

“Påvirket “Science”-saken etterspørselen etter fersk laks i EU”

av

Anders Wiesener



Mastergradsoppgave i Samfunnsøkonomi
(30 stp)

Institutt for økonomi
Norges Fiskerihøgskole
Universitetet i Tromsø

Desember 2006

Innholdsfortegnelse

1. Innledning.....	2
2. Bakgrunn om ”Science saken”.....	4
3. Teori.....	7
LA/AIDS modellen.....	7
Elastisiteter.....	9
Informasjon.....	11
4. Data og den økonometriske modellen.....	13
Den økonometriske modellen.....	19
Media elastisiteter.....	20
5. Resultater.....	21
Priseffekter.....	25
Inntektseffekter.....	26
Medieeffekter.....	26
6. Konklusjon.....	28
Referanser.....	30

Tabeller

Tabell 4.1: Gjennomsnittlige priser, kvantum og budsjettandeler.....	13
Tabell 4.2: Oversikt antall artikler vedrørende PCB i laks.....	17
Tabell 4.3: Definisjoner av variabler i tabell 4.2.....	18
Tabell 5.1: Durbin-Watson d statistikk ved lineær estimering av LA/AIDS modellen.....	21
Tabell 5.2: Durbin-Watson d statistikk ved ikke-lineær estimering av LA/AIDS modellen.....	22
Tabell 5.3: Likelihood Ratio test for homogenitet og symmetri på priser.....	22
Tabell 5.4: Parameterestimaterne for LA/AIDS modellen.....	24
Tabell 5.5: Pris-, inntekts- og medieelastisiteter.....	25

Figurer

Figur 4.1: Markedsandeler for fersk laks i perioden 1996-2005.....	14
Figur 4.2 Markedsandeler for fersk laks fra Chile/Canada.....	15
Figur 4.3 Priser for fersk laks i perioden 1996-2005.....	15

1. INNLEDNING

Det amerikanske tidsskriftet Science Magazine publiserte i januar 2004 en artikkel angående forurenset laks [1]. En omfattende undersøkelse var gjort for å måle graden av forurensning fra organisk klor, og konklusjonen var at spesielt oppdrettslaks var helseskadelig.

Oppdrettslaksen inneholdt for store mengder av det kreftfremkallende stoffet PCB, og på bakgrunn av dette advarte disse forskerne mot å spise oppdrettslaks. Undersøkelsen og metodene som ble brukt vakte mange reaksjoner i forskningsmiljøer verden rundt, der både norske og utenlandske matmyndigheter (inklusive USA) stilte seg sterkt kritisk. The Food and Drug Administration (FDA) og World Health Organization (WHO) avviste begge at nivået av PCB i laksen som var undersøkt var for høyt. De mente derimot at det fortsatt var trygt å spise laks.

Selv om varslene fra Science artikkelen ble kraftig nedtonet fra mange hold vakte den stor oppmerksomhet i media. Laks er ansett som noe av den mest sunne sjømat man kan spise. Forskning har bevist at innholdet av omega-3 beskytter mot hjerte- og karsykdommer. Påstandene om at laks var helseskadelig ble derfor et hett tema. Med så mye negativ omtale var det grunn til bekymring i laksenæringen. Nyhetstjenesten for den globale sjømatnæringen IntraFish, publiserte i januar 2006 en pressemelding der det antydes at artikkelen i Science Magazine kostet norsk laksenæring mellom 1,5 og 2 milliarder kroner [2]. Bakgrunnen var en uttalelse fra lakseanalytiker Helge Moen i First Securities under et foredrag på laksedagene på Hell samme måned. Moen mente Science artikkelen førte til reduserte priser på norsk laks som igjen førte til at næringen stod ovenfor et betydelig tap.

Men hvordan påvirket egentlig artikkelen i Science Magazine laksenæringen? Førte artikkelen til at folk endret oppfatning om at laks var trygg mat, og dermed så seg om etter substitutter? Målet med denne oppgaven er å undersøke om den negative omtalen i media, på bakgrunn av artikkelen i Science Magazine, reduserte etterspørselen etter fersk laks i EU. Analysen vil bygge på EUs importkvote fra Norge, Storbritannia, Færøyene, Chile og Canada, samt en medieindeks som måler antall artikler publisert med negativ omtale vedrørende giftstoffer i laks i perioden etter Science saken. Det er to hovedaspekt bak denne problemstillingen. Den første er direkte knyttet til Science saken og hvilken side av saken som var mest troverdig for konsumentene: Forskerne bak Science undersøkelsen som advarte mot konsum av laks, eller

forskere og helsemyndigheter som dementerte innholdet i artikkelen og anbefalte konsum av laks? Et annet aspekt går på effekten av negativ kontra positiv informasjon på en generell basis. Psykologisk teori har påpekt at negativ informasjon vektlegges i mye større grad enn positiv informasjon ved evaluering av et objekt [3]. Og empiriske studier har vist at negativ publisitet fra helsemyndigheter påvirker konsumenter i større grad enn positiv informasjon fra reklame [4].

Oppgaven er delt inn i seks deler. Neste del inneholder en oversikt over Science undersøkelsen, samt en utdypning av reaksjonene som kom i etterkant. I tillegg blir det sett nærmere på mediedekningen av saken med fokus på hvilke inntrykk allmennheten satt igjen med. Kapittel tre tar for seg teori som ligger til grunn for analysen. I del fire blir en oversikt over all data som er brukt presentert, samt spesifikasjonene for den økonometriske modellen. Kapittel fem går gjennom prosedyren ved estimeringen av modellen, og gir en oversikt og tolkninger av resultatene. Til slutt følger en diskusjon og konkluderende bemerkninger.

2. BAKGRUNN OM ”SCIENCE SAKEN”

Den 9. Januar 2004 publiserte Science Magazine artikkelen: Global Assessment of Organic Contaminants in Farmed Salmon [1]. Forskere fra universiteter i Indiana, Michigan og staten New York stod bak undersøkelsen som analyserte forurensning fra organisk klor i laks. Det ble fokusert på nivået av helsefarlige stoffer i laksefett fra vill laks i forhold til oppdrettslaks, og variasjon på bakgrunn av geografisk beliggenhet. To tonn laks ble undersøkt og fordelt på omtrent 700 fisker som igjen førte til et utvalg på 246 stikkprøver. Oppdrettslaksen var kun atlantehavslaks og ble kjøpt av grossister i 8 viktige lakseproduserende områder både på den nordlige og sørlige halvkule, samt fra småhandlere i 16 byer i Europa og Nord-Amerika (Boston, Chicago, Denver, Edinburgh, Frankfurt, London, Los Angeles, New Orleans, New York, Oslo, Paris, San Francisco, Seattle, Toronto, Vancouver og Washington DC). Som sammenligningsgrunnlag ble 5 typer vill laks fra stillehavet innkjøpt fra 3 ulike områder.

Størst fokus i media fra den organiske forurensningen i laksen fikk PCB (polyklorerte bifenyler). PCB er en gruppe syntetiske klorforbindelser som er giftige, tungt nedbrytbare og oppkonsentreres i næringskjeden. Disse klorforbindelsene stammer ofte fra industrielle utslipp og fra 1980 ble ny bruk forbudt i Norge (fra 1979 i USA). Siden PCB oppkonsentreres i næringskjeden er mennesker spesielt utsatt. Forurensning av vill fisk er ofte knyttet til forurensningen i farvann de vanligvis befinner seg i. Dette er også et problem i Norge og mattilsynet har et generelt kostholdsrad for fiskekonsum langs hele kysten. Når det gjelder forurensningsnivået i oppdrettsfisk er det ofte en sammenheng med fiskeforet.

