

# Er pris «ett fett»?

## *En empirisk studie av norske kostholdsdata og priselastisiteter*

Martine Hexeberg Grøtt



Samfunnsøkonomi

Økonomisk Institutt

Det samfunnsvitenskaplige fakultet

UNIVERSITETET I OSLO

Mai 2018



# Er pris «ett fett»?

*En empirisk studie av norske kostholdsdata og  
priselastisiteter*

Martine Hexeberg Grøtt

© 2018 Martine Hexeberg Grøtt

Er pris «ett fett»?

<http://www.duo.uio.no/>

# Forord

Denne oppgaven markerer slutten på mitt toårige masterstudium i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Oslo. Den markerer også slutten på et spennende og lærerikt semester hos Statistisk sentralbyrå. Jeg ønsker å takke Statistisk sentralbyrå for skriveplass og tilgjengeliggjøring av data til oppgaven. Jeg ønsker å takke min veileder Odd Erik Nygård ved Statistisk sentralbyrå som har gitt meg tilbakemeldinger gjennom hele prosessen. Jeg ønsker også å takke Oslo Fiscal Studies som tildelte meg deres stipend. Og sist men ikke minst en takk til min samboer som ikke bare har holdt sammen med meg gjennom lange arbeidsdager og fortvilelse, men også for korrekturlesing.

Eventuelle feil står jeg selv ansvarlig for.

Oslo, mai 2018

Martine Hexeberg Grøtt

## Sammendrag

Ifølge Verdens helse rapport (*Obesity update (Fedme oppdatering)*, 2017) underkonsumerer vi grønnsaker, frukt, fisk og fiberrik mat, og overkonsumerer prosessert mat og mat rik på fett, sukker og salt. Konsekvensene av dette er blant annet at antall mennesker med overvekt, fedme og kostholdsrelaterte sykdommer øker i Norge og verden for øvrig. I denne oppgaven har jeg estimert endringen i konsumert mengde mat ved en 10 prosent økning av merverdiavgiften på usunn mat og nullskatterate på sunn mat. Formålet har vært å undersøke hvordan myndighetene kan bruke endringer i beskatningen av matvarer for å korrigere befolkningens og spesielt barnefamiliers spisevaner mot et mer næringsrikt kosthold.

I oppgaven bruker jeg Forbruksundersøkelsen fra Statistisk sentralbyrå. Forbruksundersøkelsen gir et godt grunnlag for kostholdsanalyse ettersom den inneholder variabler for konsumerte varer i beløp og mengde, i tillegg til mange bakgrunnsvariabler for hver husholdning. Jeg aggregerer opp matkonsumet til syv kategorier av mat som Folkehelseinstituttet mener vi burde redusere eller øke konsumet av. De syv matvaregruppene inkluderer kjøttvarer, fisk og sjømat, grønnsaker, kornvarer, meieriprodukter, frukt og sukkerholdige varer.

Jeg bruker en modell av Working-Leser for husholdningers etterspørsel. Analysene utføres på fire ulike familiekonstellasjoner: par med barn, par uten barn, enslige med barn og enslige uten barn. Analysen jeg gjør består av tre deler. Først bruker jeg en OLS-regresjon for å estimere sammenhengen mellom etterspørselen i populasjonen og prisendringer. Resultatene fra regresjonen bruker jeg til å estimere priselastisiteter for hver av de ulike matkategoriene. Priselastisitetene viser familiekonstellasjonene og utvalgsgjennomsnittets prisfølsomhet for sunne og usunne matvarer. Jeg bruker disse elastisitetene i den siste delen av analysen til å estimere endringen i konsumert mengde ved en 10 prosent merverdiavgiftsøkning på usunne matvarer og nullskatterate på sunne matvarer.

Jeg finner at ved å innføre en 10 prosent skatteøkning fra 15 prosent matskatt på det jeg har definert som usunn mat, kjøtt, sukkerholdige matvarer og meierivarer, vil etterspørselen etter sukkerholdige matvarer reduseres med omtrent 6 prosent,

etterspørselen etter kjøtt vil reduseres med 0.5 prosent og etterspørselen etter meierivarer vil reduseres med om lag 8 prosent. Jeg finner altså at skatten må øke mye for en relativt liten reduksjon i etterspørsel. Når jeg ser på en 15 prosent skattereduksjon på de sunne matvarene øker etterspørselen med 12 prosent for fisk, 12 prosent for frukt og 21 prosent for kornvarer. Vi ser at de sunne matvarene er relativt mer elastiske enn de usunne og nullskatt på sunn mat vil derfor gi større endring i faktisk forbruk hos konsumenten.

I analysen fokuserer jeg på konsumet til barn og unge, fordi det er en økende andel barn kategorisert med overvekt eller fedme i Norge. Studier viser at barn tar med kostholdsvaner gjennom hele livet. Det er derfor spesielt viktig å bidra til et næringsrikt kosthold blant barn og unge. Fokuset mitt er derfor på barnefamilier. Jeg finner at par med barn responderer mer på skatteendringene enn enslige med barn. Skatten har dermed ikke ønsket effekt på målgruppen enslige med barn, ettersom intensjonen med skatten er å korrigere befolkningens og spesielt barnefamiliers spisevaner mot et mer næringsrikt kosthold.

Ut fra disse hovedtrekkene er det grunn til å hevde at en skatteøkning på 10 prosent av usunne matvarer ikke er et treffsikkert virkemiddel, dersom målet er å redusere overvekt og fedme i befolkningen, både på et generelt nivå og særlig overfor familier med barn. Effekten av en slik skatt på befolkningens konsum vil være liten og man risikerer at skatten blir skjevt fordelt i befolkningen.

---

# Innhold

<b>1</b>	<b>Innledning</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Bakgrunn</b>	<b>4</b>
2.1	Hva er egentlig usunn mat? . . . . .	4
2.2	Særavgifter i Norge . . . . .	5
2.3	Matskatter i verden . . . . .	5
<b>3</b>	<b>Litteratur</b>	<b>7</b>
3.1	Konsumteori . . . . .	7
3.1.1	Husholdningenes etterspørsel . . . . .	8
3.2	Teoretisk tilnærming til husholdningers etterspørsel . . . . .	9
3.2.1	Working-Leser . . . . .	9
3.2.2	Elastisiteter . . . . .	10
3.2.3	Alternative modeller for estimering av husholdningers etterspørsel	11
3.3	Empiriske studier av etterspørsel på matvarer . . . . .	12
<b>4</b>	<b>Data og Metode</b>	<b>15</b>
4.1	Forbruksundersøkelsen 1994-2012 . . . . .	15
4.2	Problemer med datasettet . . . . .	16



4.3	Priskonstruksjon . . . . .	18
4.4	Deskriptiv statistikk - Matgrupper og data . . . . .	18
4.5	Økonometrisk modell . . . . .	22
<b>5</b>	<b>Resultater</b>	<b>24</b>
5.1	Elastisiteter . . . . .	31
5.1.1	Tidligere studier . . . . .	33
5.1.2	Sammenligning av forskjellige familiekonstellasjoner . . . . .	34
<b>6</b>	<b>Diskusjon</b>	<b>39</b>
6.0.1	Effekten av en skatt på sukker, fett og salt . . . . .	39
6.0.2	Effekten av nullskatt på fisk, frukt, grønnsaker og kornvarer . . . . .	41
<b>7</b>	<b>Konklusjon</b>	<b>44</b>
	<b>Vedlegg</b>	<b>50</b>
<b>A</b>	<b>Regresjonskoeffisienter</b>	<b>51</b>
A.1	Koeffisienter til kontrollvariablene . . . . .	51
<b>B</b>	<b>OLS regresjon for husholdningskategorien andre</b>	<b>53</b>
<b>C</b>	<b>Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale forbruksutgifter</b>	<b>55</b>
<b>D</b>	<b>Regresjon (OLS) med mengde</b>	<b>57</b>

---

# Tabeller

4.1	Beskrivende statistikk. . . . .	19
4.2	Kontrollvariabler: Definisjoner og gjennomsnittsverdi for utgiftsvariabelen, og dummy for demografi og rapporteringsperiode. . .	20
4.3	Betingelser . . . . .	21
5.1	Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, hele populasjonsutvalget . . . . .	26
5.2	Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, enslige med barn . . . . .	27
5.3	Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, par med barn . . . . .	28
5.4	Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, enslige uten barn . . . . .	29
5.5	Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, par uten barn . . . . .	30
5.6	Estimerte direkte- og krysspriselasititeter for matvaregruppene, hele populasjonen . . . . .	31
5.7	Estimerte direkte- og krysspriselasititeter for matvaregruppene, Par med barn . . . . .	34
5.8	Estimerte direkte- og krysspriselasititeter for matvaregruppene, Par uten barn . . . . .	35
5.9	Estimerte direkte- og krysspriselasititeter for matvaregruppene, enslig med barn . . . . .	36

5.10	Estimerte direkte- og krysspriselasititeter for matvaregruppene, enslig uten barn . . . . .	37
6.1	Beregnet gjennomsnittsendring i mengde på ulike matvarekategorier for ulike familiekonstellasjoner ved en økt skatterate på usunne matvarer .	40
6.2	Beregnet gjennomsnittsendring i mengde på ulike matvarekategorier for ulike familiekonstellasjoner ved en nullskatterate på sunne matvarer . .	42
A.1	Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, kontrollvariabler . . . . .	52
B.2	Estimerte direkte- og krysspriselasititeter for matvaregruppene, andre	53
B.1	Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, andre .	54
C.1	Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale forbruksutgifter . . .	56
D.1	Regresjon (OLS) med mengde . . . . .	58

---

# 1 Innledning

I løpet av de siste tiårene har det vært en stor økning i helserelaterte sykdommer i Norge som i resten av verden. Verdens helseorganisasjon (WHO) har estimert at det er omtrent en milliard overvektige mennesker i verden i dag, hvorav 300 millioner av disse er regnet som sykkelig overvektige. De estimerer antall dødsfall som knyttes til overvekt og fedme på å ligge rundt 2,8 millioner hvert år (*Obesity and overweight (Fedme og overvekt)*, 2018). I Norge er fedmeraten i ferd med å nærme seg de andre nordiske landene. I løpet av de siste 40 årene har andelen nordmenn med fedme nesten tredoblet seg (*Folkehelse rapporten - Overvekt og fedme*, 2017). Det betyr at rundt 15 til 20 prosent av befolkning lider av fedme og hele 25 prosent av ungdommer er kategorisert med overvekt eller fedme. Konsekvensene av dette er blant annet en betydelig økt helserisiko, fordi fedme fører med seg livsstilssykdommer som diabetes type 2, hjerte- og karsykdommer og kreft.

Med denne økningen i sykdommer følger en økning i samfunnsmessige kostnader. Man antar at de økonomiske konsekvensene kommer til å øke drastisk de neste årene. Samlede samfunnskostnader relatert til sykdommer knyttet til overvekt og usunt kosthold er i dag anslått til omlag 1-2 prosent av brutto nasjonalprodukt (Ministerråd, 2006). Dette påvirker både direkte kostnader ved behov for mer kapasitet i det norske helsevesenet, men også indirekte kostnader slik som trygdeutgifter og tapt arbeidsproduktivitet. I tillegg kommer det private tapet av tapte gode leveår og generell redusert livskvalitet.

En av årsakene til økt fedme i befolkningen er konsum av usunne matvarer. Det kan derfor tenkes at prisen på usunne matvarer burde vært korrigert med tanke på den antatte helserisikoen slike matvarer utgjør for konsumentene. I dag er det slik at den samfunnsøkonomiske kostnaden ved overvekt og fedme pålegges kun delvis det enkelte individ. Fordi kostnadene ved bruk av helsetjenester er statlig finansiert, vil ikke den ekstra kostnaden ved overkonsum falle på det individet som overkonsumerer, men heller hele samfunnet. Hvis man i dag skulle begynne å ta hensyn til denne eksternaliteten ville en skatt på matvarerene som fører til diettrelaterte sykdommer være en start. Det vil si matvarer med høyt innhold av sukker og umettet fett. På den andre siden kan

man si at sunne matvarer har en positiv eksternalitet. Matvarer som frukt, grønnsaker, kornvarer og fisk gir en konsumentene en helsegevinst, som for samfunnet betyr lavere utgifter knyttet til diettrelaterte sykdommer og økt produktivitet. Det kan derfor være ønskelig å øke befolkningens konsum av slike matvarer. Andre grunner for å innføre en slik skatt er nåtidsskjevhet. Det betyr at det kan knyttes kostnader til konsum av sukker og fettholdige varer som konsumenten ikke tar høyde for når daglige innkjøp gjøres. Disse fremtidige kostnadene kan både være individuelle og påløpe samfunnet. Konsumentene vil vektlegge konsum nå for tungt sammenlignet med helse i fremtiden. Det kan gi et suboptimalt utfall over tid. Nåtidsskjevhet kan altså være et argument for økt beskatning av usunne matvarer.

Til tross for at overvekt blant barn er et økende problem (*Barnehelserapporten*, 2016), viser en litteraturgjennomgang (Griffith, O'Connell & Smith, 2017) av relevant empirisk forskning at forskere i liten grad har vært opptatt av hvordan barns kosthold kan påvirkes av en skatteøkning eller skattereduksjon. Konsekvensene av overvekt hos barn er store både for individet og samfunnet (Cawley, 2010), og barn kan i motsetning til voksne ikke forventes å forstå konsekvensene av sitt eget kosthold på egen helse. Siden barn ikke er ansvarlig for innkjøp i husholdningen må man se på husholdninger med barn.

I denne oppgaven ønsker jeg derfor å undersøke hvordan myndighetene kan bruke skatter og nullskatterater som økonomiske virkemidler for å motvirke overvekt og fedme i befolkningen. Jeg vil se på hvordan befolkningens matvarekonsum påvirkes av økt skatt på usunne matvarer og redusert skatt på sunne matvarer. Et sentralt spørsmål for oppgaven blir om økt skatt på usunne matvarer fører til ønsket reduksjon i konsum av slike matvarer, eller om en slik skatteøkning kun bidrar til inntekter for staten. Motsatt vil det være interessant å se om en nullskatt på sunne matvarer fører til økt konsum, eller om det kun blir tapte inntekter for staten. Siden myndighetene er særlig opptatt av kostholdet blant barn og unge, vil jeg beregne elastisiteter blant ulike husholdningstyper. Dette er noe som tidligere studier ikke har fokusert på, men som har betydning for hvor treffsikker skatt og nullskatterate er som virkemidler i denne sammenhengen.

En rekke land har satt i gang økonomiske tiltak i form av helserelaterte skatter på matvarer. Et system er for eksempel å se på næringsinnholdet på matvarer og skattlegge produktvariantene med lavest næringsinnhold. Men dette systemet vil være vanskelig å implementere og håndheve med det mylderet av matvarer som finnes

på markedet i dag. Hvis et slikt skatteregime skulle blitt innført ville det skilt seg betydelig fra skattesystemet vi operer med i dag. Det kan også være at systemet vil ha liten effekt fordi konsumentene kun vil skifte til lavere kvalitet på produktene de kjøper og ikke endre næringsinnholdet i det de konsumerer. Derfor vil jeg i oppgaven fokusere på grupper av matvarer fremfor enkelte matvarer innenfor gruppen. Jeg vil ta utgangspunkt i Forbruksundersøkelsen fra Statistisk sentralbyrå med data fra 1994-2012. Dette datasettet gir et godt grunnlag for å undersøke konsumenters respons til prisendringer på matvarer. Basert på ulike næringsgrupper inkluderer jeg fem matvaregrupper: fisk og sjømat, kornvarer, kjøtt, grønnsaker, frukt og sukkerholdige varer. Ved å estimere prisfølsomheten til konsumentene kan jeg beregne effekten av skatteendringer på usunne og sunne matvarer.

