



# Alkohol, tobakk og skattepolitikk

*En studie av norske husholdningers utgifter til alkohol og tobakk*

**Kristin Nordvik**

**Veileder: Fred Schroyen**

Masterutredning i økonomi og administrasjon

Hovedprofil: Samfunnsøkonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.



# Forord

Denne masteroppgaven er skrevet som en del av en master i økonomi og administrasjon, med spesialisering i samfunnsøkonomi.

Det er forsket mye på hva som påvirker konsumet av alkohol og tobakk, men lite av denne forskningen omhandler Norge. Det er derfor vært svært spennende å undersøke dette nærmere. I tillegg har det vært både utfordrende og givende å arbeide med et så stort datasett. Jeg håper og tror resultatene kan være av interesse for andre.

Jeg vil rekke en stor takk til veileder, Fred Schroyen, for et verdifullt samarbeid og god veiledning. I tillegg vil jeg rette en takk til Norsk Senter for Forskningsdata og SSB som har vært svært hjelpsomme med data.

Norges Handelshøyskole

Bergen, juni 2020



---

Kristin Nordvik

## Sammendrag

Alkohol og tobakk er varer som har en spesiell plass i de fleste samfunn. Tidligere forskning har funnet flere faktorer som påvirker konsumet av disse varene. Denne oppgaven ser på hvilke faktorer som påvirker norske husholdningers utgiftsandel til alkohol og tobakk. For å kunne si noe om dette må det først defineres hvilken modellspesifikasjon som passer konsumet best. I denne oppgaven konkluderes det med at for alkoholkonsum gir Tobit-modellen det beste resultatet, mens for tobakk for Double Hurdle-modellen med korrelerte feilledd det beste resultatet. Videre konkluderes det med at for majoriteten av husholdningene er alkohol et luksusgode og tobakk et nødvendighetsgode. Det blir også funnet flere andre karakteristikk ved husholdningene som påvirker hvor stor andel av de totale utgiftene de bruker på alkohol eller tobakk.

Resultatene fra oppgaven viser at det høye effektive skattenivået på alkohol og tobakk i Norge ikke kan forvares med utgangspunkt i teorien om optimal beskatning. Dødvektstapene er svært høye for begge varer. Det blir derimot diskutert flere andre grunner til det høye skattenivået, men det er ikke undersøkt nærmere i denne oppgaven.

# Innhold

<b>1</b>	<b>Innledning</b>	<b>1</b>
1.1	En oversikt . . . . .	1
1.2	Hvorfor er kunnskap om alkohol og tobakk viktig? . . . . .	3
1.3	Alkohol- og tobakkslovgivningen . . . . .	4
1.4	Priser og skatter . . . . .	5
1.5	Formål og disposisjon . . . . .	7
<b>2</b>	<b>Litteratur</b>	<b>8</b>
<b>3</b>	<b>Data</b>	<b>10</b>
3.1	Datakilder . . . . .	10
3.2	Dataklargjøring . . . . .	10
3.2.1	Utvalg . . . . .	10
3.2.2	Priser . . . . .	11
3.3	Potensielle feilkilder . . . . .	12
3.4	Databeskrivelse . . . . .	13
3.4.1	Variabelbeskrivelse . . . . .	14
3.4.2	Deskriptivdata . . . . .	17
<b>4</b>	<b>Metode</b>	<b>19</b>
4.1	Funksjonens form . . . . .	19
4.2	Behandling av positivt- og null-konsum . . . . .	20
4.2.1	Tobit-modellen . . . . .	20
4.2.2	Double Hurdle-modellen . . . . .	21
4.3	Elastisiteter . . . . .	23
<b>5</b>	<b>Analyse</b>	<b>28</b>
5.1	Alkohol . . . . .	28
5.1.1	Tobit-modellen . . . . .	28
5.1.2	Double Hurdle-modellen . . . . .	31
5.1.3	Elastisiteter . . . . .	33
5.1.3.1	Fast effekt . . . . .	33
5.1.3.2	Tilfeldig effekt . . . . .	34
5.2	Tobakk . . . . .	37
5.2.1	Tobit-modellen . . . . .	37
5.2.2	Double Hurdle-modellen . . . . .	38
5.2.3	Elastisiteter . . . . .	39
5.2.3.1	Fast effekt . . . . .	39
5.2.3.2	Tilfeldig effekt . . . . .	40
<b>6</b>	<b>Diskusjon</b>	<b>42</b>
6.1	Estimater for hele befolkningen . . . . .	42
6.2	Koeffisientene . . . . .	42
6.3	Effekten av beskatning . . . . .	46
<b>7</b>	<b>Konklusjon</b>	<b>55</b>

<b>Referanser</b>	<b>56</b>
<b>Appendiks</b>	<b>62</b>
A1 Deskriptiv data . . . . .	62
A2 Alkohol . . . . .	64
A3 Tobakk . . . . .	71

## Figurliste

1.1	Gjennomsnittlig alkoholkonsum i OECD . . . . .	2
1.2	Alkoholkonsum over tid. . . . .	2
1.3	Andelen av befolkningen som røyker. . . . .	2
1.4	Andelen av Norges befolkningen som røyker og snuser . . . . .	2
1.5	Særagifter på alkohol og tobakk som prosent av totale skatteinntekter . . . . .	3
1.6	Avgifter på alkohol fordelt på land . . . . .	6
1.7	Avgifter på sigaretter fordelt på land . . . . .	6
3.1	Andelen husholdningene bruker på alkohol . . . . .	11
3.2	Andelen husholdningene bruker på tobakk . . . . .	11
3.3	Engel-kurve alkoholkonsum . . . . .	15
3.4	Engel-kurve tobakkskonsum . . . . .	15
5.1	Husholdninger fordelt på inntektselastisitet for alkohol . . . . .	35
5.2	Husholdninger fordelt på den ukompenserte priselastisitet for alkohol . . . . .	36
5.3	Husholdninger fordelt på den ukompenserte priselastisitet for alkohol for 3. kvartal . . . . .	36
5.4	Husholdninger fordelt på inntektselastisitet for tobakk . . . . .	41
5.5	Husholdninger fordelt på ukompenserte priselastisitet for tobakk . . . . .	41
6.1	Inntektselastisiteter for alkohol . . . . .	47
6.2	Ukompensert priselastisiteter for alkohol . . . . .	47
6.3	Inntektselastisiteter for tobakk . . . . .	48
6.4	Ukompensert priselastisiteter for tobakk . . . . .	48
6.5	Dødvektstap uten skatt i utgangspunktet . . . . .	49
6.6	Dødvektstap med skatt i utgangspunktet . . . . .	50

## Tabelliste

1.1	Særavgifter for alkohol og tobakk i Norge . . . . .	6
3.1	Hovedtrekk Alkohol og Tobakk . . . . .	14
3.2	Oversikt over variabler . . . . .	17
6.1	Elastisiteter og dødvektstap for alkohol . . . . .	51
6.2	Elastisiteter og dødvektstap for tobakk . . . . .	52
A1.1	Gjennomsnitt og standardavvik for forklaringsvariabler . . . . .	62
A1.2	Gjennomsnitt og standardavvik for forklaringsvariabler med husholdninger som konsumerer tobakk . . . . .	63
A2.1	Estimerte koeffisienter for Tobit-modellen for alkohol . . . . .	64
A2.2	Tobit-modell for individuelle år for alkohol 1990-1999 . . . . .	65
A2.3	Tobit-modell for individuelle år for alkohol 2000-2012 . . . . .	65
A2.4	Estimerte koeffisienter for Tobit-modellen sammenlignet med Probit koeffisienter for alkohol . . . . .	66
A2.5	Double Hurdle-modell med ukorrelerte og korrelerte feilledd for alkohol . . . . .	67
A2.6	Fordeling av inntektselastisitet for drikkende husholdningen: Fast effekt tolkning . . . . .	68
A2.7	Fordeling av den ukompenserte priselastisitet for drikkende husholdningen: Fast effekt tolkning . . . . .	69
A2.8	Fordeling av inntektselastisitet for alkohol: Tilfeldig effekt tolkning . . . . .	70
A2.9	Fordeling av den ukompenserte priselastisitet for alkohol: Tilfeldig effekt tolkning . . . . .	70
A3.1	Tobit-modellen for tobakk . . . . .	71
A3.2	Estimerte koeffisienter for Probit- og Tobit-modellen for tobakk . . . . .	72
A3.3	Tobit-modell for individuelle år for tobakk 1990-1999 . . . . .	73
A3.4	Tobit-modell for individuelle år for tobakk 2000-2012 . . . . .	73
A3.5	Double Hurdle-modell med ukorrelerte og korrelerte feilledd for tobakk . . . . .	74
A3.6	Fordeling av inntektselastisitet for røykende husholdningen: Fast effekt tolkning . . . . .	75
A3.7	Fordeling av den ukompenserte priselastisitet for røykende husholdningen: Fast effekt tolkning . . . . .	75
A3.8	Fordeling av inntektselastisitet for tobakk: Tilfeldig effekt tolkning . . . . .	76
A3.9	Fordeling av den ukompenserte priselastisitet for tobakk: Tilfeldig effekt tolkning . . . . .	76

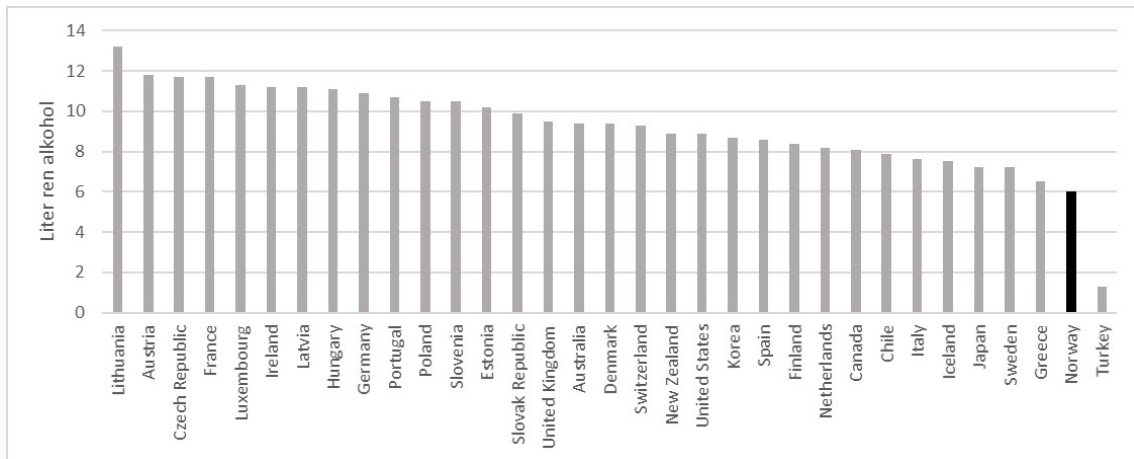


# 1 Innledning

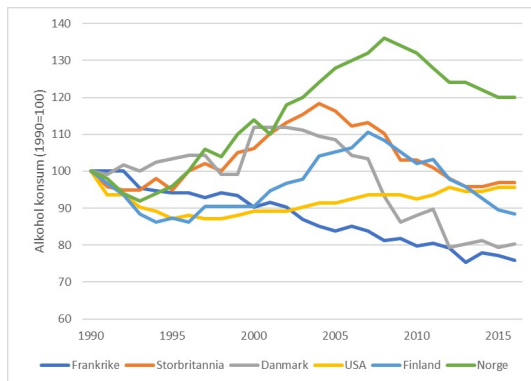
## 1.1 En oversikt

Denne oppgaven forsøker å modellere norske husholdningers konsum av alkohol og tobakk. Disse varene har eksistert i tusener av år, og konsumeres av store deler av verdens befolkning. De har sin naturlige plass i de fleste samfunn, også det norske. Figur 1.1 viser fordelingen av gjennomsnittlig alkohol konsum per voksen (15+) i OECD-land i 2016. Norges konsum er farget mørkere, og ligger nesten helt nederst i fordelingen med et konsum på 6 liter ren alkohol per voksen. Dagens konsum ligger under de anbefalt grensene i mange land, men Norge har ingen slik anbefalt maksimumsgrense. Alkoholkonsumet i Norge har steget sammenlignet med andre sammenlignbare land i OECD siden 1990, vist i figur 1.2. Det har derimot vært en nedgang siden 2009. Andelen av befolkningen som røyker har gått nedover både i Norge og de andre landene, vist i figur 1.3. Andelen som snuser har derimot steget. Dette er illustrert i figur 1.4 der andelen snusere er satt opp mot røykere i Norge. Figuren viser kun konsumet for Norge siden snus er et produkt som er lite brukt utenfor Nord-Europa. Til tross for den markante nedgangen i røyking har økningen i snusing ført til en total økning i andelen av befolkningen som bruker tobakksvarer (SSB, 2018).

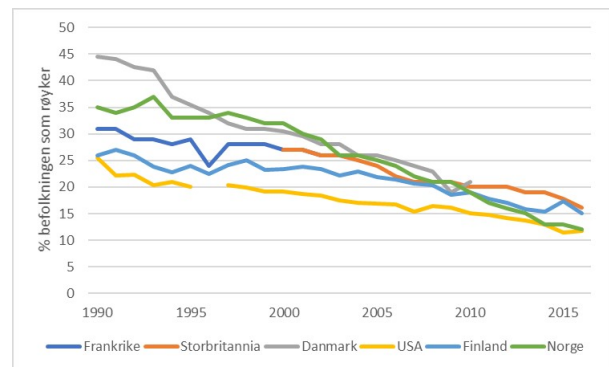
Alle disse figurene viser kun det store bilde siden de kun ser på gjennomsnittlig konsum og andelen av befolkningen. De kan derfor skjule trender innad i populasjonen. For eksempel kan økningen i alkoholkonsum skyldes at hele befolkningen øker sitt konsum eller at noen undergrupper gjør det. Det kan også være at en stor økning blant noen undergrupper skjuler en nedgang blant andre grupper. Staten kan ha interesse av å vite hvorfor alkohol og tobakkskonsumet har endret seg. Er det på grunn av priser, politikk eller er det bare naturlige endringer i preferanser? Hvis priser og politikk står bak deler av endringene er det viktig å vite hvordan de virker, og hvilke deler av befolkningen som blir påvirket.

**Figur 1.1:** Gjennomsnittlig alkoholkonsum i OECD

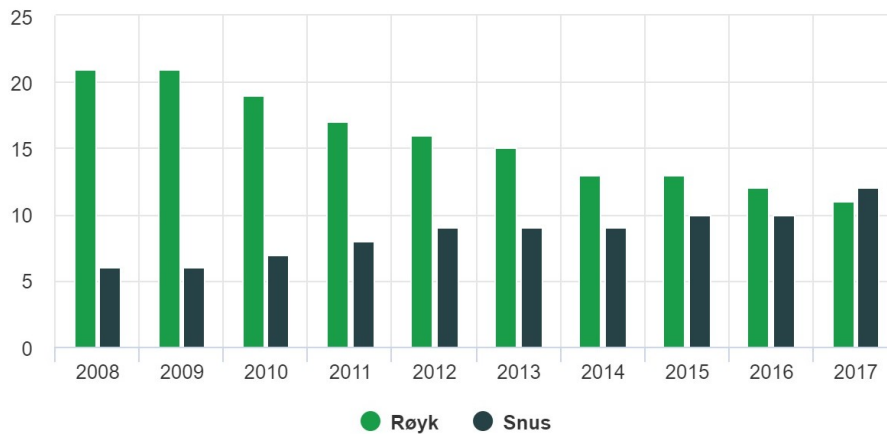
Kilde: OECD 2015

**Figur 1.2:** Alkoholkonsum over tid.

Kilde: OECD 2015

**Figur 1.3:** Andelen av befolkningen som røyker.

Kilde: OECD 2015

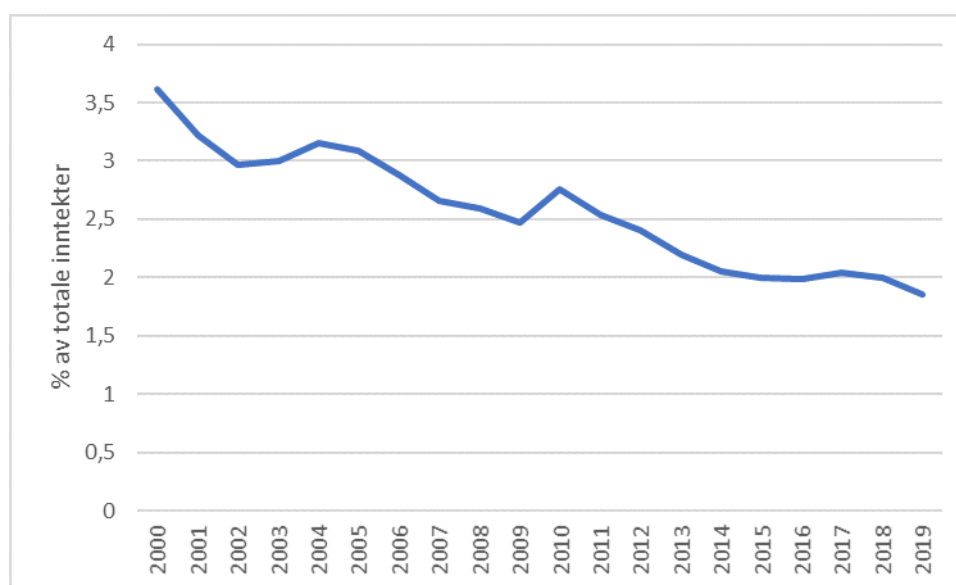
**Figur 1.4:** Andelen av Norges befolkningen som røyker og snuser

Kilde: SSB 2018

## 1.2 Hvorfor er kunnskap om alkohol og tobakk viktig?

Kunnskap om konsum av alkohol og tobakk er viktig for staten av flere grunner. For det første er det en viktig kilde til skatteinntekter. En vanlig halvliter med øl kjøpt i butikken koster ca. 28 kr i 2020, av dette er 17.015 kr avgifter til staten - omtrent 60 %. Figur 1.5 viser at særavgiftene fra alkohol og tobakk har vært en stabil inntektskilde for staten over tid, men med en svak nedadgående trend.

**Figur 1.5:** Særavgifter på alkohol og tobakk som prosent av totale skatteinntekter



Kilde: Statsbudsjettet 2001-2020

For det andre er det en tydelig sammenheng mellom helse og konsum av alkohol og tobakk. Alkohol og tobakkskonsum kan føre til kreft (Bagnardi et al., 2001), slag (Reynolds, Kristi and Lewis, Brian and Nolen, John David L and Kinney, Gregory L and Sathya, Bhavani and He, Jiang, 2003), leversvikt (Rehm et al., 2010), høyt blodtrykk (Xin et al., 2001) og personskaade (Taylor et al., 2010). Disse konsekvensene blir i stor grad båret av individene selv. Teorien om rasjonell avhengighet vil i et slikt tilfelle si at individene internaliserer noe av kostandene i beslutningen, inkludert helseeffektene av konsumet. Staten kan selvfølgelig mene at individene tar valg basert på dårlig eller feil informasjon, og at de derfor bør gripe inn. Det finnes også mindre paternalistiske grunner til å gripe inn. Dette fordi høyt konsum av alkohol og tobakk fører til eksterne virkninger. Dette er kostander som ikke bæres av individet selv, og derfor vil et hvert individ som maksimere egen nytte ikke ta disse kostnadene med i beregningen av optimalt konsum. Selv om tap av helse i stor grad

er en kostand som individet bærer selv, fører det også til kostander for samfunnet gjennom et offentlig finansiert helsesystem. I tillegg kommer eventuelle trygdeutbetalinger grunnet tapt arbeidsevne på grunn av dårlig helse.

Konsum fører også med seg kostander som ikke er helserelevante for brukeren selv. For eksempel øker kjøring i beruset tilstand risikoen for å havne i en alvorlig ulykke. I følge Levitt og Porter (2001) er har en sjåfør med promille syv ganger større sannsynlighet for å forårsake en dødsulykke. Alkohol ses også i sammenheng med vold. Boden et al. (2012) finner at de med fem eller flere symptomer på alkoholmisbruk, eller avhengighet, hadde en dobbel så stor sannsynlighet for å utøve vold, inkludert partnervold. Alkoholkonsum fører også til større fravær fra jobb, tapt produktivitet (Bouchery et al., 2011) og økt kriminalitet (Ensor og Godfrey, 1993; Popovici et al., 2012). Når det kommer til tobakk er passivryking en viktig faktor. I husholdninger der det røykes er nikotinnivået i lufta 17 ganger høyere enn normalt. Det kan føre til alvorlige symptomer, og i verste fall tidlig død for de som utsettes for passiv røyking (Wipfli et al., 2008).

Ikke-helserelevante kostander inkluderer skade på materiell som et resultat av kjøring i beruset tilstand, kostnadene offer for alkoholrelatert kriminalitet bærer, samt annen adferd som ikke tar hensyn til andre mennesker. I følge Greenfield et al. (2009) har 60 % av befolkningen i USA vært utsatt for en eksternalitet som følge av alkohol. Disse eksternalitetene inkluderte blant annet vold og finansielle problemer.

De totale kostandene som oppstår som en konsekvens av alkohol og tobakkskonsum i Norge er vanskelig å beregne, men noen har forsøkt. Oslo Economics (2013) fant at alkoholkonsumet i 2011 kostet Norge 22 milliarder, mens Sælensminde og Torkilseng (2010) beregnet kostandene knyttet til røyketobakk alene i 2009 til å ligge mellom 8-80 milliarder, avhengig av hva som tas med i analysen.

### 1.3 Alkohol- og tobakkslovgivningen

Det er mange måter å regulere alkohol og tobakk på med den hensikt å redusere konsumet. En håndfull land har et forbud, men dette er ofte med bakgrunn i religion. En mer vanlig regulering er restriksjoner på salg av alkohol og tobakk til folk under en gitt alder, men aldersgrensene varierer mellom land. I USA er aldersgrensen på 21 år, mens Tyskland har en aldersgrense på 16 år for øl og vin og 18 år for sprit og tobakk. Argumentet for

slike aldersgrenser er at yngre folk ikke enda er i stand til å ta gode og velinformerte avgjørelser. I Norge må man være 18 år for å kjøpe alkohol med en alkoholprosent under 22 % samt tobakk, og 20 år for all alkohol fra 22 %. Det vanskelig å få noen gode bevis for deres effekt siden det har vært få endringer i aldersgrensene for alkohol og tobakk. Det er derimot to unntak, da USA standardiserte aldersgrensene for alle statene og da New Zealand satte ned aldersgrensen for alkohol fra 20 til 18 år. Det har blitt forsket på disse endringene, men mye av forskningen fokuserer kun på tilfeller av kjøring i beruset tilstand blant ungdommer (Saffer og Grossman, 1987; Cook og Tauchen, 1984; Du Mouchel et al., 1987; Males, 1986; Decker et al., 1988; Kypri et al., 2006).

Alkoholsalg er i mange land regulert gjennom lisensordninger. I Norge kan kun det statlige Vinmonopolet selge alkohol sterkere enn 4,7 % i butikk. Dette er en ordning som man finner igjen i land som Island, Sverige, Finland og flere stater i Canada og USA. Det er lite bevis for virkningen av denne ordningen siden den har ligget fast over svært lang tid de fleste steder. I staten British Columbia i Canada ble markedet delvis privatisert, og alkoholslaget økte (Stockwell et al., 2009). Det finnes derimot ingen bevis for at det er snakk om en kausal sammenheng. Gmel et al. (2016) fant ingen sammenheng mellom tettheten av utsalgssteder og alkoholkonsum.

I svært mange land, inkludert Norge, må alle butikker og serveringssteder som ønsker å selge alkohol eller tobakk ha en lisens. Denne lisensen kan enten være for salg i butikk (salgsbevilling), der alkoholen ikke skal konsumeres på området. Eller for salg på serveringssteder (skjenkebevilling), der alkoholen skal konsumeres på området. I Norge er det hver enkelt kommune som gir ut disse bevillingene. Lisensholdere er pålagt å håndheve aldersrestriksjonene, holde orden (som for eksempel ved å ha vektere) og ikke selge til overstadig berusede kunder. Det er også begrensninger på hvilket tidspunkt det er lov å selge alkohol, og det er ikke tiltatt med reklame for hverken alkohol eller tobakk.

## 1.4 Priser og skatter

Denne oppgaven vil i hovedsak se på den mest vanlige reguleringen for å redusere konsum; pris. Staten kan påvirke prisene gjennom flere typer skatter.

De individuelle landene står fritt til å sette de statsene de måtte ønske, men EU har lagt noen restriksjoner for land i det indre markedet. EU har definert fire grupper alkohol,

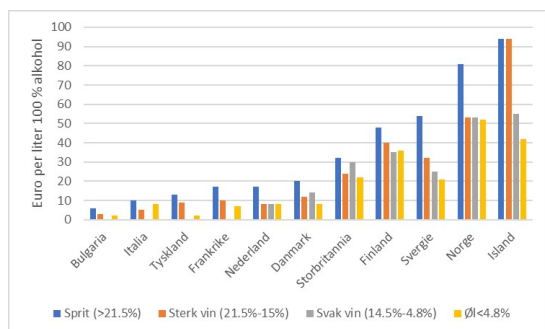
sprit, sterkvin, svakvin og øl hvor de har satt minimums avgifter. Særlig avgiftene i Norge er vist i tabell 1.1. I tillegg til disse særlig avgiftene kommer merverdiavgiften på 25 % som beregnes av produsentpris pluss særlig avgifter. Figur 1.6 og 1.7 viser det norske skattenivået sammenlignet med andre landet i Europa. Norge har noen av de høyeste avgiftene på alle typene alkohol, samt sigaretter. Det at flere land i Europa ikke har noen avgifter på svakvin skaper en enda større differanse. Avgiftene for tobakk er kun oppgitt for sigaretter, da det kun er denne tobakkstypen som konsumeres i hele Europa. Snus er ikke et vanlig produkt utenfor Norden, og det finnes derfor ikke noen sammenlignbare avgifter.