Undersøkelsen i Science Magazine viste at det er betraktelig høyere nivå av PCB i oppdrettslaks enn det er i vill laks. Blant oppdrettslaksen ble det påvist størst forurensning i laks fra Skottland og Færøyene, mens laks fra Chile og delstaten Washington kom best ut. Oppdrettslaks fra Europa var betydelig mer forurenset enn laksen fra både nord og sør Amerika. Og selv den minst forurensete oppdrettslaksen var mer forurenset enn vill laks. Fisk kjøpt i Edinburgh, London, Paris, Frankfurt og Oslo var jevnt over de verste tilfellene. Mesteparten av laksen som selges i Europa kommer fra europeiske oppdrettsanlegg, mens laks solgt i USA hovedsakelig kommer fra anlegg i Chile og Canada.

For å se på den komparative helserisikoen ved å konsumere oppdrettslaks og vill laks tok forskerne bruk av EPA (Environmental Protection Agency fra USA) sine rammeverk. På bakgrunn av deres retningslinjer anbefalte de amerikanske forskerne at man bør begrense inntaket av all slags oppdrettslaks til 250 gram (dvs. ca. ett måltid) per måned. Oppdrettslaks som ble solgt i noen av de nordamerikanske byene kunne man nyte to måltider av i måneden. Med utgangspunkt i dette fremhever forskerne viktigheten av å merke laks slik at konsumentene vet om det er oppdrettslaks eller vill laks som kjøpes, og at man får informasjon om hvor laksen stammer fra. Dermed har konsumentene mulighet til å være selektiv i forhold til hvilken laks de vil spise, på bakgrunn av helseinformasjon slik som EPA står for. Artikkelen understreker også at fisk som ikke er forurenset er sunn kost som har flere fordelaktige helsemessige effekter. Forurenset fisk kan uansett redusere slike fordeler og føre til økende risiko for helseskadelige effekter.

Artikkelen i Science magazine vakte mange reaksjoner. Mange forskere mente at metodene til de amerikanske forskerne var høyst kontroversielle. Grunnlaget for kritikken var hovedsaklig todelt; EPA sine grenser for PCB-innhold i mat ble ansett som for strenge og det var uenighet om PCB virkelig kunne føre til kreft hos mennesker. Statistical Assessment Service (STATS) ved George Mason universitetet gjorde i juli 2006 en kritisk oppsummering/undersøkelse av Science saken [5]. Målet var å analysere faktaopplysninger fra resultatene og undersøke hvilke signaler som ble sendt til allmennheten via massemedier i USA, Canada og Storbritannia. Ifølge STATS mente både The Food and Drug Administration (FDA) og World Health Organization (WHO) at nivået av PCB i laksen som var undersøkt ikke var over deres grenseverdier. Begge proklamerte derimot at det var trygt å spise laks. I tillegg ble laksen fra artikkelen i Science Magazine kjøpt i 2002. Og ifølge FDA ble nivå av PCB i fisk redusert med 28% fra 1998 til 2001. Foreningen for lakseindustri i Amerika (Salmon of the Americas) påpekte videre at reduksjonen av PCB i fisk var ytterligere 30% siden 2001.

Det andre viktige poenget i kritikken mot artikkelen i Science Magazine, var uenigheten om eksponering for PCB kunne føre til kreft hos mennesker. Ifølge STATS finnes det klare bevis for at PCB kan forårsake kreft hos rotter. EPA sin holdning er at hvis en substans fører til kreft hos dyr, må denne behandles som et mulig kreftfremkallende stoff også hos mennesker. Forskning viser at ikke alle kreftfremkallende stoffer for mennesker fører til kreft hos dyr (mus og rotter), slik heller ikke stoffer som produserer kreft i dyr skaper kreftsyke mennesker [6]. Ifølge STATS finnes det ikke klare bevis for at PCB skaper kreft hos mennesker. Og

uansett om EPA sine opplysninger skulle være de ”rette”, så ville risikoen for kreft fra PCB være forsvinnende liten. STATS antar at selv med EPAs anbefaling om et laksekonsum på ett måltid i måneden, vil risikoen for kreft i løpet av en livstid (70 år) økes med kun 1:100 000.

Det var også andre poeng rundt kritikken av artikkelen i Science Magazine. Forskerne gjennomførte analysene av laksen med skinnet på. Siden PCB akkumuleres i fettholdig vev oppnådde forskerne derfor de høyest mulige verdiene. I tillegg reduseres PCB nivået i fisken med 30 til 50 % ved koking. I skottland kom det også reaksjoner på laksen som ble kjøpt i 2002. Avisen the Scotsman opplyste i sin utgave 16. januar 2004 at laks kjøpt på supermarkeder i Storbritannia ikke ble merket med hvor den kom fra i 2002. De amerikanske forskerne kunne derfor ikke si med sikkerhet hvor denne laksen stammet fra het det i avisen.

Med så mange innvendinger mot troverdigheten til artikkelen i Science Magazine; hvilket inntrykk satt allmennheten igjen med? Ifølge STATS kom all informasjonen allmennheten fikk om Science saken fra nyhetsmedier. Og mesteparten av denne viten ble publisert samme dag som artikkelen i Science Magazine. Hovedfokuset i media var naturlig nok på giftstoffer i laks. Laks er for de fleste kjent som en kilde til sunn kost med positive helsemessige effekter. At laksen med et så positivt rykte inneholdt store mengder giftstoffer fanget massemedia sin oppmerksomhet. Konklusjonen til STATS var at spesielt aviser, med noen få unntak, ga et ufullstendig bilde av saken. Flertallet av avisene inkluderte ikke EPA, eller sine respektive lands helsemyndigheters grenseverdier for PCB-innhold i mat. Enda færre forklarte EPA sine kontroversielle metoder for å beregne kreftrisikoen fra utsettelse for PCB. Avisene i Storbritannia ga et spesielt misvisende bilde, der mediedekningen fokuserte i stor grad på den alarmerende effekten fra advarsler om helserisiko ved konsum av laks. På grunn av manglende informasjon i mediedekningen, var det derfor vanskelig for allmennheten å danne seg et objektivt bilde av Science-saken.

3. TEORI

Hovedpoenget i denne analysen ligger i effekten den negative omtalen vedrørende Science saken fikk på etterspørselen etter fersk laks i EU. Den negative omtalen vil i denne oppgaven bli omtalt som negativ helseinformasjon, og som et eksempel på en medieeffekt. I dette kapitlet blir det sett nærmere på de teoretiske verktøyene som er brukt for å analysere problemstillingen. Vi vil starte med en kort utledning av etterspørselsmodellen som er valgt som utgangspunkt for analysen: Den lineære utgaven av AIDS ("almost ideal demand system") modellen [7]. Denne modellen har blitt svært populær siden opprinnelsen i 1980, og et viktig poeng er at den kan utvides til å inkludere ikke-økonomiske faktorer (for eksempel medieeffekter), i tillegg til de økonomiske faktorene som priser og inntekt. Kapitlet fortsetter med en oversikt over teori som omhandler konsumenters reaksjoner på positiv kontra negativ informasjon vedrørende et produkt.

LA/AIDS modellen

Deaton og Muellbauer tok utgangspunkt i en konsumenters kostnadsminimeringsproblem uttrykt gjennom en levekostnadsfunksjon der konsumentpreferansene var på formen PIGLOG. PIGLOG-spesifikasjonene forutsetter levekostnadsfunksjoner som er generalisert lineære der alle individer står overfor identiske priser, og der det totale utgiftsnivået er skrevet på logaritmisk form og er uavhengig av priser. På bakgrunn av disse preferansene definerte de en levekostnadsfunksjon $c(p,u)$ som representerte aggregerte konsumentpreferanser, slik at markedsetterspørselen kunne sees på som fremstilt av en rasjonal konsument:

$$(1) \quad \ln c(p,u) = \ln p + u\beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i}, \quad \text{der:}$$

$$(2) \quad \ln P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j.$$

Denne levekostnadsfunksjonen definerer de minimale utgiftene for å oppnå et gitt nyttenivå ved gitte priser. Der p_i er prisen på vare i , u er nytten, P er den ikke-lineære prisindeksen for varene mens α_i , β_i og γ_{ij}^* er parametere. Fra (1) kan man så finne etterspørselsfunksjonene.

