



UiT Norges arktiske universitet

Handelshøyskolen ved UiT.

## **Øker generisk markedsføring etterspørselen av norsk laks i global handel?**

En etterspørsel- og nytte-kostnadsanalyse av Sjømatrådetets markedsføring av norsk laks

Marius Ihle Arnesen

Masteroppgave i samfunnsøkonomi, SOK-3901, juni 2022

## **Forord**

Med dette avslutter jeg mitt mastergradstudiet i samfunnsøkonomi ved handelshøgskolen i Tromsø. Studietiden ved UiT har vært lærerik og en stor takk rettes til alle forelesere ved HHT.

Jeg vil rette en spesiell takk til professor Øystein Myrland for å ha guidet meg igjennom denne oppgaven, for å ha latt meg prøve og feile, og for å alltid hatt en åpen dør. Dine evner har gjort dette til den mest verdifulle læringsopplevelsen. Takk til Eivind Brækkan fra Norges Sjømatråd for å ha tilrettelagt data.

Tusen takk til min søster, Kathrine, som til tross for å være småbarnsmor har tatt seg tid til å korrekturlese. Det har vært til stor hjelp. Takk til mine foreldre som har støttet meg i alle årene som student.

Alle medstudenter på masterkontoret fortjener en takk for å ha gjort de siste årene helt spesielle. Kaffe pausene, interessante diskusjoner, latter og skitprat har gjort det hele til en stor fornøyelse.

Til slutt ønsker jeg å rette en stor takk til min samboer, Marie. Etter en lang dag på skolen er det alltid godt å komme hjem til en person med et smil på lur.

Marius Ihle Arnesen

## Sammendrag

Norske oppdrettere er pålagt en eksportavgift for laksen de eksporterer. Avgiften skal blant annet gå til Norsk sjømatråd (NSR) som skal drive med felles markedsføring av norsk sjømat. I denne studien er det benyttet en etterspørselsanalyse til å undersøke om markedsføringen fører til økt etterspørsel i norsk laks på verdensmarkedet. En nytte-kostnadsanalyse er gjennomført for å finne ut om eksportører av laks opplever en positiv nytte knyttet til eksportavgiften. Resultatene fra studien viser at markedsføringselastisiteten er, selv om veldig lav, positiv og signifikant med en verdi på 0,0198. Til tross for en lav elastisitet er nytte-kostnad raten lik 13,246. Med dette kan det konkluderes med at markedsføringen utført av NSR bidrar positivt til å øke etterspørsel etter norsk laks og at oppdretter opplever en positiv nytte som følge av dette. Nytte-kostnad raten indikerer at det fortsatt er rom for å øke midlene brukt på markedsføring uten at eksportører av laks opplever reduksjon i velferd.

Nøkkelord: Norges Sjømatråd, Generisk markedsføring, Etterspørselsanalyse, Nytte-kostnadsanalyse, Elastisiteter.

# Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
2	Andre studier .....	3
3	Metode.....	6
3.1	Almost Ideal Demand System. ....	6
3.1.1	Elastisiteter .....	9
3.2	Utvidede AIDS-modell.....	12
3.3	Nytte-kostnadsanalyse .....	14
3.3.1	Monte Carlo simulering av BCR.....	15
3.3.2	Grafisk analyse av velferdseffekter som følge av eksportavgift og markedsføring.....	17
4	Data .....	19
5	Resultater.....	23
5.1	Resultater fra AIDS-modellen .....	23
5.1.1	Markedsføringselastisitet .....	24
5.1.2	Egenpriselastisitet.....	24
5.1.3	Krysspriselastisitet .....	25
5.2	Resultater nytte-kostnadsanalyse.....	26
5.3	Diskusjon av resultater .....	28
6	Konklusjon .....	31
	Referanseliste .....	32
	Vedlegg .....	35

## Tabelliste

Tabell 1: Gjennomsnittlig for pris, kvantum i tonn og markedsandel i % .....	19
Tabell 2: Resultater fra estimering av AIDS-modell. ....	23
Tabell 3: Marshallian egen- og krysspriselastisiteter. ....	25
Tabell 4: Monte Carlo simulering av BCR .....	26

## Figurliste

Figur 1: Effekten av markedsføring som følge av eksportavgift (Kinnucan et al., 2021) .....	17
Figur 2: Kilopris på laks for hver av de 7 landene .....	20
Figur 3: Markedsandel til Norge og Chile i perioden jan.2010 til des.2020.....	20
Figur 4: Markedsandel i % for resterende land i perioden jan.2010 til des.2020 .....	21
Figur 5: Markedsføringskostnad for laks og eksportvolum for Norge.....	22
Figur 6: Histogram av simulert BCR .....	27



# 1 Innledning

I Norge betaler eksportører av laks en eksportavgift på 0,6% (Tollvesenet, 2021). Inntektene fra avgiften går til Norges Sjømatråd (NSR), som er et statlig eid selskap som har som en av sine oppgaver å markedsføre norskprodusert laks. Dette gjøres under ett felles merkenavn «Seafood from Norway». En av hensiktene med denne felles markedsføringen er å øke etterspurt kvantum samt styrke posisjonen til norsk sjømat i det internasjonale markedet.

Ettersom eksportavgiften skal lede til økt etterspørsel etter norsk laks er det viktig at pengene som blir brukt på markedsføring faktisk har en positiv effekt. Likeså er det viktig at eksportørene av norsk laks har en positiv nytte som følge av avgiften. Disse effektene blir spesielt viktig når vi ser økningen i eksportverdien av norsk laks, som fra 2010 til 2020 økte med hele 128%. Den sterke veksten de siste ti årene samt et samfunn som er ute etter nye og mer miljøvennlige eksportvarer gjør at norsk laks vil bli stadig viktigere for den norske fastlandsindustrien i fremtiden. Det er derfor viktig at vi kontinuerlig undersøker effektene av markedsføringen og eksportavgiften slik at vi hele tiden befinner oss på et gunstig nivå og ikke har noe effektivitetstap. Mitt mål med denne oppgaven er derfor å finne ut om effekten av markedsføringen til NSR er signifikant og positiv for endring i etterspørsel av norsk laks i det globale markedet. Samtidig ønsker jeg å teste om eksportørene av norsk laks opplever en positiv nytte tilknyttet eksportavgiften.

Mye av den tidligere forskningen gjort på dette området har basert seg på en klassisk etterspørselsanalyse. Jeg bruker i denne oppgaven også en slik analyse, men introduserer markedsføringskostnad som en av de uavhengige variablene. I motsetning til tidligere forskning som (Herrmann & Lin, 1988) hvor fokuset er et begrenset marked i eksempelvis Europa eller USA, ser jeg på et helhetlig verdensmarked. Ettersom det tidligere har vært mindre fokus på markedsføringseffekter er dette noe jeg går nøyere inn på i denne oppgaven. Ved å se på sammenhengen i det globale markedet og ved å bruke en nytte-kostnadsanalyse vil jeg kunne si noe om helhetseffekten av markedsføringen som er rettet mot laks.

I analysen bruker jeg et empirisk datasett som er tilrettelagt av Eivind Brækkan fra NSR. Datasettet inneholder eksportvolum og kilopris for 7 nasjoner, samt kostnaden av markedsføringen for laks utført av NSR. I oppgaven benyttes Deaton & Muellbauers etterspørselsmodell bedre kjent som «Almost Ideal Demand System» (AIDS-modellen)

(Deaton & Muellbauer, 1980). Modellen er mye brukt i etterspørselssystemer og etterspørselsmodeller fordi den er teoretisk konsis og fleksibel i anvendelse. Modellen har en arbitrær andreordens tilnærming til ethvert etterspørselssystem. AIDS-modellen tillater nøyaktig konsumentaggregering og muliggjør testing av symmetri- og homogenitetsbetingelser. Jeg estimerer modellen med budsjettandeler som den avhengige variabelen hvor summen av andelene blir én, noe som gjør det enklere å sammenlikne endringene i konsumentallokeringene i modellen. På bakgrunn av dette falt valget på AIDS-modellen som den økonometriske modellen til etterspørselsanalysen. AIDS-modellen er godt egnet til å analysere endringene i etterspørselen etter norsk laks i det globale markedet. Enkelte av resultatene, som elastisiteter, benyttes når jeg skal beregne nytte-kost raten (BCR). Jeg tar utgangspunkt i Dorfman-Steiner teori (Dorfman & Steiner, 1954) om optimal markedsføring, men bruker en noe modifisert versjon (Kinnucan et al., 2021).

I neste kapittel presenteres noe tidligere forskning som benytter noen a de samme modellen som i denne oppgaven. Deretter gis det en fremstilling av AIDS-modellen og nytte-kostnadsanalyse. I kapittel fire presenteres datasettet, mens i kapittel fem fremstilles og diskuteres resultatene fra estimeringen. Oppgaven avsluttes med en konklusjon og min bemerkninger.



## 2 Andre studier

Kinnucan, Das og Pettersen (Kinnucan et al., 2021) har i sin artikkel sett nærmere på økningen i eksportavgiften på hvit fisk i Norge. De stiller seg spørsmålet om den økte avgiften fører til økt velferd hos produsenter, ettersom den økte avgiften førte til at NSR fikk 21% mer å markedsføre for. I analysen bruker de resultatene fra AIDS-modellen til å gjøre en nytte-kostnadsanalyse. NSR fikk en betydelig økning i budsjettet til markedsføring av hvit fisk. Dette førte igjen til en betydelig økning i inntekt hos produsentene som ga en økning i velferden på ca. 20 millioner USD. Følgelig observerte man en betydelig økning i velferden som følge av endringen i eksportavgiften. Nytt-kostnads raten indikerte det samme med beste verdi på 32, så selv om eksportører ble ilagt en økning i eksportavgiften var resultatet lang større nytte enn kostnad. Selv om resultatene er meget positive, kommenterer forfatterne et mulig problem som ikke er tatt i betraktning i denne artikkelen; økningen i markedsføringen av hvit fisk kan påvirke konsumentenes valg og dermed føre til en nedgang i etterspørselen av norsk laks.