Innledningsvis vil jeg definere hva jeg mener med usunne og sunne matvarer. Hva som er sunt og ikke er mye diskutert i forskningsmiljøer og i populære medier, en tydelig avgrensning er derfor vesentlig. Deretter vil jeg beskrive bakgrunn for matavgifter i Norge og i verden, og hvilke effekter som gjør at økonomisk teori taler for en slik type skatt. I kapittel 3 vil jeg presentere bakgrunn for denne problemstillingen. Jeg vil først presentere konsumteori som danner grunnlaget for husholdningenes konsum som påvirkes av preferanser, budsjett og valg av konsum. Videre i kapittelet vil jeg gå gjennom empirisk forskning gjort på området. I kapittel 4 vil jeg presentere data jeg kommer til å bruke i oppgaven og presentere OLS regresjonen jeg bruker for å tilnærme meg problemstillingen, presentere koeffisientene og de estimerte ukompenserte etterspørselselastisitetene. Deretter vil jeg bruke de ukompenserte elastisitetene til å estimere endringen i etterspørsel ved skattepåslag på usunne matvarer og reduksjon i skattesatsen på sunne matvarer. Tilslutt vil jeg presentere resultatene jeg finner og diskutere i hvilken grad skatter kan brukes som et virkemiddel i ernæringspolitikken i Norge.

I oppgaven bruker jeg statistikkprogrammet STATA/MP 15.0.

## 2 Bakgrunn

### 2.1 Hva er egentlig usunn mat?

Det finnes flere definisjoner på sunn og usunn mat, men i denne oppgaven tar jeg utgangspunkt i Folkehelseinstituttets definisjoner på sunn og usunn mat (*Nasjonal handlingsplan for bedre kosthold (2017–2021)*, 2017). Usunn mat er mat som skader helsen og ikke gir riktige næringsstoffer. Folkehelseinstituttet ønsker en reduksjon i konsumet av disse matvarene. Eksempel på slike matvarer er prosessert rødt kjøtt, sukker, saft, brus og matvarer med mye salt. Overdrevent inntak av disse matvarene kan blant annet føre til økt risiko for diabetes, høyt kolesterol, høyt blodtrykk og generelt forkortet levealder. Helsedirektoratet skriver i sin handlingsplan fra 2017 (*Nasjonal handlingsplan for bedre kosthold (2017–2021)*, 2017) at de ønsker å bedre folks kosthold, blant annet med informasjonsarbeid, for å påvirke til økt forbruk av frukt, grønnsaker og grove kornprodukter, i tillegg til å redusere sukker, salt og fettholdige matvarer. Frukt, grønnsaker, grove kornprodukter, fisk og sjømat defineres altså som sunne matvarer.

I Departementets handlingsplan for bedre kosthold 2017–2021 fremmet de et hovedmål: “Et sunt og variert kosthold i hele befolkningen uavhengig av kjønn, alder, geografi, sosioøkonomisk status, kulturell bakgrunn, funksjonsevne, religion og livssyn“. I følge regjeringen skal gjennomsnittsforbruket av kornvarer, fisk og sjømat, frukt og grønnsaker øke, mens forbruket av sukker, salt og fett skal reduseres. Meieri- og kjøttvarer har ambivalente effekter, men kategoriseres her som salt og fettholdige matvarer. Meieriprodukter inneholder mange viktige næringsstoffer, men fettinnholdet er veldig høyt og voksne personer burde derfor begrense inntaket. Kjøttprodukter burde reduseres i konsum fordi de har et høyt fettinnhold og mange kjøttvarer er prosessert mat med høyt innhold av salt. Regjeringen skriver i sin rapport at betydelige skatter på matvarer har en positiv virkning og reduserer konsumet av usunn og næringsfattig mat, mens redusert skatt på sunne matvarer har en ønsket positiv effekt med økt konsum (Meyer & Holvik, 2017). Ved å innføre en skatt mener derfor myndighetene at de kan korrigere for markedsfeil og begrense det de kategoriserer som et uønsket kosthold og

øke konsumet av det de mener er ønskede matvarer.

## 2.2 Særavgifter i Norge

Særavgifter regnes sammen med merverdiavgift og toll som en indirekte skatt. En indirekte skatt blir ikke trukket inn direkte av myndighetene slik som en direkte skatt, men gjennom forbruk av varer og tjenester. En særavgift er et økonomisk virkemiddel som brukes for å generere inntekter til staten, korrigere for eksternaliteter som for eksempel forurensning, eller for å begrense forbruk av uønsket konsum. I Norge har vi i dag tre skattesatser; normalsats er 25 prosent, redusert sats er 15 prosent og lav sats er 12 prosent. Det finnes i tillegg en særavgift på sukker, alkohol og tobakk, som ved innføringen ble begrunnet med myndighetenes behov for inntekter fordi de på daværende tidspunkt ble regnet som luksusvarer. Disse satsene ble ved årsskifte 2017/2018 oppjustert slik at skatten på eksempelvis sjokolade økte med 82,7 prosent fra 20 prosent til 36,7 prosent.

## 2.3 Matskatter i verden

Mange land har begynt å ta i bruk særavgifter på matvarer og ikke alkoholholdige drikkevarer i kampen mot fedme og overvekt. Ungarn og Danmark var to av de første landene i verden til å innførte en ren helserelatert skatt. I Danmark innførte de i oktober 2011 en skatt på varer som inneholdt mer enn 2,3 prosent mettet fett (Bødker, Pisinger, Toft & Jørgensen, 2015). Årsaken var myndighetens bekymring for den stadige økende andelen fedmepasienter i landet. Etter innføringen av skatten viste det seg at den ikke hadde ønsket effekt. Etterspørselen etter prosessert fettholdig mat sank ikke, slik de hadde forespeilet seg. Da prisene økte som følge av den nye skatten førte det til at befolkningen substituerte seg vekk til lavere kvalitet på produktene de konsumerte. Det var også stor handelslekkasje til Polen og Tyskland og de lokale produsentene slet med tapte inntekter. Skatten ble kansellert etter ett år i januar 2013 som følge av store protester fra bønder og næringslivet. Det ble i etterkant hevdet at skattene ikke var ambisiøse nok og at en omfattende subsidieringsplan for ønskede, sunne matvarer var nødvendig for at befolkningen ikke skifter til matvarer med mettet fett Jensen og Smed (2013).



Ungarn innførte i september 2011 en skatt på matvarer med høyt innhold av sukker, fett og salt. I Ungarn hadde skatteøkningen en ønsket effekt. Konsumet av prosessert mat falt med 3.4 prosent på grunn av den nye skatten, og mengden ikke-prosessert mat økte med 1.1 prosentBíró (2015). I studien finner han at de fattigste responderte best til skatten og endret konsumet sitt mest, akkurat slik myndighetene ønsket.

Dersom man legger til grunn erfaringene fra Danmark og Ungarn, vil det være viktig at skatteøkningen på usunne matvarer er av en betydelig størrelse. I tillegg bør en slik skatteøkning følges av en redusert skatt på de matvarene man ønsker at befolkningen skal øke konsumet av. Det er også tydelig at effekten av slike økonomiske virkemidler kan være forskjellig fra land til land, og effekten man finner vil også variere ut fra hvilket type datagrunnlag man har for analysen.

## 3 Litteratur

I dette kapitlet vil jeg presentere hvordan mikroøkonomisk teori kan forklare konsumentens valg av matvarer. Med bakgrunn i klassisk konsumteori skal jeg redegjøre for noen sentrale begreper og effekter som er relevante for analysen og resultatene i oppgaven. Deretter vil jeg presentere sentrale økonometriske modeller som bygger på konsumteori og husholdningers etterspørsel. Tilslutt vil jeg gå gjennom relevant forskning som har benyttet disse modellene, og hvilke resultater de fant.

### 3.1 Konsumteori

Utgangspunktet for konsumteori er en av de mest grunnleggende drivkreftene i økonomien, konsumentenes etterspørsel. I nyklassisistisk konsumteori antas det at en konsument med full informasjon som tar rasjonelle valg vil tilpasse sin etterspørsel etter priser og disponibel inntekt (Varian, 2014a). Teorien forklarer hvordan rasjonelle konsumenter styres av tre begrensninger: konsumentens preferanser, valg og budsjettbetingelse. Disse tre danner grunnlag for individets og markedets aggregerte etterspørselskurve (Riis & Moen, 2016).

Konsumentenes preferanser handler om hvordan konsumentene rangerer goder. Det er tre antagelser om konsumenters nyttefunksjon som ligger til grunn for å forstå deres preferanser. De tre antagelsene handler om at konsumenten tar rasjonelle og konsistente valg som er fullstendige, refleksive og transitive. Fullstendighet handler om at to kombinasjoner av goder kan sammenlignes, slik at konsumenten kan ta et valg om hvilke han prefererer. Refleksive godekombinasjoner betyr at identiske godekombinasjoner vil gi konsumenten lik nytte. Med transitivitet menes det at konsumentens valg alltid er konsistente. Det betyr at hvis  $(x_1, x_2) \succeq (y_1, y_2)$  og  $(y_1, y_2) \succeq (z_1, z_2)$  så vil  $(x_1, x_2) \succeq (z_1, z_2)$ . Uten transitivitet vil det ikke finnes ett beste valg for konsumenten og det er derfor en nødvendig antagelse for konsistente preferanser (Varian, 2014b).

Dersom konsumentens valg er fullstendige, refleksive og transitive vil konsumentens preferanser illustreres i en nyttefunksjon og indifferenskurver <sup>1</sup>. Konsumenten vil velge kombinasjoner av goder som maksimerer hans egen nytte ut i fra en gitt pris  $p$  og inntekt  $I$ . Nytte brukes her for å rangere én kombinasjonen av konsumgoder fremfor en annen. Dette refereres til som ordinal nytte. Det antas at grensenytten av konsum alltid er positiv, som betyr at konsumenten alltid vil tilpasse seg der grensenytten tangerer budsjettlinjen for full utnyttelse av budsjettet og dermed høyest mulig nytte. I tillegg antar vi at indifferenskurvene alltid er konvekse i forhold til origo slik at konsumenten alltid vil preferere en kombinasjon av to goder på samme indifferenskurve fremfor relativt mye av et gode.

### 3.1.1 Husholdningenes etterspørsel

Jeg antar at husholdningen oppfører seg som én enhet slik at etterspørselen til husholdningene blir:

$$(3.1) \quad q_i = q_i(p_1, p_2, p_3, \dots, p_n, I) \quad I = 1, 2, 3, \dots, n.$$

$q$  er i dette tilfellet kvantum,  $p$  er pris på gode  $i$ .  $I$  er inntekten til husholdningen som kjøper  $n$  goder.

Det optimale valget til konsumenten er kombinasjonen av goder høyest på konsumentens indifferenskurver, der helningen på indifferenskurven er lik helningen på budsjettlinjen, og antas å være lineær. Når budsjettlinjen er lineær vil det bety at etterspørselen er homogen av grad null, slik at når priser og utgifter øker påvirker ikke det sammensetningen av etterspørselen etter goder. Dette omtales ofte som homogenitetsrestriksjonen. Konsumenten kan ut i fra konsumgodene  $x$  og  $y$  maksimere sin egen nytte når han observerer pris. Ved å maksimere nyttefunksjonen gitt budsjettbetingelsen får vi Marshalls ukompenserte etterspørselsfunksjon, som innebærer at alle godene er funksjoner av prisene og total forbruksutgifter. Gitt prisene vil individet konsumere kombinasjon av goder som maksimerer egen nytte, og vi kan observere to effekter når prisene endres: substitusjonseffekten og inntektseffekten. Inntektseffekten er effekten av økt disponibel realinntekt hvis prisen på et gode reduseres, slik at konsumenten kan øke sitt totale konsum.

---

<sup>1</sup>Indifferenskurver er en grafisk illustrasjon av kombinasjoner av goder som gir konsumenten lik nytte.

Substitusjonseffekten er effekten av at et gode blir relativt billigere i konsum når prisen på andre goder øker. Summen av effektene omtales som Slutsky (Varian, 2014c). Etterspørselen ved å minimere kostnaden ved et gitt nyttenivå omtales som den kompenserte etterspørselsfunksjonen eller Hicks etterspørselsfunksjon. Den kompenserte etterspørselsfunksjonen viser hvor mye individet kan konsumere for enhver pris ved å minimere utgiftene for et bestemt nyttenivå. Den eliminerer inntektseffekten og finner den kompenserte etterspørselen uttrykt som en funksjon av pris og nytte.

## 3.2 Teoretisk tilnærming til husholdningers etterspørsel

I litteraturen finnes det en rekke ulike empiriske spesifikasjoner for etterspørselen etter konsumgoder. Det finnes derfor flere estimeringsmetoder for husholdningers etterspørsel. Jeg vil først presentere en versjon av Working-Leser modellen som jeg har valgt å benytte i denne oppgaven, før jeg kort redegjør for alternative modeller.

### 3.2.1 Working-Leser

I denne oppgaven vil jeg bruke en modell som tar utgangspunkt i Working-Leser-modellen. Den ble første gang estimert av Working i 1943 og benyttet av Leser i 1963 (Leser, 1963). En fordel med Working-Leser-modellen er at den tillater både normale-, inferiøre- og luksusgoder. Denne modellen benytter ikke mengde eller beløp på utgiftssiden for å beregne husholdningers konsum, men den benytter i stedet budsjettandel. På den måten summerer matbudsjettet seg opp til 1. Modellen skiller fra andre modeller ved å bruke andel av matbudsjett på venstre side av regresjonsligningen, og derfor oppfyller betingelsen om «adding-up». Det gjør den til en svært anvendelig og nyttig modell (Deaton & Muellbauer, 1980d). «Adding-up» krever at summen av andelene i modellen summeres opp til en,  $\sum_t x_i p = 1$ , som er oppfylt gitt:

$$\sum \alpha_i = 1 \quad \text{og} \quad \sum \beta_i = 0 \quad \text{og} \quad \sum \gamma_k = 0$$

Dette er oppfylt ved nyttemaksimering (Deaton & Muellbauer, 1980b). Working-Leser argumenterer for at denne betingelsen kan gjelde for spesifikke godegrupper som

matvarer.

$$(3.2) \quad w_i = \alpha_0 + \beta_i \log x$$

Working-Leser kan bli utvidet til å inneholde husholdningskarakteristika som husholdningsstørrelse:

$$(3.3) \quad w_i = \alpha_0 + \beta_i \log x + \sum_j \beta_{ij} \log p_j + \sum_k \gamma_{ik} H_k + \epsilon_i$$

(i,j) representerer matvaregruppene;  $w$  er andelen av forbruksutgift som brukes på matkategori  $i$ ;  $p_j$  er prisen på matkategori  $j$  og  $x$  er totale forbruksutgifter.  $\alpha$  og  $\beta$  er ukjente parametre som må estimeres.  $H$  er en vektor og inneholder alle demografiske variabler som antall barn i familien, antall voksne, region og bebyggelse.

### 3.2.2 Elastisiteter

I denne oppgaven fokuserer jeg på priselastisiteter, men jeg vil også beregne utgifts- og krysspriselastisitet. Priselastisitet er den prosentvise endringen i etterspørsel når prisen endres med én prosent. For å beregne hvor stor skatteøkning som er nødvendig for å redusere konsum av usunne matvarer må jeg derfor beregne elastisiteten til hver av matvarekategoriene separat. Jeg bruker den Marshallske etterspørselsfunksjonen altså den ukompenserte som uttrykkes som en funksjon av priser og utgifter.

