

# **Etterspørsel etter sjømat i Norge. Estimering av demografiske og økonomiske faktorer som påvirker konsumet av sjømat.**

av

Malene Nerland

**Masteroppgave**

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

**Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2015

UNIVERSITETET I BERGEN



## Forord

Jeg ønsker å rette en stor takk til Kristin Lien i Norges sjømatråd som har gitt meg tilgang, og mulighet, til å bruke datasettet som benyttes i denne oppgaven. Kristin har vært behjelpelig med å svare på alle mine spørsmål og gitt meg kommentarer og synspunkt gjennom hele prosessen.

Jeg vil også takke mine veiledere, Ivar Gaasland og Astrid Louise Grasdahl, for konstruktive tilbakemeldinger og gode diskusjoner under oppgaveskrivingen slik at jeg kom i mål. Døren har alltid vært åpen, og det har jeg satt veldig stor pris på.

For hjelp med korrekturlesing ønsker jeg å takke Stine-Marie Andreassen og Anine Mølmen Andresen.

Data som er benyttet i denne oppgaven er fra GfK-Norge og gjort tilgjengelig av Norges sjømatråd. De overnevnte institusjonene er ikke ansvarlig for de analyser og tolkninger som er gjort i denne oppgaven. Eventuelle feil står jeg selv ansvarlig for.

Malene Nerland

---

Malene Nerland, Bergen 1. Juni 2015

## Sammendrag

---

### **Etterspørsel etter sjømat i Norge.**

**Estimering av demografiske og økonomiske faktorer som påvirker konsumet av sjømat.**

av

**Malene Nerland, Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, 2015

Veiledere: Ivar Gaasland og Astrid Louise Grasdal

---

De seneste årene har sjømatkonsumet per person i Norge vært relativt stabilt. Økt konsum av sjømat er et uttalt mål fra regjeringen, og sjømatprodusenter har i økende grad begynt å fokusere på det innenlandske markedet. Det er derfor viktig å undersøke hvor sensitivt konsumet av ulike sjømatprodukter er med hensyn til endringer i varepriser og total utgifter til kjøp av sjømat.

Denne oppgaven er en etterspørselsanalyse av sjømat i Norge. Estimering av egenpris-, krysspris-, og utgiftselastisiteter kan bidra til å belyse hvordan og hvor mye etterspørselen etter ulike sjømatprodukter påvirkes av pris- og utgiftsendringer. Det skal også testes for i hvilken grad demografiske og sosioøkonomiske faktorer påvirker etterspørselen etter sjømat. Analysen bygger på rådata fra GfK-Norge i perioden 1999 til 2011. For å estimere elastisiteter og effekter er QUAIDS (Quadratic Almost Ideal Demand System)-modellen blitt brukt. Modellen er utvidet med demografiske variabler for å fange opp individuelle kjennetegn som forventes å ha betydning for preferanser og konsummønster.

Analysen viser at nesten alle de demografiske variablene har en påvirkning på husholdningers budsjettandel og utgiftsmønster til sjømat. Den kompenserte krysspriselastisiteten viser at varegruppene fersk, dypfrost, hermetikk, saltet/røkt/gravet/raket og annen emballasje er substitutter. Alle egenpriselastisitetene er negative. Resultatene for utgiftselastisitetene viser at noen sjømatprodukter er luksusgoder, deriblant fersk og dypfrost sjømat.

Statistikkprogrammet STATA/IC 13.1 og Microsoft Excel 2010 benyttes i oppgaven.

## Innholdsfortegnelse

Forord .....	ii
Sammendrag .....	iii
Innholdsfortegnelse .....	iv
Tabeller.....	vi
Figurer .....	vii
1. Innledning.....	1
2. Utviklingstrekk ved sjømatnæringen .....	4
2.1 Produksjon og eksport av sjømat.....	4
2.2 Konsum av sjømat i Norge .....	6
2.2.1 Kostholdsråd og trender innenfor sjømat .....	10
2.2.2 Produktutvikling og markedsføring .....	11
3. Relevant forskning .....	14
4. Teoretisk rammeverk.....	19
4.1 AIDS-modellen.....	21
4.2 QUAIDS-modellen .....	25
4.3 Elastisiteter .....	28
5. Datagrunnlaget .....	31
5.1 Rådata .....	31
5.2 Tilrettelegging av data .....	32
5.3 Variabler .....	34
5.3.1 Avhengig variabel .....	34
5.3.2 Uavhengig variabel .....	36
5.4 Deskriptiv statistikk .....	37
5.4.1 Utvikling i husholdningskarakteristikker .....	39
5.4.2 Utvikling i sjømatkjøp.....	44
5.4.3 Begrensninger ved datasettet.....	48
6. Økonometrisk modell .....	50
6.1 Elastisiteter .....	53
6.2 Mulige svakheter ved utgiftsvariabelen.....	54
6.3 Test av parametere og modell.....	54
7. Empirisk analyse .....	56
7.1 Tilrettelegging før analysen.....	56

7.2	Parameterestimering .....	57
7.3	Testresultater .....	60
7.4	Estimering av elastisiteter.....	62
7.4.1	Demografisk inndeling av elastisiteter .....	64
8	Oppsummering .....	68
	Referanseliste .....	71
	Appendiks A. Figurer .....	75

## Tabeller

Tabell 1: Sjømat inndelt etter varegruppe .....	35
Tabell 2: Gjennomsnittlig budsjettandel til varegruppene innenfor sjømat .....	35
Tabell 3: Husholdningskarakteristikker .....	38
Tabell 4: Bakgrunnsvariabler for kvartal og år .....	39
Tabell 5: Parameterverdiene i den estimerte QUAIDS-modellen.....	59
Tabell 6: Wald-test for kvadratisk utgiftsledd.....	60
Tabell 7: Likelihood Ratio test for bruk av QUAIDS- eller AIDS-modellen .....	60
Tabell 8: Wald-test for demografiske karakteristikk .....	61
Tabell 9: Pris- og utgiftselastisitet for QUAIDS og AIDS.....	62
Tabell 10: Gjennomsnittlige elastisiteter for hele utvalget, QUAIDS .....	63
Tabell 11: Utgiftselastisitet, inndelt etter demografiske variabler .....	66
Tabell 12: Ukompensert egenpriselastisitet, inndelt etter demografiske variabler .....	67

## Figurer

Figur 1: Produksjon av ulike fiskegrupper, 1985 - 2012.....	4
Figur 2: Norsk husholdningskonsum av sjømat (2011 – 2014), volum og verdi.....	7
Figur 3: Konsum av sjømat per person, 1999 - 2012 (rundvekt og produktvekt).....	8
Figur 4: Konsumutvikling målt i volum inndelt etter varegruppe, 1999 - 2012 .....	8
Figur 5: Konsumutvikling målt i verdi inndelt etter varegruppe, 1999 - 2012 .....	9
Figur 6: Utvikling i kilopris inndelt etter varegruppe, 1999 - 2012.....	10
Figur 7: Utvikling i budsjettandeler for sjømat inndelt etter varegruppe, 1999 - 2011 .....	36
Figur 8: Utvikling i husholdningsstørrelse .....	40
Figur 9: Utvikling i alder til hovedinnkjøper i husholdningen.....	41
Figur 10: Utvikling i region husholdningen er bosatt .....	41
Figur 11: Utvikling i høyeste utdanning i husholdningen.....	42
Figur 12: Utvikling i gjennomsnittlig inntekt i husholdningen.....	43
Figur 13: Utvikling i antall barn i husholdningen .....	43
Figur 14: Kjøp av sjømat per husholdning, 1999 - 2011 .....	44
Figur 15: Kjøp av sjømat per person, 1999 - 2011.....	45
Figur 16: Utvikling i gjennomsnittlige utgifter brukt på sjømat .....	46
Figur 17: Utvikling i gjennomsnittlig kilopris for varegruppene .....	46
Figur 18: Utvikling i budsjettandel for fersk sjømat, inndelt etter demografiske variabler.....	47
Figur 19: Utvikling i budsjettandel for dypfrost sjømat, inndelt etter demografiske variabler	48
Figur A20: Utvikling i budsjettandel for fersk og dypfrost sjømat, inndelt etter inntekt og utdanninge.....	75

## 1. Innledning

I Norge står sjømatnæringen sterkt, som den nest største eksportnæringen etter olje og gass. Det er et uttalt mål fra regjeringen at vi skal øke konsumet av sjømat. Helsedirektoratet anbefaler oss å spise sjømat to til tre ganger i uken og variere mellom fete og magre arter (Helsedirektoratet, 2014). Som proteinkilde konkurrerer sjømaten med en rekke andre matvarer, deriblant rødt kjøtt, svin og kylling. Miljømessig er det bedre å konsumere sjømat i forhold til kjøttproteiner siden det trengs mindre fôr for å produsere ett kilo fiskekjøtt (Marine Harvest, 2014).

Fra begynnelsen av 2000-tallet og frem til i dag har det vært store endringer med hensyn til hvilke sjømatprodukter som er å finne i butikkene. Sjømatprodusenter har begynt å fokusere på det innenlandske markedet. De har introdusert nye produkter og har økt markedsføringen for å stimulere til økt konsum. Selv om det totale konsumet av sjømat er relativt stabilt per person, har det skjedd en gradvis vridning fra uforedlede produkter, som hel fisk, over til renere produkter som fileter med mindre skinn og bein. Dette kan bety at det faktiske konsumet av sjømat er på vei opp (Norges sjømatråd, 2015g). Sjømatprodukter som har befestet sin posisjon i Norge er frysede lakselenker, som ble introdusert i 2004, og fersk ferdigpakket filet, som kom i 2011. For å kunne tilrettelegge for myndighetenes og sjømatprodusenters mål om økt sjømatkonsum trenger vi mer kunnskap om konsumentenes forbrukermønster slik at produkter, bearbeidingsgrad og markedsstrategier i sjømatnæringen kan imøtekomme konsumentenes preferanser.

Tidligere forskning på sjømatetterspørsel og konsum har hatt to hovedtilnærminger. I den ene tilnærmingen benyttes tverrsnittsdata fra spørreundersøkelser for å finne faktorer som er positivt korrelert med sjømatkonsum, for å belyse ulike hypoteser om konsumentens preferanser. Myrland, Trondsen, Johnston, and Lund (2000) har funnet at ulike sosioøkonomiske variabler påvirker sjømatkonsumet, blant annet at sjømatkonsumet er høyest for eldre aldersgrupper. I den andre tilnærmingen studeres etterspørselen etter sjømat. Det er benyttet tidsseriedata, gjerne basert på skannerdata fra butikk, eller tverrsnitt- og paneldata som inneholder husholdningens kjøp av sjømat. Fra skannerdata er det mulig å estimere utgifts- og priselastisitet for sjømat, mens det i tverrsnitt- og paneldata fra husholdningskjøp også er mulig å undersøke om demografiske variabler påvirker sjømatetterspørselen. De fleste



analyser av norsk sjømatkonsum bygger på spørreundersøkelser. Analysen i denne oppgaven vil benytte paneldata fra GfK-Norge som både inneholder informasjon om kjøp av sjømat og demografiske bakgrunnsvariabler.<sup>1</sup> Slik kan denne oppgaven bidra til oppdatert kunnskap, som sammen med andre analyser og datakilder kan være med på å belyse konsum og etterspørsel av sjømat i Norge.

Det er i dag mulig å observere volum, verdi og prisendringer for sjømatprodukter i paneldata fra GfK-Norge (2015). Utviklingen over tid viser at dypfrysede produkter har økt i volum på bekostning av ferske produkter (se Figur 4 i kapittel 2.2). Kan volumendringen forklares ved at prisene har endret seg eller ved at utgifter til kjøp av sjømat har endret seg? Estimering av egenpris-, krysspris-, og utgiftselastisiteter kan bidra til å belyse hvordan etterspørselen etter ulike sjømatprodukter påvirkes av pris- og utgiftsendringer. Det er hittil gjort få studier av denne typen på norske data. Spesielt interessant vil det være å undersøke om fersk og dypfrost sjømat er nære substitutter, og om elastisitetene kan bidra til å forklare den endrede etterspørselen. Det kan også være andre forklaringer på hvorfor etterspørselen har endret seg, som for eksempel produkt- og designutvikling. Dette vil ikke nødvendigvis være observerbart i datasettet.

Når konsumentens utgifter til sjømat øker, er det nyttig å vite hvordan etterspørselen etter ulike produkter endres (som vil reflekteres i utgiftselastisiteten). Jeg ønsker også å undersøke om pris påvirker etterspørselen etter sjømat, blant annet ved å kartlegge hvordan forbrukerens etterspørsel responderer på en egenprisendring eller prisendring på andre produkter (som vil reflekteres i egenpris- og krysspriselastisiteter). Målet med denne oppgaven er å få en oppdatert og forbedret forståelse av husholdningenes etterspørsel etter sjømat ved å undersøke i hvilken grad priser, utgifter og demografiske bakgrunnsvariabler påvirker kjøp av sjømat i Norge.

I analysen benytter jeg data fra GfK-Norge med informasjon om kjøp av sjømat i Norge til hjemmekonsum i perioden 1999 til 2011.<sup>2</sup> Basert på emballasje deler jeg sjømat inn i følgende

---

<sup>1</sup> GfK står for "Growth from Knowledge" og er et internasjonalt selskap som driver med markedsanalyse (GfK, 2014c).

<sup>2</sup> Hjemmekonsum er privatkonsum i husholdningen og inkluderer ikke storhusholdning og konsum utenfor hjemmet som skjer i restaurant, kantine ol.

fem varegrupper: fersk, dypfrost, hermetikk, saltet/røkt/gravet/raket og annen emballasje.<sup>3</sup> Ved bruk av etterspørselssystemet QUAIDS, estimeres utgifts- og priselastisiteter for disse varegruppene. Priselastisitetene vil blant annet vise om de ulike varegruppene er substitutter eller komplementer. Det vil også testes for om demografiske og sosioøkonomiske faktorer påvirker etterspørselen etter sjømat. Resultatene kan hjelpe sjømatprodusenter, dagligvarebutikker og myndigheter med å få innsikt i datamaterialet som kan gi økt konsumentforståelse og dermed styrke fremtidig produktutvikling og markedsføringsstrategier.

Oppgaven er delt inn i 8 kapitler. Kapittel 2 beskriver hvordan produksjonen og konsumet av sjømat har utviklet seg de siste årene. I kapittel 3 presenteres relevant empirisk litteratur på området. Hovedsakelig dreier dette seg om økonometriske analyser av etterspørselen etter sjømat og kjøtt, men det vises også til en analyse som benytter en spørreundersøkelse. I kapittel 4 vil det teoretiske rammeverket, QUAIDS-modellen, som benyttes i analysen, bli gjennomgått. Datamaterialet blir presentert i kapittel 5 og den økonometriske modellen utledes og tilpasses datamaterialet i kapittel 6. I kapittel 7 blir resultatene fra analysen gjennomgått og i kapittel 8 oppsummeres og diskuteres de viktigste funnene.

---

<sup>3</sup> Ordet emballasje er brukt for inndeling i rådatafilen fra GfK. Jeg følger derfor samme inndeling, men på et mer aggregert nivå.

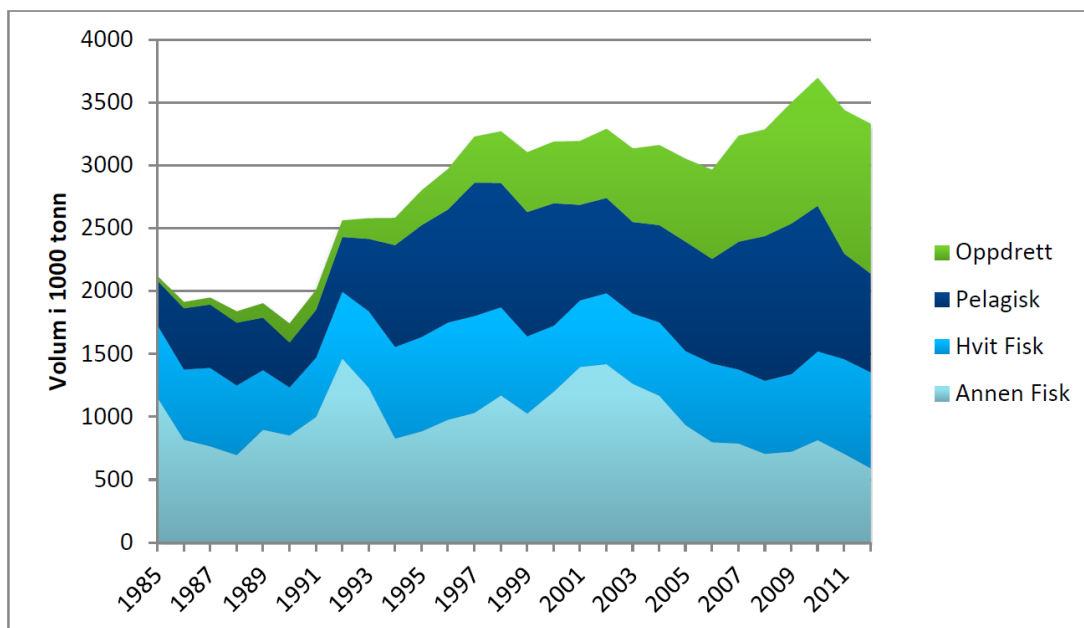
## 2. Utviklingstrekk ved sjømatnæringen

I dette kapittelet vil jeg gi en oversikt over utviklingen for produksjon, eksport, konsum, markedsføring og produktutvikling av sjømat. Økt produksjon av sjømat har ført til at sjømat også er blitt mer tilgjengelig til forbrukeren i Norge. Potensialet for økt hjemlig konsum av sjømat er stort. Konsumet av kjøtt og kjøttvarer er mye høyere enn sjømatkonsumet. Det er derfor mulig for sjømat å ta markedsandeler fra kjøtt og kjøttvarer (Helsedirektoratet, 2015c). Både det helsemessige perspektivet og effektiv bruk av ressurser taler for et økt sjømatkonsum.

### 2.1 Produksjon og eksport av sjømat

Norge har naturgitte fortrinn i produksjon av sjømat. Naturen har gitt tilgang til betydelige fiskebestander og en lang kystlinje som egner seg til havbruk. Produksjonen av norsk sjømat har økt fra om lag 2 millioner tonn i 1985 til litt under 3,5 millioner tonn i 2012 som vi ser fra Figur 1. Mye av økningen skyldes økt lakseproduksjon fra havbruk. Laks er i dag den største enkeltarten i Norge både målt i volum og verdi. Innenfor pelagisk fisk, hvitfisk og annen fisk kan man observere store sykler som skyldes varierende bestandsstørrelse og tilhørende fangstkvoter for disse artene (Digre et al., 2014).<sup>4</sup>

**Figur 1: Produksjon av ulike fiskegrupper, 1985 - 2012**



Kilde: (Digre et al., 2014, s.19)

<sup>4</sup> Annen fisk inneholder arter av lavere verdi som øyepål, kolmule og tobis som går til oppmaling.

Produksjonen av laks og ørret har vært stigende siden den ble kommersielt lønnsom på 1980-tallet (Asche & Bjørndal, 2011). Fôrutnyttelse i oppdrett av laks og ørret er høy. For å øke vekten med 1 kg trengs det bare 1,2 kg fôr. Andre sammenlignbare proteinkilder som svin, kylling og rødt kjøtt trenger henholdsvis 3 kg, 2,2 kg og 4-10 kg fôr for å øke vekten med 1 kg. Hovedgrunnen til at fisk så effektivt bruker fôrenergi til vektøkning er at de er kaldblodige og ikke trenger å bruke energi på kroppsvarme. De bruker heller ikke energi til å holde seg stående som andre dyr (Marine Harvest, 2014).

Fiskerinæringen har en lang tradisjon i Norge, og har hatt stor økonomisk og kulturell betydning langs kysten. Store deler av fangstkvotene blir fisket i løpet av kort tid. Det er derfor blitt mer og mer vanlig å holde fisk og skalldyr levende etter fangst. Levendelagring fører ofte til at kvaliteten på sjømaten blir bedre og sikrer jevnere leveranser i markedet som gjør det mulig å oppnå en høyere pris gjennom året (Nofima, 2015). Fiskerinæringen står overfor fangstkvoter for å hindre overfiske. Fartøysspesifikke kvoter bidrar til at fangsten i større grad fordeles over året. Omsetning av sjømat blir regulert gjennom fiskesalgslagsloven der førstehåndsomsetning av sjømat blir regulert av fiskerieide salgslag (Asche, Guttormsen, Nøstbakken, Roll, & Øglend, 2014).

Det ble i 2014 eksportert norsk sjømat til utlandet for hele 68,8 milliarder norske kroner, noe som er ny rekord og en økning på 12 % fra året før. Eksport av laks og ørret er størst og står for 46,2 milliarder, mens eksporten av torskefisk var 12 milliarder (Norges sjømatråd, 2015a). Til tross for den høye eksportverdien er det fortsatt muligheter for å nå nye markeder som enda ikke importerer mye norsk sjømat, blant annet India (Norges sjømatråd, 2014). Norge eksporterer en betydelig del av produksjonen, men etter hvert har det blitt et større fokus på hjemmemarkedet. Produksjonsveksten spesielt i havbruket har ført med seg et bedre tilbud til norske konsumenter, og sjømatprodusenter har fått et tydeligere fokus på mulighetene for et økende sjømatkonsum i hjemmemarkedet.

Tilbudet av sjømat fra Norge baserer seg hovedsakelig på oppdrett av laks og ørret samt villfangst av hvitfisk, pelagiske arter, skalldyr, bløtdyr, diverse flatfisk og bunnfiskarter (Fiskeridirektoratet, 2015).<sup>5,6</sup> Villfangst har tradisjonelt sett vært størst, men i 2006 hadde

---

<sup>5</sup> Hvitfisk inkluderer blant annet torsk, sei og hyse.

<sup>6</sup> Pelagisk fisk inkluderer blant annet makrell og sild.

oppdrettsfisk for første gang en høyere eksportverdi enn villfanget sjømat (NRK, 2007). Omtrent 90 % av sjømatproduksjonen eksporteres, og med det er Norge den nest største sjømateksportøren i verden etter Kina (Digre et al., 2014).

Det meste av sjømaten blir eksportert uten særlig videreforedling. Laks blir hovedsakelig eksportert hel sløyd. Filet og andre bearbeidede produkter av laks har økt noe, men ikke som andel av total eksport. De pelagiske artene blir hovedsakelig eksportert som frossen hel og frossen filet. For hvitfisk er det litt større variasjon, men tendensen går mot at filetindustrien utraderes og det blir eksportert frossen og fersk hel fisk, samt noe fersk filet. Eksport av de konvensjonelle produktene som klippfisk, saltfisk og tørrfisk har vært relativt stabil (Digre et al., 2014).

## 2.2 Konsum av sjømat i Norge

På 1960-tallet dominerte norsk husmannskost og på sjømatsiden var det hovedsakelig hvitfisk som dominerte markedet. I takt med veksten i havbruk har laks og ørret, som er fet fisk, overtatt mye av markedet. I 2013 var laks den største arten for hjemmekonsum i Norge, men i 2014 var igjen torsk den største arten. Fersk ferdigpakket torsk har etablert seg hos forbrukeren, og konsumet av torsk har økt spesielt på grunn av en målrettet satsing på skrei i dagligvarehandelen (Norges sjømatråd, 2015g). Tradisjonen med egenfangst langs kysten har avtatt. Det vil si at en større andel av sjømaten som konsumeres kjøpes i butikker. Tilbud og tilgjengelighet er også blitt bedre i hele landet, både på innlandet og på kysten. Tilgjengeligheten for fersk sjømat er best på store steder hvor det er ferskvaredisker, men introduksjonen av fersk ferdigpakket fisk gjør at tilbudet også av fersk fisk har blitt bedre i landlige deler av Norge.

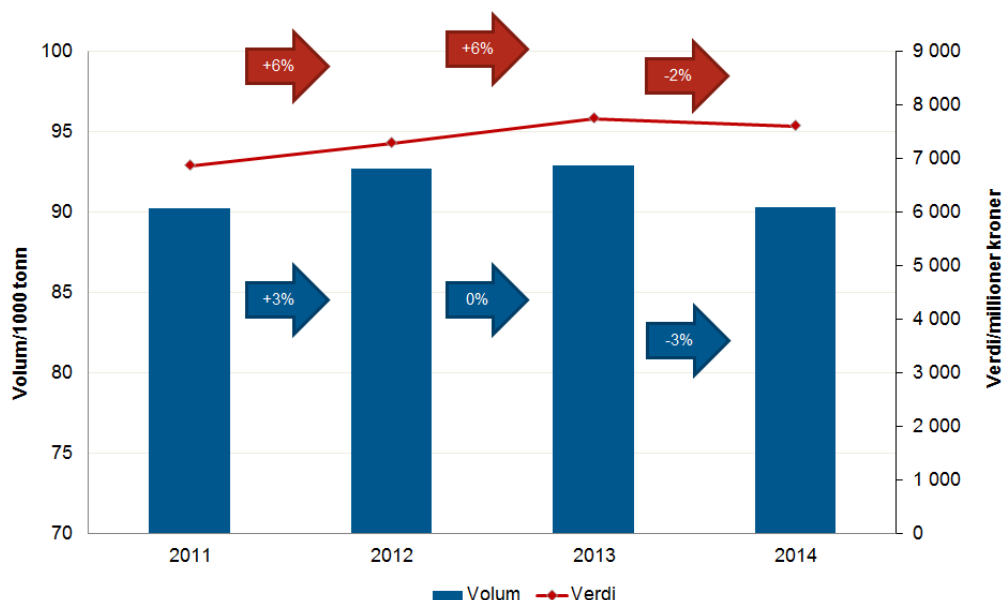
Husholdningskonsumet av sjømat har de fire siste årene vært relativt stabilt regnet i produktvekt (se Figur 2).<sup>7</sup> Laks, torsk, reke, makrell, sild, sei og ørret står for størsteparten av konsumet. I 2014 handlet nordmenn sjømat for 7,6 milliarder norske kroner, som var en nedgang på 2 % fra året før. Samlet kjøpte nordmenn 90 306 tonn sjømat til hjemmekonsum, som tilsvarer 19,7 kg per person i produktvekt. Verdien av sjømat kjøpt til hjemmekonsum har vokst jevnt de siste årene, bortsett fra en nedgang fra 2013 til 2014. Siden 2011 har verdien av hjemmekonsumet økt med 11 %. Den økte verdien skyldes hovedsakelig høyere

---

<sup>7</sup> Produktvekt er vekten av hele produktet konsumenten kjøper i butikken. Produktvekten er beregnet av GfK.

priser, men også at det har vært en marginal økning i konsumet. Trenden er at det spises mer fileter og rene fiskeprodukter, og mindre av hel fisk, koteletter og farseprodukter (Norges sjømatråd, 2015g).