Shepards lemma sier at vi har, $\frac{\partial c(p,u)}{\partial p_i} = q_i$, der q_i er etterspurt kvantum for vare i . Og ved å

multiplisere begge sider med $\frac{p_i}{c(p,u)}$ får vi:

$$\frac{\partial \ln c(p, u)}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial c(p, u)}{\partial p_i} \frac{p_i}{c} = R_i.$$

Der $R_i = \frac{p_i q_i}{Y}$ er delen av de totale utgiftene som er knyttet til vare i (budsjettandelen for vare i) og Y er de totale utgiftene for alle varene. Logaritmisk derivering av (1) og (2) med hensyn på p_i for så og substituere inn i (1) fører til:

$$(3) \quad R_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + u \beta_i \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i}, \quad \text{der } \gamma_{ij} = \frac{1}{2}(\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*).$$

For en nyttemaksimerende konsument i denne sammenhengen vil totale utgifter, Y , være lik kostnadene, $c(p, u)$. På bakgrunn av dette kan vi uttrykke ligning (1) som en invers nyttefunksjon der maksimal nytte er definert ved gitte priser og utgifter. Substituerer så inn i (3) slik at vi får etterspørselsfunksjonene i AIDS modellen uttrykt ved budsjettandeler:

$$(4) \quad R_i = \alpha_0 + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\left(\frac{Y}{P}\right), \quad \text{der:}$$

$$(5) \quad \ln P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j.$$

For at modellen skal være forenelig med etterspørselsteori er følgende restriksjoner på parametrene påført:

$$(6) \quad \sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_i \beta_i = 0 \quad \text{og} \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad \text{”adding up,”}$$

$$(7) \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \text{homogenitet på prisene,}$$

$$(8) \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \forall i \text{ og } j \text{ der } i \neq j \quad \text{symmetri på prisene.}$$

Disse restriksjonene holder globalt og er sammen med ligning (4) og (5) AIDS modellen i sin helhet. Siden systemet er homogent av grad null på alle priser og total utgift (7), medfører det at budsjettandelene forblir konstante hvis prisene og inntekt endres med samme forhold. Dette gjør at den reelle kjøpekraften til alle husholdninger (konsumenter) forblir uendret ved proporsjonale endringer i priser og nominell inntekt. Ved å pålegge homogenitet- og symmetrirestriksjonene på modellen summeres budsjettandelene opp til 1. Og ved estimering av AIDS modellen er det derfor nødvendig å slette en ligning i etterspørselssystemet for å unngå singularitet i varians/kovarians matrisen.

AIDS modellen er ikke-lineær i forhold til parametrene. For å gjøre modellen lineær og dermed lettere å estimere erstattes prisindeksen i (5) med Stones prisindeks:

$$(9) \quad \ln P = \sum_i R_i \ln p_i^* .$$

Modellen som bruker normalisert Stones prisindex kalles LA/AIDS (linear approximate AIDS) og er basert på normaliserte priser, p_i^* .

Elastisiteter

I AIDS modellen uttrykkes nytten gjennom priser og inntekt. Priselasitetene og inntektselasitetene er derfor ukompenserte, eller såkalte Marshallianske elastisiteter. Disse er enkle å utlede i LA/AIDS modellen. Vi tar utgangspunkt i definisjonen for budsjettandelen for

vare i , $R_i = \frac{p_i q_i}{Y}$, som kan skrives som:

$$(10) \quad d \ln R_i = d \ln p_i + d \ln q_i - d \ln Y .$$

Inntektselasitetene finner vi ved å derivere (10) med hensyn på $\ln Y$:

$$(11) \quad \frac{\partial \ln R_i}{\partial \ln Y} = \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln Y} + \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln Y} - \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln Y} .$$

Der, $A_i = \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln Y}$, er inntektselasitetene for vare i . Fra (11) får vi derfor:

$$A_i = \frac{\partial R_i}{\partial \ln Y} \frac{1}{R_i} + 1 .$$

Og fra ligning (4) har vi at, $\frac{\partial R_i}{\partial \ln Y} = \beta_i$, slik at inntektselasitetene for vare i kan skrives som:

$$(12) \quad A_i = \frac{\beta_i}{R_i} + 1 .$$

Priselasitetene finner vi også fra med utgangspunkt ligning (10). For å starte med krysspriselasitetene deriverer vi (10) med hensyn på $\ln p_j$:

$$(13) \quad \frac{\partial \ln R_i}{\partial \ln p_j} = \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln p_j} + \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln p_j} - \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln p_j} .$$

Der, $E_{ij} = \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln p_j}$, er krysspriselasitetene mellom vare i og vare j . Fra (13) får vi:

$$E_{ij} = \frac{\partial R_i}{\partial \ln p_j} \frac{1}{R_i} .$$

Bruker ligning (4) igjen og ser at, $\frac{\partial R_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \beta_i R_j$. Krysspriselastisiteten mellom vare i

og j kan derfor skrives som:

$$(14) \quad E_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{R_i} - \beta_i.$$

Samme fremgangsmåte gir oss egenpriselastisiteten. Vi deriverer (10) med hensyn på $\ln p_i$:

$$(15) \quad \frac{\partial \ln R_i}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln p_i} - \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln p_i}.$$

Der, $E_{ij} = \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln p_i}$, er egenpriselastisiteten for vare i . Fra (15) får vi dermed:

$$E_{ii} = \frac{\partial R_i}{\partial \ln p_i} \frac{1}{R_i} - 1.$$

Og ligning (4) gir oss, $\frac{\partial R_i}{\partial \ln p_i} = \gamma_{ii} - \beta_i R_i$, slik at egenpriselastisiteten kan skrives som:

$$E_{ii} = \frac{\gamma_{ii} - \beta_i R_i}{R_i} - 1.$$

Dersom man ønsker å finne de Hicks (kompenserte) elastisitetene må man benytte Slutsky ligningen:

$$(16) \quad E_{ij}^* = E_{ij} + R_j A_i \quad \text{der } E_{ij}^* \text{ er Hicks elastisitetene.}$$

Disse elastisitetene bygger på kompenserte etterspørselsfunksjoner der priser og inntekt varieres for å holde nytten konstant.

For å analysere problemstillingen vil vi utvide LA/AIDS modellen med eksogene variabler, som tar høyde for påvirkning fra negative medieeffekter i forbindelse med Science saken. Den spesifikke økonometriske modellen blir presentert i neste kapittel. Det teoretiske grunnlaget vil imidlertid bli diskutert her.

Klassisk statistisk etterspørselsteori forutsetter at konsumentene har perfekt informasjon, samt konstant smak og preferanser [8]. Men ofte er det slik at konsumenter ikke innebefatter perfekt informasjon, noe som Science saken er et godt eksempel på. Et annet element er at konsumenter kan endre både smak og preferanser på bakgrunn av ny og bedre informasjon. Dynamiske etterspørselssystemer kan dermed skapes ved at de konstante

konsumentpreferansene endres til fordel for dynamiske. Dette kan utføres ved at man tillater noen av parametrene som kjennetegner konsumentpreferansene (priser og inntekt) til å variere med eksogene variabler. Greene, Carmon og McManus [9] presenterer to eksempler på måter å utvide AIDS modellen for også å ta høyde for økonomiske effekter fra reklame. En måte inkorporerer reklameutgifter i de reelle utgiftene i AIDS modellen. Økte reklameutgifter påvirker dermed etterspørselen indirekte gjennom økte reelle utgiftene i markedet. En annen tilnærming fører til at etterspørselen også påvirkes direkte. Dette kan utføres ved å la reklameutgifter justere prisene.