Matematisk uttrykkes elastisiteten som:

$$\epsilon = \frac{\partial q(p)}{\partial p} \frac{p}{q(p)}$$

Med Working-Leser-modellen kan man uttrykke formelen for beregning av de ulike elastisitetene ved Vi får derfor en utgiftselastisitet kan uttrykkes som:

$$(3.4) \quad \epsilon_i = 1 + \left( \frac{\alpha_i}{w_i} \right)$$

Ved å ta den deriverte av etterspørselsfunksjonen 3.5 med hensyn på log av pris får vi den kompenserte- og krysspriselasititeten:

$$(3.5) \quad \epsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \left( \frac{\beta_{ij}}{w_i} \right)$$

Kronecker delta har verdien  $e_{ii} = 1$  for egenpriselasititeten ( $i = j$ ) og  $e_{ij} = 0$  for krysspriselasititeten ( $i \neq j$ ). Egenpriselasititeten angir hvor mange prosent etterspørselen etter godet endres når prisen øker med én prosent. Hvis elastisiteten er -1 vil en 20 prosent prisøkning føre til en 20 prosent reduksjon i etterspørsel. Er elastisiteten -0.5 må det en 40 prosent prisøkning til for å få samme effekt i redusert etterspørsel. Vi antar at etterspørselen er elastisk hvis godet har en absoluttverdi over 1 og uelastisk hvis absoluttverdien er mindre enn 1 (Stock & Watson, 2015). Krysspriselasititeten måler effekten av endring i etterspørsel dersom prisen på andre matvarer endres med én prosent. Disse må kalkuleres separat. Er krysspriselasititeten positiv antar vi at godene er substitutter. Er den negativ antar vi at godene er komplementære. Utgiftselasititeten forteller hvor mange prosent etterspørselen etter godet endres når de totale utgiftene til husholdningen endres med én prosent. Er elastisiteten mellom 0 og 1 vil godet være et normalt gode. Er den under null vil det være et mindreverdige gode, og over 1 et luksusgode.

### 3.2.3 Alternative modeller for estimering av husholdningers etterspørsel

I artikkelen «Linear expenditure systems and demand analysis: an application to the pattern of British demand» fra 1954 utledet Stone en modell for et lineært etterspørselssystem som var konsistent med konsumentteori. Stone brukte modellen, forkortet LES, til å estimerte pris- og inntektselastisitet for 48 matkategorier på britiske data. Theil (Theil, 1965) og Barten (Barten, 1977) utviklet med utgangspunkt i LES-modellen Rotterdam-modellen. Rotterdam-modellen skiller seg fra LES ved at den bruker differensialer i stedet for logaritmer og fordi modellen er en direkte utledning fra den Marshellske etterspørselsfunksjonen. Senere modeller har lagt større vekt på modellens funksjonalitet og fleksibilitet. Dette førte til utviklingen av Deaton og Muellbauers «Almost ideal demand system» (AIDS) for log lineær sammenheng. Modellen er viktig fordi den i tillegg til å bygge på konsumentteori, også tar hensyn til endel viktige egenskaper til etterspørselsfunksjonen (Kastens & Brester, 1996).

Deaton og Muellbauer argumenterer for at AIDS-modellen har noen fordeler over andre utledede modeller fordi den bygger på et spesifikt preferansesystem kjent som price-independent generalized linear preferences (PIGLOG), som tillater aggregering over husholdninger (Deaton & Muellbauer, 1980a). Denne ble blant annet benyttet av Gustavsen i 2009 (Gustavsen, Rickertsen et al., 2009). AIDS-modellen har egenskaper som gjør at den kunne vært aktuell i denne oppgaven, men denne er også en noe mer komplisert modell enn Working-Leser modellen jeg benytter. Av hensyn til oppgavens tidsramme og mulige ressursbruk valgte jeg derfor å benytte en versjon av Working-Leser modellen.

### 3.3 Empiriske studier av etterspørsel på matvarer

Globalt finnes det en rekke studier av forholdet mellom skatter og etterspørselen etter matvarer. De fleste studier er basert på mikrodata brukt på simuleringsmodeller for å beregne effekten av helserelaterte skatter på matvarer. Enkelte studier har også benyttet metoder som naturlige eksperimenter og kontrollerte eksperimenter. I 1994 ble det gjort et kontrollert eksperiment for å teste om skatt på matvarer kunne brukes som et helsefremmende tiltak. De fire økonomene Jeffery, French, Raether og Baxter undersøkte etterspørselen etter frukt og grønnsaker i en kantine. I en to ukers periode økte de utvalget av sunne matvarer og reduserte prisen på frukt og salater med femti prosent (Jeffery, French, Raether & Baxter, 1994). Resultatene sammenlignet de med en kontrollperiode i etterkant uten disse tiltakene. I løpet av de to ukene undersøkelsen fant sted tredoblet etterspørselen etter frukt og grønnsaker. De observerte at kvinner og folk som bevisst forsøkte å kontrollere kostholdet sitt hadde størst tilbøyelighet for å endre kostholdet sitt når de lave prisene ble innført.

Chouinard, Davis, LaFrance og Perloff (2007) gjorde en studie der de modellerte en 10 prosent og en 50 prosent ad valorem skatt på meieriprodukter. De brukte en generell AIDS-modell og undersøkte etterspørselastisiteter for melk, fløte, ost, yoghurt og smør i 23 byer mellom 1997 og 1999. Ved å bruke data fra skannede varer i supermarkeder i USA utviklet de et etterspørselssystem for å analysere effekten av skatt på ulike demografiske gruppers handlemønster. Fra etterspørselastisitetene modellerte de en skatteøkning. Resultatet ble et likt antall positive og negative elastisiteter, alle relativt lave og ikke signifikant ved et 5 prosent signifikansnivå med liten variasjon blant ulike etniske grupper. Resultatene viste at ved å innføre

en tilleggsskatt på femti prosent ville det kun føre til en reduksjon hos konsumenten på tre prosent. Godene var relativt uelastiske fordi skatten hadde så liten effekt på etterspørselen etter gode. De konkluderer med at «fettskatten» ville være lite attraktiv fordi konsumenten får redusert nytte på kort sikt uten å se umiddelbar forbedring i helse. De påpekte at skatten ville være ekstremt regressiv, og føre til et størst velferdstap for de eldste og fattigste husholdningene, som ville stride mot skattens intensjon.

Mytton, Gray, Rayner og Rutter (2007) tok studien videre ved å se på helseeffekten som ble oppnådd ved skattepålegget i Storbritannia. Han konstruerte en modell basert på konsumdata og elastisitetsverdier for så vurdere dette i tre ulike skattesystemer; først ved å skattlegge primærkildene i kostholdet til umettet fett; så ved å skattlegge matvarer som ble kategorisert som usunne av næringsindeksen fra «The UK Food Standards Agency»; og tilslutt ved å skattlegge den maten som sikrer best helseeffekt. De tar for seg en rekke matvarer fra fisk til poteter fra den britiske forbruksundersøkelsen fra 2000. De tre ulike tilnærmingsmåtene resulterer i tre ulike effekter. I den første studien ser de null effekt av skatten, kun et tilsvarende økning i konsum av saltholdige matvarer. Ved å estimere med den nasjonale næringsindeksen finner de at om lag 2300 dødsfall per år kunne vært unngått, primært ved å redusere saltinntaket. Ved å skattlegge bredere alle matvarer som kan gi helseeffekt estimerer de at 3200 dødsfall knyttet til hjerte og karsykdommer kunne vært unngått. De konkluderer med at en skatt på mat kan ha helseeffekter.

I Norge er det primært Geir Wæhler Gustavsen og Kyrre Rickertsen som har publisert forskningsartikler på matvarer og etterspørselastisiteter. De har gjort en rekke studier på ulike matvarer med metoden kvantilregresjon. De bruker kvantilregresjon fordi effektene av skatteøkninger på matvarer vil slå ut forskjellig på husholdninger som har høyt og lavt forbruk av matvarene. Metoden de bruker estimerer effekten på den kumulative distribusjonen på 0.25, 0.5 og 0.75 nivå. Ved å bruke kvantilregresjon har de undersøkt om husholdninger som konsumerte relativt lite og relativt mye responderte ulikt på skatteendringene. I en studie fra 2002 undersøkte de effekten av en redusert skatt på grønnsaker (Gustavsen & Rickertsen, 2006), fordi en høy andel av sykdommer relatert til kosthold kom av for lavt konsum av grønnsaker. Resultatene viste at det var en ulikhet i responsen på skatten når de så på konsumet hos de som hadde relativt lavt og høyt konsum. Hos de husholdningene som hadde et relativt lavt konsum av grønnsaker i utgangspunktet, ville ikke en redusert skatt øke konsumet nevneverdig. Derimot ville det få to effekter hos de som hadde et relativt



høyt konsum i utgangspunktet, med større mulighet for totalkonsum ettersom varen hadde blitt billigere og økt konsum av grønnsaker fordi den har blitt relativt billigere enn andre varer. Studien ble videreført i 2008 i en artikkel om priselastisitet på iskrem (Gustavsen, Jolliffe & Rickertsen, 2008). Ettersom iskrem inneholder store mengder sukker og fett utgjør det en stor helserisiko. I undersøkelsen økte de skatteraten på iskrem og andre usunne matvarer fra 12 prosent til 25 prosent, og fjerner skatten på sunne matvarer. I den laveste kvantilen reduserte konsumet seg med 28 prosent, i 0.7-kvantilen reduserte husholdningene kvantum med 22.2 prosent og 0.90 ble kvantum redusert med 13.6 prosent. Resultatene viste at skatten hadde størst effekt på de som spiste lite eller moderate mengde is fra før, men trenden var negativ for alle husholdningstypene. I en studie fra 2010 Gustavsen og Rickertsen (2010) tar de i bruk nye forbruksundersøkelser og inkluderer flere matvarekategorier som juice, godteri, kjøtt, fisk, melk og frukt. Ved å finne effekten av prisendring bruker de elastisitetene til å simulere null-skatterate på sunne matvarer som fisk, frukt og grønnsaker, og skatteøkning fra 14 til 25 prosent på sunne matvarer. De bruker kvalitetsjusterte prisperegning fra undersøkelsen, med en OLS-regresjon for å estimere koeffisientene. De finner at husholdninger med et høyt forbruk av brus, godteri og iskrem vil redusere konsumert mengde med henholdsvis 10, 2 og 2 kilogram ved skatteøkning, og husholdninger med et lavt forbruk av frukt, grønnsaker og fisk vil øke konsumet sitt med henholdsvis 0.5, 1.2 og 0.6 kilogram.

I 2011 undersøkte Gustavsen og Rickertsen skatt på brus, og argumenterer for at overvekt og fedme er vanligere blant mennesker som har et høyt forbruk av brus. I analysen av etterspørselastisiteter finner de at husholdninger som i utgangspunktet konsumerer lite brus reduserer sitt konsum med 5 liter dersom skatten på brus øker fra 13 til 25 prosent. Konsumenter som i utgangspunktet var gruppen som konsumerte mest reduserte konsumet med hele 20 liter (Gustavsen & Rickertsen, 2011). De beregner at effekten de finner vil føre til en årlig omtrentlig reduksjon i kroppsvekt på 0,3 kg per person. I 2013 publiserte de en studie som tok for seg et spekter av matvarer hvor de konkluderer med at de med størst insentiv til å handle mindre usunne matvarer reduserer etterspørselen mest og har derfor ønsket effekt (Gustavsen & Rickertsen, 2013). Redusert skatt på sunne matvarer viste ikke ønsket effekt. Studien kom frem til at husholdningene som konsumerte høyest andel av sunne matvarer økte konsumet sitt mest av de sunne varene og mottok dermed størstedelen av fordelene.

Som et bidrag til studiene gjort i Norge, vil min oppgave i tillegg til å bruke nyere data enn tidligere studiene ha gjort, også fokusere på ulike familiekonstellasjoner.

## 4 Data og Metode

I denne delen av oppgaven vil jeg presentere datagrunnlaget og de økonometriske spesifikasjonene som ligger til grunn for oppgavens analyser. Dataene i denne oppgaven kommer fra Forbruksundersøkelsen utført av Statistisk sentralbyrå (SSB). Mellom 1970 og 2009 var forbruksundersøkelsen en årlig undersøkelse. I denne oppgaven har jeg valgt å bruke data fra 1994 helt frem til 2012 for å få et rikt datasett til å analysere forskjellene i kohortene. Jeg har ekskludert 2003, på grunn av mangelfulle data. I datasettet har jeg i overkant av 20 000 observasjoner, fordelt over 16 år.

### 4.1 Forbruksundersøkelsen 1994-2012

Formålet med Forbruksundersøkelsen er blant annet å ajourføre vektgrunnlaget for konsumprisindeksen (KPI), men også for å samle en detaljert oversikt over anskaffelser i private husholdninger. Forbruksundersøkelsen gir et viktig grunnlag for levekårsstatistikken og forskning på virkningen av skattesystemets bruk av direkte og indirekte skatter. Siden forbruksundersøkelsen inneholder detaljerte tall på husholdningenes matforbruk er det et godt grunnlag for kostholdsanalyse. Undersøkelsen monitorerer husholdningenes budsjett og utgifter i en to ukersperiode. En husholdning er en statistisk enhet i denne undersøkelsen. Det betyr at hver enhet inneholder data om alle personene som bor i samme husholdning og deler utgifter til daglige innkjøp og derfor har samlet budsjett. Personer som bor alene er også kategorisert som en husholdning, (og personer som bor delvis/periodevis i husholdningen er inkludert i husholdningen). Gjennom årene har Forbruksundersøkelsen endret karakter og omfang, men rammen og formålet har alltid vært den samme. Det detaljerte datasettet inneholder informasjon om husholdningens personinformasjon (alder, jobbsituasjon, barn, kjønn), bosituasjon (landsdel, bostedsstrøk), og viktigst av alt: forbruket (detaljert forbruk i mengde og beløp, total forbruksutgift og husholdningens kjøp av varige konsumgoder). I 2009 ble det gjort en omstrukturering av undersøkelsen der man gikk bort fra å gjøre en årlig undersøkelse og heller inkludere et større utvalg husholdninger. I 2012 ble 7000

husholdninger i alderen mellom 0-84 år trukket ut til å være en del av undersøkelsen. Tidligere år har det blitt trukket 2200 husholdninger i alderen mellom 0-79 år. Kun personer som bodde på felleshusholdninger, som sykehjem eller lignende, ble utelatt fra undersøkelsen. I 1996 innførte Norge det internasjonale klassifiseringssystemet «classification of individual consumption by purpose», forkortet COICOP, slik at det ble lettere å sammenligne resultater med utenlandske spørreundersøkelser.

## 4.2 Problemer med datasettet

Datasettet jeg benytter inneholder om lag 20 000 enheter fordelt over 16 år, og det har en detaljrikdom som gir et godt grunnlag for å gjennomføre denne oppgavens analyser, likevel finnes det et par feilkilder vi må være klar over. I en spørreundersøkelse kan det oppstå problemer med seleksjon i utvalget og problemer med underrapportering eller feilrapportering.

### Seleksjon

I løpet av en 14-dagers periode registrerer husholdninger private forbruksutgifter gjennom datastyrte spørreskjema og papir- og internettbaserte føringshefter. Deltakelse i Forbruksundersøkelsen skjer kun på frivillig basis, og er først og fremst basert på besøksintervjuer fra et representativt antall norske husholdninger. Husholdninger er trukket ut tilfeldig for å speile befolkningen på best mulig måte for å få et randomisert representativt utvalg. Men det kan oppstå feil på grunn av frafall. Siden deltagelse i undersøkelsen er frivillig, er det en mulighet at enkelte husholdninger har større tilbøyelighet for å falle fra. Deltakerne kan når som helst under føringsperioden trekke seg fra undersøkelsen. Derfor kan frafallsvekten i enkelte undersøkelser være relativt høy. Svarprosenten har variert fra 54,8 i 1999 til 50 prosent i 2007. Dersom de som velger å delta i undersøkelsen har noe til felles med hverandre som skiller seg fra de som ikke deltar i undersøkelsen, kan det føre til at gruppestrukturen bidrar til korrelasjon med restleddet. Det kan for eksempel være husholdninger som er for late til å delta i slike undersøkelser også er for late til å lage sunn mat. Denne gruppen av late mennesker burde vært en del av datasettet for å oppnå full representativitet og påvirke utfallet av analysen. Tidsseriedata og tverrsnittsdata kan ha problemer knyttet til autokorrelasjon med restleddet. Ved å slå sammen datasett med en slik gruppestruktur kan man

oppnå statistisk signifikante resultater som skyldes tilfeldigheter, og estimatene kan bli forventningsskjevne. For å korrigere for noe av denne skjevheten kan man kontrollere for kjennetegn som husholdningssammensetning, bosted og tidspunkt for deltakelse i undersøkelsen (Egge-Hoveid & Normann, 2013).

