullobservasjonen uten å miste data for de andre variablene er å erstatte nullobservasjonen med gjennomsnittet (Whistler 2004). Resultatet vil ikke bli påvirket, siden elastisitetene blir beregnet ut i fra gjennomsnittspris og gjennomsnittsmengde. En outlier ble slettet i fra datasettet, observasjon nummer 13, da de estimerte verdiene i svært stor grad ble påvirket med denne observasjonen i datasettet.

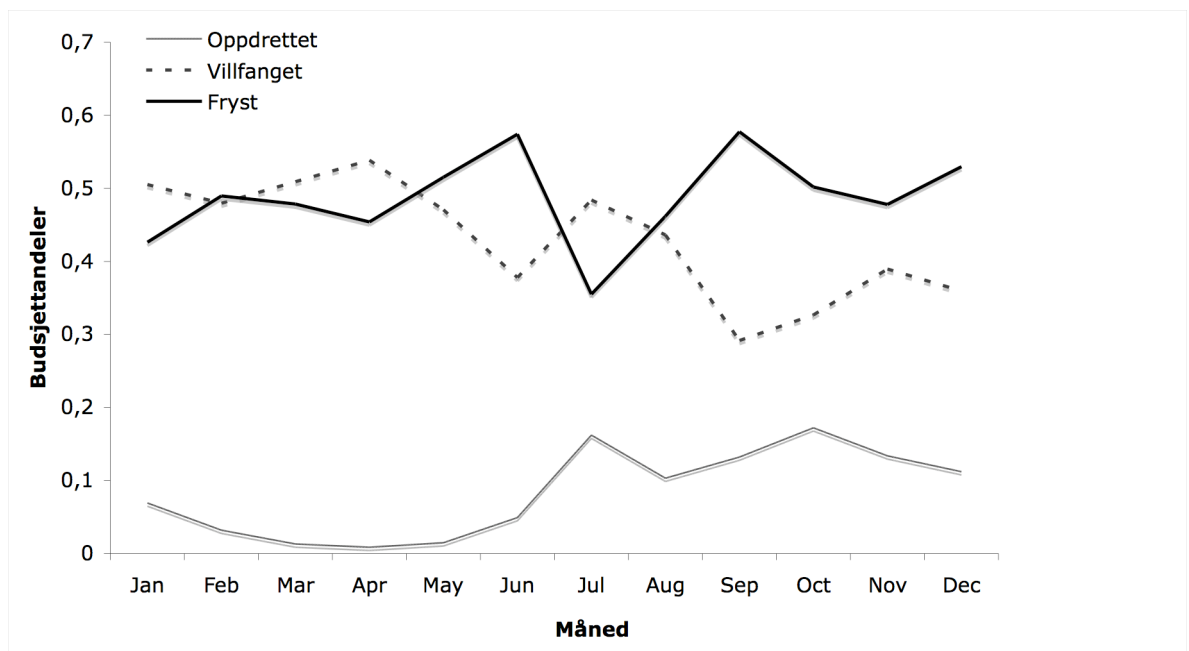
Gjennomsnittsprisene er høyest for frossen torsk på nærmere 62 kroner/kg, og lavest for oppdrettet torsk på 36 kroner/kg. Oppdrettet fersk torsk lå frem til 2005 på et høyere prisnivå enn villfanget fersk torsk. Prisene på villfanget torsk har gått opp siden 2005, mens prisene på oppdrettet fersk torsk ikke har steget i like stor grad, se figur 5.1. Vi kan likevel se en antydning til at prisene følger hverandre, men på ulike prisnivåer. Villfanget fersk torsk er inne med det høyeste gjennomsnittlige kvantumet på 295 000 tonn per måned, mens oppdrettet fersk torsk er eksportert i mye mindre kvantum, nærmere 60 000 tonn per måned. Når vi vet at frossen torsk er villfanget torsk, legger vi merke til at mengden eksportert oppdrettet torsk er svært beskjeden

sammenlignet med villfanget torsk. Vi observerer også at budsjettandelen til oppdrettet fersk torsk er liten i forhold til de to andre produktene.