Informasjon

Det finnes mange ulike typer informasjon. Informasjon kan være rett, ufullstendig eller rett og slett helt feil. I denne sammenhengen skal vi se på fordelaktig og ufordelaktig informasjon. Konsumenter står ofte overfor både negativ og positiv informasjon angående et produkt, og et sentralt tema i denne oppgaven omhandler hvilken type informasjon som har størst påvirkningskraft på konsumentene. Kinnucan, Myrland og Paudel [4, side 188-190] tar for seg litteratur som diskuterer denne problemstillingen, og inkluderer elementer fra både psykologiske studier og egenskapsteori¹. Psykologisk teori sier at negativ informasjon veier tyngre enn positiv informasjon i en evalueringsprosess vedrørende et objekt [4, side 189, 3], og refererer til fenomenet som en negativitetseffekt. Et eksempel på dette er fra Richey [10], som påstår at man trenger fem enheter med positiv informasjon for å oppveie en enhet med negativ informasjon. En begrunnelse er at negativ informasjon blir sett på som mer informativ[4]. En konsument kan dra nytte av negativ informasjon for å stadfeste at et produkt er av dårlig kvalitet, mens positiv eller nøytral informasjon ikke er like nyttig til et slikt formål [4, side 189]. Mizerski gir en mer utdypet forklaring [11]. Han skiller ut tre hovedgrunner for hvorfor negativ informasjon har større påvirkningskraft enn positiv i denne sammenhengen:

1. Brukerhyppighet.
2. Tvetydighet og usikkerhet.
3. Kildens troverdighet og innstilling.

Punkt 1 bygger på at negativ informasjon forekommer relativt sjeldent i markedet og derfor besitter et overraskelseselement [4, side 189]. Til sammenligning forekommer positiv informasjon ofte i markedet via reklame. Dette gjør at negativ informasjon blir lagt merke til i

¹ Engelsk "attribution theory"

større grad. Det andre punktet går på at negativ informasjon er mindre tvetydig, og dermed er knyttet til mindre usikkerhet. Kinnucan, Myrland og Paudel påpeker imidlertid at begge disse forklaringene har begrenset empirisk støtte. Det tredje punktet kommer fra egenskapsteori og er knyttet til den underliggende årsaken bak offentliggjøring av ny informasjon. Individene forholder seg til ny informasjon på bakgrunn av deres oppfatning av den underliggende grunnen, til at informasjonen ble synliggjort. Med andre ord på bakgrunn av kildens troverdighet og intensjon med informasjonen. Hvis informasjonskilden har spesielle interesser for egen vinning (for eksempel økonomiske fordeler) med å spre informasjonen, svekker det informasjonens troverdighet.

Flere empiriske økonomiske analyser er gjort som støtter teorien om negativitetseffekten. Kinnucan, Myrland og Paudel [4] undersøkte påvirkningen negativ helseinformasjon for kjøttprodukter hadde for amerikanske konsumenter. Konklusjonen var at for spesielt storfekjøtt hadde helseinformasjon en mye større negativ effekt på etterspørselen enn positive effekter fra reklame. En bakgrunn for dette er at publisitet gjennom helsemyndigheter og media er regnet som relativt troverdige kilder [4, side 189].

4. DATA OG DEN ØKONOMETRISKE MODELLEN

Månedlig handelsdata fra januar 1996 til og med desember 2005 er brukt for å estimere modellen. All data om eksport av fersk laks fra Norge, Storbritannia, Færøyene, Chile og Canada er hentet fra eksportutvalget for fisk (EFF). Data for lakseeksport fra Norge, Storbritannia, Færøyene og Chile er representert gjennom hele tidsintervallet. Datasettene inneholder imidlertid kun opplysninger om canadisk eksport fra januar 2000. I tillegg eksporterte Canada lite fersk laks til EU i denne perioden slik at datasettene for det meste består av nullobservasjoner. Selv om tall for lakseeksport fra Chile dekker hele det aktuelle tidsintervallet er mengdene relativt beskjedne, og også ofte lik null. På bakgrunn av dette ble fersk laks importert av EU fra Chile og Canada aggregert til en gruppe og blir heretter sett på som en enhet.

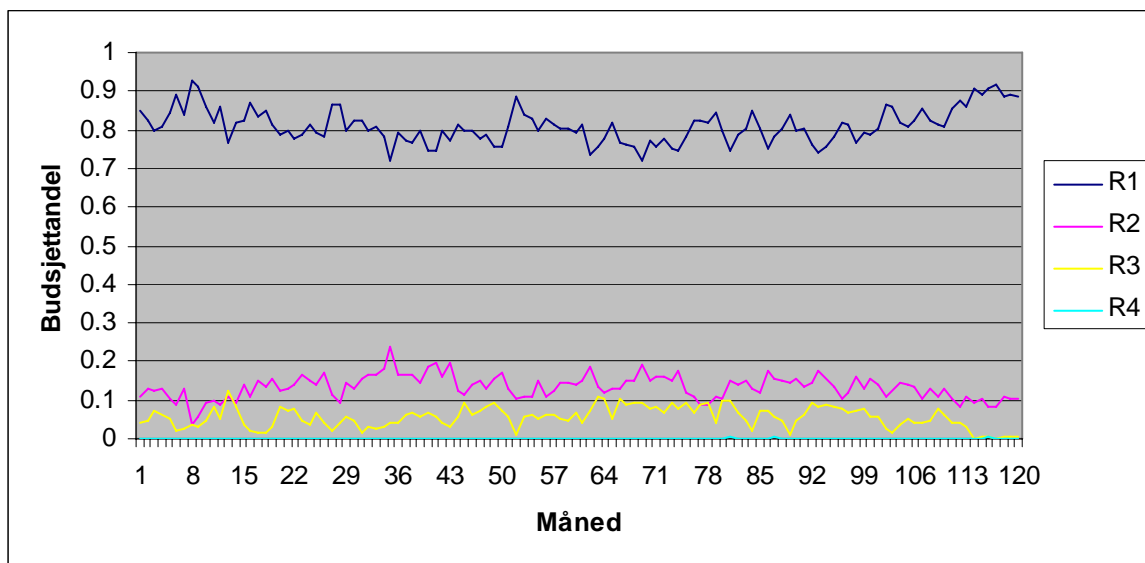
Informasjonen fra EFF inneholder kvantumsvariabler oppgitt i tonn og verdien av dette gitt i 1000 norske kroner. Unntaket var verdien av laks fra Chile og Canada som var oppgitt i amerikanske dollar. Valutakurser fra den norske bank ble brukt for å regne om disse størrelsene til norske kroner. Deretter ble prisvariablene laget i Excel ved å dividere verdivariablene med kvantumsvariablene. Tabell 4.1 gir en oversikt over gjennomsnittspris, -kvantum og -markedsandel for eksport av fersk laks fra Norge, Storbritannia, Færøyene og Chile/Canada fra januar 1996 til og med desember 2005.

Tabell 4.1: Gjennomsnittlige priser, kvantum og markedsandeler.

	Gjennomsnittlig pris (norske kr./kg)	Gjennomsnittlig kvantum (avrundet til nærmeste tonn)	Gjennomsnittlig markedsandel
Norge	23.574	22821	0.8106
Storbritannia	24.327	3616	0.1332
Færøyene	21.630	1751	0.0557
Chile/Canada	27.235	16	0.0005

Gjennomsnittsprisene ligger fra nærmere 22 kr/kg til i overkant av 27 kr/kg, der Færøyene eksporterer den rimeligste laksen og Chile/Canada den dyreste. Norge står for over 80 % av dette markedet som inkluderer Storbritannia, Færøyene og Chile/Canada for eksport av fersk laks til EU. Det europeiske bidraget står for over 99 % av laksen EU importerer i denne sammenhengen, noe som gjør det amerikanske bidraget nesten ubetydelig.