## **Under- og feilrapportering**

Underrapporteringer kan oppstå i datasettet fordi man har erfart at spørsmålene kan gå inn på områder som individene synes enten er vanskelige, for nærgående eller stigmatiserende. De kan derfor bevisst oppgi feil svar. Det kan for eksempel være å justere svarene til å passe til normalen eller hva som er «sosialt ønskelig». Siden spørreundersøkelsen baserer seg på selvrapportering kan dette føre til at enkelte observasjoner ikke reflekterer den sanne etterspørselen, men tilpasset. Feil kan også oppstå på grunn av feilregistreringer, men i den senere tid har det blitt lagt inn et omfattende system for å fange opp og stoppe verdier som avviker for mye fra normalen, eller fordi det ikke stemmer over ens med det han selv har rapportert tidligere. Individene kan også rapportere feile verdier fordi de har vanskeligheter med å huske tilbake i tid, eller fordi spørsmålet ble misforstått under intervjuprosessen. Men på grunn av det store utvalget som benyttes i denne undersøkelsen, vil eventuelle feil være så små at de ikke vil ha effekt på resultatet vi får til slutt.

Datasettene fra Forbruksundersøkelsen inneholder en del nullverdier. Nullverdier kan oppstå i datasettet ved for eksempel at varen er priset for høyt og derfor utenfor konsumentens mulighetsområde for konsum, eller det kan være fordi konsumenten ikke er interessert i matvarekategorien og ikke ønsker å konsumere. Da er nullverdiene riktige og må inkluderes i datasettet. Men noen få nullverdier kan også skyldes feilrapporteringer i datasettet. Siden verdiene i undersøkelsen er aggregert opp til årsverdier kan det også oppstå skjevhet i estimatene som følge av matvarer som er sesongbasert, og eller hvis varen kun kjøpes en sjelden gang med varighet for en lengre periode. Hovedgruppen av matvarer som jeg ser på i denne undersøkelsen faller derimot ikke inn under disse kategoriene.

## 4.3 Priskonstruksjon

Prisvariablene brukt i modellen har jeg hentet fra prisindeksen til Statistisk sentralbyrå. Prisene justerer jeg for inflasjon for å kunne bruke realpriser i analysen. Tidligere studier har benyttet flere ulike måter å løse dette på. Enkelte studier har brukt priser kalkulert direkte av Forbruksundersøkelsen. Ettersom Forbruksundersøkelsen gir oss både mengdevariabler og beløpsvariabler er dette mulig å estimere. Et problem som kan oppstå med prisvariabler er at de kan være påvirket av kvalitetsforskjeller. Kvalitetsforskjeller kan være ulike merkevarer, størrelsen på enhetene eller endring av utsalgssted. Problemet med å bruke for eksempel estimert pris fra mengde- og beløpsvariabel er at konsumenten velger mengde og kvalitet simultant, uten at de kan skilles fra hverandre. I en studie fra 2009 har Gustavsen (Gustavsen et al., 2009) benyttet en tre stegs kvalitetsjustering av prisene. En annen mulig metode som har blitt benyttet tidligere er å dividere den samlede forbruksutgiften på alle enkeltobservasjonene for forbruksutgifter i undersøkelsen, men kvalitetsforskjeller vil fortsatt være et problem for resultatet. I tillegg er mange av varene i undersøkelsene uten verdier fordi husholdningen ikke kjøpte disse varene i den gitte perioden. Det kan gi forventningsskjevne estimer i regresjonen og svake resultater. I denne oppgaven bruker jeg prisnivåindekser fra Statistisk sentralbyrå for de ulike matvaregruppene, inflasjonsjustert for hvert av årene.

## 4.4 Deskriptiv statistikk - Matgrupper og data

Etterspørsel kan estimeres ved bruk av tidsserier, spørreundersøkelser om budsjett eller data fra skanning for å oppnå detaljerte datasett. I de fleste publiserte forskningsartikler brukes det spørreundersøkelser, ettersom det er tilgjengelig og inneholder mange sosiodemografiske karakteristika. Datasettene som jeg benytter fra Forbruksundersøkelsen er tverrsnittsdata over private husholdningers forbruk. Jeg setter tverrsnittsdata fra flere år sammen for å få en repetert tverrsnittsanalyse. Hans-Jürgen, Golsch og Schmidt (2013) argumenterer for at paneldata vil gi et rikere bilde fordi det inkluderer individuell utvikling ved å følge samme husholdning eller individ over flere år. Men dette er ikke mulig ettersom husholdningene plukkes ut tilfeldig hvert år og spares ikke for gjentagende analyse over flere år. Repetert tverrsnittsanalyse er et fullgodt alternativ for paneldata for de trendene vi ønsker å se.

Husholdninger som ikke kjøpte noen av matvaregruppene jeg undersøker ble utelatt fra datasettet. Bare de som har valgt å kjøpe varer innenfor en av matkategoriene er med i datasettet. Ekstremverdier er også utelatt ved én prosent nivå for hvert av datasettene og ved for høye budsjettandeler av matkategoriene i forhold til totale forbruksutgifter. I neste avsnitt vil jeg presentere alle matkategoriene jeg inkluderer i analysen.

## Avhengige variabler

All innkjøp hos husholdningene i Forbruksundersøkelsen er registrert i mengde og beløp, og begge kunne blitt brukt i estimeringen av elastisiteter. Mengde kan gi upresise estimater fordi verdiene kan i noen tilfeller være imputerte tall utregnet fra den registrerte utgiften. Ettersom spørreundersøkelsen i mange tilfeller mangler verdier for mengde blir disse imputert altså beregnet ut i fra registrert utgift på matvaren. I stedet for å bruke mengde som mål på innkjøp bruker jeg husholdningens budsjettandel for den spesifikke matvaregruppen. Varegruppeinndelingen jeg bruker er vist i tabell 4.1. Fiskeprodukter har flest nullobservasjoner og det laveste gjennomsnittsforbruket, det er derfor viktig å ta høyde for dette ved generalisering av resultatene fra denne matvaregruppen til populasjonen.

**Tabell 4.1:** Beskrivende statistikk.

Variabel	Variabelbeskrivelse	Nullobs.Gjennomsnitt*	
Kornvarer	Inneholder alle typer kornvarer som brød, melprodukter og korn.	309	0.11
Meierivarer	Inneholder alle typer ost, yoghurt og egg	79	0.23
Frukt	Sitrusfrukt, epler, pærer, steinfrukter, bær, konserverte frukt og lignende	1149	0.9
Fisk	Fersk og frossen fisk og annen sjømat. Tørket, saltet, røkt, hermetisert og annen bearbeidet	3243	0.7
Grønnsaker	Ferske- og tørkede grønnsaker, sopp, poteter, konserverte eller bearbeidede grønnsaker	1138	0.8
Sukkerholdig	Variabel for sukker, honning/sirup, sjokolade og iskrem	823	0.14
Kjøtt	Variabelen inneholder all storfe, svin, sau, geit, fjørfe; fersk, frossen, bearbeidet og hermetisert	384	0.27

\*Kolonnen viser matvarekategorienes andel av totalt matbudsjett for utvalgsgjennomsnittet.

## Uavhengige variabler

For å kunne estimere etterspørselstetisiteten benytter jeg prisvariabelen sammen med et sett kontrollvariabler. Kontrollvariablene bidrar til å sikre at analysen har

god intern validitet, det vil si at sammenhengen mellom pris og forbruk ikke skyldes bakenforliggende faktorer som for eksempel demografiske forskjeller blant individene. Det er grunn til å anta at det er forskjeller i konsumentatferd hos husholdninger med ulike demografiske karakteristikk, jeg inkluderer derfor en rekke demografiske kontrollvariabler.

**Tabell 4.2:** Kontrollvariabler: Definisjoner og gjennomsnittsverdi for utgiftsvariabelen, og dummy for demografi og rapporteringsperiode.

Variabel	Definisjon	Gjennomsnitt
Realforbruksutgift	Totale utgifter for husholdningen til kjøp av forbruksvarer og tjenester	296 720.7
Mann	Hovedinntektshavers kjønn (0/1)	0.64
Alder	Hovedinntektshavers alder ved rapportering	45.80
Voksne	Antall personer over 20 år i husholdningen	1.91
Barn	Antall personer under 20 år i husholdningen	1.14
Trøndelag	Husholdning rapportert fra Trøndelag (0/1)	0.10
Øvrige Østlandet	Husholdning rapportert fra Østlandet, Oslo og Akershus ekskludert (0/1)	0.26
Vestlandet	Husholdning rapportert fra Vestlandet (0/1)	0.18
Nord-Norge	Husholdning rapportert fra Nord-Norge (0/1)	0.11
Agder og Rogaland	Husholdninger rapportert fra Agder og Rogaland (0/1)	0.15
Tettbygd	Bosatt i et tettbygd område, by ekskludert (0/1)	0.61
Spredtbygd	Bostatt i et spredtbygd område (0/1)	0.21
Andre kvartal	Innrapporteringsperiode i andre kvartal (0/1)	0.23
Tredje Kvartal	Innrapporteringsperiode i tredje kvartal (0/1)	0.26
Fjerde kvartal	Innrapporteringsperiode i fjerde kvartal (0/1)	0.24

Merknader: Utgangspunkt for alle relevante verdier er 1994. Realverdier er kalkulert ved justering for konsumprisindeksen for alle verdier. Alle demografiske variabler er dummyvariabler og derfor er en variabel innenfor hver kategori utelatt for en referansekategori. Referanse kategorier er henholdsvis kvinne, Akershus og Oslo, by og første kvartal

Valget av sosiodemografiske variabler er delvis basert på tidligere forsknings valg av variabler og delvis på bakgrunn av hva jeg tenker kan påvirke konsumet til en husholdning. I tillegg til de variablene jeg har inkludert kunne det vært aktuelt å kontrollere for utdanning og etnisitet, men det finnes ikke tilgjengelig data for disse faktorene. Voksne er her antall personer over 20 år i husholdningen. Gjennomsnittsverdien på 1.91 betyr at i gjennomsnittshusholdningen er det litt under to personer. Antall voksne påvirker hvilket konsum husholdningen har ettersom voksne har et større forbruk enn barn. Barn er kategorisert som antall personer i husholdningen under 20 år og har et gjennomsnitt på litt over ett barn per husholdning. Alder er et tall som representerer alderen til hovedpersonen i husholdningen. Det vil si personen som er hovedinntektstaker og ansvarlig for innkjøp for husholdningen. Mann er en dummyvariabel som har verdi 1 hvis den som hovedsakelig er ansvarlig for innkjøp og

hovedinntektstaker i husholdningen er en mann. Det er mannen som er hovedpersonen i 64 prosent av husholdningene. Kvartal er fire dummyvariabler for hvilket kvartal Forbruksundersøkelsen ble besvart. Hvilket tidspunkt på året undersøkelsen ble gjort kan ha utslag på konsumet ettersom høytider, sesonger eller årstider kan påvirke valg av matvarer. I høytider som jul eller påske er det ofte mer fettholdig og sukkerholdig mat enn ellers og dette kan påvirke de innrapporterte verdiene. Det ble besvart flest undersøkelser i første kvartal og færrest i andre kvartal. Region er dummyvariabel for 5 ulike regioner husholdningene kan bo i: Akershus og Oslo (referansekategorien), øvrige Østlandet, Agder og Rogaland, Vestlandet, Trøndelag og Nord-Norge. Disse vil ikke bli individuelt studert av praktiske hensyn, men de inkluderes fordi det kan være ulike preferanser og tilgang til mat i ulike regioner. Regioner langs kysten har høyere forbruk av fisk. Bosted er dummyvariabler for om husholdningen bor i en stor, middels eller liten by. Vi skiller mellom by, tettbygde- og spredtbygde områder. Folk som bor i mer spredtbygde områder har ofte et mindre utvalg for konsum enn folk som bor i by, og det kan påvirke forbruket. I konstruksjonen vil antall dummyvariabler tilsvare antall kategorier minus 1, ettersom en utelatt kategori vil være referansekategorien.

I analysen min deler jeg husholdningstypene inn i fire kategorier vist i tabellen under. Disse er ikke kontrollvariabler, men betingelser som jeg bruker når jeg kjører de ulike OLS-regresjonene. Par er en dummy for en husholdningen med to voksne mennesker som enten har barn eller ikke har barn. Det er nødvendigvis ikke et par, men en betegnelse på to mennesker i en husholdning som er over 20 år gamle. Par med barn utgjør omtrent halvparten av utvalget, 45 prosent. Mens par uten barn, enslige uten barn og enslige med barn utgjør henholdsvis 25, 13 og 8 prosent av utvalget.

**Tabell 4.3:** Betingelser

Variabel	Definisjon	Gjennomsnitt
Par uten barn	To voksne personer i husholdningen (0/1)	0.25
Par med barn	To voksne personer i husholdningen samt ett eller flere barn (0/1)	0.45
Enslig uten barn	En voksen person i husholdningen (0/1)	0.13
Enslig med barn	En voksen person i husholdningen med ett eller flere barn (0/1)	0.08



## 4.5 Økonometrisk modell

I analysen jeg skal gjøre ønsker jeg å se hvilken påvirkning en skatteøkning på usunne matvarer og null skatt på sunne matvarer har på norske husholdninger. Jeg vil nå spesifisere den økonometriske ordinary least square (OLS) regresjonen jeg har benyttet, en lineær logaritmisk eller semi-logaritmisk regresjon. En regresjonsanalyse forklarer samvariasjonen mellom variabler empirisk. OLS gir oss forventningsrettede estimater dersom følgende antagelser er oppfylt: feilleddet er ikke korrelert med de uavhengige variablene, alle observasjonene er iid, identiske og uavhengig fordelt. For å unngå korrelasjon mellom feilleddet og de uavhengige variablene har jeg inkludert demografiske variabler som kan ha påvirkning på preferanser og konsummønstre. For å hindre at datasettet mitt har ekstremverdier har jeg kuttet én prosent av observasjonene i topp og bunn. Jeg har kuttet én prosent i hvert år, slik at eventuell årsvariasjon ikke blir borte fra datasettet.