**Tabell 1.1:** Særlig avgifter for alkohol og tobakk i Norge

Brennevin over 0.7 %	7.84 kr per volumenhet og liter
Vin over 4.7 % t.o.m. 22 %	5.11 kr per volumenhet og liter
Øl over 0.7 % t.o.m. 2.7 %	3.51 kr per liter
Øl over 2.7 % t.o.m. 3.7 %	13.18 kr per liter
Øl over 3.7 % t.o.m. 4.7 %	22.83 per liter
Sigaretter	2.68 kr per stk
Sigarer og røyketobakk	2.86 kr per gram
Skråtoakk og snus	1.09 kr per gram
Sigarettpapir og sigarettluser	0.0410 kr per stk

Kilde: Skatteetaten 2020

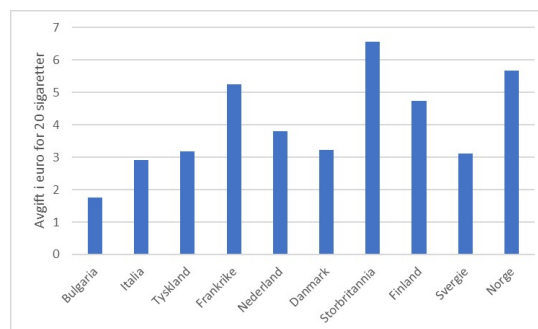
**Figur 1.6:** Avgifter på alkohol fordelt på land



Kilde: Lindeman 2018

Brukt valutakursen 1.1.2018

**Figur 1.7:** Avgifter på sigaretter fordelt på land



Kilde: EUROPEAN COMMISSION 2019

Brukt valutakursen 1.10.2018

Effekten av pris på konsumet av alkohol og tobakk er det forsket mye på, men det er få analyser som har sett på effekten i Norge. Totalt sett viser tilgjengelig forskning at en prisøkning er effektiv måte å redusere total konsumet for både alkohol og tobakk (Gallet og List, 2003; Gallet, 2007). Det er derimot noe usikkerhet knyttet til fordelingen av

effektene i befolkningen. Et viktig aspekt for politikerne er at majoriteten av befolkningen drikker kun moderat. Enhver prisøkning vil også påvirke konsumentoverskuddet for disse konsumentene, til tross for at det er kun de som drikker på en skadelig måte som påfører samfunnet kostnader. For tobakk er situasjonen litt anderledes da det ikke finnes noe trygt konsum av røyketobakk (Løchen et al., 2017). For andre tobakksprodukter, som snus, er fagmiljøene fortsatt usikre på konsekvensene av bruken (Dybing et al., 2005).

## 1.5 Formål og disposisjon

Med alt dette i tankene er formålet med denne oppgaven å undersøke hvordan utgiftsandelen norske husholdninger bruker på alkohol og tobakk påvirkes av endringer i inntekt og pris. Målet er å finne norske husholdningers etterspørsels- og inntektselastisitet, som igjen kan brukes til å beregne dødvektstapet knyttet til avgiftene på alkohol og tobakk. Siden en betydelig andel av norske husholdninger ikke konsumerer verken alkohol eller tobakk vil det bli viet ekstra plass til den statistiske modelleringen av null-utgift sammen med positive utgifter. Det er i hovedsak tre måter null-konsum kan oppstå på. For det første kan en husholdning ønske å kjøpe alkohol eller tobakk, men har ikke mulighet på grunn av økonomiske faktorer som pris og inntekt. I et slik tilfelle vil lavere pris eller høyere inntekt gjøre at husholdninger kjøper alkohol eller tobakk. Den andre grunnen er at en husholdningen avstår fra konsum av alkohol og tobakk av ikke økonomiske grunner. Da vil de ikke kjøpe uansett hvor lav prisen blir. Det tredje er at siden datamaterialet kun er samlet inn over en kort periode kan det være at husholdningen faktisk kjøper alkohol eller tobakk, bare ikke i perioden som blir undersøkt. Dette er en feilkilde og vil bli diskutert nærmere i kapittel 3. Hvilken modellering som velges vil sterkt avhenge av grunnene til at null-konsum oppstår.

Kapittel 2 gir en kort oversikt over litteraturen på området. Kapittel 3 beskriver datamaterialet og klargjøringen av data senere brukt i analysen. Kapittel 4 går igjennom det teoretiske fundamentet for oppgaven og presenterer modellene som tas i bruk. I Kapittel 5 gjennomgås analysen og resultatene presenteres. I kapittel 6 diskuteres resultatene og implikasjonene for staten. I kapittel 7 gis en oppsummering og konkluderende kommentarer.

## 2 Litteratur

Alkohol og tobakk er noen av mange varer som en betydelig andel av konsumenter ikke kjøper. Mye tidligere forskning har også sett på konsumenters etterspørsel etter goder der det oppstår mye null-konsum. Farrell og Walker (1999) estimerte etterspørselen etter lotto ved bruk av en Tobit-modell, en Heckman-seleksjonsmodell og en “censored least absolute deviations” (CLAD) estimator. Newman et al. (2003) brukte en P-Tobit-modell og en Double Hurdle-modell for å analysere etterspørselen etter kjøtt i Irland. Carroll et al. (2005) brukte en Double Hurdle-modell for å analysere hvor mye husholdninger ga til veldedighet, og sammenlignet resultatene med resultatene fra Tobit-modellen.

I lys av helserisikoen assosiert med alkohol og tobakkskonsum som ble diskutert i forrige kapittel har politikerne bruk flere forskjellige verktøy i et forsøk på å begrense konsumet. Dette kan være skatter og avgifter, og begrensninger på utslag og reklame. Siden effekten av disse tiltakene avhenger av hvordan folk konsumerer alkohol og tobakk er det viktig å forstå dette. Når det kommer til fastsettelse av skatter og avgifter vil dette nødvendigvis være avhengig av etterspørselstetisiteten, uavhengig av om målet er å begrense konsumet eller få inn skatteinntekter. Derfor har mange studier sett på tetisitetene til alkohol og tobakk ved bruk av forskjellige teknikker og datamateriale.

Mange studier har forsøkt å modellere etterspørslene ved bruk av data fra forbrukerundersøkelser. Dette på grunn av mengden og kvaliteten på tilgjengelig data i slike undersøkelser. Atkinson et al. (1989) bruker data fra forbrukerundersøkelser gjennomført i perioden 1970-1981 i Storbritannia og benytter en gamma-Tobit modell for å se på konsum av alkohol. De finner en gjennomsnittlig prisetisitet på -1.1 som er betydelig mer elastisk enn hva annen litteratur finner. En metaanalyse gjennomført av Gallet (2007) finner en median prisetisitet på -0.535. Grunnen til den store forskjellen kan ligge i valget av Tobit-modellen tilfordel for andre modeller.

Atkinson et al. (1984) har også brukt samme datamateriale til å beregne etterspørselen etter tobakk. Her vurderes en Tobit-modell, men de velger å bruke en Double-Hurdle da det er god grunn til å anta at valget om å kjøpe tobakk er todelt. Først bestemmer konsumenten om han ønsker å bruke tobakk, dette betegnes ofte som deltakelsesavgjørelsen. Deretter bestemmer konsumenten hvor mye han skal kjøpe, ofte betegnet som konsumavgjørelsen.



Det kan oppstå null-konsum ved begge avgjørelser. Basert på estimatene fra denne modellen ble priselastisiteten beregnet til -0.6 for kvantum tobakk konsumert. En metaanalyse gjennomført av Gallet og List (2003) gir en gjennomsnittlig priselastisitet på -0.48. Her kan forskjellen ligge i både valg av modell, men også det faktum av Gallet og List (2003) kun ser på elastisiteten til sigaretter mens Atkinson et al. (1984) ser på alt av tobakk.

Yen og Jensen (1996) bruker også en Double-Hurdle modell for å analysere etterspørselen etter alkohol, men priselastisitet er ikke beregnet og pris er ikke tatt med som en forklaringsvariabel. For å kunne tillate null-konsum samtidig som det korrigeres for heteroskedastisitet og ikke normalfordelte data blir forklaringsvariabelen transformert ved bruk av "The inverse hyperbolic sine" transformasjonen. Forfatterne sammenligner Double Hurdle-modellen og Tobit-modellen, og påpeker flere signifikante forskjeller mellom modellenes resultater. De finner også at husholdningenes karakteristikk er viktige for å kunne forklare alkoholkonsum. Dette gjelder for eksempel alder på husholdningen og hvorvidt det bor barn i husholdningen.

Et annet mye brukt alternativ modell er "The Quadratic Almost Ideal Demand System". Dette etterspørselssystemet ble utviklet av Banks et al. (1997) med utgangspunkt i arbeidet til Deaton og Muellbauer (1980). Dette etterspørselssystemet er mye brukt til å modellere tobakk og alkoholkonsum (Jones og Mazzi, 1996; Gil og Molina, 2009; Blake og Nied, 1997; Srivastava et al., 2015; Eakins og Gallagher, 2003). Aepli (2014) bruker denne modellen på konsumdata fra Sveits for å beregne etterspørselen etter drikkevarer med spesielt fokus på alkoholholdige varer. Husholdningene blir delt i tre segmenter, etter hvor mye alkohol de kjøper. Deretter undersøkes det om inntekts og etterspørselsetlastisitetene varierer mellom de som drikker mye og de som drikker lite. Ubetingede estimater beregnes ved hjelp av en to-steps "Budgeting almost ideal demand system". Estimaten viser at de som drikker mye er mindre priselastiske når det kommer til vin og øl, sammenlignet med de som drikker middels eller lite. Mens priselastisiteten for sprit er nærmest lik for de tre segmentene.

Denne oppgaven vil i stor grad basere seg på fremgangs måten til Atkinson et al. (1989, 1984) ved estimering av alkohol og tobakkskonsum.

## 3 Data

### 3.1 Datakilder

Forbrukerundersøkelsen er en spørreundersøkelse gjennomført av Statistisk Sentralbyrå hvor tilfeldige utvalgte husholdninger i Norge deltar. Forbrukerundersøkelsen ble i perioden 1973 til 2012 gjennomført årlig med noen avbrekk. I 2012 ble 7 000 husholdninger mellom 0-84 år trukket ut hvor av 3 363 valgte å delta i undersøkelsen. I tidligere år ble det trukket ut ca. 2 200 husholdninger mellom 0-74 år hvor av 1 100 - 1 200 faktisk deltok. Undersøkelsen besto i å føre en detaljert "dagbok" over alle utgifter i løpet av 14 dager. I tillegg ble det samlet inn bakgrunnsinformasjon om alle husholdningene. Disse dagbøkene er grunnlaget for data om utgifter til norske husholdninger brukt i denne oppgaven. Jeg fikk tilgang til datamaterialet gjennom Norsk Senter for Forskningsdata.

Til oppgaven er det også hentet inn prisdata fra SSB på alkohol og tobakk, i tillegg til konsumprisindeksen. Alle disse tallene ble hentet fra kildetabell 03013 som er åpent tilgjengelig på SSB sine nettsider.

### 3.2 Dataklargjøring

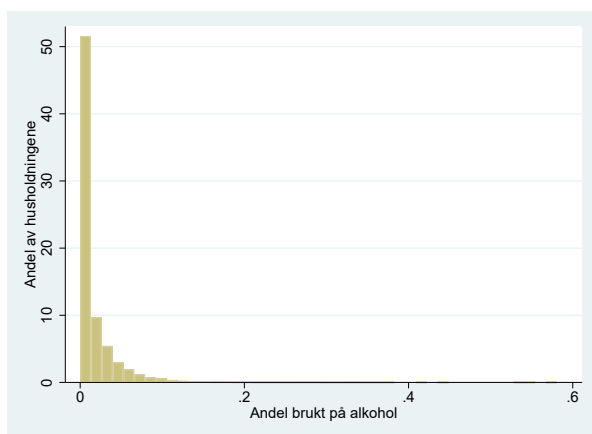
#### 3.2.1 Utvalg

I denne oppgaven brukes data fra årene 1990-2012. Hvor årene 2003, 2010 og 2011 er utelatt fordi det enten mangler viktige forklaringsvariabler i undersøkelsen eller det ikke er gjennomført noe undersøkelse disse årene. Datasettet består da av 26 108 observasjoner. Husholdninger hvor det ikke er oppgitt hvilken måned undersøkelsen ble gjennomført, og husholdninger som har oppgitt negative totale utgifter ekskluderes fra datasettet. Datasettet har da 26 067 observasjoner. Videre blir husholdninger som har oppgitt et ekstremt forbruk på alkohol og/eller tobakk ekskludert da dette kan være feilrapporteringer. Grensen for ekstreme verdier settes på en utgiftsandel på mer enn 60 % av totale utgifter. Det endelige datasette har da 26 060 observasjoner.

Forbrukerundersøkelsene henter inn data på forbruk for hver enkelt type alkohol og tobakk, som for eksempel vin og skråtobakk. Modellering av etterspørselen for hver enkelt type har

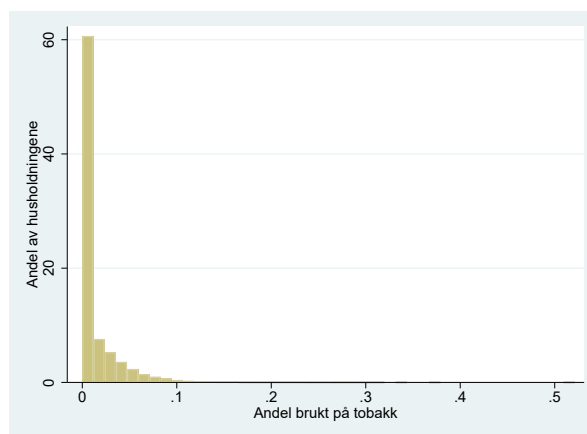
blitt gjort tidligere av Collis et al. (2010); Meng et al. (2014); Sousa (2014). Problemet er at dette vil gi et svært stort antall null-konsum, og det vil bli vanskelig å finne grunnen til at disse nullene oppstår. Derfor vil denne oppgaven estimere etterspørselen for all alkohol og all tobakk samlet. “The composite commodity theorem“ presentert i Hicks (1939) sier at varer kan aggregeres hvis prisen på varene endres proporsjonalt. Resultatene fra de ovennevnte studiene gir små kryss-priselasititeter, som indikerer at varene kan aggregeres uten å ødelegge etterspørselselasititetene. Selv etter å ha aggregert over forskjellige typer er det en betydelig andel av husholdningene som ikke har noe konsum av alkohol og tobakk. Figur 3.1 og 3.2 viser fordelingen av utgiftsandelene. Av alle husholdningene oppgir 40 % å ikke ha noen utgifter til alkohol, mens 62 % gjøre det samme for tobakk.

**Figur 3.1:** Andelen husholdningene bruker på alkohol



Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

**Figur 3.2:** Andelen husholdningene bruker på tobakk



Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

### 3.2.2 Priser

Husholdningenes totaleutgifter i hvert kvartal er regnet om fra nominelle til reelle tall ved bruk av prisdeflasjonsrater fra SSB.

Følgende formel er bruk for å få de korrekte reelle størrelsene:

$$m_{ti}^{Reelle} = \frac{m_{ti}^{Nominelle}}{P_t} \quad (3.1)$$

Hver enkelt monetær verdi, fra husholdning i og tid t, blir om gjort fra nominelle verdier ( $m_{ti}^{Nominelle}$ ) til reelle verdier ( $m_{ti}^{Reelle}$ ) gjennom å dele på Konsum Pris Indeksen (KPI)

( $P_t$ ). Basisåret er satt til 2015. Prisindeksjonen er gjort for å kunne sammenligne monetære verdier over tid.

### 3.3 Potensielle feilkilder

Ved bruk av forbruksundersøkelser til denne typen analyse er det noen viktige aspekter å ta hensyn til.

a) Undersøkelsene inkluderer kun de som bor i en husholdning, og ekskludere alle som bor på forskjellige institusjoner. Dette kan for eksempel være de som bor på sykehjem eller bor på militærleir. De som ikke er hjemme i perioden undersøkelsen gjennomføres er også ekskludert. Dette er viktig fordi det er grunn til å tro at noen av disse gruppene konsumerer mer eller mindre alkohol og tobakk enn gjennomsnittet.

b) Undersøkelsene har en stor andel som velger å ikke delta. I 2012 takket omtrent halvparten av de utvalgte husholdningene nei til å delta. Hvilken effekt dette har avhenger av hvilke karakteristikk ikke-respondentene har, sett opp i mot karakteristikkene som bestemmer konsum av alkohol og tobakk. I boken "Family Expenditure Survey Handbook" fra Storbritannia anslås det at tobakk og alkohol er varer de som velger å ikke delta i slike undersøkelser konsumerer mer av enn gjennomsnittet (Kemsley et al., 1980). Derfor vil andelen i datasettet bli for lave. Det finnes derimot ingen klare undersøkelser på om det samme også stemmer for forbrukerundersøkelsene gjennomført i Norge.

c) Forbrukerundersøkelsene inneholder kun husholdningenes konsum over 14 dager. Siden undersøkelsesperioden er så kort er det vanskelig å vite om husholdningene ender sitt konsum fordi de er med i undersøkelsen. Noe annet som kan påvirke resultatene er hvis husholdningene handler inn for mer enn 14 dager. Et tenkt eksempel kan være at man må reise et lite stykke for å komme til nærmeste Vinmonopol. Sett dette sammen med Vinmonopolet begrensede åpningstider vil kanskje husholdningene handle inn flere måneders konsum på en handletur. Hvis denne handleturen faller innfor undersøkelsesperioden vil husholdningen bli registrert med et svært høyt konsum. Hvis handleturen derimot faller utenfor undersøkelsesperioden vil de bli registrert med nullkonsum. Det faktiske konsumet ligger et sted i mellom disse to ytterpunktene. Det er grunn til å tro at dette problemet er større for alkohol enn for tobakk, siden tilgjengeligheten er bedre for tobakk.

d) Det er mulig at deltakerne i undersøkelsene underrapporterer sitt faktiske konsum av tobakk og alkohol. Dette kan være for å skjule det faktiske konsumet for familien eller for den som intervjuer. SSB anser det som sannsynlig at alkohol og tobakk, sammen med noen andre varer, er underrapportert i forbrukerundersøkelsene (SSB, 2012). Denne typen underrapportering er svært vanskelig å fange opp.

e) Forbrukerundersøkelsene ser på forbruket til en husholding ikke til individer. Dette kan gi dårligere resultater siden vi ikke vet hvem i husholdningen som faktisk konsumerer varene. En undersøkelse på individnivå vil derimot ikke fange opp utgifter der én i husholdningen kjøper noe for andre i samme husholding.

Med utgangspunkt i aspektene presentert over er det naturlig å tro at aggregert konsum er underrapportert i data fra forbruksundersøkelsene. En måte å undersøke om dette stemmer er å sammenligne tallen fra forbruksundersøkelsene med tall fra andre undersøkelser. Den aggregerte utgiftsandelen til alkohol og tobakk samlet med utgangspunkt i tallene fra nasjonalregnskapet for samme periode er på 0.0445 % (SSB, 2020c). Det tilsvarende utgiftsandel for datasette brukt her er på 0.028 %. Dette er en betydelig forskjell, og peker sterkt i retning av at de som velger å ikke delta konsumerer mer alkohol og tobakk enn de som deltar.

## 3.4 Databeskrivelse

Tabell 3.1 gir en oversikt over antall husholdninger som konsumerer alkohol og tobakk, samt budsjettandelen til de forskjellige husholdningene. Andelen av husholdninger som har utgifter til alkohol er ca 60 % og andelen som har utgifter til tobakk er på ca 38 %. Vi kan se at tallene tyder på en nedadgående trend over tid for tobakk. Det er færre som har utgifter til tobakk over tid, men de som faktisk bruker tobakk har omtrent like stor utgiftsandel over tid. De ser ikke ut til å være noen klar endring i antall husholdninger som drikker alkohol eller hvor mye husholdningene bruker på alkohol.

**Tabell 3.1:** Hovedtrekk Alkohol og Tobakk

År	Antall husholdninger			Gjennomsnittlig utgiftsandel tobakk		Gjennomsnittlig utgiftsandel alkohol	
	Alle	Tobakks brukere	Drikkere	Alle	Tobakks brukere	Alle	Drikkende
1990	1200	567	604	0.0143	0.0302	0.0147	0.0292
1991	1283	588	652	0.0154	0.0336	0.0129	0.0254
1992	1387	668	767	0.0144	0.0299	0.0124	0.0225
1993	1307	655	701	0.0154	0.0308	0.0129	0.0240
1994	1333	596	722	0.0148	0.0332	0.0127	0.0235
1995	1310	564	717	0.0143	0.0333	0.0141	0.0257
1996	1345	603	758	0.0144	0.0321	0.0132	0.0235
1997	1260	520	747	0.0143	0.0346	0.0133	0.0225
1998	1182	444	710	0.0129	0.0344	0.0140	0.0233
1999	1191	468	774	0.0143	0.0364	0.0163	0.0251
2000	1119	428	757	0.0133	0.0347	0.0148	0.0219
2001	1051	460	695	0.0152	0.0348	0.0148	0.0224
2002	1097	364	705	0.0115	0.0346	0.0168	0.0261
2004	1147	345	782	0.0119	0.0395	0.0175	0.0257
2005	1094	296	717	0.0116	0.0430	0.0193	0.0295
2006	990	277	621	0.0105	0.0375	0.0204	0.0325
2007	1081	335	695	0.0103	0.0332	0.0183	0.0284
2008	1180	345	700	0.0105	0.0358	0.0177	0.0299
2009	1152	350	744	0.0097	0.0318	0.0164	0.0253
2012	3351	979	2173	0.0099	0.0337	0.0160	0.0246
Total	26060	9852	15741	0.0127	0.0338	0.0153	0.0253
Andel	100	0.378	0.604				

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

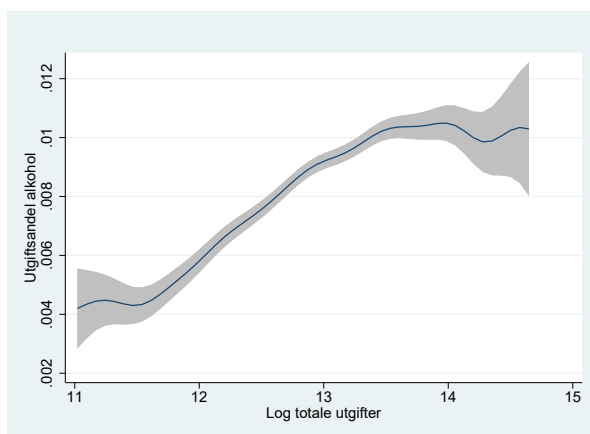
### 3.4.1 Variabelbeskrivelse

Gjennom hele denne oppgaven vil variabelen som skal forklares alltid være utgiftsandelen norske husholdninger bruker på tobakk,  $W_t$ , og alkohol,  $W_a$ . Forbrukerundersøkelsene oppgir ikke utgiftsandelene direkte, men utgiftene i kronebeløp. De beregnes derfor ved å ta hver enkeltes husholdnings utgift til alkohol eller tobakk og dividere det på de totale utgiftene.

Effekten av inntekt er representert gjennom totale utgifter deflatert med konsumprisindeksen (for alle varer), her betegnet som  $\log(m/\pi)$ . Det er stor variasjon i inntekt mellom husholdningene og inntektselastisitetene varierer. Derfor må inntektseffekten fange opp dette for at en etterspørselsmodell skal kunne predikere effekten av beskatning på en god måte. For å kunne bruke modelleringen til velferdsanalyser senere må Engel-

kurvene spesifiseres. For å finne den rette modelleringen av inntektseffekten beregnes Engel-kurvene for konsum av alkohol og tobakk vist i figur 3.3 og 3.4. For tobakkskonsum er det en tydelig ikke-lineær sammenheng. For alkohol er det vanskeligere å tolke kun med utgangspunkt i dette. For å ta hensyn til at Engel-kurvene ikke er lineære legges det til en ekstra parameter, log totale utgifter kvadrert ( $\log(m/\pi))^2$ . Den vil vise om effekten av inntekt er forskjellig på forskjellige inntektsnivå.

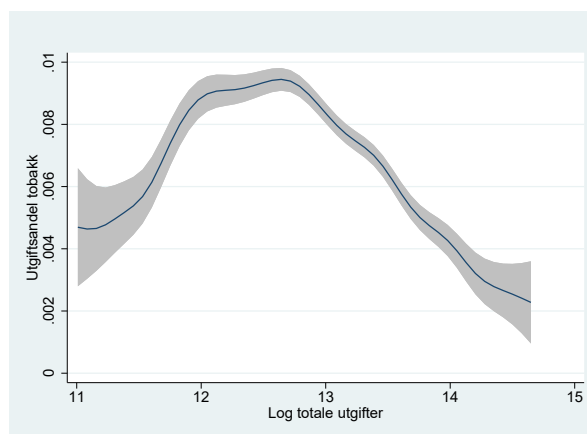
**Figur 3.3:** Engel-kurve alkoholkonsum



kernel = gaussian, degree = 0, bandwidth = .16,  
pwidth = .24

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

**Figur 3.4:** Engel-kurve tobakkskonsum



kernel = gaussian, degree = 0, bandwidth = .13,  
pwidth = .2

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

Effekten av priser er representert av de deflaterte prisene på alkohol og tobakk relativt til KPI,  $\log(Pa/\pi)$  og  $\log(Pt/\pi)$  respektivt. Dette er variablene som er av mest interesse i denne analysen, men det kontrolleres også for andre ting.

Effekten av villet politikk fra myndighetene kan påvirke husholdningene gjennom spesifikke hendelser, eller det kan være en mer langsiktig effekt. I det første tilfellet er innskjerpingen av røykeloven fra og med 1. juni 2004 den mest aktuelle enkelthendelsen. Ved innføring av denne loven ble røyking på restauranter og andre serveringssteder forbudt (Pettersen, 2005). For å kontrollere for dette er det lagt inn en “dummy“ (*røykelov*) som tar verdi 1 for alle husholdninger som deltok i undersøkelsen i tiden etter 1. juni 2004.