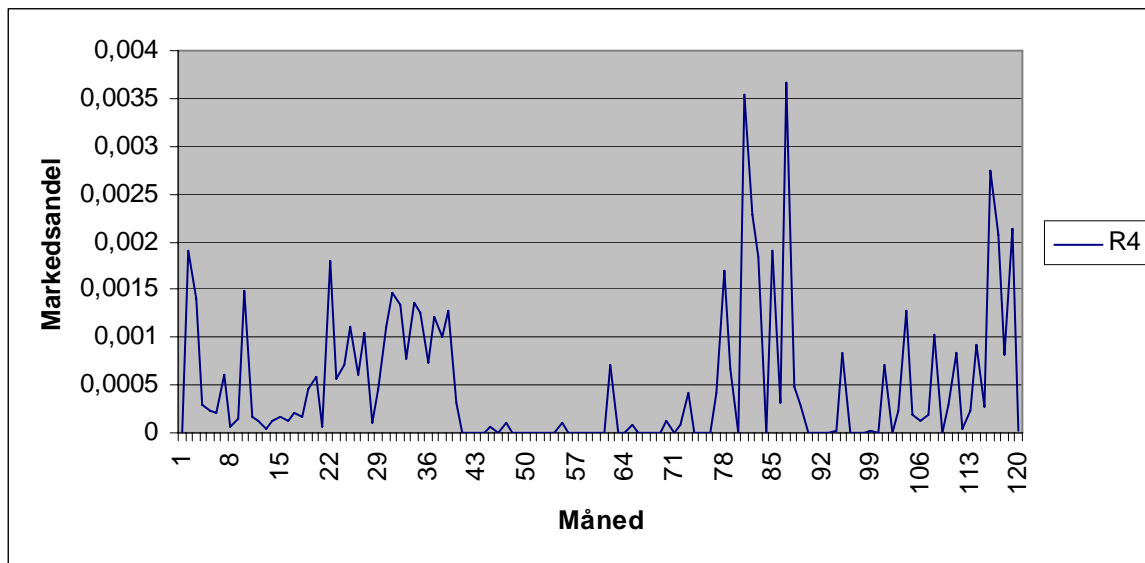
Figur 4.1: Markedsandeler for fersk laks i perioden 1996-2005.



Figur 4.1 illustrerer markedsandelene til Norge (R1), Storbritannia (R2) og Færøyene (R3) for eksport til EU i perioden januar 1996 til og med desember 2005.

Fra figur 4.1 ser man at markedsandelene for eksport av fersk laks til EU holder seg relativt konstant. Markedsandelene for laks fra Storbritannia og Færøyene står for i gjennomsnitt 13 % og 6 % i perioden 1996 til 2005 (tabell 4.1), og kun ved korte tidsintervall er det et større marked for fersk laks fra Færøyene i EU. Markedsandelen for Chile/Canada er veldig lav i gjennomsnitt (0.05 %) og gir nesten ingen utslag i figur 4.1. Figur 4.2 illustrerer kun markedsandelen for Chile/Canada, slik at variasjonen over tid blir tydeligere.

Figur 4.2: Markedsandeler kun for Chile/Canada 1996-2005.



Figur 4.1 illustrerer markedsandelen til Chile/Canada for eksport til EU i perioden januar 1996 til og med desember 2005.

Figur 4.3: Priser på fersk laks i perioden 1996-2005.



Figur 4.3 illustrerer prisnivået målt i norske kroner pr. kilo for Norge (p1), Storbritannia (p2), Færøyene (p3) og Chile/Canada (p4) ved eksport til EU i perioden januar 1996 til og med desember 2005.

Figur 4.3 illustrerer variasjonen i prisnivået. Vi ser at prisen for laks fra Norge, Storbritannia og Færøyene følger et lignende mønster, mens prisen på laks fra de amerikanske bidragene er mer ujevn.

Siden LA/AIDS-modellen tar logaritmen på alle priser kan ikke det endelige datasettet inneholde priser lik null. En måte å korrigere dette på er å erstatte alle nullobservasjonene i prisvariablene med gjennomsnittsprisen i tidsintervallet for det aktuelle landet. Dette vil ikke påvirke resultatet ved estimeringen av modellen da alle elastisiteter blir beregnet fra gjennomsnittspriser.

Informasjonen angående Science saken og data fra artikler som ble skrevet direkte eller indirekte på bakgrunn av denne saken, er fått av professor Cathy A. Roheim ved universitetet på Rhode Island. Disse dataene stammer utelukkende fra avisartikler i USA og er hentet fra databasen Nexus-Lexus. Tall for europeiske avisartikler var ikke tilgjengelige. De amerikanske dataene vil derfor funke som en proxy for europeiske avisartikler vedrørende Science saken i denne analysen. Tabell 4.2 nedenfor gir en oversikt over dette datasettet, mens tabell 4.3 viser definisjonene av variablene i tabell 4.2.

Tabell 4.2: Oversikt antall artikler vedrørende PCB i laks.

	A _{jan}	A _{aug}	A _{j&a}	Sum (Science)	A ₁	A ₂	A ₃	A ₄	A ₅	Sum (PCB)	Sum (justert)	Sum totalt
Veid					0.9	0.8	0.7	0.6	0.4		3.4	
gj.snitt												
Jan 04	43	0	0	43							0	43
Feb 04	0	0	0	0	2	2	10	2	3	19	12.8	12.8
Mar 04	0	0	0	0	0	0	4	2	2	8	4.8	4.8
Apr 04	0	0	0	0	1	3	4	1	3	12	7.9	7.9
Mai 04	0	0	0	0	3	0	3	1	0	7	5.4	5.4
Jub 04	0	0	0	0	0	0	2	0	1	3	1.8	1.8
Jul 04	0	0	0	0	2	1	0	0	1	4	3	3
Aug 04	0	3	7	10	1	1	2	0	1	5	3.5	13.5
Sep 04	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0.6	0.6
Okt 04	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0.7	0.7
Nov 04	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Des 04	0	0	0	0	0	0	0	0	2	2	0.8	0.8
Jan 05	0	0	0	0	0	1	1	1	0	3	2.1	2.1
Feb 05	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Mar 05	0	0	0	0	2	1	4	0	0	7	5.4	5.4
Apr 05	0	0	0	0	1	1	0	0	0	2	1.7	1.7
Mai 05	0	0	0	0	3	1	1	0	0	5	4.2	4.2
Jub 05	0	0	0	0	2	0	0	1	0	3	2.4	2.4
Jul 05	0	0	0	0	2	0	0	0	0	2	1.8	1.8
Aug 05	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Sep 05	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0.7	0.7
Okt 05	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0.9	0.9
Nov 05	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Des 05	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0.7	0.7
Sum	43	3	7	53	20	11	34	9	13	87	61.2	114.2

Tabell 4.3: *Definisjoner av variabler i tabell 4.2.*

A_{jan}	Antall artikler som angikk Science artikkelen i januar 2004
A_{aug}	Antall artikler som angikk "Environmental toxic" artikkelen i august 2004
$A_{j\&a}$	Antall artikler som angikk både artiklene i januar og august 2004
A_1	Antall artikler som fokuserte på PCBer i laks utenom Science artikkelen
A_2	Antall artikler som i stor grad nevnte PCBer i laks, men ikke som hovedfokus
A_3	Antall artikler som diskuterte forurensning av fisk fra PCBer
A_4	Antall artikler som delvis nevnte PCBer i laks
A_5	Antall artikler som i liten grad nevnte PCBer i laks
Sum (justert)	Totalt antall artikler som er justert ved veid gjennomsnitt

Tabell 4.2 er gjengitt nesten helt identisk med datasettet som ble mottatt fra professor Roheim og variablene i tabell 4.3 er en direkte oversettelse fra hennes definisjoner. Som man ser har Roheim samlet en oversikt over artikler fra media som angikk Science-saken, eller på en direkte eller indirekte måte fokuserte på giftstoffer i laks (PCB) i perioden etter omtalte sak. Variablene A_1 - A_5 står for artikler som med varierende grad handlet om PCBer i laks. I tabell 4.2 har Roheim valgt å gradere viktigheten av disse artiklene i forhold til Science saken og i forhold til fokuseringen rundt PCBer i laks. Fra tabell 4.2 ser man at artiklene A_1 - A_5 er blitt skalert gjennom å multiplisere mindre viktige artikler med tall fra 0.4 til 0.9, der de som ble multiplisert med 0.4 ble ansett som minst aktuell. Jeg har valgt å bruke samme system som professor Roheim på bakgrunn av hennes erfaring på området.