**Figur 2: Norsk husholdningskonsum av sjømat (2011 – 2014), volum og verdi**

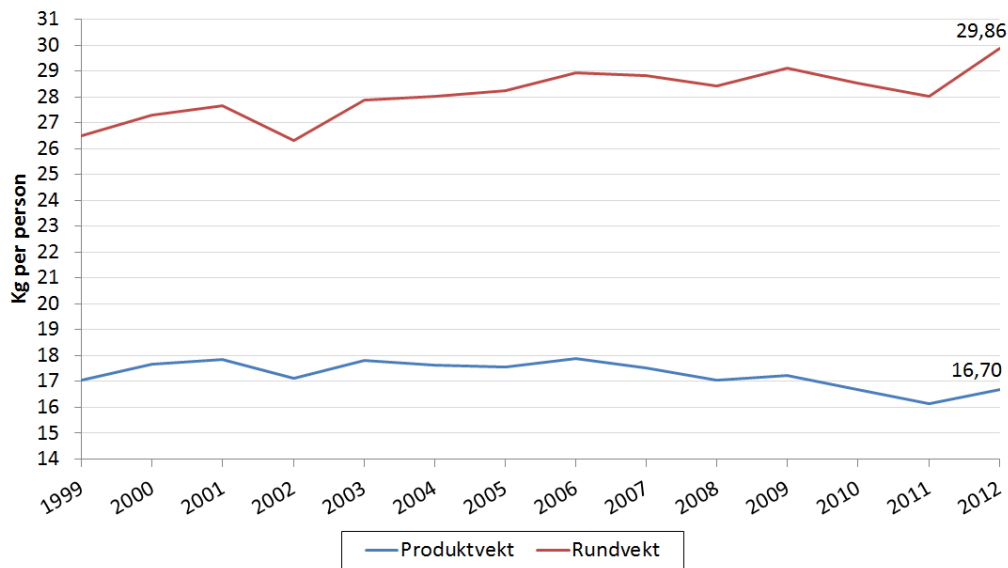


Kilde: (Norges sjømatråd, 2015c, s.10)

Tallene fra Norges sjømatråd (2015c) om sjømatutviklingen de fire siste årene inneholder en del sjømatprodukter som har vært utelatt i tidligere statistikk (pålegg, salater, ferdigretter ol.). For å få en oversikt over hvordan sjømatutviklingen har vært fra 1999 til 2012 benytter jeg derfor aggregerte tall fra GfK-Norge (2015). Utviklingen av sjømatkonsumet per person blir fremstilt i Figur 3 som viser utviklingen i både produktvekt og rundvekt.<sup>8</sup> Konsumet målt i produktvekt har gått litt ned og har svinget fra 17,04 kg i 1999 til 16,70 kg i 2012. Rundvektstallene viser et økende konsum. Dette kan forklares med at det kjøpes mer farseprodukter med høyere innhold av fisk, flere porsjonspakker og mer renskåret fiskefilet. Det er dermed mindre bein og skinn, uspiselige deler, som blir med i produktvekten (Norges sjømatråd, 2015g).

<sup>8</sup> Rundvekt er total vekt av sjømaten før den er bearbeidet. Det vil si tilnærmet vekten av sjømaten når den blir tatt opp av havet. Rundvektstallene er beregnet av Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning (NILF).

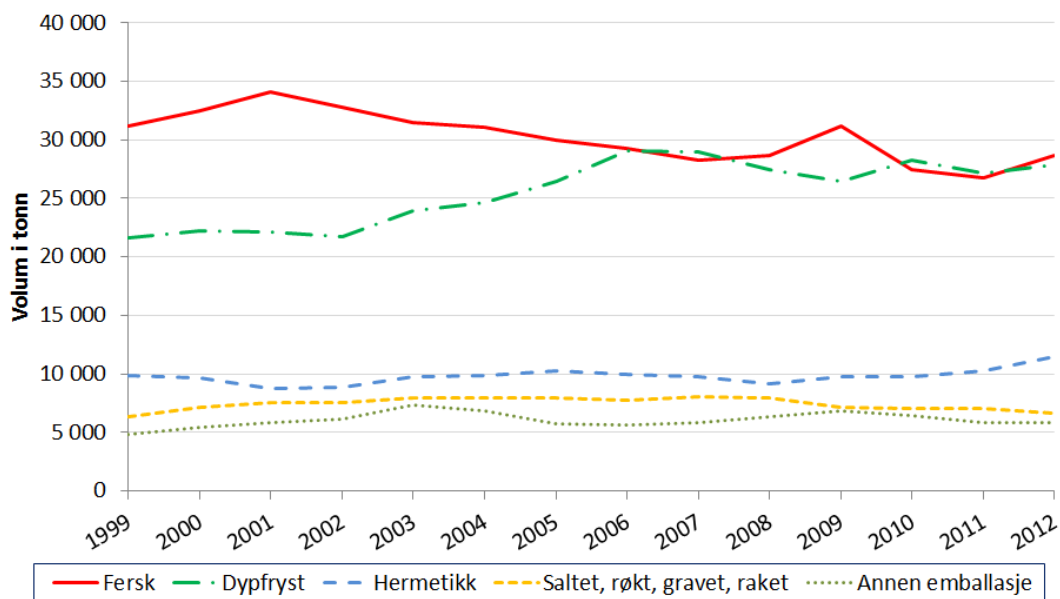
**Figur 3: Konsum av sjømat per person, 1999 - 2012 (rundvekt og produktvekt)**



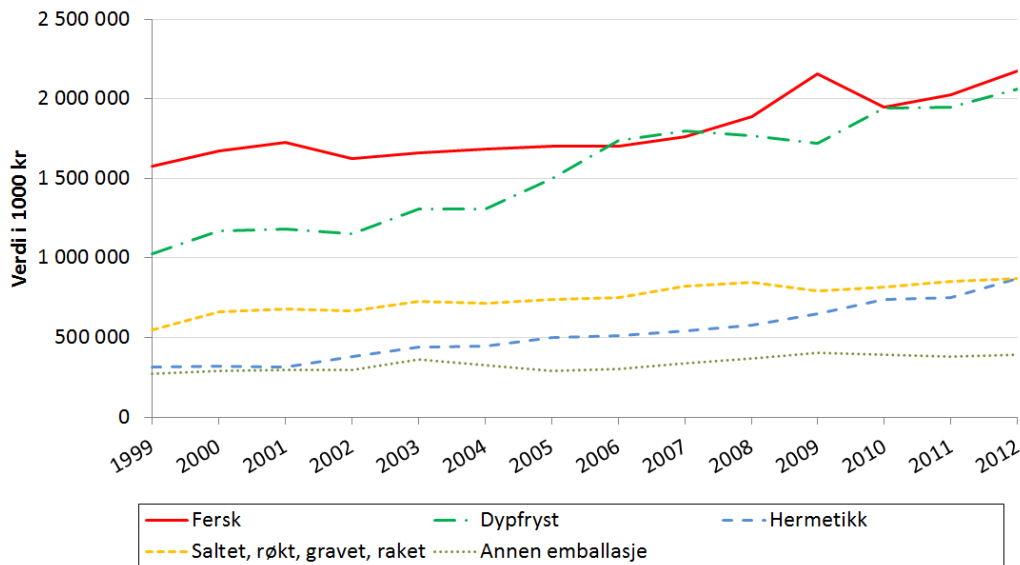
Egen figur, kilde: (GfK-Norge, 2015)

I Figur 4 og Figur 5 vises utviklingen i volum og verdi for varegruppene fersk, dypfryst, hermetikk, saltet/røkt/gravet/raket og annen emballasje som ligger til grunn for analysen i denne oppgaven

**Figur 4: Konsumutvikling målt i volum inndelt etter varegruppe, 1999 - 2012**



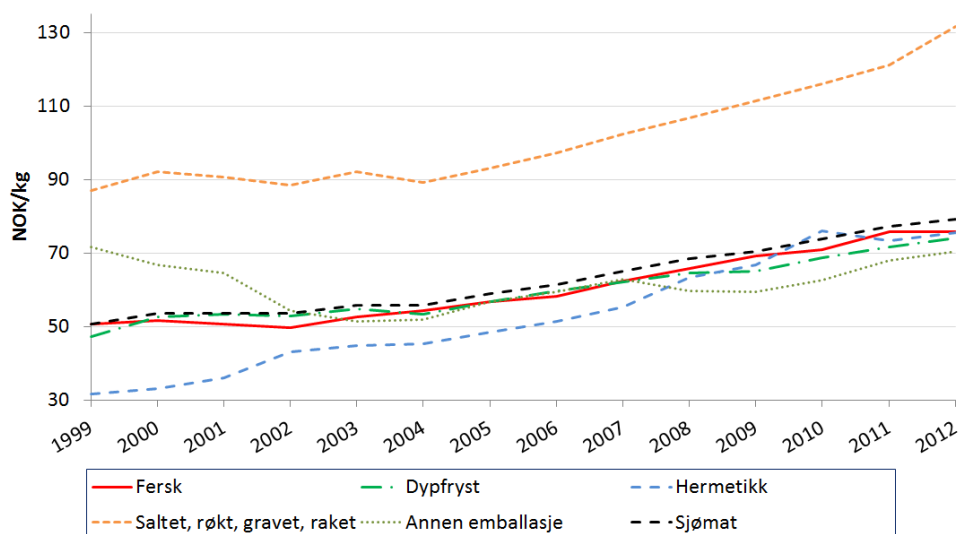
Egen figur, kilde: (GfK-Norge, 2015)

**Figur 5: Konsumutvikling målt i verdi inndelt etter varegruppe, 1999 - 2012**

Egen figur, kilde: (GfK-Norge, 2015)

Dypfryst har hatt et økende volum i forhold til den ferske varegruppen, men vi kan se at verdien har vært økende både for fersk og dypfryst. Trenden viser at disse to varegruppene også har hatt prisoppgang. Volumoppgangen til dypfryst sammenfaller med introduksjonen av frysede lakselenker i markedet. Vi kan også se at fersk sjømat har en volumoppgang fra 2011 til 2012 i en periode da fersk ferdigpakket fisk ble populært blant forbrukeren. De tre andre varegruppene har et relativt stabilt volum, men verdiutviklingen har vært økende grunnet prisoppgang. Kiloprisen som fremkommer fra aggregerte GfK-data (se Figur 6) viser en sterk vekst for varegruppen saltet, røkt, gravet og raket, som er den varegruppen som har høyest kilopris. Prisen på hermetikk har også økt mye, nærmere bestemt fra 31,5 kroner kiloen i 1999 til 75,5 kroner kiloen i 2012. Den sterke veksten i pris kan tyde på at hermetikk mer enn før blir sett på som høyverdige produkter, som konsumenten er villig til å betale mer for. Det kan også tenkes at innholdet av sjømat i hermetikk har økt. Fersk og dypfryst har hatt en jevn prisoppgang fra rundt 50 kroner kiloen i 1999 til 75 kroner kiloen i 2012.



**Figur 6: Utvikling i kilopris inndelt etter varegruppe, 1999 - 2012**

Egen figur, kilde: (GfK-Norge, 2015)

### 2.2.1 Kostholdsråd og trender innenfor sjømat

Tilbudet av sjømat påvirker sjømatetterspørselen, men for å få en bedre forståelse av konsumutviklingen er det viktig å se på hva slags type ytre faktorer som kan virke gjennom etterspørselssiden, men som det kan være vanskelig å estimere effekten av. Slike ytre faktorer kan være omtale av sjømat i media, matrender og kostholdsråd. I det følgende skal jeg se nærmere på hvilke kostråd og kostholdstrender som har dominert de seneste årene.

Helsedirektoratet utarbeider kostråd som skal være veiledende for friske voksne med normal grad av fysisk aktivitet. Rådene er utarbeidet med tanke på at en livsstil med et sunt kosthold og fysisk aktivitet skal føre til redusert risiko for hjerte- og karsykdommer, type 2-diabetes, høyt blodtrykk, flere former for kreft, beinskjørhet, tannråte, overvekt og fedme. Kostråd nummer 5 sier: «Spis fisk til middag to til tre ganger i uken. Bruk også gjerne fisk som pålegg» (Helsedirektoratet, 2015a). Dette rådet tilsvarer totalt 300-450 gram ren fisk i uken. Kostrådene består i dag av tolv konkrete punkter som inneholder anbefalinger om alt fra matvarer til fysisk aktivitet (Helsedirektoratet, 2015a). Fra myndighetenes side er kostråd en mulighet til å veilede befolkningen slik at folk selv kan forebygge helseplager og slik få økt livskvalitet, samtidig som samfunnets kostnader knyttet til helseplager holdes nede.

På oppdrag fra Mattilsynet vurderte Vitenskapskomiteen for mattrygghet (VKM) nytte- og risikovurderingen av fisk i det norske kostholdet, først i 2006 og så i en oppdatert rapport i

2014. VKM slår fast at det er godt dokumentert at konsum av sjømat bidrar til å beskytte mot hjerte- og karsykdommer samt at det bidrar positivt til utviklingen av nervesystemet til spedbarn og foster. Nytt fra VKM-rapporten i 2014 er at kvinner i fruktbar alder og jenter ikke lenger frarådes å begrense inntaket av fet fisk, slik de ble i 2006. VKM konkluderer med at fordelene med å spise sjømat er klart større enn den ubetydelige risikoen for miljøgifter og andre kjente fremmedstoffer i sjømaten (Vitenskapskomiteen for mattrygghet, 2014).

En rapport om dagligvarehandel og mat fra Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning (NILF) viser at det har vært store endringer i spisevanene til nordmenn de siste ti årene (NILF, 2013). Før var det forholdsvis lett å predikere konsumet, men skiftende trender gjør det nå vanskeligere. Sushitrenden har for eksempel blomstret de siste årene med flere sushikonsepter både i storbyer og på småsteder (Norges sjømatråd, 2013). Ulike dietter har kommet og gått, blant annet «Low Carb High Fat» (LCHF)-dietten. En typisk måltidssammensetning for LCHF-dietten er 75 % fett, 20 % protein og 5 % karbohydrater (LCHF Norge, 2015). Populariteten til LCHF-dietten kan kobles til det økte kjøttforbruket vi har sett fra 1990-tallet til i dag med en gjennomsnittlig økning fra 50 kg kjøtt i året til omtrent 70 kg. Økt fokus på inntak av sunne fettstoffer, kombinert med den sterke veksten i havbruket, kan være medvirkende årsaker til at salget av fete fiskearter som laks og ørret har økt (Bugge, 2015).

### 2.2.2 Produktutvikling og markedsføring

Siden 2000-tallet har det vært en kontinuerlig utvikling av nye sjømatprodukter med tilhørende fokus på markedsføring, og det gjør at det er mange nye produkter å finne i butikkhyllene. Tidligere var det mest vanlig med generisk markedsføring, spesielt rettet mot eksportmarkedene, men etter hvert har sjømatprodusenter og dagligvarekjeder selv begynt å reklamere for sjømat i hjemmemarkedet.

Tilbudet av sjømat bør være best mulig tilpasset forbrukernes preferanser og behov. Megatrender innenfor konsum av mat er helse, lettvinhet, smak og miljø (Iversen, Klev, Bergersen, Storehaug, & Røtnes, 2011).<sup>9</sup> Innføringen av fryste lakselenker i 2004 ble et svært populært produkt blant annet fordi det møtte forbrukerens etterspørsel etter enkelhet (det er

---

<sup>9</sup> Megatrender er definert som trender som holder seg over tid, gjelder alle matvarer og som kan observeres i de fleste markeder.

lett å tilberede) og smak. Andre nyvinninger på markedet er fersk ferdigpakket fisk som har blitt populært og fortsatt å vokse siden begynnelsen av 2011. Laks var en av de første artene innenfor fersk ferdigpakket fisk, men det har også kommet ulike hvitfiskarter (spesielt skrei og torsk) i denne kategorien.

En del trender er mulig å observere i datamaterialet fra GfK-Norge (2015), men mange aspekter knyttet til produktutvikling, design og markedsføring kommer ikke nødvendigvis direkte til uttrykk i datamaterialet. En bedrift som var tidlig ute med fornying av design og posisjonering av sin merkevare «Lofoten» var Lofotprodukt AS. I 2003 introduserte de nytt design på sine produkter. Blant annet ble innpakningen av fiskekaker endret fra vakuum pakket til beger, med et informasjonsbelte om merket og produktet rundt forpakningen. Denne innpakningen blir også brukt for fiskegrateng og fiskeboller. Lofotprodukt AS var først ute med designutvikling av sine produkter som på den tiden var en stor og utradisjonell investering for sjømatprodusenter. Det var risiko forbundet med både den store investeringskostnaden og hvordan konsumentene ville møte det nye designet. Det tok flere år før konkurrentene kom etter med lignende design, selv om markedet tok godt imot den nye innpakningen. Når Lofotprodukt AS var forankret med effektive og gode produksjonsprosesser, kom fokuset på å videreutvikle sin posisjon i det norske markedet, både ved design-, produktutvikling og markedsføring. Etter at de ansatte sin første markedssjef i 2012 har markedsføringen blitt mer proaktiv og de sendte sin første reklamefilm på tv i Norge i 2013. Vi ser i dag at sjømatprodusenter bruker kort tid på å ta etter når konkurrenter kommer med nyvinninger. Bransjen har blitt mye mer oppmerksom på effekten av design og er mer villig til å investere på dette området (Pedersen, 2015).

Sjømatnæringen har altså begynt å se verdien av å videreutvikle sjømatprodukter, både med nye produkter og designutvikling. For å tilfredsstille forbrukerens ønske om enkelhet har det også kommet mindre pakninger tilpasset folk som bor alene eller i mindre husholdninger. Sjømatindustrien henter også inspirasjon fra kjøttindustrien. Et eksempel på det er Lofotprodukt AS sitt nye produkt, tykke røykelaksskiver, hvor emballeringsmetoden «skin pack» er benyttet.<sup>10</sup> Slik innpakning kan vi finne igjen i kjøttindustrien, og har ikke tidligere blitt brukt i utstrakt grad innenfor sjømat (Pedersen, 2015).

---

<sup>10</sup> «Skin pack» er emballering hvor produktet er plassert på et pappunderlag, med et tynt transparent lag plastikk over produktet og pappunderlaget.

I kjølevannet av den sterke veksten i sjømatnæringen, og da spesielt i havbruk, ble det i 1991 etablert et samlende organ med ansvar for å drive generisk markedsføring av norsk sjømat i utlandet. Norges sjømatråd ble etablert og virksomheten finansieres gjennom en avgift på all eksport av norsk sjømat (Norges sjømatråd, 2015e). I 2001 etablerte Norges sjømatråd merkevaren Godfisk som er kjennetegnet til markedsføringen av sjømat i Norge. Godfisk har egen nettside med oppskrifter og markedsfører sjømat digitalt, med skriftlig materiell og med reklame på tv, både selvstendig og i samarbeid med ulike sjømatprodusenter. Sjømatrådet har vært innovative og drevet frem utviklingen innenfor markedsføringen som vi i dag kan finne for sjømat. Vi har det siste året sett at dagligvarebransjen selv har begynt å reklamere for sjømat, blant annet gjennom Skrei-kampanjen 2015 som både Rema 1000 og Meny satset på (Meny, 2015; Rema 1000). De bedriftene som tradisjonelt har drevet med eksport av sjømat har også begynt med markedsføring av sjømat og salg i Norge. Lerøy og Norway Seafoods er eksempler på slike bedrifter. I hjemmemarkedet konkurrerer de blant annet med Lofotprodukt AS. Generell fokus på sjømat kan være medvirkende årsaker til at dagligvarebransjen markedsfører sine egne merker (EMV), og også samarbeider med ulike sjømatprodusenter om posisjoneringen av sjømat til forbrukeren (Pedersen, 2015).

### 3. Relevant forskning

I dette kapittelet gjennomgås resultater og metodikk i noen sentrale og relevante empiriske analyser av sjømatetterspørsel og sjømatkonsum. Det eksisterer relativt få økonometriske analyser av sjømatetterspørsel basert på norske data. Forskning med data fra Norge er hovedsakelig basert på spørreundersøkelser, hvor tverrsnittsdata brukes for å finne faktorer som er positivt korrelert med sjømatkonsum. Globalt finnes det mye litteratur på sjømatetterspørsel basert på ulike metoder og data for å komme frem til etterspørsel og elastisiteter. En del artikler analyserer sjømat separat, mens andre artikler tar for seg sjømat og kjøtt i samme analyse. De fleste artikler baserer seg på data fra USA og Asia og er fra noen år tilbake i tid. Resultatene fra slike analyser kan være veiledende for hvilke resultater vi kan forvente fra det norske datasettet.

Salvanes and DeVoretz (1997) har undersøkt kanadiske husholdningers etterspørsel etter fisk og kjøttprodukter.<sup>11</sup> Metodisk legges det spesiell vekt på å teste for separabilitet, og dermed hvilke produkter som er substitutter og komplementar.<sup>12</sup> Dette gjøres ved å estimere etterspørselssystemer med ulike aggregeringsnivå for fisk og kjøtt. Tre ulike aggregeringsnivå benyttes, det første nivået (nivå 1) har inndelingen fisk, kjøtt (rødt og hvitt) og «annen mat». Det andre og det tredje nivået disaggregerer kjøtt og fisk i underkategorier som fersk og prosessert (nivå 2) og deretter prosessert fisk i fersk, gravet, hermetisert og annen fisk (nivå 3). Det brukes en lineær AIDS-modell med Stone prisindeks i etterspørselsanalysen.<sup>13</sup> Egenpriselasititetene er som forventet negative for alle produkter. Stort sett alle krysspriselasititetene er positive, noe som indikerer at produktene på alle nivå er substitutter. Resultatene for fisk bekrefter den vanlige hypotesen om at egenpriselasititeten er lavest for høye aggregeringsnivå siden substitusjon mellom undergruppene i de aggregerte nivåene reduserer egenpriselasititeten. De finner derimot ikke det samme mønsteret for kjøtt. Demografivariablene husholdningsstørrelse, hjemmeværende ektefelle, alder, og utdannelsesnivå påvirket ikke etterspørselen som forfatterne forventet i valget mellom prosessert og fersk mat (nivå 2). Derimot fant de i likhet med Wellman (1992) at utdanning hadde en positiv effekt på fiskekonsum og negativ effekt på konsum av kjøtt (nivå 1). Region- og sesongdummyene viste ingen systematiske forskjeller.

<sup>11</sup> Utvalget inneholder sjømatkjøp fra husholdninger i to uker, altså tverrsnittsdata fra detaljist.

<sup>12</sup> Test av separabilitet gjør det mulig å identifisere hvilket aggregeringsnivå som bør benyttes, det vil si hvilke produkter som må analyseres sammen.

<sup>13</sup> Stone prisindeksen er uttrykt som  $\ln P^* = \sum_{i=1}^k W_i \ln P_i$

Som nevnt ble det lagt vekt på å teste om det er separabilitet mellom de ulike aggregeringsnivåene. Hvis godene er separerende betyr det at den marginale substitusjonsraten mellom et gitt sett med goder ikke blir påvirket av konsumet innenfor andre godegrupperinger.<sup>14</sup> Det blir dermed ikke skjevhet i parameterestimeringen. På nivå 1 finner de at fisk ikke kan separeres fra de to andre godene (kjøtt og annen mat). Det samme resultatet finner de delvis på nivå 2 ved at den overordnede testen for separabilitet indikerer at undergruppene ikke kan analyseres fra hverandre. De separate testresultatene fra undergruppene viser i midlertidig at det er ferskt kjøtt (rødt og hvitt) og prosessert kjøtt som ikke kan separeres fra hverandre, men at fersk og prosessert fisk kan modelleres separat fra ferskt og prosessert kjøtt (rødt og hvitt). På nivå 3, hvor det er lavest grad av aggregering, kan ikke de ulike fiskeproduktene separeres fra hverandre siden produktene er substitutter. Salvanes and DeVoretz (1997) sammenligner sine elastisitetsresultater med tidligere studier som er gjennomført med tidsseriedata fra grossister (DeVoretz & Salvanes, 1993; M. Herrmann & Lin, 1988). De forventer mindre elastisk etterspørsel på grossistnivå enn på detaljistnivå siden detaljistdata ofte er aggregert på et lavere nivå og det er flere tilgjengelige substitutter. De finner ikke dette resultatet og argumenterer med at det kan ha sammenheng med hvordan den økonometriske modellen er spesifisert og at det er analysert ulike markedsnivå.<sup>15</sup>

Nyere forskning fra USA baserer etterspørselsanalysen på Nielsen skannerdata fra 2007/2008 til 2010.<sup>16</sup> Chidmi, Hanson, and Nguyen (2012) undersøker om det er substitusjon mellom sjømatarter. Den ordinære AIDS-modellen benyttes og effekten av reklameaktiviteter inkluderes. De estimerer etterspørselen for sjømatkategoriene steinbit, kreps, musling, reke, tilapia og laks. Resultatene viser som forventet at alle egenpriselastisitetene er negative. For steinbit, kreps, musling og laks er den større enn én som indikerer at det er produkter med elastisk etterspørsel. Substitusjonsresultatene viser ingen spesielle mønstre for produktene, men de finner blant annet at tilapia, laks og steinbit er substitutter. Tilapia og laks er sterke

---

<sup>14</sup> Den marginale substitusjonsraten viser hvor mye en konsument er villig til å gi opp av ett gode for å få mer av ett annet gode (helningen på indifferenskurven).

<sup>15</sup> Markedsnivået for tidsseriedata i tidligere analyser er innsalg til butikker, mens tversnittdata er kjøpet til konsumenten.

<sup>16</sup> Nielsen skannerdata inneholder ukentlig salg og priser på produkter til sluttforbrukeren. Nielsen følger alle kategorier, både mat og andre produkter fra deltakende detaljistbutikker (Nielsen Company, 2015).

substitutt for steinbit, mens steinbit er et svakt substitutt både for tilapia og laks.<sup>17</sup> For reke er alle de andre produktene komplementære, bortsett fra musling. Det betyr at en prisøkning på de andre artene vil føre til en nedgang i etterspørselen etter reke. Utgiftselastisiteten viser at steinbit, kreps, musling og tilapia blir sett på som luksusgoder, mens reke og laks er normalgoder.

Singh, Dey, and Surathkal (2012) utvider analysen ved å dele inn på produktform. De analyserer etterspørselen etter frossen sjømat, inndelt i reke, laks, krabbe, steinbit, tilapia, flyndre, torsk, hvitting, abbor, tunfisk, pollock, hummer, kamskjell og musling. Estimeringen ble gjennomført ved bruk av AIDS-modellen med en log-lineær versjon av prisene, Paasche-indeksen med lagget budsjettandel.<sup>18</sup> Resultatene viser at egenpris-, krysspris- og utgiftselastisiteten varierer mye mellom artene, noe som synliggjør viktigheten av at konsumentens etterspørsel blir analysert på et lavt aggregeringsnivå. De finner at det er sesongvariasjon i etterspørselen etter nesten alle produkter, bortsett fra for flyndre og hummer. Etterspørselen etter reke og hummer fremkommer som luksusgoder, noe som for reke stemmer overens med et resultat fra Cheng and Capps (1988), mens Chidmi et al. (2012) derimot fant at reke er ett normalgode. Cheng and Capps (1988) fant at egenpris og husholdningsstørrelse var hovedfaktorer som forklarte variasjon i husholdningens budsjettandel for ferske og frysede sjømatprodukter til hjemmekonsum. En potensiell svakhet med studiene med skannerdata fra Nielsen er at WalMart butikkene ikke inngår. I tidligere studier (Gupta, Chintagunta, Kaul, & Wittink, 1996) er det likevel konkludert med at skannerdata representerer et stort nok utvalg av detaljistbutikker slik at det ikke blir skjevhet i parameterestimeringen.