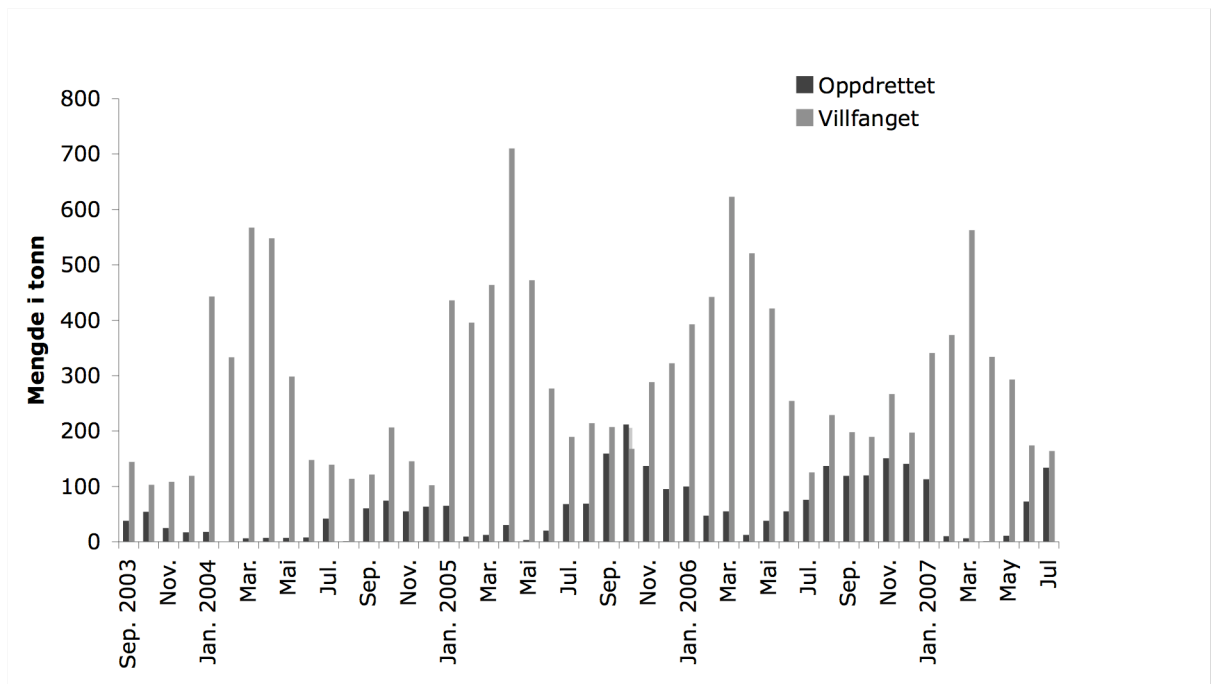
Figur 5.1: Prisutviklingen fra september 2003 fram til juli 2007 for eksportert villfanget fersk, oppdrettet fersk og frossen filet av torsk til det franske markedet.

Budsjettandelens sesongsvingninger er illustrert i figur 5.2.



Figur 5.2: Sesongsvingninger i de gjennomsnittlige budsjettandelene til oppdrettet fersk torsk, villfanget fersk torsk og frossen torsk.

Oppdrettet fersk torsk har tydelige lavere budsjettandeler i månedene januar til juni enn i månedene juli til desember. For villfanget fersk torsk gjelder det motsatte. Også i figur 5.3 ser vi en klar antydning til at oppdrettstorsk leverer mest i de månedene villfanget torsk leverer minst. Eksporten av fersk vill torsk er på sitt høyeste i månedene januar til mai, mens eksporten av oppdrettstorsk er på sitt høyeste i høstmånedene september, oktober, november og desember. Vi har med andre ord et sesongmønster i våre data.



Figur 5.3: Sesongvariasjoner i eksport av villfanget og oppdrettet fersk torsk til Frankrike.

5.2 Den økonometriske modellen

Da vi så at vi hadde et sesongmønster av et slag i våre data, var det av vår interesse å inkludere en sesongvariabel i modellen. Dummyvariabler for hver sesong ble vurdert, men da vi ikke har mange observasjoner ville tillegg av dummyvariabler føre til at vi mistet verdifulle frihetsgrader. Med harmoniske variabler kan ordinær lineær regresjon bli utvidet til å effektivt estimere et sesongmønster (Doran og Quilkey 1972). Vi valgte derfor å ta med harmoniske variabler i modellen. Vi bruker Doran og Quilkeys metode for valg av harmoniske variabler, basert på proporsjonen forklart varians fra hver av de enkelte variablene. Doran og Quilkey tar utgangspunkt i Hannans modell, matematisk uttrykt ved

$$y_t = \sum_{k=1}^6 \{ \alpha_k \cos \lambda_k t + \beta_k \sin \lambda_k t \}, \quad (24)$$