OLS regresjonen ble gjennomført med tre ulike fremgangsmåter, med alle resultater i appendiks. Det vil si tre ulike variabler på venstresiden: en med andel av totalt matbudsjett som er inkludert i oppgaven, de to siste med estimert mengde og beløp hentet direkte fra forbruksundersøkelsen. Resultatene fra analyser med mengde er som tidligere nevnt usikre ettersom Forbruksundersøkelsen er en spørreundersøkelse hvor mange mengdeverdier mangler. Som et resultat av dette er mange av tallene fra datasettet imputerte tall. En annen viktig grunn til å bruke beløp fremfor mengde er fordi det er stor sannsynlighet for at det substitueres innenfor hver matkategori og individer kan velge å substituere mellom kvalitet og merkevarer. Ved å skifte mellom kvalitet og merke vil beløp endres selv om rapportert mengde ikke endres. Ved en økt pris på for eksempel kjøtt vil konsumenten gå fra indrefilet til ytrefilet, eller på meierivarer vil konsumenten gå fra Prior-egg til First price-egg. Konsumentens mengde kan dermed forbli den samme. Ved å beregne med andel av totale matutgiftene ble flere av estimatene signifikante og gav en høyere  $R^2$ .  $R^2$  er et mål på hvor mye av variasjonen til  $Y$  som forklares av modellen, og dermed et mål på hvor godt analysen

passer til det vi ønsker å analysere.

$$(4.1) \quad w = \frac{Y_i^h}{S^h} = \beta_{i0} + \sum_{j=1} \beta_{ij} \ln \left( \frac{P_{jt}}{R} \right) + \beta_{i4} \ln \left( \frac{S^h}{R} \right) + \beta_{i5} \ln A^h + \beta_{i6} \ln T_t + \sum_{j=1}^3 \beta_{i8} K^h + \beta_{i9} B_t + \beta_{i10} V_t + \sum_{j=1}^j \gamma_{ij} D_j^h + \epsilon_i^h$$

Venstresiden er andel av totalt matbudsjett som går til varegruppe  $i$ . Derfor divideres  $Y^h$  som er husholdningens konsum av hver enkelt matvaregruppe  $i$  på husholdning  $h$  totale matvarekonsum  $S$ . Dette blir, fra modellen, parameteren  $w$ .  $P_{it}$  er prisen på gode  $i$  i periode  $t$ , justert for inflasjon  $R$  for å oppnå realprisen. Prisen er på godene frukt, sukkerholdige varer, kjøtt, fisk, grønnsaker, meieriprodukter og kornvarer.  $S^h$  er total utgift på matvarene i perioden for husholdning  $h$ , realprisjustert.  $A^h$  er alderen på hovedpersonens alder,  $T_t$  er variabelen som indikerer den årlige endringen. Variabelen tar verdien 1 i 1994 og verdien 19 i 2012.  $V$  er variabel for antall voksne i husholdningen og  $B$  er antall barn.  $K$  er samlet variabel for tre kvartalsdummy.  $D_j^h$  er samlet variabel for alle demografiske dummyvariabler i modellen. Den inkluderer region og grad av urbanisering.  $\epsilon^h$  er feilleddet eller restleddet. En mer detaljert oversikt over variablene finnes i tabell 4.2.

I denne studien er utgifts-, egenpris- og krysspriselastisiteten estimert med utvalgsgjennomsnittet av de uavhengige variablene. Jeg kan bruke en log-log funksjon for å lese elastisitetene rett ut av regresjonen, men fordi noen av matkategoriene har mange nullverdier kan ikke log-log funksjon benyttes. Derfor bruker jeg en semi-logaritmisk modell og beregner elastisiteter fra resultatene. Som nevnt i litteraturdelen er det kriterier som må oppfylles fra konsumentteorien for at det ikke skal bli skjevhet i estimatet. Dette kriteriet er «adding-up» som Working-Leser oppfyller fordi jeg bruker andel av totale matutgifter som summeres opp til 1.

## 5 Resultater

I denne delen blir Working-Leser modellen estimert. De estimerte koeffisientene fra regresjonsanalysen benyttet jeg til å beregne egenpris-og krysspriselasitetene i del 5.2 og simulere den nye skatten på usunne matvarer i del 5.3. Tabell 5.1-5.5 rapporterer de estimerte koeffisientene for de ulike matvaregruppene. Hovedfokuset i analysen er egenpriseffektene, men jeg har også inkludert krysspriseffektene til tre grupper av matvarer. I første gruppe ser jeg på kjøtt, fisk og grønnsaker, fordi jeg antar at disse tre kan være substitutter eller komplementære i konsum. Det er rimelig å anta at et kjøttmåltid kan bli erstattet med et fiskemåltid hvor grønnsaker følger med hver av disse måltidene. I andre gruppe inkluderer jeg meieri og kornvarer som jeg antar kan være komplementær i forbruk. I tredje gruppe er krysspriseffekten mellom frukt og sukker undersøkt. Dersom prisen på sjokolade skulle øke, kan jeg se om etterspørselen etter frukt øker.

Hovedvariablene er prisvariablene, mens de andre kontrollvariablene som trend, husholdningsstørrelse, region, kvartal, alder og bosettingsmønster er bakgrunnsvariabler og vil ikke bli lagt vekt på i denne oppgaven, men er lagt ved i appendiks A. Noen resultater er likevel verdt å kommentere; variabelen voksne er negativ for alle matvarer bortsett fra grønnsaker og korn. Dette betyr at husholdninger med to voksne personer vil ha en høyere andel av budsjettet som benyttes til grønnsaker og kornprodukter.

Tabell 5.1 viser OLS-regresjon for hele populasjonsutvalget. Det er lave p-verdier og dermed signifikante estimater for alle egenpriseffektene, bortsett fra matvarekategorien fisk.  $R^2$  varierer mellom 0.048 og 0.237. Tabell 5.2 viser regresjonen betinget for enslige foreldre med ett eller flere barn. Koeffisientene for kjøtt, grønnsaker, korn og meieri er signifikante. Den rapporterte  $R^2$  varierer mellom 0.037 og 0.273. Tabell 5.3 viser regresjonen betinget for to voksne personer i en husholdning med ett eller flere barn. Estimaten er signifikante for matvarekategoriene kjøtt, grønnsaker og korn.  $R^2$  varierer mellom 0.034 og 0.277. Tabell 5.4 viser regresjonen betinget for personer som bor alene uten barn. Regresjonen er kun signifikant for frukt. Tabell 5.5 viser regresjonen betinget for to voksne personer uten barn under 20 år i husholdningen.

Koeffisientene er signifikante for kjøtt, grønnsaker og sukker.  $R^2$  er mellom 0.013 og 0.209. Koeffisientene alene sier ikke så mye om resultatet av regresjonen ettersom den er estimert ut i fra budsjettandeler. Derfor estimeres elastisiteter for å kunne lese den prosentvise endringen i konsum som følge av en prosents prisendring. Jeg finner i likhet med tidligere studier at noen av estimatene ikke er signifikante (Gustavsen & Rickertsen, 2013);(Chouinard et al., 2007), men hovedtrekket er at resultatene er signifikante og jeg kan derfor bruke disse til å estimere elastisiteter.

**Tabell 5.1:** Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, hele populasjonsutvalget

	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Korn	Meieri	Sukker	Frukt
Pris kjøtt	0.250*** (0.00)	0.012 (0.11)	-0.206*** (0.00)				
Pris grønnsaker	-0.121* (0.01)	0.012 (0.99)	0.073*** (0.00)				
Pris fisk	0.178*** (0.00)	0.016 (0.35)	-0.165*** (0.00)				
Pris korn				-0.046*** (0.00)	-0.012*** (0.00)		
Pris meieri				0.027 (0.16)	0.022*** (0.00)		
Pris sukker						0.055** (0.01)	-0.039* (0.02)
Pris frukt						0.094*** (0.00)	-0.035** (0.00)
Sum utgift	0.045*** (0.00)	0.012*** (0.00)	0.005*** (0.00)	-0.024*** (0.00)	0.007*** (0.00)	0.001 (0.34)	0.004*** (0.00)
Konstant	-0.039 (0.08)	-0.191*** (0.00)	0.001 (0.99)	0.429*** (0.00)	-0.073*** (0.00)	0.307*** (0.00)	-0.063*** (0.00)
r2	0.057	0.091	0.237	0.100	0.116	0.092	0.048

Merknad: Basert på data fra Forbruksundersøkelsen 1994-2009, 2012. Kontrollert for kjønn, alder, voksne bar, region, rapporteringskvartal, og bostedsstrøk (by, tettbygd, spredtbygd). Priser er målt ut i fra 1994 verdier, og realprisjustert og logaritmiske. P-verdier er rapportert i parentes. Antall observasjoner 19 657. \*\*\* signifikant ved ett prosent nivå, \*\* signifikant ved fem prosent nivå, \* signifikant ved ti prosent nivå

**Tabell 5.2:** Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, enslige med barn

	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Korn	Meieri	Sukker	Frukt
Pris kjøtt	0.388*** (0.00)	-0.088 (0.38)	-0.271*** (0.00)				
Pris grønnsaker	0.040 (0.76)	-0.056 (0.55)	0.052 (0.57)				
Pris fisk	0.303 (0.05)	0.017 (0.83)	-0.178* (0.02)				
Pris korn				-0.099** (0.01)	-0.026** (0.00)		
pris meieri				0.088 (0.24)	0.073*** (0.00)		
pris sukker						0.120 (0.16)	0.034 (0.58)
pris frukt						0.200** (0.01)	-0.046 (0.36)
Sum utgift	0.019* (0.01)	0.011** (0.00)	0.004 (0.20)	-0.024*** (0.00)	0.012*** (0.00)	0.011* (0.04)	0.009* (0.02)
Konstant	-0.017 (0.82)	-0.091* (0.02)	-0.020 (0.58)	0.346*** (0.00)	-0.045 (0.22)	0.204*** (0.00)	-0.025 (0.56)
r <sup>2</sup>	0.058	0.037	0.273	0.070	0.073	0.049	0.049

Merknad: Basert på data fra Forbruksundersøkelsen 1994-2009, 2012. Kontrollert for kjønn, alder, voksne bar, region, rapporteringskvartal, og bostedsstrøk (by, tettbygd, spredtbygd). Priser er målt ut i fra 1994 verdier, og realprisjustert og logaritmiske. P-verdier er rapportert i parentes. Antall observasjoner er 1 491. \*\*\* signifikant ved ett prosent nivå, \*\* signifikant ved fem prosent nivå, \* signifikant ved ti prosent nivå

**Tabell 5.3:** Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, par med barn

	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Korn	Meieri	Sukker	Frukt
Pris kjøtt	0.210*** (0.00)	-0.007 (0.84)	-0.231*** (0.00)				
pris grønnsaker	0.054 (0.19)	0.019 (0.56)	0.114*** (0.00)				
Pris fisk	0.135** (0.00)	0.004 (0.87)	-0.188*** (0.00)				
Pris korn				-0.048*** (0.00)	-0.002 (0.69)		
Pris meieri				0.005 (0.85)	0.013 (0.10)		
Pris sukker						0.011 (0.72)	-0.021 (0.35)
Pris frukt						0.104*** (0.00)	-0.030 (0.05)
Sum utgift	0.039*** (0.00)	0.013*** (0.00)	0.004*** (0.00)	-0.021*** (0.00)	0.009*** (0.00)	0.004* (0.05)	0.003 (0.07)
Konstant	-0.049 (0.123)	-0.135*** (0.00)	-0.036** (0.01)	0.366*** (0.00)	-0.067*** (0.00)	0.230*** (0.00)	-0.033 (0.05)
r <sup>2</sup>	0.053	0.034	0.277	0.074	0.124	0.044	0.035

Merknad: Basert på data fra Forbruksundersøkelsen 1994-2009, 2012. Kontrollert for kjønn, alder, voksne bar, region, rapporteringskvartal, og bostedsstrøk (by, tettbygd, spredtbygd). Priser er målt ut i fra 1994 verdier, og realprisjustert og logaritmiske. P-verdier er rapportert i parentes. Antall observasjoner er 9 108. \*\*\* signifikant ved ett prosent nivå, \*\* signifikant ved fem prosent nivå, \* signifikant ved ti prosent nivå

**Tabell 5.4:** Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, enslige uten barn

	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Korn	Meieri	Sukker	Frukt
Pris kjøtt	0.161 (0.09)	-0.032 (0.75)	0.262*** (0.00)				
Pris grønnsaker	0.118 (0.28)	0.063 (0.51)	0.010 (0.18)				
Pris fisk	0.530** (0.00)	-0.024 (0.76)	-0.097 (0.15)				
Pris korn				-0.042 (0.26)	-0.030** (0.00)		
Pris meieri				-0.067 (0.35)	0.021 (0.29)		
Pris sukker						-0.001 (0.98)	-0.116 (0.05)
Pris frukt						0.029 (0.61)	-0.126** (0.00)
Sum utgift	0.038*** (0.00)	0.014*** (0.00)	0.005 (0.05)	-0.026*** (0.00)	0.009*** (0.00)	-0.003 (0.47)	0.004 (0.27)
Konstant	-0.062 (0.28)	-0.218*** (0.00)	0.021 (0.46)	0.485*** (0.00)	-0.096*** (0.00)	0.366*** (0.00)	-0.066 (0.06)
r <sup>2</sup>	0.064	0.087	0.170	0.139	0.151	0.066	0.073

Merknad: Basert på data fra Forbruksundersøkelsen 1994-2009, 2012. Kontrollert for kjønn, alder, voksne bar, region, rapporteringskvartal, og bostedsstrøk (by, tettbygd, spredtbygd). Priser er målt ut i fra 1994 verdier, og realprisjustert og logaritmiske. P-verdier er rapportert i parentes. Antall observasjoner er 2 401. \*\*\* signifikant ved ett prosent nivå, \*\* signifikant ved fem prosent nivå, \* signifikant ved ti prosent nivå



**Tabell 5.5:** Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, par uten barn

	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Korn	Meieri	Sukker	Frukt
Pris kjøtt	0.248*** (0.00)	-0.054 (0.39)	0.313*** (0.00)				
Pris grønnsaker	0.051 (0.47)	-0.016 (0.80)	0.043 (0.35)				
Pris fisk	0.213* (0.01)	0.035 (0.48)	-0.142*** (0.00)				
Pris korn				-0.036 (0.08)	-0.002 (0.96)		
Pris meieri				0.058 (0.13)	-0.022 (0.74)		
Pris sukker						0.047* (0.08)	-0.085* (0.02)
Pris frukt						0.079*** (0.01)	-0.038 (0.16)
Sum utgift	0.067*** (0.00)	0.013*** (0.00)	0.001 (0.53)	-0.028*** (0.00)	0.007* (0.01)	0.000 (0.91)	0.004 (0.06)
Konstant	-0.196*** (0.00)	-0.258*** (0.00)	0.046* (0.02)	0.484*** (0.00)	-0.092** (0.00)	0.353*** (0.00)	-0.094*** (0.00)
r <sup>2</sup>	0.09	0.098	0.209	0.115	0.013	0.071	0.060

Merknad: Basert på data fra Forbruksundersøkelsen 1994-2009, 2012. Kontrollert for kjønn, alder, voksne bar, region, rapporteringskvartal, og bostedsstrøk (by, tettbygd, spredtbygd). Priser er målt ut i fra 1994 verdier, og realprisjustert og logaritmiske. P-verdier er rapportert i parentes. Antall observasjoner er 4 770. \*\*\* signifikant ved ett prosent nivå, \*\* signifikant ved fem prosent nivå, \* signifikant ved ti prosent nivå

## 5.1 Elastisiteter

Jeg bruker funksjon 3.7 og 3.8 for å beregne egenpris-, krysspris- og utgiftselastisiteten. Deretter har jeg gjort beregningene for de fire ulike familiekonstellasjonene i tabell 5.7-5.10. Inntektselastisitet kan ikke beregnes fra Working-Leser ettersom den bruker andel av totalmatbudsjett og må i stedet leses ut av en estimert engel-kurve. De marginale effektene er evaluert ved bruk av utvalgsgjennomsnittet til de uavhengige variablene og viser endringen i etterspørselen som følge av én prosents endring i prisen til gode  $i$ . Tabellen leses horisontalt, slik at kryssprisene vises på samme rad som egenpriselastisiteten. Forbruksutgifter er det totale forbruket av matvarekategoriene jeg har inkludert i oppgaven. De mest relevante elastisitetene er egenpriseffektene og alle disse er negative og for det meste signifikante.