I det fullstendige datasettet som ble brukt i denne analysen, ble aspektet med avisartiklene derfor inkorporert via kolonnen kalt Sum totalt i tabell 4.2. Denne variabelen ble kalt MI (media indeks) i datasettet, og inneholder kun nullobservasjoner fra januar 1996 til og med desember 2003. På grunn av alle null observasjonene oppstod det et problem siden LA/AIDS modellen tar logaritmen på variablene. Dette ble løst ved å tilføye en ny variabel til datasettet i Excel kalt lnMI. Denne variabelen tar logaritmen på MIvariabelen for alle observasjoner der den naturlige logaritmen er definert (dvs. for alle observasjoner > 0), og setter 0 ellers.

Den økonometriske modellen

For å undersøke påvirkningen fra den negative helseinformasjonen på etterspørselen etter fersk laks i EU fra viktige lakseeksporterende land, ble LA/AIDS modellen utvidet med to eksogene variabler. Og for å fange dynamikken i variasjonen av de avhengige variablene over tid ble det i tillegg tilføyd tre trendledd. Med de nye spesifikasjonene ser dermed modellen slik ut:

$$(17) \quad R_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i \ln \left(\frac{Y_t}{P_t} \right) + \theta_i DMI_{it} + \delta_i \ln MI_{it} \\ + T_1 \sin \left(\frac{2\pi t}{12} \right) + T_2 \sin \left(\frac{2\pi t}{6} \right) + T_3 \cos \left(\frac{2\pi t}{6} \right) + u_{it}$$

$$(18) \quad \text{Der } \ln P_t = \sum_{i=1}^4 R_{it} p_{it} .$$

R_i står for budsjettandelen i periode t for vare i ; der $i=1,2,3,4$ står for fersk laks fra henholdsvis Norge, Storbritannia, Færøyene og Chile/Canada; og u_{it} er et tilfeldig restledd. Etterspørselssystemet består derfor av fire ligninger. Variablene DMI_{it} og MI_{it} er bidragene til modellen som er knyttet til den negative helseinformasjonen. DMI_{it} er en dummyvariabel som tar verdien 1 hvis en avisartikkel med negativ omtale ble publisert i den aktuelle måneden, og 0 ellers. MI_{it} er en variabel som ser på effekten antallet artikler som ble publisert, har på etterspørselen etter fersk laks i EU. Variablene $\sin \left(\frac{2\pi t}{12} \right)$, $\sin \left(\frac{2\pi t}{6} \right)$ og $\cos \left(\frac{2\pi t}{6} \right)$ er trendvariabler som skal fange opp utviklingen av den avhengige variabelen i perioden 1996 til 2005.

Denne utvidede versjonen av LA/AIDS modellen tilfredsstiller symmetri- og homogenitetsrestriksjonene [9]. For at de tradisjonelle ”adding up” restriksjonene fortsatt skal gjelde pålegges også følgende restriksjoner:

$$(19) \quad \sum_i \theta_i = 0 \text{ og } \sum_i \delta_i = 0 \quad \text{Basman.}$$

Variablene som går på medieeffekten påvirker etterspørselen direkte, og ikke gjennom priser og inntekt. Basmanrestriksjonene [12] i ligning (19) komplementerer derfor kun ”adding up” betingelsen som går på konstantleddet. De ulike parametrene som skal estimeres er: α_i som er konstantleddet for ligning i ; γ_{ij} som representerer endringen i land i sin budsjettandel med hensyn på prisen på produkt j gitt at alle andre variabler er holdt konstant; β_i representerer endringen i land i sin budsjettandel med hensyn på de reelle ugiftene for fersk laks (Y/P), alle

andre variabler holdt konstant; θ_i representerer forskjellen i land i sin budsjettandel med og uten negativ omtale i media, alle andre variabler holdt konstant; og δ_i som representerer endringen i land i sin budsjettandel med hensyn på antall artikler publisert angående giftstoffer i laks, alle andre variabler holdt konstant. I tillegg kommer trendvariablene.

Medieelastisiteter

Fremgangsmåten for å finne den ukompenserte medieelastisiteten med hensyn på medievariabelen, MI_i er analog til metodene for pris- og inntektselastisitetene. Deriverer derfor (10) med hensyn på $d \ln MI_i$:

$$(20) \quad \frac{\partial \ln R_i}{\partial \ln MI_i} = \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln MI_i} + \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln MI_i} - \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln MI_i}$$

Der $M_i = \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln \delta_i}$ er medieelastisiteten for vare i . Ligning (20) gir oss:

$$M_i = \frac{\partial R_i}{\partial \ln MI_i} \frac{1}{R_i}$$

Og fra (4) har vi at, $\frac{\partial R_i}{\partial \ln MI_i} = \delta_i$, slik at:

$$(21) \quad M_i = \frac{\delta_i}{R_i}$$

Ligning (21) viser medieelastisiteten for vare i , dvs. den prosentvise endringen for EUs etterspurte kvantum av fersk laks fra land i ved en prosent endring i antall avisartikler vedrørende PCB i laks.

5. RESULTATER

Modellen ble estimert ved lineær regresjon i programvaren SHAZAM. Dette ble gjort med SURE (seemingly unrelated regression) metoden [14]. En ligning (ligning 4 som omhandler fersk laks fra Chile/Canada) ble slettet for å unngå singularitet i varians/kovarians matrisen. ”Adding up”- og Basmannrestriksjonene ble brukt for å finne koeffisientene fra ligningen som ble fjernet fra systemet.

Durbin-Watson testen ble tatt i bruk for å teste modellen for førsteordens autokorrelasjon i restleddene. Durbin-Watson statistikken d blir kalkulert direkte i SHAZAM under SYSTEM kommandoen ved å velge spesifikasjonen RSTAT.

Tabell 5.1: Durbin-Watson d statistikk ved lineær estimering av LA/AIDS modellen.

	Antall observasjoner	Antall forklarende variabler	Durbin- Watson d statistikk	Nedre grense d_L Ved 100 obs.	Øvre grense d_U
Ligning 1	120	7	1.3317	1.528	1.826
Ligning 2	120	7	1.1991	1.528	1.826
Ligning 3	120	7	1.1597	1.528	1.826

Verdiene av d statistikken er under verdien av den lavere fordelinga av d statistikken, d_L , for ligning 1, 2 og 3 ved et 5 % signifikansnivå. Det betyr at det er indikasjon for positiv førsteordens autokorrelasjon i restleddene i de tre ligningene.

For å korrigere for autokorrelasjon ble modellen estimert ved ikke-lineær regresjon. Dette ble gjort i SHAZAM under kommandoen NL. Hver ligning i modellen ble beskrevet under kommandoen EQ, der startverdiene for koeffisientene ble hentet fra den lineære regresjonsanalysen utført tidligere. Den ikke-lineære modellen i SHAZAM tillater ikke testing av parameterrestriksjoner. Restriksjonene kan derimot inkorporeres direkte inn i EQ kommandoen. For å tilføye homogenitetsrestriksjoner på prisene ble dette gjort ved å erstatte prisen på produkt nr. 4 (fersk laks fra Chile/Canada) i (17), med priser for de resterende produktene i henhold til (8). Symmetrirestriksjonene ble pålagt ved å erstatte eksempelvis

prisen på produkt 2 i ligning 1 med prisen på produkt 1 i ligning 2 i (17). Siden modellen estimeres med kun tre ligninger ble disse restriksjonene kun innført på ligning 1-3 i etterspørselssystemet.