Xie og Myrland (Xie & Myrland, 2018) bruker Rotterdam modellen til å analysere det franske laksemarkedet og ser nærmere på hva som påvirker deltagelse i markedet. Ved å bruke den utvidede versjonen av Rotterdam modellen fastslås hva som bidrar til å øke konsumet av laks. De bruker også markedsføringskostnad som en forklarende variabel for å vise hvordan det påvirker konsumenten. Analysen foreslår at resultatene kan brukes til å hjelpe markedsførere til å bestemme om man skal fokusere på eksisterende kunder eller sikte mot nye. Videre konkluderer artikkelen at det mest effektive for å øke konsumet av norsk laks er å tiltrekke seg nye kunder igjennom prissetting fremfor å rette markedsføringen mot eksisterende kunder. Estimeringen forutsatte enkelt restriksjoner vedrørende effekten av markedsføringen og analysen gjaldt dermed kun den kortsiktige effekten. Samtidig fanger modellen kun opp hvordan markedsføringen påvirker valget av gitte produkter av laks og ikke endring i den totale etterspørselen.

Artikkelen som er skrevet av Xie, Kinnucan og Myrland (Xie et al., 2009) er en av de få artiklene som tar for seg det norske laksemarkedet på verdensbasis. De bruker en generell etterspørselsmodell utviklet av Barten og Eales et al. (Barten, 1993),(Eales et al., 1997). Resultatene fra denne artikkelen tyder på at etterspørselen etter norsk laks har blitt mindre priselastisk sammenlignet med tidligere. Den reduserte prisfølsomheten blir støttet av en generell økning i inntekter, men også med nedgang i realpris. Det blir nevnt at en mindre elastisk etterspørsel kan lede til at store markedsaktører som Norge får mer markedsrett. Økt markedsrett gir Norge en unik mulighet til for eksempel å utøve produksjonsbegrensninger for å øke eksportverdi eller øke eksportavgift som gir høyere finansiering til institusjonelle organisasjoner. Videre konkluderte artikkelen med at markedsføring til NSR hadde en positiv effekt for eksport av fersk laks, men at den samtidig hadde en negativ effekt for frossen laks.

Å introdusere generisk markedsføring inn i LA/AIDS-modellen har blitt gjort før. En studie hvor fokuset var å bevise effekten av generisk markedsføring på meieriprodukter på tvers av markeder (Cakir & Balagtas, 2010), kom frem til markedsføring for det gitte produktet ga en generell økning etterspørselen på bekostning av andre meieriprodukter. Studien observerte relativt høye signifikante verdier for egen-markedsføringselastisitet, og at enkelte produkter var gode substitutter for hverandre. Cakir og Balagtas konkluderer med at deres empiriske kumulative fordelingsfunksjon for etterspørselselastisiteter i enkelte tilfeller er noe upresist, hvilke man må ta hensyn til når man ser på effekten av markedsføring. Også Piggott (Piggott, 2003) argumenterer for at å stole utelukkende på enkelte punkttestimater av markedsføringselastisiteter vil kunne gi mindre presise resultater, hvilket samsvarer med Cakir og Balagtas konklusjon. Ved å bruke en Monte Carlo simulering (Von Neumann & Ulam, 1951) av elastisitetene er det mulig å ta hensyn til deler av usikkerheten i variablene og dermed gi et mer statistisk robust resultat. Selv om en Monte Carlo simulering tar bort noe av usikkerheten i variablene er det fremdeles en unøyaktighet som gjør det vanskelig å komme med et definitivt resultat, hvilket gjør det mer naturlig å komme med indikasjoner for endringer i velferd hos produsenter som følge av generisk markedsføring.

Markedsføring av eget produkt er ikke nødvendigvis utelukkende positivt. Årsaken er at markedsføring ofte medfører en negativ effekt kalt «beggar-thy-neighbor» (Alston et al., 2001), som er når man opplever en positiv effekt på bekostning av noen andre. Neill et al., som estimerte effekten av å reklamere for lokalproduserte melk i USA. Forfatterne konkluderte med at konsumenter stort sett valgte produkter fra egen stat hvilket hadde en negativ effekt på konsumet av samme produkt fra andre stater (Neill et al., 2020). Denne type markedsføring ansees å være preferanse-endrende på konsumenten og gjør at de potensielt blir mindre rasjonelle. Produsenter får med dette et mulig konkurranse-fortrinn fremfor andre, noe som medfører at det kan bli vanskeligere for nye aktører å entre markedet. Et konkurransefortrinn og høyere terskel for nye aktører til å entre markedet kan tilsynelatende virke positivt for de produsentene som oppnår den positive effekten. Derimot kan det oppleves mindre gunstig dersom markedsføringen av ett gode fører til reduksjon i konsum av et annet gode som er produsert av samme produsent, hvilket er bedre kjent som «beggar-thyself». Dette fenomenet kan lede til en reduksjon i velferden hos produsenten (Tille, 2000).

De presenterte studiene tydeliggjør priseffektens betydning, men viser også markedsføring har en signifikant påvirkning på mengden konsum. Flere av artiklene kommenterer at etterspurt kvantum av fersk fisk gikk ned når det ble markedsført for frossen fisk, som kan ses som et eksempel på «beggar-thyself» fenomenet. I de artiklene som har gjort en kost-nytte-analyse er det konkludert med at eksportører av laks drar nytte av avgiften og opplever en økt velferd som følge av denne. Det er ytterst få som nevner gratispassasjer-problemet (Harvey & Gayer, 2013), som er helt sentralt etter min mening. Det er av stor interesse å finne ut av hvilke land som får gratis markedsføring, og ikke minst å vite hvor stor denne effekten er da dette er noe man som det markedsførende landet ønsker å unngå.

## 3 Metode

### 3.1 Almost Ideal Demand System.

Almost Ideal Demand system (AIDS) er en etterspørselsmodell utviklet av Deaton og Muellbauer (Deaton & Muellbauer, 1980). Modellen tar utgangspunkt i en logaritmisk (ln) leve-kostnadsfunksjon gitt:

$$(1) \log c(u, p) = (1 - u) \log(a(p)) + u \log(b(p))$$

Ligning (1) er leve-kostnadsfunksjon som representerer preferansene av etterspørsel av gode  $i$  til en rasjonell konsument. Dette er bedre kjent som en *PIGLOG-klasse* (Lewbel, 1989) av kostnadsfunksjoner. *PIGLOG-lassen* tillater nøyaktig aggregering av konsumenten. Ligning (1) forteller oss om det laveste kostnadsnivået en konsument trenger for å oppnå en gitt nytte for et gitt prisnivå. Kostnadsminimeringsproblemet er utgangspunktet i AIDS-modellen. I funksjon (1) er  $a(p)$  og  $b(p)$  funksjoner for pris og nytte og ligger i et intervall mellom (0,1). Det betyr at man ut ifra (1) kan se kostnaden for nytte, hvor  $b(p)$  er prisen av lykke og  $a(p)$  er kostnaden av eksistens på et minimumsnivå. Ligning (1) kan skrives om slik at vi får:

$$(2) \ln c(U, p) = \ln p + Ub(p)$$

Hvor:

$$(3) \ln p = \alpha_0 + \alpha_0 \sum_i^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i^n \sum_j^n \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j$$

$$(4) b(p) = \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i}$$

Her er  $\alpha_0, \gamma_{ij}^*, \beta_0$  og  $\beta_i$  eksogene gitte variabler som tilfredsstillende følgende restriksjoner

$$(5) \sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_i \beta_i = 0 \quad \text{og} \quad \prod_i \gamma_{ij}^* = \prod_j \gamma_{ji}^* = 0$$

Disse restriksjonene er nødvendige i modellen for å sikre at kostnadsfunksjonen er homogent med 1 grad til prisen. Det betyr at når prisen dobles må vi doble budsjettet for å opprettholde

nytten. Ved å introdusere *Shephard's lemma* (Shephard, 2015) kan man finne frem til etterspørselsfunksjonen som er uttrykt slik.

$$(6) \quad \frac{\delta \ln c}{\delta p_i} = q_i .$$

Her er  $q_i$  etterspørsel etter gode  $i$ . Ved logaritmisk differerering til ligning (2) ender vi opp med følgende uttrykk.

$$(7) \quad \frac{\partial \ln c}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial \ln p}{\partial \ln p_i} + U * \frac{\partial b(p)}{\partial p_i}$$

Ved å utlede ligning (7) ender vi opp med et uttrykk for budsjettandeler  $R_i$ , hvor  $R_i$  er andelen av den totale utgiften for gode  $i$ . for enkelheten skyld setter jeg  $i=1$  og  $n=2$ . Dette gir oss

$$(8) \quad R_1 = \alpha_1 + \gamma_{11}^* \ln p_1 + \frac{1}{2}(\gamma_{12}^* + \gamma_{21}^*) \ln p_2 + U\beta_1 b(p)$$

Ved å ta hensyn til symmetri i ligningen ( $\frac{1}{2}(\gamma_{12}^* + \gamma_{21}^*) = \gamma_{21}$ ) og simplifisering av ligningen får vi følgende:

$$(9) \quad R_1 = \alpha_1 + \gamma_{11} \ln p_1 + \gamma_{12} \ln p_2 + \beta_1 U b(p)$$

Ligning (9) viser oss Hicksian etterspørsel funksjon etter gode  $i$ . Problemet med denne er at den ikke måler nytten  $U$ . For å finne indirekte nytte må man utlede Marshallian etterspørsel funksjon. Det er verdt å merke seg at en nyttemaksimerende konsument er uttrykt som  $c=e=Y$ . Hvilket gir oss

$$(10) \quad U b(p) = \ln c(U, p) - \ln p \equiv \ln Y - \ln P$$

$$(11) \quad R_1 = \alpha_1 + \gamma_{11} \ln p_1 + \gamma_{12} \ln p_2 + \beta_1 \ln \frac{Y}{P}$$

Her er  $P$  en ikke lineær prisindeks. Ved å erstatte  $\ln P$  med den geometriske *Stone's prisindeks* har vi (antar fortsatt at  $n=2$  og  $i=1$ ):

$$(12) \quad \ln P = R_1 \ln p_1 + R_2 \ln p_2$$

Dette resulterer i en lineær AIDS-modell også kaldt LA/AIDS-modell.