For å kartlegge konsum av sjømat og potensielle barrierer for slikt konsum i Norge, har Myrland et al. (2000) gjennomført en analyse basert på en spørreundersøkelse fra 1996. Utvalget er norske kvinner mellom 30 og 44 år og det sees spesielt på betydningen av livsstilsfaktorer. Forfatterne har fokusert på konsum av fet, mager og prosessert sjømat og undersøkt om sjømat og ikke-sjømat er substitutter. Undersøkt hvilken rolle sosioøkonomiske variabler, tidligere erfaring med sjømat og observerte preferanser har å si for sjømatkonsum. Mest relevant for denne oppgaven er det å se på resultatene for de sosioøkonomiske

<sup>17</sup>Ett sterkt substitutt er når endring av prisen på ett gode påvirker etterspørselen etter ett annet gode mye. Et svakt substitutt er når endring av prisen på ett gode påvirker etterspørselen etter ett annet gode lite.

<sup>18</sup> Paasche-indeksen er uttrykt som  $\ln P^S = \sum_{i=1}^k W_i \ln \left( \frac{P_i}{P_i^0} \right)$  (Moschini, 1995).

variablene. Analysen viser at barn i husholdningene virker negativt på konsum av sjømat siden det er større sannsynlighet for at ikke alle i husholdningen liker sjømatsmaken og lukten. Sjømatkonsumet er høyere for eldre og for kvinner med høyere utdanning. Denne sammenhengen kan skyldes at folk med høyere utdanning har mer kunnskap om tilberedning og helseeffekter, samt at eldre har mer erfaring med tilberedelse av sjømat. Resultatene viser at konsumet av mager og prosessert sjømat øker med husholdningsstørrelse. Det blir derimot ikke bevist noen sammenheng mellom inntekt og konsum av sjømat. De samme funnene støttes av tidligere forskning (R. O. Herrmann, Rauniyar, Hanson, & Wang, 1994; Nauman, Gempeaw, Bacon, & Manalo, 1995).

Hypotesen om at etterspørsel etter fisk og kjøtt i Norge kun avhenger av relative priser og totale utgifter blir undersøkt av Rickertsen (1996) ved hjelp av data fra flere ulike kilder.<sup>19</sup> Data er analysert ved hjelp av to ulike estimeringsmetoder for å avdekke om det har vært strukturelle endringer i perioden. Strukturelle endringer kan være økt reklame, endrede sosioøkonomiske mønstre i populasjonen, kvalitetsendring og kunnskap om ernæring og helse. Ved en ikke-parametrisk test kan ikke hypotesen om at etterspørselen etter fisk og kjøtt kun avhenger av relative priser og totale utgifter avvises. Allikevel er det funn som tyder på at den store økningen i de totale utgiftene sammenlignet med variasjonen til de relative prisene i datasettet kan føre til at testen ikke påviser strukturelle endringer.<sup>20</sup> Den ikke-parametriske testen er derfor ikke tillagt avgjørende betydning. Ved hjelp av en dynamisk vekslende AIDS-modell påvises det at det har vært strukturelle endringer som påvirker etterspørselen etter kjøtt og fisk, men det kan ikke påvises hva som er kilden til endringene.<sup>21</sup> Analysen påviser et etterspørselsskift til mer fisk og kylling og mindre storfekjøtt. Det er foreslått at det er en endring i diett som kan være opphav til de observerte endringene. Svakheter ved analysen er at resultatene ikke samsvarer for de to ulike testmetodene, samt resultater som indikerer at den estimerte modellen er feilspesifisert.

---

<sup>19</sup> Data er hentet fra «matkonsumstatistikk» fra OECD i perioden 1960-69, (Garberg, 1989) for perioden 1970-88 og «jordbrukets totalregnskap og jordbrukets totalbudsjett» for perioden 1989-91.

<sup>20</sup> Den ikke-parametriske testen som blir brukt for å sjekke for preferanse stabilitet er Generalized Axiom of Revealed Preference (GARP).

<sup>21</sup> Parameterne er antatt å være stabile over tid i den ordinære AIDS-modellen, men strukturelle endringer kan endre parameterne, noe som tillates i den dynamisk vekslende AIDS-modellen. Modellen tillater at skjæringspunktet endres og skifter etterspørselen uavhengig av pris- og utgiftsparameterne.



Mange etterspørselsanalyser bygger på tidsseriedata, som artiklene gjennomgått i begynnelsen av dette kapitlet (Chidmi et al., 2012; Singh et al., 2012), hvor informasjon om priser og utgifter er tilstrekkelig for å estimere egenpris-, krysspris- og utgiftselastisitet. Med data fra husholdningskjøp er det i tillegg til priser og utgifter også tilgang til demografiske karakteristikk som kan være viktige variabler for å forklare etterspørsel. Naturligvis kan en ikke forvente at husholdninger har lik smak, men tilnærmet kan en forvente at husholdninger med samme demografiske profil har den samme etterspørselsfunksjonen (Pollak & Wales, 1978). Flere etterspørselsanalyser med husholdningsdata har beskrevet viktigheten ved å forklare etterspørselen etter mat ved hjelp av ulike husholdningskarakteristikk (Cheng & Capps, 1988; D. M. Heien & Wessells, 1988; Salvanes & DeVoretz, 1997; Wellman, 1992; Wessells & Wilen, 1993).

Oppsummert viser det seg at estimeringsresultater fra tidligere forskning avhenger av hva slags type data som benyttes og hvordan modellen er spesifisert. Alle resultater viser at egenpriselastisiteten for ulike sjømatprodukter er negativ, mens krysspriselastisiteten mellom ulike produkter avhenger av hvordan produktene er delt inn og kategorisert. I litteraturen er det diskutert om sjømat og kjøtt er separerende, og det viser seg at det er mulig å separere kjøtt fra fisk hvis det er inndelt etter fersk og prosessert (Salvanes & DeVoretz, 1997). Dette resultatet impliserer at det er mulig å analysere sjømat separat fra kjøtt så lenge det er på et disaggregert nivå. Viktigheten ved å ta med andre faktorer enn pris og utgifter i analysen blir særlig belyst på husholdningsdata hvor det er mulig å se om ulike husholdningskarakteristikk er med på å påvirke etterspørselen etter ulike matvarer. Det er også viktig å ta med sesong- og tidsvariasjon for å justere for eventuelle systematiske endringer over tid i konsumet (mellom år), samt fange opp systematiske forskjeller i etterspørsel innenfor hvert år (sesong).

## 4. Teoretisk rammeverk

I dette kapitlet vil jeg først gjennomgå generell konsumentteori som er grunnlaget for hvordan en etterspørselsfunksjon fremkommer. Deretter vil den økonometriske modellen som benyttes i etterspørselsanalysen bli presentert, først den ordinære versjonen (AIDS) og deretter en mer fleksibel versjon (QUAIDS).

Med utgangspunkt i konsumentteori skal jeg redegjøre for og forklare noen sentrale begreper knyttet til etterspørselsfunksjoner som ligger til grunn for modellen og analysen. Konsumentadferd bestemmes av både tilgjengelige muligheter, gitt ved en budsjettrestriksjon, og preferanser, som er representert ved en nyttefunksjon. Til grunn for en nyttefunksjon ligger et sett med grunnleggende prinsipper for rasjonelle og konsistente valg («axiom of choice»). Det forutsettes at konsumentens preferanser er komplette og vel definerte slik at konsumenten alltid kan velge mellom to sammensetninger av goder. Konsumentens preferanser antas å være konsistente. Det vil si at hvis A foretrekkes foran B og B foran C, så vil A foretrekkes foran C. Preferansene er kontinuerlige, noe som betyr at det alltid finnes en kombinasjon av A og C som er like god som B. Dersom disse aksiomene er oppfylt er individet rasjonelt og preferansene kan representeres ved en nyttefunksjon med tilhørende indifferenskurver.<sup>22</sup> Det antas at grensenytten av konsum alltid er positiv («ikke-metning»). I dette ligger det at den maksimale nytten som kan oppnås alltid vil være der nyttefunksjonen tangerer budsjettlinjen slik at hele budsjettet vil bli brukt. Til slutt antas det at indifferenskurvene er konvekse i forhold til origo, som betyr at konsumentene foretrekker en kombinasjon av to godekombinasjoner som ligger på samme indifferenskurve fremfor relativt mye av bare ett gode. Konsumenten foretrekker med andre ord variasjon.

Budsjettrestriksjonen som setter en begrensning på hvor mye som til gitte priser kan kjøpes av godene, antas å være lineær. Etterspørselen etter godene kan finnes ved nyttemaksimering til en gitt budsjettbetingelse som viser etterspørselen som en funksjon av priser og totale utgifter. Dette er den ordinære etterspørselsfunksjonen (Marshallian) som gir opphav til den indirekte nyttefunksjonen. Etterspørselen kan også finnes ved å minimere utgiftene som kreves for å oppnå et gitt nyttenivå til gitte priser. Dette gir den kompenserte etterspørselsfunksjonen (Hicksian) uttrykt som en funksjon av priser og nytte.

---

<sup>22</sup>En indifferenskurve viser sammensetninger av goder som gir samme nytte.

Noen egenskaper ved en etterspørselsfunksjon følger direkte fra antakelsene om lineær budsjettbetingelse og «ikke-metning» som ligger til grunn for generell etterspørselsteori. Etterspørselen etter goder plasserer seg på ytterkanten av mulighetsområdet slik at hele budsjettet brukes. Summen av budsjettandelene summerer til én. Dette kalles for «adding-up»-restriksjonen. At budsjettlinjen er lineær, betyr videre at etterspørselen er homogen av grad null i priser og utgifter slik at en proporsjonal økning i utgifter og priser ikke vil endre sammensetningen av godene som etterspørres (ingen pengeillusjon). Dette kalles for homogenitetsrestriksjonen. Den siste restriksjonen er at de krysspriserderiverte av den kompenserte etterspørselen (Hicksian) er symmetrisk for alle goder, som betyr at Hessematrisen til utgiftsfunksjonen er symmetrisk og negativ semidefinit.<sup>23</sup> Dette kalles for symmetrirestriksjonen, som følger av Youngs teorem (Deaton & Muellbauer, 1980d).

Kravet om at Hessematrisen til utgiftsfunksjonen må være negativ semidefinit har også den implikasjon at de diagonale elementene i matrisen, som uttrykker den kompenserte egenprisvirkningen på etterspørselen etter et gode, må være negativ. I konsumentteori kalles dette «law of demand» som sier at ved et gitt nyttenivå vil en prisøkning føre til at etterspørselen etter det aktuelle godet faller (eller i alle fall ikke øker). Virkningen på etterspørselen av en inntektsendring beskrives ved hjelp av en Engelkurve. Kvasi-homotetiske preferanser som gir lineære Engelkurver innebærer at forholdet mellom godene (budsjettandelen) ikke endres når inntekten øker (Gorman, 1976), som igjen betyr at inntektselastisiteten er lik én. Dette er en urealistisk antakelse som likevel benyttes som en forenkling i mange analyser. I empiriske analyser er det en fordel å bruke modellspesifikasjoner som gir Engelkurver med budsjettandeler som er lineære i logaritmen til inntekten (Leser, 1963). Budsjettandelene til godene kan da være forskjellig for ulike nivå på inntekten. En slik forutsetning er konsistent med en ikke-lineær aggregering av husholdninger slik at den gjennomsnittlige budsjettandelen og budsjettandelen for en representativ husholdning endres proporsjonalt. Preferanser som har slike Engelkurver blir kalt «Price Independent Generalized Logarithmic» (PIGLOG) (Muellbauer, 1976).

I en etterspørselsanalyse kan konsumentenes valg under visse betingelser betraktes i to steg. Først allokterer konsumenten sin inntekt til forskjellige hovedgrupper av goder, som for eksempel mat, klær og underholdning. Videre blir andelen av inntekten som er valgt til en

---

<sup>23</sup> Hessematrisen til utgiftsfunksjonen må være negativ semidefinit siden utgiftsfunksjonen er konkav med hensyn til pris.

hovedgruppe fordelt på de ulike undergruppene. Et eksempel er hovedgrupperingen mat, hvor konsumenten bestemmer hvor mye av matbudsjettet som benyttes til henholdsvis fisk, kjøtt og andre matvarer. Det første steget er altså at husholdningen må bestemme seg for å kjøpe ett gode eller ikke, deltakelsesbetingelsen. Hvis husholdningen bestemmer seg for å kjøpe ett gode må de deretter bestemme seg for hvor mye de ønsker å kjøpe av de ulike undergruppene, konsumbetingelsen (Deaton & Muellbauer, 1980d). I denne oppgaven ser vi på det andre steget i etterspørselsanalysen, konsumbetingelsen, og antar at sjømat er separabel fra andre proteiner som rødt kjøtt, kylling og svin. Dette er en sterk antakelse som gjør at den marginale substitusjonsraten for fersk, dypfrost, hermetikk, saltet/røkt/gravet/raket og annen emballasje ikke avhenger av konsumet til de andre proteinene. I artikkelen fra Salvanes and DeVoretz (1997) er det vist at ulike sjømatprodukter ikke kan analyseres separat fra hverandre, men de kan analyseres separat fra kjøtt.

#### 4.1 AIDS-modellen

Den økonometriske modellen Almost Ideal Demand System (AIDS) ble først formalisert av Deaton and Muellbauer (1980a). Dette etterspørselssystemet er mye brukt ettersom det tilfredsstillende viktige egenskaper for etterspørselsfunksjoner som ble beskrevet i det forutgående avsnittet. Blant annet er budsjettbetingelsen bindende («adding-up»), etterspørselen er homogen av grad null i priser og utgifter (homogenitet), de kompenserte krysspriserderiverte er symmetriske (symmetri) og den kompenserte egenpriseffekten er negativ («law of demand»). Modellen gjør det også mulig, gjennom PIGLOG-beskrivelsen av preferanser, å aggregere konsumentene slik at markedsetterspørselen fremkommer som om beslutningene var tatt av en rasjonell representativ konsument. Mange av de generelle kravene til etterspørselsfunksjoner kan det også testes for i andre modeller, men ikke simultant slik det kan gjøres i AIDS-modellen.

AIDS-modellen tar utgangspunkt i konsumentenes utgiftsminimeringsproblem, definert som det minimum av utgifter som er nødvendig for å holde seg på et spesifikt nyttenivå til gitte priser. Konsumentenes etterspørsel fremkommer gjennom valget til rasjonelle representative konsumenter med preferanser på formen PIGLOG. Utledningen av etterspørselen som følger av slike preferanser er gjennomgått av Arthur Lewbel (1989). På generell form er varenes budsjettandel,  $W$ , gitt ved:

$$W = h(P, X) = A(P) + B(P)X \quad (4.1)$$

hvor  $A(P)$  og  $B(P)$  er vektorfunksjoner.  $P$  er priser på logaritmeform og  $X$  er logaritmen til forbruket ( $P > 0$  og  $X > 0$ ). PIGLOG etterspørselen som fremkommer fra nyttemaksimering har følgende budsjettandelsform:

$$W = \frac{\partial b(P)}{\partial P} + (X - b) \frac{\partial a(P)}{\partial P}$$

for de skalerte verdifunksjonene  $a$  og  $b$  (se (Muellbauer, 1976) for bevis). Utgiftsfunksjonen som er konsistent med PIGLOG preferansene er (på logaritmeform):

$$X = \ln c(u, P) = ua(P) + b(P)$$

der  $c$  står for utgift og  $u$  står for nytte. Den indirekte nyttefunksjonen er:

$$u = V(P, X) = \{X - b(P)\}/a(P) \quad (4.2)$$

Utgiftsfunksjonen kan uttrykkes på følgende generelle form:

$$\ln c(u, P) = (1 - u) \ln \{a(P)\} + u \ln \{b(P)\} \quad (4.3)$$

Ligning (4.3) uttrykker den utgiften som er nødvendig for å holde seg på nyttenivået  $u$  til gitte priser representert ved  $a(P)$  og  $b(P)$ . For at utgiftsfunksjonen skal være på en fleksibel og funksjonell form må den ha tilstrekkelige parametere til at dens deriverte  $\frac{\partial c}{\partial P_i}$ ,  $\frac{\partial c}{\partial u}$ ,  $\frac{\partial^2 c}{\partial P_i \partial P_j}$ ,  $\frac{\partial^2 c}{\partial u \partial P_i}$  og  $\frac{\partial^2 c}{\partial u^2}$  i et hvert punkt kan bli satt lik de deriverte til en vilkårlig utgiftsfunksjon. Der  $i$  og  $j$  er indekser for godene  $i$  og  $j$ , og det er  $k$  ulike goder. Spesifikke funksjonsformer for  $\ln a(P)$  og  $\ln b(P)$  som oppfyller dette kravet til fleksibilitet er:

$$\ln a(P) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij}^* \ln P_i \ln P_j \quad (4.4)$$

$$\ln b(P) = \ln a(P) + \beta_0 \prod_{i=1}^k P_i^{\beta_i} \quad (4.5)$$

Ved å sette (4.4) og (4.5) inn i (4.3) kommer vi frem til utgiftsfunksjonen:

$$\begin{aligned} \ln c(u, P) &= (1 - u) \left[ \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij}^* \ln P_i \ln P_j \right] \\ &+ u \left[ \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij}^* \ln P_i \ln P_j + \beta_0 \prod_{i=1}^k P_i^{\beta_i} \right] \end{aligned}$$

som kan omformuleres til:

$$\ln c(u, P) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij}^* \ln P_i \ln P_j + u \beta_0 \prod_{i=1}^k P_i^{\beta_i} \quad (4.6)$$

hvor  $\alpha_i$ ,  $\beta_i$  og  $\gamma_{ij}^*$  er parametere.  $c(u, P)$  må være lineær homogen i prisene for å være konsistent med forutsetningen om fravær av pengeillusjon. Dette kan sjekkes ved å se at  $\sum_{i=1}^k \alpha_i = 1$  og  $\sum_{j=1}^k \gamma_{ij}^* = \sum_{i=1}^k \gamma_{ij}^* = \sum_{i=1}^k \beta_i = 0$ . Det er også mulig å sjekke om ligning (4.6) har parametere nok til å være på en fleksibel og funksjonell form når en tar i betraktning at det benyttes ordinal nytte hvor det kan velges et normaliseringspunkt hvor  $\frac{\partial^2 \ln c}{\partial u^2} = 0$ .<sup>24</sup>

Etterspørselsfunksjonen kan finnes direkte fra utgiftsfunksjonen i (4.6) ved hjelp av Shepards lemma som sier at  $\frac{\partial c(u, P)}{\partial P_i} = q_i$ , hvor  $q_i$  er etterspurt kvantum for gode  $i$ . Vi multipliserer begge sider med  $\frac{P_i}{c(u, P)}$  og får:

$$\frac{\partial \ln c(u, P)}{\partial \ln P_i} = \frac{\partial c(u, P)}{\partial P_i} * \frac{P_i}{c(u, P)} = \frac{q_i P_i}{c(u, P)} = W_i \quad (4.7)$$

<sup>24</sup> Ordinal nytte betyr at man kan rangere nyttenivåer, men ikke si hvor mye som skiller nyttenivåene. Ved nyttenivå på 10 og 5 kan man dermed si at nytten ved nivå 10 er høyere enn ved 5, men ikke at det er dobbelt så høy nytte.

$W_i$  er budsjettandelen til gode  $i$ ; det vil si den andelen av de totale utgiftene som blir brukt på gode  $i$ . Logaritmisk differensiering av (4.6) gir budsjettandelen uttrykt som en funksjon av priser og nytte:

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i u \beta_0 \prod_{i=1}^k P_i^{\beta_i} \quad (4.8)$$

hvor

$$\gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) \quad (4.9)$$

For en nyttemaksimerende konsument vil det totale forbruket  $X$  være lik totale utgifter,  $c(u, P)$ , som følger av utgiftsminimering ved nyttenivå. Ligning (4.6) kan forenklet skrives som:

$$\ln c(u, P) = \ln P + u \beta_0 \prod_{i=1}^k P_i^{\beta_i}$$

hvor  $\ln P$  er prisindeksen gitt i (4.4). Omformulert gir dette:

$$u \beta_0 \prod_{i=1}^k P_i^{\beta_i} = \ln c(u, P) - \ln P = \ln \left( \frac{X}{P} \right)$$

som innsatt i (4.8) gir AIDS etterspørselsfunksjon på budsjettandelsform:

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i \ln \left( \frac{X}{P} \right) \quad (4.10)$$

$$i = 1, \dots, k$$

hvor  $\ln P$  er en prisindeks definert som:

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j \quad (4.11)$$

Restriksjonene på parameterne i ligning (4.6) og ligning (4.9) gjelder også som restriksjoner for parameterne i AIDS-funksjonen i (4.10). Disse må holde for at modellen skal oppfylle egenskapene til en etterspørselsfunksjon som det ble redegjort for i begynnelsen av kapitlet.

Vi kan summere restriksjonene ved hjelp av tre ligninger:

$$\sum_{i=1}^k \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^k \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^k \beta_i = 0 \quad (\text{Adding-up}) \quad (4.12)$$

$$\sum_{j=1}^k \gamma_{ij} = 0 \quad (\text{Homogenitet}) \quad (4.13)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (\text{Symmetri}) \quad (4.14)$$

Hvis restriksjonene (4.12), (4.13) og (4.14) holder, vil etterspørselen etter godene som følger av AIDS-ligningen i (4.10) summere seg til de totale utgiftene. Budsjettandelene summerer altså til én, og etterspørselen er homogen av grad null i priser og utgifter slik at sammensetningen av godene ikke endres ved en proporsjonal endring i priser og utgifter.

AIDS-modellen i sin helhet består av ligning (4.10)-(4.14). En forandring i de relative prisene vil virke gjennom  $\gamma_{ij}$ , mens endring i de faktiske utgiftene vil virke gjennom  $\beta_i$  koeffisienten som summerer til 0 over alle goder og er positiv for luksusgoder og negativ for normalgoder. I fravær av endring i de relative prisene og faktiske utgifter ( $\frac{X}{P}$ ) vil budsjettandelen for godene være konstant.

## 4.2 QUAIDS-modellen

Estimering av den ordinære AIDS-modellen har tidligere vært vanskelig siden prisindeksen inneholder ikke-lineære ledd. Det er utarbeidet en lineær tilnærming til modellen (LA/AIDS) hvor Stone prisindeksen benyttes (Deaton & Muellbauer, 1980a). Det er da mulig å estimere modellen ved hjelp av minste kvadraters metode (MKM) (Blanciforti & Green, 1983). I litteraturen er det flere som har diskutert forholdet mellom AIDS og LA/AIDS og hvor godt resultatene fra modellene stemmer overens (Alston, Foster, & Green, 1994; Moschini, 1995). Asche and Wessells (1997) viser en tilnærming som gir et mer robust resultat ved å benytte en pris som er normalisert, altså en gjennomsnittlig pris, i stedet for Stone prisindeksen.<sup>25</sup> Da vil

<sup>25</sup> Det kan vises at Laspeyre indeksen,  $\ln P^L = \sum_{i=1}^k W_i^0 \ln P_i$ , gir samme resultat som ved ikke-lineær estimering når prisene i datasettet er målt per enhet og skalert til gjennomsnittlige priser (Moschini, 1995).



AIDS- og LA/AIDS-estimeringen være lik, og det samme vil gjelde for pris- og utgiftselastisitetene (Asche & Wessells, 1997).

Utviklingen av mer avanserte statistikkprogram har gjort at det kan være like lett å estimere en ikke-lineær AIDS-modell som den lineære AIDS-modellen (Poi, 2012). Banks, Blundell, and Lewbel (1997) viser at den korrekte tilnærmingen til en Engelkurve krever en høyere orden for logaritmen til utgiftene og foreslår Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS), som bygger på den ordinære AIDS-modellen og tilfredsstiller restriksjonene fra etterspørselsteorien. QUAIDS-modellen tillater en mer fleksibel Engelkurve enn AIDS-modellen. Det vil si at den fanger opp at en utgiftsøkning kan føre til at ett gode endres fra å være ett luksusgode til ett normalgode. For godene mat og drivstoff er Engelkurven for budsjettandelen tilnærmet lineær i logaritmen av utgiftene, noe som gjør at AIDS og QUAIDS vil gi samme resultater for disse godene (Banks et al., 1997). I analysen vil jeg i kapittel 7.3 teste for hvilken modell som er den riktige å bruke.

QUAIDS-modellen utledes på samme måte som den originale AIDS-modellen. Som i Banks et al. (1997) tar jeg utgangspunkt i den generelle formen for varenes budsjettandel fra ligning (4.1) men innfører et ekstra ledd for å legge til rette for en mer fleksibel Engelkurve:

$$W = h(P, X) = A(P) + B(P)X + C(P)g(X) \quad (4.15)$$

hvor  $C(P)$  er en vektorfunksjon og  $g(X)$  er en funksjon av forbruket. Leddet  $C(P)g(X)$  tillater ikke-linearitet for logaritmen til forbruket.  $C(P)$  vil være nær null hvis Engelkurven reflekterer PIGLOG preferanser.

Den indirekte nyttefunksjonen skrevet på logaritmeform blir som følger (se Banks et al. (1997, appendiks A) for bevis):

$$\ln V(P, X) = \left\{ \left[ \frac{\ln X - \ln a(P)}{b(P)} \right]^{-1} + \lambda(P) \right\}^{-1} \quad (4.16)$$

Det første leddet i ligning (4.16),  $\left[\frac{\ln X - \ln a(P)}{b(P)}\right]^{-1}$ , er i samsvar med den indirekte nyttefunksjonen basert på PIGLOG preferanser. Det andre leddet,  $\lambda$ , er en deriverbar homogen funksjon av grad null med hensyn til priser,  $P$ . Når  $\lambda(P)$  er lik null vil den indirekte nyttefunksjonen reduseres til å bli lik den ordinære AIDS-modellen.

Vi husker fra (4.4) at  $\ln a(P)$  er definert som:

$$\ln a(P) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij}^* \ln P_i \ln P_j \quad (4.17)$$

mens  $b(P)$  er en Cobb-Douglas prisaggregering definert som:

$$b(P) = \prod_{i=1}^k P_i^{\beta_i} \quad (4.18)$$

Målet er å konstruere et system som er mest mulig likt den ordinære AIDS-modellen samtidig som det tillates en mer fleksibel Engelkurve. Det siste leddet i ligning (4.16) er definert som følger:

$$\lambda(P) = \sum_{i=1}^k \lambda_i \ln P_i \quad \text{hvor } \sum_i \lambda_i = 0 \quad (4.19)$$

Ved hjelp av Roy's identitet kan vi finne budsjettandelen som:

$$W_i = \frac{\partial \ln a(P)}{\partial \ln P_i} + \frac{\partial \ln b(P)}{\partial \ln P_i} (\ln X - \ln a(P)) + \frac{\partial \lambda}{\partial \ln P_i} \frac{1}{b(P)} (\ln X - \ln a(P))^2 \quad (4.20)$$

Ligning (4.16), (4.17), (4.18) og (4.19) definerer QUAIDS-modellen. Fra ligning (4.20) kan vi utlede etterspørselen på budsjettandelsform som:

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i \ln \left( \frac{X}{a(P)} \right) + \frac{\lambda_i}{b(P)} \left\{ \ln \left[ \frac{X}{a(P)} \right] \right\}^2 \quad (4.21)$$

$$i = 1, \dots, k$$

Demografiske karakteristikk og andre husholdningskarakteristikk påvirker ledd i ligning (4.21). Dette vil bli gjennomgått i kapittel 6.