Den langsiktige tidseffekten er fanget opp av tids-variabelene (*tid* og *tid2*). De måler år siden 1990 og dens kvadrerte. Det er to mulige effekter som kan påvirke denne variabelen. Den første er at konsum over tid for hele befolkningen reduseres, eventuelt at de født senere har et lavere konsum enn tidligere generasjoner. Det vil ikke være mulig å isolere

denne siste effekten fra effekten av en generell nedgang i konsum med alder. Det vil for eksempel være slik at flere slutter å bruke tobakk når de blir eldre. Dette er viktig å huske når man skal tolke koeffisienten for aldersvariabelen (*alder*) og dens kvadrerte (*alder<sup>2</sup>*). Variablene for alder og kjønn (*kjønn*) viser til hovedinntektstaker. Kjønn og alder på de andre i husholdningene kontrolleres det derfor ikke for.

I tillegg til en variabel for langsiktige effekter er det kontrollert for sesongvariasjon gjennom “dummyer” for hvert enkelt kvartal. Dette for å kontrollere for at husholdningene har gjennomført undersøkelsen på forskjellige tidspunkt i løpet av året.

Tidligere forskning på tobakk- og alkoholkonsum viser signifikante forskjeller mellom forskjellige yrkesgrupper (Atkinson et al., 1984, 1989). Derfor settes det inn 4 “dummyer” som tar verdien 1 hvis hovedinntektstaker i husholdningen tilhører yrkesgruppen. I tillegg er det lagt til en “dummy”, *dobinntekt*, som tar verdien 1 hvis det er mer enn en i arbeid i husholdningen.

Hvem som bor i husholdningen vil også ha en effekt på utgiftsandelen som brukes på tobakk og alkohol. Det er naturlig å tro at barn i husholdningen vil ha en påvirkning. Det er lagt til en “dummy” (*barn*), som tar verdien 1 hvis det bor barn under 16 år i husholdningen. Det er også lagt til en variabel for antall voksne (*voksne*).

Det er vist i tidligere forskning at hvilken region husholdningene tilhører også kan påvirke utgiftsandelen til alkohol og tobakk (García og Labeaga, 1996; Atkinson et al., 1989). Det er derfor lagt til 5 “dummyvariabler” for de forskjellige landsdelene. Alt dette er oppsummert i tabell 3.2 under.



**Tabell 3.2:** Oversikt over variabler

$\log(m/\pi)$	- Log av reelle totale utgifter
$(\log(m/\pi))^2$	- Log av reelle totale utgifter kvadrert
$\log(Pa/\pi)$	- Log av real priser for alkohol
$\log(Pt/\pi)$	- Log av real priser for tobakk
<i>røykelov</i>	- Ny røykelov 1. juni 2004
<i>tid</i>	- År siden 1990
<i>tid2</i>	- År siden 1990 kvadrert
<i>alder</i>	- Hovedinntektstakers alder
<i>alder2</i>	- Hovedinntektstakers alder kvadrert
<i>kvart1</i>	- Første kvartal
<i>kvart2</i>	- Andre kvartal
<i>kvart3</i>	- Tredje kvartal
<i>kvart4</i>	- Fjerde kvartal
<i>pensj</i>	- Hovedinntektstaker er pensjonist
<i>uoppgitt</i>	- Hovedinntektstaker har ikke oppgitt arbeid
<i>arb1</i>	- Hovedinntektstaker arbeider i blåsnippykker
<i>arb2</i>	- Hovedinntektstaker arbeider i hvitsnippykker
<i>dobinntekt</i>	- Mer enn en yrkesaktiv i husholdningen
<i>kjønn</i>	- Hovedinntektstaker er en mann
<i>barn</i>	- Barn i husholdningen under 16 år
<i>voksne</i>	- Antall personer i husholdningen 16 år og eldre
<i>østlandet</i>	- Oslo, Viken, Innlandet, Vestfold og Telemark
<i>agderrogaland</i>	- Agder og Rogaland
<i>vestlandet</i>	- Vestlandet og Møre og Romsdal
<i>trøndelag</i>	- Trøndelag
<i>nordnorge</i>	- Nordland og Troms og Finnmark

### 3.4.2 Deskriptivdata

Tabell A1.1 og A1.2 i appendikset gir en oversikt over gjennomsnittsverdi og standardavvik for alle variablene for husholdningene i utvalgt. Disse tabellene gir også samme statistikk for husholdninger som konsumerer alkohol og tobakk, slik at dette kan settes opp mot husholdninger som er avholds.

Det virker ikke til å være store forskjeller mellom de forskjellige gruppene av husholdninger i tabellene. Det som derimot er av interesse er hvorvidt gjennomsnittsverdiene av karakteristikkene for alle husholdninger i utvalget stemmer overens med gjennomsnittet i den norske befolkningen. Jo nærmere utvalget er den norske befolkningen, jo mer representative vil resultatene være.

Gjennomsnittsnordmannen er per 2012 38.7 år og alderen har steget hvert år siden

1946 (SSB, 2019d). Gjennomsnittsalderen på hovedinntektstakeren i utvalget er 45.8 år. Dette kan komme av at den eldste i husholdningen ofte vil være hovedinntektstaker, samt at barn aldri vil være hovedinntektstaker. Med utgangspunkt i kvartalsvariablene ser det ut som husholdningene er jevnt fordelt utover året. Hvert kvartal har ca 25 % av observasjonene. Når det kommer til yrkeskategoriene er pensjonister sterkt underrepresentert. Alderspensjonister utgjorde i 2012 ca. 15 % av Norges befolkning, men utgjør kun 6% av utvalget (SSB, 2014). Noe av forklaringen kan være at en del pensjonister bor på institusjon og derfor ikke kan delta i undersøkelsen.

I Norge i dag bor det flere menn enn kvinner, og det er derfor å forvente det er flere menn enn kvinner også i utvalget (SSB, 2020a). I tillegg vil hovedinntektstaker være den med høyest inntekt, og siden menn i snitt tjener mer enn kvinner vil dette også bidra (SSB, 2020b). I utvalget har nesten halvparten av alle husholdninger barn. Det ser ut til å være en overrepresentasjon av barnefamilier i utvalget siden aleneboende og par uten barn utgjorde 61 % av husstander i 2012 (SSB, 2019c). Foruten at Nord-Norge er noe overrepresentert, ser det ut til at de øvrige landsdelene er relativt representativt fordelt (SSB, 2019b). Til tross for at det er noen tydelige forskjeller mellom utvalget og befolkningen er ikke disse så store at resultatene basert på utvalget ikke har verdi.

Tidligere i kapittelet ble det identifisert flere variabler som kan tenkes å påvirke husholdningenes utgiftsandel til alkohol og tobakk. Det er derimot viktig å påpeke at det fortsatt vil være betydelig uforklart varians, spesielt for tobakk. Grunnen til dette er at tobakk er en vare der "smak" er viktig og det er nærmest umulig å beskrive hvordan disse egenskapene er fordelt i befolkningen. Mye forskning tyder på at nær kontakt, spesielt innad i familien, med en røyker øker sannsynligheten for å begynner å røyke selv (Leonardi-Bee et al., 2011). Det er ikke mulig å kontrollere for dette siden undersøkelsen ikke inneholder informasjon om slike forhold. I tillegg er tobakk et gode hvor vaner og avhengighet spiller en stor rolle. Dette vil også være tilfellet for alkohol, men ikke i like stor grad. Det vil ofte være slik at hvis husholdningen røykte i forrige måned vil de også røyke i denne måned. Til tross for at forklaringsgraden til modellen kan bli lav, er det viktig å forsøke å indentifisere de systematiske sammenhengene som eksisterer. Her vil forbrukerundersøkelsene, med sine svært detaljerte informasjon om husholdningene, kunne gi et godt datagrunnlag.

## 4 Metode

Videre i dette kapitlet vil modellen som skal brukes bli forklart. Det vil bli lagt spesiell vekt på to aspekter; funksjonens form og hvordan behandle både positive og null-utgifter.

### 4.1 Funksjonens form

Variabelene som skal forklares vil gjennom hele oppgaven være utgiftsandelen norske husholdninger bruker på alkohol og tobakk, her representert med  $W_a$  og  $W_t$  respektivt. Utgiftsandelene kan uttrykkes som pris multiplisert med kvantum dividert på totale utgifter:

$$W_i = \frac{P_i q_i}{m} \quad (4.1)$$

Fordelene med å spesifisere en modell med effektvariabelen som en andel, og sørge for at alle andelene summerer til en har lenge vært kjent (Working, 1943; Leser, 1963). Selv om man her er opptatt av en enkelt ligning, er det ønskelig at resultatene er konsekvent på et systemnivå. AIDS-systemet utviklet av Deaton og Muellbauer (1980) tok utgangspunkt i tidligere arbeid og inkluderte priser. Det er denne basis funksjonen som skal brukes her:

$$W = \alpha + \beta \log\left(\frac{m}{\pi}\right) + \delta \left[ \log\left(\frac{m}{\pi}\right) \right]^2 + \gamma \log\left(\frac{P}{\pi}\right) \quad (4.2)$$

hvor

$W$  - utgiftsandelen til enten alkohol eller tobakk

$m$  - husholdningens totale utgifter

$P$  - pris på alkohol eller tobakk

$\pi$  - konsumprisindeksen (KPI)

og  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\delta$  og  $\gamma$  er koeffisienter som kan avhenge av husholdingenes karakteristikk, og ikke av  $\log(m/\pi)$ ,  $(\log(m/\pi))^2$  og  $\log(P/\pi)$ .

En alternativ måte å modellere modellen på ble forsøkt av Atkinson et al. (1989). De brukte spesifikasjonene for et linear utgifts system (LES), med dette viste ingen klare fordeler over det som er studert her.

## 4.2 Behandling av positivt- og null-konsum

Et sentralt problem når man skal modellere utgifter til tobakk og alkohol er den store andelen av husholdninger som ikke rapporterer noe konsum, null-utgift (Humphreys, 2013). Det er mange modeller som kan brukes på slik data, men her vil det kun tas i bruk to.

### 4.2.1 Tobit-modellen

Den mest kjente modellen som behandler dette er Tobit-modellen. Denne modellen brukes i de tilfeller der man har “ekte nuller” (Humphreys, 2013). Altså et stort antall konsumenter som ikke kjøper noe av det godet som undersøkes, i motsetning til tilfeller der man kun mangler data under en hvis grense. Norske husholdningers konsum av alkohol og tobakk har “ekte nuller” siden det ikke går an å konsumere en negativ mengde. Modellen ble først introdusert av Tobin (1958) i en studie av varigegoder. Tobit-modellen er vanligvis beskrevet ved bruk av en skjult variabel.

$$\begin{aligned}
 W^* &= \beta x + \epsilon \\
 \epsilon &\sim \mathcal{N}[0, \sigma^2] \\
 W &= 0 \quad \text{hvis} \quad W^* \leq 0 \\
 W &= W^* \quad \text{hvis} \quad W^* > 0
 \end{aligned} \tag{4.3}$$

Variansen til feilledet  $\sigma^2$  antas å være konstant over alle observasjoner. Dette betyr at den skjulte variabelen  $W^* \sim \mathcal{N}[\beta x, \sigma^2]$ . Her inneholder  $x$  konstantleddet.

Tobit-modellen bruker maksimum-sannsynlighets estimering. Denne funksjonen fungerer gjennom å maksimere sannsynligheten for observasjonene gitt den underliggende modellen (Greene, 2003, s. 470–472). For å finne denne må først tetthets- og fordelingsfunksjonene utledes.

Tetthetsfunksjonen for null-konsum:

$$\begin{aligned}
 f(W = 0|x) &= Pr[W^* \leq 0|x] \\
 &= Pr[\epsilon \leq -\beta x|x] \\
 &= \Phi\left(\frac{-\beta x}{\sigma}\right) \\
 &= 1 - \Phi\left(\frac{\beta x}{\sigma}\right)
 \end{aligned} \tag{4.4}$$

Fordelingsfunksjonen for positivt konsum:

$$\begin{aligned}
 f(W|x) &= f(W^*|x) \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(W - \beta'x)^2\right) \\
 &= \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{W - \beta x}{\sigma}\right)
 \end{aligned} \tag{4.5}$$

Hvor  $\Phi(\cdot)$  er den standard normalfordelte kumulative fordelingsfunksjonen og  $\phi(\cdot)$  er den standard normalfordelte tetthetsfunksjonen. Med utgangspunkt i dette kan log sannsynlighets funksjonen til Tobit-modellen uttrykkes som:

$$\log L = \sum_{W_i^* > 0} \log\left[\frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{W - \beta x}{\sigma}\right)\right] + \sum_{W_i^* = 0} \log\left[1 - \Phi\left(\frac{\beta x_i}{\sigma}\right)\right] \tag{4.6}$$

Tobit-modellen er restriktiv. Dette gjelder spesielt for hvordan sannsynligheten for null-utgift som henger tett sammen med mengden konsumert for de som har en positiv andel. For eksempel, kan det være slik at for de husholdningene som faktisk kjøper alkohol eller tobakk er utgiftsandelene en økende funksjon av alder, men sannsynligheten for å bruke tobakk og drikke synker derimot med alder. Med andre ord tvinger Tobit-modellen deltakelses- og konsumavgjørelsen til å ha samme størrelse og fortegn. Dette er grunnen til at det også undersøkes en annen modell.

### 4.2.2 Double Hurdle-modellen

Double Hurdle-modellen brukes i tilfeller der man har “ekte nuller” og der avgjørelsen om man skal kjøpe noe og avgjørelsen om hvor mye man skal kjøpe tas simultant (Humphreys,

2013). Double Hurdle-modellen deler altså kjøpsavgjørelsen i to. Først velger folk om de vil kjøpe noe alkohol eller tobakk. Her vil husholdningene kunne velge å ikke delta, og det vil derfor ikke finnes noen positiv pris der de er villige til å kjøpe. De som passerer det første hinderet finner så hvor mye de vil kjøpe gitt prisene i markedet. Det kan være husholdninger hvor prisen i markedet er så høy at de velger å ikke kjøpe noe. Et viktig problem fra Tobit-modellen er at modellen tvinger effekten av forklaringsvariablene for både deltakelses-avgjørelsen og konsum-avgjørelsen til å være like både i størrelse og fortegn. Dette er ikke tilfeller i Double Hurdle-modellen. Denne modellen vil gi separate koeffisienter for hvert steg.

Atkinson et al. (1984) forklarer modellen på følgende måte. Anta at settet av uavhengige variabler som påvirker en husholdning  $h$ 's avgjørelse om de skal bruke tobakk er  $x_1$ , og sette av variabler som påvirker avgjørelsen om hvor mye tobakk husholdningen skal bruke er  $x_2$ , der  $x_1$  og  $x_2$  har variabler felles. Anta nå at husholdningen er en potensiell tobakksbruker, altså velger å delta i marked, hvis  $U_h > 0$  hvor:

$$U_h = \Omega x_1 + \eta \quad (4.7)$$

og som en potensiell tobakksbruker vil husholdningen velge å kjøpe  $\max[0, W_h]$ , hvor

$$W_h = \zeta x_2 + \epsilon \quad (4.8)$$

Dette betyr at vi observerer tobakksutgifter:

$$\begin{aligned} W_h^* &= W_h && \text{hvis } W_h > 0 \text{ og } U_h > 0 \\ W_h^* &= 0 && \text{ellers} \end{aligned} \quad (4.9)$$

Videre antas det at feilleddene  $\eta$  og  $\epsilon$  er normalfordelte og med gjennomsnitt null. Kovariansmatrisen mellom de to feilleddene er som følger:

$$\begin{bmatrix} 1 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & \sigma^2 \end{bmatrix} \quad (4.10)$$

Jones (1992) og Cragg (1971) har begge utviklet varianter av denne modellen, men hovedforskjellen mellom de to er korrelasjonen av feilleddene,  $\rho$ . Sannsynlighetsfunksjonen til Double Hurdle-modellen avhenger nettopp av korrelasjonen mellom feilleddene. Det er naturlig å tenke at uobserverte faktorer i begge ligninger kan gi korrelerte feilledd, altså en  $\rho > 0$ , dette er modellen til Jones (1992). Log sannsynlighetsfunksjonen til Jones Double Hurdle-modell kan uttrykkes som:

$$L = \prod_{W=0} \left\{ 1 - \hat{\Phi} \left( \Omega x_1, \frac{\zeta x_2}{\sigma}, \rho \right) \right\} \times \prod_{W>0} \left\{ \Phi \left( \frac{\Omega x_1 + \frac{\rho}{\sigma}(W - \zeta x_2)}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right) \frac{1}{\sigma} \phi \left( \frac{W - \zeta x_2}{\sigma} \right) \right\} \quad (4.11)$$

Her er  $\hat{\Phi}(\cdot)$  den bivariate standart normalfordelte kumulative fordelingsfunksjonen.

Det er derimot vanlig i empirisk arbeid å anta at feilleddene er ukorrelerte, altså  $\rho = 0$  (Aristei og Pieroni, 2008). Med denne forutsetningen reduseres uttrykket til det originale forslaget til Cragg (1971).

$$L = \prod_{W=0} \left\{ 1 - \hat{\Phi} \left( \Omega x_1, \frac{\zeta x_2}{\sigma} \right) \right\} \times \prod_{W>0} \left\{ \Phi(\Omega x_1) \frac{1}{\sigma} \phi \left( \frac{W - \zeta x_2}{\sigma} \right) \right\} \quad (4.12)$$

For å beregne Tobit brukes Statas ferdig kommando. For å beregne Double Hurdle-modellene brukes kommandoen fra Garcia (2013).

### 4.3 Elastisiteter

Et viktig element i denne oppgaven er å forstå hvordan endringer i variabler, for eksempel pris og inntekt, påvirker budsjettandelen brukt på tobakk og alkohol. Samt hvilke effekter dette har på effektiviteten til markedet. For å kunne undersøke dette nærmere beregnes elastisitetene og dødvektstapet. Det forutsettes at alle husholdningene maksimerer nytte gitt inntekt og priser. Da er det naturlig å ta utgangspunkt i Slutsky-ligningen, her også oppgitt på elastisitetsform:

$$\frac{\partial q_1}{\partial p_1} \frac{p_1}{q_1^*} = \frac{\partial \hat{q}_1}{\partial p_1} \frac{p_1}{q_1^*} - \frac{\partial q_1}{\partial m} \frac{p_1}{q_1^*} q_1^* \quad (4.13)$$

$$\xi^{uk} = \xi^k - \eta \times W \quad (4.14)$$

Den viser sammenhengen mellom endringer i den ukompenserte ( $\xi^{uk}$ ) og den kompenserte etterspørselen ( $\xi^k$ ). Den ukompenserte etterspørselen, eller Marshallian-etterspørselen, viser hvor mye en husholdning vil kjøpe gitt priser og inntekt. Denne kan ha både et positiv og et negativt fortegn. Den kompenserte etterspørselen, eller Hicksian-etterspørsel, viser hvor mye husholdningen vil kjøpe gitt at nytten skal være konstant. Ved en prisøkning vil denne alltid være negativ og positiv ved en pris reduksjon. Inntektselastisiteten ( $\eta$ ) gir et uttrykk for hvor mye etterspørselen endres når inntekten endres. Denne kan også være både negativ og positiv.

Slutsky-ligningen kan derfor deles i to effekter; substitusjonseffekten og inntektseffekten. Substitusjonseffekten viser hvordan etterspørselen endres hvis kjøpekraften er konstant. Inntektseffekten viser hvordan etterspørselen endres når kjøpekraften endres. Første del på høyre side av ligningen er lik substitusjonseffekten og andre del på høyre side er lik inntektseffekten. Venstre side viser da den totale endringen i etterspørsel. For å kunne sette opp Slutsky-ligningen må først den ukompenserte priselastisiteten og inntektselastisiteten utledes. Atkinson et al. (1989) utleder elastisitetene ved bruk av ligning 4.2.

De estimerte utgiftsandelene avhenger av nivået på variablene og på feilleddet. Det vil være variasjon mellom husholdningene som stammer fra begge element; variablene og feilleddet. Dette betyr at det er viktig å bestemme en tolkning til feilleddet. Feilleddet kan oppstå av forskjellige grunner, og de forskjellige grunnene har forskjellige implikasjoner. Atkinson et al. (1989) tar kun for seg to, og det er disse som vil bli presentert her.

Den første grunnen til at feilleddet kan oppstå er at det er en individuell fast effekt per husholdningen. Denne vil være like differansen mellom den observerte budsjettandelen og den predikerte budsjettandelen. I et slikt tilfellet vil en endring i en variabel kalkuleres gitt vektor en av forklaringsvariabler og den spesifikke verdien til  $\epsilon_h$  for husholdning  $h$ . For en husholdning med en positiv utgiftsandel vil effekten på denne utgiftsandelen av en marginal endring i variabelen være gitt ved koeffisienten til den respektive variabelen. Inntekts og pris elastisitetene beregnes ved bruk av de faktiske verdiene på utgiftsandelene. For husholdninger med en utgiftsandel lik null kan ikke verdien av  $\epsilon$  beregnes, fordi



marginale endringer i forklaringsvariabelen har ingen effekt, og derfor blir inntekts og priselastisiteten også null.

Med en fast effekt tolkning av feilledet kan inntektselastisiteten uttrykkes som:

$$\eta = \frac{m}{x} \frac{\partial x}{\partial m} = 1 + \frac{[\beta + 2 \delta \log(m/\pi)]}{W} \quad (4.15)$$

Hvis alkohol og tobakks effekt på KPI ignoreres, noe som ikke er urimelig siden de begge utgjør kun 0.028 % av utvalgets totale utgifter, kan den ukompenserte priselastisiteten uttrykkes som:

$$\xi^{uk} = \frac{P}{x} \frac{\partial x}{\partial P} = \frac{\gamma}{W} - 1 \quad (4.16)$$

Etterspørselen vil være priselastisk hvis  $\gamma$  er negativ og prisuelastisk hvis  $\gamma$  er positiv.

Den funksjonelle formen benyttet her, se 4.2, sørger for homogenitet av grad 0 for inntekt og pris. Den kan også være i samsvar med summering i et etterspørselssystem. Negativiteten til den kompenserte prisseffekten er derimot ikke garantert av ligning 4.2. Slutsky-ligningen kan skrives om for å gi et uttrykk for når den kompenserte prisseffekten er negativ:

$$\xi^k = \xi^{uk} + \eta \times W < 0 \quad (4.17)$$

Hvis den ukompenserte prisseffekten er positiv vil ikke dette være tilfredsstillende for lave verdier av  $W$ . Den funksjonelle formen bør derfor kun ses på som en approksimering for et gitt utfallsområde. Utfallsrommet tilpasses det problemet som skal løses.

Den andre grunnen til at feilledet kan oppstå er “random transitory component”-tolkningen, videre referert til som tilfeldig effekt. Dette innebærer at hver husholdning har en optimal utgiftsandel  $W^{**}$ , feilledet oppstår fordi det blir avvik fra dette optimumet. Den relevante variabelen for husholdningen er gjennomsnittlig utgifter gitt vektoren av forklaringsvariabler. Med andre ord et gjennomsnittet av mulige utfall av  $\epsilon$ . Gitt at  $\epsilon$  aldri tar en verdi som gir en negativ utgiftsandel blir den forventede utgiftsandelen til en husholdning i:

$$E[\max(W_i, 0)] \quad (4.18)$$

Hvor den forventede utgiftsandelen avhenger av  $\epsilon$  på følgende måte:

$$E[\max(W_i, 0)] = \int_{-W_i^{**}}^{\infty} [\alpha + \dots + \epsilon_i] dF(\epsilon_i) \quad (4.19)$$

For å beregne priselastisiteten, som her er et uttrykk for elastisiteten til gjennomsnitts kvantumet gitt vektoren av forklaringsvariabler, benyttes ligning 4.16:

$$1 - \gamma \left[ 1 - \Phi \left( \frac{-C \times Z}{\sigma} \right) \right] \times \frac{1}{W^{**}} \quad (4.20)$$

Her er C vektoren av koeffisienter og Z vektoren av forklaringsvariabler. For å få et uttrykk for inntektselastisitet brukes ligning 4.15:

$$1 + \left[ \Phi \left( \frac{-C \times Z}{\sigma} \right) \right] \left[ \beta + 2\delta \log \left( \frac{m}{\pi} \right) \right] \times \frac{1}{W^{**}} - 1 \quad (4.21)$$

Tolkningen av estimatene til koeffisientene ved en slik tolkning av feilledet er ikke like enkel som for en fast effekt tolkning. Dette er fordi husholdningen blir utsatt for sjokk som endrer konsum, og det er usikkerhet knyttet til hvorvidt disse er positive eller negative. Dette er grunnen til at det ikke beregnes noen kompensert priselastisitet ved denne tolkningen. Den kompenserte elastisiteten krever at man vet hvordan husholdningen kompenserer for en endring i pris. For å beregne dødvektstapet ved en skatteøkning brukes derfor elastisitetene beregnet ved en fast effekt tolkning. For å beregne dødvektstapet må først en del størrelser defineres:

$$p^1 = (1 - t^0 + \Delta t) * d = p^0 + \Delta t \times d \quad (4.22)$$

$$R^1 = t^1 \times d \times q^1 \quad (4.23)$$

$$T \simeq q^1 \Delta t d - \frac{1}{2} \frac{\partial \hat{q}}{\partial p} \Big|_{p=p^1} (\Delta t)^2 d^2 \quad (4.24)$$

Ligning 4.22 viser prisen konsumenten står overfor som en funksjon av den tidligere

skattesatsen ( $t^0$ ), endringen i skattesats ( $\Delta t$ ) og produsentprisen ( $d$ ). Ligning 4.23 viser inntektene til staten med den nye skattesatsen som en funksjon av den nye skattesatsen ( $t^1$ ), produsentprisen ( $d$ ) og kvantumet omsatt i markedet ved den nye skattesatsen ( $q^1$ ). Ligning 4.24 gir det tapte konsumentoverskuddet som følge av skatten. Med utgangspunkt i dette kan endringen i skatteinntektene defineres som:

$$\Delta R = R^1 - R^0 = \Delta t^d q^1 - t^0 d(q^0 - q^1). \quad (4.25)$$

Dødvectstapet vil da være differansen mellom økningen i skatteinntekter og reduksjonen i konsumentoverskudd. Dødvectstapet per skattekrone vil være differansen delt på økningen i skatteinntekter gitt ved:

$$\frac{DWL}{T} = \frac{T - \Delta R}{\Delta R} \simeq -\frac{1}{2} \xi^k \frac{\Delta t}{1 + t_2 + t_1 \xi^{uk}} - t_1 \frac{\xi^{uk}}{1 + t_2 + t_1 \xi^{uk}} \quad (4.26)$$

Hvis det ikke er noen skatt i utgangspunktet forenkles uttrykket til:

$$\frac{DWL}{T} = \frac{T - R^1}{R^1} \simeq -\frac{1}{2} \xi^k \frac{t^1}{1 + t^1} \quad (4.27)$$

Nærmere diskusjon av tolkningen av hva elastisitetene og dødvectstapet viser kommer i kapittel 6.