AIDS-modellen kan skrives på en mer generell form. Vi skiller mellom den «sanne» AIDS-modellen og LA/AIDS-modellen og de skrives henholdsvis slik:

«Den sanne AIDS-modell»

$$(13) \quad R_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \frac{Y}{P}$$

$$(14) \quad \ln P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_j \sum_i \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j$$

«LA/AIDS-modell»

$$(15) \quad R_i = \alpha_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \frac{Y}{P}$$

$$(16) \quad \ln P = \sum_i R_i \ln p_i$$

Den generelle oppfatningen av modellen er at Stone's prisindeks gir best resultat når Stone's og trans-log prisindeksene er nært proporsjonale med hverandre. Det finnes mange metoder å teste dette på, en av dem er OLS hvor man kan se på verdien av  $R^2$ . Jeg har valgt å bruke en «seemingly unrelated regression» (SUR) (Zellner, 1962), hvor hver av regresjonslikningene har egen avhengig variabel og et sett med potensielle eksogent gitte forklarende variabler. Hver ligning blir behandlet som en lineær regresjon og kan dermed bli estimert hver for seg. Det er viktig å bemerke at i SUR antar vi at «error terms» er korrelert på tvers av likningene.

### 3.1.1 Elastisiteter

For å simplifisere utledningen av uttrykkene til elastisitetene, ser jeg først på uttrykket til budsjettandelene,  $R_i = \frac{p_i q_i}{Y}$ , i logaritmisk differensial form.

$$(17) \quad d \ln R_i = d \ln p_i + d \ln q_i - d \ln Y$$

Dette gir oss:

$$(18) \quad \left. \frac{\partial \ln R_i}{\partial \ln Y} \right|_{d \ln p_i=0} = \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln Y} - 1 \rightarrow A_i = \frac{\partial R_i}{\partial \ln Y} \frac{1}{R_i} + 1$$

$$(19) \quad \left. \frac{\partial \ln R_i}{\partial \ln p_i} \right|_{d \ln Y=0} = 1 + \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln p_i} \rightarrow E_{ii} = \frac{\partial R_i}{\partial \ln p_i} \frac{1}{R_i} - 1$$

$$(20) \quad \left. \frac{\partial \ln R_i}{\partial \ln p_j} \right|_{d \ln p_i=d \ln Y=0} = \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln p_j} \rightarrow E_{ij} = \frac{\partial R_i}{\partial \ln p_j} \frac{1}{R_i}$$

I kalkuleringen er forholdet  $d \ln R_i = \frac{dR_i}{R_i}$  brukt. Når vi har en log-log modell kan

elastisitetene bli funnet ved hjelp av forholdet  $\frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln p_i} = E_{ii}$ , noe som også er godt nok når man ser på kryss pris- og inntektselastisitet.

#### 3.1.1.1 Inntektselastisitet

I AIDS-modellen er nytten til konsumenten uttrykt igjennom pris og inntekt. Pris- og inntektselastisitetene er definert som ukompenserte hvor konsumenter søker maksimal nytte, bedre kjent som Marshall-elastisiteter. For å finne inntektselastisiteten starter vi med følgende.

$$(21) \quad R_i = \alpha_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \frac{Y}{P}$$

Hvor

$$(22) \quad \frac{\partial R_i}{\partial \ln Y} = \beta_i$$

Husker fra uttrykk (17) og utleder det generelle uttrykket for inntektselastisiteten  $A_i$ .

$$(23) \quad A_i = \frac{\partial R_i}{\partial \ln Y} \frac{1}{R_i} + 1 = \frac{\beta_i}{R_i} + 1$$

Denne elastisiteten er den samme for begge versjoner av AIDS-modellen.

### 3.1.1.2 Egenpriselastisitet

Når man skal finne egenpriselastisiteten, begynner man med å finne det generelle uttrykket for  $\frac{\partial R_i}{\partial \ln p_i}$ .

$$(24) \quad \frac{\partial R_i}{\partial \ln p_i} = \gamma_{ii} - \beta_i \frac{\partial \ln P}{\partial \ln p_i}$$

Ved å bruke uttrykk (24) sammen med  $\ln P = \sum_i R_i \ln p_i$  har vi følgende

$$(25) \quad \frac{\partial \ln P}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial (\sum_i R_i \ln p_i)}{\partial \ln p_i} = R_i$$

Setter uttrykk (25) inn i uttrykk (24)

$$(26) \quad \frac{\partial R_i}{\partial \ln p_i} = \gamma_{ii} - \beta_i R_i$$

Hvorpå uttrykk (26) settes inn i (19)

$$(27) \quad E_{ii} = \frac{\gamma_{ii} - \beta_i R_i}{R_i}$$

Hvor egenpriselastisiteten er et resultat av endring i pris og reelle utgifter med hensyn på budsjettandeler.



### 3.1.1.3 Krysspriselasititet

Ser tilbake til uttrykk (15) og (20), og finner  $\frac{\partial R_i}{\partial \ln p_j}$ .

$$(28) \quad \frac{\partial R_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \beta_i \frac{\partial P}{\partial \ln p_j}$$

Også her har vi at  $\ln P = \sum_i R_i \ln P_i$ , noe som sammen med  $\frac{\partial \ln P}{\partial \ln p_j} = R_j$  gir oss

krysspriselasititeten for AIDS-modellen.

$$(29) \quad E_{ij} = \frac{\gamma_{ij} - \beta_i R_j}{R_i}$$

Denne måten å regne ut krysspriselasititet er kun gjeldene for LA/AIDS-modellen.

## 3.2 Utvidede AIDS-modell

En etterspørselsanalyse hvor fokuset er effekten av konsumentens sammensetning av et eller flere goder basert på kvalitet og smak, antyder at det finnes spesifikke måter reklame kan påvirke forbrukeradferden. Både (Barten, 1964) og (Fisher & Shell, 2017) har laget nyttemodeller for husholdninger hvor variablene er skalert, enten ved å multiplisere eller dividere parameteren for eksogent gitte faktorer. Fordelen med skalering er at det fører til et samspill mellom pris og eksogent gitte variabler. I denne oppgaven behandles markedsføring som en eksogent gitt variabel. Ved å bruke markedsføring i AIDS-modellen påvirker man konsumentens grunnleggende nyttefunksjon. Derfor er det å bruke markedsføring i AIDS-modellen ansett å være en preferanse endrende variabel (Vashi, 1994).

Ved å ta utgangspunkt i LA/AIDS-modellen har vi fra tidligere

$$(21) \quad R_i = \alpha_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \frac{Y}{P}$$

Den nye LA/AIDS-modellen vil se slik ut når vi introduserer markedsføring.

$$(30) \quad R_i = \alpha_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \frac{Y}{P} + \sum_j \phi_{ij} \ln A_{ij}$$

Leddet som legges til i ligning (30) er den logaritmiske verdien til markedsføringskostnaden til gode  $i/j$ . Modellen tilfredsstiller restriksjonene for symmetri- og homogenitetsbetingelser. For at Basmann-restriksjonen (Basmann, 1960), eller bedre kjent som «adding up», fortsatt skal gjelde innføres følgende restriksjon.

$$(31) \quad \sum_i \beta_i = 0$$

De påfølgende restriksjonene for Marshallian **homogenitet** og **symmetri** er gitt som

$$(32) \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0 \text{ for } i = 1, 2, \dots, n$$

$$(33) \quad E_{ji} = \frac{R_j}{R_i} E_{ji} + R_j (A_j - A_i) \rightarrow \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \forall i \text{ og } j, \text{ hvor } i \neq j$$

Parameterne som blir estimert i modellen er  $\alpha_i$  (konstantledd for ligning  $i$ ),  $\gamma_{ij}$  (endringer i land  $i$ 's budsjettandel med hensyn på pris til gode  $j$ ),  $\beta_i$  (endring i land  $i$ 's budsjettandel med hensyn på reelle utgifter  $Y/P$ ) og til slutt  $\phi_{ij}$  (endring i land  $i$ 's budsjettandel når markedsføringen er aktiv).

Til slutt har vi at elasticiteten til markedsføringen i LA/AIDS-modellen skrives som følgende.

$$(34) \quad \frac{\partial \ln R_i}{\partial \ln A_i} = \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln A_i} + \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln A_i} - \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln A_i} \rightarrow \frac{\phi_{ij}}{R_i} = \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln A_i}$$

Den utvidede AIDS-modellen blir det økonometriske modellen som benyttes når elasticiteter skal estimeres i denne oppgaven.

### 3.3 Nytte-kostnadsanalyse

Nytte-kostnadsanalyse er en metode for å kunne kalkulere om en investering vil skape positiv avkastning i fremtiden. Ved å utføre en slik analyse vil man kunne ta bedre og mer rasjonelle valg slik at man maksimerer nytten. Den mest brukte teorien på dette området er Dorfman-Steiner. Teoremet brukes ved å ta en profittfunksjon hvor kvantum solgte ( $q$ ) avhenger av prisen ( $p$ ) og markedsføringen ( $a$ ). Gode  $i$  er produsert til marginalkostnaden ( $c$ ), hvor profittfunksjonen skrives som følgende.

$$(35) \quad \pi = (p - c) * q(p, a) - a$$

Introduserer nå pris- og markedsføringselastisiteter inn i de to førsteordens betingelsene som leder til

$$(36) \quad \frac{a}{p * q} = \frac{\eta_a}{\eta_p}$$

Hvor  $\eta_p$  er priselastisiteten og  $\eta_a$  markedsføringselastisiteten. Ligning (36) forteller oss at det optimale nivået av markedsføring er lik forholdet mellom elastisiteten til markedsføring og pris (Dorfman & Steiner, 1954). Med andre ord øker effekten av markedsføring når priselastisiteten minker. Problemet med teorien til Dorfman-Steiner er at den kun tar hensyn til én periode. For å løse dette problemet har Levy og Simon funnet ut at den optimale beslutningsregelen er avhengig av hvor mange repeterende kunder man har og diskonteringsraten for kapitalkostnaden (Levy & Simon, 1989).