Når  $\lambda_i = 0$  for alle varer, blir etterspørselen på budsjettandelsform som i den ordinære AIDS-modellen. Ligning (4.22) og (4.10) blir da lik hverandre.

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln P_j + \beta_i \ln \left( \frac{X}{a(P)} \right) \quad (4.22)$$

$$i = 1, \dots, k$$

### 4.3 Elastisiteter

Etterspørselen som skal estimeres uttrykkes som en funksjon av priser og utgifter; det vil si på ukompensert form (Marshall etterspørsel).

Vi tar utgangspunkt i etterspørselen på budsjettandelsform fra ligning (4.21). Fra ligning (4.7) husker vi at  $W_i = \frac{q_i P_i}{c(u, P)} \equiv \frac{q_i P_i}{X}$ , som kan skrives på formen:  $\ln W_i = \ln P_i + \ln q_i - \ln X$  eller som  $\ln q_i = \ln W_i - \ln P_i + \ln X$ . Vi deriverer  $\ln q_i$  med hensyn på  $\ln P_i$ ,  $\ln P_j$  og  $\ln X$  og finner henholdsvis egenpris-, krysspris- og utgiftselastisiteten.

Uttrykket for priselastisiteten blir da:

$$e_{ij} = \frac{d \ln q_i}{d \ln P_j} = -\delta + \frac{d \ln W_i}{d \ln P_j} = -\delta + \frac{1}{W_i} * \frac{d W_i}{d \ln P_j} \quad (4.23)$$

hvor  $\delta$  er Kroenecker delta som for egenpriselastisiteten ( $i = j$ ) har verdien  $e_{ii} = 1$ , og for krysspriselastisiteten ( $i \neq j$ ) har verdien  $e_{ij} = 0$ .

Fra ligning (4.21) finner vi:  $\frac{dW_i}{d \ln P_j} = \gamma_{ij} - \beta_i(\alpha_j + \sum_l \gamma_{jl} \ln P_l) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(P)} \left\{ \ln \frac{X}{a(P)} \right\}^2$ . Innsatt i ligning (4.23) får vi priselastisiteten uttrykt som:

$$e_{ij} = -\delta + \frac{1}{W_i} * \left( \gamma_{ij} - \beta_i \left( \alpha_j + \sum_l \gamma_{jl} \ln P_l \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(P)} \left\{ \ln \frac{X}{a(P)} \right\}^2 \right) \quad (4.24)$$

Egenpriselastisiteten ( $e_{ii}$ ) angir hvor mange prosent etterspørselen etter godet  $i$  endres når egenprisen endres med én prosent, alt annet likt, og som vi ser av (4.24) er dette lik endringen i godets budsjettandel minus én. Som regel er egenpriselastisiteten negativ. Krysspriselastisiteten ( $e_{ij}$ ) angir hvor mange prosent etterspørselen etter gode  $i$  endres når prisen på et annet gode endres med én prosent, som er lik den prosentvise endringen i godets budsjettandel. En positiv krysspriselastisitet betyr at godene er substitutter, mens en negativ betyr at de er komplementar. Etterspørselen er elastisk hvis egenpriselastisiteten har en absoluttverdi større enn én, mens den er uelastisk ved en absoluttverdi mindre enn én.

Uttrykket for utgiftselastisiteten er:

$$\eta_i = \frac{d \ln q_i}{d \ln X} = 1 + \frac{d \ln W_i}{d \ln X} = 1 + \frac{1}{W_i} * \frac{dW_i}{d \ln X} \quad (4.25)$$

Fra ligning (4.21) ser vi at  $\frac{dW_i}{d \ln X} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(P)} \left\{ \ln \frac{X}{a(P)} \right\}$ . Innsatt i ligning (4.25) får vi utgiftselastisiteten uttrykt som:

$$\eta_i = 1 + \frac{1}{W_i} * \left( \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(P)} \left\{ \ln \frac{X}{a(P)} \right\} \right) \quad (4.26)$$

Utgiftselastisiteten angir hvor mange prosent etterspørselen etter ett gode endres når de totale utgiftene til godene endres med én prosent, alt annet likt. En utgiftselastisitet i intervallet  $0 < \eta_i < 1$  angir et normalgode,  $\eta_i < 0$  indikerer et mindreverdige gode, mens  $\eta_i > 1$  indikerer et luksusgode.

Den kompenserte etterspørselstetisiteten, Hicks etterspørselen, kan finnes ved hjelp av Slutsky ligningen:

$$\begin{aligned}
 e_{ij}^* &= e_{ij} + W_j \eta_i & (4.27) \\
 &= \left[ -\delta + \frac{1}{W_i} \left( \gamma_{ij} - \beta_i \left( \alpha_j + \sum_l \gamma_{jl} \ln P_l \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(P)} \left\{ \ln \frac{X}{a(P)} \right\}^2 \right) \right] \\
 &\quad + W_j \left( 1 + \frac{1}{W_i} * \left( \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(P)} \left\{ \ln \frac{X}{a(P)} \right\} \right) \right)
 \end{aligned}$$

Den kompenserte elastisiteten uttrykker prosentvis endring i etterspørselen etter gode  $i$  når prisen på gode  $j$  endrer seg med én prosent, og inntekten justeres slik at nytten holdes konstant.

AIDS-modellen og QUAIDS-modellen er altså identiske hvis Engelkurvene er lineære i logaritmen til utgiften, og dette vil det testes for i kapittel 7.3. Restriksjonene fra ligning (4.12) - (4.14) holder globalt for AIDS-modellen da modellen er i overensstemmelse med normal etterspørselsteori. Dette gjelder også for QUAIDS-modellen.

## 5. Datagrunnlaget

Datasettet som blir brukt i analysen er samlet inn av GfK-Norge. De samler innkjøpsdata på dagligvarer, klær, dvd/videofilm, blader/aviser, bøker/lydbøker osv. fra et utvalg på 1500 husstander i Norge som skal være representativt for den norske privathusholdningen. Husstandene registrerer kontinuerlig alle innkjøp i innkjøpsdagbøker eller med skannere i hjemmet som er koblet til en innkjøpsdagbok på internett (GfK, 2014a). Datasettet som blir brukt i denne oppgaven er kjøpt og finansiert gjennom et delprosjekt som Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning (NILF) gjennomfører i samarbeid med Norges sjømatråd. Datamaterialet er brukt til et prosjekt med navn HealthMeal, som er et samarbeid mellom Statens institutt for forbruksforskning (SIFO), Norges sjømatråd og Opplysningskontoret for frukt og grønt. Rådata består av en fil med bakgrunnsinformasjon om husholdningene og en fil med informasjon om husholdningens sjømatkjøp.

### 5.1 Rådata

Datasettet for innkjøp har observasjoner fra januar 1999 til desember 2011, som til sammen gir 13 års observasjoner fordelt på 156 måneder. Det er et ubalansert datasett med rullering av husstandene slik at utvalget til enhver tid skal være representativt for norske husholdninger. Noen husholdninger er med i hele datasettet (2,3 %), mens andre bare er med i noen få måneder. Gjennomsnittlig tid en husholdning er med i panelet er 27,8 måneder. I perioden 1999-2011 har 5410 husholdninger registrert husholdningskjøp.

Det er til sammen 572 552 observasjoner i datasettet. En husholdning vil ha minst 12 observasjoner, én for hver måned det året den er med i panelet, uavhengig om husholdningen har vært med alle månedene. Observasjoner der husholdningen ikke er en del av panelet og der kjøp av sjømat ikke kan kobles til en husholdning vil ekskluderes.<sup>26</sup> Vi sitter dermed igjen med 524 204 observasjoner, hvorav 493 158 er registrering av sjømatkjøp på datonivå og 31 046 er manglende verdier. Manglende verdier skyldes at husholdninger som er med i utvalget ikke har kjøpt noe sjømat den aktuelle måneden. Innkjøp er nummerert med dato for registrering og observasjonene inneholder kun varer kjøpt til hjemmekonsum. Hver husholdning har et unikt identifikasjonsnummer som gjør det mulig å koble innkjøpsregistreringen til bakgrunnsinformasjonen om hver enkelt husholdning.

---

<sup>26</sup> Det er kun 15 observasjoner som ikke kan kobles til en husholdning (som kommer av feil i dataleveransen).

Bakgrunnsvariablene inneholder informasjon om husholdningen og disse blir oppdatert årlig. Det er gjennom perioden 1999 til 2011 blitt registrert flere nye bakgrunnsvariabler. Det er bakgrunnsvariabler som er registrert fra 1999 som vil være med i den videre analysen. Bakgrunnsinformasjonen som skal være med i analysen inneholder demografiske variabler, sesong (kvartal) og tid (år), og vil bli gjennomgått i kapittel 5.4.

## 5.2 Tilrettelegging av data

Det er hovedinnkjøper i husholdningen som registrerer alle innkjøp. I datasettet er det registrert hvilken dato innkjøpene er foretatt, antall av produktet, totalvolum, totalverdi, art (laks, torsk o.l.), bearbeidingsgrad (filet, kotelett o.l.) og i hvilken forpakning (fryst, fersk o.l.). Opplysningene er kategorisert i 43 sjømatarter, 29 bearbeidingsgrader og 13 ulike emballasjer/forpakninger. I denne analysen er det som nevnt valgt å kategorisere sjømat etter forpakning/emballasje. For den endelige analysen er data aggregert opp til kvartal per husholdning.

Bakgrunnsinformasjonen om husholdningene kobles sammen med innkjøpsregistreringene slik at alle kjøp kan knyttes til en husholdning. Sjømat er delt inn i varegruppene fersk, dypfryst, hermetikk, saltet/røkt/gravet/raket og annen emballasje. Grunnen til at emballasje er valgt som kriterium for inndeling i varegruppe er at det har vært store endringer på dette området, spesielt innenfor produkter i varegruppen fersk og dypfryst. Fryste lakselenker er et viktig eksempel som kan ha påvirket budsjettandelene for både fersk og dypfryst sjømat. I denne sammenhengen vil det være interessant å se om fersk og dypfryst sjømat er substitutter og hvor sensitive de er til pris- og utgiftsendring. Samtidig har vi bakgrunnsinformasjon om husholdningene som gjør det mulig å se om det er spesielle karakteristikk ved husholdningene som påvirker kjøp i de ulike varegruppene.

På månedsnivå er det regnet ut totalverdi, totalvolum, vektet totalvolum og gjennomsnittlig kilopris for husholdningene og per person for sjømat totalt og for hver emballasjevaregruppe (uten ekstremverdier).<sup>27,28</sup> For å kunne undersøke prisutviklingen er det regnet ut gjennomsnittlig kilopris for sjømat totalt og for hver emballasjevaregruppe (uten

---

<sup>27</sup> Vektet volum er vektet av GfK mot tre demografiske variabler: husholdningsstørrelse, hovedinnkjøpers alder og handelsregion. Det er de variablene som SSB mener påvirker konsum mønsteret mest, og de brukes som vektorer for å få et veid landsrepresentativt utvalg.

<sup>28</sup> Ekstreme verdier (Kilopriser som er under 10 NOK eller over 1000 NOK) som skyldes feilkoding, gave, eller fisket selv er ikke tatt med i utregningene.

ekstremverdier), også det på månedsnivå. Aggregert på månedsnivå er det 150 190 observasjoner i datasettet, hvorav 31 046 har manglende verdier for sjømatkjøp.

Siden målet med analysen er å se på etterspørselen til de ulike varegruppene, er det viktig at det er flest mulig observasjoner innenfor varegruppene. For å unngå for mange manglende verdier, er data aggregert opp til kvartalsnivå. Det blir da en observasjon per husholdning per kvartal. Det er fortsatt noen observasjoner med manglende verdier, noe som betyr at husholdningen ikke har kjøpt sjømat det aktuelle kvartalet og dermed har en utgiftsandel og en samlet budsjettandel lik null. Prisen er ukjent i de tilfeller der husholdningene ikke har registrert noe sjømatkjøp. Det er problematisk med manglende verdier da det ikke er mulig å si noe om grunnen til at konsumentene ikke kjøper sjømat. Det kan for eksempel være at de ikke ønsker å spise sjømat, at prisen er høyere enn betalingsvilligheten eller at utvalget er for dårlig. Elastisiteten vil i liten grad bli påvirket av manglende verdier siden utvalgsgjennomsnittet til variablene i modellen benyttes når elastisitetene blir regnet ut. Det finnes ulike metoder for å korrigere for observasjoner med en utgiftsandel og en samlet budsjettandel lik null. Et alternativ er å estimere en Probit modell hvor valget er å kjøpe sjømat eller ikke (deltakelsesbetingelsen) og estimere og inkludere den inverse Mills raten som et instrument i modellen (Salvanes & DeVoretz, 1997). Siden det i denne analysen er fokusert på konsumbetingelsen, er det i analysen valgt å utelukke alle observasjoner med manglende verdier for sjømatkjøp. Bare de husholdninger med kjøp av minst en varegruppe i løpet av et kvartal er med i analysen. En husholdning har ikke nødvendigvis kjøpt alle varegruppene i løpet av kvartalet og har dermed manglende verdier for prisen på de godene de ikke har kjøpt. For å unngå skjevhet i den estimerte modellen må alle priser være positive. De manglende prisene blir erstattet med den gjennomsnittlige kvartalsprisen i regionen som husholdninger hører til. De manglende prisene er fra tidligere forskning blitt predikert på bakgrunn av lignende husholdninger i samme region, sesong og urbanisering (D. Heien & Wessells, 1990; D. M. Heien & Wessells, 1988; Wellman, 1992).

Data aggregert på kvartalsnivå inneholder 53 772 observasjoner, hvorav 5 320 av observasjonene har manglende verdier for kjøp (utgiftsandel og samlet budsjettandel lik null). Vi sitter dermed igjen med 48 452 observasjoner på sjømatkjøp. Det vil si at 89,9 % av kvartalsobservasjonene i løpet av perioden 1999-2011 inneholder kjøp av sjømat. Innenfor varegruppene er det 37 943 observasjoner på kjøp av fersk, 34 595 observasjoner på kjøp av



dypfrost, 29 952 observasjoner på hermetikk, 25 933 observasjoner på saltet/røkt/gravet/raket og 19 862 observasjoner på annen emballasje.

## 5.3 Variabler

Under presenteres variablene som inngår i analysen.

### 5.3.1 Avhengig variabel

All sjømat som blir kjøpt av husholdningen til hjemmekonsum blir registrert med volum og verdi. Volum kan være nyttig, men ikke for bruk i etterspørselsanalyse. Volum delt på antall personer i husholdningen blir upresist da en husholdning både kan inneholde barn og voksne, menn og kvinner. I den videre analysen vil den avhengige variabelen være de ulike varegruppenes budsjettandel,  $W$ . Da unngås problemet med at forskjellen mellom barn og voksne ikke reflekteres i volumvariabelen. En husholdnings budsjettandel for en varegruppe er regnet ut ved å summere verdien som er brukt på den spesifikke varegruppen og deretter dele dette på den totale verdien av sjømatkjøp det kvartalet. Summen av budsjettandelene til de ulike varegruppene er lik én.

Varegruppeinndelingen som vil bli brukt videre i oppgaven er vist i Tabell 1. Den første kolonnen viser inndelingen som brukes i analysen. Den andre kolonnen viser hvilke grupperinger fra rådata som ligger under denne varegruppeinndelingen. Den siste kolonnen inneholder eksempler på produkter som er innenfor varegruppene. Et produkt kan fremkomme i flere av varegrupperingene, for eksempel gjelder dette ferske og frysede reker som vil være en del av både den ferske og dypfrysede varegruppen.

**Tabell 1: Sjømat inndelt etter varegruppe**

Varegruppe	Fordeling i rådata (emballasje)	Eksempel på produkter <sup>a</sup>
Fersk	Fersk fpm (ferdigpakket) Fersk løsvekt	Filet i fiskedisk og ferdigpakket fersk fisk, fiskepudding, fiskekaker, lutefisk, skalldyr, reker.
Dypfrost	Dypfrost/saltet Dypfrost/ikke saltet	Hel frost fisk, fryste lakselenker, fisk delt i kotelett, fiskepinner, fiskekaker, lutefisk, reker.
Hermetikk	Hermetikk	Makrell i tomat, tunfisk, fiskeboller.
Saltet, røkt, gravet og raket	Saltet Røkt Gravet Raket	Røyka laks, røkt torsk, gravet laks, klippfisk, reker i lake.
Annen emballasje	Pose Glass Annen emballasje Spann	Forskjellig type sild, fiskeboller, fiskerogn, fiskekaker.

<sup>a</sup> Produkter kan fremkomme i flere av varegruppene, avhengig av hvilken form det er kjøpt i.

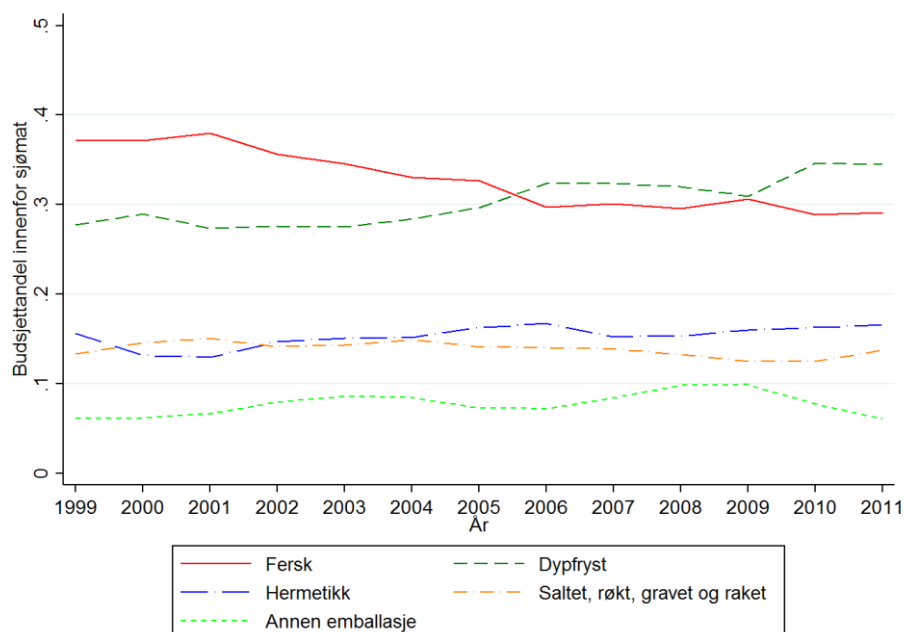
Den gjennomsnittlige budsjettandelen til de ulike varegruppene i løpet av perioden 1999-2011 er vist i Tabell 2. Den største andelen av sjømatbudsjettet blir brukt på varegruppene fersk og dypfrost. Vi kan se fra Figur 7 at fersk hadde størst budsjettandel på begynnelsen av datasettet, og at dypfrost gjennom perioden 1999 til 2011 har økt sin budsjettandel i forhold til fersk. I slutten av datasettet har dypfrost sjømat en høyere budsjettandel enn fersk.

**Tabell 2: Gjennomsnittlig budsjettandel til varegruppene innenfor sjømat**

Variabler	Beskrivelse	Gjennomsnittlig budsjettandel
Fersk	Fersk fpm (ferdigpakket), fersk løsvekt	0.34
Dypfrost	Dypfrost/saltet, dypfrost/ikke saltet	0.29
Hermetikk	Hermetikk	0.15
Saltet, røkt, gravet og raket	Saltet, røkt, gravet, raket	0.14
Annen emballasje	Pose, glass, annen emballasje, spann	0.08

Merknad: Budsjettandelen baserer seg på 48 452 observasjoner med positivt sjømatkjøp.

Figur 7: Utvikling i budsjettandeler for sjømat inndelt etter varegruppe, 1999 - 2011



### 5.3.2 Uavhengig variabel

For å kunne belyse sjømatetterspørselen og budsjettandelene er pris og utgifter sentrale forklaringsvariabler. Alle observasjoner av sjømatkjøp er registrert med en totalverdi. For hver husholdning og kvartal er det regnet ut gjennomsnittlig kilopris for sjømat totalt og per emballasjevaregruppe.<sup>29</sup> En husholdning har ikke nødvendigvis kjøpt alle varegruppene i løpet av kvartalet og har dermed manglende verdier for prisen på de godene de ikke har kjøpt. De manglende prisene blir erstattet med den gjennomsnittlige kvartalsprisen i regionen som husholdningen hører til. I analysen vil vi bruke den naturlige logaritmen til prisene, uttrykt som  $\ln P$ . Vi bruker også den naturlige logaritmen til utgiftene som husholdningene har brukt på sjømat i løpet av kvartalet, uttrykt som  $\ln X$ .<sup>30</sup>

Demografiske variabler tilknyttet husholdningene vil være med i den videre analysen for å undersøke hvilke variabler som påvirker budsjettandelen og utgiftsmønsteret innenfor de ulike emballasjevaregruppene og totalt for sjømat. Bakgrunnsvariablene som inkluderes er alder, inntekt, region, utdanning, antall barn og husholdningsstørrelse. Det er ønskelig å ha med demografiske variabler i etterspørselsanalysen siden det er forventet at det er systematiske

<sup>29</sup> Kilopris per husholdning og kvartal finnes som totalverdi/(totalvolum/1000).

<sup>30</sup> Utgiftene per husholdning i et kvartal er funnet ved å summere de totale verdiene fra husholdningens registrerte kjøp i det aktuelle kvartalet.

forskjeller i konsumadferd mellom husholdninger med forskjellig demografiske karakteristikk (Pollak & Wales, 1978). Jeg benytter et paneldatasett og må derfor også justere for tid og sesong i estimeringen. Dette gjøres ved å inkludere dummyvariabler for år som fanger opp eventuell endring i konsumadferd og strukturelle endringer mellom 1999 til 2011. Det inkluderes også dummyvariabler for sesong på kvartalsnivå. En gjennomgang av de demografiske variablene vil bli inkludert i den deskriptive statistikken som følger.

#### **5.4 Deskriptiv statistikk**

I denne delen presenteres deskriptiv statistikk for de 5410 husholdningene som er med i datasettet. Statistikken er basert på bakgrunnsinformasjonen som er registrert første året husholdningen er med i panelet. Datasettet er ubalansert, det vil si at når en husholdning går ut av panelet erstattes den med en lignende husholdning slik at panelet alltid skal reflektere den norske befolkningen.

I Tabell 3 ser vi at fordelingen innenfor husholdningskarakteristikkene er ganske jevn. Det er en jevn fordeling med hensyn til region, alder, inntekt, husholdningsstørrelse og utdannelse.

Tabell 3: Husholdningskarakteristikker

<b>Husholdningskarakteristikker</b>		
<i>Variabler</i>	<i>Beskrivelse</i>	<i>% av utvalget</i>
<b>Alder</b>		
Alder1639	Hovedinnkjøper av mat er mellom 16 og 39 år	42.9 %
Alder4059	Hovedinnkjøper av mat er mellom 40 og 59 år	39.4 %
Alder6094	Hovedinnkjøper av mat 60+	17.7 %
<b>Antall barn i husholdningen<sup>b</sup></b>		
antall_barn_0	Ingen barn	61.4 %
antall_barn_1	1 barn	15.2 %
antall_barn_2	2 barn	15.5 %
antall_barn_3+	3 eller flere barn	7.9 %
<b>Region</b>		
midt	Midtre	16.5 %
nord	Nordre	11.7 %
Oslo	Oslo	10.9 %
vest	Vestre	18.5 %
vestøstland	Vestre Østlandet	18.6 %
ostøstland	Østre Østlandet	23.8 %
<b>Utdannelse<sup>c</sup></b>		
grskole	Fullført grunnskole eller lavere	16.8 %
videreg	Fullført videregående	35.0 %
univ	Fullført universitet eller høyskole	48.2 %
<b>Husholdningsstørrelse</b>		
hhsiz_1	1 person	25.2 %
hhsiz_2	2 personer	32.3 %
hhsiz_3	3 personer	16.0 %
hhsiz_4	4 personer	16.2 %
hhsiz_5+	5 eller flere personer	10.3 %
<b>Inntekt (NOK)</b>		
Int1	Inntekt under 250 000	14.5 %
Int2	Inntekt fra 250 000 til 399 999	27.0 %
Int3	Inntekt fra 400 000 til 599 999	29.1 %
Int4	Inntekt fra 600 000 og mer	29.4 %
<b>Antall husholdninger</b>		<b>5410</b>

<sup>b</sup> Barn er definert som under 16 år.

<sup>c</sup> Den høyeste utdannelsen som er registrert i husholdningen.

Tabell 4 gir en oversikt over variablene for kvartal og år som er med i analysen. Det er jevn fordeling av observasjoner innenfor de ulike kvartalene og årene, noe som tyder på at husholdninger har registrert sjømatkjøp jevnlig i alle kvartal og år.

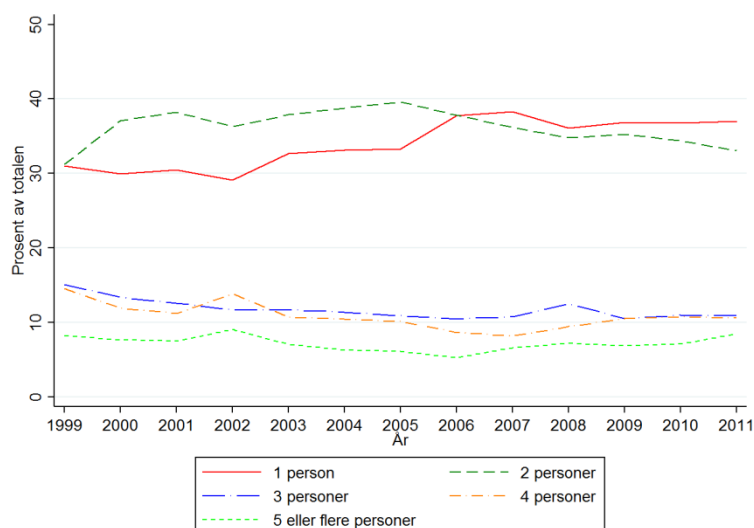
Tabell 4: Bakgrunnsvariabler for kvartal og år

<b>Bakgrunnsvariabler</b>		
<i>Variabler</i>	<i>Beskrivelse</i>	<i>% av observasjonene</i>
<b>Kvartal</b>		
Kvartal_1	Januar - Mars	26.6 %
Kvartal_2	April - Juni	25.3 %
Kvartal_3	Juli - September	23.8 %
Kvartal_4	Oktober - Desember	24.3 %
<b>År</b>		
år_99	1999	8.1 %
år_00	2000	8.5 %
år_01	2001	8.3 %
år_02	2002	9.5 %
år_03	2003	8.5 %
år_04	2004	8.4 %
år_05	2005	9.7 %
år_06	2006	7.9 %
år_07	2007	7.0 %
år_08	2008	6.6 %
år_09	2009	6.0 %
år_10	2010	5.8 %
år_11	2011	5.7 %
<b>Antall observasjoner</b>		<b>48 452</b>

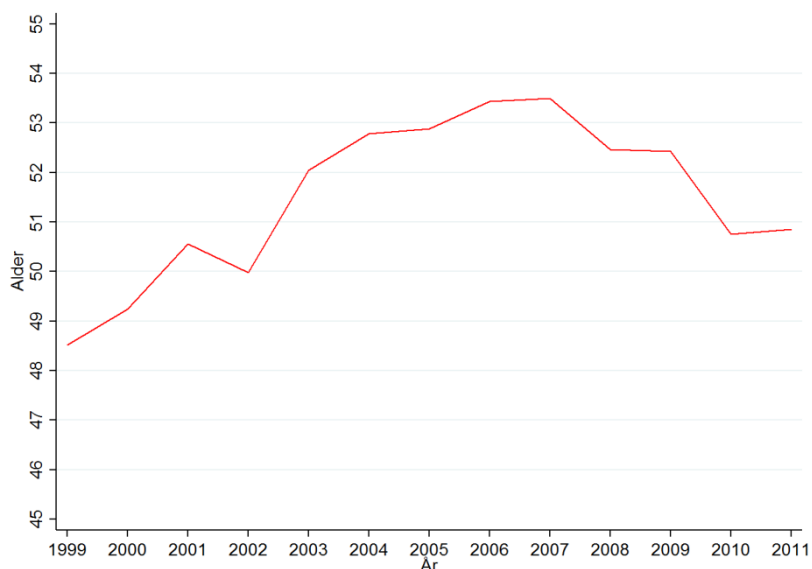
#### 5.4.1 Utvikling i husholdningskarakteristikker

Den deskriptive statistikken i Tabell 3 tar utgangspunkt i bakgrunnsinformasjonen som gjelder ved den første observasjonen for hver husholdning. Det kommer ikke frem hvordan sammensetningen av husholdningene er over tid, og det vil derfor være nyttig å se den gjennomsnittlige fordelingen av husholdningene per år. Grafene under viser den gjennomsnittlige utviklingen innenfor husholdningskarakteristikkene som inkluderes i den empiriske analysen. GfK bruker tre kriterier for å sette sammen et representativt utvalg: hovedinnkjøpers alder, husholdningens størrelse og handelsfelt (region). Det er disse tre kriteriene som er viktigst for konsumet av dagligvarer. Utvalget blir sammensatt etter en matrise utarbeidet fra SSB som tar utgangspunkt i folke- og bolig tellingen som gjennomføres med ca. 10 til 11 års mellomrom. Siden det kan skje relativt store endringer innenfor en slik periode, fører dette også til endring i sammensetningen som GfK bruker i sitt utvalg. I 2002 var det en ny folke- og bolig telling, og endringer i datasettet kan skyldes dette.