der

$$\lambda_k = \frac{2\pi k}{12} \quad (\text{Hannan 1963}). \quad (25)$$

Variablene som bidrar til lite forklart total varians utelukkes. Med de nye harmoniske variablene blir modellen med utgangspunkt i ligning (11) slik,

$$s_j d(\ln x_j) = a_j + b_j \left[d(\ln I) - \sum_k s_k d(\ln p_k) \right] + \sum_k c_{jk} d(\ln p_k) \left\{ + \sin \left(t \left(\frac{\pi}{6} \right) + \frac{\pi}{2} \right) + \sin \left(t \left(\frac{2\pi}{3} \right) + \frac{\pi}{2} \right) + \sin \left(t \left(\frac{5\pi}{6} \right) + \frac{\pi}{2} \right) \right\}. \quad (26)$$

Valutakurser norske kroner / euro som en variabel i modellen bidro for øvrig ikke til en høyere forklart varians i modellen, og ble derfor ikke inkludert i den endelige økonometriske modellen.

6. RESULTAT OG ANALYSE AV DATAENE

Parametrene i modellen ble estimert med lineær regresjon ved hjelp av programvaren SHAZAM. Tilsynelatende ubeslektede regresjonsligninger (*eng.*: Seemingly Unrelated Regression, forkortet til SUR) metoden ble tatt i bruk. SUR er en metode for å analysere et ligningssystem med restriksjoner på kryss av ligningene, og med korrelerte feilledd. Metoden er en utvidelse av ordinær lineær regresjon (Zellner 1962). For å unngå singularitet i varians/kovarians matrisen sletter vi ligning 3 (for frossen torsk) i systemet. Koeffisientene til ligning 3 blir senere funnet ved hjelp av oppsummerings- og homogenitetsrestriksjonene i modellen.

Siden vi jobber med differensierte data er det passende å teste for førsteordens negativ autokorrelasjon i modellen. Durbin-Watson testen (Durbin og Watson 1951) ble tatt i bruk.

Tabell 6.1: Durbin-Watson d -statistikk for Rotterdam-modellen.

	Antall observasjoner	Antall forklarende variabler	Durbin Watson d -verdi	Nedre grense 4- d_U ved 45 observasjoner*	Øvre grense 4- d_L ved 45 observasjoner*
Ligning 1	47	8	2,5023	2,042	2,861
Ligning 2	47	8	2,5529	2,042	2,861

*5% signifikansnivå

Durbin-Watson d -verdier ligger mellom verdien for d_L og d_U for ligning 1 og 2 ved 5 % signifikansnivå. Nullhypotesen om ingen førsteordens negativ seriekorrelasjon i modellen vår kan derfor verken forkastes eller beholdes. Vi bruker derfor den modifiserte d testen, se tabell 6.2 nedenfor.

Tabell 6.2: Durbin-Watson d -statistikk for Rotterdam-modellen ved bruk av modifisert Durbin-Watson test.

	Antall observasjoner	Antall forklarende variabler	Durbin Watson ($4-d$)-verdi	Øvre grense d_U ved 45 observasjoner*
Ligning 1	47	8	1,4977	1,958
Ligning 2	47	8	1,4471	1,958

*5% signifikansnivå

Hvis $(4-d) < d_U$ forkaster vi nullhypotesen (Gujarati 2003). Vi har derfor statistisk signifikant bevis på førsteordens negativ seriekorrelasjon.

Oppsummeringsbetingelsen er automatisk oppfylt når variablene (budsjettandeler, prisindeksen og realinntekten) til Rotterdam-modellen blir kalkulert (Theil 1978). For å teste om homogenitets- og symmetribetingelsene er forenelige med våre data bruker vi Likelihood ratio testen. De kalkulerte teststatistikkene og de tilhørende kritiske verdiene er vist i tabell 6.3 nedenfor.

Tabell 6.3: Likelihood ratio test for homogenitet og symmetri på prisene.

Restriksjoner	Frihetsgrader	$\lambda=2(UULLF-$ $RLLF)$	Kritisk χ^2 ved 5 % signifikansnivå	p -verdi
Homogenitet	2	0,530	5,992	0,767
Symmetri	1	0,012	3,842	0,913
Homogenitet og symmetri	3	0,752	7,815	0,861

Nullhypotesen er at en modell med restriksjoner vil beskrive dataene best. Hvis det er verdt å legge til restriksjonene skal "log of likelihood function" (LLF) og "restricted log of likelihood function" (RLLF) være signifikant forskjellige (Gujarati 2003). Tabell 6.3 viser imidlertid at ingen av restriksjonene er verdt å legge på modellen. Forkastelsen av nullhypotesen kan like godt være forklart av modellspesifiseringsproblemer, hvor valg av funksjonell form er viktig