Henry Kinnucan et al. skrev en artikkel i 2021 om markedsføringsprogrammet til NSR. De utførte en nytte-kostnadsanalyse om markedsføring for norsk hvit fisk. En noe modifisert versjon av det originale Dorfman-Steiner teoremet ble benyttet som modell (Kinnucan et al., 2021). Det ble konkludert med at det er mulig å kalkulere nytte-kostnad raten (BCR) med kun etterspørselsinformasjon. De bruker følgende

$$(37) \quad V_T = -\frac{\theta}{1 - \theta}$$

Hvor  $V_T$  representerer den proporsjonale endringen i etterspørselskurven som følge av en avgift (i denne oppgavens tilfelle en eksportavgift). Fordi den representerer en avgift vil

effekten være negativ og endringsretningen er vertikalt nedover langs tilbudsaksen.  $\theta$  er forholdstallet mellom kostnaden av markedsføring og eksportverdien  $\left(\frac{A}{P*Q}\right)$ .

$$(38) \quad V_A = -\frac{\eta_a}{(1 - \theta) * \eta_p}$$

I ligning (38) så introduserer man elastisiteter.  $V_a$  er den vertikale positive endringen i etterspørselskurven som følge av markedsføring.  $\eta_a$  og  $\eta_p$  er etterspørselselastisitetene til markedsføring og pris. BCR regnes ut ved å dele disse to retningsendringene på hverandre  $\left(\frac{V_A}{V_T}\right)$ .

For å finne ut BCR for eksportørene er man nødt til å ta hensyn til pris transmisjon ( $\rho$ ). Årsaken er at sluttprisen (prisen forbrukeren betaler) og det eksportørene selger produktet for, ofte er forskjellig som følge av distribusjonsprosessen. Pris transmisjonen introduseres i nevneren og gir oss følgende formel for BCR.

$$(39) \quad BCR = \frac{V_A}{V_T * +\rho} = \frac{\eta_a}{-\eta_p * \rho * \theta}$$

Ut ifra BCR kan vi tolke behovet markedet har for investering i for eksempel markedsføring. Dersom  $BCR > 0$  indikerer dette at eksportørene ville økt overskuddet ved å investere en krone ekstra i markedsføring. Ved  $BCR < 0$  er markedet overstimulert, og en økt markedsføringskostnad har større kostnad enn nytte. Om  $BCR = 0$  er forholdet mellom kostnad og nytte tilknyttet markedsføring i likevekt.

### 3.3.1 Monte Carlo simulering av BCR

Monte Carlo simulering (Von Neumann & Ulam, 1951) ble utviklet av to matematikere på 50-tallet. I en utregning hvor man har flere tilfeldig eller eksogent gitte variabler kan det være vanskelig å forutsi hvor nøyaktig resultatet blir. Monte Carlo kalkulerer sannsynligheten for forskjellige utfall x-antall ganger på rad. Resultatet fra en Monte Carlo simulering vil være

normalfordelt hvor snitt verdien vil være lik eller tilnærmet lik utgangspunktet for modellen. Det samme gjelder for standardavviket og variansen (Hill et al., 2018).

Det er mange eksogent gitte faktorer som kan påvirke markedsføringselastisiteten til Norge. Mange av disse er vanskelige eller umulige å ta hensyn til i AIDS-modellen, som for eksempel geopolitiske endringer, plutselig endringer i andre lands produksjon eller en nyhetssak som er kritisk til oppdrettsnæringen. Ved å bruke Monte Carlo kan jeg ta høyde for noen av disse ukjente faktorene, hvor resultatet vil være gjennomsnittet av de simulerte verdiene. Det er hensiktsmessig å lage et histogram av de simulerte verdiene for å sørge for at resultatet er normalfordelt.

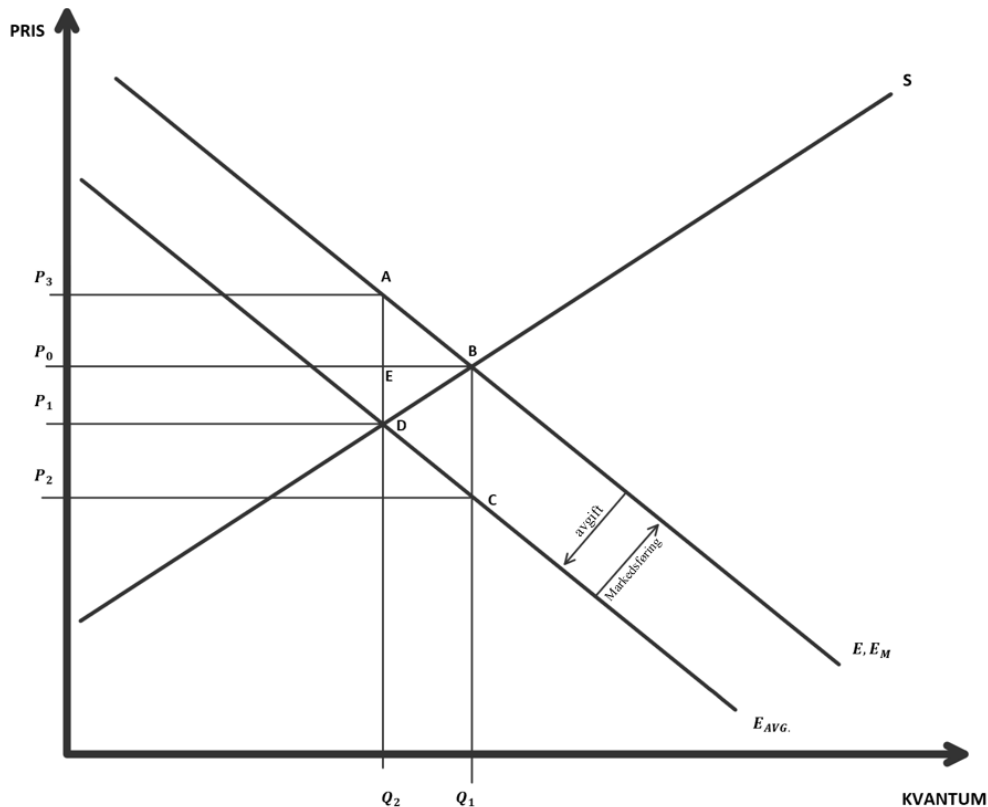
### 3.3.1.1 P-Verdi av Monte Carlo simulering

For å kunne akseptere resultatet fra en Monte Carlo simulering må det være statistisk signifikant. For å bekrefte dette regner jeg ut den øvre p-verdien av simuleringen og aksepterer resultater kun om den returnerte verdien er mindre eller lik 5%.

$$(40) \text{ Øvre } P_{verdi} = \frac{ASL + 1}{N + 1}$$

*ASL* står for antall observasjoner større eller lik referanseverdien. *N* er totalt antall observasjoner i Monte Carlo modellen. Ett-tallet er lagt til fordi den observerte verdien er stokastisk og en del av den teoretiske referansefordelingen.

### 3.3.2 Grafisk analyse av velferdseffekter som følge av eksportavgift og markedsføring.



Figur 1: Effekten av markedsføring som følge av eksportavgift (Kinnucan et al., 2021)

Figuren (1) over illustrerer hva som skjer når vi går fra å være i likevekt til å introdusere både eksportavgift og markedsføringskostnad. Først antar jeg en etterspørsel lik  $E$  og et tilbud lik  $S$ . Ved å simultant innføre eksportavgift og markedsføring vil vi få følgende reaksjon. Først endrer etterspørselsfunksjonen seg til  $E_{avg.}$ , ved å bruke reklame som en motreaksjon flytter etterspørselsfunksjonen seg tilbake til utgangspunktet  $E_M$ . I denne situasjonen hvor tilbudskurven går oppover mot høyre vil profitten ikke kun skapes av produsenten, men også konsumenten. Produsenten har inntekten i området  $P_0EDP_1$ , mens konsumenten bidrar med området  $P_3AEP_0$ . Den totale inntekten som følge av introduksjonen av eksportavgift og markedsføringskostnad er  $P_3ADP_1$ . Dersom vi antar en avtagende tilbudskurve som flater ut, vil konsumenten måtte ta større andel av avgiften. Dette skjer fordi den rasjonelle produsenten vil flytte byrden over på konsumenten igjennom økte priser for selv å minimere tapet i

velferd. Eksportavgiften vil ha en minkende innvirkning på produsentens pris (inntekt) etter hvert som konsumenten betaler mer av avgiften.

Dersom man antar en tilbudsfunksjon som konstant i vertikal retning vil område  $P_0BCP_2$  være produsentoverskuddet. Dette området er betydelig større enn om tilbudsfunksjonen er økende ( $P_0BDP_1$ ). Forskjellen mellom disse to områdene i figuren (1) kan sees på som «rent-dissipation effect» (Appelbaum & Katz, 1986).

Til slutt ser vi for oss et scenario der produsenten får eksportavgiften tilbake istedenfor å bruke det på markedsføring. Dette ville ført til et opplevd velferdsløft lik område  $P_3AEP_0$  minus effektivitetstapet som er område  $EBD$ . Den totale verdien av dette kan sees på som alternativkostnaden som følge av markedsføringsprogrammet (Kinnucan et al., 2021).