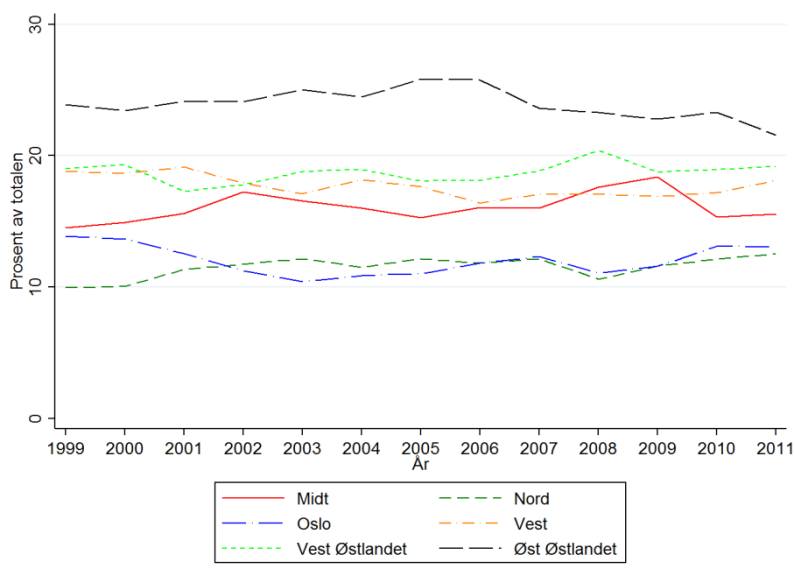
Figur 8: Utvikling i husholdningsstørrelse



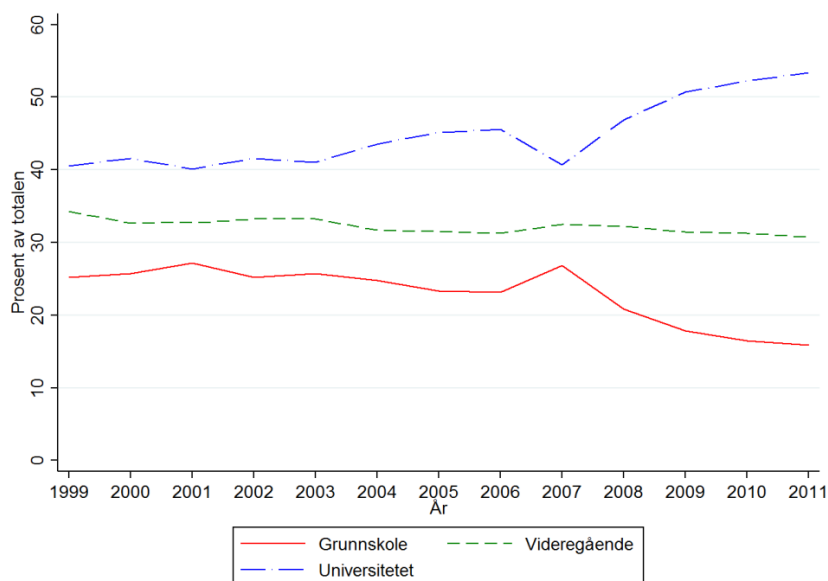
Det var frem til 2006 flest husholdninger som bestod av 2 personer i datasettet (se Figur 8). Antall husholdninger med 1 person økte fra 2002, noe som kan stemme overens med at flere og flere velger å bo alene. I 2005 kom innføringen av elektronisk skanning av varer, noe som innebar at en måtte ha tilgang til internett for å bruke denne metoden. Dette var før penetrasjonen av internett hjemme var så høy som den er i dag, det var derfor en mindre del av utvalget som hadde elektronisk skanning. Denne metodeforbedringen gjorde at det var lettere å registrere sjømatkjøp og har ført til en bedre dekning av totalmarkedet etter hvert som internett har blitt mer utbredt hjemme hos folk. Endring i de tre kriteriene GfK bruker for å få et representativt utvalg kan påvirke de andre husholdningskarakteristikkene som inntekt og utdannelse.

**Figur 9: Utvikling i alder til hovedinnkjøper i husholdningen**

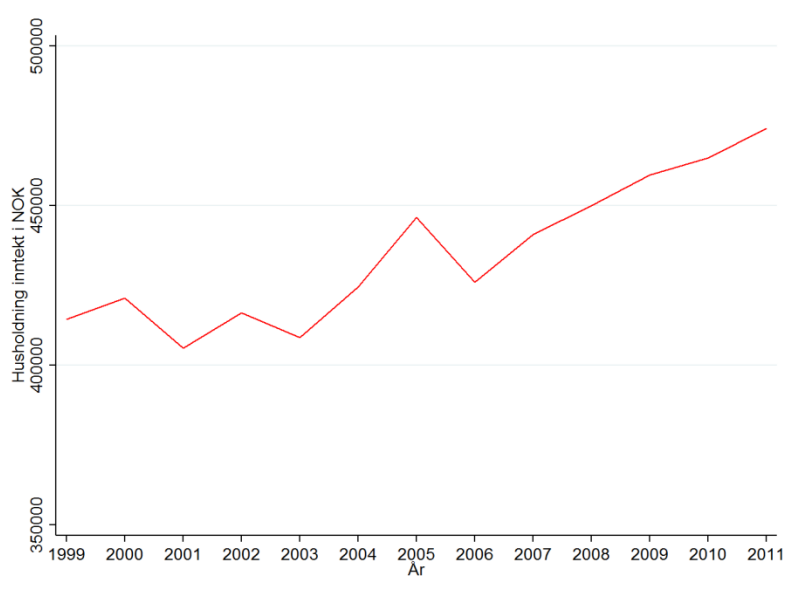
Den gjennomsnittlige alderen til hovedinnkjøper i husholdningen er i løpet av hele perioden 51,4 år (se Figur 9). Den gjennomsnittlige alderen har variert mellom 48,5 år og 53,5 år. Vi ser at den gjennomsnittlige alderen i husholdningene har et toppunkt i 2007, for deretter å synke. Fordelingen av husholdningene på de ulike regionene (se Figur 10) svinger noe, men andelen for de ulike regionene nærmer seg hverandre på slutten av datasettet.

**Figur 10: Utvikling i region husholdningen er bosatt**



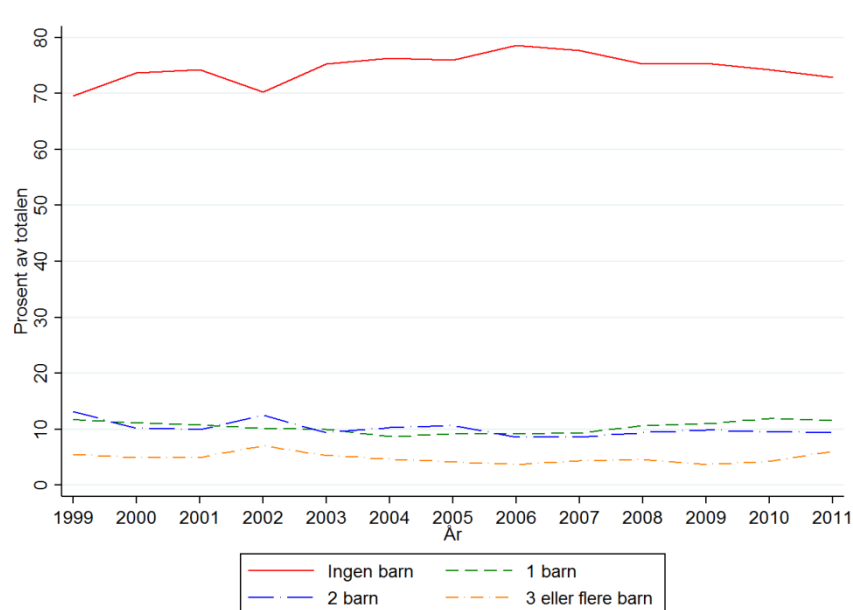
**Figur 11: Utvikling i høyeste utdanning i husholdningen**

Andelen av husholdningene som faller inn i kategorien høyeste utdanning har vært relativt stabil frem til 2006, men så ser vi at andelen av husholdninger med grunnskoleutdanning har en liten økning på bekostning av husholdninger med universitetsutdanning. I 2007 snur derimot dette og andelen husholdninger med universitetsutdanning stiger jevnt resten av perioden. Dette kan ha sammenheng med omtalte endringer observert for husholdningskarakteristikkene. Målet med husholdningspanelet er at det skal gjenspeile befolkningen og være et representativt utvalg, og derfor kan de observerte endringene i panelet reflektere endringer i befolkningen.

**Figur 12: Utvikling i gjennomsnittlig inntekt i husholdningen**

Merknad: 2011 priser benyttes.

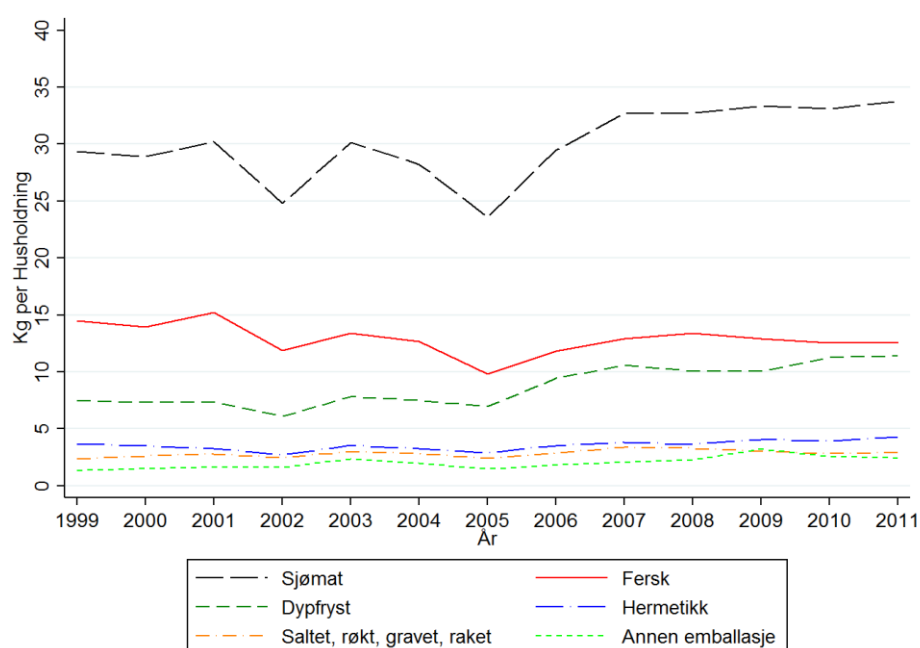
Den gjennomsnittlige inntekten har endret seg en del, spesielt ser vi en sterk økning fra 2006. Også dette kan ha sammenheng med endringer i sammensetningen av utvalget som følger av at andre husholdningskarakteristikker har endret seg gjennom perioden. Antall barn i husholdningen har vært relativt stabil hele perioden (se Figur 13). Det er størst andel husholdninger uten barn.

**Figur 13: Utvikling i antall barn i husholdningen**

## 5.4.2 Utvikling i sjømatkjøp

Her skal jeg se nærmere på hvordan sjømatkjøpet har utviklet seg for de ulike varegruppene og husholdningskarakteristikkene, samt utviklingen i utgiftene brukt på sjømat og den gjennomsnittlige prisen til varegruppene. Budsjettandelen er den avhengige variabelen i analysen, og det kan derfor være nyttig å se hvordan budsjettandelene varierer med de ulike husholdningskarakteristikkene. I figurene som følger ser vi i denne sammenhengen på varegruppene fersk og dypfrost, som har størst andel av det totale sjømatbudsjettet.

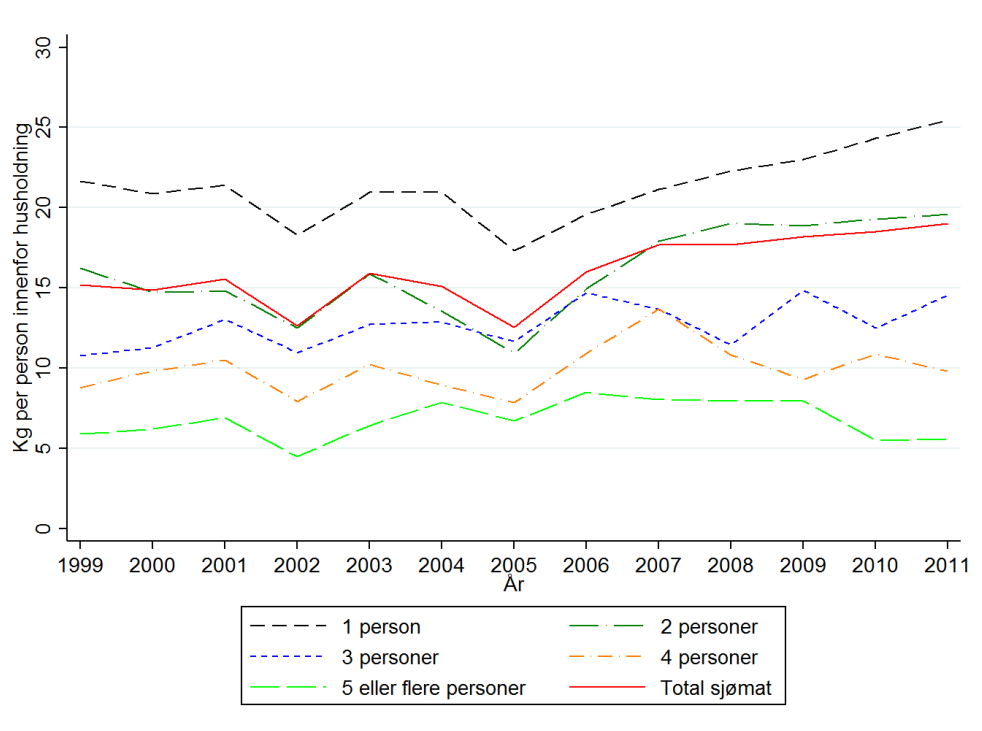
**Figur 14: Kjøp av sjømat per husholdning, 1999 - 2011**



Antall kilo sjømat som en husholdning i gjennomsnitt har kjøpt i året er presentert i Figur 14.<sup>31</sup> Sjømatkjøpet er relativt stabilt, men det er to perioder hvor det har vært et midlertidig fall. Den første i 2002 som sammenfaller med den nye folke- og boligtellingsen, som endret sammensetningen av husholdninger og dermed også registrering av kjøp. Den andre nedgangen i 2005 er vanskelig å forklare, men det var da elektronisk skanning ble innført som både gjorde det lettere og mer presist å registrere kjøp.

<sup>31</sup> Kilo er her regnet ut fra det vektete volumet.

Figur 15: Kjøp av sjømat per person, 1999 - 2011

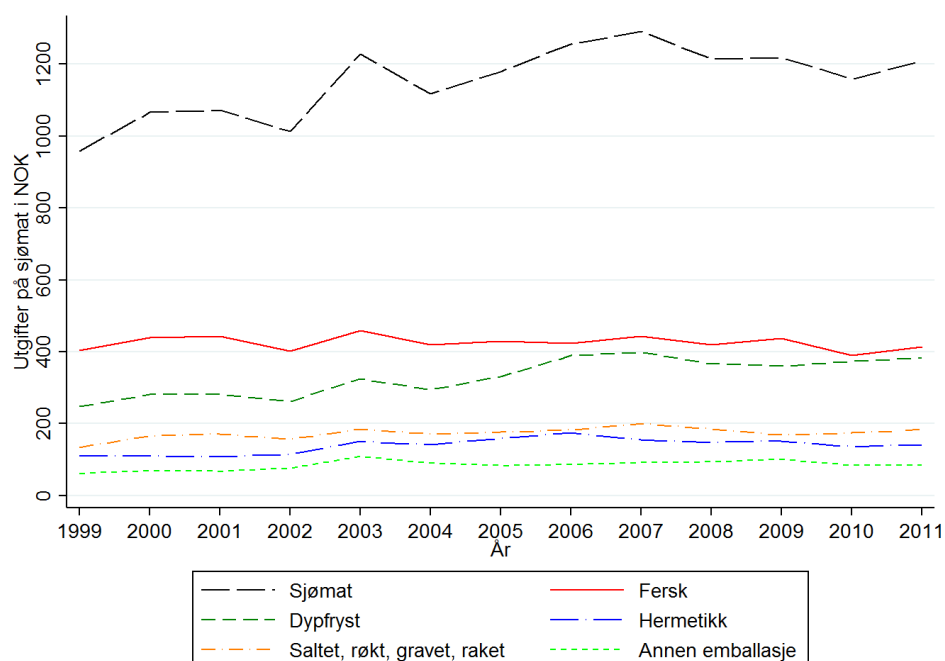


Når jeg bryter husholdningene ned på antall personer og ser hvor mange kilo sjømat som blir kjøpt, er det for å se hvilke typer husholdninger som kjøper mest sjømat.<sup>32</sup> Vi ser fra Figur 15 at det per person er husholdninger med 1 person som kjøper mest sjømat på årsbasis. Husholdninger med flere personer kjøper i gjennomsnitt mindre sjømat per person. Generelt ser vi at det gjennomsnittlige kjøpet av sjømat har vært relativt stabilt i årene 1999 til 2011, sett bort fra de to midlertidige nedgangene som ble diskutert i tilknytning til Figur 14. En sammenligning av Figur 15 og produktvekten i Figur 3 viser en litt annen trend for konsum av sjømat per person. Dette er siden rådata ikke tar hensyn til om det er mann, kvinne eller barn i husholdningen. Figur 15 viser at husholdningsstørrelse har en påvirkning på hvor mye sjømat som blir kjøpt i gjennomsnitt per person.

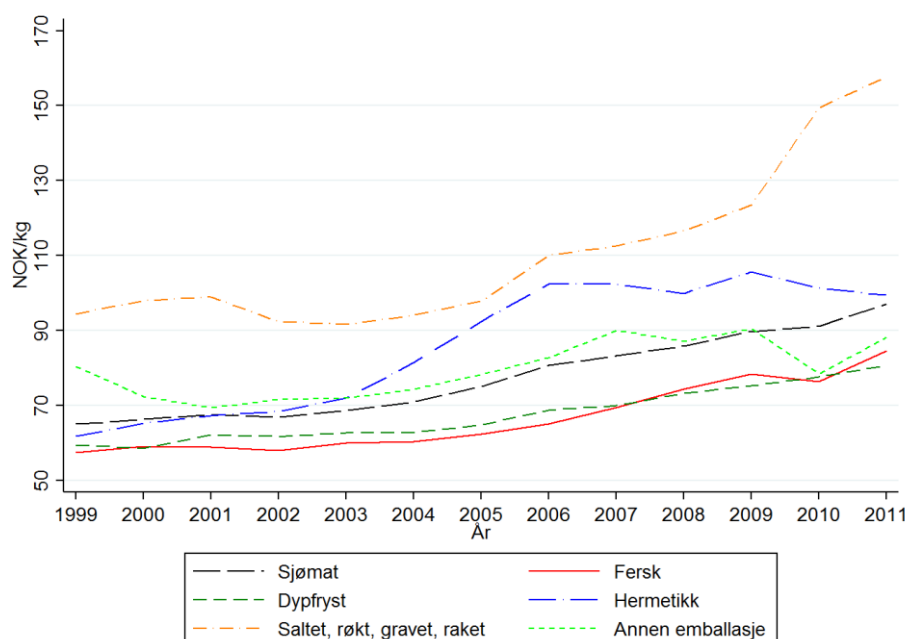
Figur 16 viser de gjennomsnittlige utgiftene en husholdning bruker på sjømat i året. Samlet sett har utgiftene til sjømat økt fra i snitt ca. 950 kroner (1999) i året til 1200 kroner (2011). Utgiftsøkningen har vært størst for dypfrost, og dette stemmer overens med endringene tidligere vist i Figur 4 og Figur 5.

<sup>32</sup> Kilo er her regnet ut fra det vektete volumet.

Figur 16: Utvikling i gjennomsnittlige utgifter brukt på sjømat



Figur 17: Utvikling i gjennomsnittlig kilopris for varegruppene

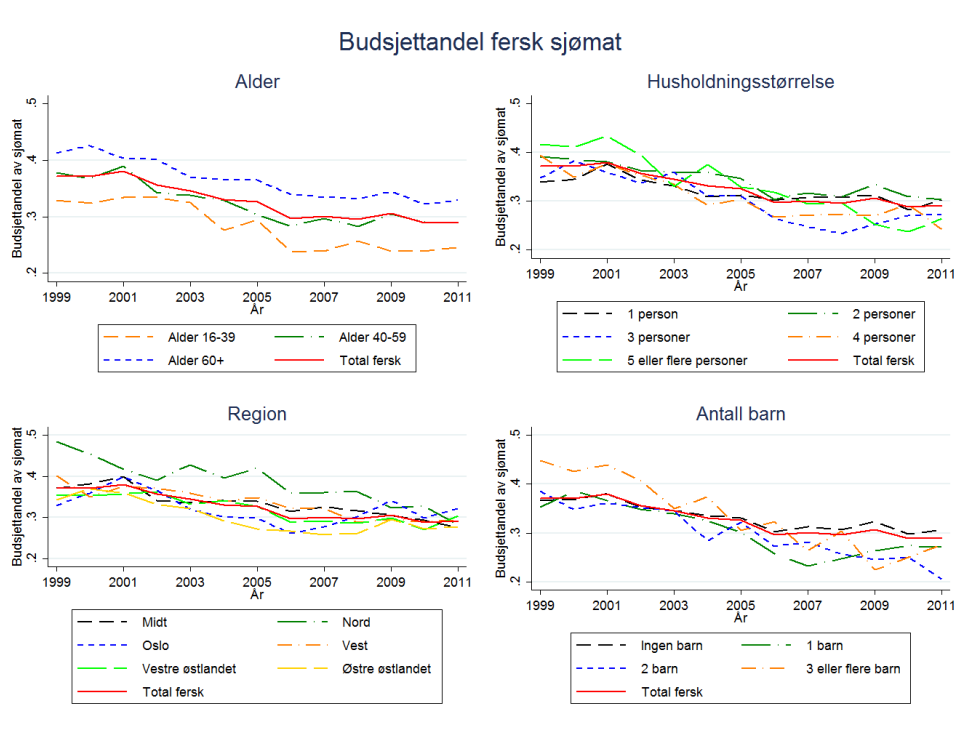


I Figur 17 er de gjennomsnittlige prisene for varegruppene presentert. Prisene er aggregert uten å ta hensyn til vekten av kjøpet. Kiloprisen fra et kjøp på 200 gram teller altså like mye som kiloprisen fra et kjøp på 5 kilo. Dette kan forklare at prisene avviker fra det som ble presentert i Figur 6. Kiloprisen på sjømat er jevnt stigende totalt sett, men delt på de ulike

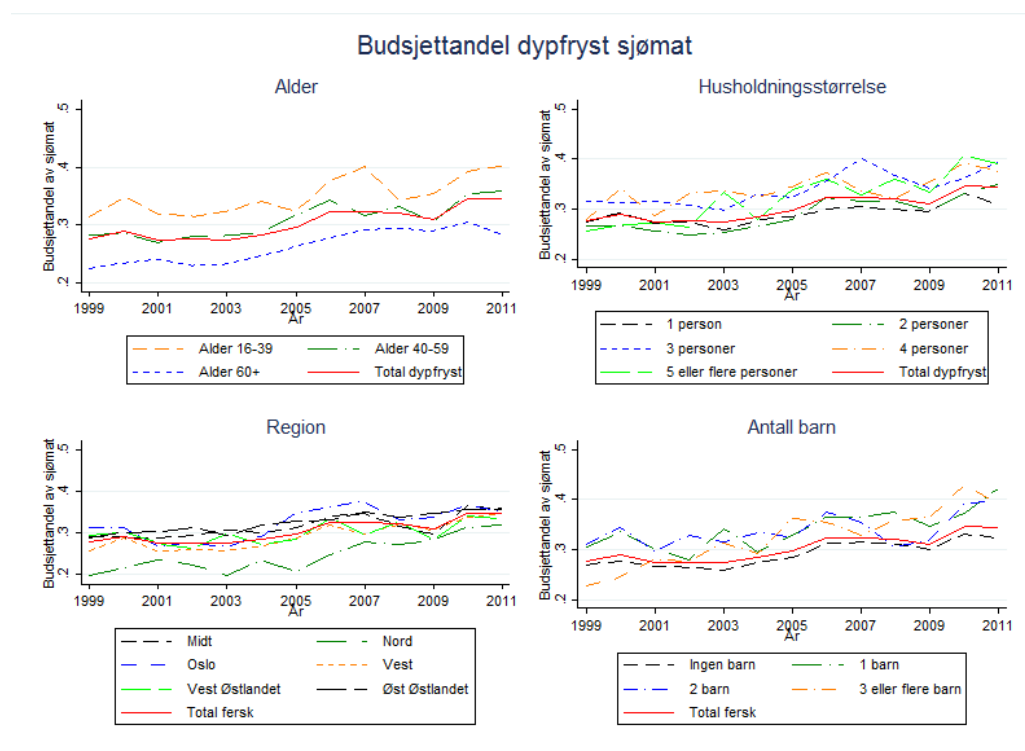
varegruppene har prisoppgangen vært størst for varegruppen saltet, røkt, gravet og raket. Hermetikk har en overraskende høy gjennomsnittlig kilopris og samtidig en høy prisøkning fra 2004. Dette kan ha sammenheng med at hermetikkprodukter ofte blir kjøpt i små volum. Kiloprisen blir ofte høyere for små enheter og dette gir utslag i den gjennomsnittlige prisen. Generelt er kiloprisene for alle varegruppene på et høyere nivå enn i Figur 6.