## 5 Analyse

I dette kapittelet presenteres estimatene fra modellene beskrevet tidligere med bruk av data fra forbrukerundersøkelsene 1990-2012. Det vil legges spesielt vekt på valg av modellspesifikasjoner, og analysen av de forskjellige effektene av forklaringsvariablene gjennom å kalkulere elastisiteter.

Kriteriene for modell seleksjon er (i) kjikvadratverdier, (ii) koeffisientenes individuelle t-verdier og (iii) stabiliteten til koeffisientene ved mindre forstyrrelser. Kjikvadratverdien representerer den doble av differansen mellom log-sannsynlighet for modellen som analyseres og log-sannsynlighet til en modell med kun en konstant. Gradene av frihet i dette tilfellet vil være lik antallet koeffisienter, fratrukket konstanten. Det vil si at når “nested“ modeller sammenlignes kan man tolke differansen i kjikvadrat verdier til å være kjikvadratfordelt med frihetsgrader gitt ved differansen mellom frihetsgradene i modellene. Dette er tilsvarende en “loglikelihood ratio“ test som har en kjikvadratfordeling:

$$LR = -2 \left( \frac{L(m_1)}{L(m_2)} \right) = 2 (\log li (m_2) - \log li (m_1)) \quad (5.1)$$

Det er viktig å bemerke at t- og  $\chi^2$ -verdier kan forventes å stige med antall observasjoner. Atkinson et al. (1989) bruker de kritiske verdiene fra Schwarz (1978), og disse vil også brukes her. Det foreslås en kritisk verdi for F-testen på  $\log N$  hvor N er antall observasjoner, for kjikvadrattesten foreslås en kritisk verdi på  $q * \log N$  hvor q er frihetsgrader, og  $\sqrt{\log N}$  for t-testen hvor det er en grad av frihet. I dette tilfellet er  $\log N$  lik 10.17 og  $\sqrt{\log N}$  er lik 3.19. Altså settes den kritiske verdien lik 3.19 for t-verdier og  $10.17q$  for  $\chi^2$ -verdier.

### 5.1 Alkohol

#### 5.1.1 Tobit-modellen

I en slik analyse er det best å begynne med Tobit-modellen. Det er to grunner til dette. For det første gir den en velkjent referanse som andre modeller kan måles opp mot. For det andre gir modellen gode muligheter for å vurdere effekten av forskjellige forklaringsvariabler.

Første steg er å bruke de kritiske verdiene beskrevet over for å evaluere hvilke variabler

som bør tas med i Tobit-modellen. Et interessant tema i denne sammenheng er å finne ut hvordan karakteristikene påvirker etterspørselen. Hvis husholdninger med barn drikker mindre er det fordi Engelskurven synker med en konstant mengde eller er det fordi “the marginal propensity to consume“ blir lavere? I analysen kan altså karakteristikene påvirke koeffisientene på flere måter. Et enkelt utgangspunkt er å anta at koeffisientene fører til et skifte i konstanten  $\alpha$ . Familier med barn vil bruke en mindre andel til alkohol, med en like stor økning i andre varer. Denne metoden bruker Atkinson et al. (1984) i sin analyse av tobakk. Det kan derimot være slik at karakteristikene har forskjellig effekt på forskjellig inntektsnivå. Dette betyr at karakteristikene påvirker  $\beta$  direkte. Det kan også tenkes at karakteristikene påvirker  $\gamma$  på en lignende måte. Dette betyr at elastisiteten vil variere over husholdninger direkte. Med utgangspunkt i dette vil denne analysen ta for seg interaksjoner mellom husholdningens karakteristikk og inntekts og pris variabelene slik som Atkinson et al. (1989) har gjort i sin analyse av alkohol. Det vil ikke bli lagt til interaksjonsvariabler med  $(\log(m/\pi))^2$  gjennom  $\delta$  da denne allerede kan fange opp forskjeller mellom husholdninger på forskjellig inntektsnivå. Det er derfor interessant å se om denne variabelen forblir signifikant på egen hånd.

Når alle karakteristikene intrigerer med  $\beta$  gir det en loglikelihood på 21 058.218 og når alle karakteristikene intrigerer med  $\gamma$  gir det en loglikelihood på 21 073.673. Hvis det ikke legges til noen interaksjonsvariabler gir det en loglikelihood på 20 981.682. En formell “likelihood ratio“ test med nullhypotese at interaksjonsvariablene ikke skal inkluderes har en testverdi på 153.07 og 183.98 respektivt begge med 14 frihetsgrader. Med utgangspunkt i signifikantsnivåene forklart overfor vil dette gi en kritisk verdi på,  $q\sqrt{\log N} = 14 \times 10.17 = 142.38$ . Her er begge signifikante.

Av interaksjonsvariablene med inntekt har kun variabelen for tid, om det er barn i husholdningen og antall voksne signifikante t-verdier. Blant interaksjonsvariablene med pris var det kun kvartalsvariablene som har en t-verdi over 3.19. Alt dette leder til modellen presentert i A2.1. Denne modellen gir en loglikelihood på 21 100.772. Sammenlignes dette med modellen uten interaksjonsvariablene får vi en kjikvadratverdi på 238.18 med 6 frihetsgrader. Dette gir en sterk indikasjon på at interaksjonsvariablene bør inkluderes.

Implikasjonen av de estimerte koeffisientene vil bli diskutert nærmere i kapittel 6, men det er vært å merke seg at den kvadrerte inntektsvariablene forblir signifikant selv

med interaksjonsvariablene. Koeffisientene til  $\log(m/\pi)$  og dens kvadrerte indikerer at utgiftsandelen brukt på alkohol først øker med inntekt og deretter synker. Dette stemmer godt overens med funnene til Atkinson et al. (1989). Av de resterende variablene er nesten alle signifikante. Det er kun variablene for hovedinntektstaker yrke som ikke har en tilstrekkelig høy t-verdi, samt *kvart2* og *tid2*. Den fortrukne modellen har også en høyere log sannsynlighet, med en økning på 119.09.

I tabell A2.1 er hele tidsperioden brukt i en analyse. Det kan også være av interesse å studere funnene for individuelle år. Dette fordi mange studier av etterspørsel kun er basert på data fra et år (Deaton og Irish, 1984; García og Labeaga, 1996). I tabell A2.2 og A2.3 i appendiks vises den foretrukne modellen for hvert individuelt år. Variabelene for tid er ekskludert på grunn av multikollinearitet. Log sannsynligheten summert over alle de individuelle årene er på 21 753.8024, som vil si 630.4014 mer enn for den foretrukne modellen. Dette er oppnådd ved å legge til 475 nye variabler ( $25 \times 19$ ).

Det er flere interessante resultater. Resultatene tyder på at fjerde kvartal hvert år fører til økt salg av alkohol. Dette virker naturlig da mange konsumerer mer alkohol rundt jul og nyttår, enn de gjør ellers i året. Det som er av spesiell interesse her er å se på stabiliteten til koeffisientene over tid. Ingen av variablene er spesielt stabile over tid. Flere av variablene, som for eksempel, hovedinntektstaker kjønn, bytter fortegn. Variablene holder seg derimot stort sett i samme størrelsesorden, foruten pris og kvartalsvariablene for 2012 som er både sterkt signifikante og koeffisientene er mye større enn for foregående år. Det er lagt mindre prisvariasjon innad i et år, og estimatene blir derfor mindre presise. Dette tyder på at data fra et enkelt år ikke kan gi tilstrekkelig gode estimater på elastisiteten.

Tobit modellen genererer som sagt null-konsum gjennom en enkelt ligning for utgifter. Hvis denne modellen er korrekt vil Probit-modellen med 1 for positivt konsum og 0 ellers generere de samme relative koeffisientene. Koeffisientene fra Tobit-modellene blir delt på  $\sigma$  for å kunne sammenligne de med Probit-koeffisientene vist i tabell A2.4. I den foretrukne modellen ser de fleste koeffisientene relativt bra ut; kvartalsvariablene samt kjønn og voksne. Noen av variablene har derimot større forskjell mellom koeffisientene; barn og konstantleddet. En test med nullhypotese at de to inntektsvariablene og prisvariabelen i Tobit-modellen ikke er signifikant forskjellig fra tilsvarende variabler i Probit-modellen ble forkastet. Disse forskjellene gir grunn til å undersøke om en alternativ modellering

kan forklare hvorfor null-konsum oppstår på en bedre måte. Derfor vurderes Double Hurdle-modellen som et alternativ.

### 5.1.2 Double Hurdle-modellen

Her er introduksjonen av den første “hurdle”, eller hinderet, av spesiell interesse. Tidligere analyser av alkoholkonsum har vist at introduksjonen av den første hinderet, og derfor en oppsplitting av kjøpsavgjørelsen, kan forklare hvorfor null-konsum oppstår (Yen og Jensen, 1996; Gallet, 2007; Atkinson et al., 1984; García og Labeaga, 1996).

Et problem med estimering av parametrene i Double Hurdle-modellen er valg av parametere til deltakelses- og konsumavgjørelsene. I følge Aristei og Pieroni (2008) er det ingen formell teori på hvilke variabler som bør inkluderes i de to hindrene og det blir derfor noe vilkårlig. Siden det å inkludere de samme variablene i begge hindre gjør det vanskelig å identifisere effekten av parametere, må noen variabler ekskluderes fra første hinder. Derfor må det legges noen ekskluderingsrestriksjoner til grunn. I empiriske studier er ofte det første hinderet antatt kun å være en funksjon av ikke-økonomiske variabler som påvirker husholdningens valg om å være en potensiell drikker. Derfor kan man ekskludere inntekts- og prisvariablene fra det første hinderet (Newman et al., 2003). Ekskluderingen av økonomiske variabler kommer fra teorien om “discreet random preferences”. Denne sier at utvalgsseleksjon kun er basert på ikke-økonomiske faktorer (Pudney, 1989; Yen, 2005). Pudney (1989) påpeker også at dette er en svakhet i analysen av Atkinson et al. (1984) der både inntekt, inntekt kvadrert og pris er inkludert i det første hindret. Her vil derfor ikke inntekts- eller prisvariablene tas med i første hinder. Hvilke av de resterende variablene som skal tas med i de to hindrene blir basert på et adferdsfundament. Med denne fremgangsmåten er det mulig å utnytte tidligere forskning som viser at visse karakteristikker ved alkoholkonsum, som er uavhengige av konsumavgjørelsen, skiller drikkere fra avholdsfolk. Disse karakteristikkene er primært relatert til oppfattelsen av at drikking er en form for adferd som knytter seg til faktorer som prestisje eller stigma mellom forskjellige grupper i samfunnet (Jones, 1989).

I denne analysen inkluderes hovedinntektstakers alder og dens kvadrerte (*alder* og *alder2*), år siden 1990 og dens kvadrerte (*tid* og *tid2*), samt “dummy“-variabler for kvartal (*kvalt2*, *kvalt3* og *kvalt4*). Hovedinntektstakers yrke og kjønn (*pensj*, *uoppgift*, *arb1* og *kjønn*), en

“dummy“-variabel for om det er barn i husholdningen og antall voksne i husholdningen (*barn og voksne*) i begge hindrene, samt om husholdningen har mer enn en inntekt (*dobinntekt*).

Hovedinntektstakers alder er tatt med for å kunne kontrollere for helseproblemer knyttet til alder som igjen påvirker alkoholkonsum. Den kan også vise en endring i drikkemønsteret med alder. Jones (1989) og Yen og Jensen (1996) inkluderer begge alder i sine analyser og finner signifikante endringer både for deltakelse og konsumavgjørelsen. Tidsvariablene tas med siden det kan tenkes at holdningene til drikking har endret seg over tid, som igjen kan påvirke hvorvidt folk blir potensielle drikkere. Variablene for kvartal inkluderes også da det er stor sannsynlighet for at folks drikkevaner varierer over et år. Noen vil kunne være potensielle drikkere i fjerde kvartal, men ikke i første kvartal. Hovedinntektstakers yrke er inkludert siden det å jobbe i et hvitstippyrke kan reflektere individets sosiale klasse og kan vær med på å forklare forskjeller i alkoholvaner mellom forskjellige samfunnsgrupper. Det kan også tenkes at de med høyere utdanning er bedre informert om risikoene knyttet til drikking. En “dummy“-variabel som indikerer hvorvidt det er barn i husholdningen er også inkludert. Det kan tenkes at husholdninger med barn enten ikke vil drikke eller vil ønske å holde konsumet nede (Kerr et al., 2004; Blaylock og Blisard, 1993). Det er også lagt inn variabler for de 5 forskjellige regionene i Norge. Dette fordi det kan være forskjellig holdning til alkoholkonsum forskjellige steder i Norge.

Variabler for pris og totale utgifter som proxy for inntekt er kun lagt til i andre hinder. Her er også interaksjonsvariablene med pris og inntekt lagt inn.

Som forklart i kapittel 4 kan det beregnes to Double Hurdle-modeller, med og uten korrelerte feilledd. I tabell A2.5 i appendikset er disse to modellene satt opp mot hverandre. For å kunne modellere alkoholkonsum korrekt må først den korrekte modellspesifiseringen bestemmes. Dette gjøres ved en “likelihood ratio test“. De kritiske verdiene fra Schwarz (1978) vil også bli benyttet her. Sammenligningen av de to modellene gir en kjikvadrat verdi på 1.922 med 1 frihetsgrad og en kritisk verdi på 10.17. Dette betyr at nullhypotesen om at korrelasjonsvariablen skal være null ikke kan forkastes.

Neste steg er å sette Double Hurdle-modellen opp mot den fortrukne Tobit-modellen. Dette gir en kjikvadratverdi på 161.456 med 18 frihetsgrader og en kritisk verdi på 183.06. Altså kan ikke nullhypotesen om at det ikke er noen signifikant forskjell mellom Tobit- og Double Hurdle-modellen forkastes. Dette resultatet stemmer overens med resultatene til



Atkinson et al. (1989). Dette betyr at det å innføre et første hinder før Tobit-modellen ikke gir signifikant forskjellige resultater, og det konkluderes med at Tobit-modellen er den beste modellspesifikasjonen. Derfor vil den foretrukne Tobit-modellen bli brukt i videre analyser.

### 5.1.3 Elastisiteter

Et sentralt poeng med denne oppgaven er å kunne forstå hvordan utgiftsandelen til norske husholdninger påvirkes av endringer i pris og inntekt. For å kunne si noe om dette må elastisitetene til pris og inntekt beregnes. For å beregne elastisitetene brukes estimatene fra den fortrukne Tobit-modellen presentert i tabell A2.1. Gjennom hele analysen har totale utgifter vært brukt i stedet for inntekt, og her vil også totale utgifter brukes som en proxy for inntekt ved beregning av inntektselastisiteten. Som forklart i kapittel 4 vil elastisitetene avhenge av tolkningen på feilleddet. Det har blitt presentert to tolkninger av feilleddet, fast effekt og tilfeldig effekt, disse vil bli brukt her for å beregne elastisitetene.

#### 5.1.3.1 Fast effekt

Ved fast effekt tolkning av feilleddet vil elastisitetene kun bli beregnet for husholdninger med et positivt konsum, referert til som drikkende husholdninger. I den foretrukne Tobit-modellen i tabell A2.1 er koeffisienten til inntekt  $\log(m/\pi)$  og interaksjonsvariablene er svært signifikant. Det betyr at effekten på utgiftsandelen fra en økning i inntekt avhenger av karakteristikkene. Inntektskoeffisienten avhenger av *tid*, *barn* og *voksne*. I dette tilfellet vil beta da bli:

$$\beta = 0.103 - 0.000412 \times \text{tid} + 0.00350 \times \text{barn} + 0.00285 \times \text{voksne} \quad (5.2)$$

Verdien på  $\beta$  ligger mellom 0.010 og 0.13 med et gjennomsnittsverdi på 0.11. Den samme variasjonen over husholdninger vil også gjelde for inntektselastisiteten, som er gitt ved ligning 4.15 som igjen avhenger av  $\epsilon$  gjennom  $W$ .

Fordelingen av inntektselastisiteten for drikkende husholdninger er gitt i tabell A2.6 og figur 5.1 viser fordelingen grafisk. Det er tydelig en konsentrasjon i fordelingen over 1, med en median på 1.39, et standardavvik på 45.94 og et gjennomsnitt på 7.95. Grunnen

til det høye gjennomsnittet og standardavviket er noen ekstreme verdier. Halvparten av drikkende husholdninger har en inntekstelasitet mellom 1.11 og 2.31. Omtrent 15 % har derimot en elastisitet på over 4. Disse resultatene stemmer godt overens med tidligere analyser (Atkinson et al., 1989). Husholdningenes karakteristikk er med på å skape denne variasjonen, men funksjonsformen spiller også en stor rolle.

Den ukompenserte priselastisiteten er gitt ved ligning 4.16. Den estimerte koeffisienten til log pris er 0.142, men den har interaksjon med kvartal.  $\gamma$  blir derfor beregnet slik som  $\beta$  ble beregnet over. Fordelingen av den ukompenserte priselastisiteten er gitt i tabell A2.7 og vist grafisk i figur 5.2 Omtrent halvparten av drikkende husholdninger har en ukompensert priselastisitet mellom -7.44 og -1.1, med en median på -2.3. Standardavviket er på 436.92 og et gjennomsnitt på -49.33. Her er det også her noen ekstreme verdier som gir de store absoluttverdiene.

Det at  $\gamma$  i den foretrukne Tobit-modellen er positiv, og at alkohol er estimert til å være et normalt gode, kan føre til problemer med å sørge for en negativ kompensert priseffekt. Dette fordi den kompenserte priseffekten er gitt ved Slutsky-ligningen i ligning 4.17. For at den kompenserte priseffekten skal bli negativ må den ukompenserte priseffekten være mindre (mer negativ) enn produktet av inntekstelasiteten og budsjettandelen. Den kompenserte priseffekten blir positiv for 2 011 av husholdningene med positivt utgiftsandel til alkohol. For disse husholdningene vil ikke modellen gi gode resultater. Den kompenserte priseffekten har en gjennomsnittsverdi på -49.30, en median på -2.27 og et standardavvik på 436.92.

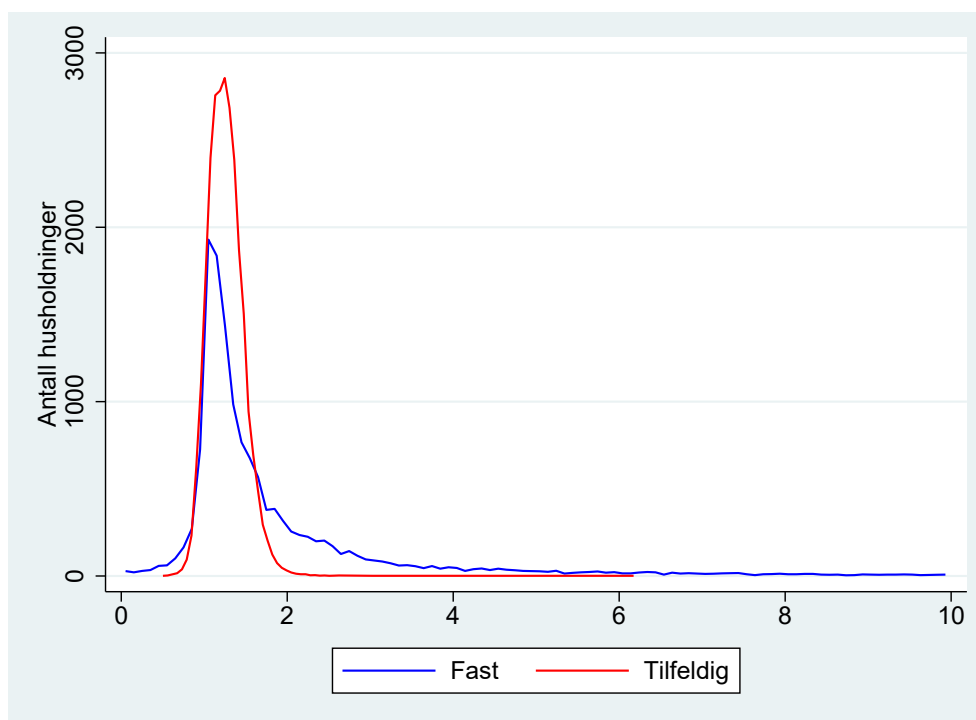
### 5.1.3.2 Tilfeldig effekt

Ved en tilfeldig effekt tolkning av feilledet beregnes det elastisiteter for alle husholdninger, også de som ikke drikker. Dette er fordi variabelen av interesse er gjennomsnittlig utgiftsandel gitt verdien på vektoren av forklaringsvariabler, ikke faktisk utgiftsandel som for fast effekt. For å beregne effekten på den forventede utgiftsandelen av å endre forklaringsvariablene, her pris og inntekt, gitt vektoren av forklaringsvariabler brukes ligningene 4.20 og 4.21. Fordelingen av inntekstelasiteten og den ukompenserte priselastisitetene er gitt i tabell A2.8 og A2.9. Figur 5.1 og 5.2 viser også fordelingene grafisk. For inntekstelasitetene viser figur 5.1 tydelig at fordelingen er tettere for tilfeldig

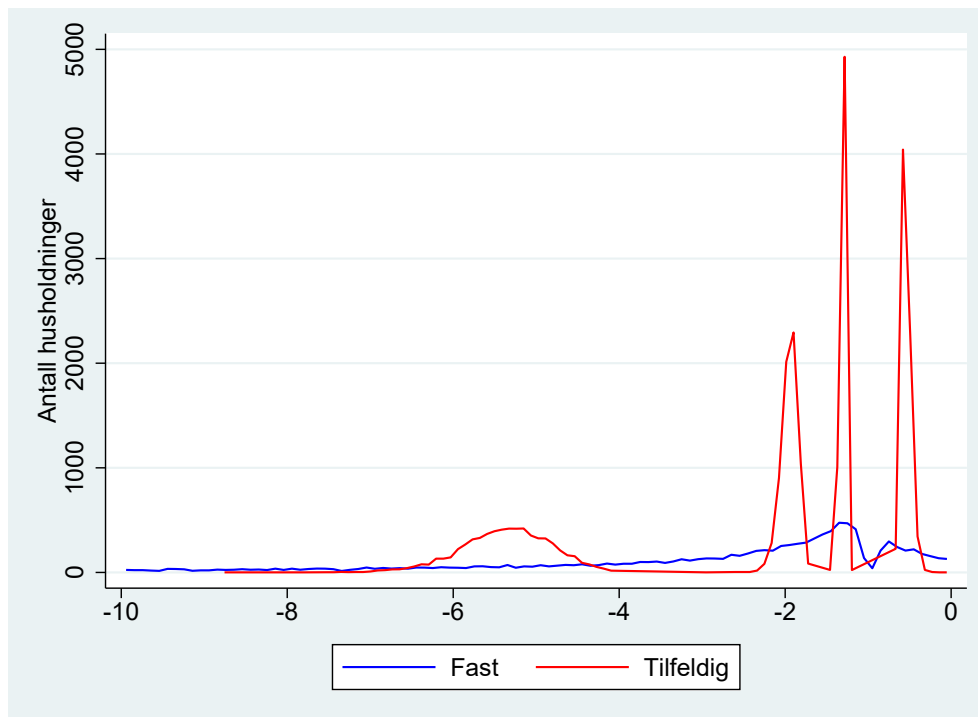
effekt tolkningen enn for fast effekt tolkning. Det er også her en tydelig samling over 1 med en median på 1.24. Omtrent halvparten av husholdingene har en elastisitet mellom 1.11 og 1.39. Nå har kun 88 husholdninger, eller 0.34 %, en elastisitet på over 2. Standardavviket er på 0.21 og gjennomsnittsverdien er på 1.26.

Fordelingen til den ukompenserte priselastisitetene i figur 5.2 har også en tettere fordeling sammenlignet med fast effekt. Her har 75 % av husholdningene en elastisitet mellom -2.24 og -0.62. Medianen for hele utvalget er på -1.78, gjennomsnittet er på -2.28 og standardavviket er på 1.87. Fordelingen til den ukompenserte priselastisiteten ved en tilfeldig effekt tolkning er tydelig ikke jevn, men er derimot svært hakkete. Grunnen til dette kan ses i uttrykket for den ukompenserte priselastisiteten i ligning 4.20 Alle variablene som inngår har jevne fordelinger foruten  $\gamma$  hvor det inngår 4 “dummy“-variabler. Derfor vil fordelingen av den ukompenserte priselastisiteten også få fire topper for hver av verdiene til  $\gamma$ . For å ta hensyn til dette er også fordelingene plottet for kun tredje kvartal i figur 5.3. Her er det tydelig at ved en tilfeldig effekt tolkning er fordelingen mye smalere enn ved en fast effekt tolkning, også for den ukompenserte priselastisiteten.