## 4 Data

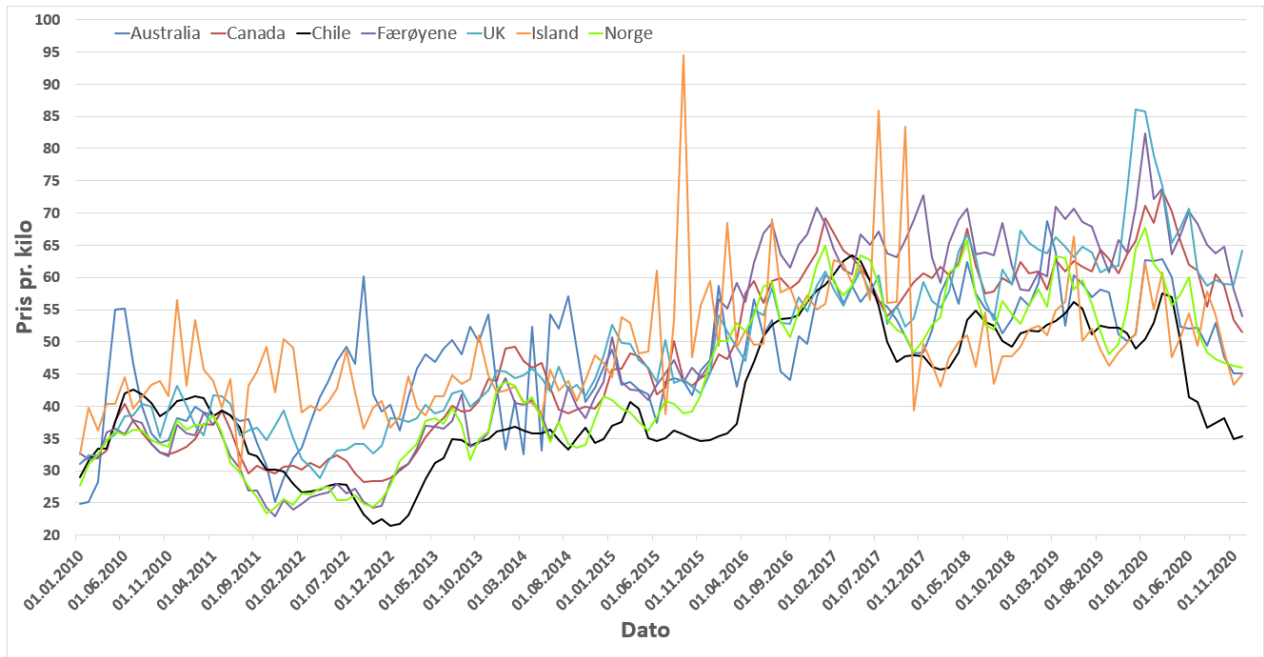
Datasettet jeg har brukt i modellen inneholder all laks i global handel regnet om til rundvekt med månedlige observasjoner fra januar 2010 til og med desember 2020. Datasettet er tilrettelagt av Eivind Brækkan fra NSR. Variabelen for pris er oppgitt i norske kroner og er per kilo laks mens eksportkvantum er oppgitt tonn. Datasettet skiller *ikke* mellom fersk og frossen laks. Det er observasjoner for totalt syv land; Australia, Canada, Chile, Færøyene, England, Island og Norge.

I tabellen nedenfor viser jeg gjennomsnittlig pris, eksportertvolum og markedsandel for hele perioden.

Tabell 1: Gjennomsnittlig for pris, kvantum i tonn og markedsandel i %

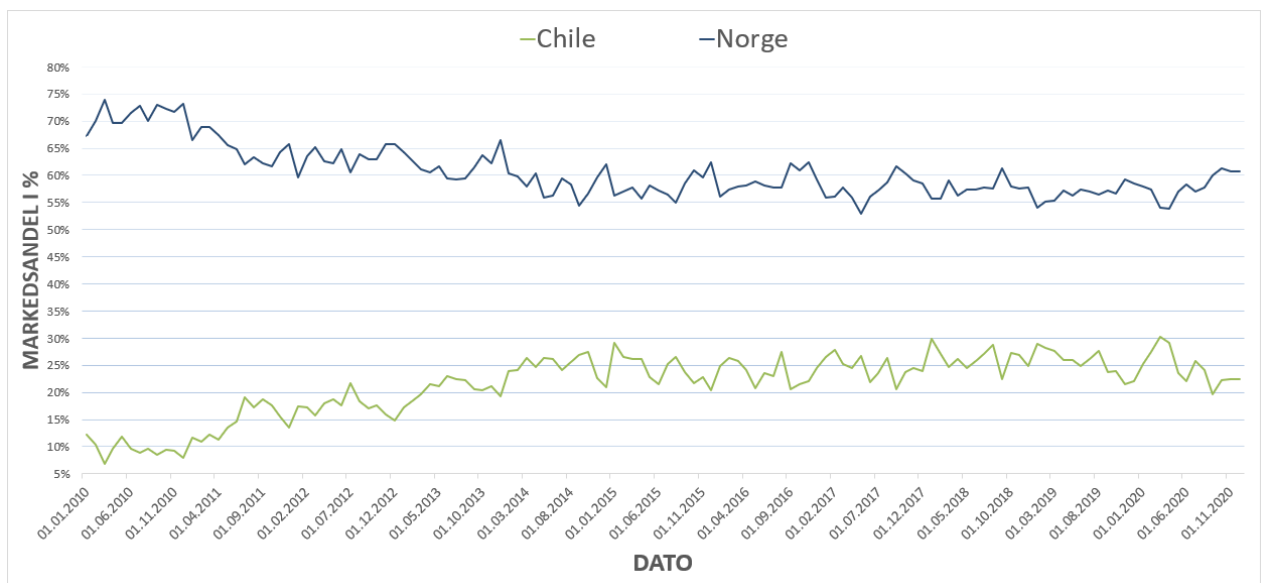
	<b>Nok/kg</b>	<b>Kvantum</b>	<b>Markedsandel</b>
<b>Australia</b>	48,711	869,6412	0,0054
<b>Canada</b>	47,934	7 919,45	0,0561
<b>Chile</b>	41,132	38 282,13	0,2148
<b>Færøyene</b>	48,881	5 793,08	0,0399
<b>England</b>	49,427	10 150,57	0,0744
<b>Island</b>	48,855	584,8005	0,0032
<b>Norge</b>	44,011	94 912,18	0,6060

I tabell (1) ser man tre land som har tilnærmet lik snitt spris, henholdsvis Australia, Færøyene og Island. Selv om Australia ligger relativt likt med de andre landenes gjennomsnittlige kilopris, kan det observeres en anomali for denne variabelen. I oktober 2014 var kiloprisen på hele 180,73 nok. pr. kg. mens i september og november samme år var prisene mer normale på henholdsvis 57,03 nok. pr. kg. og 40,63 nok pr. kg. Årsaken til denne unormalt høye prisen er ikke kjent. På grunn av den unormalt høye prisen er kiloprisen i oktober erstattet med gjennomsnittet fra september og november. Dette gjør at kiloprisen for Australia i oktober måned blir 48,82 nok. pr. kg. Denne endringen vil ha liten påvirkning i estimeringer fordi Australia har en gjennomsnittlig lav global markedsandel.



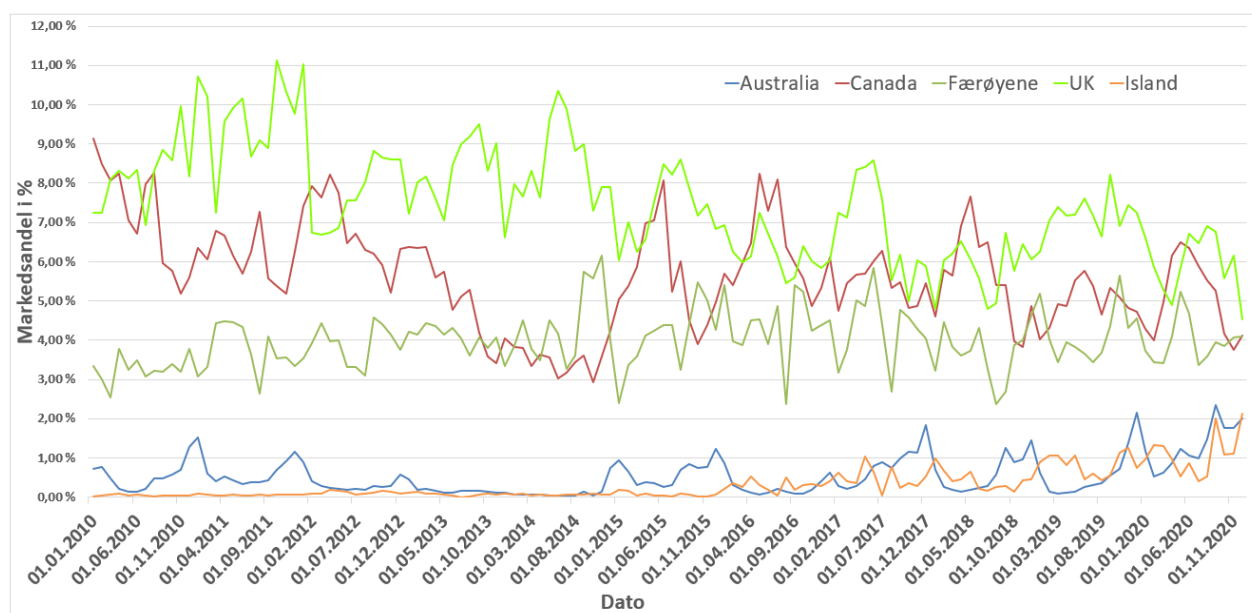
Figur 2: Kilopris på laks for hver av de 7 landene

Pris per kilo laks er illustrert i figur 2. I grafen ser man at det er spesielt to land som har hatt volatil pris de første 5 årene. Australia (mørk blå) og Island (oransje) har opplevd store svingninger i kiloprisen, mens Norge (lys grønn) og Chile (svart) har hatt en mye mer stabil pris. Dette er ikke så overraskende når man tar i betraktning at Norge og Chile er de to landene som eksporterer mest laks.