Budsjettandelene for varegruppene fersk og dypfryst varierer med hensyn til husholdningskarakteristikker (se Figur 18 og Figur 19). Variasjonen er størst for alder. Det er de eldste som kjøper mest fersk sjømat, mens det motsatte gjelder for dypfryst sjømat. Det er noe variasjon innenfor husholdningsstørrelse, region og antall barn. Dette stemmer overens med de tre kriteriene GfK bruker for å sette sammen et representativt utvalg (alder, husholdningsstørrelse og region). Det er disse tre kriteriene som er viktigst for konsumet av dagligvarer, og vi kan se at disse bakgrunnsvariablene har en påvirkning på budsjettandelen til varegruppen fersk og dypfryst. Det er lite variasjon over tid i budsjettandelene for fersk og dypfryst med hensyn til inntekt og utdanning. Grafen for disse husholdningskarakteristikkene er presentert i Appendiks A.

**Figur 18: Utvikling i budsjettandel for fersk sjømat, inndelt etter demografiske variabler**



**Figur 19: Utvikling i budsjettandel for dypfryst sjømat, inndelt etter demografiske variabler**



### 5.4.3 Begrensninger ved datasettet

Svakheter ved datasettet vil her bli gjennomgått slik at eventuelle målefeil og skjevheter i estimeringen kan belyses. Kvaliteten på rapporteringen fra husholdningene er sjekket av GfK-Norge og data samsvarer med andre kilder for markedsinformasjon fra Flesland markedsinformasjoner og AC Nielsen Norge som bruker salgsdata fra grossist, leverandør, bransjeforretninger og andre (Flesland Markedsinformasjoner, 2015; Nielsen Norge, 2015).

Husholdningene i panelet kan ha spesielle karakteristikk som gjør at de er villig til å delta i panelet. Personlighet og motivasjon for å delta i panelet kommer ikke frem i datasettet og kan være en mulig feilkilde. Observasjonene fra 1999 og frem til 2005 bygger på registreringer gjort ved hjelp av en innkjøpsdagbok skrevet med penn og papir. I 2005 ble det mulig å registrere innkjøp ved hjelp av en elektronisk skanner som var koblet til en innkjøpsdagbok på nettet. Innføringen av skannerverktøyet kan ha bidratt til mindre feilkilder for registrering og kan ha gitt et bredere utvalg av husholdninger siden teknologien gjør det mindre tidkrevende å

registrere kjøp. Ved registrering av sjømat kjøpt i løsvekt var det tidligere vanskelig å registrere riktig art og produkt siden dette måtte gjøres manuelt.<sup>33</sup> Det ble i 2010 innført en ny metode for å registrere sjømat i løsvekt. Ett ark med strekkoder for produktet ble utarbeidet slik at det bare var nødvendig å fylle ut antall, vekt og pris. Det ble dermed lettere for husholdningen å registrere sjømat fra fiskedisken riktig.

Variablene vi har tilgjengelig i datasettet har i noen grad manglende verdier. Når vi har aggregert på kvartalsnivå har vi 5 320 manglende verdier for sjømatkjøp; det vil si at husholdningen ikke har kjøpt sjømat det aktuelle kvartalet. At vi utelukker disse observasjonene fra analysen og ikke justerer for dette, kan være en mulig feilkilde (se kapittel 5.2 for begrunnelse). Observasjoner med manglende verdier for prisen er som nevnt blitt erstattet med gjennomsnittlig kvartalspris i den aktuelle region. Kvartalsprisen eller de observerte prisene er ikke justert for kvalitet og sesong (Cox & Wohlgenant, 1986). Dette kan være en kilde til skjevhet i estimeringen.

---

<sup>33</sup> Løsvekt er sjømat kjøpt i fiskedisk.



## 6. Økonometrisk modell

I kapittel 4 ble den ordinære AIDS-modellen og deretter QUAIDS-modellen utledet og gjennomgått. Hovedligningen i den økonometriske modellen er gitt i (4.21). Demografiske variabler inkluderes i analysen siden individuelle kjennetegn forventes å ha betydning for preferanser og konsummønster (Pollak & Wales, 1978). Demografiske variabler kan inkluderes på forskjellige måter, blant annet ved hjelp av «demografisk skalering», «demografisk oversetting» (Pollak & Wales, 1981), Gormans spesifisering (Gorman, 1976), «den reverserte Gorman» (Pollak & Wales, 1981) og «prisskalering» (Ray, 1983). De ulike metodene krever ikke spesielle etterspørselssystem, men kan brukes i alle komplette etterspørselssystemer. Det er ikke mulig å si hvilken metode som egner seg best, men noen av estimeringsmetodene er relativt komplekse. En av de enkleste og mest brukte metodene i tidligere studier er lineær «demografisk oversetting» som endrer skjæringspunktet  $\alpha_i$  (Pollak & Wales, 1981). Vi vil imidlertid bruke skaleringsteknikken introdusert av Ray (1983) som har blitt inkludert i QUAIDS-modellen av Poi (2012).

Prisskaleringsteknikken som blir brukt for å utvide QUAIDS-modellen med demografiske variabler definerer en utgiftsfunksjon for hver husholdning som følger:

$$c(u, P, z) = X_0(u, P, z) * c^R(u, P) \quad (6.1)$$

Funksjonen  $X_0(u, P, z)$  skalerer utgiftsfunksjonen slik at den gjelder for husholdningskarakteristikker. Skaleringsfaktoren angir forholdet mellom utgiftene som er nødvendig for å holde seg på referansenytten,  $u$ , for et gitt nivå på prisene,  $P$ , for en husholdning med en demografisk profil som er definert ved en vektor  $z$  med  $s$  karakteristikker. Utgiftsfunksjonen for en referansehusholdning,  $R$ , er  $c^R(u, P)$ .<sup>34</sup>

Den generelle skalerte funksjonen  $X_0$  kan videre deles inn i to effekter:

$$X_0(u, P, z) = \bar{X}_0(z) * \varphi(u, P, z) \quad (6.2)$$

---

<sup>34</sup> En referansehusholdning er en husholdning med gitte karakteristikker som er «null punktet» som de andre husholdningene skal sammenlignes med.

der det første leddet,  $\bar{X}_0(z)$ , måler endring i husholdningens utgifter som en funksjon av husholdningskarakteristikkene,  $z$ , uten å kontrollere for forskjeller i konsummønster.<sup>35</sup> Det andre leddet,  $\varphi(u, P, z)$ , kontrollerer for endringer i relative priser og konsum og står for endringer i forbrukermønsteret på grunn av demografiske variabler.<sup>36</sup>

Vi følger Ray (1983) sin metode og definerer det første leddet i ligning (6.2),  $\bar{X}_0(z)$ , som:

$$\bar{X}_0(z) = 1 + \rho'z \quad (6.3)$$

hvor  $\rho$  er en vektor av parametere som estimeres. Det andre leddet i (6.2),  $\varphi(u, P, z)$ , defineres på logaritme form som:

$$\ln \varphi(u, P, z) = \frac{\prod_{j=1}^k P_j^{\beta_j} \left( \prod_{j=1}^k P_j^{\eta_j'z} - 1 \right)}{\frac{1}{u} - \sum_{j=1}^k \lambda_j \ln P_j} \quad (6.4)$$

der  $\eta_j$  representerer kolonne  $j$  av  $s \times k$  parametermatrisen  $\eta$ . En fordel med ligning (6.4) er at budsjettandelen fremkommer på en form som ligner på budsjettandelen som vi utledet uten demografiske variabler.

Den endelige QUAIDS etterspørselsfunksjonen på budsjettandelsform med demografiske variabler er gitt ved:

$$W_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln P_j + (\beta_i + \eta_i'z) \ln \left( \frac{X}{\bar{X}_0(z)a(P)} \right) + \frac{\lambda_i}{b(P)c(P, z)} \left[ \ln \left\{ \frac{X}{\bar{X}_0(z)a(P)} \right\} \right]^2 + \varepsilon_i \quad (6.5)$$

$$i = 1, \dots, k$$

<sup>35</sup> En husholdning med fire personer vil ha høyere utgifter enn en husholdning med bare en person. Vi ser her bort fra at sammensetningen av varer som konsumeres kan endres.

<sup>36</sup> En husholdning med to voksne og to barn vil konsumere andre goder enn en husholdning med fire voksne.

hvor:

$$c(P, z) = \prod_{j=1}^k P_j^{\eta_j' z}$$

Hvis  $\lambda_i = 0$  for alle godene  $i$  sitter vi igjen med den ordinære AIDS-modellen med demografiske variabler.

Siden vi inkluderer tid som en del av husholdningskarakteristikken,  $z$ , vil ligning (6.5) være etterspørselsfunksjonen som blir brukt videre i oppgaven.  $W_i$  er budsjettandelen til vare  $i$ , hvor  $i =$  (fersk, dypfryst, hermetikk, saltet/røkt/gravet/raket og annen emballasje).  $P_j$  er prisen på varegruppe  $j$ , og  $X$  er de totale utgiftene til sjømat. Det tilfeldige restleddet,  $\varepsilon_i$ , er antatt å være null i gjennomsnitt og å ha konstant varians.  $\eta_j' z$  inngår i ligning (6.4) som viser endring i forbrukermønsteret på grunn av demografiske variabler  $z$ , kontrollert for endringer i relative priser og konsum.  $\bar{X}_0(z)$  skifter totale utgifter basert på de demografiske variablene  $z$ .

Ligning (6.5) er den utvidede etterspørselsfunksjonen i QUAIDS-modellen som er tilpasset analysen. Vi husker fra kapittel 4.1 at AIDS-modellen må tilfredsstille disse restriksjonene:

$$\text{Adding-up: } \sum_{i=1}^k \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^k \gamma_{ij} = 0, \sum_{i=1}^k \beta_i = 0$$

$$\text{Homogenitet: } \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} = 0$$

$$\text{Symmetri: } \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

Den utvidede QUAIDS-modellen tilfredsstiller homogenitets- og symmetrirestriksjonene. For at adding-up restriksjonen fortsatt skal holde, må følgende gjelde:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^k \lambda_i &= 0 \\ \sum_{j=1}^k \eta_{rj} &= 0 \quad \text{for } r = 1, \dots, s \end{aligned}$$

der  $s$  er antall demografiske variabler. I kapittel 5, Tabell 3 og Tabell 4 er det en oversikt over alle bakgrunnsvariablene som er med i analysen.

Budsjettandelene skal summeres til én,  $\sum_{i=1}^k W_i = 1$ . Parameterne som skal estimeres i analysen er  $\alpha_i$  som er konstantleddet for varegruppe  $i$ .  $\gamma_{ij}$  som reflekterer endring i budsjettandelen til varegruppe  $i$  gitt en endring i prisen på varegruppe  $j$ , alt annet likt.  $\beta_i$  som viser endring i budsjettandelen til vare  $i$  ved en endring i de faktiske utgiftene til sjømatkjøp, alt annet likt. Hvis lambdaleddene ( $\lambda_i$ ) summerer seg over alle varer til 0 forsvinner det kvadratiske leddet i ligningen, og estimeringen blir som i AIDS-modellen.  $\eta_i$  inngår i ligning (6.4) og viser hvordan budsjettandelen påvirkes som følge av at forbrukermønsteret varierer med husholdningskarakteristika, mens  $\rho$  er en vektor av parametere som inngår i ligning (6.3) og viser hvordan de totale utgiftene til sjømat varierer med hensyn til husholdningskarakteristika. Det skal i analysen inkluderes variabler for sesong (kvartal) og tid (år), som justerer for endring i konsumadferd og strukturelle endringer. Strukturelle endringer kan være produktutvikling innenfor sjømat, nye produkter i markedet eller endret markedsføring.

## 6.1 Elastisiteter

Vi tar utgangspunkt i elastisitetsuttrykkene som ble utledet i kapittel 4.3:

Utgiftselastisitet: 
$$\eta_i = 1 + \frac{1}{W_i} * \left( \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(P)} \left\{ \ln \frac{X}{a(P)} \right\} \right)$$

Priselastisitet: 
$$e_{ij} = -\delta + \frac{1}{W_i} * \left( \gamma_{ij} - \beta_i (\alpha_j + \sum_l \gamma_{jl} \ln P_l) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(P)} \left\{ \ln \frac{X}{a(P)} \right\}^2 \right)$$

Hicks: 
$$e_{ij}^* = e_{ij} + W_j \eta_i$$

I QUAIDS-modellen fra ligning (6.5) vil de generelle elastisitetsuttrykkene endre seg siden bakgrunnsvariablene påvirker budsjettandelen,  $W_i$ . Vi følger samme fremgangsmåte som i kapittel 4.3 hvor vi deriverer ligning (6.5) med hensyn til  $\ln P_i$ ,  $\ln P_j$  og  $\ln X$  og finner henholdsvis egenpris-, krysspris- og utgiftselastisiteten.

Elastisitetsuttrykkene med demografiske variabler blir:

Utgiftselastisitet: 
$$\eta_i = 1 + \frac{1}{W_i} * \left[ \beta_i + \eta_i' z + \frac{2\lambda_i}{b(P)c(P,z)} \ln \left\{ \frac{X}{\bar{X}_0(z)a(P)} \right\} \right] \quad (6.6)$$

Priselastisitet: 
$$e_{ij} = -\delta + \frac{1}{w_i} * \left( \gamma_{ij} - \left[ \beta_i + \eta'_i z + \frac{2\lambda_i}{b(P)c(P,z)} \ln \left\{ \frac{X}{\bar{X}_0(z)a(P)} \right\} \right] \right) * \quad (6.7)$$

$$\left( \alpha_j + \sum_l \gamma_{jl} \ln P_l \right) - \frac{\lambda_i(\beta_j + \eta'_j z)}{b(P)c(P,z)} \left[ \ln \left\{ \frac{X}{\bar{X}_0(z)a(P)} \right\} \right]^2$$

Hicks: 
$$e_{ij}^* = e_{ij} + W_j \eta_i \quad (6.8)$$

## 6.2 Mulige svakheter ved utgiftsvariabelen

Det er spesielt to mulige feilkilder knyttet til utgiftsvariabelen som kan gi feil i estimeringsresultatene. For det første er det en mulighet for at de totale utgiftene ( $X$ ) er endogene i modellen og korrelerer med feilleddet (Blundell, Browning, & Meghir, 1994). I etterspørselsteori antas det at inntekten er eksogen og derfor ikke påvirker utgiftene til de ulike godene som etterspørres. I den empiriske spesifikasjonen må summen av budsjettandelene summere seg til én og inntekten er definert som summen av de totale utgiftene brukt på alle godene. Budsjettandelen fremkommer fra de totale utgiftene. Da er det mulig at utgiftsvariabelen og feilleddet korrelerer, og at de totale utgiftene ( $X = \sum_i X_i$ ) er endogene i forhold til budsjettandelene i QUAIDS-modellen. Det andre problemet er mulige målefeil i utgiftsvariabelen ( $X$ ) ved at husholdningene rapporterer feil (Arthur Lewbel, 1996).

En tilnærming med instrumentvariabel, forutsatt at man har tilgjengelig et egnet instrument, vil kunne løse både et potensielt endogenitetsproblem og målefeil i den totale utgiftsvariabelen (Blundell, Duncan, & Pendakur, 1998). I denne oppgaven er det valgt å ikke ta hensyn til ett eventuelt endogenitetsproblem da jeg ikke ser hvordan det kan implementeres i modellen.

## 6.3 Test av parametere og modell

Som redegjort for i kapittel 4.1, er det visse kriterier fra konsumentteorien som må tilfredsstilles for at det ikke skal bli skjevhet i parameterestimeringen. Disse kriteriene er adding-up-, homogenitet- og symmetrirestriksjonene. I *quaid*s kommandoen i STATA (Poi, 2012) pålegges disse restriksjonene automatisk, så det er derfor ikke mulig eller nødvendig å teste om disse aksiomene i etterspørselsteorien holder.

For å teste om de demografiske variablene påvirker budsjettandelene og utgiftsmønsteret kan vi gjennomføre en Wald-test (Verbeek, 2012, s. 190), hvor vi tester nullhypotesen om at en husholdningskarakteristikk ikke påvirker budsjettandelen og utgiftsmønsteret. Hvis nullhypotesen kan forkastes, kan vi konkludere med at den aktuelle husholdningskarakteristikken påvirker budsjettandelen og utgiftsmønsteret til sjømat.

Wald-testen blir også gjennomført for det kvadratiske leddet,  $\lambda_i$ , for å teste om det kvadratiske utgiftsleddet er signifikant forskjellig fra null for hvert enkelt gode og for alle de fem godene simultant. Hvis testresultatene er signifikante, vil utgiftsvariabelen,  $X$ , ha et kvadratisk ledd i etterspørselssystemet og det er QUAIDS-modellen som skal brukes.

Det er mulig å teste hvilken av de to modellene (AIDS og QUAIDS) som passer best til datamaterialet ved hjelp av en Likelihood Ratio test (Verbeek, 2012, s. 190) med to estimerte verdier.  $\log L(\tilde{\theta}_U)$  er log-likelihood verdien til QUAIDS (den ubegrensede modellen) og  $\log L(\tilde{\theta}_R)$  er log-likelihood verdien til AIDS (den begrensede modellen som har færre parametere). Teststatistikken er utledet av  $k = 2[\log L(\tilde{\theta}_U) - \log L(\tilde{\theta}_R)]$ , som under nullhypotesen har en forventet Chi-kvadrat fordeling ( $\chi^2$ ). Teststatistikken  $k$  har en asymptotisk  $\chi^2_{u-r}$  distribusjon med  $u - r$  frihetsgrader, hvor  $u$  er antall parametere i den ubegrensede modellen og  $r$  er antall parametere i den begrensede modellen. Resultatet av Wald-testene og Likelihood Ratio testen blir presentert i kapittel 7.3.

## 7. Empirisk analyse

I dette kapitlet vil resultater fra den empiriske analysen bli presentert og diskutert. Jeg har estimert både AIDS- og QUAIDS-modellen, som skiller seg fra hverandre ved at sistnevnte har et kvadratisk utgiftsledd. Wald-testen viser at det kvadratiske utgiftsleddet påvirker budsjettandelen (se Tabell 6), slik at QUAIDS-modellen senere vil bli brukt til å estimere parametere og elastisiteter.

Kapitlet fokuserer på estimering av utgifts- og priselastisiteter da det er disse som gir oss den ekstra dimensjonen av innsikt i forhold til tidligere etterspørselsanalyser av sjømat basert på norske data. Den første delen av kapitlet presenterer parameterestimeringen og de ulike testene som gjennomføres av datasettet. I kapittel 7.4 blir hovedresultatene fra analysen presentert. De viktigste elastisitetene fra AIDS- og QUAIDS-modellen blir fremstilt i Tabell 9. En fullstendig oversikt over de totale elastisitetene til QUAIDS-modellen er gitt i Tabell 10 og videre blir egenpris- og utgiftselastisitetene disaggregert etter ulike demografiske variabler for å undersøke om det er variasjon i elastisitetene betinget av ulike husholdningskarakteristikker.

### 7.1 Tilrettelegging før analysen

Jeg estimerer QUAIDS- og AIDS-modellen i STATA ved hjelp av kommandoen *quaid*s utviklet av Poi (2012). I prinsippet skal alle parameterne i modellen estimeres. Det viser seg imidlertid at  $\alpha_0$ , som er en del av prisvariabelen i ligning (4.17), i praksis er vanskelig å estimere. Rutinen til Poi (2012) legger opp til at brukeren selv definerer  $\alpha_0$ . Det anbefales at denne settes litt under den laveste verdien til logaritmen til utgiften ( $\ln X$ ) som kan observeres i datasettet (Banks et al., 1997; Deaton & Muellbauer, 1980a; Poi, 2012). Vi setter derfor  $\alpha_0 = 1$  i den videre analysen da den laveste verdien til  $\ln X = 1.5$ . Resultatene viser seg å være svært sensitiv for hvilken verdi vi velger for  $\alpha_0$ . Spesielt  $\rho(\rho)$ -estimatene varierer betydelig med hensyn til valgt verdi for  $\alpha_0$ .

Det er mulig å estimere en elastisitet for hver enkelt observasjon og deretter ta et gjennomsnitt av disse, men når budsjettandelen  $W$  er nær 0, som gjelder for en stor andel av observasjonene i dette datasettet, vil utgiftselastisiteten bli svært høy (Poi, 2012). For å unngå at slike ekstremverdier påvirker elastisiteten har jeg valgt å estimere elastisitetene når alle variablene i modellen er satt til utvalgsgjennomsnittet.

Resultatene som presenteres er basert på en såkalt «pooled regresjon» der paneldimensjonen i datasettet ikke er tatt høyde for. Ved å ha med dummyvariabler for kvartal og år fanger resultatene opp tids- og sesongvariasjon. Det finnes flere rutiner for å estimere QUAIDS-modellen, blant annet ved *nlsur* kommandoen i STATA. Siden Poi (2012) har utviklet en enklere kommando som ikke krever egenprogrammering, er *quaid*s kommandoen valgt.

## 7.2 Parameterestimering

Jeg starter analysen med å teste om data tilsier at jeg skal bruke modellen med eller uten det kvadratiske utgiftsleddet. Testen, som presenteres i kapittel 7.3, viser at det kvadratiske utgiftsleddet påvirker budsjettandelen og derfor vil jeg bruke QUAIDS-modellen i analysen. De estimerte parameterne fra QUAIDS regresjonen er presentert i Tabell 5. Det er estimert 234 parametere hvorav 151 er statistisk signifikante på 5 % nivå. For hovedparameterne  $\alpha_i$ ,  $\beta_i$ ,  $\gamma_{ij}$  og  $\lambda_i$  er 24 av 30 parametere signifikante på 1 % nivå.

Vi kan se at  $\beta_i$  koeffisienten, som viser hvordan budsjettandelen påvirkes ved endring i de faktiske utgiftene, er signifikant positiv for fersk og dypfrost sjømat som dermed er luksusgoder og signifikant negativ for hermetikk og annen emballasje som er normalgoder. Koeffisienten for saltet/røkt/gravet/raket er ikke signifikant forskjellig fra null.

Påvirkningen på budsjettandelen ved forandring i de relative prisene virker gjennom  $\gamma_{ij}$ . Egenprisendringen er positiv for fersk og dypfrost, og negativ for hermetikk og annen emballasje. Dette er i samsvar med estimatene for egenpriselasiteteten (se kapittel 7.4) som viser at fersk og dypfrost er uelastiske goder. Litt over halvparten av priseffektene,  $\gamma_{ij}$ , er signifikante på 1 % nivå som for disse godene indikerer at budsjettandelen endrer seg som følge av bevegelse i de relative prisene. Det vil si at en endring i prisene til ett av disse godene fører til en systematisk endring i budsjettandelene til hvert av de andre godene. Det kvadratiske leddet,  $\lambda_i$ , er signifikant forskjellig fra null for alle godene.

Estimering knyttet til demografiske karakteristikk viser at en del husholdningskarakteristikk påvirker budsjettandelen for de ulike varegruppene og utgiftene brukt på sjømat. Effekten er delt inn i to komponenter:  $\rho$  viser effekten av at de totale utgiftene til sjømat varierer med hensyn til husholdningskarakteristika.  $\eta$  viser hvordan budsjettandelen påvirkes som følge av at forbrukermønsteret varierer med



husholdningskarakteristika. Resultatene viser at det er sesong- og tidsvariasjon i utgiftsmønsteret for sjømat. Utgiftene er høyest i kvartal 1 (som fremkommer ved at  $\rho$  parameteren for de andre kvartalene har negativt fortegn sammenlignet med referansekategorien kvartal 1). Noe overraskende er det at alle årene har negativ påvirkning på utgiftsmønsteret sammenlignet med referansekategorien 1999. Spesielt siden de gjennomsnittlige utgiftene en husholdning bruker på sjømat har vært økende fra 1999 (se Figur 16).

Det er naturlig at små husholdninger har lavere totale utgifter til sjømat enn store, og dette forklarer resultatene som viser at en husholdning med 3 barn eller flere har høyere totale utgifter enn de med færre barn. De eldre aldersgruppene bruker mer utgifter på sjømat enn den yngste aldersgruppen, noe som stemmer overens med funn fra tidligere forskning med norske data (Myrland et al., 2000). For utdanning er det husholdningene med lavest utdanning som har høyest utgifter på sjømat. Dette er overraskende og samsvarer ikke med hva som har blitt funnet i andre analyser (Myrland et al., 2000; Salvanes & DeVoretz, 1997). Parameteren for inntektsnivået er bare signifikant for den høyeste inntektsgruppen og viser at husholdningene med lavest inntekt bruker mer på sjømat enn de med høyest inntekt. På regionnivå er utgiftene til sjømat lavere i Oslo, Vestre (vest) og vestre Østlandet (vestøstland) enn referanse kategorien midtre (midt). Parameterne for de andre regionene er ikke signifikante.

Hvordan husholdningskarakteristika påvirker budsjettandelen til varegruppene viser seg å variere en del. Om lag halvparten av effektene er signifikante. Husholdninger med få barn bruker en større budsjettandel på dypfrost sjømat enn på fersk. Alderspåvirkningen er signifikant for alle varegruppene og viser at de eldre bruker en høyere budsjettandel på fersk sjømat, mens den yngste aldersgruppen bruker en høyere budsjettandel på dypfrost. Resultatet for alder stemmer overens med trenden vi kunne observere i Figur 18 og Figur 19 fra kapittel 5.4.2. Forskjellene i budsjettandelen mellom varegruppene er ikke signifikante for de fleste husholdningsstørrelsene, men mindre husholdninger bruker større budsjettandel på varegruppen saltet, røkt, gravet og raket.