(Asche *mfl.* 2005). Dataens egenskaper kan også være en årsak til at de teoretiske restriksjonene ikke holder (Chang 2000). Hadde vi hatt flere observasjoner, kunne vi ha hevdet at modellen er i stabil tilstand (*eng.*:steady-state), og symmetri- og homogenitetsrestriksjonene hadde meste sannsynligvis ikke blitt forkastet (Anderson og Blundell 1983). For at modellen skal være i samsvar med klassisk etterspørselsteori legger vi derfor uansett på restriksjonene. Tabell 6.4 viser parameterverdiene som ble estimert fra denne modellen.

Tabell 6.4: De estimerte parameterverdiene i Rotterdam-modellen.

		Avhengige variabler			
		Oppdrettet	Villfanget	Frossen	
Forklarings- variabler	Konstantledd	<i>a</i>	-0,0180 (0,0122)	0,0569 (0,0266)**	-0,0390 (0,0183)
	Priser oppdrettet	C_1	-0,2109 (0,0952)**	0,0155 (0,0599)	0,1954 (0,0798)**
	Priser villfanget	C_2	0,0155 (0,0599)	-0,1015 (0,1150)	0,0860 (0,1204)
	Priser frossen	C_3	0,1954 (0,0798)**	0,0860 (0,1204)	-0,2814 (0,1477)*
	Inntekt	<i>b</i>	0,0540 (0,0270)**	0,3004 (0,0595)***	0,6457 (0,0661)***
	Sesongvariabel 1		0,0652 (0,0151)***	-0,1036 (0,0333)***	0,0384 (0,0371)
	Sesongvariabel 2		-0,0416 (0,0120)***	0,0036 (0,0261)	0,0381 (0,0292)
	Sesongvariabel 3		-0,0355 (0,0127)***	0,0740 (0,0270)***	-0,0385 (0,0301)
	R^2		0,4273	0,6836	-

Tallene i parentes er standardfeil.

*viser signifikans ved 10 %

**viser signifikans ved 5%

***viser signifikans ved 1%

Blant de 9 estimerte prisparameterne, er 4 statistiske signifikante, noe som indikerer at ikke alle torskproduktpriser påvirker etterspørselen etter andre torskprodukt med statistisk signifikans. Standardfeilene er

noe høye på enkelte av parametrene, noe som kan tilskrives et lite datautvalg. Av de 3 parameterverdiene til inntektsvariablene er 2 av dem statistiske signifikante ved 1 % signifikansnivå, og inntektsparameteren til ligningen for oppdrettet torsk er statistisk signifikant ved et 5 % signifikansnivå. R^2 -verdiene er relativt høye gitt det lille datautvalget vi har. De uavhengige variablene forklarer 42,73 % av variasjonen i ligningen for oppdrettet fersk torsk og 68,36 % i ligningen for frossen torsk. Modellen forklarer en del av variasjonen til de avhengige variablene ved hjelp av de uavhengige variablene. Merk at R^2 -verdiene ikke er maksimert, siden parametrene er estimert som ledd i den økonometriske modellen (Barten og Bettendorf 1989).

6.1 Elastisitetene til de tre produktene

Fra parameterverdiene i tabell 6.4 fremstilles Hicks elastisiteter, vist i tabell 6.5. Samtlige av inntektselastisitetene er signifikante ved et 5 % signifikansnivå. Inntektselastisitetene viser at både oppdrettet og villfanget fersk torsk er såkalte nødvendighetsgoder, og forskjellene på inntektselastisitetene mellom oppdrettet og villfanget torsk er små. Det kan tyde på at de blir oppfattet som identiske produkter, men er ingen bevis for det. Frossen torsk selges det mindre av når inntekten øker. Det tyder på at all fersk torsk er sett på som mer eksklusivt enn frossen torsk, noe som er i overensstemmelse med Nordmanns studier (2006).

Samtlige av de kompenserte egenpriselasitetene har som forventet *a priori* negativt fortegn. Egenpriselasiteteten til villfanget fersk torsk er ikke statistisk signifikant forskjellig i fra null, mens de andre to er det. Tendensen til at oppdrettet torsk blir opplevd som et mer eksklusivt gode kan vi også se av egenpriselasitetene til de tre produktene. Oppdrettet fersk torsk er mer elastisk enn villfanget fersk torsk og frossen torsk. De kompenserte krysspriselasitetene kan si mer om substitusjonen mellom produktene.