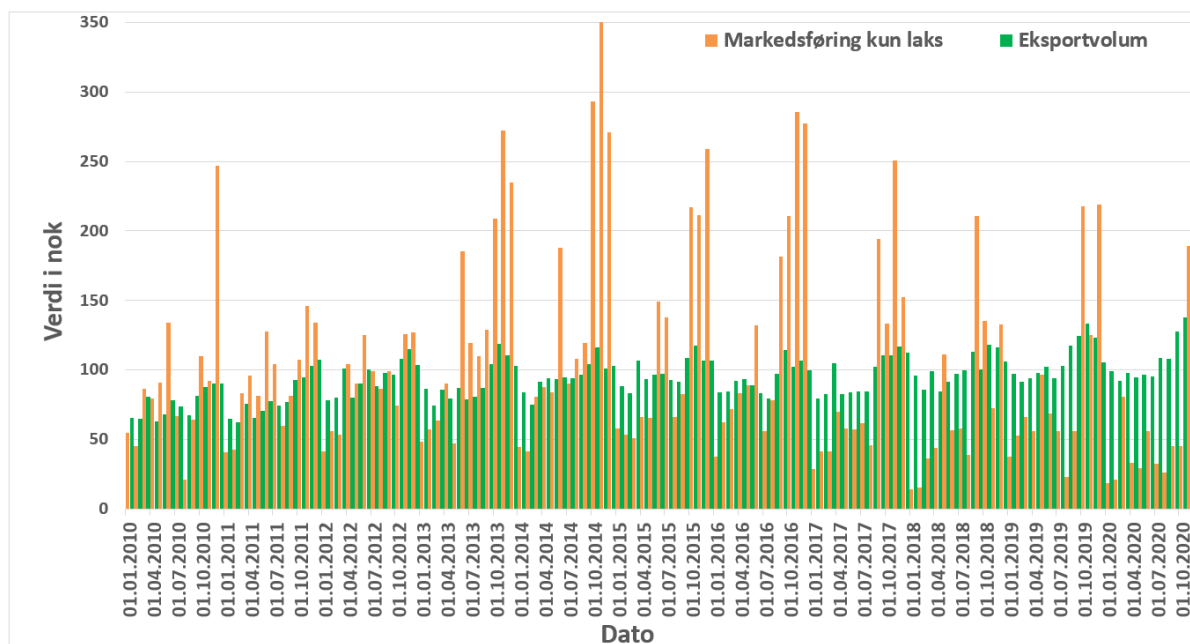
Figur 3: Markedsandel til Norge og Chile i perioden jan.2010 til des.2020

Markedsandelen er illustrert i figur 3 og 4. Illustrasjonen av markedsandelen presenteres i to grafer da Norge og Chile har så stor andel av markedet at de øvrige landene ville fremkommet som nesten rette linjer satt inn i samme graf. Norge starter i 2010 med 70% markedsandel, men har hatt en negativ utvikling de siste årene. Dette har resultert i en nedgang på 10 prosentpoeng frem til 2020 hvor markedsandelen var på ca. 60%. Chile har derimot gått i motsatt retning og økt sin markedsandel med ca. 10 prosentpoeng.



Figur 4: Markedsandel i % for resterende land i perioden jan.2010 til des.2020

I figur 4 fremstilles de resterende 5 nasjonenes markedsandel. England har hatt den største markedsandelen, men får konkurranse fra Canada og etter hvert Færøyene. Island og Australia har hatt relativt lav markedsandel og tidvis godt under 1%, men man kan muligens se en positiv trend fra 2019 hvor de begge til tider lå over 1% i markedsandel.



Figur 5: Markedsføringskostnad for laks og eksportvolum for Norge

I figur 5 sammenlikner jeg kostnaden av å markedsføre laks og eksportvolumet for Norge. For at jeg skulle kunne ha alle tre variablene inn i samme graf er markedsføringen delt på 100.000 mens eksportvolum er delt på 1000, poenget med grafen er å illustrere trender over tid. Det kommer tydelig frem er at markedsføringen blir intensivert perioder. Man ser en tydelig repeterende trend hvert år rundt juletider, da eksportvolumet øker. I trend-perioder synker også prisen noe før den henter seg inn igjen.

## 5 Resultater

### 5.1 Resultater fra AIDS-modellen

LA/AIDS-modellen er estimert som en lineær regresjonsmodell. Som beskrevet i kapittel 3, finnes flere metoder for estimering, og i denne oppgaven benyttes SUR (Zellner, 1962). SUR-metoden utøves ved å kalkulere et sett av ligninger ved å sette dem i et system, hvor teknikken er en utvidelse av en simpel lineær regresjonsmodell (Hill et al., 2018). Videre krever metoden at man fjerner en ligning i systemet slik at man unngår singularitet, og som en konsekvens av dette er ligningen for Island fjernet. I modellen er både symmetri og homogenitet akseptert med det formål at modellen skal være teoretisk rigid.

Tabell 2: Resultater fra estimering av AIDS-modell.

Parameter	Australia	Canada	Chile	Færøyene	England	Norge
(Intercept)	-0.005 (-0.276)	0.159*** (6.046)	0.257*** (3.609)	-0.016 (-1.080)	0.070*** (3.325)	0.525*** (8.169)
log markedsføring kun laks	0.000 (0.434)	-0.005*** (-3.004)	-0.011** (-2.429)	0.003*** (3.403)	0.001 (0.969)	0.012*** (2.951)
totexp	0.000 (0.804)	-0.000*** (-4.094)	0.000*** (12.646)	0.000** (2.182)	-0.000*** (-3.574)	-0.000*** (-11.440)
log pris Australia	-0.002 (-0.567)	-0.004 (-0.884)	-0.001 (-0.116)	0.006** (2.283)	0.007* (1.955)	-0.002 (-0.511)
log pris Canada	-0.004 (-0.884)	0.001 (0.047)	0.019** (2.148)	0.020*** (2.658)	-0.038*** (-3.928)	-0.001 (-0.217)
log pris Chile	-0.001 (-0.116)	0.019** (2.148)	-0.059*** (-3.184)	-0.011** (-2.251)	0.016** (2.402)	0.042*** (2.772)
log pris Færøyene	0.006** (2.283)	0.020*** (2.658)	-0.011** (-2.251)	-0.009 (-1.230)	-0.024*** (-4.411)	0.005 (1.173)
log pris England	0.007* (1.955)	-0.038*** (-3.928)	0.016** (2.402)	-0.024*** (-4.411)	0.024** (2.477)	0.000 (0.017)
log pris Island	-0.002 (-0.511)	-0.001 (-0.217)	0.042*** (2.772)	0.005 (1.173)	0.000 (0.017)	-0.046*** (-3.075)
log pris Norge	-0.005 (-1.253)	0.004 (0.515)	-0.005 (-0.876)	0.014** (2.180)	0.014** (2.224)	0.003 (0.602)
R-squared	0.233	0.321	0.581	0.169	0.529	0.534

\*, \*\*, \*\*\* indikerer signifikans nivåer på henholdsvis 10, 5 og 1 prosent nivå

### 5.1.1 Markedsføringselastisitet

Tabell 2 viser vi en oversikt over verdiene fra estimeringen av AIDS-modellen, hvor den avhengige variabelen er hvert lands markedsandel. Variablene for pris og markedsføringskostnad er logaritmiske verdier. Signifikans nivåene er representert med stjerner bak tallet og går fra '\*\*\*\*'  $p. > 0$ , '\*\*'  $p. > 0.001$ , '\*'  $p. > 0.01$ . Markedsføringen har en signifikant og positiv påvirkning på Norges markedsandel, som observert i tabell 2. Elastisiteten til markedsføringen regnes ut ved å ta koeffisienten på 0,012 og dele på den gjennomsnittlige markedsandelen for Norge over hele perioden (0,606). Dette resulterer i en markedsføringselastisitet på 0,0198. Selv om estimatet er relativt lavt indikerer det at markedsføringen har positiv effekt. Videre fremgår det av tabellen at både Canada og Chile har negative estimater. Det kan tyde på at NSRs markedsføringen fører til økt markedsandel for Norge på bekostning av Canada og Chile, og man kan observere fenomenet «beggar-thy-neighbor» i praksis (Alston et al., 2001). For øvrig er det Australia, Færøyene og England som har et koeffisient større enn null. Blant disse tre er det kun estimatet til Færøyene som er signifikant. At det for øvrig er tre land med positivt estimat er interessant da det kan bety at NSRs markedsføring leder til at enkelte land er gratispassasjerer. Det er ønskelig å unngå dette, men det har empirisk vist seg å være tilnærmet umulig. Gratispassasjer-problemet hadde muligens ikke oppstått dersom man hadde hatt en mindre gruppe (Sweeney Jr, 1973). For Norges del betyr det at Færøyene øker sin markedsposisjon som følge av markedsføringen utført av NSR.

### 5.1.2 Egenpriselastisitet

Ettersom eksportavgiften er så lav og summen brukt på markedsføring blir relativt liten i forhold til eksportverdien er det ikke overraskende at priseffekten mellom landene har en signifikant påvirkning.

Tabell 3: Marshallian egen- og krysspriselastisiteter.

Variabler	Australia	Canada	Chile	Færøyene	England	Norge	Island
Australia	<b>-1.334**</b>	-0.761	-0.101	1.128**	1.335*	-0.384	-0.883
Canada	-0.073	<b>-0.987***</b>	0.331**	0.351***	-0.672***	-0.027	0.076
Chile	-0.003	0.087**	<b>-1.276***</b>	-0.052**	0.075**	0.194***	-0.026
Færøyene	0.152**	0.493***	-0.278**	<b>-1.228***</b>	-0.609***	0.116	0.354**
England	0.096*	-0.506***	0.216**	-0.327***	<b>-0.673***</b>	0.001	0.192**
Norge	-0.003	-0.002	0.069***	0.008	0.000	<b>-1.076***</b>	0.005
Island	-1.472	1.330	-1.700	4.376**	4.428**	0.961	<b>-8.924***</b>

\*,\*\*,\*\*\* indikerer signifikans nivåer på henholdsvis 10, 5 og 1 prosent nivå

Tabell 3 viser resultatet fra Marshallian elastisiteter representert ved egenpriselastisitet. Signifikanskodene er de samme som i tabellen over (tabell 2). Samtlige av landene i tabellen har en negativ egenpriselastisitet, noe som ikke er overraskende, og antyder at samtlige produserer et elastisk gode. Norge har en elastisitet lik -1,076 mens Chile (som er nest størst i markedsandel) har en elastisitet lik -1,276. Dette indikerer at laks eksportert fra Chile er, om enn marginalt, mer følsom for prisendringer enn hva laks eksportert fra Norge er. England er det landet som har laves priselastisitet med -0,673. Island har den desidert høyeste egenpriselastisitet med hele -8,924, som tyder på at laks eksportert fra Island er høyst følsom for prisendringer.

### 5.1.3 Krysspriselastisitet

Når krysspriselastisiteten mellom Norge og de andre landene sammenlignes, er det tydelig at det kun er Chile som er statistisk signifikant. Mellom Norge og Chile observeres en positiv krysspriselastisitet, som indikerer at godene fra Norge og Chile er substitutter for hverandre. Det er verdt å nevne at Island, England og Færøyene også har positiv krysspriselastisitet med Norge, men denne er ikke statistisk signifikant. Australia og Canada har en negativ verdi.