Tabell 5: Parameterverdiene i den estimerte QUAIDS-modellen

Sjømat varegruppe (i)						
Parametere	Fersk $i = 1$	Dypfryst $i = 2$	Hermetikk $i = 3$	Saltet, røkt, gravet og raket $i = 4$	Annen emballasje $i = 5$	$\rho$
$\alpha_i$	0.2947***	0.2318***	0.2747***	0.1083***	0.0904***	
$\beta_i$	0.0544***	0.0614***	-0.0918***	-0.0040	-0.0201***	
$\lambda_i$	0.0029***	-0.0150***	0.0216***	-0.0062***	-0.0032***	
$\gamma_{ij} (1)$	0.0211***					
$\gamma_{ij} (2)$	-0.0296***	0.0177***				
$\gamma_{ij} (3)$	-0.0028	0.0051**	-0.0278***			
$\gamma_{ij} (4)$	-0.0004	-0.0016	0.0055***	-0.0031		
$\gamma_{ij} (5)$	0.0117***	0.0084***	0.0201***	-0.0004	-0.0398***	
<b>Demografiske parametere</b>						
$\eta$ -kvartal_2	-0.0079***	-0.0027	-0.0000	0.0081***	0.0026**	-0.0188***
$\eta$ -kvartal_3	-0.0024	-0.0022	0.0001	0.0022*	0.0022*	-0.0187***
$\eta$ -kvartal_4	-0.0177***	-0.0102***	-0.0049***	0.0160***	0.0160***	-0.0187***
$\eta$ -år_00	-0.0135***	0.0095**	-0.0006	0.0029	0.0017	-0.0873***
$\eta$ -år_01	-0.0061	0.0034	-0.0006	0.0045*	-0.0012	-0.0597***
$\eta$ -år_02	-0.0122***	0.0035	0.0025	0.0028	0.0035*	-0.0289*
$\eta$ -år_03	-0.0229***	0.0049	0.0086***	0.0010	0.0085***	-0.0408**
$\eta$ -år_04	-0.0252***	0.0091**	0.0102***	0.0015	0.0044**	-0.0653***
$\eta$ -år_05	-0.0317***	0.0178***	0.0128***	-0.0003	0.0015	-0.0685***
$\eta$ -år_06	-0.0390***	0.0273***	0.0129***	-0.0010	-0.0003	-0.0659***
$\eta$ -år_07	-0.0386***	0.0295***	0.0073**	0.0008	0.0009	-0.0700***
$\eta$ -år_08	-0.0369***	0.0266***	0.0081***	-0.0012	0.0035*	-0.0786***
$\eta$ -år_09	-0.0342***	0.0240***	0.0132***	-0.0070**	0.0039*	-0.0596***
$\eta$ -år_10	-0.0428***	0.0328***	0.0118***	-0.0019	0.0001	-0.0785***
$\eta$ -år_11	-0.0402***	0.0320***	0.0115***	-0.0017	-0.0017	-0.0733***
$\eta$ -hhsizel_1	0.0016	-0.0118*	-0.0096*	0.0176***	0.0023	-0.1725***
$\eta$ -hhsizel_2	0.0022	-0.0115*	-0.0096*	0.0144***	0.0045	-0.1080***
$\eta$ -hhsizel_3	-0.0057	-0.0017	-0.0034	0.0064	0.0045	-0.1028***
$\eta$ -hhsizel_4	-0.0038	0.0015	0.0022	0.0007	-0.0006	-0.0217
$\eta$ -antall_barn_0	-0.0380***	0.0371***	-0.0099	0.0034	0.0074	-0.6425***
$\eta$ -antall_barn_1	-0.0334***	0.0359***	-0.0063	0.0018	0.0021	-0.6633***
$\eta$ -antall_barn_2	-0.0300***	0.0285***	-0.0088	0.0050	0.0054	-0.6495***
$\eta$ -videreg	-0.0016	-0.0038*	0.0062***	0.0007	-0.0015	-0.0166**
$\eta$ -univ	-0.0006	-0.0021	0.0021	0.0003	0.0003	-0.0198**
$\eta$ -int2	0.0042*	0.0008	-0.0079***	0.0059***	-0.0029**	-0.0002
$\eta$ -int3	0.0101***	-0.0028	-0.0105***	0.0057***	-0.0026*	-0.0049
$\eta$ -int4	0.0144***	-0.0029	-0.0169***	0.0068***	-0.0014	-0.0423***
$\eta$ -alder4059	0.0183***	-0.0237***	-0.0117***	0.0120***	0.0051***	0.0319***
$\eta$ -alder6094	0.0334***	-0.0402***	-0.0234***	0.0158***	0.0144***	0.0204***
$\eta$ -nord	0.0216***	-0.0237***	0.0009	0.0009	0.0002	-0.0030
$\eta$ -Oslo	-0.0074***	0.0019	0.0120***	-0.0086***	0.0021	-0.0255***
$\eta$ -vest	-0.0045*	-0.0058**	0.0013	0.0030*	0.0060***	-0.0420***
$\eta$ -vestøstland	0.0000	-0.0054**	0.0138***	-0.0106***	0.0023*	0.0621***
$\eta$ -ostøstland	-0.0110***	0.0091***	0.0096***	-0.0078***	0.0000	0.0019

Merknad: Antall observasjoner: 48452. Parameterne er estimert med *quaid*s kommandoen i stata som pålegger adding-up, homogenitet og symmetri restriksjonene automatisk. Parameterne er signifikant på \* $\rho < 0.05$ , \*\* $\rho < 0.01$ , \*\*\* $\rho < 0.001$ . Alle de demografiske variablene er dummyvariabler, derfor er en variabel innenfor hver kategori utelatt for referanse kategori.

### 7.3 Testresultater

I kapittel 6.3 ble rammeverket for de ulike testene gjennomgått. Ved bruk av Wald-test på det kvadratiske utgiftsleddet og de demografiske variablene tester jeg om disse variablene har en signifikant påvirkning på budsjettandelen til de ulike varegruppene. I Tabell 6 er det testet om det kvadratiske utgiftsleddet, som reflekteres gjennom  $\lambda_i$ , har en statistisk signifikant påvirkning på utgiftsmønsteret og budsjettandelen. Jeg tester nullhypotesen om at  $\lambda_i = 0$  for alle varegruppene separat, og samlet. Som vi kan se fra resultatene er  $Chi^2$  ( $\chi^2$ ) høy og signifikant for alle godene, og spesielt høy samlet sett. Jeg kan dermed konkludere med at det kvadratiske utgiftsleddet er signifikant forskjellig fra null og at QUAIDS-modellen er den modellspesifikasjonen som gir mest nøyaktige estimater.

**Tabell 6: Wald-test for kvadratisk utgiftsledd**

<b>Wald-test</b>		
Varegruppe	$Chi^2$	$Prob > Chi^2$
Fersk	14.71	0.0001
Dypfrost	385.79	0.0000
Hermetikkk	1052.09	0.0000
Salt, røkt, gravet og raket	126.58	0.0000
Annen emballasje	60.59	0.0000
$H_0$ : Alle de kvadratiske leddene er lik 0.	1227.50	0.0000

Kilde: Kalkulering i STATA

Ved å gjennomføre en Likelihood Ratio test av hvilken modell vi skal bruke finner vi det samme resultatet som i Tabell 6, altså at det er QUAIDS-modellen som vil bli brukt. Resultatene av Likelihood Ratio testen er vist i Tabell 7.

**Tabell 7: Likelihood Ratio test for bruk av QUAIDS- eller AIDS-modellen**

<b>Likelihood Ratio test</b>		
	Log-likelihood	Antall variabler
QUAIDS	35345.34	234
AIDS	34246.99	229
Test statistikk, $k$	2196.70	
Grad av frihet	5	
Chi-kvadrat fordeling på 1 % signifikansnivå, $df=5$	15.09	

Kilde: Log-likelihood verdier fra kalkulering i STATA

Jeg tester nullhypotesen om at de ulike demografiske variablene ikke har en signifikant påvirkning på valg av utgiftsmønster og budsjettandel (dummyvariablene kvartal, år, husholdningsstørrelse, antall barn, utdanning, inntekt, alder og region testes). Hvis vi ikke kan forkaste nullhypotesen,  $H_0$ , betyr det at raden til  $\eta$  matrisen sammen med elementene av

$\rho$  vektoren til sammen er lik null. Det vil si at den aktuelle husholdningskarakteristikken ikke har noen påvirkning på utgiftsmønsteret og budsjettandelen. Som vi kan se fra Tabell 8 har nesten alle de demografiske variablene en påvirkning på utgiftsmønsteret og budsjettandelene.  $Chi^2$  ( $\chi^2$ ) er høy og den tilhørende p-verdien er lavere enn på 1 % signifikansnivå. Den husholdningskarakteristikken som ikke er signifikant på 1 % nivå er husholdninger med 4 personer. Det er rimelig å tro at en husholdning på 4 ikke har et utgiftsmønster og budsjettandeler som er spesielt forskjellig en husholdning på 5 eller flere som er referanse kategorien.

**Tabell 8: Wald-test for demografiske karakteristikk**

Wald-test	$Chi^2$	$Prob > Chi^2$
Demografiske karakteristikk		
$H_0: \eta\text{-kvartal\_2\_i}$ og $\rho\text{-kvartal\_2} = 0$	76.51	0.0000
$H_0: \eta\text{-kvartal\_3\_i}$ og $\rho\text{-kvartal\_3} = 0$	20.35	0.0011
$H_0: \eta\text{-kvartal\_4\_i}$ og $\rho\text{-kvartal\_4} = 0$	613.96	0.0000
$H_0: \eta\text{-år\_00\_i}$ og $\rho\text{-år\_00} = 0$	67.63	0.0000
$H_0: \eta\text{-år\_01\_i}$ og $\rho\text{-år\_01} = 0$	31.55	0.0000
$H_0: \eta\text{-år\_02\_i}$ og $\rho\text{-år\_02} = 0$	16.76	0.0050
$H_0: \eta\text{-år\_03\_i}$ og $\rho\text{-år\_03} = 0$	67.37	0.0000
$H_0: \eta\text{-år\_04\_i}$ og $\rho\text{-år\_04} = 0$	78.40	0.0000
$H_0: \eta\text{-år\_05\_i}$ og $\rho\text{-år\_05} = 0$	127.58	0.0000
$H_0: \eta\text{-år\_06\_i}$ og $\rho\text{-år\_06} = 0$	182.94	0.0000
$H_0: \eta\text{-år\_07\_i}$ og $\rho\text{-år\_07} = 0$	171.56	0.0000
$H_0: \eta\text{-år\_08\_i}$ og $\rho\text{-år\_08} = 0$	163.15	0.0000
$H_0: \eta\text{-år\_09\_i}$ og $\rho\text{-år\_09} = 0$	135.30	0.0000
$H_0: \eta\text{-år\_10\_i}$ og $\rho\text{-år\_10} = 0$	212.89	0.0000
$H_0: \eta\text{-år\_11\_i}$ og $\rho\text{-år\_11} = 0$	189.59	0.0000
$H_0: \eta\text{-hhsizel}_i$ og $\rho\text{-hhsizel}_i = 0$	103.16	0.0000
$H_0: \eta\text{-hhsizel}_i$ og $\rho\text{-hhsizel}_i = 0$	50.32	0.0000
$H_0: \eta\text{-hhsizel}_i$ og $\rho\text{-hhsizel}_i = 0$	27.75	0.0000
$H_0: \eta\text{-hhsizel}_i$ og $\rho\text{-hhsizel}_i = 0$	1.62	0.8988
$H_0: \eta\text{-antall\_barn\_0\_i}$ og $\rho\text{-antall\_barn\_0} = 0$	1742.86	0.0000
$H_0: \eta\text{-antall\_barn\_1\_i}$ og $\rho\text{-antall\_barn\_1} = 0$	1398.81	0.0000
$H_0: \eta\text{-antall\_barn\_2\_i}$ og $\rho\text{-antall\_barn\_2} = 0$	938.41	0.0000
$H_0: \eta\text{-videreg}_i$ og $\rho\text{-videreg} = 0$	41.96	0.0000
$H_0: \eta\text{-univ}_i$ og $\rho\text{-univ} = 0$	16.34	0.0059
$H_0: \eta\text{-int2}_i$ og $\rho\text{-int2} = 0$	60.70	0.0000
$H_0: \eta\text{-int3}_i$ og $\rho\text{-int3} = 0$	79.15	0.0000
$H_0: \eta\text{-int4}_i$ og $\rho\text{-int4} = 0$	175.18	0.0000
$H_0: \eta\text{-alder4059}_i$ og $\rho\text{-alder4059} = 0$	310.40	0.0000
$H_0: \eta\text{-alder6094}_i$ og $\rho\text{-alder6094} = 0$	697.56	0.0000
$H_0: \eta\text{-nord}_i$ og $\rho\text{-nord} = 0$	141.56	0.0000
$H_0: \eta\text{-Oslo}_i$ og $\rho\text{-Oslo} = 0$	95.56	0.0000
$H_0: \eta\text{-vest}_i$ og $\rho\text{-vest} = 0$	70.55	0.0000
$H_0: \eta\text{-vestøstland}_i$ og $\rho\text{-vestøstland} = 0$	157.50	0.0000
$H_0: \eta\text{-ostøstland}_i$ og $\rho\text{-ostøstland} = 0$	108.69	0.0000

Merknad:  $i = 1, \dots, 5$

## 7.4 Estimering av elastisiteter

Fra testresultatene i kapittel 7.3 kom jeg frem til at QUAIDS er den modellen som passer best til datasettet, men det kan likevel være nyttig å se på utgifts- og egenpriselastisitetene til begge modellene for å undersøke om det er vesentlige forskjeller. Når elastisitetene for QUAIDS- og AIDS-modellen (se Tabell 9) sammenlignes, ser vi at det er konsistente og ganske like resultater. Alle utgiftselastisitetene er positive, og under begge modellene er fersk, dypfryst og saltet/røkt/gravet/raket luksusgodter. Hermetikk og annen emballasje fremkommer som normalgodter i begge modellene. Dette antyder at en utgiftsøkning for konsumentene fører til at de skifter etterspørselen til høyverdiprodukter som fersk, dypfryst og saltet/røkt/gravet/raket sjømat, og bort fra hermetikk og sjømatprodukter i annen emballasje.

**Tabell 9: Pris- og utgiftselastisitet for QUAIDS og AIDS**

Varegruppe	QUAIDS			AIDS		
	Utgift	Egenpris		Utgift	Egenpris	
		Marshall	Hicks		Marshall	Hicks
Fersk	<b>1.071</b> (0.004)	<b>-0.959</b> (0.009)	<b>-0.597</b> (0.009)	<b>1.088</b> (0.003)	<b>-0.966</b> (0.009)	<b>-0.599</b> (0.009)
Dypfryst	<b>1.038</b> (0.004)	<b>-0.935</b> (0.010)	<b>-0.636</b> (0.010)	<b>1.035</b> (0.004)	<b>-0.923</b> (0.010)	<b>-0.625</b> (0.010)
Hermetikk	<b>0.782</b> (0.007)	<b>-1.061</b> (0.014)	<b>-0.941</b> (0.014)	<b>0.686</b> (0.006)	<b>-1.015</b> (0.014)	<b>-0.909</b> (0.013)
Saltet, røkt, gravet og raket	<b>1.050</b> (0.006)	<b>-1.023</b> (0.015)	<b>-0.875</b> (0.015)	<b>1.077</b> (0.006)	<b>-1.022</b> (0.015)	<b>-0.871</b> (0.015)
Annen emballasje	<b>0.896</b> (0.009)	<b>-1.491</b> (0.021)	<b>-1.419</b> (0.021)	<b>0.977</b> (0.008)	<b>-1.498</b> (0.021)	<b>-1.420</b> (0.021)

Merknad: Standard feilen til elastisitetene i parentes. Alle elastisitetene er statistisk signifikant på 1 % nivå. Elastisitetene er i uthevet skrift.

Egenpriselastisitetene er negative for alle godene, både de ukompenserte (Marshall) og de kompenserte (Hicks), noe som stemmer overens med prediksjonene i etterspørselsteorien (Deaton & Muellbauer, 1980d). Hermetikk, saltet/røkt/gravet/raket og annen emballasje er elastiske varegrupper siden Marshall egenpriselastisiteten er større enn én ( $\varepsilon_{ii} < -1$ ). Det betyr at etterspørselen etter disse varegruppene er mer sensitive til en egenprisendring enn etterspørselen etter fersk og dypfryst, som har uelastisk etterspørsel ( $\varepsilon_{ii} > -1$ ). Dette er konsistent med parameterestimeringen i Tabell 5 som viser at gammakoeffisienten,  $\gamma_{ij}$ , er positiv for fersk og dypfryst og negativ for de to andre godene med signifikante parameterverdier.

Tabell 10: Gjennomsnittlige elastisiteter for hele utvalget, QUAIDS

Gjennomsnittlig elastisitet (1999 – 2011), hele utvalget					
Varegruppe	Fersk	Dypfryst	Hermetikk	Saltet, røkt, gravet og raket	Annen emballasje
<b>Ukompensert (Marshall) elastisitet</b>					
Fersk	<b>-0.959</b> (0.009)	-0.107 (0.007)	-0.024 (0.006)	-0.010 (0.005)	0.028 (0.004)
Dypfryst	-0.111 (0.008)	<b>-0.935</b> (0.010)	-0.014 (0.006)	-0.004 (0.006)	0.027 (0.005)
Hermetikk	0.039 (0.012)	0.0499 (0.012)	<b>-1.062</b> (0.014)	0.044 (0.010)	0.146 (0.008)
Saltet, røkt, gravet og raket	-0.015 (0.013)	-0.012 (0.013)	0.007 (0.011)	<b>-1.023</b> (0.015)	-0.006 (0.010)
Annen emballasje	0.179 (0.019)	0.140 (0.019)	0.264 (0.016)	0.011 (0.017)	<b>-1.491</b> (0.021)
<b>Kompensert (Hicks) elastisitet</b>					
Fersk	<b>-0.597</b> (0.009)	0.202 (0.007)	0.141 (0.006)	0.141 (0.005)	0.114 (0.004)
Dypfryst	0.239 (0.008)	<b>-0.636</b> (0.010)	0.146 (0.006)	0.142 (0.006)	0.109 (0.005)
Hermetikk	0.303 (0.012)	0.275 (0.012)	<b>-0.941</b> (0.013)	0.153 (0.010)	0.209 (0.008)
Saltet, røkt, gravet og raket	0.339 (0.013)	0.290 (0.013)	0.169 (0.011)	<b>-0.875</b> (0.015)	0.077 (0.010)
Annen emballasje	0.482 (0.019)	0.398 (0.019)	0.402 (0.016)	0.137 (0.017)	<b>-1.419</b> (0.021)
	<b>Utgifts-</b>	<b>Budsjettandel</b>			
	<b>elastisitet</b>				
Fersk	<b>1.071</b> (0.004)	0.338			
Dypfryst	<b>1.038</b> (0.004)	0.289			
Hermetikk	<b>0.782</b> (0.007)	0.154			
Saltet, røkt, gravet og raket	<b>1.050</b> (.006)	0.140			
Annen emballasje	<b>0.896</b> (.009)	0.080			

Merknad: Standard feilen til elastisitetene i parentes. Alle elastisitetene er statistisk signifikant på 1 % nivå. Egenpriselastisitet og utgiftselastisitet er i uthevet skrift.

Matrisen med priselastisitetene i Tabell 10 viser kolonnen med varegruppe ( $i$ ) og raden med varegruppe ( $j$ ). Matrisen viser den prosentvise endringen i etterspurt kvantum av gode  $j$  ved en 1 % endring i prisen til gode  $i$ . De ukompenserte krysspriselastisitetene for fersk og dypfryst viser at alle de andre varegruppene er komplementær til disse to, med unntak av annen emballasje. Det betyr at en økning i pris på de andre varegruppene vil føre til lavere etterspørsel etter fersk og dypfryst sjømat. Et eksempel er hvis prisen på fersk øker med 1 %, så vil etterspørselen etter dypfryst gå ned med 0,11 %. Størrelsen på disse elastisitetene er relativt små og det impliserer at varegruppene er svake komplementær til fersk og dypfryst. For hermetikk og annen emballasje er alle de andre varegruppene substitutter. Det betyr at etterspørselen etter hermetikk og annen emballasje øker når prisen på de andre varegruppene går opp.

Vi kan se at alle de kompenserte egenpriselasitetene er mindre enn de ukompenserte. Dette er som forventet når utgiftselasitetene er positive (som betyr at godene ikke er mindreverdige). Når egenprisen øker, vil da både substitusjons- og inntektseffekten virke i retning av lavere etterspørsel etter det aktuelle godet. At alle kompenserte krysspriselasiteter er positive, selv om de er relativt små, betyr at alle varegruppene er substitutter for hverandre. Det vil si at en økning i prisen på ett gode vil føre til at etterspørselen etter de andre godene øker, gitt at vi ser på det samme nyttenivået som før prisendringen. De ukompenserte krysspriselasitetene har imidlertid negativt fortegn for ni av de tjue krysspriselasitetene, noe som indikerer at inntektseffekten er viktig når forbrukeren tar beslutningen om hvilke sjømatprodukt de velger.

#### 7.4.1 Demografisk inndeling av elastisiteter

I denne delen blir resultater fra QUAIDS-modellen brukt for å analysere forskjeller i egenpris- og utgiftselasiteter inndelt etter inntekt, alder, husholdningsstørrelse, barn, region og utdanning. De disaggregerte elastisitetene er presentert i Tabell 11 og Tabell 12.

Tabell 11 viser at de godene som er luksusgoder og normalgoder i datasettet totalt, også er det når vi ser på resultater for ulike inntektsnivå. Ved en økning i utgiftene til sjømat, ser vi at husholdninger med et høyere inntektsnivå øker sin etterspørsel mer etter fersk og dypfryst enn lavere inntektsgrupper. Det motsatte gjelder for annen emballasje.

Inndelt etter aldersgruppe er utgiftselasitetene konsistente med totalen med hensyn til hvilke goder som er henholdsvis luksus- og normalgoder, bortsett fra at dypfryst er ett normalgode i den eldste aldersgruppen mens det er ett luksusgode samlet sett. Denne variasjonen kan vi også finne i inndelingen etter husholdningsstørrelse der dypfryst er ett normalgode for husholdninger med 2 personer og saltet/røkt/gravet/raket er ett normalgode for husholdninger med 3 og 4 personer. Med hensyn til region, er dypfryst ett normalgode for nord, mens de andre godene følger samme mønster som totalen. Husholdninger med barn bruker, ved en økning i utgiftene til sjømat, relativt mer på dypfryst sjømat og relativt mindre på alle andre sjømatgoder enn husholdninger uten barn. Inndelt etter utdanning er utgiftselasitetene konsistente med totalen med hensyn til hva som er normal- og luksusgode.

De ukompenserte egenpriselasitetene, Tabell 12, varierer lite med hensyn til demografisk inndeling. Det er lite variasjon i alle egenpriselasitetene bortsett fra i annen emballasje hvor elastisitetene varierer en del innenfor de disaggregerte egenpriselasitetene. Vi kan se store sprik i annen emballasje inndelt etter for eksempel alder og barn. Den yngste aldersgruppen er mye mer sensitiv til en prisendring på denne varegruppen enn den eldste aldersgruppen. De med barn er også mer sensitiv til en prisendring enn de uten.

Ved å ha inndelt utgifts- og egenpriselasiteter etter demografiske variabler har jeg belyst hvor sensitiv de ulike husholdningene er for pris og utgiftsendring. Det viser seg at ulike husholdningskarakteristikker har en del å si for hvordan forbrukeren responderer på en utgiftsendring. Det er derimot lite forskjeller innenfor egenprisendring hvor alle husholdningene stort sett viser det samme mønsteret for hvor sensitiv de er til prisendringer.



Tabell 11: Utgiftselastisitet, inndelt etter demografiske variabler

Utgiftselastisitet							
Varegruppe	Inntekt				Alder		
	Int1	Int2	Int3	Int4	Alder1639	Alder4059	Alder6094
Fersk	1.062 (0.005)	1.068 (0.005)	1.077 (0.005)	1.078 (0.005)	1.022 (0.007)	1.070 (0.004)	1.092 (0.004)
Dypfryst	1.023 (0.007)	1.039 (0.006)	1.044 (0.006)	1.036 (0.005)	1.163 (0.006)	1.049 (0.005)	0.941 (0.006)
Hermetikk	0.804 (0.011)	0.771 (0.009)	0.768 (0.010)	0.813 (0.010)	0.758 (0.008)	0.785 (0.008)	0.816 (0.012)
Saltet, røkt, gravet og raket	1.060 (0.009)	1.069 (0.007)	1.046 (0.008)	1.012 (0.009)	1.023 (0.014)	1.057 (0.007)	1.047 (0.007)
Annen emballasje	0.965 (0.010)	0.905 (0.010)	0.871 (0.012)	0.825 (0.013)	0.725 (0.023)	0.850 (0.011)	0.967 (0.008)
Husholdningsstørrelse							
Varegruppe	Husholdningsstørrelse					Barn	
	hhsiz_1	hhsiz_2	hhsiz_3	hhsiz_4	hhsiz_5+	1 eller flere	Ingen
Fersk	1.064 (0.005)	1.086 (0.005)	1.055 (0.006)	1.054 (0.008)	1.099 (0.013)	1.061 (0.006)	1.075 (0.004)
Dypfryst	1.022 (0.006)	0.980 (0.006)	1.052 (0.008)	1.103 (0.009)	1.138 (0.015)	1.127 (0.007)	1.003 (0.005)
Hermetikk	0.801 (0.009)	0.829 (0.011)	0.897 (0.014)	0.850 (0.014)	0.628 (0.020)	0.757 (0.009)	0.814 (0.008)
Saltet, røkt, gravet og raket	1.070 (0.007)	1.038 (0.008)	0.973 (0.012)	0.961 (0.017)	1.061 (0.030)	1.017 (0.014)	1.049 (0.007)
Annen emballasje	0.926 (0.009)	0.916 (0.010)	0.783 (0.018)	0.667 (0.026)	0.747 (0.046)	0.713 (0.022)	.919 (0.009)
Region							
Varegruppe	midt	nord	oslo	vest	vestøstland	østøstland	
Fersk	1.072 (0.005)	1.120 (.006)	1.062 (0.006)	1.065 (0.005)	1.074 (0.006)	1.052 (0.005)	
Dypfryst	1.055 (0.007)	0.975 (0.009)	1.016 (0.006)	1.014 (0.006)	1.049 (0.007)	1.061 (0.006)	
Hermetikk	0.687 (0.014)	0.722 (0.014)	0.904 (0.012)	0.771 (0.011)	0.793 (0.011)	0.815 (0.010)	
Saltet, røkt, gravet og raket	1.075 (0.009)	1.080 (0.010)	1.001 (0.010)	1.073 (0.008)	1.033 (0.011)	1.027 (0.009)	
Annen emballasje	0.873 (0.013)	0.873 (0.014)	0.860 (0.014)	0.932 (0.010)	0.928 (0.013)	0.880 (0.011)	
Utdannelse							
Varegruppe	grskole	videreg	univ	Totalt			
Fersk	1.083 (0.005)	1.066 (0.005)	1.067 (0.004)	<b>1.071</b> (0.004)			
Dypfryst	1.004 (0.006)	1.050 (0.005)	1.048 (0.005)	<b>1.038</b> (0.004)			
Hermetikk	0.737 (0.012)	0.802 (0.008)	0.793 (0.008)	<b>0.782</b> (0.007)			
Saltet, røkt, gravet og raket	1.062 (0.008)	1.053 (0.008)	1.037 (0.007)	<b>1.050</b> (0.006)			
Annen emballasje	0.957 (0.009)	0.869 (0.011)	0.867 (0.010)	<b>0.896</b> (0.009)			

Merknad: Standard feilen til elastisitetene i parentes. Alle elastisitetene er statistisk signifikant på 1 % nivå. Total utgiftselastisitet er i uthevet skrift.