Tabell 6.5: Gjennomsnittlige kompenserte elastisiteter (Hicks elastisiteter) for torskeprodukter på det franske markedet (2003-2007) for hele perioden.

	Oppdrettet torsk	Villfanget torsk	Frossen torsk	Inntekt
Oppdrettet fersk torsk	-2,5481 (0,0267)	0,1872 (0,7960)	2,3609 (0,0143)	0,6519 (0,0452)
Villfanget fersk torsk	0,0360 (0,7960)	-0,2359 (0,3775)	0,1999 (0,4752)	0,6982 (0,0000)
Frossen torsk	0,4013 (0,0143)	0,1766 (0,4752)	-0,5779 (0,0567)	-0,7276 (0,0000)

* *p*-verdier i parentes.

Samtlige av krysspriselasitetene har som forventet *a priori* for substitutter positivt fortegn, og 3 av 6 er statistiske signifikante ved et 10 % signifikansnivå. En prisøkning på en prosent for frossen torsk resulterer i at etterspørselen etter oppdrettet fersk torsk øker med 2,36 prosent. Frossen og oppdrettet fersk torsk er substitutter. Villfanget og oppdrettet fersk torsk er svakere substitutter (0,1872 og 0,0360). En prisøkning på 10 % på villfanget torsk resulterer kun i en økt etterspørsel på tilnærmet to prosent etter oppdrettet torsk. En prisøkning på 10 % på oppdrettet torsk resulterer i at etterspørselen etter villfanget fersk torsk øker med kun tilnærmet 0,4 %. Etterspørselen etter villfanget fersk torsk er tilnærmet uavhengig av prisene til oppdrettet fersk torsk. For å få med effekten av relative inntektsendringer skal vi også se på de ukompenserte krysspriselasitetene, vist i tabell 6.6.

Tabell 6.6: Gjennomsnittlige ukompenserte elastisiteter (Marshall elastisiteter) for torskeprodukter på det franske markedet (2003-2007) for hele perioden.

	Oppdrettet torsk	Villfanget torsk	Frossen torsk
Oppdrettet fersk torsk	-2,6020 (0,0237)	-0,0932 (0,8968)	2,0434 (0,0397)
Villfanget fersk torsk	-0,0218 (0,8761)	-0,5363 (0,0424)	-0,1401 (0,6384)
Frossen torsk	0,4615 (0,0048)	0,4896 (0,0455)	-0,2235 (0,4853)

* *p*-verdier i parentes.

Som for de kompenserte egenpriselasititetene, har også de ukompenserte egenpriselasititetene det *a priori* negative fortegnet. De ukompenserte egenpriselasititetene til oppdrettet og villfanget fersk torsk er statistiske signifikante ved et 5 % signifikansnivå. Oppdrettet fersk torsk er elastisk (-2,60), mens villfanget fersk (-0,54) og frossen torsk (-0,22) er uelastiske. En prosent prisøkning på oppdrettet fersk torsk vil føre til en 2,6 % reduksjon i etterspørselen etter oppdrettet torsk. Forklaringen til at oppdrettet fersk torsk er mer elastisk sammenlignet med de andre to produktene kan ligge i at oppdrettet fersk torsk har en såpass liten budsjettandel i forhold til de andre to produktene, og konsumentene vil derfor rask respondere på prisendringer. Villfanget torsk og frossen torsk er mer etablerte produkter i det franske markedet, og har kanskje et vel etablert prisnivå på grunn av de er i et modent marked. Den uelastiske etterspørselen vi har funnet for de to mer etablerte produktene kan kanskje forklares ut i fra nettopp det.

Av de seks beregnede ukompenserte krysspriselasititetene er kun oppdrettet/frossen torsk statistisk signifikant, og er derfor den eneste vi kommenterer. Også den ukompenserte krysspriselasititeten viser at oppdrettet og frossen torsk er substitutter (2,04).

6.2 Sesongforskjeller i priselasititetene for oppdrettet torsk

De 2 ukompenserte egenpriselasititetene til oppdrettet fersk torsk vises i tabell 6.7, og vi ser at de begge er negative, som forventet *a priori*. De er statistiske signifikante ved et 5 % signifikansnivå, og er elastiske for begge periodene vi beregnet egenpriselasititeten til.