## 5.2 Resultater nytte-kostnadsanalyse

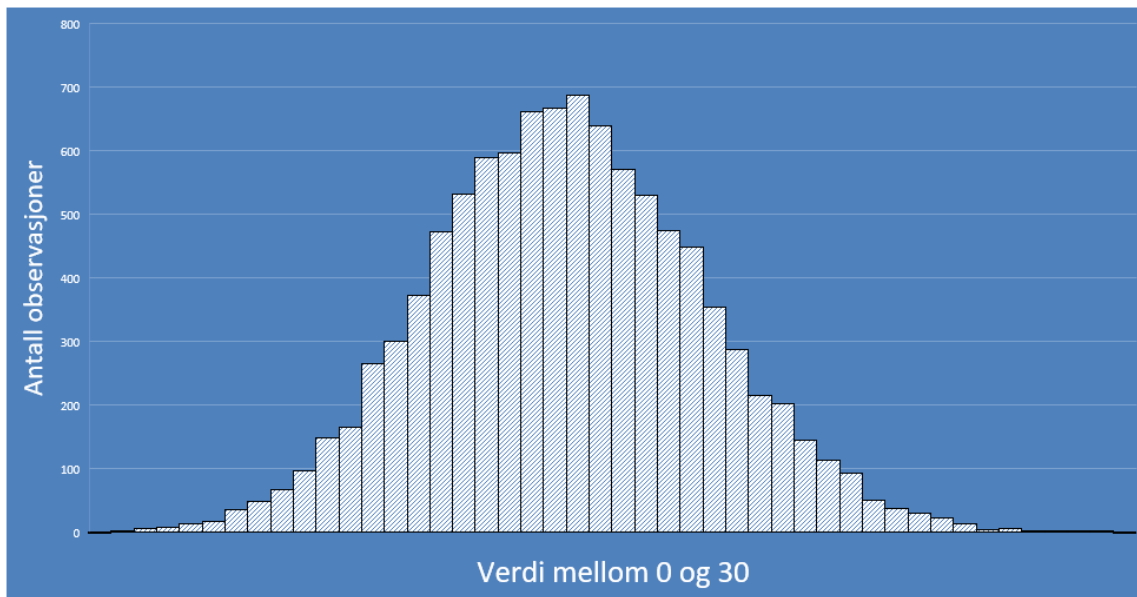
Ved å bruke Monte Carlo metoden til å simulere parameterne i BCR hensyntas noe av usikkerheten som finnes i disse variablene. En usikkerhet i et parameter kan være en ytre eksternaliteter som ikke kommer frem i datasettet som for eksempel geopolitiske hendelser, endringer i preferanser hos konsumenter eller problemer med transport sektoren. Ligning (39) brukes simultant sammen med Monte Carlo simuleringen for å regne ut BCR for hver av de 10 000 observasjonene.

Tabell 4: Monte Carlo simulering av BCR

n	$\eta_\alpha$	$\eta_p$	$\rho$	$\theta$	BCR
1	0,037	1,027	0,895	0,002	19,880
2	0,021	1,026	0,737	0,002	14,118
3	0,011	1,099	0,650	0,002	7,758
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
10 000	0,017	1,075	0,623	0,002	12,885

I tabell (4) vises utregningens oppbygning. Parameterne  $\eta_\alpha$  (markedsføringselastisiteten) og  $\eta_p$  (egenpriselastisiteten) er simulert ut ifra resultatet av AIDS-modellen, henholdsvis 0,0198 og 1,074. Elastisiteten til engrosprisen( $\rho$ ) er regnet ut i en tidligere artikkel og estimert til å være 0,724 (Kinnucan & Myrland, 2001).  $\theta$  er forholdstallet mellom markedsføringskostnad og eksportverdi og er eksogent gitt. Det kan observeres relativt store svingninger i utregningen av BCR, så for å forsikre at resultatet av simulasjonen er normalfordelt plottes et histogram.





Figur 6: Histogram av simulert BCR

Deretter kalkuleres snittverdien av de 10 000 observerte nytte-kostnad ratene, som resulterer i en gjennomsnittsverdi på 13,246. For å bekrefte at resultatet kan brukes identifiseres p-verdien ved hjelp av ligning (40), som viste en øvre p-verdi på 0,01% som er godt innenfor øvre grense på 5%.

Et normalfordelt resultatet og den lave p-verdien tilsier at det kan konkluderes med at resultatet er statistisk robust.

### 5.3 Diskusjon av resultater

Resultatene i denne oppgaven er i tråd med den tidligere forskningen som er gjort på etterspørsel etter norsk laks i begrensede og globalt marked. I denne oppgavens analyse er det funnet at egenpriselasititeten til norsk laks er -1,07. Egenpriselasititeten til laks var i 2007 -1,08 (Thyholdt, 2007) mens den i 2009 var -0,87 (Xie et al., 2009). Variasjon i elastisitet er normalt og noe man også så på 80- og 90-tallet med henholdsvis egenpriselasititeter på -2,3 (DeVoretz & Salvanes, 1993) og -1,7 (Asche, 1996). De siste 10 årene ser man antydninger til at oppdrettslaks har blitt noe mer priselastisk. Årsaken til økningen i prisfølsomheten er ikke kjent, men en mulig årsak kan være flere og større aktører og at konsumentene er indifferent til produsenten av produktet og mer opptatt av prisen.

Markedsføringen er det forsket mindre på, men det er to tidligere artikler som er særlig relevant å trekke frem. Den første er fra 1992 og har studert det franske laksemarkedet som tidligere har vært en av de største importørene av norsk laks. Artikkelen konkluderte med at markedsføringen hadde en signifikant og positiv påvirkning på konsumet av norsk laks, med en verdi på 0,2 (Bjørndal et al., 1992). Den andre artikkelen fra 2009, kom frem til at markedsføringselasititeten til NSR var 0,014 i det globale markedet (Xie et al., 2009), mens analysen i denne oppgaven har konkludert med en markedsføringselasititet på 0,0198. Samtlige av verdiene er signifikante for etterspørselen av norsk laks. Markedsføringen har gjennom tiden fått en mindre effekt på etterspørselen av norsk laks. En mulig årsak er at forholdet mellom summen brukt på markedsføring og eksportverdien har minnet betraktelig. Dette på grunn av en økning i realpris på ca. 12 nok pr.kg mellom 2010 og 2020. Selv om effekten ser marginal ut betyr det ikke at de allokerte ressursene er brukt forgjeves noe som støttes av resultatene fra BCR.

Flere publiserte artikler har vist at nytte-kostnad raten for markedsføring kan være høy. Xie et.al kom frem til en marginal kost nytte rate på 134% (Xie et al., 2009), mens en nyere artikkel fra 2021 kom frem til en kost nytte rate lik 32 (Kinnucan et al., 2021). Sistnevnte var riktignok for hvit fiskemarkedet. Som beskrevet tidligere er det ofte store usikkerheter i variablene knyttet til kalkuleringen av BCR. Beregningene i denne oppgaven har resultert i en nytte-kostnad rate lik 13,246. Det må likevel presiseres at mer grundige analyser som klarer å ta for seg flere usikkerheter i modellen kan komme frem til et annet estimat. Til tross for det

mener jeg at resultatet indikerer at eksportører opplever en positiv nytte med eksportavgiften og at det er rom før å øke den ytterligere fordi  $BCR > 0$ .

Tatt nytte-kostnad raten i betraktning skulle man tro at det det var bredt akseptert blant eksportører å øke eksportavgiften slik at NSR fikk mer penger å markedsføre for, som igjen ville øke profitten til eksportørene. I 2020 var den totale markedsføringskostnaden for laks på ca. 112,4 millioner nok. I samme periode var snitt kilopris på 54,1 nok og det totale eksportvolumet på 1,3 millioner tonn laks, som resulterte i drøye 71,1 milliarder nok i eksportverdi. Kostnaden av markedsføring blir marginalt liten i forhold til eksportverdien av laks noe som gjør at oppdrettere opplever en minimal endring i etterspørsel. Dette fastslås også av Myrland og Kinnucan i deres artikkel fra 2006, der de konkluderer med at den generelle markedsføringen fører til en så liten endring i etterspørselen av laks at det blir vanskelig for eksportørene å merke det. Eksportørene opplever dermed kun kostnaden ved markedsføringen, og ikke nytten (Myrland & Kinnucan, 2006).

Resultatene tyder på at markedsføringseffekten fører til et par interessante fenomener. Gratispassasjer-problemet er noe som er vanlig å observere når man ser på effektene av generisk markedsføring. I denne studien er det observert flere land som er drar gratis nytte av markedsføringen utført av NSR, riktignok er det kun Færøyene hvor estimatet er statistisk signifikant. Et av målene med markedsføring er å øke markedsandelen, for at dette skal kunne finne sted må enkelte av deltagerne i markedet få redusert sin andel. Ut ifra resultatene i tabell 2 ser man hvordan markedsføringen har negativ effekt på Chile og Canada, dette er altså «beggjar-thy-neighbor» i praksis (Alston et al., 2001). Det er enkelte effekter som ikke er mulig å observere i denne studien, men som er rimelig å anta forekommer. «Beggjar-thyselfe» (Stiglitz, 1999) er et slik fenomen. Markedsføringen til NSR kan føre til en reduksjon i etterspørselen etter hvit fisk fra Norge. Vi kan med dette havne i et paradoks der en økning i markedsføring av gode A gjør at man må øke markedsføringen i gode B for å opprettholde samme etterspørsel, hvilket igjen gjør at man igjen øker markedsføringen i gode A. Enkelte av disse effektene er mulig å ta hensyn til når man estimerer, men på grunn av mangel på data og for å begrense omfanget av denne studien er dette ikke gjort.

I LA/AIDS-modellen forsøker man å ta hensyn til smak og preferanse ved å sette dem som konstante variabler. LA/AIDS-modellen feiler derfor om man observerer endringer i disse to, noe som gjør det vanskelig å fastslå hva slags effekt disse endringene har på effektiviteten til markedsføring. Alt i alt er det vanskelig å finne en modell som tar hensyn til uforutsette endringer i alle variabler. LA/AIDS-modellen har empirisk og teoretisk vist seg å være meget robust og resultatene som også er i samsvar med tidligere forskning, anses derfor som gode.