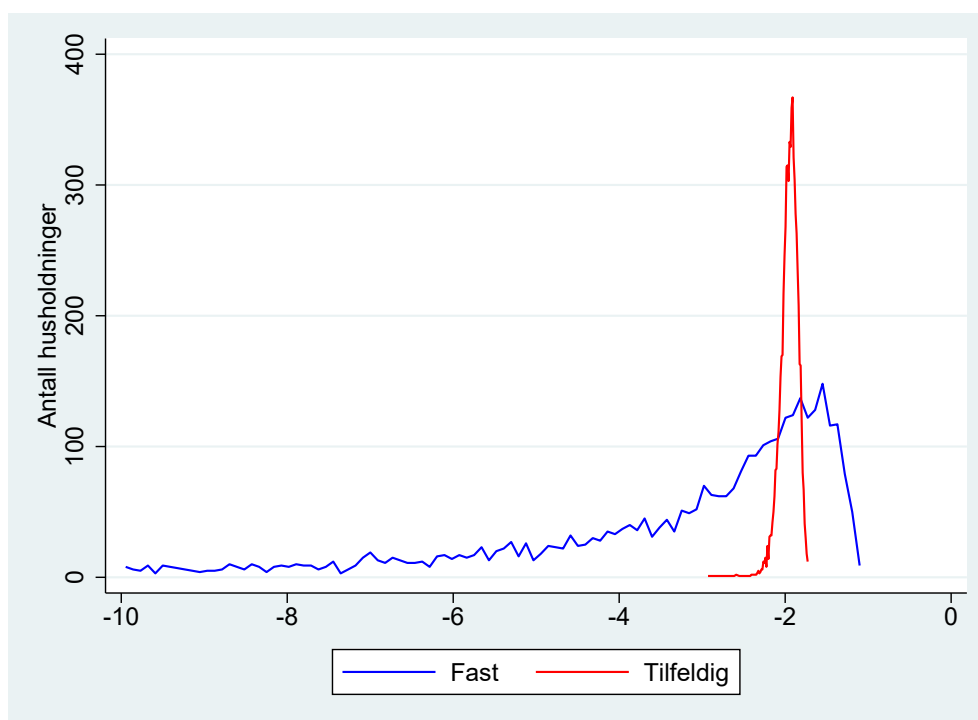
**Figur 5.1:** Husholdninger fordelt på inntektselastisitet for alkohol



Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

**Figur 5.2:** Husholdninger fordelt på den ukompenserte priselastisitet for alkohol

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

**Figur 5.3:** Husholdninger fordelt på den ukompenserte priselastisitet for alkohol for 3. kvartal

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

## 5.2 Tobakk

### 5.2.1 Tobit-modellen

I analysen for tobakk beregnes også Tobit-modellen først. De kritiske verdiene fra Schwarz (1978) vil også her legges til grunn. Analysen vil i stor grad ligne analysen av alkoholkonsum, men en klar forskjell er at det nå legges til en ekstra variabel for innføringen av røykeloven (*røykelov*). Den tar verdien 1 for alle husholdninger som har fylt ut skjemaet fra og med 1. juni 2004.

Det er også for tobakk interessant å se hvordan karakteristikene påvirker etterspørselen. Det må vurderes om karakteristikene kun gir skifter i  $\alpha$ , eller om de også påvirker  $\beta$  og  $\gamma$ . Derfor tar oppgaven for seg interaksjonen mellom husholdningenes karakteristikker og husholdningenes inntekt og prisene de står overfor. Når alle karakteristikene har interaksjon med  $\beta$  gir det en loglikelihood på 6 386.3632, og når alle karakteristikene har interaksjon med  $\gamma$  gir det en loglikelihood på 6 404.8716. Hvis det ikke legges til noen interaksjonsvariabler gir det en loglikelihood på 6 375.9146. Det er allerede verdt å legge merke til at differansen mellom verdiene er lavere for tobakk enn alkohol. En formell “likelihood ratio” test med nullhypotese at interaksjonsvariablene ikke skal inkluderes gir en kji-kvadrat-verdi på 20.9 og 57.92 respektiv, begge med 15 frihetsgrader. Dette gir et signifikansnivå på  $q\sqrt{\log N} = 15 \times 10.17 = 152.55$ . Dette betyr at vi kan ikke forkaste nullhypotesen om at interaksjonsvariablene ikke skal være med og dette gir Tobit-modellen presentert i tabell A3.1.

Neste steg nå er å se på stabiliteten til koeffisientene over tid, dette er vist i tabell A3.3 og A3.4. Variablene for tid samt variabelen for røykeloven er utelatt siden de vil gi multikollinearitet. I tabell A3.3 er også prisvariabelen utelatt for årene 1990 og 1991. Dette fordi det ikke er noen variasjon i prisindeksen for tobakk fra disse årene. I tillegg er variabelen for kvartal 4 for år 1992 utelatt da prisindeksen for tobakk er helt lik for 1. og 2. kvartal og 3. og 4. kvartal. Hvis disse variablene ikke utelates vil det oppstå et problem med multikollinearitet. Videre er det tydelig at prisvariablene ikke er stabil. Den bytter fortegn mellom år og er ikke i samme størrelsesorden. Det er også for tobakk svært lite prisvariasjon innad i et år og dette kan påvirke resultatene. De andre variablene ser ut til å være mer stabile. Svært få av koeffisientene er signifikante. Dette tyder på at data fra et

enkelt år ikke gir tilstrekkelig gode estimater.

Som sagt, hvis Tobit-modellen genererer null-konsum på riktig måte vil Probit-modellen generere de samme relative koeffisientene. Tobit-modellen der koeffisientene er delt på  $\sigma$  er satt opp mot Probit-modellen i tabell A3.2. Det er en betydelig forskjell mellom disse koeffisientene noe som gir en sterk indikasjon på at Tobit-modellen ikke genererer null-konsum på riktig måte. De tre koeffisientene til inntekt og pris i Tobit-modellen er svært signifikant forskjellig koeffisientene i Probit-modellen. Dette gir en sterk indikasjon på at andre modeller bør vurderes. Derfor testes Double Hurdle-modellen.

### 5.2.2 Double Hurdle-modellen

I analysen av tobakk benyttes samme utvalgs-kriterier for hvilke variabler som skal ligge i første og andre hinder som for alkohol. Med utgangspunkt i at alkohol og tobakk kan antas å være goder som påvirkes av mange av de samme faktorene legges de samme variablene i første og andre hinder for tobakk som for alkohol. Den eneste forskjellen er at nå inkluderes en variabel for røykeloven både i første og andre hindrer. Det er gode grunner til å tro at røykeloven har hatt effekt på hvor mange som røyker, samt hvor mye penger røykerne faktisk bruker på tobakk. Dette fordi røykeloven har begrenset mulighetene til å røyke i offentlige rom. Det kan også tenkes at den har påvirket konsumet av andre typer tobakksvarer siden det å røyke nå har blitt vanskeligere. Interaksjonsvariablene ble forkastet i Tobit-modellen og tas derfor ikke med i Double Hurdle-modellen heller.

Tabell A3.5 viser de to Double Hurdle-modellene, korrelert og ukorrelert, satt opp mot hverandre. Neste steg er da å bestemme hvilken av de to modellene som passer datamaterialet best, før denne settes opp mot Tobit-modellen. Igjen sammenlignes de to Double Hurdle-modellene som gir en kjikvadratverdi på 16.4 med 1 frihetsgrad. Med en kritisk verdi på 10.17 er dette signifikant og det konkluderes med at korrelasjonskoeffisienten er signifikant forskjellig fra null.

Denne modellen settes så opp mot Tobit-modellen. Dette gir en kjikvadratverdi på 890.146 med 21 frihetsgrader som gir en kritisk verdi på 213.57. Altså kan nullhypotesen om at de ekstra variablene i Double Hurdle-modellen ikke skal være med forkastes. Dette resultatet stemmer godt overens med tidligere analyser av tobakkskonsum (Atkinson et al., 1984; García og Labeaga, 1996; Aepli, 2014; Jones og Mazzi, 1996). Grunner til at alkohol og

tobakk gir forskjellige resultater på dette siste punktet vil diskuteres nærmere i kapittel 6.

Implikasjonen av de estimerte koeffisientene vil også for tobakk bli diskutert nærmere i kapittel 6, men det er allikevel også her noen resultater å merke seg. For det første er langt færre variabler signifikante. Både pris, tid og alder har svært lave t-verdier, mens vi ser at variablene barn, yrkes-“dummyene“ og antall voksne i husholdningen er svært signifikante. Vi ser at også her stiger først utgiftsandelen til tobakk med inntekt før den synker. Dette stemmer igjen godt overens med resultatene til Atkinson et al. (1984).

### 5.2.3 Elastisiteter

Elastisitetene beregnes for å kunne si noe om effekten pris og inntekt har på utgiftsandelen norske husholdninger bruker på tobakk. Det vil her, som for alkohol, bli kalkulert to forskjellige elastisiteter basert på forskjellig tolkningen av feilledet.

#### 5.2.3.1 Fast effekt

I den foretrukne Double Hurdle-modellen med korrelasjon er koeffisienten til inntekt signifikant. Det er derimot ingen interaksjonsvariabler i denne analysen så  $\beta$  og  $\delta$  er da kun lik koeffisientene til  $\log(m/\pi)$  og  $(\log(m/\pi))^2$  respektivt. Det samme vil også gjelde for  $\gamma$  ved beregning av den ukompenserte priselastisiteten.

Fordelingen av inntektselastisiteten for husholdninger med en positiv utgiftsandel til tobakk er gitt i tabell A3.6 og vist grafisk i figur 5.4. Det er her en tydelig konsentrasjon under 1, med en medianverdi på 0.37. To tredjedeler av husholdningene har en elastisitet mellom 0 og 1. Inntektselastisiteten har et gjennomsnitt på -0.07 og et standardavvik på 1.72. Det negative gjennomsnittet forårsakes av noen ekstreme verdier.

Pris er ikke signifikant i hverken den foretrukne Double Hurdle-modellen, eller i noen av de andre modellene beregnet for tobakkskonsum. Dette gir en sterk indikasjon på at pris ikke påvirker hvor mye tobakk norske husholdninger kjøper. Dette stemmer ikke overens med standard økonomisk teori, og derfor vil det allikevel bli beregnet elastisiteter.

Fordelingen av den ukompenserte priselastisiteten er gitt i tabell A3.7 og vist grafisk i figur 5.5. Det er her en konsentrasjon som er større enn for inntektselastisiteten, hvor ca. 85 % av husholdningene en elastisitet mellom 0 og -1. Den ukompenserte priselastisiteten

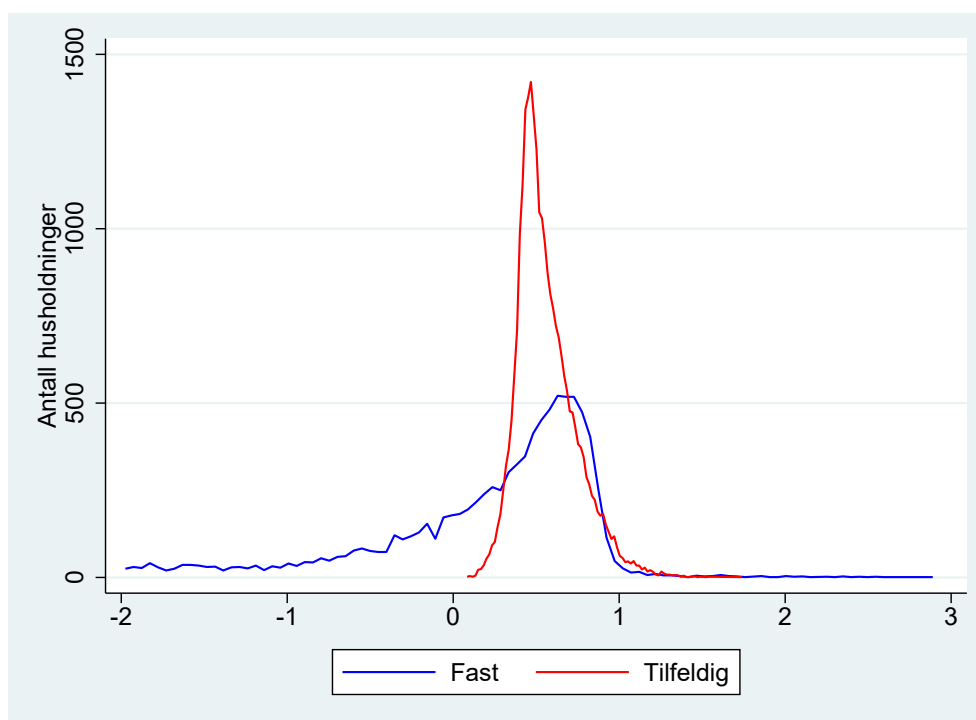
har et gjennomsnitt på -0.39 og et standardavvik på 1.05.

Begge disse resultatene ser ut til å stemme godt overens med resultater fra tidligere analyser (Gallet og List, 2003). For tobakk er også  $\gamma$  positiv, og tobakk er estimert til å være et normalt gode, noe som kan skape problemer med å få en negativ kompensert priseffekt. Den kompensert priseffekten beregnes som for alkohol og gir en maksimumsverdi på 0.00735. Dette bekrefter at problemet også er tilstede for tobakk. Det er 1 465 husholdninger som får en positiv kompensert priselastisitet. Dette utgjør 14.87 % av husholdningene som kjøper tobakk og 5.62 % av alle husholdningene i utvalget. Den kompenserte priselastisiteten har et gjennomsnitt på -0.37, en median på -0.69 og et standardavvik på 1.04.

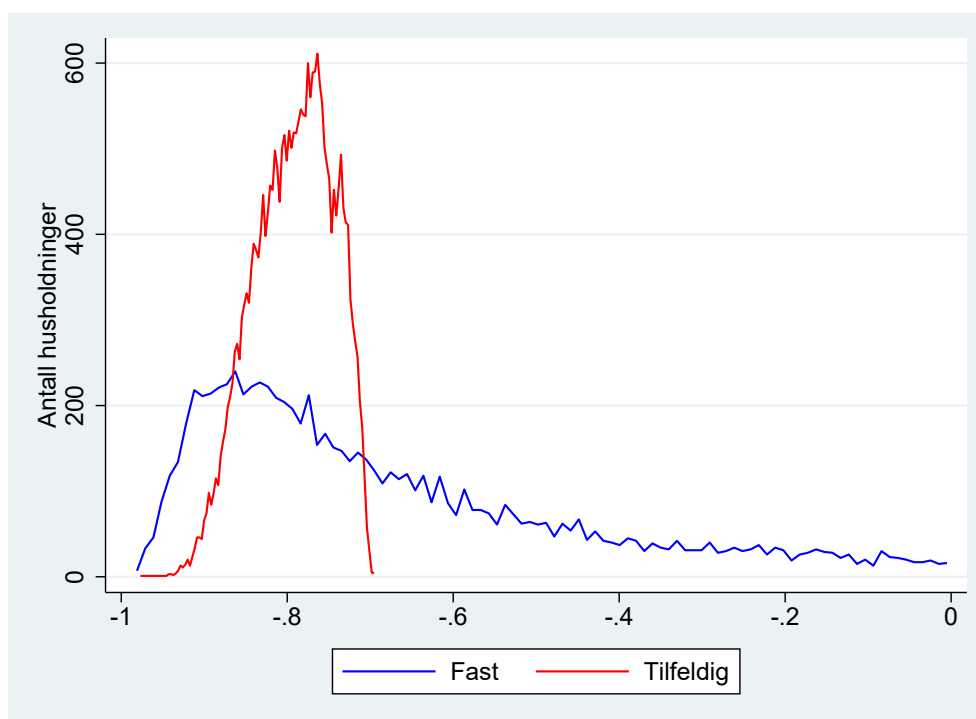
### 5.2.3.2 Tilfeldig effekt

Elastisiteter beregnes, også for tobakk, med en tilfeldig effekt tolkning av feilledet for alle husholdninger. Fordelingene av inntekts og den ukompenserte priselastisiteten er gitt i tabell A3.8 og A3.9 Det er også vist grafisk i figur 5.4 og 5.5 Det er tydelig at både for inntektselastisiteten og den ukompenserte priselastisiteten er fordelingen med tilfeldig effekt tolkning av feilledet tettere enn ved en fast effekt tolkning. For inntektselastisiteten har alle husholdningene i utvalget en elastisitet mellom 0.18 og 1.75, med en median på 0.52. Inntektselastisiteten har et gjennomsnitt på 0.56 og et standardavvik på 0.18. For den ukompenserte priselastisiteten faller alle husholdningene mellom -0.98 og -0.69, med en median på -0.79. Den ukompenserte priselastisiteten har et gjennomsnitt på -0.79 og et standardavvik på 0.05. Videre tolkning av implikasjonene av alle elastisitetene beregnet i dette kapitlet vil bli diskutert i kapittel 6.



**Figur 5.4:** Husholdninger fordelt på inntektselastisitet for tobakk

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

**Figur 5.5:** Husholdninger fordelt på ukompenserte priselastisitet for tobakk

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

## 6 Diskusjon

### 6.1 Estimerer for hele befolkningen

Dette leder naturlig til å vurdere disse resultatenes gyldighet for hele populasjonen. Dette er et aspekt som er spesielt viktig for videre bruk av disse resultatene. På grunn av feilkildene diskutert i kapittel 3 kan ikke disse resultatene direkte aggregeres opp til hele befolkningen. Et viktig aspekt er at utvalget til forbrukerundersøkelsene ikke nødvendigvis er representativt siden så mange av de spurte velger ikke å delta. Som sagt i kapittel 3 er det grunner til å tro at de som ikke velger å delta konsumerer mer enn de som velger å delta. Dette gir en skjevhet i datamaterialet som det er vanskelig å kontrollere for. I forbrukerundersøkelsene er det vedlagt vektorer til hver husholdning. Disse vektene vil gjøre utvalgt mer representativt, men vil ikke løse alle problemene. Hvis det er slik at de som velger og ikke delta kun har en høyere konstant i ligning 4.2 vil effekten på den aggregerte budsjettandelen være uforandret. Altså vil vektene kunne gi en god approksimering. Hvis det derimot er slik at den større budsjettandelen oppstår multiplikativt vil en enkel aggregering underestimere effekten av endringer i forklaringsvariablene. Det vil si at koeffisientene er anderledes for de som velger å ikke delta. I et slikt tilfellet vil ikke vektene fungere like godt. Dette er noe det ikke er mulig å se nærmere på her uten mer informasjon om konsumet til de som velger og ikke delta i undersøkelsen. Det er for eksempel ingen måte å si noen om inntekts- og priselastisiteten deres er anderledes enn resultatene beregnet her.

### 6.2 Koeffisientene

En hver analyse av alkohol- og tobakkskonsum vil etterlate en stor del av variasjonen i utvalget uforklart. Dette er fordi denne variasjonen forklares av uobserverte forskjeller i preferanser. Dette er tilfellet for denne analysen også, spesielt for tobakkskonsum. På samme tid har det blitt identifisert flere variabler som virker å ha en signifikant påvirkning på husholdningenes utgiftsandel.

For alkohol kunne ikke Tobit-modellen med interaksjonsvariabler forkastes mot Double Hurdle-modellen. Derfor vil all videre diskusjon basere seg på resultatene fra Tobit-

modellen. For alkohol er det kun noen få variabler som ikke er signifikante. Variabelen *tid2* er ikke signifikant, mens variabelen *tid* er signifikant. Dette tyder på at tid har en lineær påvirkning på utgiftsandelen til alkohol. Det kommer også frem at pensjonister, og de som ikke har oppgitt noe yrke, ikke bruker signifikant mer eller mindre enn de som jobber i hvitsnippykker. De som jobber i blåsnippykker derimot bruker en signifikant mindre andel på alkohol. Det er viktig å påpeke at dette er ikke det samme som å si at de drikker mindre, bare at alkohol utgjør en mindre andel av de totale utgiftene. Koeffisienten til *arb1* er også liten, noe som betyr at selv om effekten er signifikant er den liten.

Av regionsvariablene er det kun *trøndelag* som ikke er signifikant. Altså bruker trøndere det samme på alkohol som de fra Østlandet. Det er viktig å trekke frem i denne sammenheng at regionen Østlandet er en samling av 4 fylker, mens de andre regionene kun består av 1 eller 2 fylker. Regionen Østlandet ble definert slik for å unngå overlapp mellom regioner på grunn av skiftene definisjoner på regioner i datamaterialet. Dette kan ha en stor innvirkning da befolkningen på Østlandet ikke er like uniform som de andre regionene potensielt kan være.

En variabel av stor interesse er pris-variabelen  $\log(Pa/\pi)$ . Koeffisienten til pris er positiv noe som betyr at når prisen på alkohol øker, som for eksempel ved en avgiftsøkning, vil budsjettandelen norske husholdninger bruker på alkohol øke. Pris-variabelen er ikke signifikant alene, men interaksjonsvariablene med pris er derimot svært signifikante, negative og store i absolutt verdi. Dette betyr at hvis konsumet skjer i 2., 3. eller 4. kvartal vil en økning i pris redusere budsjettandelen til alkohol. Altså har hvilket kvartal man konsumerer i mye å si for hvordan man skal tolke koeffisienten. Husstandene som konsumerer alkohol 1. kvartal har en lavere gjennomsnittlig utgiftsandel og høyere antall husholdninger med null-konsum. En potensiell tolkning av disse resultatene kan ligge i drikkekulturen til nordmenn. Hvis det er slik at en betydelig andel nordmenn kun drikker ved spesielle anledninger vil det gi lavere konsum i 1. kvartal siden det ikke er noen "spesielle" anledninger i denne tidsperioden. I 2. kvartal faller ofte påsken, samt 17.mai, i 3. kvartal ligger fellesferien og i 4. kvartal faller jul og nyttår. Altså vil det være slik at de som drikker i 1. kvartal er de som drikker også utenfor spesielle anledninger, og de kan tenkes å være mindre prissensitive enn de som kun drikker ved spesielle anledninger.

De andre variablene av spesiell interesse er variablene til inntekt. Log inntekt har en

signifikant positiv koeffisient, mens log inntekt kvadrert er signifikant negativ. Dette indikerer at budsjettandelen til alkohol stiger med økende inntekt, men med en avtagende rate før den synker igjen. Toppunktet er på log inntekt lik 13.411. Dette er en indikasjon på at alkohol kan være et luksusgode for de med lav inntekt og et nødvendighetsgode for de med høy inntekt. Et luksusgode er et gode der budsjettandelen til gode øker med mer enn inntektsøkningen, i motsetning til et nødvendighetsgode der budsjettandelen øker med mindre enn inntektsøkningen.

For andre variabler som *alder* og *alder2* er koeffisientene signifikante, men svært lave. Altså vil *alder*, tiltross for å være signifikant, ikke ha så mye å si for utgiftsandelen. De resterende variablene er signifikante, og har en betydelig effekt på utgiftsandelen. Det eneste som ikke er som forventet blant disse er at budsjettandelen til alkohol synker med antall voksne i husholdningen. Husholdninger med kun 1 voksen bruker i snitt 0.0172 % av totale utgifter, mens husholdninger med 2 eller flere voksne brukte i snitt 0.0149 % av totale utgifter på alkohol. Dette kan tyde på at de som bor alene drikker mer enn de som bor i større husholdninger.

For tobakk ga Double Hurdle-modellen med korrelerte feilledd bedre resultat enn Tobit-modellen. Derfor vil all videre drøftelse basere seg på resultatene fra denne. Modellen har en relativt lav log sannsynlighet på bare 6 820.9876 sett opp i mot log sannsynligheten til modellen for alkoholkonsum på 21 100.772. Altså har ikke modellen for tobakkskonsum en like god forklaringskraft. Det er allikevel funnet noen signifikante variabler som påvirker husholdningenes tobakkskonsum.

I det første hindret er variablene for alderstrenden svært signifikante. Alder har en positiv koeffisient, mens *alder* kvadrert har en negativ koeffisient. Altså øker sannsynligheten for å være en potensiell tobakksbruker med alderen for så å synke med alderen. Dette gir en indikasjon på at enten er det slik at de født inn i årskullene som nå er unge og gamle har en lavere sannsynlighet for å bruke tobakk enn de middelaldrene, eller endrer individene sitt forhold til tobakkskonsum når de blir eldre. Videre øker sannsynligheten for at husholdningen potensielt konsumerer tobakk med antall voksne, som er å forvente. Det som derimot ikke er å forvente er at hvis det bor barn i husholdningen øker det sannsynligheten for å være en potensiell tobakksbruker. Hvorfor det er slik er vanskelig å si, men det kan være at sammenhengen er motsatt. De som bruker tobakk får oftere barn

enn de som ikke gjør det.

I andre hinder er et viktig sett av variabler de som omhandler hovedinntektstakerens yrke. Hvis hovedinntektstaker arbeider i et hvitsnippyrke bruker husholdningen en mindre andel på tobakk enn både pensjonister, de som ikke har oppgitt noe yrke og de som arbeider i blåsnippyrker. Dette kan være både en indikasjon på hvordan utdanningsnivå, sosiale normer i forskjellige lag av samfunnet, og hvordan personlige karakteristikk som påvirker yrkesvalg også kan påvirke utgiftsandelen til tobakk. Av andre karakteristikk er kun *barn* og *dobinntekt* signifikant. Koeffisienten til *barn* er negativ noe som tyder på at det å ha barn gjør at husholdningen begrenser konsument av tobakk. Det samme gjelder koeffisienten til *dobinntekt*.

Når det legges inn et første hinder endres fortegnet til koeffisientene for log inntekt og dens kvadrerte. Dette betyr at budsjettandelen til tobakk for potensielle tobakksbrukere først synker med inntekt for deretter å stige. Med et bunnpunkt på 13.968. Dette gir en indikasjon på at for de med lav inntekt er tobakk et nødvendighetsgode, men for de med høy inntekt er det et luksusgode. Log pris er derimot ikke signifikant. Dette betyr at når husholdningene skal bestemme hvor mye de skal bruke på tobakk er pris ikke en relevant faktor. Husholdningene vil altså konsumere det samme uavhengig av pris. Dette peker i retning av at tobakk er en uelastisk vare.

Andre variabler av interesse er *røykelov*. Den har ingen signifikant effekt på hverken deltakelses- eller konsumavgjørelsen hvis Schwarz (1978) kritiske t-verdi på 3.19 skal legges til grunn. Hvis de kritiske verdiene for en vanlig normalfordeling legges til grunn er den signifikant på et 5 % nivå for deltakelsesavgjørelsen. Den er fortsatt ikke signifikant på konsumavgjørelsen. Det betyr at røykeloven kan ha hatt en effekt på hvorvidt folk begynner å bruke tobakk. Den har derimot ikke påvirket hvor mye nordmenn som allerede bruker tobakk faktisk konsumerer. Dette tyder på at røykeloven ikke hadde noen signifikant effekt på tobakkskonsumet til nordmenn, men at endringen i konsumet heller skyldes endringer i folks holdninger til tobakk og derfor en mer gradvis endring. Et problem med denne variabelen er at den ser på en endring som kun påvirker røyking og ikke annen tobakksbruk. Forklaringsvariabelen er derimot en aggregering over alle tobakksprodukter. Hvis man i istedenfor kun ser på røykelovens effekt på konsumet av kun røyketobakk kan det gi andre resultater.