Egenpriselasititeten for oppdrettet fersk torsk er svært elastisk i januar til juni (-6,89). I perioden juli til desember er egenpriselasititeten fortsatt elastisk (-1,59), men betydelig mindre elastisk sammenlignet med første halvår. Perioden januar til juni er når det er minst oppdrettet torsk på det franske markedet. De lave budsjettandelene i januar til juni, jamfør figur 5.2, kan være forklaringen til at produktet er mest elastisk i denne

perioden. Når det er høye kvantum villfanget torsk på markedet, ser vi en antydning til at oppdrettet torsk blir sett på som mer eksklusivt. Mengde oppdrettet torsk på markedet i denne perioden er beskjedent. Det kan tyde på at oppdrettet torsk klarer å differensiere seg i fra villfanget torsk i denne perioden. Vi har altså sett at det er sesongmessige forskjeller på hvordan oppdrettet torsk oppleves av konsumenten. I de seks første månedene av året er produktet mer følsomt for prisendringer enn i de siste seks månedene.

Tabell 6.7: Gjennomsnittlige kompenserte elastisiteter (Hicks elastisiteter) for oppdrettet torsk på det franske markedet (2003-2007) for perioden januar til juni og for perioden juli til desember.

Periode	Oppdrettet torsk	Villfanget torsk	Frossen torsk	Inntekt
Januar til juni	-6,8337 (0,0267)	0,5020 (0,7960)	6,3317 (0,0143)	1,7483 (0,0452)
Juli til desember	-1,5402 (0,0267)	0,1131 (0,7960)	1,4270 (0,0143)	0,3940 (0,0452)

*p-verdier i parentes.

Krysspriselasitetene i tabell 6.7 viser at både villfanget og frossen torsk i høyere grad er en substitutt til oppdrettet torsk i månedene januar til juni. Spesielt for frossen torsk er forskjellen merkbar, med en krysspriselasitet med oppdrettet på hele 6,33 i januar til juli og 1,43 i juli til desember. Også denne sesongforskjellen i elastisitetene kan tilskrives de lave budsjettandelene i perioden januar til juni for oppdrettet fersk torsk. Oppdrettet fersk torsk viser seg i første periode å være et gode det kjøpes mer av når inntekten øker, med en inntektselastisitet på 1,75.

Tendensene beskrevet i forrige avsnitt avspeiler seg også i de marshallske elastisitetene, presentert i tabell 6.8. Prisene på villfanget og oppdrettet fersk torsk har liten påvirkningskraft på hverandre, noe de ukompenserte krysspriselasitetene illustrerer. Verdiene er imidlertid ikke statistiske signifikante.

Tabell 6.8: Gjennomsnittlige ukompenserte elastisiteter (Marshall elastisiteter) for oppdrettet torsk på det franske markedet (2003-2007) for perioden januar til juni og for perioden juli til desember.

Periode	Oppdrettet torsk	Villfanget torsk	Frossen torsk
Januar til juni	-6,8876 (0,0255)	-0,3369 (0,8616)	5,4762 (0,0398)
Juli til desember	-1,5941 (0,0219)	-0,0360 (0,9340)	1,2779 (0,0317)

*p-verdier i parentes.

7. OPPSUMMERING OG KONKLUSJON

I denne oppgaven søkte vi først å teste hypotesen om at villfanget og oppdrettet torsk er substitutter på det franske markedet. Ved å spesifisere en modell som beskrev endringer i etterspørselen etter de tre produktene, og så ta i bruk handelsdata på månedsbasis for eksport av norsk torsk til Frankrike fikk vi frem elastisitetene til produktene. Oppdrettet fersk torsk har en elastisk etterspørsel, mens etterspørselen etter villfanget fersk torsk og frossen torsk er uelastisk.

Forsiktighet med hensyn til praktiske tolkninger og implikasjoner bør utøves av ulike grunner. Modellen vi spesifiserte resulterte i at omtrent halvparten av koeffisientene og elastisitetene ga de forventede signalene og størrelser. De resultatene som ikke passer de *a priori* forventningene kan tilskrives begrensinger i datamaterialet vårt eller valg av modell. Utvalget vårt dekte kun 47 måneder, og kunne med fordel dekt en lengre tidsperiode. Om andre etterspørselsmodeller som en AIDS-modell eller en *ad hoc* modell kunne ha beskrevet datamaterialet bedre, vet vi ikke før vi har prøvd de andre modellene også. Alston og Chalfant (1993) har utviklet en test for å sammenligne slike modeller opp mot hverandre. Om vi hadde tatt i bruk flere etterspørselssystemer enn Rotterdam-systemet, kunne vi ha brukt Alston og Chalfant testen for å finne ut hvilken modell som passet våre data best.