Tabell 5.2: Durbin-Watson d statistikk ved ikke-lineær estimering av LA/AIDS modellen.

	Antall observasjoner	Antall forklarende variabler	Durbin- Watson d statistikk	Nedre grense d_L Ved 100 obs.	Øvre grense d_U
Ligning 1	120	7	2.0301	1.462	1.898
Ligning 2	120	7	2.0938	1.462	1.898
Ligning 3	120	7	1.8528	1.462	1.898

Tabellen indikerer ingen førsteordens autokorrelasjon i restleddene i ligning 1 og 2. For ligning 3 gir testen derimot ingen indikasjon som verken bekrefter eller avkrefter førsteordens autokorrelasjon i restleddene.

Likelihood Ratio testen ble anvendt for å teste om homogenitets- og symmetrirestriksjonene på prisene var kompatible med dataene. Igjen ble restriksjonene testet som om at det var et system med tre ligninger.

Tabell 5.3: Likelihood Ratio test for homogenitet og symmetri på priser.

Restriksjoner	Frihetsgrader	Lambda $\lambda=2(\text{ULLF-}$ $\text{RLLF})$	Kritisk x^2 ved 5% signifikansnivå
Homogenitet	3	8.9293	7.8147
Symmetri	3	14.5150	7.8147
Homogenitet og Symmetri	6	6.8603	12.5916

Nullhypotesen sier at en modell med restriksjoner vil beskrive dataene best. Tabell 5.3 indikerer at homogenitet og symmetri restriksjonene hver for seg forkastet nullhypotesen. Når modellen er påført både symmetri og homogenitetsrestriksjonene kan ikke nullhypotesen

forkastes ved et 5 % signifikansnivå, slik at modellen vil være i samsvar med etterspørselsteori.

Tabell 5.4: Parameterestimaterne for LA/AIDS modellen.

		Norge (i=1)	Storbritannia (i=2)	Færøyene (i=3)	Chile/Canada (i=4)
Konstantledd	α_i	1.5768	-0.1465	-0.4269	-0.0033
		(0.202)	(0.404)	(0.215)	(0.008)
	γ_{i1}	-0.2460	0.1427	0.1020	0.0013
		(0.065)	(0.044)	(0.035)	(0.001)
Priser	γ_{i2}	0.1427	-0.0902	-0.0524	-0.0001
		(0.044)	(0.037)	(0.022)	(0.002)
	γ_{i3}	0.1020	-0.0524	-0.0488	-0.0008
		(0.035)	(0.022)	(0.028)	(0.002)
Inntekt	γ_{i4}	0.0013	-0.0001	-0.0008	-0.0004
		(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.000)
	β_i	-0.0572	0.0208	0.0361	0.0003
		(0.016)	(0.031)	(0.016)	(0.001)
Dummy	θ_i	0.0281	-0.0082	-0.0194	-0.0005
		(0.013)	(0.013)	(0.009)	(0.000)
Media	Φ_i	-0.0043	0.0023	0.0019	0.0002
		(0.007)	(0.005)	(0.006)	(0.000)
Trend variabler	T_1	-0.0129	0.0046	0.0083	-0.0001
		(0.007)	(0.005)	(0.006)	(0.000)
	T_2	-0.0142	0.0052	0.0090	0.0000
		(0.006)	(0.007)	(0.003)	(0.000)
	T_3	0.0098	-0.0017	-0.0080	-0.0002
		(0.005)	(0.004)	(0.003)	(0.000)
R ²		0.4726	0.3737	0.4141	-

* Tallene i parentes er standard feil

Verdiene for R² ligger mellom 0.47 for fersk laks fra Norge og 0.37 for fersk laks fra Storbritannia. Dette antyder at modellen i relativt liten grad klarer å forklare endringer i de avhengige variablene på bakgrunn av de uavhengige.

Tabell 5.5: Pris-, inntekts- og medieelastisiteter.

Kvantum	Priser				Inntekt	Media
	Norge	Storbritannia	Færøyene	Chile/Canada		
	Marshall					
Norge	-1.2464 (0.000)	0.1854 (0.001)	0.1298 (0.003)	0.0016 (0.301)	0.9295 (0.000)	-0.0054 (0.546)
Storbritannia	0.9444 (0.001)	-1.6980 (0.000)	-0.4019 (0.014)	-0.0006 (0.960)	1.1561 (0.000)	0.0169 (0.664)
Færøyene	1.3074 (0.061)	-1.0273 (0.009)	-1.9125 (0.000)	-0.0155 (0.686)	1.6479 (0.000)	0.0340 (0.732)
Chile/Canada	2.1131 (0.369)	-0.2120 (0.944)	-1.7052 (0.689)	-1.7711 (0.003)	1.5752 (0.174)	0.3794 (0.216)
	Hicks					
Norge	-0.4930	0.3092	0.1815	0.0021	-	-
Storbritannia	1.8815	-1.5440	-0.3375	-0.0000	-	-
Færøyene	2.6432	-0.8077	-1.8208	-0.0147	-	-
Chile/Canada	3.3899	-0.0021	-1.6175	-1.7703	-	-

* Tallene i parentes er p-verdier

Priseffekter

Alle de ukompenserte egenpriselastisitetene er statistisk signifikante ved et 5 % signifikansnivå. Og elastisitetene for fersk laks fra Norge (-1.2), Storbritannia (-1.7), Færøyene (-1.9) og Chile/Canada (-1.8) er som antatt negative, og elastiske. Fersk laks fra Norge er minst elastisk. Dette kan sees i sammenheng med markedsandelen for den norske laksen som står for i gjennomsnitt nesten 81 % (tabell 4.1) av EU sin import fra disse landene i perioden 1996 til 2005. Den norske laksen er lite følsom for prisendringer på laks fra Storbritannia (0.2) og Færøyene (0.1). Til sammenligning øker etterspørselen etter laks fra Storbritannia med 0.9 % som følge av en prisøkning på norsk laks på 1 %. Igjen finnes

forklaringen i den suverene markedsandel for norsk laks. Prisendringer på norsk laks er derfor mer synlig enn prisendringer på laks fra de andre landene, og konsumentene ser seg om etter alternativer i større grad.

Krysspriselasitetene mellom Norge og Storbritannia, og mellom Norge og Færøyene er alle positive og indikerer at produktene er substitutter. Dette er ikke overraskende da alle produktene er fersk laks av samme type (atlanterhavslaks), og den eneste forskjellen er landet laksen opprinnelig stammer fra. Krysspriselasitetene mellom Storbritannia og Færøyene er derfor verdt å legge merke til. Etterspørselen etter fersk laks fra Storbritannia reduseres (-0.4) som følge av en prisøkning på laks fra Færøyene. Tilsvarende effekt er det for laks fra Færøyene bare i større grad (-1.0). Priselasitetene indikerer derfor at fersk laks fra Storbritannia og Færøyene er komplementære varer.

Ingen av krysspriselasitetene som inkluderer Chile/Canada er statistisk signifikante. Dette kan sees i sammenheng med at fersk laks fra Chile/Canada kun står for 0.05 % av EUs gjennomsnittlige etterspørsel fra landene i denne analysen (tabell 4.1 og 4.3).

Inntektseffekter

Inntektselastisitetene er omtrent som forventet og effektene for Norge, Storbritannia og Færøyene er statistisk signifikante. Norsk laks er minst følsom for inntektsendringer i EU, og den estimerte verdien (0.9) indikerer at fersk laks fra Norge er et normalt gode i denne sammenheng. Elastisitetene for Storbritannia (1.2) og Færøyene indikerer at produktene fra disse landene er luksusvarer i EU. Alle disse produktene skal imidlertid være tilnærmet identiske. Den store forskjellen i markedsandeler kan igjen bidra som en forklaring. Det er mulig at fersk laks fra Storbritannia og Færøyene, med markedsandeler i gjennomsnitt fra 1996 til 2005 på henholdsvis 13 og 6 % (tabell 4.1), blir sett på som mer eksklusiv enn den norske laksen som er betydelig mer profilert i EU.