Det at kvartalsvariablene ikke er signifikante peker mot at tobakk, i motsetning til alkohol, er en vare som konsumeres i like mengder gjennom hele året. Det ser heller ikke ut til at region har noe å si for sannsynligheten for å kjøpe tobakk eller mengden som konsumeres. Analysen av alkohol- og tobakkskonsum ga to forskjellige optimale modelleringer av konsumet av de to godene. For alkohol ga Tobit-modellen best resultat, mens for tobakk ga Double Hurdle-modellen best resultat. Grunnen til denne forskjellen ligger mest sannsynlig i hvordan folk oppfatter konsum av de to godene. Alkohol er i større grad enn tobakk noe som konsumeres en gang innimellom. Tobakk er mer avhengighetsdannende, og er noe folk gjør fast. Derfor vil det å bestemme seg for å drikke alkohol være en avgjørelse som tas løpende i en hver situasjon man befinner seg i, mens det å bruke tobakk er en avgjørelse som i større grad tas én eller noen få ganger. Det kan tenkes at langt flere er potensielle drikkere enn potensielle tobakksbrukere. Derfor vil ikke det første hinderet ha noen avgjørende effekt for alkohol siden svært mange passerer det.

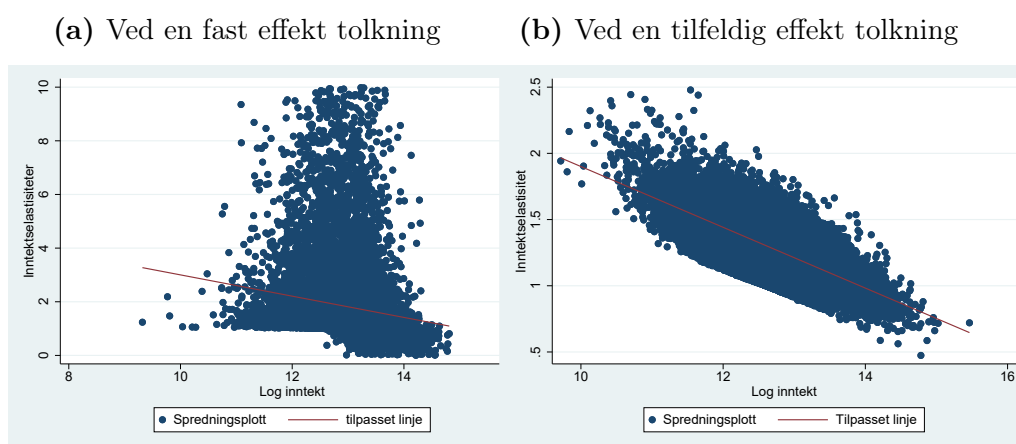
### 6.3 Effekten av beskatning

For å kunne si noe om effekten av beskatning må først elastisitetene tolkes. Som sagt avhenger inntekts- og priselastisiteten på tolkningen av feilledet. I tillegg er det viktig å fremheve at fordelingen til disse elastisitetene avhenger sterkt av valg av funksjonens form. Hvis feilledet her tolket som en fast effekt er fordelingene svært spredd. Hvis feilledet derimot er tolket som en tilfeldig effekt, og fokuset er på den gjennomsnittlige etterspørselen gitt forklaringsvariablene, er fordelingen mye tettere. Disse elastisitetene kan brukes til å si noe om hvordan konsumentene vil reagere på en endring i pris eller inntekt, som følge av for eksempel en avgiftsøkning, og hvordan dette igjen påvirker skatteinntektene til staten.

En overvekt av husholdninger her en inntektselastisitet på over 1, både ved en fast effekt og en tilfeldig effekt tolkning. Altså er alkohol for et flertall av husholdningene et luksusgode. I figur 6.1 plottes inntektselastisiteten mot inntekt. Dette viser en svært tydelig nedadgående trend ved en tilfeldig effekt tolkning som betyr at når husholdningen blir rikere synker inntektselastisiteten. Det betyr at for de med lavest inntekt vil en økning eller reduksjon i inntekten ha størst påvirkning på konsumet, men for de lenger opp på inntektsskalaen vil effekten bli mindre. Denne trenden er ikke like tydelig ved en fast effekt tolkning.

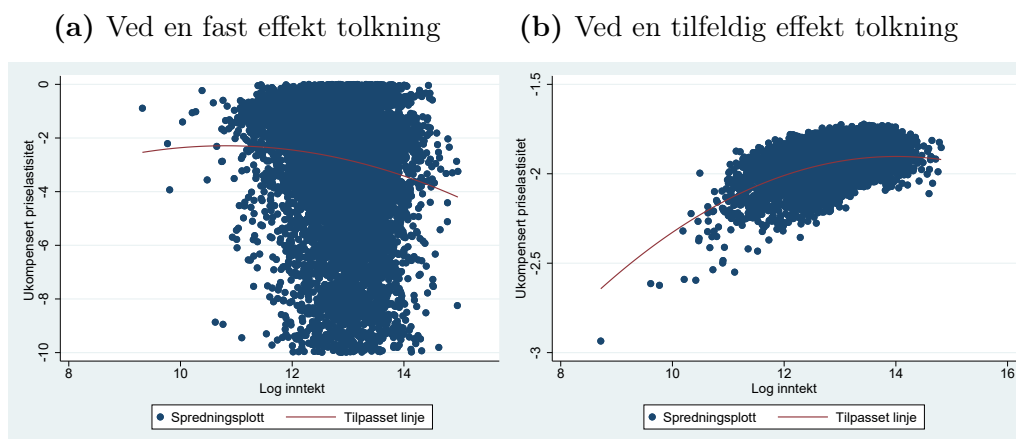
Husholdningenes priselastisitet for alkohol har ikke samme tydelige trend mot inntekt, men det har en svak  $\cap$ -form vist i figur 6.2. Alkohol ser ut til å være at gode som er svært priselastisk, der 75 % av husholdningene har en elastisitet på under  $-1$ . Det betyr at hvis myndigheten innfører en avgift på alkohol vil nedgangen i etterspørsel bli større enn økningen i pris. Dette fører til at skatteinntektene til staten kan forventes å synke siden reduksjonen i etterspørsel er større enn økningen i konsumentpris.

**Figur 6.1:** Inntektselastisiteter for alkohol



Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012      Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

**Figur 6.2:** Ukompensert priselastisiteter for alkohol



Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012      Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

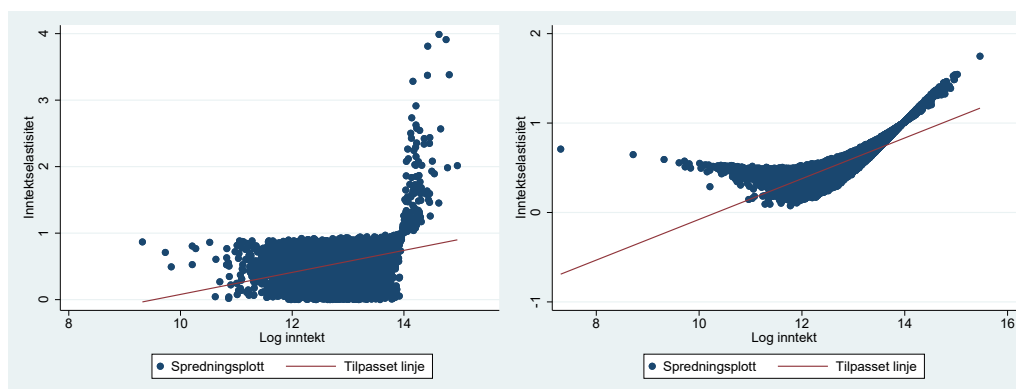
Elastisitetene for tobakk gir et annet bilde enn for alkohol. Mindre enn 2% av husholdningene har en inntektselastisitet på mer enn 1 ved en fast effekt tolkning, og 3 % av husholdningene ved en tilfeldig effekt tolkning. Det vil si at for nesten alle husholdninger i utvalget er tobakk et nødvendighetsgode. Inntektselastisitetene er plottet mot inntekt i figur 6.3. Dette gir et motsatt bilde sammenlignet med alkohol. Tobakk ser ut til å være

et gode der inntektselastisiteten øker med inntekt, men trenden er igjen tydeligst ved en tilfeldig effekt tolkning.

For tobakk er også priselastisiteten mindre i absolutt verdi vist i figur 6.4. Alle husholdningene i utvalget har en elastisitet som er mindre enn -1 i absoluttverdi, både ved en fast effekt tolkning og ved en tilfeldig effekt tolkning. Det betyr at tobakk, i motsetning til alkohol, er et uelastisk gode. For uelastiske goder kan skatteinntektene forventes å øke med en økning i skattesatsen. Dette fordi de reduserte inntektene fra fortrenget kjøp veies opp av økte skatteinntekter fra alle andre.

**Figur 6.3:** Inntektselastisiteter for tobakk

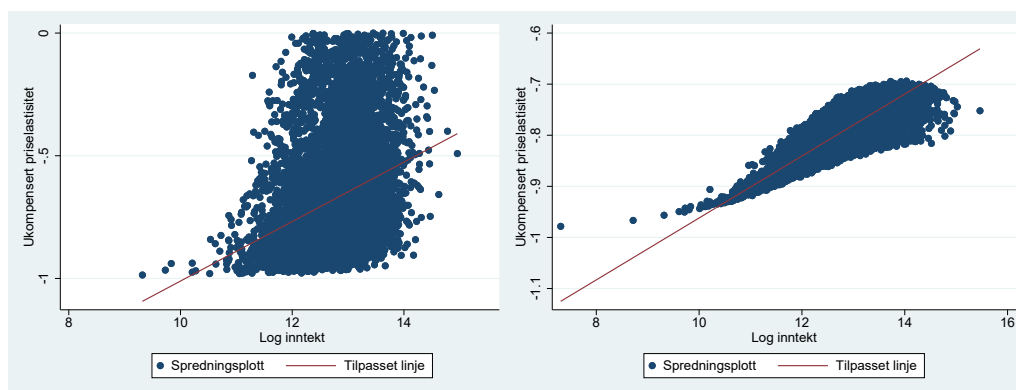
(a) Ved en fast effekt tolkning (b) Ved en tilfeldig effekt tolkning



Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012 Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

**Figur 6.4:** Ukompensert priselastisiteter for tobakk

(a) Ved en fast effekt tolkning (b) Ved en tilfeldig effekt tolkning



Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012 Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

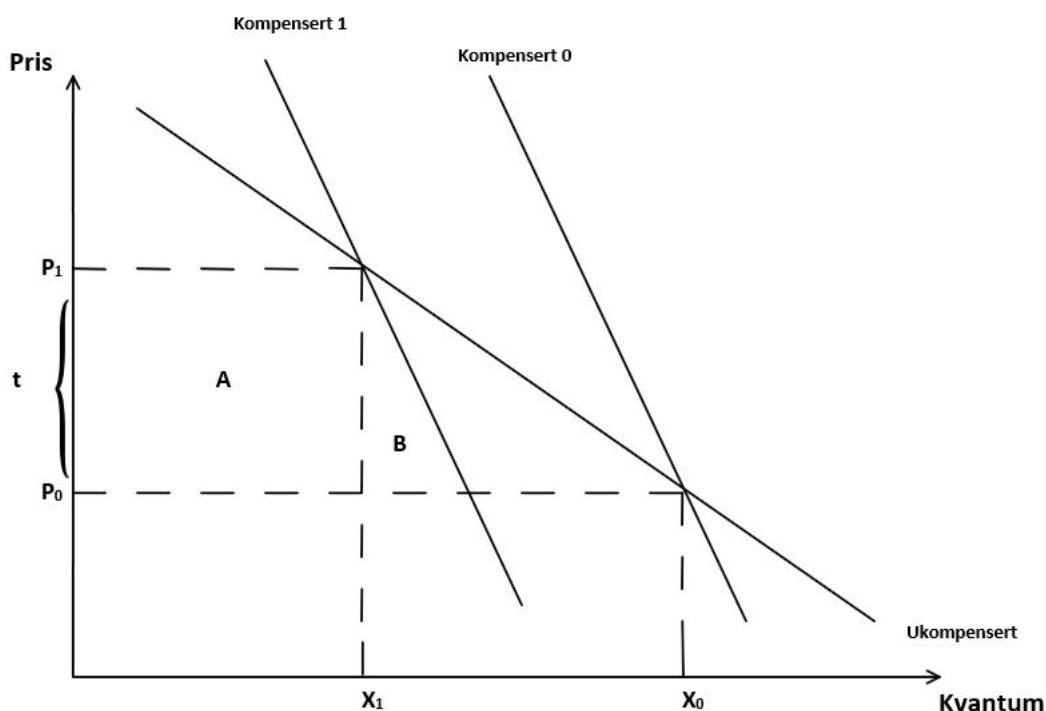
Anta nå at myndighetene ønsker å øke særavgiftene som er lagt på tobakk og alkohol slik at den effektive skattesatsen øker med 10 prosentpoeng for begge goder. Da vil myndighetene



ha interesse av å finne både endringen i de totale skatteinntektene, men også dødvektstapet per innkrevde skattekrone for både skatteøkningen og for den opprinnelige skattesatsen. Den enkle definisjonen på dødvektstapet er at det er det tapet i konsumentoverskudd som overstiger det staten tar inn i skatt. Problemet med konsumentoverskuddet som et velferdsmål er at hvis det er mer enn én pris som endres vil rekkefølgen på endringene ha innvirkning på verdien på konsumentoverskuddet. En løsning på dette er å bruke et velferdsmål som avhenger av den kompenserte etterspørselen som er forklart nærmere i Auerbach (1982).

For enkelhets skyld antas det at alkohol og tobakk selges i perfekte markeder slik at produsentprisen er lik marginalkost uansett skattenivå. Dette kan gjøres siden analysen her kun dreier seg om hvordan konsumentene tilpasser seg en skatteøkning. Det mest hensiktsmessige er å begynne med en situasjon der det i utgangspunktet ikke er noen skatt. I figur 6.5 illustreres effekten av en skatt  $t$ . Ved å øke konsumentprisen fra  $p_0$ , reduseres konsumentoverskuddet med arealet  $A + B$ , men skatteinntekten er kun lik arealet  $A$ . Altså oppstår det et dødvektstap lik arealet  $B$ . Dette dødvektstapet kan beregnes ved bruk av ligning 4.27.

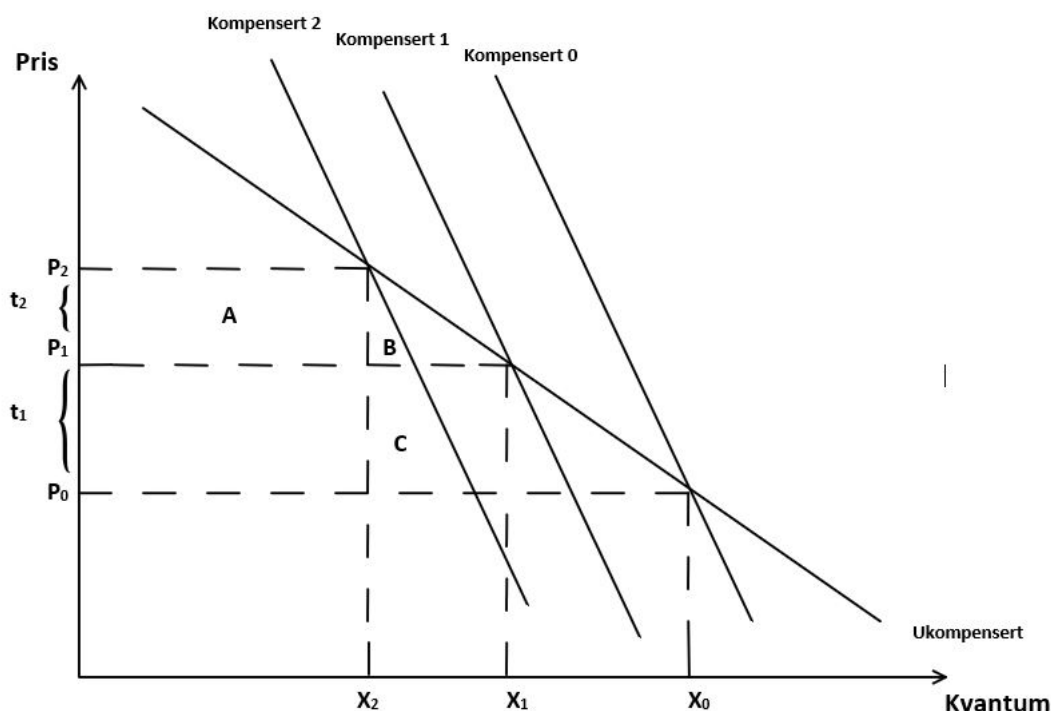
**Figur 6.5:** Dødvektstap uten skatt i utgangspunktet



For tilfellet der det allerede eksisterer en skatt, slik som er tilfellet for alkohol og

tobakksbeskatning, er det interessant å vite hvilken ytteligere dødvektstap oppstår som følge av skatteøkningen. I dette tilfellet vil man trekke fra endringen i skatteinntekter fra endringen i konsumentoverskudd. Dette er illustrert i figur 6.6. Ved en økning i konsumentprisen fra  $p_1$  til  $p_2$ , reduseres konsumentoverskuddet med  $A + B$ . Skatteinntektene øker med arealet  $A$ , men reduseres også med arealet  $C$  på grunn av redusert kjøp. Derfor blir dødvektstapet ved denne skatteøkningen lik arealet  $B + C$ . Dette betyr at selv om endringen i skatten er liten trenger ikke dødvektstapet være det, i motsetning til tilfellet der det ikke er en skatt i utgangspunktet. Siden dødvektstapet beregnes ved bruk av den kompenserte etterspørselen er det substitusjonseffekten som skaper dødvektstapet. Så hvis en husholdningen har en perfekt uelastisk kompensert etterspørsel vil det ikke bli noe dødvektstap. For å beregne dødvektstapet per krone som følge av en skatteøkning brukes ligning 4.26 .

**Figur 6.6:** Dødvektstap med skatt i utgangspunktet



For å beregne disse effektene lages en basishusholdning som gjennomførte undersøkelsen i andre kvartal i år 2019. De har en log totale utgifter på 12.5. Hovedinntektstaker er en mann på 41 år som er eneste arbeidstaker i husholdningen med to voksne og ingen barn. Han arbeider i et hvitstippyrke og husholdningen hører til på Østlandet. Basishusholdningen har en forventet utgiftsandel til alkohol på 0.02 % og tobakk på 0.09 %. Husholdningen

har en inntektselastisitet på 1.04 og en ukompensert priselastisitet på -1.51 for alkohol. For tobakk er inntektselastisiteten på 0.76 og den ukompenserte priselastisiteten på -0.92. For å kunne si noe om hvordan konsumet endres ved en skatteøkning må man først kunne si noe om hva skattenivået er i dag. For å finne den effektive skattesatsen tas statens totale skatteinntekter fra alkohol eller tobakk og deler det på summen norske husholdninger bruker på dette. De nyste tallene som finnes for dette er fra 2017 da var den effektive skattesatsen for alkohol på 68,1 % og tobakk på 49,8 %, dette rundes opp til 70 % og 50 % respektivt for å gjøre utregningene enklere. En ti prosentpoeng økning vil altså si at de nye effektive skattesatsene settes til 80 % og 60 %. Denne økningen i skatt på alkohol og tobakk gir et dødvektstap per skattekrone på 1.53 for alkohol og 0.44 for tobakk, mot et dødvektstap per skattekrone for den opprinnelige skattesatsen på 0.31 kroner for alkohol og 0.14 kroner for tobakk. For alkohol betyr dette at for hver krone staten krever inn i skatt ved nåværende skattenivå forsvinner 0.31 kroner fra økonomien, og at for en økning i den effektive skattesatsen på 10 % fra et nivå på 70 % forsvinner 1.53 kroner per ekstra skattekrone innkrevd. Det vil være tilsvarende for tobakk. I tabellene 6.1 og 6.2 er dødvektstapet gitt for forskjellige husholdninger. Først er det satt opp for basishusholdningen og videre varieres en karakteristikk.

**Tabell 6.1:** Elastisiteter og dødvektstap for alkohol

	$\xi^{uk}$	$\xi^k$	$\eta$	$Wa$	$DWL1$	$DWL2$
Basis	-1.51	1.49	1.04	0.02	0.31	1.53
<b>Endringer</b>						
Hovedinntektstaker pensjonist	-1.48	-1.46	1.04	0.019	0.30	1.46
Flere yrkesaktive	-1.41	-1.39	1.03	0.024	0.29	1.31
Hovedinntektstaker kvinne	-1.59	-1.57	1.04	0.017	0.32	1.74
1. kvartal	-0.30	-0.28	1.04	0.020	0.06	0.14
Barn	-2.86	-2.85	1.79	0.005	0.59	-
Nord-Norge	-1.71	1.69	1.05	0.014	0.35	2.11
Hovedinntektstaker 20 år	-1.84	-1.83	1.06	0.012	0.38	2.70
Hovedinntektstaker 60 år	-1.53	-1.51	1.04	0.019	0.31	1.57
Høy inntekt (14)	-1.83	-1.83	0.10	0.012	0.38	2.66
Lav inntekt (11)	-2.03	-2.00	2.26	0.010	0.41	3.98

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

Utgiftsandelen er ved de relative priser fra 2019.

$DWL1$  - Skatteøkning fra 0 % til 70 %.

$DWL2$  - Skatteøkning fra 70 % til 80 %.

**Tabell 6.2:** Elastisiteter og dødvektstap for tobakk

	$\xi^{uk}$	$\xi^k$	$\eta$	$Wt$	$DWL1$	$DWL2$
Basis	-0.92	-0.85	0.76	0.091	0.14	0.44
<b>Endringer</b>						
Hovedinntektstaker pensjonist	-0.92	-0.85	0.77	0.097	0.14	0.44
Flere yrkesaktive	-0.91	-0.85	0.74	0.084	0.14	0.44
Hovedinntektstaker kvinne	-0.92	-0.85	0.76	0.092	0.14	0.44
1. kvartal	-0.92	-0.85	0.76	0.090	0.14	0.44
Barn	-0.90	-0.85	0.70	0.073	0.14	0.43
Nord-Norge	-0.92	-0.85	0.77	0.094	0.14	0.44
Hovedinntektstaker 20 år	-0.92	-0.85	0.77	0.094	0.14	0.44
Hovedinntektstaker 60 år	-0.92	-0.85	0.75	0.088	0.14	0.44
Høy inntekt (14)	-0.90	-0.83	1.01	0.075	0.14	0.43
Lav inntekt (11)	-0.95	-0.85	0.69	0.141	0.14	0.46

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

Utgiftsandelen er ved de relative priser fra 2019.

$DWL1$  - Skatteøkning fra 0 % til 50 %.

$DWL2$  - Skatteøkning fra 50 % til 60 %.

For tobakk er dødvektstapet og elastisitetene nesten konstant ved alle endringene. De eneste endringene som gjorde utslag er endringer i inntekt, men også disse er små. Dette kommer av at det ikke er noen interaksjonsvariabler med inntekt eller pris. Derfor vil endringer i karakteristikk kun påvirke gjennom endringer i utgiftsandelen. Dette gir en sterk indikasjon på at alle husholdninger påvirkes i like stor grad av en endring i den effektive skattesatsen. Altså er det få eller ingen fordelingshensyn å ta når skatten skal utformes, men det er viktig å huske at dette i stor grad skyldes modellspesifikasjonen.

For alkohol er det derimot større variasjoner over de forskjellige husholdningene. Dette kommer også fra modellspesifikasjonen siden det her er interaksjonsvariabler som påvirker elastisitetene direkte. Det største dødvektstapet per skattekrone oppstår for husholdninger med lav inntekt. Dette er fordi dødvektstapet avhenger positivt av priselastisiteten og husholdninger med lav inntekt er mer prissensitive. De har altså en større absolutt priselastisitet. Dødvektstapet er betydelig lavere for de med høy inntekt, men også de har et høyere dødvektstap enn basishusholdningen. Dette kommer av at priselastisiteten har en svak  $\cap$ -form mot inntekt.

Vi ser også at barnefamilier har den største priselastisiteten i absoluttverdi. De har derfor også det største dødvektstapet per skattekrone ved dagens skattenivå. Dødvektstapet

per skattekrone ved en skatteøkning er ikke oppgitt siden priselastisiteten er så stor i absolutt verdi at den gir et negativt dødvektstap. Dette kommer igjen av den svært lave utgiftsandelen til barnefamilier. Disse familiene vil derfor redusere alle formellene så kraftig at avgiftsøkningen resulterer i en negativ skatteproveny.

Hvis konsumentet skjer i 1. kvartal heller enn i 3. kvartal synker dødvektstapet drastisk sammenlignet med basishusholdningen. Dette er som nevnt tidligere fordi de som konsumerer alkohol i 1. kvartal er mindre prissensitive, enn de som konsumerer ellers i året.

Det optimale i en slik situasjon er å differensiere skatten slik at dødvektstapet blir minst mulig. Anta at staten ønsker å maksimere husholdningenes nytte gitt et nivå på skatteinntektene. Da sier Ramsey-regelen at den optimale varebeskatningen er den som gir en samme proporsjonale reduksjon i kompensert etterspørsel. Hvis vi også antar at det ikke er noen krysspriselastisitet mellom alkohol, tobakk og andre varer kan man bruke en forenkling av Ramsey-regelen, den inverse elastisitetsregelen. Den sier at skattesatsen på en vare skal være omvendt proporsjonal med den absolutte verdien til priselastisiteten. Det er tydelig fra tabellen at nesten alle husholdninger har en priselastisitet som er større i absolutt verdi for alkohol enn for tobakk. Altså, hvis den inverse elastisitetsregelen legges til grunn, bør tobakk skattes hardere enn alkohol. Det er ikke tilfellet i dag. Det betyr at en lik skatteøkning for de to varene aldri vil være optimalt, og tobakk bør ha en større skatteøkning enn alkohol. Tidligere gjennomførte analyser finner at mange kategorier av konsumvarer, deriblant mat, har en betydelig lavere priselastisitet i absolutt verdi (Rickersten, 1998; Schroyen og Aasness, 2006). Disse varene, som for eksempel mat, har også betydelig lavere effektive skattesatser og lavere elastisitet. Det betyr at satsene for varebeskatning ikke er satt optimalt. Skulle den inverse elastisitetsregelen følges bør skattenivået på alkohol og tobakk ligge under nivået for mat, siden dette vil gi det laveste totale dødvektstapet.