Vi kan ikke si med sikkerhet at etterspørselen etter torsk kan bli forklart av kun relative priser og inntekt alene. Andre variabler kunne kanskje også ha blitt inkludert i modellen. For eksempel kunne vi vurdert om det hadde av verdi å inkludere en variabel som beskrev økt konsum i juletider. Om så hadde vært tilfelle, kunne vi ha inkludert en dummyvariabel for å beskrive en slik struktur i dataene. Vi har dessuten ikke gjennomført noen test for å oppdage en eventuell funksjonell misspesifisering. Forutsetningen om atskillelse (*eng.*: separability) har heller ikke blitt testet. Omfanget av en masteroppgave setter begrensninger med hensyn til de ovennevnte momentene.

Vi har i denne oppgaven sett på variasjoner i elastisiteter på halvårsbasis. De beregnede elastisitetene er ikke konstante. Elastisitetene kan også variere på månedsbasis. Vi har imidlertid prøvd å fange opp den største svingningen i budsjettandeler, forårsaket av gytetidspunktet til villfanget torsk.

Den andre hypotesen vi ville teste var om det er sesongmessige forskjeller på hvordan oppdrettet fersk torsk oppleves av konsumenten. Kontroll over produksjonssyklusen er et konkurransefortrinn oppdrettsnæringen sitter med i forhold til eksportører av villfanget fisk. Aktører innen torskeoppdrett kan legge slaktingen av torsken til når som helst på året. Fiskeribiologi og sesongvariasjoner setter imidlertid begrensninger for eksportører av villfanget fisk. Etterspørselen etter oppdrettet torsk er svært elastisk i de seks første månedene av året. Tilstedeværelsen av substitutter i månedene januar til juni gjør oppdrettet fersk torsk mer følsom ovenfor endringer i priser. Om eksportører av oppdrettstorsk setter ned prisene i første halvdel av året, kan det derfor ha store utslag for mengde etterspurt. Mindre prisfølsomhet ble funnet i de seks siste månedene av året. Elastisitetene indikerer at salg er mest fordelaktig for oppdretterne i månedene juli til desember. Til dags dato har mesteparten av oppdrettet torsk blitt solgt i siste halvdel av året. Forklaringen kan kanskje være at aktørene har satset på å supplere med oppdrettet torsk til supermarkeder og restauranter som krever jevne leveranser gjennom hele året. Priselastisiteten til oppdrettet torsk viser at produktet ikke er etablert, og at det fortsatt finnes mange muligheter til å utvikle prisstrategier for produktet. Innpakning og emballasje, samt økologisk merking eller annen type merking kan eksempelvis være aktuelle virkemidler for å oppnå høyere marginer.

Ikke all torsk i Frankrike er merket av detaljist med informasjon om den er oppdrettet eller villfanget. Sluttkonsumenten står i praksis ikke ofte ikke foran et valg mellom de to produktene. Oppgaven har derfor sine

begrensninger i forhold til hvor mye man kan konkludere om sluttkonsumentens opplevelse av produktet. Vi kan imidlertid si at detaljisten står for hva kunden ønsker og slikt sett vil kundens preferanser derfor være uttrykt gjennom innkjøpers valg av produkt.

8. REFERANSELISTE

Alston J.M. og Chalfant J.A. 1993. The silence of the Lambdas: A test of the Almost Ideal and Rotterdam Models. *American Journal of Agricultural Economics*, 75 (2), mai, s. 304-313.

Anderson, G. og Blundell R. 1983. Testing Restrictions in a Flexible Dynamic Demand System: An Application to Consumers' Expenditure in Canada. *Review of Economic Studies*, 50 (3), s. 397-410.

Anderson, J. L. og Wilen J.E. 1986. Implications of Private Salmon Aquaculture on Prices, Production, and Management of Salmon Resources. *American Journal of Agricultural Economics*, 68, s. 867-879.

Asche, F. 1996. A system Approach to the Demand for Salmon in the European Union. *Applied Economics*, 28, s. 97-101.

Asche, F., Bjørndal T., Gordon D.V. 2005. Working paper No. 37/05. *Demand structure for fish*. Bergen, Norge: Institute for research in economics and business administration.

Barten, A.P. og Bettendorf L.J. 1989. Price formation of fish. An Application of an Inverse Demand System. *European Economic Review*, 33, s. 1509-1525.

Biørn, E. 2003. *Økonometriske emner*. Andre utgave. Oslo, Norge: Unipub forlag.

Brugère, C. og Ridler N. 2004. *Global aquaculture outlook for the next decades: An analysis of national aquaculture production forecasts 2030*. Roma, Italia: Food and agriculture organization of the United Nations.