Medieffekter

Hovedfokuset i denne analysen går på medieeffektene, og hvorvidt den negative helseinformasjonen på bakgrunn av Science artikkelen reduserte etterspørselen etter fersk laks i EU. To variabler er inkorporert i LA/AIDS modellen for å estimere denne effekten. En variabel som skal undersøke om antall artikler publisert angående PCB i laks i perioden etter

Science artikkelen, påvirket etterspørselen i EU. Og en variabel som skal se om eksistensen av slike artikler hadde en effekt på etterspørselen etter fersk laks. Ingen av medieelastisitetene (tabell 5.5) er statistisk signifikante ved et 5 % signifikansnivå. Dette indikerer at det på et statistisk grunnlag ikke kan fastslås at antall artikler påvirket etterspørselen etter fersk laks i EU. Heller ingen av dummyvariablene viste seg å være signifikante (se tabell 5.4). På bakgrunn av spesifikasjonene i denne analysen kan man derfor ikke på statistisk grunnlag konkludere med at Science saken har hatt noen innvirkning på etterspørselen etter fersk laks i EU.

6. KONKLUSJON

Hovedpoenget i denne analysen var å undersøke om den negative helseinformasjonen på bakgrunn av Science artikkelen, reduserte etterspørselen etter fersk laks i EU. I denne sammenhengen er det to forhold som gjør seg gjeldende. Det første går på Science artikkelens troverdighet. Forskerne bak artikkelen anbefalte konsumenter å redusere lakseforbruket på grunn av helserisiko, mens andre forskere og helsemyndigheter, som FDA og WHO, dementerte innholdet i artikkelen og fortsatt anså laks som sunn kost. Hvem kunne allmennheten stole på? Mesteparten av informasjonen om giftstoffer i laks i etterkant av Science artikkelen ble presentert via nyhetsmedier, og denne informasjonen ga lite bakgrunnsinformasjon om ulike metoder for vurdering av helserisiko, og forskjellige toleransegrenser for PCB-innhold i mat. Mediedekningen fokuserte i større grad på den alarmerende nyheten; nemlig at laks inneholdt giftstoffer og var kreftfremkallende.

Et annet viktig poeng i denne oppgaven er at konsumenter reagerer ulikt på forskjellige typer informasjon, der kildens troverdighet og skillet mellom positiv og negativ informasjon er viktige elementer. Psykologisk litteratur viser til forskning som antyder at det trengs fem enheter med positiv informasjon for å nøytralisere en enhet med negativ informasjon [4, side 199]. Flere empiriske studier i ulike matmarkeder har vist at negativ helseinformasjon har langt større innvirkning på konsumenter enn reklame [4,8]. Holland og Wessell [15] gjorde en undersøkelse på konsumpreferansene for fersk laks, der de fokuserte på tre produkttegenskaper: Inspeksjoner fra helsetilsyn som bekreftet produktsikkerhet og kvalitet; produksjonsmetoder som kunne påvirke konsumenters oppfattelse av produktkvalitet; og pris. De sterkeste og mest entydige resultatene gikk på inspeksjoner fra helsemyndigheter. At laksen var undersøkt og godkjent av helsemyndigheter dominerte de andre valgmulighetene, selv om laks til rimeligere priser var tilgjengelig.

Selv om mediedekningen ga et ufullstendig bilde av Science saken var det et forhold som konsumentene ikke kunne misforstå: Ekspertene, som i forskere og helsemyndigheter, var fundamentalt uenige om hvorvidt konsum av laks utgjorde en helserisiko eller ikke. Slik som antydning tidligere er informasjonskilder som helsemyndigheter og nyhetsmedier ansett som relativt troverdige kilder. I dagens samfunn er det knyttet stor tiltro blant allmennheten til spesialister i ulike fagområder. At helsemyndigheter og forskere hadde et så splittet syn i Science saken sørget bare for å skape forvirring og usikkerhet. Hvem kunne allmennheten

stole på? I kjernen av saken står FDA og EPA som opererte med ulike toleransegrenser for PCB-innhold i mat, samt ulike metoder for å kalkulere helserisiko ved eksponering for PCB. Flere slike saker i fremtiden vil kunne svekke troverdigheten til slike helsemyndigheter, og forskere som de som stod bak artikkelen i Science Magazine.

De empiriske resultatene fra denne analysen viser imidlertid ingen indikasjon på at den negative helseinformasjonen fra Science saken, påvirket etterspørselen etter fersk laks i EU. Analysen kan derfor ikke konkludere med at den norske laksenæringen tapte 1.5 til 2 milliarder kroner på Science saken. Fra figur 4.3 og data for priser på fersk laks fra Norge, er det heller ikke mulig å fastsette at prisen ble redusert i perioden etter januar 2004 slik at den norske laksenæringen skulle tape milliardbeløp. Ved tolkning av de estimerte resultatene må det imidlertid tas i betraktning at data for medievariablene er hentet fra amerikanske aviser, og derfor fungerer som en ”proxy” for manglende medievariabler fra EU.

REFERANSER

1. "Global Assessment of Organic Contaminants in Farmed Salmon." Ronald A. Hites, Jeffery A. Foran, David O. Carpenter, M. Coreen Hamilton, Barbara A. Knuth, Steven J. Schwager. *Science Magazine* 303 (2004): 154-155.
2. "Science-artikkel kostet oppdretterne 2 milliarder" (www.intrafish.no) (2006)
3. "Attention and Weight in Person perception: The Impact of Negative and Extreme Behaviour." S.T. Fiske. *Journal of Personality and Social Psychology* 38 (1980): 889-906
4. "Relative Impact of Health Information and Advertising on Commodity Markets: US Meats." H.W. Kinnucan, Ø. Myrland og L. Paudel. *Health, Nutrition and Food Demand* (2003): 187-202
5. "Toxic Reporting: PCBs in Salmon." (www.stats.org.) (2006). Statistical Assessment Service (STATS) ved George Mason universitetet
6. Hugh La Folette og Niall Shanks "Brute Science: Dilemmas of Animal Experimentation." *Routledge* (1996)
7. "An Almost Ideal Demand System." Angus Deaton, John Muellbauer. *The American Economic Review* 70 (1980): 312-326
8. "Advertising, Information and Product Quality: The Case of Butter." H. S. Chang, H. Kinnucan. *American Journal of Agriculture Economics* 73 (1991): 1195-1203
9. "Some Empirical Methods of Estimating Advertising Effects in Demand Systems: An Application to Dried Fruits." R. D. Green, H. F. Carman og K. McManus. *Western Journal of Agriculture Economics* 16 (1991): 63-71
10. "Relative Influence of Positive and Negative Information in Impression Formation and Persistence." M.H. Richey, L. McClelland og A. Shimkunas. *Journal of Personality and Social Psychology* 6 (1967): 322-327
11. "An Attribution Explanation of the Disproportionate Influence of Unfavorable Information." R. Mizerski. *Journal of Consumer Research* 9 (1982): 301-310
12. "A Theory of Demand with Variable Consumer Preferences." R. Basmann. *Econometrica* 24 (1956): 47-58
13. "Measuring the Effects of Advertising on Demand Elasticities using Time Series/Cross-Sectional Data." H. S. Chang, R. Green. *Commodity Advertising and Promotion*. H. Kinnucan, S. Thompson, H. S. Chang (Eds.). Iowa State University Press, Ames: 101-119

14. "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias." A. Zellner. *Journal of the American Statistical Association* 57 (1962): 348-368
15. "Predicting Consumer Preferences for Fresh Salmon: The Influence of Safety Inspection and Production Method Attributes" D. Holland og C.R. Wessells (1998)