Tabell 12: Ukompensert egenpriselasitet, inndelt etter demografiske variabler

Egenpriselasitet							
Varegruppe	Inntekt				Alder		
	Int1	Int2	Int3	Int4	Alder1639	Alder4059	Alder6094
Fersk	-0.955 (0.009)	-0.957 (0.010)	-0.961 (0.009)	-0.963 (0.009)	-0.935 (0.011)	-0.957 (0.010)	-0.970 (0.009)
Dypfryst	-0.928 (0.011)	-0.934 (0.011)	-0.938 (0.010)	-0.935 (0.010)	-0.981 (0.009)	-0.939 (0.010)	-0.899 (0.012)
Hermetikk	-1.063 (0.013)	-1.059 (0.014)	-1.063 (0.014)	-1.064 (0.014)	-1.053 (0.010)	-1.061 (0.013)	-1.054 (0.017)
Saltet, røkt, gravet og raket	-1.023 (0.016)	-1.023 (0.015)	-1.023 (0.016)	-1.019 (0.016)	-1.031 (0.020)	-1.024 (0.015)	-1.017 (0.014)
Annen emballasje	-1.419 (0.018)	-1.476 (0.020)	-1.520 (0.022)	-1.566 (0.024)	-1.778 (0.033)	-1.542 (0.023)	-1.385 (0.016)
Varegruppe	Husholdningsstørrelse					Barn	
	hhsiz_1	hhsiz_2	hhsiz_3	hhsiz_4	hhsiz_5	1 eller flere	Ingen
Fersk	-0.955 (0.010)	-0.966 (0.009)	-0.951 (0.010)	-0.950 (0.010)	-0.970 (0.010)	-0.954 (0.010)	-0.961 (0.009)
Dypfryst	-0.928 (0.011)	-0.913 (0.011)	-0.940 (0.010)	-0.959 (0.009)	-0.973 (0.011)	-0.969 (0.010)	-0.921 (0.011)
Hermetikk	-1.06 (0.014)	-1.057 (0.016)	-1.072 (0.013)	-1.070 (0.011)	-1.040 (0.012)	-1.057 (0.011)	-1.060 (0.015)
Saltet, røkt, gravet og raket	-1.022 (0.014)	-1.017 (0.014)	-1.017 (0.017)	-1.023 (0.021)	-1.036 (0.021)	-1.030 (0.021)	-1.020 (0.014)
Annen emballasje	-1.450 (0.019)	-1.442 (0.019)	-1.613 (0.026)	-1.743 (0.032)	-1.740 (0.032)	-1.755 (0.032)	-1.449 (0.019)
Varegruppe	Region						
	midt	nord	oslo	vest	vestøstland	østøstland	
Fersk	-0.961 (0.009)	-0.981 (0.008)	-0.954 (0.010)	-0.958 (0.009)	-0.959 (0.010)	-0.948 (0.010)	
Dypfryst	-0.941 (0.010)	-0.910 (0.013)	-0.928 (0.010)	-0.924 (0.011)	-0.939 (0.011)	-0.943 (0.010)	
Hermetikk	-1.055 (0.016)	-1.051 (0.014)	-1.072 (0.013)	-1.062 (0.015)	-1.062 (0.012)	-1.063 (0.013)	
Saltet, røkt, gravet og raket	-1.025 (0.015)	-1.024 (0.014)	-1.017 (0.016)	-1.022 (0.014)	-1.025 (0.017)	-1.021 (0.016)	
Annen emballasje	-1.492 (0.021)	-1.497 (0.021)	-1.534 (0.023)	-1.451 (0.019)	-1.483 (0.020)	-1.504 (0.021)	
Varegruppe	Utdannelse			Totalt			
	grskole	videreg	univ				
Fersk	-0.965 (0.009)	-0.956 (0.009)	-0.957 (0.010)	<b>-0.959</b> (0.009)			
Dypfryst	-0.921 (0.011)	-0.939 (0.011)	-0.940 (0.010)	<b>-0.935</b> (0.010)			
Hermetikk	-1.054 (0.016)	-1.065 (0.012)	-1.063 (0.013)	<b>-1.062</b> (0.014)			
Saltet, røkt, gravet og raket	-1.022 (0.014)	-1.024 (0.016)	-1.022 (0.016)	<b>-1.023</b> (0.015)			
Annen emballasje	-1.410 (0.017)	-1.521 (0.022)	-1.533 (0.023)	<b>-1.491</b> (0.021)			

Merknad: Standard feilen til elastisitetene i parentes Alle elastisitetene er statistisk signifikant på 1 % nivå. Total egenpriselasitet er i uthevet skrift.

## 8 Oppsummering

Målet med denne oppgaven har vært å undersøke utgifts- og priselastisitetene til fem varegrupper innenfor sjømat, og å studere hvilke demografiske variabler som påvirker kjøpet av sjømat.

Det er blitt testet for om det er en lineær eller kvadratisk sammenheng mellom utgiftene til sjømat og budsjettandelene. Resultatene fra Wald-testen og Likelihood Ratio testen påviser en kvadratisk sammenheng, som betyr at QUAIDS-modellen med et kvadratisk utgiftsledd gir riktigere estimater enn AIDS-modellen. Dette indikerer at det er en ikke-lineær sammenheng mellom budsjettandelene og utgiftene til sjømat i Norge. Banks et al. (1997) fant at godet mat hadde en Engelkurve for budsjettandelen som var tilnærmet lineær i logaritmen til utgiften. At vi ikke finner dette resultatet for sjømat, kan ha sammenheng med at vi opererer på et mye lavere aggregeringsnivå enn mat generelt. I tidligere etterspørselsanalyser av sjømat har det ofte blitt brukt varianter av AIDS- og LA/AIDS-etterspørselssystemet (Chidmi et al., 2012; Salvanes & DeVoretz, 1997; Singh et al., 2012; Wellman, 1992). Denne analysen bidrar med bruk av QUAIDS-etterspørselssystemet og tilhørende parameter- og elastisitetsestimeringer.

Nesten alle husholdningskarakteristikkene påvirker utgiftsmønsteret og budsjettandelene. I analysen vises det at husholdningsstørrelse til en viss grad påvirker utgiftene til sjømat og at alder har en positiv effekt på utgifter til sjømat. Dette resultatet samsvarer med resultatene fra Myrland et al. (2000). Det er derimot ikke funnet noen effekt av alder og husholdningsstørrelse i analysen til Salvanes and DeVoretz (1997) for prosessert og fersk mat.

Sesong- og tidsdummyene i denne analysen viser systematiske utgiftsforskjeller og samsvarer dermed ikke med resultatene til Salvanes and DeVoretz (1997) der de fant at det ikke var noen sesongforskjeller. Utgiftene til sjømat er høyest i kvartal 1, og det er variasjon i alle varegruppens budsjettandel i kvartal 4. Budsjettandelen for fersk, dypfrost og hermetikk er lavere i kvartal 4 enn i kvartal 1, og budsjettandelen for saltet/røkt/gravet/raket og annen emballasje er høyere i kvartal 4 enn i kvartal 1. Det samme resultatet ble funnet i analysen til Singh et al. (2012) der nesten alle produktene hadde sesongvariasjon. Estimeringsresultater fra tidligere forskning avhenger av data som benyttes og økonometrisk metode. Resultatene fra denne analysen samsvarer ikke på alle områder med tidligere forskning, men det kan ha sammenheng med at jeg har brukt en annen metode og et annet datamateriell.

Resultatene vi kan trekke ut fra de estimerte elastisitetene kan oppsummeres for hele utvalget samlet og for de ulike husholdningskarakteristikkene. Ved en økning i utgiftene til sjømat vil en husholdning bruke relativt mer på fersk, dypfrost og saltet/røkt/gravet/raket sjømat (utgiftselastisitet større enn én), og relativt mindre på hermetikk og annen emballasje (utgiftselastisitet mindre enn én). Ingen av varegruppene er mindreverdige goder (som forventet). Dette antyder at ved en inntektsøkning vil etterspørselen øke mer for fersk, dypfrost og saltet/røkt/gravet/raket sjømat enn for de andre varegruppene. Alle egenpriselasitetene er negative. Fersk og dypfrost sjømat er uelastiske varegrupper (absoluttverdi av ukompensert egenpriselasitet mindre enn én), mens hermetikk, saltet/røkt/gravet/raket og annen emballasje er elastiske (absoluttverdi av ukompensert egenpriselasitet større enn én). Altså vil en lavere egenpris øke etterspørselen mest for hermetikk, saltet/røkt/gravet/raket og annen emballasje. Det er ingen tydelige mønstre for den ukompenserte krysspriselasiteten, men alle varegruppene er substitutter for hverandre når vi ser på den kompenserte krysspriselasiteten.

Utgifts- og egenpriselasitetene for ulike husholdningskarakteristikker viser størst variasjon for utgiftselastisitetene. Om dypfrost er ett luksusgode eller normalgode, er for eksempel avhengig av hvilken husholdningskarakteristikk det er snakk om. Ved en generell økning i utgifter brukt til sjømat i befolkningen, kan det være fordelaktig å rette markedsføring mot husholdninger som har en elastisk utgiftselastisitet for det aktuelle produktet. Tilsvarende kan det også være fornuftig å rette produktutvikling mot varegrupper med en elastisk utgiftselastisitet. Ved økte utgifter til sjømat bruker for eksempel husholdninger med yngre forbrukere relativt mer på dypfrost sjømat. Overfor denne gruppen kan det dermed være nyttig med målrettet markedsføring og produktutvikling med hensyn til dypfrosne sjømatprodukter. Alle egenpriselasitetene viser samme mønster, mer eller mindre uavhengig av demografiske variabler, altså at dypfrost og fersk sjømat er uelastiske goder, mens de andre varegruppene er elastiske goder.

I begynnelsen av denne oppgaven ble det stilt spørsmål ved om det er mulig å forklare at dypfrost sjømat over tid har økt sitt volum på bekostning av fersk sjømat. Resultatene viser at dypfrost og fersk sjømat er komplementære goder (den ukompenserte krysspriselasiteten er negativ for begge). Det vil si at en prisøkning på en av disse godene vil føre til mindre etterspørsel etter det andre godet. Begge godene er uelastisk til egenprisendring, de er

luksusgoder og har hatt samme trend for prisutvikling. Det er dermed ikke mulig å forklare veksten til dypfrost sjømat ved hjelp av resultatene i denne oppgaven. Derfor tyder det på at det er andre faktorer som har påvirket veksten til dypfrost sjømat, som for eksempel produkt-, designutvikling eller økt markedsføring.

Analysen og resultatene i denne oppgaven fremkommer ved hjelp av en rekke antagelser og valg gjennom tilrettelegging av datamaterialet. Det er viktig å ha klart for seg og problematisere disse valgene slik at mulige feil i elastisitet- og parameterestimeringen blir belyst. Jeg valgte å slette observasjoner med manglende verdier. Alternativt kunne disse observasjonene blitt justert for ved bruk av et instrument (den inverse Mills raten) i modellen. Videre er det en mulighet for at utgiftsvariabelen er endogen i analysen og gir estimeringsskjevheter. De observerte prisvariablene for husholdningene og kvartalsprisen i regionen er ikke justert for kvalitet og sesong, noe som kan føre til upresise estimat.

En utvidelse av analysen kan være å teste for og benytte metoder som reduserer eventuelle estimeringsskjevheter. Jeg valgte å dele sjømat inn i varegruppene fersk, dypfrost, hermetikk, saltet/røkt/gravet/raket og annen emballasje. Nye aspekter vil kunne komme frem ved andre inndelinger, som for eksempel ved en ytterligere inndeling etter art (laks, torsk o.l.) eller bearbeidingsgrad (filet, kotelett o.l.). Ved å ta utgangspunkt i artikkelen til Salvanes and DeVoretz (1997), der de har delt inn i forskjellig aggregeringsnivå, kan vi teste for separabilitet mellom ulike grupperinger for å sjekke om det er mulig å analysere små grupperinger innenfor sjømat separat. Med flere grupperinger og nivåer på inndelingen er det mulig å undersøke hvordan elastisitetene til produktene endrer seg for ulike aggregeringsnivå og om det stemmer at egenpriselastisiteten blir mindre når produkter som er potensielle substitutter blir aggregert. Hvis sjømat deles inn etter andre grupperinger, vil det også være interessant å se betydningen av husholdningskarakteristikker på pris- og utgiftselastisitetene, og om det er større forskjeller for egenpriselastisitetene enn i denne oppgaven.

## Referanseliste

- Alston, J. M., Foster, K. A., & Green, R. D. (1994). Estimating Elasticities with the Linear Approximate Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results. *The Review of Economics and Statistics*, 76(2), 351-356.
- Asche, F., & Bjørndal, T. (2011). *Fishing News Books : Salmon Aquaculture Industry (2nd Edition)*. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons.
- Asche, F., Guttormsen, A., Nøstbakken, L., Roll, K., & Øglend, A. (2014). *Organisering av verdikjeder i norsk sjømatnæring* Vol. 2015. *Sjømatindustriutvalget* Retrieved from <https://www.regjeringen.no/nb/dokumenter/Organisering-av-verdikjeder-i-norsk-sjomatnaring/id2008990/>
- Asche, F., & Wessells, C. R. (1997). On price indices in the almost ideal demand system. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(4), 1182-1185.
- Banks, J., Blundell, R., & Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and Statistics*, 79(4), 527-539.
- Blanciforti, L., & Green, R. (1983). An almost ideal demand system incorporating habits: an analysis of expenditures on food and aggregate commodity groups. *The Review of Economics and Statistics*, 65(3), 511-515.
- Blundell, R., Browning, M., & Meghir, C. (1994). Consumer demand and the life-cycle allocation of household expenditures. *The Review of Economic Studies*, 61(1), 57-80.
- Blundell, R., Duncan, A., & Pendakur, K. (1998). Semiparametric estimation and consumer demand. *Journal of Applied Econometrics*, 13(5), 435-461.
- Bugge, A. (2015). *Hva kjennetegner forbrukernes preferanser, prioriteringer og praksiser knyttet til fisk og grønnsaker HealthMeal. Hvordan nå de ernæringsmessige målsetningene om økt forbruk av fisk og grønnsaker? (Prosjektnotat nr.1- 2015)* Retrieved from [http://www.sifo.no/page/Publikasjoner/Publikasjoner\\_rapporter\\_siste/10081/79986.html](http://www.sifo.no/page/Publikasjoner/Publikasjoner_rapporter_siste/10081/79986.html)
- Cheng, H.-t., & Capps, O. (1988). Demand analysis of fresh and frozen finfish and shellfish in the United States. *American Journal of Agricultural Economics*, 70(3), 533-542.
- Chidmi, B., Hanson, T., & Nguyen, G. (2012). Substitutions between fish and seafood products at the US national retail level. *Marine Resource Economics*, 27(4), 359-370.
- Cox, T. L., & Wohlgenant, M. K. (1986). Prices and quality effects in cross-sectional demand analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(4), 908-919.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980a). An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, 70(3), 312-326.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980d). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- DeVoretz, D. J., & Salvanes, K. G. (1993). Market structure for farmed salmon. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(1), 227-233.
- Digre, H., Bar, E. M. S., Mathiassen, J. R., Standal, D., Grimsmo, L., Henriksen, K., . . . Asche, F. (2014). *Lønnsom foredling av sjømat i Norge. Sjømatindustriutvalget* Retrieved from <https://www.regjeringen.no/nb/dokumenter/Lonnsom-foredling-av-sjomat-i-Norge/id2009017/>
- Fiskeridirektoratet. (2015). Verdien av den norske fangsten steg med 1,5 milliarder. Retrieved 17.02, 2015, from <http://www.fiskeridir.no/fiske-og-fangst/aktuelt/2015/0115/verdien-av-den-norske-fangsten-steg-med-1-5-milliarder>
- Flesland Markedsinformasjoner. (2015). Organisasjonen. Retrieved 19.01, 2015, from <http://flesland-markedsinfo.no/>

- Garberg, H. E. (1989). Matvareforbruk på engrosnivå. Research Report B-008-89. *Norwegian Agricultural Economics Research Institute, Oslo*.
- GfK-Norge. (2015). *Konsumentpanelet, Norges sjømatråd*.
- GfK. (2014a). Consumer Scan - Hva er det? Retrieved 20.08, 2014, from <http://www.gfksverige.se/norway/panelen.aspx>
- GfK. (2014c). Gfk - Hvem er vi? Retrieved 19.09, 2014, from <http://www.gfksverige.se/norway/OmGfk.aspx>
- Gorman, W. M. (1976). Tricks with utility functions. *Essays in economic analysis*, 211-243.
- Gupta, S., Chintagunta, P., Kaul, A., & Wittink, D. R. (1996). Do household scanner data provide representative inferences from brand choices: A comparison with store data. *Journal of Marketing Research*, 33(4), 383-398.
- Heien, D., & Wessells, C. R. (1990). Demand Systems Estimation with Microdata: A Censored Regression Approach. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(3), 365-371. doi: 10.2307/1391973
- Heien, D. M., & Wessells, C. R. (1988). The demand for dairy products: structure, prediction, and decomposition. *American Journal of Agricultural Economics*, 70(2), 219-228.
- Helsedirektoratet. (2014). Fisk to ganger i uken er bra for helsen. Retrieved 13.10, 2014, from <http://helsedirektoratet.no/Om/nyheter/Sider/fisk-to-ganger-i-uken-er-bra-for-helsen.aspx>
- Helsedirektoratet. (2015a). Kostråd fra Helsedirektoratet Retrieved 27.02, 2015, from <https://helsedirektoratet.no/folkehelse/kosthold-og-ertering/kostrad-fra-helsedirektoratet>
- Helsedirektoratet. (2015c). Utviklingen i norsk kosthold 2014. Retrieved 05.05, 2015, from <https://helsedirektoratet.no/publikasjoner/utviklingen-i-norsk-kosthold>
- 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*, 36(3), 459-471.
- Herrmann, R. O., Rauniar, G. P., Hanson, G. D., & Wang, G. (1994). Identifying frequent seafood purchasers in the northeastern US. *Agricultural and Resource Economics Review*, 23(2), 226-235.
- Iversen, A., Klev, J. M., Bergersen, R. E., Storehaug, K., & Røtnes, R. (2011). *Markeds- og verdikjedeanalyse. Fase 1 av prosjektet Value Propositions i nordisk marin sektor*. Retrieved from <http://www.nordicinnovation.org/no/publikasjoner/marine-innovation-reports/>
- LCHF Norge. (2015). Kostprogram. Retrieved 27.02, 2015, from [http://www.lchfnorge.no/?page\\_id=26](http://www.lchfnorge.no/?page_id=26)
- Leser, C. E. V. (1963). Forms of Engel functions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 694-703.
- Lewbel, A. (1989). A Path-independent Divisia-like Index for PIGLOG preferences. *Economica*, 56(221), 121-123.
- Lewbel, A. (1996). Demand estimation with expenditure measurement errors on the left and right hand side. *The Review of Economics and Statistics*, 718-725.
- Marine Harvest. (2014). Industry handbook. Retrieved 19.02, 2015, from <http://marineharvest.com/investor/industry-handbook/>
- Meny. (2015). Skrei fra Vesterålen. Retrieved 06.03, 2015, from <https://meny.no/Kampanjer/Regionalmat/Matskatter-fra-Nordland/Skrei-fra-Vesteralen/>
- Moschini, G. (1995). Units of Measurement and the Stone index in demand system estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, 77(1), 63-68.

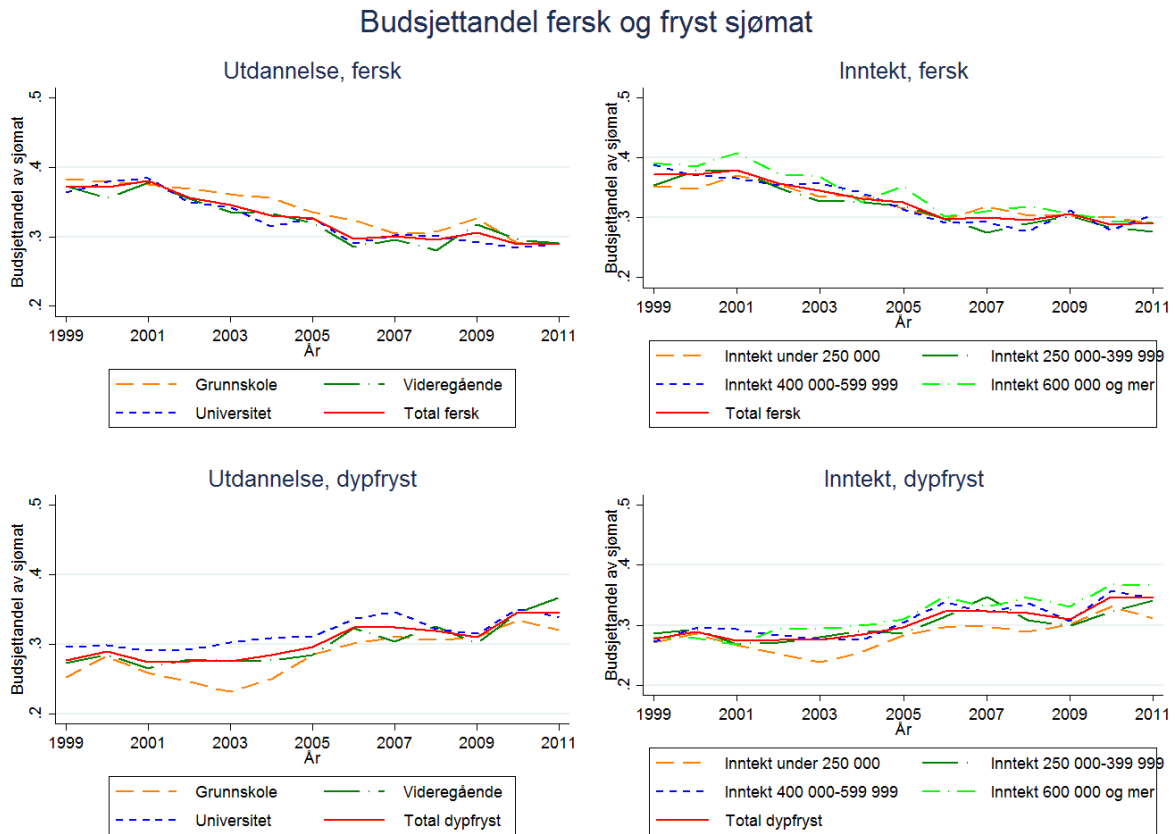
- Muellbauer, J. (1976). Community Preferences and the Representative Consumer. *Econometrica*, 44(5), 979-999.
- Myrland, Ø., Trondsen, T., Johnston, R. S., & Lund, E. (2000). Determinants of seafood consumption in Norway: lifestyle, revealed preferences, and barriers to consumption. *Food Quality and Preference*, 11(3), 169-188.
- Nauman, F. A., Gempesaw, C. M., Bacon, J. R., & Manalo, A. B. (1995). Consumer choice for fresh fish: factors affecting purchase decisions. *Marine Resource Economics*, 10, 117-142.
- Nielsen Company. (2015). Datasets. Retrieved 07.03, 2015, from <http://research.chicagobooth.edu/nielsen/datasets/>
- Nielsen Norge. (2015). Nielsen Norge. Retrieved 19.01, 2015, from <http://www.nielsen.com/no/no.html>
- NILF. (2013). *Dagligvarehandel og mat 2013* *Dagligvarehandel og mat 2013 (F071)* Retrieved from [http://nilf.no/publikasjoner/Andre\\_publicasjoner/DagligvarehandelOgMat/2013/dagligvarehandel\\_og\\_mat\\_2013](http://nilf.no/publikasjoner/Andre_publicasjoner/DagligvarehandelOgMat/2013/dagligvarehandel_og_mat_2013)
- Nofima. (2015). Fiskehotell: Fangstbasert akvakultur Retrieved 17.02, 2015, from <http://nofima.no/forskningsomrade/fangstbasert-akvakultur/>
- Norges sjømatråd. (2013). Spiser sushi for en halv milliard. Retrieved 09.03, 2015, from <http://www.seafood.no/Nyheter-og-media/Nyhetsarkiv/Spiser-sushi-for-en-halv-milliard>
- Norges sjømatråd. (2014). India: Mulighetens marked. Retrieved 16.02, 2015, from <http://www.seafood.no/Nyheter-og-media/Nyhetsarkiv/India-Mulighetens-marked>
- Norges sjømatråd. (2015a). 2014 ble et jubelår for norsk sjømateksport. Retrieved 16.02, 2015, from <http://www.seafood.no/Nyheter-og-media/Nyhetsarkiv/Pressemeldinger/%E2%80%8B2014-ble-et-jubel%C3%A5r-for-norsk-sj%C3%B8mateksport>
- Norges sjømatråd. (2015c). Markedsrapport norsk konsum av sjømat 2014 Retrieved 27.04, 2015, from <http://www.seafood.no/Markedsinformasjon/Rapporter>
- Norges sjømatråd. (2015e). Norges sjømatråd. Retrieved 06.03, 2015, from <http://www.seafood.no/Om-oss/Norges-sj%C3%B8matr%C3%A5d>
- Norges sjømatråd. (2015g). Utviklingstrender i norsk sjømatkonsum 2014 Retrieved 27.04, 2015, from <http://www.seafood.no/Markedsinformasjon/Rapporter>
- NRK. (2007). Havbruk større enn villfangst. Retrieved 16.02, 2015, from <http://www.nrk.no/nordland/havbruk-storre-enn-villfangst-1.1594588>
- Pedersen, K. (2015, 30.03). [Produktutvikling og markedsføring av Lofotprodukt AS, telefon intervju av prosjektleder].
- Poi, B. P. (2012). Easy demand-system estimation with quads. *Stata Journal*, 12(3), 433-446.
- Pollak, R. A., & Wales, T. J. (1978). Estimation of complete demand systems from household budget data: the linear and quadratic expenditure systems. *The American Economic Review*, 68(3), 348-359.
- Pollak, R. A., & Wales, T. J. (1981). Demographic variables in demand analysis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1533-1551.
- Ray, R. (1983). Measuring the costs of children: an alternative approach. *Journal of Public Economics*, 22(1), 89-102.
- Rema 1000. (2015). Skrei – høvdingen i torskefamilien. Retrieved 06.03, 2015, from <http://www.rema.no/artikler/laermer/skrei/>
- Rickertsen, K. (1996). Structural change and the demand for meat and fish in Norway. *European review of agricultural economics*, 23(3), 316-330.



- Salvanes, K. G., & DeVoretz, D. J. (1997). Household Demand for Fish and Meat Products Separability and Demographic Effects. *Marine Resource Economics*, 12, 37-56.
- Singh, K., Dey, M. M., & Surathkal, P. (2012). Analysis of a demand system for unbreaded frozen seafood in the United States using store-level scanner data. *Marine Resource Economics*, 27(4), 371-387.
- Verbeek, M. (2012). *A Guide to Modern Econometrics, 4th Edition*. United Kingdom: John Wiley & Sons. Ltd.
- Vitenskapskomiteen for mattrygghet. (2014). Nytte- og risikovurdering av fisk i norsk kosthold - en oppdatering av VKMs rapport fra 2006 basert på ny kunnskap VKM, . Retrieved 27.02, 2015, from [http://www.vkm.no/eway/default.aspx?pid=277&trg=Content\\_6498&Main\\_6177=6498:0:31,2367&Content\\_6498=6187:2104443::0:6569:1::0:0](http://www.vkm.no/eway/default.aspx?pid=277&trg=Content_6498&Main_6177=6498:0:31,2367&Content_6498=6187:2104443::0:6569:1::0:0)
- Wellman, K. F. (1992). The US retail demand for fish products: an application of the almost ideal demand system. *Applied Economics*, 24(4), 445-457.
- Wessells, C. R., & Wilen, J. E. (1993). Economic analysis of Japanese household demand for salmon. *Journal of the World Aquaculture Society*, 24(3), 361-378.

## Appendiks A. Figurer

Figur A20: Utvikling i budsjettandel for fersk og dypfryst sjømat, inndelt etter inntekt og utdanning



Figur A20 viser utviklingen over tid i budsjettandelen for fersk og dypfryst sjømat, inndelt etter utdanning og inntekt.