Burton, M.P. 1992. The Demand For Wet Fish in Great Britain. *Marine Resource Economics*, 7 (2), s. 57-65.

Chang, H. S. 2000. An econometric analysis of the competitive position of Australian cotton in the Japanese market. *Working paper series in Agricultural and Resource Economics*. University of New England. 9, s. 1-30.

Deaton, A. og Muellbauer J. 1999. *Economics and consumer behaviour*. Cambridge: University Press.

Devoretz, D. 1982. An Econometric Demand Model for Canadian Salmon. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 30, s. 49-60.

Doran, H.E. og Quilkey J.J. 1972. Harmonic analysis of Seasonal Data: Some Important Properties. *American Journal of Agricultural Economics*, 54 (4), november, s. 646-651.

Durbin, J. og Watson G.S. 1951. Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression. *Biometrika*, 38, s. 159-171.

Eksportutvalget for fisk. 2006. *Tall og fakta 06. Statistisk overblikk på norsk sjømat verden rundt*. Tromsø, Norge: Eksportutvalget for fisk AS.

Gravelle, H. og Rees R. 2004. *Microeconomics*. Tredje utgave. Harlow, England: Prentice Hall, Pearson Education limited.

Gujarati, D.N. 2003. *Basic Econometrics*. Fjerde utgave. New York, USA: McGraw-Hill.

Hannan, E.J. 1963. The Estimation of Seasonal Variation in Economic Time Series. *Journal of the American Statistical Association*. 58 (301), mars, s. 31-44.

Intriligator, M. D., Bodkin R. G. og Hsiao C. red. 1996. *Econometric models, techniques, and applications*. Upper Saddle River: Prentice Hall Inc.

- Kabir, M. og Ridler N.B. 1984. The Demand for Atlantic Salmon in Canada. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 32, s. 560-568.
- Studenmund, A.H. 2001. *Using Econometrics, A Practical Guide*. Fjerde utgave. Boston, USA: Pearson Addison-Wesley.
- Taljaard, P. R. 2003. *Econometric Estimation of the Demand for meat in South Africa*. Bloemfontein, Sør-Afrika: Department of Agricultural Economics, Faculty of Natural and Agricultural Sciences, University of the Free State.
- Theil, H. 1978. *Introduction to Econometrics*. Englewood Cliffs, New Jersey, USA: Prentice Hall Inc.
- Vassdal, T., 2006. *Fersk oppdrettstorsk – et norsk trumfkort i ferskfiskmarkedene?* Rapport. Tromsø, Norge: Norges Fiskerihøyskole, Universitetet i Tromsø.
- Whistler, D. 2004. *SHAZAM: econometrics software version 10: user's reference manual*. Vancouver, Canada: Northwest Econometrics.
- White, K.J. 1978. A general computer program for econometric methods – Shazam. *Econometrica*, 46 (1), januar, s. 239.
- Zellner, A. 1962. An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57 (298), juni, s. 348-368.
- Østli, J. og Heide M. 2004. *Markedstest av oppdrettet torsk i det spanske restaurantsegmentet*. Rapport. Tromsø, Norge: Fiskeriforskning.

Elektroniske kilder:

Codfarmers ASA og DnB NOR Markets. 2006. *Prospectus*.

www.codfarmers.com [online]. Tilgjengelig fra:

<http://www.codfarmers.com/en/investorrelations/reports/prospectuses/> [hentet 21.august 2007].

Hjemmesider:

ANB-NTB. 2007. *Tror på tidobling av norsk torskeoppdrett*. www.nordlys.no

[online]. Tilgjengelig fra:

<http://www.nordlys.no/nord24/article2890121.ece> [hentet 23.juli 2007].

Borch, O. J., Dreyer B., Ottesen G., og Roaldsen I. 2007. *Torskeoppdrett på tur opp?* www.nordlys.no [online]. Tilgjengelig fra:

<http://www.nordlys.no/debatt/kronikk/article2746331.ece?service=pri>
[nt](http://www.nordlys.no/debatt/kronikk/article2746331.ece?service=pri) [hentet 06.mai 2007].

Presentasjoner:

Asche, F. 2006. *Produktivitetsutvikling i oppdrett og dens innvirkning på sjømatmarkedet*. Presentasjon. Stavanger, Norge: Universitetet i Stavanger.

Nordmann, A. K. 2006. *Markedspotensialet for fersk torsk i EU. Frankrike og Storbritannia*. Presentasjon ved Hvitfiskkonferansen 2006. Tromsø, Norge: Norut samfunnsforskning AS.