Den inverse elastisitetsregelen kan også brukes på de individuelle husholdningene. Staten bør skattlegge de med lav priselastisitet mer enn for de med høy priselastisitet for å minimere dødvektstapet, samtidig som staten får inn de skatteinntektene de trenger. Hvis staten for eksempel øker beskatningen i 1. kvartal og reduserer beskatningen for barnefamilier kan de få inn de samme skatteinntektene og samtidig redusere dødvektstapet.

Dette er selvfølgelig ikke mulig å gjennomføre i praksis, men er likevel et interessant tankeeksperiment. Generelt kan man derfor si at det er et betydelig større dødvektstap knyttet til beskatning av alkohol og tobakk i dag enn hva som er optimalt, og en eventuell skatteøkning fra 70 % til 80 % vil ikke være lønnsomt. Det finnes derimot andre argumenter for hvorfor skattenivået på alkohol og tobakk bør være så høyt.

Skattleggingen av alkohol og tobakk er ikke kun for å gi inntekter til staten, men også for å redusere konsumet på grunn av de negative eksterne virkningene. Dette innbefatter de negative helsekonsekvensene av konsum, og andre mer adferdsmessige problemer som vold og kjøring i beruset tilstand. Som nevnt tidligere er et viktig poeng i denne sammenheng at det ikke er kjøp av alkohol, og til noen grad tobakk, som direkte er skadelig, men konsekvensene av konsumet. Det optimale ville være å skattelegge farlig konsum av disse godene, men dette er ikke mulig. Derfor er det lagt på høye særavgifter på alkohol og tobakk i håp om at dette vil redusere det farlige konsumet, men det ufarlige konsumet blir også redusert som en bieffekt. Denne typen konsekvenser av alkohol- og tobakkskonsum påfører samfunnet kostander. En skatt på varene kan derfor ses på som en måte å legge disse kostnadene inn i konsumentprisen. Det vil si at hvis hver enkelt konsument ikke betaler bare for produktet, men også for de skadevirkninger som oppstår på grunn av konsumet. Med utgangspunkt i dette kan en økning i beskatningen på alkohol og tobakk forsvares hvis det reduserer skadevirkningene med mer enn dødvektstapet. Denne oppgaven har ingen inngående data på hvor store disse kostandene er per enhet alkohol og tobakk, og kan derfor ikke si noe nærmere om dette lønner seg.

## 7 Konklusjon

Denne oppgaven har forsøkt finne en modell for å bestemme utgiftandelen norske husholdninger bruker på alkohol og tobakk ved bruk av data fra forbrukerundersøkelsene fra 1990-2002, 2004-2009 og 2012. Oppgaven ser spesielt på introduksjonen av endringer i karakteristikker mellom husholdningene og tolkningen av feilledet. Det ble utført et sett med spesifiserings-tester for å finne den rette modelleringen. I modelleringen av alkoholkonsum ga Tobit-modellen best resultater, mens for tobakk ga Double Hurdle-modellen med korrelerte feilledd best resultater. Resultatene fra modelleringen ble brukt til å beregne elastisiteter for husholdningene. Disse elastisitetene viser at alkohol-konsum er svært elastisk og avhenger av både inntekt og pris. Tobakk derimot avhenger av inntekt, mens koeffisienten til pris er ikke signifikant. Elastisitetene viser at tobakk, i motsetning til alkohol, er et uelastisk gode. Disse resultatene brukes også til å beregne dødvektstapet for forskjellige tenkte husholdninger. Dette gir en sterk indikasjon på at fra et rent teoretisk ståsted er skattene på alkohol og tobakk ikke optimale. Det er derimot andre grunner til å ha et betydelig høyere skattenivå på disse varene enn andre. Dette ligger “good merit” argumentasjonen.

Det er flere svakheter ved denne analysen. For det første er datamaterialet fra forbrukerundersøkelsene ikke nødvendigvis representativ siden kun halvparten av de spurte valgte å delta. I tillegg finnes det ikke data etter 2012, som kan gjøre analysen mindre relevant i dag. Videre ble kun to mulige modelleringer av konsum her testet. Det kan tenkes at andre modellering som ikke er blitt testet ville gitt bedre resultater. Det kan også være at flere forklaringsvariabler som ikke er tatt med her kan gi nyttig informasjon. I denne oppgaven modelleres konsum av alkohol og tobakk hver for seg. Det tas derfor ikke hensyn til krysspriselasititeter. En mulighet er derfor å modellere alkohol og tobakk sammen med andre varer i et etterspørselssystem.

Opgavens resultater kan være nyttig for videre utvikling av politikk, men det trengs ytterligere analyser som ser spesielt på svakhetene i denne oppgaven.

## Referanser

- Aeppli, M. (2014). Consumer demand for alcoholic beverages in Switzerland: a two-stage quadratic almost ideal demand system for low, moderate, and heavy drinking households. *Agricultural and Food Economics*, 2(1):15.
- Aristei, D. og Pieroni, L. (2008). A double-hurdle approach to modelling tobacco consumption in Italy. *Applied economics*, 40(19):2463–2476.
- Atkinson, A. B., Gomulka, J., og Stern, N. H. (1984). Household Expenditure on Tobacco 1970-1980: Evidence from the family Expenditure Survey. *ECRC Programme on Taxation, Incentives and the Distribution of Income*, 57.
- Atkinson, A. B., Gomulka, J., og Stern, N. H. (1989). Spending on Alcohol 1970-1983: Evidence from the family Expenditure Survey. *ECRC Programme on Taxation, Incentives and the Distribution of Income*, 114.
- Atkinson, A. B., Gomulka, J., og Stern, N. H. (1990). Spending on alcohol: Evidence from the Family Expenditure Survey 1970-1983. *The Economic Journal*, 100(402):808–827.
- Auerbach, A. J. (1982). The theory of excess burden and optimal taxation.
- Bagnardi, V., Blangiardo, M., La Vecchia, C., og Corrao, G. (2001). Alcohol consumption and the risk of cancer: a meta-analysis. *Alcohol Research & Health*, 25(4):263.
- Banks, J., Blundell, R., og Lewbel, A. (1996). Tax reform and welfare measurement: do we need demand system estimation? *The Economic Journal*, 106(438):1227–1241.
- Banks, J., Blundell, R., og Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and statistics*, 79(4):527–539.
- Blake, D. og Nied, A. (1997). The demand for alcohol in the United Kingdom. *Applied Economics*, 29(12):1655–1672.
- Blaylock, J. R. og Blisard, W. N. (1993). Wine consumption by US men. *Applied Economics*, 25(5):645–651.
- Blundell, R. og MaCurdy, T. (1999). Labor supply: A review of alternative approaches. I *Handbook of labor economics*, volume 3, sider 1559–1695. Elsevier.
- Boden, J. M., Fergusson, D. M., og Horwood, L. J. (2012). Alcohol misuse and violent behavior: Findings from a 30-year longitudinal study. *Drug and alcohol dependence*, 122(1-2):135–141.
- Bouchery, E. E., Harwood, H. J., Sacks, J. J., Simon, C. J., og Brewer, R. D. (2011). Economic costs of excessive alcohol consumption in the US, 2006. *American journal of preventive medicine*, 41(5):516–524.
- Carroll, J., McCarthy, S., og Newman, C. (2005). An econometric analysis of charitable donations in the Republic of Ireland. *The Economic and Social Review*, 36.
- Collis, J., Grayson, A., og Johal, S. (2010). Econometric analysis of alcohol consumption in the UK. *London: HM Revenue & Customs*.
- COMMISSION, E. (2019). EXCISE DUTY TABLES.



- Cook, P. J. og Tauchen, G. (1984). The effect of minimum drinking age legislation on youthful auto fatalities, 1970-1977. *The Journal of Legal studies*, 13(1):169–190.
- Cragg, J. G. (1971). Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, sider 829–844.
- Deaton, A. og Irish, M. (1984). Statistical models for zero expenditures in household budgets. *Journal of Public Economics*, 23(1-2):59–80.
- Deaton, A. og Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *The American economic review*, 70(3):312–326.
- Decker, M. D., Graitcer, P. L., og Schaffner, W. (1988). Reduction in motor vehicle fatalities associated with an increase in the minimum drinking age. *JAMA*, 260(24):3604–3610.
- Du Mouchel, W., Williams, A. F., og Zador, P. (1987). Raising the alcohol purchase age: its effects on fatal motor vehicle crashes in twenty-six states. *The Journal of Legal Studies*, 16(1):249–266.
- Dybing, E., Gilljam, H., Lind, P. O., Lund, K. E., Mørland, J., Stegmayr, B., og Ørjasæter Elvaas, I.-K. (2005). Virkninger av snusbruk. *Rapport fra Kunnskapssenteret*.
- Dybing, E. og Sanner, T. (2002). Nikotinavhengighet-medisinsk-biologiske forhold. *TIDSSKRIFT-NORSKE LAEGEFORENING*, 122(3):302–305.
- Eakins, J. M. og Gallagher, L. A. (2003). Dynamic almost ideal demand systems: an empirical analysis of alcohol expenditure in Ireland. *Applied Economics*, 35(9):1025–1036.
- Engel, C. og Moffatt, P. G. (2014). `dhreg`, `xtdhreg`, and `bootdhreg`: Commands to implement double-hurdle regression. *The Stata Journal*, 14(4):778–797.
- Ensor, T. og Godfrey, C. (1993). Modelling the interactions between alcohol, crime and the criminal justice system. *Addiction*, 88(4):477–487.
- Farrell, L. og Walker, I. (1999). The welfare effects of lotto: Evidence from the UK. *Journal of Public Economics*, 72(1):99–120.
- Gallet, C. A. (2007). The demand for alcohol: a meta-analysis of elasticities. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 51(2):121–135.
- Gallet, C. A. og List, J. A. (2003). Cigarette demand: a meta-analysis of elasticities. *Health economics*, 12(10):821–835.
- Garcia, B. (2013). Implementation of a double-hurdle model. *The Stata Journal*, 13(4):776–794.
- García, J. og Labeaga, J. M. (1996). Alternative approaches to modelling zero expenditure: an application to spanish demand for tobacco. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 58(3):489–506.
- Gil, A. I. og Molina, J. A. (2009). Alcohol demand among young people in Spain: an addictive QUAIDS. *Empirical Economics*, 36(3):515–530.

- Gmel, G., Holmes, J., og Studer, J. (2016). Are alcohol outlet densities strongly associated with alcohol-related outcomes? A critical review of recent evidence. *Drug and alcohol review*, 35(1):40–54.
- Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*. Prentice hall, Upper Saddle River, New Jersey 07458, 4 edition.
- Greenfield, T. K., Ye, Y., Kerr, W., Bond, J., Rehm, J., og Giesbrecht, N. (2009). Externalities from alcohol consumption in the 2005 US National Alcohol Survey: implications for policy. *International journal of environmental research and public health*, 6(12):3205–3224.
- Heckman, J. J. (1993). What has been learned about labor supply in the past twenty years? *The American Economic Review*, 83(2):116–121.
- Hicks, J. R. (1939). The foundations of welfare economics. *The Economic Journal*, 49(196):696–712.
- Humphreys, B. R. (2013). Dealing with zeros in economic data. *University of Alberta, Department of Economics*, sider 1–27.
- Jones, A. og Mazzi, M. G. (1996). Tobacco consumption and taxation in Italy: an application of the QUAIDS model. *Applied Economics*, 28(5):595–603.
- Jones, A. M. (1989). A double-hurdle model of cigarette consumption. *Journal of applied econometrics*, 4(1):23–39.
- Jones, A. M. (1992). A note on computation of the double-hurdle model with dependence with an application to tobacco expenditure. *Bulletin of economic Research*, 44(1):67–74.
- Kemsley, W., Redpath, R., Holmes, M., Britain, G., et al. (1980). *Family expenditure survey handbook: sampling, fieldwork, coding procedures and related methodological experiments: an account of the operations carried out by Social Survey Division of OPCS on behalf of the Department of Employment*. HMSO.
- Kerr, W. C., Greenfield, T. K., Bond, J., Ye, Y., og Rehm, J. (2004). Age, period and cohort influences on beer, wine and spirits consumption trends in the US National Alcohol Surveys. *Addiction*, 99(9):1111–1120.
- Kypri, K., Voas, R. B., Langley, J. D., Stephenson, S. C., Begg, D. J., Tippetts, A. S., og Davie, G. S. (2006). Minimum purchasing age for alcohol and traffic crash injuries among 15-to 19-year-olds in New Zealand. *American Journal of Public Health*, 96(1):126–131.
- Leonardi-Bee, J., Jere, M. L., og Britton, J. (2011). Exposure to parental and sibling smoking and the risk of smoking uptake in childhood and adolescence: a systematic review and meta-analysis. *Thorax*, 66(10):847–855.
- Leser, C. E. V. (1963). Forms of Engel functions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, sider 694–703.
- Levitt, S. D. og Porter, J. (2001). How dangerous are drinking drivers? *Journal of political Economy*, 109(6):1198–1237.
- Lindeman, M. (2018). INFORMATION ON THE NORDIC ALCOHOL MARKET 2018.

- Løchen, M.-L., Gram, I. T., Mannsverk, J., Mathiesen, E. B., Njølstad, I., Schirmer, H., Wilsgaard, T., og Jacobsen, B. K. (2017). Association of occasional smoking with total mortality in the population-based Tromsø study, 2001–2015. *BMJ open*, 7(12).
- Males, M. A. (1986). The minimum purchase age for alcohol and young-driver fatal crashes: A long-term view. *The Journal of Legal studies*, 15(1):181–211.
- Meng, Y., Brennan, A., Purshouse, R., Hill-McManus, D., Angus, C., Holmes, J., og Meier, P. S. (2014). Estimation of own and cross price elasticities of alcohol demand in the UK—A pseudo-panel approach using the Living Costs and Food Survey 2001–2009. *Journal of health economics*, 34:96–103.
- Meyerhoefer, C. D., Ranney, C. K., og Sahn, D. E. (2003). Consistent Estimation of Longitudinal Censored Demand Systems: An Application to Transition Country Data.
- Myrvang, C. (2020). Forbudet mot brennevin i Norge. <https://www.norghistorie.no/forste-verdenskrig-og-mellomkrigstiden/1639-forbudet-mot-brennevin-i-norge.html>. (Hentet: 27.04.2020).
- Newman, C., Henchion, M., og Matthews, A. (2003). A double-hurdle model of Irish household expenditure on prepared meals. *Applied economics*, 35(9):1053–1061.
- OECD (2015). Non-Medical Determinants of Health. [https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=HEALTH\\_LVNG#](https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=HEALTH_LVNG#). (Hentet: 27.04.2020).
- Oslo Economics (2013). Alcohol in Norway: Use, Consequences and Costs. *Oslo Economics Report*.
- Pettersen, K.-S. (2005). Røykeloven og gjester ved brune serveringssteder. *Order*, 808:5013.
- Popovici, I., Homer, J. F., Fang, H., og French, M. T. (2012). Alcohol use and crime: findings from a longitudinal sample of US adolescents and young adults. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 36(3):532–543.
- Prop. 1 S Gul bok (1999–2000). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2000–2001). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2001–2002). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2002–2003). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2003–2004). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2004–2005). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2007–2008). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2007–2008). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2008–2009). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2009–2010). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2010–2011). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2011–2012). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2012–2013). *Statsbudsjettet*.

- Prop. 1 S Gul bok (2013–2014). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2014–2015). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2015–2016). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2016–2017). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2017–2018). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2018–2019). *Statsbudsjettet*.
- Prop. 1 S Gul bok (2019–2020). *Statsbudsjettet*.
- Pudney, S. (1989). *Modelling individual choice*. Basil Blackwell, Oxford.
- Rehm, J., Taylor, B., Mohapatra, S., Irving, H., Baliunas, D., Patra, J., og Roerecke, M. (2010). Alcohol as a risk factor for liver cirrhosis: a systematic review and meta-analysis. *Drug and alcohol review*, 29(4):437–445.
- Reynolds, Kristi and Lewis, Brian and Nolen, John David L and Kinney, Gregory L and Sathya, Bhavani and He, Jiang (2003). Alcohol consumption and risk of stroke: a meta-analysis. *Jama*, 289(5):579–588.
- Rickersten, K. (1998). The demand for food and beverages in Norway. *Agricultural Economics: The Journal of the International Association of Agricultural Economists*, 18(968-2016-75518):89–100.
- Sælensminde, K. og Torkilseng, E. (2010). Samfunnsøkonomiske kostnader av røyking: en vurdering av metodikk og kostnadenes størrelsesorden. *Oslo: Helsedirektoratet*.
- Saffer, H. og Grossman, M. (1987). Drinking age laws and highway mortality rates: Cause and effect. *Economic Inquiry*, 25(3):403–417.
- Schroyen, F. og Aasness, J. (2006). Marginal indirect tax reform analysis with merit good arguments and environmental concerns: Norway, 1999.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 6(2):461–464.
- Sousa, J. (2014). Estimation of price elasticities of demand for alcohol in the United Kingdom. *London: Her Majesty's Revenue and Customs*.
- Srivastava, P., McLaren, K. R., Wohlgenant, M., og Zhao, X. (2015). Disaggregated econometric estimation of consumer demand response by alcoholic beverage types. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 59(3):412–432.
- SSB (2012). Forbrukerundersøkelsen, 2012. <https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/statistikker/fbu/aar/2013-12-17?fane=om#content>. [Hentet; 02.04.2020].
- SSB (2014). Arbeids- og velferdsetaten (NAV) - StatRes (opphørt), 2013. [https://www.ssb.no/sosiale-forhold-og-kriminalitet/statistikker/nav\\_statres/aar](https://www.ssb.no/sosiale-forhold-og-kriminalitet/statistikker/nav_statres/aar). (Hentet: 21.05.2020).
- SSB (2018). Flere snusere enn røykere. <https://www.ssb.no/helse/artikler-og-publikasjoner/flere-snusere-enn-roykere>. (Hentet: 27.04.2020).
- SSB (2019a). Alderspensionister. <https://www.ssb.no/aldpensj>. (Hentet: 02.04.2020).

- SSB (2019b). Befolkning. <https://www.ssb.no/statbank/table/01222>. (Hentet: 02.04.2020).
- SSB (2019c). Familie og Husholdninger. <https://www.ssb.no/familie/>. (Hentet: 02.04.2020).
- SSB (2019d). Færre fødte og flere eldre gir sterkere aldring. <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/faerre-fodte-og-flere-eldre-gir-sterkere-aldring>. (Hentet: 02.04.2020).
- SSB (2020a). Flere menn enn kvinner i Norge. <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/fortsatt-flere-menn-enn-kvinner-i-norge>. (Hentet: 02.04.2020).
- SSB (2020b). Lønn. <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/statistikker/lonnansatt>. (Hentet: 02.04.2020).
- SSB (2020c). Nasjonalregnskap. <https://www.ssb.no/statbank/table/09172/>. (Hentet: 30.03.2020).
- Stockwell, T., Zhao, J., Macdonald, S., Pakula, B., Gruenewald, P., og Holder, H. (2009). Changes in per capita alcohol sales during the partial privatization of British Columbia's retail alcohol monopoly 2003–2008: a multi-level local area analysis. *Addiction*, 104(11):1827–1836.
- Taylor, B., Irving, H., Kanteres, F., Room, R., Borges, G., Cherpitel, C., Greenfield, T., og Rehm, J. (2010). The more you drink, the harder you fall: a systematic review and meta-analysis of how acute alcohol consumption and injury or collision risk increase together. *Drug and alcohol dependence*, 110(1-2):108–116.
- Tobin, J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, sider 24–36.
- Torvik, F. A. og Rognmo, K. (2011). Barn av foreldre med psykiske lidelser eller alkoholmisbruk: omfang og konsekvenser.
- Wipfli, H., Avila-Tang, E., Navas-Acien, A., Kim, S., Onicescu, G., Yuan, J., Breysse, P., og Samet, J. M. (2008). Secondhand smoke exposure among women and children: evidence from 31 countries. *American journal of public health*, 98(4):672–679.
- Working, H. (1943). Statistical laws of family expenditure. *Journal of the American Statistical Association*, 38(221):43–56.
- Xin, X., He, J., Frontini, M. G., Ogden, L. G., Motsamai, O. I., og Whelton, P. K. (2001). Effects of alcohol reduction on blood pressure: a meta-analysis of randomized controlled trials. *Hypertension*, 38(5):1112–1117.
- Yen, S. T. (2005). A multivariate sample-selection model: estimating cigarette and alcohol demands with zero observations. *American Journal of Agricultural Economics*, 87(2):453–466.
- Yen, S. T. og Jensen, H. H. (1996). Determinants of household expenditures on alcohol. *Journal of Consumer Affairs*, 30(1):48–67.

# Appendiks

## A1 Deskriptiv data

**Tabell A1.1:** Gjennomsnitt og standardavvik for forklaringsvariabler

	Alle husholdninger		Drikkende husholdninger		Ikke drikkende husholdninger	
	Gj.snitt	sd	Gj.snitt	sd	Gj.snitt	sd
<i>Andel til alkohol</i>	0.0153	0.029	0.025	0.034	0	0
<u>Inntekt og priser</u>						
<i>log(m/π)</i>	12.797	0.637	12.928	0.588	12.597	0.657
<i>(log(m/π))<sup>2</sup></i>	164.163	16.150	167.471	15.097	159.118	16.398
<i>log(Pa/π)</i>	4.432	0.111	4.436	0.106	4.425	0.119
<u>Tid og alder</u>						
<i>alder</i>	45.811	14.121	45.352	13.305	46.511	15.258
<i>alder2</i>	2298.013	1407.789	2233.772	1309.020	2396.010	1541.268
<i>tid</i>	10.605	7.003	11.108	6.912	9.838	7.070
<i>tid2</i>	161.507	164.117	171.170	164.744	146.767	162.057
<i>røykelov</i>	0.365	0.481	0.388	0.487	0.329	0.470
<i>kvalt1</i>	0.265	0.441	0.241	0.428	0.301	0.459
<i>kvalt2</i>	0.230	0.421	0.236	0.424	0.220	0.415
<i>kvalt3</i>	0.258	0.438	0.266	0.442	0.247	0.431
<i>kvalt4</i>	0.247	0.431	0.258	0.437	0.232	0.422
<u>Yrke og yrkesaktivitet</u>						
<i>pensj</i>	0.059	0.236	0.044	0.206	0.081	0.273
<i>uoppgitt</i>	0.156	0.363	0.135	0.341	0.188	0.391
<i>arb1</i>	0.283	0.451	0.274	0.446	0.298	0.457
<i>arb2</i>	0.503	0.500	0.548	0.498	0.434	0.496
<i>dobinntekt</i>	0.555	0.497	0.608	0.488	0.474	0.499
<u>Karakteristikk</u>						
<i>kjønn</i>	0.436	0.496	0.410	0.492	0.476	0.499
<i>barn</i>	0.493	0.500	0.503	0.500	0.476	0.499
<i>voksne</i>	2.106	0.812	2.165	0.808	2.015	0.808
<i>østlandet</i>	0.452	0.498	0.481	0.500	0.408	0.491
<i>agderrogaland</i>	0.148	0.355	0.134	0.341	0.168	0.374
<i>vestlandet</i>	0.175	0.380	0.162	0.368	0.195	0.397
<i>trøndelag</i>	0.103	0.304	0.107	0.309	0.098	0.297
<i>nordnorge</i>	0.113	0.317	0.106	0.308	0.124	0.330
<i>Antall</i>	26060		15741		10319	

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

**Tabell A1.2:** Gjennomsnitt og standardavvik for forklaringsvariabler med husholdninger som konsumerer tobakk

	Alle husholdninger		Tobakk husholdninger		Ikke tobakk husholdninger	
	Gj.snitt	sd	Gj.snitt	sd	Gj.snitt	sd
<i>Andel til tobakk</i>	0.013	0.026	0.034	0.034	0	0
<u>Inntekt og priser</u>						
<i>log(m/π)</i>	12.797	0.637	12.812	0.583	12.787	0.668
<i>(log(m/π))<sup>2</sup></i>	164.163	16.150	164.495	14.857	163.962	16.885
<i>log(Pt/π)</i>	3.777	0.471	3.687	0.466	3.831	0.466
<u>Tid og alder</u>						
<i>alder</i>	45.811	14.121	43.524	12.841	47.200	14.673
<i>alder2</i>	2298.013	1407.789	2059.235	1218.256	2443.155	1492.914
<i>tid</i>	10.605	7.003	9.299	6.827	11.399	6.989
<i>tid2</i>	161.507	164.117	133.079	155.144	178.787	166.995
<i>røykelov</i>	0.365	0.481	0.283	0.451	0.414	0.493
<i>kvar1</i>	0.265	0.441	0.266	0.442	0.264	0.441
<i>kvar2</i>	0.230	0.421	0.235	0.424	0.226	0.418
<i>kvar3</i>	0.258	0.438	0.254	0.436	0.260	0.439
<i>kvar4</i>	0.247	0.431	0.245	0.430	0.249	0.432
<u>Yrke og yrkesaktivitet</u>						
<i>pensj</i>	0.059	0.236	0.043	0.203	0.069	0.253
<i>uoppgitt</i>	0.156	0.363	0.149	0.356	0.160	0.366
<i>arb1</i>	0.283	0.451	0.352	0.478	0.242	0.428
<i>arb2</i>	0.503	0.500	0.456	0.498	0.531	0.499
<i>dobinntekt</i>	0.555	0.497	0.569	0.495	0.546	0.498
<u>Karakteristikker</u>						
<i>kjønn</i>	0.436	0.496	0.464	0.499	0.419	0.493
<i>barn</i>	0.493	0.500	0.509	0.500	0.482	0.500
<i>voksne</i>	2.106	0.812	2.173	0.838	2.065	0.792
<i>østlandet</i>	0.452	0.498	0.430	0.495	0.466	0.499
<i>agderrogaland</i>	0.148	0.355	0.154	0.361	0.144	0.351
<i>vestlandet</i>	0.175	0.380	0.176	0.381	0.174	0.379
<i>trøndelag</i>	0.103	0.304	0.106	0.308	0.101	0.302
<i>nordnorge</i>	0.113	0.317	0.126	0.331	0.105	0.307
<i>Antall</i>	26060		9852		16208	