**Tabell 5.6:** Estimerte direkte- og krysspriselastisiteter for matvaregruppene, hele populasjonen

Gruppe 1				
Prisendring	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Forbruksutgifter
Kjøtt	-0.07	0.66	-0.44	1.16
Fisk	0.17	-0.77	0.17	1.17
Grønnsaker	-2.57	-2.06	-0.09	1.06
Gruppe 2				
	Korn	Meieri	Forbruksutgifter	
Korn	-1.43	0.25	0.78	
Meieri	-0.05	-0.90	1.03	
Gruppe 3				
	Frukt	Sukker	Forbruksutgifter	
Frukt	-1.39	-0.43	1.04	
Sukkerholdige varer	0.67	-0.61	1.01	

Merknad: Tabellen leses horisontalt, slik at kryssprisene vises på samme rad som egenpriselastisiteten.

Tabell 5.6 viser at alle egenpriselastisitetene har negative verdier, som betyr at de følger «law of demand» (Deaton & Muellbauer, 1980c). Det betyr at de er normale goder slik at når prisen går opp vil etterspørselen etter matvaren i større eller mindre grad synke. Korn og frukt har en priselastisitet over en, som betyr at godene er elastiske i konsum. Slik at etterspørselen skifter mer enn prisen når prisen på godet endres. Meieriprodukter har en gjennomsnittselastisitet på en. Det vil si at godet responderer symmetrisk med prisendring. Kjøtt, fisk, grønnsaker og sukkervarer har elastisitet mellom null og én.

Dette er rimelig ettersom konsum av matvarer er annerledes enn andre goder fordi et visst konsumnivå alltid må opprettholdes.

Tabell 5.6 viser at grønnsaker og kjøtt er lite prisfølsomme goder, hvis vi ser bort i fra kryssprisvirkningene. Den estimerte egenpriselastisiteten til grønnsaker er på -0.09 prosent. Det betyr at hvis prisen på grønnsaker synker med én prosent, alt annet uendret, vil etterspørselen etter grønnsaker øke med om lag 0.10 prosent. Egenpriselastisiteten til fisk og sjømat er betydelig høyere enn kjøtt på henholdsvis -0.82 og -0.07 prosent. Det betyr at kjøtt er et mer nødvendig gode for konsumentene enn fisk. Begge godene skifter mindre i etterspørsel enn prisøkning, men kjøtt er en viktigere del av kostholdet for populasjonen.

Krysspriselastisiteten er en mer komplisert i tolkning. Estimatene ble inkludert i analysen for å få et så presist estimat på etterspørsel som mulig. Forbruksutgifter er inkludert, men er heller ikke særlig interessant i dette tilfellet ettersom modellen ikke bruker totale forbruksutgifter, men heller en variabel som summerer opp alle matvarekategoriene til 1.

Det er viktig å merke seg at dette er gjennomsnittselastisiteter, som betyr at det kan finnes ulike elastisiteter innenfor hver matkategori. Det kan være at innenfor en matvarekategori finnes det matvarer med positiv elastisitet og matvarer som er svært elastiske.

### 5.1.1 Tidligere studier

De estimerte egenpriselasititetene er i stor grad i tråd med tidligere forskning fra Norge. Selv om det ikke er undersøkt elastisiteter til ulike familier i Norge tidligere, samsvarer resultatene fra befolkningsgjennomsnittet godt med tidligere utførte studier fra Gustavsen og Rickertsen hvor de har brukt data fra Forbruksundersøkelsen. Elastisiteten til fisk og sjømat er i min analyse på  $-0.82$ , identisk med hva Gustavsen finner i sin analyse fra 2013 (Gustavsen & Rickertsen, 2013). Når det gjelder matvaregruppen kjøtt er mitt estimat av elastisitet på  $-0.07$ , noe som er en del lavere enn hva Gustavsen har funnet i sine studier. I studien Gustavsen og Rickertsen (2010) publisert i 2010 hvor han benytter kvantilregresjon finner han elastisitet på kjøtt som spenner fra  $-0.26$  til  $-0.77$ . I en studie av Rickertsen (1998) finner han egenpriselasititet på ost til å være  $-0.81$ , noe som samsvarer med estimatet mitt på meieriprodukter som jeg finner har en elastisitet på  $-0.90$ . Kategorien sukkerholdige varer inneholder i min analyse blant annet godteri, iskrem, farin og honning. I kvantilregresjonen fra 2010 som nevnt ovenfor finner Gustavsen elastisiteter mellom  $-2.40$  til  $-1.18$  for iskrem og mellom  $-0.08$  til  $-0.02$  for godteri. Derfor ser min gjennomsnittlige elastisitet på  $-0.65$  for sukkerholdige varer ut til å stemme godt med tidligere publisert litteratur. Når det gjelder grønnsaker er elastisiteten i min analyse beregnet til  $-0.09$ , mens tidligere studier har beregnet denne til  $-0.38$  (Gustavsen, Rickertsen et al., 2004). I 1998 ble elastisiteten til frukt og bær undersøkt av Rickertsen (1998) og målt til  $-0.89$ . I min analyse finner jeg en elastisitet på frukt til  $-1.37$ , altså mer elastisk. Hovedbildet er altså at mine funn i stor grad er i tråd med tidligere forskning, men innenfor enkelte matvaregrupper er det forskjeller. Dette kan blant annet skyldes at jeg bruker en Working-Leser modell med andeler av totalt matbudsjett, mens andre studier har benyttet kvantilregresjon eller AIDS. Jeg har i tillegg sett på data fra nyere forbruksundersøkelser enn hva andre har gjort før meg. Matkategoriene jeg bruker er heller ikke identiske til tidligere undersøkelser. Noen studier har brukt mer generelle matvaregrupper enn meg, ved å for eksempel kategorisere frukt og grønnsaker som én kategori. Innenfor disse aggregerte matkategoriene kan det være motstridende elastisiteter, fordi hver matkategori består av en mengde ulike matvarer som konsumentene kan ha ulik respons til. Andre studier har spesifisert matvarer innenfor én hovedkategori, ved for eksempel å dele meieriprodukter opp i ost og egg Rickertsen (1998). Derfor kan det bli vanskelig å sammenligne estimerer med tidligere forskning. Det jeg estimerer er gjennomsnittlige elastisiteten for en hel matkategori og de aller fleste er i tråd med tidligere publiserte artikler.

### 5.1.2 Sammenligning av forskjellige familiekonstellasjoner

Hovedformålet med denne oppgaven er å analysere hvordan familier med barn responderer på endringer i beskatningen av matvarer. Jeg ønsker derfor å sammenligne priselastisitetene til fire forskjellige familiekonstellasjoner. Tabellene under viser de estimerte elastisitetene for de fire ulike familiekonstellasjonene.

#### Par med barn

Par med barn er den største andelen av husholdningstypene jeg inkluderer i datasettet mitt, om lag 45 prosent av husholdningene.

**Tabell 5.7:** Estimerte direkte- og krysspriselastisiteter for matvaregruppene, Par med barn

Gruppe 1				
Prisendring	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Totale matutgifter
Kjøtt	-0.23	0.50	0.20	1.14
Fisk	-0.12	-0.93	-0.32	1.21
Grønnsaker	-2.89	-2.35	0.43	1.08
Gruppe 2				
	Korn	Meieri		Totale matutgifter
Korn	-1.40	0.04		0.83
Meieri	-0.01	-0.94		1.04
Gruppe 3				
	Frukt	Sukker		Totale matutgifter
Frukt	-1.35	-0.25		1.04
Sukkerholdige varer	0.65	-0.93		1.00

Merknad: Tabellen leses horisontalt, slik at kryssprisene vises på samme rad som egenpriselastisiteten.

Vi ser fra tabellen at nesten alle egenpriselastisitetene er negative som indikerer normale goder, bortsett fra grønnsaker. Vi ser at småbarnsfamilier har lavere elastisitet enn utvalgsgjennomsnittet for samtlige varer: kjøtt, grønnsaker, korn og meieriprodukter. Det betyr at denne familiekonstellasjonen er relativt mer prisfølsom enn andre familiekonstellasjoner. Kornvarer og frukt er elastiske med elastisitet over 1. Det betyr at ved å redusere prisen vil de øke etterspørselen mer enn den reduserte prisen. Kjøtt er mer elastisk enn utvalgsgjennomsnittet, selv om par med barn også er uelastisk i sitt forbruk av kjøtt. Fisk, meieri og sukker er svakt uelastiske. De beveger seg

forholdsvis likt ved en eventuell prisendring. Sammenligner man sukkerholdige varer med populasjonsgjennomsnittet ser man at populasjonsgjennomsnittet ligger på -0.65, mens for barnefamilier på -0.93, altså er de mer elastisk i sitt forbruk. Grønnsaker får en relativt høy positiv elasticitet. Det betyr at prisen og etterspørselen til godet beveger seg i samme retning. Dette er ikke som forventet ut i fra konsumteorien og resultatet bør ikke tillegges for stor vekt.

## Par uten barn

Gruppen indikerer to voksne personer over 20 år som bor sammen. 25 prosent av utvalget er par uten barn.

**Tabell 5.8:** Estimerte direkte- og krysspriselasticiteter for matvaregruppene, Par uten barn

Gruppe 1				
	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Totale matutgifter
Kjøtt	-0.11	0.77	0.18	1.24
Fisk	-0.59	-0.62	-0.17	1.14
Grønnsaker	3.47	-1.58	-0.52	1.01
Gruppe 2				
	Korn	Meieri		Totale matutgifter
Korn	-1.34	0.58		0.73
Meieri	-0.01	-1.10		1.03
Gruppe 3				
	Frukt	Sukker		Totale matutgifter
Frukt	-1.38	-0.86		1.04
Sukkerholdige varer	0.72	-0.58		1.00

Merknad: Tabellen leses horisontalt, slik at kryssprisene vises på samme rad som egenpriselasticiteten.

Familiekonstellasjonen par uten barn har også negativ elasticitet innenfor alle matvarekategoriene, alle godene er altså normale goder. Kornvarer, meieriprodukter og frukt er elastiske i etterspørsel. Kjøtt, fisk, grønnsaker og sukker er relativt lite elastiske for par uten barn. Ved å sammenligne resultatet med utvalgsgjennomsnittet kan man se at fisk, korn, frukt og sukker er noe mindre elastiske for par uten barn. Resultatene viser at par uten barn er mindre prissensitive enn par med barn og vil respondere mindre på skatteendringer. Frukt har omtrent samme elastiske etterspørsel som populasjonsgjennomsnittet.

Det kan være flere årsaker til at barnefamilier og par uten barn har ulik elastisitet. Det kan for eksempel tenkes at en familie med flere barn vil ha en høyere elastisitet (mindre elastiske) ettersom det kan antas at det i en familie med mange personer, vil være mindre handlingsrom til å redusere forbruket dersom prisene øker. I analysen sammenlignes familier med likt forbruk, men ulik husholdningsstørrelse. Det er rimelig å anta at en større andel av det totale forbruket er et nødvendig forbruk blant par med barn, sammenlignet med par uten barn. Det kan også tenkes at barnefamilier er mer elastiske fordi de må konsumere en viss mengde mat innenfor et gitt budsjett, og husholdningen vil respondere på en prisøkning ved å skifte til varer som blir relativt billigere i konsum.

## Enslige med barn

Omtrent 8 prosent av husholdninger i datasettet er enslige foreldre med ett eller flere barn, med en fordelingen på 367 menn og 1085 kvinner.

**Tabell 5.9:** Estimerte direkte- og krysspriselasititeter for matvaregruppene, enslig med barn

Gruppe 1				
	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Forbruksutgifter
Kjøtt	0.44	1.14	0.15	1.07
Fisk	-1.52	-0.71	-0.97	1.19
Grønnsaker	3.01	-1.98	-0.42	1.04
Gruppe 2				
	Korn	Meieri		Forbruksutgifter
Korn	-1.87	0.63		0.80
Meieri	-0.04	-0.79		1.05
Gruppe 3				
	Frukt	Sukker		Forbruksutgifter
Frukt	-1.54	0.23		1.10
Sukkerholdige varer	1.27	-0.40		1.07

Merknad: Tabellen leses horisontalt, slik at kryssprisene vises på samme rad som egenpriselasititeten.

Godene er normale i forbruk sett bort i fra kjøtt. Kornvarer og frukt er de eneste matvarene som er elastiske med elastisitet over én. Familiekonstellasjonen enslige med barn mer elastisk i sitt forbruk av sunne matvarer som korn og frukt enn utvalgsgjennomsnittet. Enslige med barn vil derfor ha en god effekt av nullskatterate på disse matvarene. Fisk, grønnsaker, meieri og sukker er uelastiske.

## Enslige uten barn

Enslige uten barn utgjør 13 prosent av de om lag 20 000 inkluderte husholdningene.

**Tabell 5.10:** Estimerte direkte- og krysspriselastisiteter for matvaregruppene, enslig uten barn

Gruppe 1				
	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Forbruksutgifter
Kjøtt	-0.40	1.96	0.44	1.14
Fisk	-0.39	-1.29	0.76	1.17
Grønnsaker	2.85	-1.06	-0.88	1.06
Gruppe 2				
	Korn	Meieri		Forbruksutgifter
Korn	-1.35	-0.55		1.25
Meieri	-0.13	-0.91		1.04
Gruppe 3				
	Frukt	Sukker		Forbruksutgifter
Frukt	-2.34	-1.18		1.04
Sukkerholdige varer	0.22	-1.01		0.98

Merknad: Tabellen leses horisontalt, slik at kryssprisene vises på samme rad som egenpriselastisiteten.

Alle godene er normale goder for enslige uten barn. Fisk, frukt og kornvarer har elastisitet lavere enn -1, som betyr at godene er elastiske i konsum. Enslige uten barn er generelt den mest elastiske familiekonstellasjonen i populasjonsutvalget mitt. Enslige uten barn er mest elastisk i konsum av kjøtt. Både i konsum av kjøtt, grønnsaker, fisk, frukt og sukkerholdige varer er de mer elastisk enn populasjonsgjennomsnittet, mens ved konsum av kornvarer er enslige uten barn mindre elastisk enn populasjonsutvalget. Dersom man sammenligner enslige uten barn, med familiekonstellasjonen enslige med barn, ser vi at enslige uten barn har elastisk etterspørsel etter fisk - noe enslige med barn ikke har. Videre er også konsumet av grønnsaker, meierivarer, frukt og sukker mer elastisk for enslige uten barn. Familiekonstellasjonen enslige uten barn vil altså være gruppen med størst endring i konsum hvis matvareprisene endres.

## Andre

I datasettet finnes det også en femte husholdningsgruppe, kategorisert som andre og bestående av alle husholdninger som har flere enn to voksne. Denne



husholdningsgruppen er utelatt fra analysen, fordi jeg i min oppgave fokuserer på barnefamilier og sammenligner dem med sammenlignbare familier uten barn. Husholdningsgrupper med flere enn to voksne er utenfor denne oppgavens fokusområde. Jeg har allikevel beregnet elastisiteter for denne gruppen og vedlagt dem i appendiks.

## 6 Diskusjon

Målet med denne oppgaven var trefoldig. Først estimere de forventede endringene i etterspørsel etter usunne matvarer og sunne matvarer, dernest estimere effekten av en skatt på usunne matvarer og nullskatterate på sunne matvarer, og tilslutt observere ulike familiekonstellasjoners respons til disse skattene. I denne delen vil jeg besvare de to siste delene. For å gjøre dette må jeg bruke de estimerte egenpriselasitetene fra kapittel 5. Siden matvarer er et nødvendig gode antar man derfor i utgangspunktet en negativ men uelastisk etterspørsel. Det vil si at konsumenten har vanskeligere for å substituere seg bort når prisen øker fordi en ikke kan overleve uten mat, men etterspørsel vil synke noe.