## 6 Konklusjon

Denne masteroppgaven har besvart spørsmålet om markedsføringen fra NSR bidrar til å øke etterspørselen av norsk laks. En nytte-kostnadsanalyse konkluderer med at eksportører av laks opplever en positiv nytte tilknyttet markedsføringen og dermed eksportavgiften. I etterspørselsanalysen er det vist at markedsføringselastisiteten (0,0198) var signifikant og positiv for Norge. Markedsføringen hadde negativ effekt på enkelte land og var signifikant og positiv for Færøyene, som indikerer at Færøyene er en gratispassasjer i markedsføringen til Norge. Egenpriselastisiteten var negativ for samtlige produsentland, noe som er forventet ettersom laks er et normalgode. Krysspriselastisiteten viste at Chile, som er Norges hovedkonkurrent, hadde et positivt estimat som tilsier at disse godene er substitutter for hverandre. I nytte-kostnadsanalysen brukte jeg Monte Carlo metoden for å simulere variablene som brukes for å beregne BCR. Ved å bruke stokastiske variabler i utregningen blir resultatet statistisk robust. BCR ble kalkulert til å være 13,246.

Fordi resultatene viser en lav markedsføringselastisitet, blir Eagles påstand (Eagle et al., 2004) om at markedsføring er et av de mer gunstige politiske alternativene for å øke den langsiktige velferden i fiskerieringen tvilsom. Selv om elastisiteten er lav er BCR verdien såpass høy at det er rimelig å konkludere med at markedsføringsprogrammet til Norges Sjømatråd bidrar til økt velferd for eksportørene av laks, og at det fortsatt er rom for å øke bruken av midler til å markedsføre norsk laks uten tap av velferd.

## Referanseliste

- Alston, J. M., Freebairn, J. W. & James, J. S. (2001). Beggar - thy - neighbor advertising: Theory and application to generic commodity promotion programs. *American Journal of Agricultural Economics*, 83(4), 888-902.
- Appelbaum, E. & Katz, E. (1986). Transfer seeking and avoidance: On the full social costs of rent seeking. *Public choice*, 175-181.
- Asche, F. (1996). *A system approach to the demand for salmon in the European Union* [97-101]. [London] .:
- Barten, A. P. (1964). Family composition, prices and expenditure patterns.
- Barten, A. P. (1993). Consumer allocation models: choice of functional form. *Empirical Economics*, 18(1), 129-158.
- Basmann, R. L. (1960). On finite sample distributions of generalized classical linear identifiability test statistics. *Journal of the American statistical Association*, 55(292), 650-659.
- Basulto-Elias, G. (2019). *glancedata: Generate tables and plots to get summaries of data*. <https://CRAN.R-project.org/package=glancedata>
- Bjørndal, T., Salvanes, K. G. & Andreassen, J. H. (1992). The demand for salmon in France: the effects of marketing and structural change. *Applied economics*, 24(9), 1027-1034. <https://doi.org/10.1080/00036849200000080>
- Cakir, M. & Balagtas, J. V. (2010). Econometric evidence of cross - market effects of generic dairy advertising. *Agribusiness*, 26(1), 83-99.
- Changyou, S. (2020). *erer: Empirical Research in Economics with R*. <https://CRAN.R-project.org/package=erer>
- Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *The American economic review*, 70(3), 312-326.
- DeVoretz, D. J. & Salvanes, K. G. (1993). Market structure for farmed salmon. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(1), 227-233.
- Dorfman, R. & Steiner, P. O. (1954). Optimal advertising and optimal quality. *The American economic review*, 44(5), 826-836.
- Eagle, J., Naylor, R. & Smith, W. (2004). Why farm salmon outcompete fishery salmon. *Marine policy*, 28(3), 259-270.
- Eales, J., Durham, C. & Wessells, C. R. (1997). Generalized models of Japanese demand for fish. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(4), 1153-1163.

- Fisher, F. M. & Shell, K. (2017). Taste and quality change in the pure theory of the true cost-of-living index. I *Value, Capita & Growth* (s. 97-140). Routledge.
- Fox, J. & Weisberg, S. (2019). *An R Companion to Applied Regression* Sage.  
<https://socialsciences.mcmaster.ca/jfox/Books/Companion/>
- Harvey, R. & Gayer, T. (2013). *Public finance*. McGraw-Hill Higher Education.
- Henningsen, A. & Hamann, J. D. (2007). systemfit: A Package for Estimating Systems of Simultaneous Equations in R. *Journal of Statistical Software*, 23(4), 1 - 40.  
<https://doi.org/10.18637/jss.v023.i04>
- Herrmann, M. & Lin, B. H. (1988). The demand and supply of Norwegian Atlantic salmon in the United States and the European Community. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 36(3), 459-471.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E. & Lim, G. C. (2018). *Principles of econometrics*. John Wiley & Sons.
- Kinnucan, H. W., Das, A. & Pettersen, I. K. (2021). A welfare analysis of Norway's export promotion programme for whitefish. *European Review of Agricultural Economics*.
- Kinnucan, H. W. & Myrland, Ø. (2001). Optimal promotion expenditures for salmon: the importance of international price linkages. *Aquaculture Economics & Management*, 5(5-6), 319-335.
- Levy, H. & Simon, J. L. (1989). A generalization that makes useful the Dorfman–Steiner theorem with respect to advertising. *Managerial and Decision Economics*, 10(1), 85-87.
- Lewbel, A. (1989). A Path-independent Divisia-like Index for PIGLOG Preferences. *Economica*, 121-123.
- Myrland, Ø. & Kinnucan, H. (2006). *Generic advertising in export markets: Norwegian salmon*. Universitetsforlaget.
- Neill, C. L., Holcomb, R. B. & Lusk, J. L. (2020). Estimating potential beggar - thy - neighbor effects of state labeling programs. *Agribusiness*, 36(1), 3-19.
- Piggott, N. E. (2003). Measures of precision for estimated welfare effects for producers from generic advertising. *Agribusiness: an international journal*, 19(3), 379-391.
- Robinson, D., Hayes, A. & Couch, S. (2022). *broom: Convert Statistical Objects into Tidy Tibbles*. <https://CRAN.R-project.org/package=broom>
- Shephard, R. W. (2015). Theory of cost and production functions. I *Theory of Cost and Production Functions*. Princeton University Press.

- Stiglitz, J. E. (1999). Beggar - Thyself versus Beggar - Thy - Neighbor Policies: The Dangers of Intellectual Incoherence in Addressing the Global Financial Crisis. *Southern Economic Journal*, 66(1), 1-38.
- Svetunkov, I. (2022). *smooth: Forecasting Using State Space Models*. <https://CRAN.R-project.org/package=smooth>
- Sweeney Jr, J. W. (1973). An experimental investigation of the free-rider problem. *Social Science Research*, 2(3), 277-292.
- Thyholdt, S. B. (2007). *En etterspørselsanalyse av laksemarkedet i EU. Med et spesielt blikk på lakseavtalen mellom Norge og EU* [Universitetet i Tromsø].
- Tille, C. (2000). Beggar-thy-neighbor or beggar-thyself? The income effect of exchange rate fluctuations. *The Income Effect of Exchange Rate Fluctuations (September 2000)*. *Federal Reserve Bank of New York Research Paper Series-Staff Report*, (112).
- Tollvesenet. (2021, 31.12.2021). *Ekspportavgifta for fisk og fiskevarer*. Hentet 7. mai fra <https://www.toll.no/no/varer/fisk/eksport-av-fisk/eksportavgift/>
- Vashi, V. H. (1994). *The effect of price, advertising, and income on consumer demand: an almost ideal demand system investigation* [Virginia Tech].
- Von Neumann, J. & Ulam, S. (1951). Monte carlo method. *National Bureau of Standards Applied Mathematics Series*, 12(1951), 36.
- Wickham, H., Acerick, M., Bryan, J., Chang, W., McGowan, L., Francois, R., Grolemund, G., Hayes, A., Muller, K., Ooms, J., Woo, K. & Yutani, H. (2019). *Welcome to the tidyverse*.
- Wickham, H., Francois, R., Henry, L. & Muller, K. (2022). *dplyr: A Grammar of Data Manipulation*. <https://CRAN.R-project.org/package=dplyr>
- Xie, J., Kinnucan, H. W. & Myrland, Ø. (2009). Demand elasticities for farmed salmon in world trade. *European Review of Agricultural Economics*, 36(3), 425-445. <https://doi.org/10.1093/erae/jbp028>
- Xie, J. & Myrland, Ø. (2018). Extending the Rotterdam Demand Model to Analyze Market Participation. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 50(2), 212-232.
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American statistical Association*, 57(298), 348-368.



## Vedlegg

Denne masteroppgaven har i hovedsak blitt estimert i R-studio. En rekke r-pakker har vært til stor hjelp for å kunne gjennomføre denne studien (Basulto-Elias, 2019; Changyou, 2020; Fox & Weisberg, 2019; Henningsen & Hamann, 2007; Robinson et al., 2022; Svetunkov, 2022; Wickham et al., 2019; Wickham et al., 2022).

	Australia	Canada	Chile	Færøyene	England	Norge	Island
Australia	<b>-1.328**</b>	-0.705	0.114	1.168**	1.409**	0.222	-0.880
Canada	-0.068	<b>-0.931***</b>	0.546***	0.391***	-0.597***	0.579***	0.080
Chile	0.003	0.143***	<b>-1.061***</b>	-0.012	0.149***	0.800***	-0.022
Færøyene	0.158**	0.550***	-0.063	<b>-1.188***</b>	-0.535***	0.722***	0.357**
England	0.102**	-0.450***	0.431***	-0.287***	<b>-0.599***</b>	0.607***	0.195**
Norge	0.002	0.054***	0.284***	0.048***	0.075***	<b>-0.470***</b>	0.008
Island	-1.467	1.387	-1.485	4.415**	4.503**	1.567	<b>-8.920***</b>

\*, \*\*, \*\*\* indikerer signifikans nivåer på henholdsvis 10, 5 og 1 prosent nivå

Tabellen over er en oversikt over Hicksian elastisiteter (den kompenserte etterspørselen) fra LA/AIDS-modellen estimert i denne oppgaven.