Dette er gitt at skatteendringene kun fører til endrede konsumentpriser. Hvis en skatteøkning innføres vil det bli et spørsmål om skatteinsidens. Skatteinsidens handler om hvem som i siste instans bærer byrden av den nye pålagte skatten. Det vil i stor grad avhenge av konkurranse i markedet. Med høy grad av konkurranse vil det høyst sannsynlig føre til at butikkene bærer byrden av skatten og må senke driftskostnader eller overskuddet i stedet for konsumentene.

### 6.0.1 Effekten av en skatt på sukker, fett og salt

Vi bruker skattenivået fra 2012 som utgangspunkt for den nye skatten, ettersom det er året for siste forbruksundersøkelse. Merverdiavgift er på 25 prosent. Matskatten var i 2012 på 15 prosent. Vi ønsker å sjekke responsen av en 25 prosent skatt på mat som folkehelseinstituttet ønsker redusert konsum av. En heving av skattesatsen med 10 prosent på usunne matvarer vil gi en prisøkning på 8.7 prosent, dersom vi antar at alt overveltes på konsumenten. Vi ser for eksempel at sukker har en elastisitet på -0.65 prosent for utvalgsgjennomsnittet. Ved å bruke den gjennomsnittlige elastisiteten og ser bort i fra kryssprisvirkninger for matkategorien, vil det si at etterspørselen avtar med  $-0.65 \cdot 8.7 = -5.66$  prosent. Det vil gi en reduksjon i konsumet fra 88 til 83. Jeg estimerer konsum ved å finne gjennomsnittsmengde i konsum for hver av

matkategoriene innenfor hver av familiekonstellasjonene. Resultatene vises i tabell 6.1. Tabellen viser at etterspørselen naturligvis er redusert, fordi de fleste matvarer faller i etterspørsel ved en økt pris.

**Tabell 6.1:** Beregnet gjennomsnittsendring i mengde på ulike matvarekategorier for ulike familiekonstellasjoner ved en økt skatterate på usunne matvarer

	Populasjonsutvalget	Enslige med barn	Enslige uten barn	Par med barn	Par uten barn
<b><u>Sukker</u></b>					
Kjøp før skatt	88	74	42	117	75
Kjøp etter skatt	83	71	38	108	71
%-vis endring i mengde	-5.66	-3.48	-8.79	-8.09	-5.05
<b><u>Kjøtt</u></b>					
Kjøp før skatt	128	94	62	161	125
Kjøp etter skatt	127	90	60	158	124
%-vis endring i mengde	-0.61	3.83	-3.48	-2.00	-0.96
<b><u>Meieri</u></b>					
Kjøp før skatt	306	238	141	408	267
Kjøp etter skatt	282	222	130	375	241
%-vis endring i mengde	-7.83	-6.87	-7.92	-8.18	-9.57

Merknader: Kjøp før skatt et gjennomsnittlig mengde i år 2012. Prisendringene er beregnet ut i fra skattenivået i 2012. %-vis endring i mengde: endring i etterspørsel ved 15 prosent reduksjon i pris

Tabell 6.1 viser gjennomsnittsforbruket av kjøtt, meieri- og sukkerholdige varer, og den predikerte prosentvise endringen i forbruk ved en 10 prosent økning i skatt, samt den nye beregnede forbruket hos de ulike husholdningstypene. Denne tar utgangspunkt i at skatteendringen slår fullt ut i priser og legges på konsumenten i sin helhet. Siden antall husholdningsmedlemmer varierer mellom husholdningsgruppene, er det mer interessant å se på den prosentvise endringen fremfor endringen i mengde.

I første kolonne observerer vi gjennomsnittet for hele utvalget. Deretter for enslige med barn, enslige uten barn, par med barn og par uten barn. Kjøp av sukker reduseres prosentvis med -5.66 for gjennomsnittet. For enslige med barn reduseres konsumet med -3.48 prosent. Enslige uten barn reduseres med -8.79. For husholdninger par med barn endres konsumet med -8.09 prosent og uten barn -5.05. Kjøtt viste seg å være en lite elastisk konsumvare. Utvalgsgjennomsnittet ville kun endret konsumet sitt med -0.61 prosent om momsen økte med 10 prosent. Enslige med barn ville økt konsumet sitt

med 3.83 og uten redusert det med 3.48 prosent. Par med barn reduserer konsumet med 2 prosent og uten barn med -0.96. Skatt på meierivarer fører til at konsumentene reduserer konsumet sitt med -7.83 prosent ved å observere utvalgsgjennomsnittet. Ved å observere gruppene ser vi relativt små variasjoner i responsen til husholdningene. Enslige med barn reduserer med -6.87. Enslige uten barn reduserer konsumet prosentvis med -7.92. par med barn reduserer konsumet sitt med -8.18 og uten barn med -9.57.

### **6.0.2 Effekten av nullskatt på fisk, frukt, grønnsaker og kornvarer**

Med ønske om økt forbruk av alle typer frukt og grønnsaker, fisk og kornvarer tar vi utgangspunkt i skattesatsen på matvarer i 2012 som var på 15 prosent og reduserer prisen tilsvarende. Ved å multiplisere den estimerte prisfølsomheten med den reduserte skatten finner jeg den prosentvise endringen i konsum og dernest redusert kvantum for hver av matkategoriene for husholdningene.

**Tabell 6.2:** Beregnet gjennomsnittsendring i mengde på ulike matvarekategorier for ulike familiekonstellasjoner ved en nullskatterate på sunne matvarer

	Populasjonsutvalget	Enslige med barn	Enslige uten barn	Par med barn	Par uten barn
<b><u>Frukt</u></b>					
Kjøp før skatt	151	120	79	188	147
Kjøp etter skatt	182	148	107	226	177
%-vis endring i mengde	20.55	23.10	35.10	20.25	20.7
<b><u>Grønnsaker</u></b>					
Kjøp før skatt	194	137	96	234	210
Kjøp etter skatt	197	146	109	219	226
%-vis endring i mengde	1.35	6.30	13.20	-6.45	7.80
<b><u>Fisk</u></b>					
Kjøp før skatt	37	24	21	41	44
Kjøp etter skatt	42	27	25	47	48
%-vis endring i mengde	12.30	10.65	19.35	13.95	9.30
<b><u>Korn</u></b>					
Kjøp før skatt	108	92	51	147	87
Kjøp etter skatt	131	118	61	178	104
%-vis endring i mengde	21.00	28.05	20.25	21.00	20.10

Merknader: Kjøp før skatt et gjennomsnittlig mengde i år 2012. Prisendringene er beregnet ut i fra skattenivået i 2012. %-vis endring i mengde: endring i etterspørsel ved 15 prosent reduksjon i pris

Kjøp av frukt er forventet å øke med over 20 prosent ved en 15 prosent skattereduksjon, altså etterspørselen øker mer enn den reduserte skatten. Enslige med barn forventes å øke konsumet med 23 prosent. Enslige uten barn med 35 prosent. Par med barn med 20 prosent og par uten barn med 20 prosent. Grønnsaker er mindre elastisk enn frukt, men har fortsatt en god effekt av nullskatt for de fleste gruppene. Enslige med barn øker konsumet med 6.3 prosent, enslige uten barn med 13.2 prosent og par uten barn med 7.8 prosent. Par med barn har en rapportert nedgang i konsum på 6.45 prosent. Ved en 15 prosent redusert skatt på fisk og sjømat finner vi en gjennomsnittlig positiv effekt lik 12.3 prosent. Enslige uten barn øker konsumet med 19, altså øker konsumet mer enn fallet i pris. Par med barn øker konsumet med 14 prosent og par uten barn med 9.3. Kornvarer har en gjennomsnittlig effekt høyere enn den reduserte skatten på hele 21.3 prosent. Enslige med barn øker forbruket med 28 prosent og uten barn øker konsumet med 20.25 prosent. Par med barn øker med 21 prosent og par uten barn med

20 prosent.

For å vurdere om en skatt på usunn mat og nullskatt er hensiktsmessig for å redusere overvekt blant barn er det viktig å vite hvordan barnefamilier responderer på skatteøkning og nullskatt. I en litteraturgjennomgang fra 2017 finner Griffith et al. (2017) at dette er et tema som har vært lite studert. Dersom barnefamilier ikke er prissensitive vil en skatteøkning på usunn mat ikke ha ønsket helseeffekt og samtidig belaste barnefamiliers økonomi ekstra. For å vurdere om skatteendringene bidrar til å redusere overvekt blant barn, må barnefamilier ha en relativt lav elastisitet og skifte konsum når prisene øker. Når vi innfører en økt skatt på usunn mat ser vi av tabell 6.1 at par med barn reduserer konsumet av matvarene prosentvis like mye som prisen reduseres eller mer. Enslige med barn er relativt lite elastiske og vil tape på økt skatter på usunne matvarer. Ved innføringen av nullskatterate på de sunne matvarene ser vi ønsket effekt på korn-, grønnsaker og fruktkonsum hos par med barn. De vil ønske å øke konsumet sitt tilsvarende eller mer hvis staten fjerner skatten på disse matvarene. For enslige med barn vil konsumet av frukt øke betydelig, men effekten av nullskatten er ikke like sterk for de andre matkategoriene i denne gruppen. Hovedtrekket er altså at enslige med barn ikke responderer som ønsket på en skatteendring verken når det gjelder sunn eller usunn mat. Par med barn responderer derimot i grove trekk som myndighetene ønsker.

Et annet viktig spørsmål for å vurdere effekten av de helserelevante skattene er om og hvordan skatteendringene påvirker kroppsvekten til befolkningen. Dette er et spørsmål som jeg ikke har fokusert på i denne oppgaven, men tidligere studier har vist at selv små endringer i konsum kan ha en betydelig positiv effekt for helsen i befolkningen sett under ett (Mytton et al., 2007); (Gustavsen & Rickertsen, 2013). Ut fra dette kan det antas at skatteendringene som er beregnet i denne oppgaven ville bidratt til en liten, men betydningsfull endring av kroppsvekten i befolkningen.

## 7 Konklusjon

Motivasjonen for denne oppgaven var det økende antallet barn rammet av overvekt og fedme i Norge, som blant annet skyldes for høyt inntak av næringsfattig mat og for lavt inntak av næringsrik mat. I land som Norge hvor fellesskapet betaler for et offentlig helsevesen, vil kostnaden av økte helseutfordringer som følge av overvekt og fedme tilkomme fellesskapet. Dette er en eksternalitet som myndighetene kan korrigere for gjennom å øke skatten på usunne matvarer og redusere skatten på sunne matvarer.

Jeg har i denne oppgaven undersøkt hvordan ulike husholdningsgruppers matvarekonsum påvirkes av en skatteøkning på 10 prosent på usunne matvarer og en reduksjon i skatten på sunne matvarer med 15 prosent. Utgangspunktet for analysen har vært at myndighetene har et særlig ønske om å forbedre kostholdet blant familier med barn. Jeg tok utgangspunkt i data fra Forbruksundersøkelsen i perioden 1994-2012 og estimerte egenpriselasitetene på etterspørsel etter usunne og sunne matvarer. For å finne elastisiteten ble etterspørselen til syv matvaregrupper estimert for hele populasjonen og for fire familietyper. Jeg benyttet en Working-Leser modell og så på andel av matvarer fra det totale konsumet av matvarene i undersøkelsen. Siden Forbruksundersøkelsen inneholder en del nullobservasjoner var det ikke mulig å bruke en log-log funksjon som estimerer elastisiteter. Derfor brukte jeg OLS regresjon med en lineær-log funksjon.

Ved å beregne elastisiteter ser vi husholdningenes respons til økte og reduserte skatter. Av resultatene kan vi lese at husholdninger med to voksne og ett eller flere barn er mer elastisk i etterspørsel enn to voksne uten barn. Det kan blant annet være fordi det er flere personer i husholdningen og større begrensning på konsummuligheter. Ved å sammenligne enslige, ser vi at enslige med barn er mindre elastiske enn enslige uten barn. Enslige uten barn er mest elastiske når vi ser på sunne matvarer og enslige med barn responderer minst på den økte skatteraten. De vil dermed bære den største byrden av skatten. Enslige uten barn viser seg å være den mest elastiske gruppen i studien og tilpasser seg de nye skatteendringene best. Enslige med barn responderer lite på skatteendringen og blir dermed rammet hardest av de nye skattene.

Denne oppgaven viser at en skatteøkning på 10 prosent på usunn mat og en reduksjon av skatt på sunn mat med 15 prosent vil ha varierende utslag på befolkningens konsum, avhengig av hvilke type matvarer som omfattes av endringene og hvilke befolkningsgrupper man studerer. Et hovedtrekk er at den største endring i konsum oppnås gjennom redusert skatt. Dette er i tråd med tidligere funn (Chouinard et al., 2007). Det er generelt en liten prosentvis reduksjon i husholdningsgruppenes konsum av usunn mat som følge av skatteøkningen. Analysene viser også at de enslige med barn responderer dårlig på endringene. Dette er en viktig gruppe å nå gjennom til med virkemidlene man benytter for å sikre et sunt kosthold til barn og unge. Gustavsen og Rickertsen (2013) har tidligere vist at den delen av befolkningen som konsumerer minst usunn mat responderer er de som endrer konsumet sitt mest ved en skatteøkning. Ut fra disse hovedtrekkene er det grunn til å hevde at en skatteøkning på 10 prosent av usunne matvarer ikke er et treffsikkert virkemiddel, dersom målet er å redusere overvekt og fedme i befolkningen, både på et generelt nivå og særlig overfor familier med barn. Effekten av en slik skatt på befolkningens konsum vil være liten og man risikerer at skatten blir skjevt fordelt i befolkningen.

Innledningsvis i oppgaven påpekte jeg at en litteraturgjennomgang (Griffith et al., 2017) av relevant empirisk forskning viste at forskere i liten grad har vært opptatt av hvordan barns kosthold kan påvirkes av en skatteøkning eller skattereduksjon. Analysene i denne oppgaven er i så måte et bidrag til litteraturen på dette temaet. Videre studier av hvordan endringer i beskatning av matvarer påvirker kroppsvekten blant barn og unge vil være et interessant tema for fremtidige studier.



# Referanser

- Barnehelserapporten*. (2016). Hentet fra <https://www.fhi.no/nettpub/barnehelserapporten/helse-og-levevaner/utvikling-av-overvekt-og-fedme-blant/>
- Barten, A.P. (1977). The systems of consumer demand functions approach: a review (systemene for tilnærming til konsumentetterspørsel: en gjennomgang). *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 23–51.
- Bíró, A. (2015). Did the junk food tax make the hungarians eat healthier? (har skatten på junkmat gjort at ungarene spise sunnere?). *Food Policy*, 54, 107–115.
- Bødker, M., Pisinger, C., Toft, U. & Jørgensen, T. (2015). The danish fat tax—effects on consumption patterns and risk of ischaemic heart disease (den danske fettskatten - virkninger på forbruksmønstre og risiko for hjertesykdom). *Preventive medicine*, 77, 200–203.
- Cawley, J. (2010). The economics of childhood obesity. *Health affairs*, 29(3), 364–371.
- Chouinard, H.H., Davis, D.E., LaFrance, J.T. & Perloff, J.M. (2007). Fat taxes: big money for small change (fete skatter: store penger for en liten forandring). I *Forum for health economics & policy* (vol. 10).
- Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980a). An almost ideal demand system (et nesten ideelt etterspørselssystem). *The American economic review*, 70(3), 312–326.
- Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980b). Economics and consumer behavior (Økonomi og konsumentadferd). I (s. 151-153). Cambridge university press.
- Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980c). Economics and consumer behavior (Økonomi og konsumentadferd). I (s. 151-153). Cambridge university press.
- Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980d). The implications of a linear budget constraint (implikasjonene av en lineær budsjettbetingelse). I *Economics and consumer behavior* (s. 19, 75–76). Cambridge University Press.

- Egge-Hoveid, K. & Normann, T.M. (2013, Dec). *Forbruksundersøkelsen*. Hentet fra <https://www.ssb.no/fbu>
- Folkehelse rapporten - overvekt og fedme*. (2017). Hentet fra <https://www.fhi.no/nettpub/hin/levevaner/overvekt-og-fedme/>
- Griffith, R., O'Connell, M. & Smith, K. (2017). Corrective taxation and internalities from food consumption (korrigerende beskatning og interniteter fra matforbruk). *CESifo Economic Studies*.
- Gustavsen, G.W., Jolliffe, D. & Rickertsen, K. (2008). Censored quantile regression and purchases of ice cream (kvantil regresjon og kjøp av iskrem). *Food Economics-Acta Agriculturae Scandinavica, Section C*, 5(3-4), 152–163.
- Gustavsen, G.W. & Rickertsen, K. (2006). A censored quantile regression analysis of vegetable demand: the effects of changes in prices and total expenditure (en sensurert kvantile regresjonsanalyse av etterspørsel etter grønnsaker: virkningene av prisendringer og totale utgifter). *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 54(4), 631–645.
- Gustavsen, G.W. & Rickertsen, K. (2010). Effects of taxes and subsidies on food purchases: A quantile regression approach (effekter av skatter og subsidier på matkjøp: En kvantil regresjonsmetode). *NILF Discussion Papers*.
- Gustavsen, G.W. & Rickertsen, K. (2011). The effects of taxes on purchases of sugar-sweetened carbonated soft drinks: a quantile regression approach (virkningen av skatt på kjøp av sukkerholdig brus: en kvantil regresjonsmetode). *Applied Economics*, 43(6), 707–716.
- Gustavsen, G.W. & Rickertsen, K. (2013). Adjusting vat rates to promote healthier diets in norway: A censored quantile regression approach (justering av momssatser for å fremme sunnere dietter i norge: En sensurert kvantilregresjonsmetode). *Food Policy*, 42, 88–95.
- Gustavsen, G.W., Rickertsen, K. et al. (2004). For whom reduced prices count: A censored quantile regression analysis of vegetable demand (for hvem reduserte priser teller: En kvantil regresjonsanalyse av etterspørsel etter grønnsaker). I *American agricultural economics association's annual meetings (august 1–4), denver, co*.

- Gustavsen, G.W., Rickertsen, K. et al. (2009). Consumer cohorts and demand systems (konsument kohorter og etterspørselssystemer. I *Contributed paper, prepared for presentation at the international association of agricultural economics conference, beijing, china, august* (s. 16–22).
- Hans-Jürgen, A., Golsch, K. & Schmidt, A.W. (2013). *Applied panel data analysis for economic and social surveys (anvendt paneldatanalyse for økonomiske og sosiale undersøkelser)*. Springer Berlin Heidelberg.
- Jeffery, R.W., French, S.A., Raether, C. & Baxter, J.E. (1994). An environmental intervention to increase fruit and salad purchases in a cafeteria (en miljøintervensjon for å øke frukt og salatkjøp i en kafeteria). *Preventive medicine*, 23(6), 788–792.
- Jensen, J.D. & Smed, S. (2013). The danish tax on saturated fat—short run effects on consumption, substitution patterns and consumer prices of fats (den danske skatten på mettet fett - kortvarige effekter på forbruk, substitusjonsmønstre og forbrukerpriser på fett). *Food Policy*, 42, 18–31.
- Kastens, T.L. & Brester, G.W. (1996). Model selection and forecasting ability of theory-constrained food demand systems (modellvalg og prognostisering av teori-begrensede matkrevende systemer). *American Journal of Agricultural Economics*, 78(2), 301–312.
- Leser, C.E.V. (1963). Forms of engel functions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 694–703.
- Meyer, H.E. & Holvik, K. (2017). *Kunnskapsgrunnlag til ny handlingsplan for bedre kosthold*. Hentet fra <https://www.fhi.no/contentassets/96a3ef7f96a44b82a7950b3867c4d437/kunnskapsgrunnlag-til-ny-handlingsplan-for-bedre-kosthold.pdf>
- Ministerråd, N. (2006). Et bedre liv gjennom mad og motion. nordisk handlingsplan for bedre sundhed og livskvalitet gennem mad og fysisk aktivitet. *København: Nordisk Ministerråd*.
- Mytton, O., Gray, A., Rayner, M. & Rutter, H. (2007). Could targeted food taxes improve health? (kan målrettede skatter forbedre helsen?). *Journal of Epidemiology & Community Health*, 61(8), 689–694.

- Nasjonal handlingsplan for bedre kosthold (2017–2021)*. (2017). Hentet fra [https://www.regjeringen.no/contentassets/fab53cd681b247bfa8c03a3767c75e66/handlingsplan\\_kosthold\\_2017-2021.pdf](https://www.regjeringen.no/contentassets/fab53cd681b247bfa8c03a3767c75e66/handlingsplan_kosthold_2017-2021.pdf)
- Obesity and overweight (fedme og overvekt)*. (2018, Feb). World Health Organization. Hentet fra <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs311/en/>
- Obesity update (fedme oppdatering)*. (2017). Hentet fra <https://www.oecd.org/els/health-systems/Obesity-Update-2017.pdf>
- Rickertsen, K. (1998). The demand for food and beverages in norway (etterspørselen etter mat og drikke i norge). *Agricultural economics*, 18(1), 89–100.
- Riis, C. & Moen, E.R. (2016). *Moderne mikroøkonomi*. Gyldendal akademisk.
- Stock, J.H. & Watson, M.W. (2015). *Introduction to econometrics (introduksjon til økonometri)*. Pearson.
- Theil, H. (1965). The information approach to demand analysis (informasjonsmetoden til etterspørselsanalyse). *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 67–87.
- Varian, H.R. (2014a). Intermediate microeconomics: a modern approach (mellomliggende mikroøkonomi: en moderne tilnærming). I (9. utg., s. 72-89). W.W. Norton & Company.
- Varian, H.R. (2014b). Intermediate microeconomics: a modern approach (mellomliggende mikroøkonomi: en moderne tilnærming). I (9. utg., s. 33-37). W.W. Norton & Company.
- Varian, H.R. (2014c). Intermediate microeconomics: a modern approach (mellomliggende mikroøkonomi: en moderne tilnærming). I (9. utg., s. 136-156). W.W. Norton & Company.
- Working, H. (1943). Statistical laws of family expenditure (strategiske lover om husholdningenes forbruksutgifter). *Journal of the American Statistical Association*, 38(221), 43–56.

# Vedlegg

## A Regresjonskoeffisienter

### A.1 Koeffisienter til kontrollvariablene

**Tabell A.1:** Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, kontrollvariabler

	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Korn	Meieri	Sukker	Frukt
ln_trend	-0.006 (0.34)	-0.007 (0.07)	0.011*** (0.00)	0.001 (0.30)	-0.005*** (0.00)	0.007*** (0.00)	0.004* (0.02)
ln_alder	-0.028*** (0.00)	0.054*** (0.00)	0.002 (0.29)	-0.023*** (0.00)	0.011*** (0.00)	-0.062*** (0.00)	0.031*** (0.00)
ovrigost	0.004 (0.24)	-0.007*** (0.00)	-0.005*** (0.00)	0.003* (0.02)	0.003*** (0.00)	0.006** (0.01)	-0.002 (0.14)
agder_rog	-0.013*** (0.00)	0.004 (0.07)	-0.003* (0.02)	-0.002 (0.12)	0.003*** (0.00)	0.010*** (0.00)	0.004* (0.02)
vest	0.001 (0.62)	0.000 (1.00)	-0.008*** (0.00)	-0.004** (0.01)	0.004*** (0.00)	0.004 (0.09)	0.004* (0.02)
tron	0.009* (0.01)	-0.002 (0.34)	-0.013*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	0.003*** (0.00)	0.013*** (0.00)	-0.005* (0.02)
nord	0.007 (0.06)	0.015*** (0.00)	-0.009*** (0.00)	-0.024*** (0.00)	0.005*** (0.00)	0.004 (0.09)	-0.000 (0.87)
mann	0.009*** (0.00)	0.001 (0.44)	-0.008*** (0.00)	0.004*** (0.00)	-0.001* (0.01)	-0.004* (0.01)	-0.003* (0.01)
akv	0.006* (0.01)	-0.006*** (0.00)	0.007*** (0.00)	0.000 (0.89)	-0.002*** (0.00)	0.011*** (0.00)	0.000 (0.69)
tkv	-0.001 (0.82)	-0.005** (0.00)	0.002* (0.03)	-0.004*** (0.00)	-0.003*** (0.00)	0.005** (0.00)	0.023*** (0.00)
fjkv	0.025*** (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.010*** (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	0.011*** (0.00)	0.000 (0.72)
voksne	-0.013*** (0.00)	-0.007*** (0.00)	0.002* (0.02)	0.007*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.004** (0.00)	-0.003** (0.01)
barn	-0.017*** (0.00)	-0.011*** (0.00)	-0.005*** (0.00)	0.008*** (0.00)	0.000* (0.03)	0.013*** (0.00)	-0.003*** (0.00)
tettbygd	0.012*** (0.00)	-0.009*** (0.00)	-0.005*** (0.00)	-0.002 (0.23)	0.000 (0.49)	0.006** (0.00)	-0.007*** (0.00)
spredd	0.008* (0.01)	-0.011*** (0.00)	-0.014*** (0.00)	-0.004** (0.01)	0.006*** (0.00)	0.005* (0.04)	-0.006*** (0.00)

Merknad: Alle demografiske variabler er dummyvariabler og en variabel er utelatt som referansekategori. Her er referansekategoriene henholdsvis Oslo og Akershus, kvinne, første kvartal og by.

## B OLS regresjon for husholdningskategorien andre

### Andre

Andre utgjør 13 prosent av de om lag 20 000 inkluderte husholdningene.

**Tabell B.2:** Estimerte direkte- og krysspriselasititeter for matvaregruppene, andre

Gruppe 1				
	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Forbruksutgifter
Kjøtt	-0.08	0.25	-0.46	1.17
Fisk	-0.95	0.28	0.01	1.15
Grønnsaker	-2.41	-2.01	-0.19	1.07
Gruppe 2				
	Korn	Meieri		Forbruksutgifter
Korn	-1.50	0.77		0.76
Meieri	0.047	-1.91		1.03
Gruppe 3				
	Frukt	Sukker		Forbruksutgifter
Frukt	-1.42	-0.74		1.10
Sukkerholdige varer	0.39	-1.27		0.99

Merknad: Tabellen leses horisontalt, slik at kryssprisene vises på samme rad som egenpriselasititeten.



**Tabell B.1:** Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale matutgifter, andre

	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Korn	Meieri	Sukker	Frukt
Pris kjøtt	0.268** (0.00)	-0.076 (0.14)	-0.182*** (0.00)				
Pris grønnsaker	-0.132 (0.35)	-0.001 (0.99)	0.061 (0.27)				
Pris fisk	0.072 (0.53)	0.102 (0.11)	-0.152*** (0.00)				
Pris korn				-0.055 (0.09)	0.011 (0.41)		
Pris meieri				0.085 (0.12)	-0.044* (0.05)		
Pris sukker						-0.032 (0.63)	-0.067 (0.26)
Pris frukt						0.047 (0.27)	-0.038 (0.31)
Konstant	0.014 (0.87)	-0.164*** (0.00)	-0.015 (0.67)	0.353*** (0.00)	-0.099*** (0.00)	0.219*** (0.00)	-0.040 (0.40)
Sum utgift	0.050*** (0.00)	0.012*** (0.00)	0.005 (0.06)	-0.026*** (0.00)	0.006*** (0.00)	-0.001 (0.82)	0.009** (0.01)
r <sup>2</sup>	0.058	0.066	0.220	0.091	0.091	0.051	0.045

Merknad: Kontrollert for kjønn, alder, voksne bar, region, rapporteringskvartal, og bostedsstrøk (by, tettbygd, spredtbygd). Priser er realverdier og logaritmiske

## C Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale forbruksutgifter

**Tabell C.1:** Regresjon (OLS) med utgifter som andel av totale forbruksutgifter

	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Korn	Meieri	Sukker	Frukt
ln_aarrealpriskjøtt	-0.014 (0.15)	0.004 (0.42)	0.045*** (0.00)				
ln_aarrealprisgrsaker	0.007 (0.46)	0.007 (0.13)	0.018*** (0.00)				
ln_aarrealprisfisk	-0.012 (0.14)	-0.006 (0.16)	-0.027*** (0.00)				
ln_aarrealpriskorn				-0.005*** (0.00)	0.015*** (0.00)		
ln_aarrealprismeieri				0.014*** (0.00)	0.019*** (0.00)		
ln_aarrealprissukker						0.007* (0.02)	-0.006 (0.06)
ln_aarrealprisfrukt						0.003 (0.22)	-0.004 (0.06)
ln_realforbruksutgift	-0.046*** (0.00)	-0.016** (0.01)	-0.003 (0.66)	-0.041*** (0.00)	-0.103*** (0.00)	0.004 (0.59)	-0.016** (0.01)
ln_realforbruksutgift2	0.001* (0.04)	0.000 (0.06)	-0.000 (0.64)	0.001*** (0.00)	0.003*** (0.00)	-0.000 (0.08)	0.000 (0.06)
Constant	0.369*** (0.00)	0.104** (0.00)	0.038 (0.31)	0.305*** (0.00)	0.732*** (0.00)	0.031 (0.47)	0.103** (0.01)
r2	0.178	0.131	0.215	0.260	0.407	0.150	0.131
df_r	20371	20371	20371	20372	20372	20372	20372
bic	-92442.0	-121017.5	-138294.3	-135546.4	-113296.7	-121019.9	-121028.8

Merknad: Kontrollert for kjønn, alder, voksne bar, region, rapporteringskvartal, og bostedsstrøk (by, tettbygd, spredtbygd). Priser er realverdier og logaritmiske

## D Regresjon (OLS) med mengde

**Tabell D.1:** Regresjon (OLS) med mengde

	Kjøtt	Fisk	Grønnsaker	Korn	Meieri	Sukker	Frukt
Pris kjøtt	-93.883* (0.02)	-5.746 (0.84)	479.174*** (0.00)				
Pris grønnsaker	15.194 (0.70)	69.609* (0.01)	138.471*** (0.00)				
Pris fisk	-48.696 (0.13)	-32.540 (0.17)	-263.481*** (0.00)				
Pris korn				-35.926 (0.53)	112.978*** (0.00)		
Pris meieri				-27.070 (0.69)	-112.740 (0.08)		
Pris sukker						12.118 (0.54)	-188.774*** (0.00)
Pris frukt						-9.645 (0.52)	-149.289*** (0.00)
Forbruksutgift	121.001*** (0.00)	100.170*** (0.00)	-9.270 (0.77)	161.448*** (0.00)	344.674*** (0.00)	-14.274 (0.53)	137.102*** (0.00)
Forbruksutgift <sup>2</sup>	-3.551** (0.01)	-3.578*** (0.00)	1.723 (0.19)	-5.804** (0.00)	-12.729*** (0.00)	1.442 (0.12)	-4.180** (0.01)
Konstant	-1068.472*** (0.00)	-808.934*** (0.00)	-394.703* (0.04)	-1277.588*** (0.00)	-2533.700*** (0.00)	-125.659 (0.37)	-1302.358*** (0.00)
r <sup>2</sup>	0.151	0.060	0.212	0.251	0.377	0.163	0.146
df_r	20371	20371	20371	13928	20372	20372	20372
bic	248963.8	232504.5	249658.6	176341.9	273224.6	237845.0	257446.3

Merknad: Kontrollert for kjønn, alder, voksne bar, region, rapporteringskvartal, og bostedsstrøk (by, tettbygd, spredtbygd). Priser er realverdier og logaritmiske