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

## A2 Alkohol

Tabell A2.1: Estimerte koeffisienter for Tobit-modellen for alkohol

	(1)		(2)	
	Basis		Foretrukken modell	
$\log(m/\pi)$	0.0816***	(6.79)	0.103***	(7.06)
$(\log(m/\pi))^2$	-0.00290***	(-6.17)	-0.00384***	(-6.37)
$\log(Pa/\pi)$	-0.0127***	(-3.99)	0.0142**	(3.06)
<i>alder</i>	0.000904***	(6.42)	0.000965***	(6.87)
<i>alder2</i>	-0.00000928***	(-6.20)	-0.00000987***	(-6.61)
<i>tid</i>	0.00104***	(6.37)	0.00591***	(6.64)
<i>tid2</i>	-0.0000323***	(-4.74)	-0.0000142*	(-2.01)
<i>kvalt2</i>	0.00722***	(8.37)	0.112**	(3.20)
<i>kvalt3</i>	0.00652***	(8.32)	0.208***	(6.86)
<i>kvalt4</i>	0.00899***	(9.95)	0.741***	(11.93)
<i>pensj</i>	0.000330	(0.20)	0.00120	(0.73)
<i>uoppgitt</i>	-0.000656	(-0.68)	-0.00123	(-1.27)
<i>arb1</i>	-0.00278***	(-4.17)	-0.00281***	(-4.24)
<i>dobinntekt</i>	0.00426***	(5.81)	0.00456***	(6.21)
<i>kjønn</i>	-0.00230***	(-3.85)	-0.00266***	(-4.45)
<i>barn</i>	-0.0131***	(-19.76)	-0.0579***	(-4.03)
<i>voksne</i>	-0.00282***	(-6.87)	-0.0395***	(-5.04)
<i>agderrogaland</i>	-0.00591***	(-7.16)	-0.00592***	(-7.21)
<i>vestlandet</i>	-0.00519***	(-6.71)	-0.00533***	(-6.92)
<i>trøndelag</i>	-0.00227*	(-2.43)	-0.00228*	(-2.45)
<i>nordnorge</i>	-0.00521***	(-5.71)	-0.00536***	(-5.89)
$\log(m/\pi) \times tid$			-0.000412***	(-5.78)
$\log(m/\pi) \times barn$			0.00350**	(3.16)
$\log(m/\pi) \times voksne$			0.00285***	(4.71)
$\log(Pa/\pi) \times kvart2$			-0.0242**	(-3.06)
$\log(Pa/\pi) \times kvart3$			-0.0460***	(-6.67)
$\log(Pa/\pi) \times kvart4$			-0.163***	(-11.82)
<i>konstant</i>	-0.524***	(-6.75)	-0.756***	(-8.36)
$\sigma$	0.0406		0.0404	
<i>Log L</i>	20981.682		21100.772	

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 

Med t-verdi i parentes



Tabell A2.2: Tobit-modell for individuelle år for alkohol 1990-1999

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
$\log(m/\pi)$	0.0853	0.119	0.168**	0.142	-0.444***	0.446***	0.0871	0.133*	0.229**	0.214**
$(\log(m/\pi))^2$	-0.00369	-0.00418	-0.00618*	-0.00543	0.0187***	-0.0181***	-0.00339	-0.00503	-0.00947**	-0.00864**
$\log(Pa/\pi)$	0.00953	0.0102	-0.00265	0.000598	0.0289	0.0184	0.0116	0.0439	0.0757*	0.0485
<i>alder</i>	-0.000424	-0.000277	0.000664	0.000974	0.00174*	-0.000216	0.00100	0.00105	0.00171*	0.00132
<i>alder2</i>	0.00000180	0.00000295	-0.00000810	-0.0000130	-0.0000232**	0.000000679	-0.0000124	-0.0000116	-0.0000201*	-0.0000131
<i>kvart2</i>	0.0936	0.0671	-0.0572	0.201	0.150	0.0633	0.103	0.426**	0.200	0.297
<i>kvart3</i>	0.258	0.405**	0.212	0.0321	0.214	0.325*	0.162	0.233	0.418*	0.438*
<i>kvart4</i>	1.259***	-0.0519	0.750**	0.326	0.946***	0.961**	0.856***	0.429	1.042***	1.597***
<i>pensj</i>	-0.00441	0.00349	0.0132*	0.0105	0.0153*	0.00334	0.00985	0.00592	0.00969	-0.00171
<i>uoppgitt</i>	-0.00488	0.00180	-0.00847*	-0.00466	0.00436	-0.00384	-0.000470	0.000327	-0.00175	-0.000388
<i>arb1</i>	-0.00607	-0.00330	-0.000964	-0.000127	0.000520	-0.00168	-0.00423	-0.00297	0.000274	-0.00665*
<i>dobinntekt</i>	0.00423	0.00672*	-0.000308	0.00103	0.00486	0.00921*	0.00605*	0.00540	0.00214	0.00202
<i>kjønn</i>	0.0161***	0.00545	0.00180	0.00625*	0.00527	-0.000253	-0.00698**	-0.00374	-0.00159	-0.00580
<i>barn</i>	-0.0981	-0.0161	0.0143	-0.0280	0.0511	-0.137	-0.132*	-0.0343	-0.102	-0.0586
<i>voksne</i>	-0.115*	-0.00738	-0.0255	-0.0573	0.119***	-0.130**	-0.0355	-0.00676	-0.139***	-0.0815*
<i>agderragaland</i>	-0.0263***	-0.0105**	-0.0129***	-0.0127***	-0.00807*	-0.0149***	-0.00960**	-0.00454	-0.0125***	-0.00146
<i>vestlandet</i>	-0.0109*	-0.00713*	-0.00608*	-0.00925**	-0.00813*	-0.0133***	-0.00958**	-0.00459	-0.0141***	-0.00827*
<i>trøndelag</i>	-0.0138*	-0.00307	-0.00123	-0.00479	-0.00277	-0.0126*	-0.00347	-0.00508	-0.00355	-0.00728
<i>nordnorge</i>	-0.0159**	0.00142	-0.00906*	-0.0113**	-0.00858*	-0.0133**	-0.0111**	-0.00976**	-0.0159***	-0.00711
$\log(m/\pi) \times \textit{barn}$	0.00646	0.000396	-0.00193	0.000867	-0.00530	0.00949	0.00946	0.00192	0.00691	0.00343
$\log(m/\pi) \times \textit{voksne}$	0.00877*	0.000454	0.00167	0.00402	-0.00938***	0.00988**	0.00254	0.000331	0.0106***	0.00602*
$\log(m/\pi) \times \textit{kvart2}$	-0.0194	-0.0135	0.0146	-0.0431	-0.0344	-0.0116	-0.0240	-0.0963**	-0.0461	-0.0659
$\log(m/\pi) \times \textit{kvart3}$	-0.0571	-0.0912**	-0.0472	-0.00503	-0.0484	-0.0717*	-0.0354	-0.0525	-0.0958*	-0.0980*
$\log(m/\pi) \times \textit{kvart4}$	-0.279***	0.0114	-0.165**	-0.0709	-0.210***	-0.211**	-0.188***	-0.0954	-0.233***	-0.352***
<i>konstant</i>	-0.531	-0.888*	-1.129**	-0.939*	2.470***	-2.806***	-0.607	-1.073**	-1.716***	-1.541**
$\sigma$	0.0518***	0.0388***	0.0356***	0.0370***	0.0395***	0.0440***	0.0353***	0.0344***	0.0360***	0.0410***
$\log; L$	1200	1283	1387	1307	1333	1310	1345	1260	1182	1191

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 

Tabell A2.3: Tobit-modell for individuelle år for alkohol 2000-2012

	2000	2001	2002	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2012
$\log(m/\pi)$	0.230**	0.238***	0.359***	0.0510	-0.0810	-0.167**	0.119	0.304***	0.260**	0.195***
$(\log(m/\pi))^2$	-0.00942**	-0.00972***	-0.0144***	-0.00197	0.00268	0.00636*	-0.00579	-0.0122***	-0.0102**	-0.00763***
$\log(Pa/\pi)$	0.0271	0.0437	0.153*	0.114**	0.0175	0.0519	0.226**	0.189	1.165*	6.600***
<i>alder</i>	0.000526	0.000386	0.0000923	0.00156*	0.00195*	0.00285**	0.00146	0.00153	0.000688	0.00139***
<i>alder2</i>	-0.00000337	-0.00000299	0.00000282	-0.0000163*	-0.0000206*	-0.0000297**	-0.0000103	-0.0000150	-0.00000779	-0.0000145***
<i>kvart2</i>	-0.0350	0.222	0.715*	0.507*	0.244	0.311	1.163**	0.811	5.143*	24.46***
<i>kvart3</i>	0.241	0.120	0.709*	0.571**	0.381	0.620	1.148**	0.678	5.378*	32.30***
<i>kvart4</i>	0.379	0.654	1.356***	1.456***	1.433**	0.994*	1.744**	1.402**	5.971**	69.87***
<i>pensj</i>	-0.0154	0.000903	-0.00660	-0.0114	-0.00828	0.00210	-0.0173	0.0122	-0.00256	0.0133*
<i>uoppgitt</i>	-0.00794	0.00119	-0.00565	-0.00296	0.00251	-0.00200	-0.00416	-0.000337	0.0000201	0.000203
<i>arb1</i>	-0.00138	-0.00562*	-0.00178	-0.00832**	-0.0107**	-0.00334	-0.00946**	0.00272	-0.00679*	-0.00371
<i>dobinntekt</i>	-0.00275	0.0106***	0.00157	0.00587	0.00598	0.00529	0.00763*	0.00271	0.00598	0.000490
<i>kjønn</i>	-0.00566	-0.00480	-0.00588	-0.00684*	-0.0115***	-0.00796*	-0.0118***	-0.000373	-0.00173	-0.00765***
<i>barn</i>	-0.111	-0.0794	-0.196*	-0.0300	0.0147	-0.106	-0.182*	-0.135	-0.0742	-0.0895*
<i>voksne</i>	-0.0874*	-0.0807*	-0.0823	-0.000271	-0.0777*	-0.00690	-0.149***	-0.100*	-0.0404	-0.0557*
<i>agderragaland</i>	-0.00326	-0.000981	-0.00427	-0.00476	0.000366	0.00247	0.00288	-0.00763	0.00209	0.00123
<i>vestlandet</i>	-0.00873*	-0.00259	-0.00412	-0.00313	-0.000118	-0.00224	-0.000918	-0.00418	-0.000532	0.00197
<i>trøndelag</i>	-0.00579	0.00428	0.00212	-0.00714	-0.00126	0.00222	0.000976	0.00528	-0.00513	0.00564*
<i>nordnorge</i>	-0.00877*	-0.00173	-0.00741	-0.00463	-0.000379	0.00867	0.00249	0.00172	-0.00332	0.00238
$\log(m/\pi) \times \textit{barn}$	0.00817	0.00543	0.0142*	0.00133	-0.00223	0.00670	0.0133*	0.00911	0.00468	0.00581*
$\log(m/\pi) \times \textit{voksne}$	0.00684*	0.00602*	0.00614	-0.0000984	0.00573	0.000198	0.0112***	0.00744*	0.00317	0.00401*
$\log(m/\pi) \times \textit{kvart2}$	0.00931	-0.0499	-0.164*	-0.115*	-0.0549	-0.0684	-0.264**	-0.182	-1.160*	-5.413***
$\log(m/\pi) \times \textit{kvart3}$	-0.0528	-0.0276	-0.161*	-0.130**	-0.0868	-0.139	-0.262**	-0.153	-1.213*	-7.144***
$\log(m/\pi) \times \textit{kvart4}$	-0.0832	-0.145	-0.305***	-0.326***	-0.318**	-0.222*	-0.393***	-0.313*	-1.344**	-15.44***
<i>konstant</i>	-1.514**	-1.636***	-2.889***	-0.836*	0.515	0.830	-1.565**	-2.733***	-6.817**	-31.08***
$\sigma$	0.00156***	0.00112***	0.00194***	0.00133***	0.00201***	0.00231***	0.00171***	0.00205***	0.00124***	0.00128***
$\log; L$	1119	1051	1097	1147	1094	990	1081	1180	1152	3351

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

**Tabell A2.4:** Estimerte koeffisienter for Tobit-modellen sammenlignet med Probit koeffisienter for alkohol

	(1)		(2)	
	Basis Tobit	Basis Probit	Foretrukken modell Tobit	Foretrukken modell Probit
$\log(m/\pi)$	2.021***	1.598***	2.551***	2.171***
$(\log(m/\pi))^2$	-0.0718***	-0.0428**	-0.0951***	-0.0702***
$\log(Pa/\pi)$	-0.315***	-0.159	0.352**	0.474***
<i>alder</i>	0.0224***	0.0109**	0.0239***	0.0115**
<i>alder2</i>	-0.0002298***	-0.000129**	-0.0002445***	-0.000134**
<i>tid</i>	0.0257***	0.0315***	0.1464***	0.101***
<i>tid2</i>	-0.0008***	-0.00119***	-0.000352*	-0.000869***
<i>kvart2</i>	0.179***	0.192***	2.774**	3.345**
<i>kvart3</i>	0.1615***	0.175***	5.152***	4.893***
<i>kvart4</i>	0.223***	0.199***	18.35***	18.25***
<i>pensj</i>	0.00817	-0.0129	0.0297	-0.00247
<i>uoppgitt</i>	-0.01625	-0.0378	-0.0305	-0.0495
<i>arb1</i>	-0.0688***	-0.0799***	-0.0696***	-0.0810***
<i>dobinntekt</i>	0.1055***	0.108***	0.1129***	0.115***
<i>kjønn</i>	-0.0569***	-0.0676***	-0.0659***	-0.0744***
<i>barn</i>	-0.3245***	-0.232***	-1.434***	-0.699
<i>voksne</i>	-0.0698***	-0.0142	-0.9784***	-1.099***
<i>agderrogaland</i>	-0.1464***	-0.266***	-0.1466***	-0.269***
<i>vestlandet</i>	-0.1285***	-0.204***	-0.132***	-0.210***
<i>trøndelag</i>	-0.05622*	-0.0223	-0.0565*	-0.0230
<i>nordnorge</i>	-0.129***	-0.165***	-0.1328***	-0.168***
$\log(m/\pi) \times tid$			-0.0102***	-0.00606**
$\log(m/\pi) \times barn$			0.0867**	0.0371
$\log(m/\pi) \times voksne$			0.0706***	0.0847***
$\log(Pa/\pi) \times kvart2$			-0.599**	-0.723**
$\log(Pa/\pi) \times kvart3$			-1.139***	-1.079***
$\log(Pa/\pi) \times kvart4$			-4.037***	-4.028***
<i>konstant</i>	-12.98***	-12.62***	-18.72***	-18.21***
$\sigma$	0.0406		0.0404	

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 

Kilde:

Forbrukerundersøkelsene  
1990-2012

Tabell A2.5: Double Hurdle-modell med ukorrelerte og korrelerte felledd for alkohol

	Første Hinder				Andre Hinder			
	Ukorrelert		Korrelert		Ukorrelert		Korrelert	
$\log(m/\pi)$					0.0966***	(6.42)	0.0962***	(6.38)
$(\log(m/\pi))^2$					-0.00384***	(-6.21)	-0.00382***	(-6.17)
$\log(Pa/\pi)$					0.0137**	(2.89)	0.0137**	(2.90)
<i>alder</i>	-0.0747**	(-2.71)	-0.0745**	(-2.70)	0.00108***	(6.83)	0.00108***	(6.91)
<i>alder2</i>	0.000498*	(2.00)	0.000499*	(2.01)	-0.0000102***	(-5.92)	-0.0000103***	(-6.03)
<i>tid</i>	0.0374	(1.30)	0.0395	(1.37)	0.0123***	(3.42)	0.0123***	(3.44)
<i>tid2</i>	-0.0000177	(-0.01)	-0.000124	(-0.10)	-0.000347*	(-2.27)	-0.000344*	(-2.27)
<i>kvalt2</i>	0.280*	(1.99)	0.279*	(1.97)	0.114**	(3.21)	0.114**	(3.21)
<i>kvalt3</i>	0.583***	(3.64)	0.603***	(3.69)	0.203***	(6.67)	0.203***	(6.68)
<i>kvalt4</i>	0.319*	(2.23)	0.321*	(2.23)	0.755***	(12.05)	0.754***	(12.05)
<i>pensj</i>	-0.664**	(-2.92)	-0.683**	(-2.98)	0.00522*	(2.40)	0.00496*	(2.33)
<i>uoppgitt</i>	-0.567**	(-3.13)	-0.593**	(-3.21)	0.0000564	(0.05)	0.0000391	(0.04)
<i>arb1</i>	-0.101	(-0.46)	-0.133	(-0.60)	-0.00280***	(-4.13)	-0.00278***	(-4.12)
<i>dobinntekt</i>	0.609	(0.93)	0.632	(0.92)	0.00492***	(6.51)	0.00493***	(6.56)
<i>kjonn</i>	-0.0833	(-0.77)	-0.0770	(-0.70)	-0.00268***	(-4.16)	-0.00270***	(-4.22)
<i>barn</i>	2.604	(1.58)	2.725	(1.57)	-0.0842***	(-5.75)	-0.0836***	(-5.72)
<i>voksne</i>	1.150***	(7.50)	1.186***	(7.37)	-0.0739***	(-8.57)	-0.0735***	(-8.54)
<i>agderrogaland</i>	-0.726***	(-4.51)	-0.744***	(-4.56)	-0.00455***	(-5.22)	-0.00459***	(-5.28)
<i>vestlandet</i>	-0.627***	(-4.22)	-0.649***	(-4.31)	-0.00421***	(-5.18)	-0.00422***	(-5.22)
<i>trøndelag</i>	-0.343	(-1.76)	-0.338	(-1.70)	-0.00178	(-1.83)	-0.00181	(-1.87)
<i>nordnorge</i>	-0.720***	(-4.39)	-0.715***	(-4.31)	-0.00395***	(-4.04)	-0.00403***	(-4.14)
$\log(m/\pi) \times tid$					-0.000919***	(-3.29)	-0.000919***	(-3.30)
$\log(m/\pi) \times tid2$					0.0000260*	(2.21)	0.0000258*	(2.20)
$\log(m/\pi) \times barn$					0.00553***	(4.90)	0.00548***	(4.86)
$\log(m/\pi) \times voksne$					0.00540***	(8.15)	0.00536***	(8.13)
$\log(Pa/\pi) \times kvart2$					-0.0246**	(-3.08)	-0.0246**	(-3.09)
$\log(Pa/\pi) \times kvart3$					-0.0452***	(-6.52)	-0.0452***	(-6.52)
$\log(Pa/\pi) \times kvart4$					-0.167***	(-11.94)	-0.167***	(-11.94)
<i>korrelasjon</i>							0.00211	(1.49)
<i>konstant</i>					0.0398***	(160.99)	0.0398***	(160.94)
$\sigma$					0.0397698		0.0397554	
<i>Log L</i>					21181.5		21182.461	

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 

Med t-verdi i parentes

**Tabell A2.6:** Fordeling av inntektselastisitet for drikkende husholdningen: Fast effekt tolkning

Inntekstelastisitet	Frekvens	Andel	Kumulativ frekvens	Kumulativ andel
0	276	1.75	276	1.75
0.5	170	1.08	446	2.83
0.6	61	0.39	507	3.22
0.7	101	0.64	608	3.86
0.8	164	1.04	772	4.90
0.9	271	1.72	1043	6.63
1	723	4.59	1766	11.22
1.1	1934	12.29	3700	23.50
1.2	1842	11.07	5542	35.21
1.3	1440	9.15	6982	44.35
1.4	981	6.23	7963	50.59
1.5	765	4.86	8728	55.45
1.6	682	4.33	9410	59.78
1.7	563	3.58	9973	63.36
1.8	380	2.41	10353	65.77
1.9	383	2.43	10736	68.20
2	316	2.01	11052	70.21
2.5	1121	7.12	12173	77.33
3	646	4.10	12819	81.44
4	618	3.93	13437	85.36
5	359	2.28	13796	87.64
10	666	4.23	14462	91.87
over 10	1279	8.12	15741	100

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

Elastisitetene skal leses som under X med mindre noe annet er oppgitt

**Tabell A2.7:** Fordeling av den ukompenserte priselastisitet for drikkende husholdningen:  
Fast effekt tolkning

Priselastisitet	Frekvens	Andel	Kumulativ frekvens	Kumulativ andel
-10	3253	20.66	3253	20.66
-9	232	1.47	3485	22.14
-8	267	1.70	3752	23.84
-7	317	2.01	4069	25.85
-6	421	2.67	4490	28.52
-5	532	3.48	5022	32.90
-4	705	4.48	5727	36.38
-3	1034	6.57	6761	42.95
-2	1786	11.35	8547	54.30
-1.9	259	1.64	8806	55.94
-1.8	276	1.75	9082	57.70
-1.7	284	1.80	9366	59.50
-1.6	326	2.07	9692	61.57
-1.5	364	2.31	10056	63.88
-1.4	393	2.50	10449	66.38
-1.3	473	3.00	10922	69.38
-1.2	474	3.01	11396	72.40
-1.1	413	2.62	11809	75.02
-1	138	0.88	11947	75.90
-0.9	40	0.25	11987	76.15
-0.8	209	1.33	12196	77.48
-0.7	296	1.88	12492	79.36
-0.6	245	1.56	12737	80.92
-0.5	208	1.32	12945	82.24
-0.4	220	1.40	13165	83.63
-0.3	177	1.12	13342	84.76
-0.2	157	1.00	13499	85.76
-0.1	135	0.6	13634	86.61
0	129	0.82	13763	87.43
over 0	1978	12.57	15741	100

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

Elastisitetene skal leses som under X med mindre noe annet er oppgitt

**Tabell A2.8:** Fordeling av inntektselastisitet for alkohol: Tilfeldig effekt tolkning

Inntekstelastisitet	Frekvens	Prosent	Kumulativ frekvens	Kumulativ prosent
0.5	1	0.00	1	0.00
0.6	3	0.01	4	0.01
0.7	16	0.06	20	0.08
0.8	90	0.34	110	0.42
0.9	505	1.94	615	2.36
1	1760	6.75	2375	9.11
1.1	3695	14.18	6070	23.29
1.2	4800	18.42	10870	41.71
1.3	4945	18.97	15815	60.69
1.4	4248	16.30	20063	76.99
1.5	2924	11.22	22987	88.21
1.6	1505	5.77	24492	93.98
1.7	851	3.26	25343	97.25
1.8	380	1.46	25723	98.71
1.9	174	0.67	25897	99.37
2	75	0.29	25972	99.66
over 2	88	0.34	26060	100

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

Elastisitetene skal leses som under X med mindre noe annet er oppgitt

**Tabell A2.9:** Fordeling av den ukompenserte priselastisitet for alkohol: Tilfeldig effekt tolkning

Priselastisitet	Frekvens	Prosent	Kumulativ frekvens	Kumulativ prosent
-10	1	0.00	1	0.00
-6	769	2.95	770	2.95
-5	4018	15.42	4788	18.37
-4	1658	6.36	6446	24.73
-3	0	0.00	6446	24.73
-2.5	7	0.03	6453	24.76
-2	1856	7.12	8309	31.88
-1.5	4864	18.66	13173	50.55
-1	5983	22.96	19156	73.51
-0.5	5655	21.70	24811	95.21
-0.4	1165	4.47	25976	99.68
-0.3	76	0.29	26052	99.97
-0.2	6	0.02	26058	99.99
-0.1	1	0.00	26059	100
0	1	0.00	26060	100

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

Elastisitetene skal leses som under X med mindre noe annet er oppgitt

## A3 Tobakk

Tabell A3.1: Tobit-modellen for tobakk

	(1)	
	Tobit	
$\log(m/\pi)$	0.0544***	(3.34)
$(\log(m/\pi))^2$	-0.047***	(-3.85)
$\log(Pt/\pi)$	-0.0104	(-0.76)
<i>alder</i>	0.00188***	(9.29)
<i>alder2</i>	-0.0000268***	(-12.24)
<i>tid</i>	0.000282	(0.21)
<i>tid2</i>	0.00000554	(0.28)
<i>røykelov</i>	-0.00677***	(-3.74)
<i>kvalt2</i>	0.00148	(1.35)
<i>kvalt3</i>	0.000497	(0.46)
<i>kvalt4</i>	0.000818	(0.74)
<i>pensj</i>	0.00951***	(4.02)
<i>uoppgitt</i>	0.0103***	(7.75)
<i>arb1</i>	0.0104***	(11.26)
<i>dobinntekt</i>	-0.00576***	(-5.64)
<i>kjønn</i>	0.000162	(0.19)
<i>barn</i>	-0.0107***	(-11.53)
<i>voksne</i>	0.00369***	(6.43)
<i>agderrogaland</i>	0.00370**	(3.21)
<i>vestlandet</i>	0.000558	(0.51)
<i>trøndelag</i>	0.00296*	(2.23)
<i>nordnorge</i>	0.00498***	(3.94)
<i>konstant</i>	-0.303**	(-2.72)
$\sigma$	0.0525	
<i>Log L</i>	6375.9146	

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 

Med t-verdi i parentes

**Tabell A3.2:** Estimerte koeffisienter for Probit- og Tobit-modellen for tobakk

	(1) Probit		(2) Tobit	
$\log(m/\pi)$	2.604***	(7.23)	1.0362***	(3.34)
$(\log(m/\pi))^2$	-0.0997***	(-7.05)	-0.047***	(-3.85)
$\log(Pt/\pi)$	-0.660*	(-2.31)	-0.1981	(-0.76)
<i>alder</i>	0.0282***	(6.64)	0.0358***	(9.29)
<i>alder2</i>	-0.000449***	(-9.81)	-0.00005105***	(-12.24)
<i>tid</i>	0.0219	(0.79)	0.000537	(0.21)
<i>tid2</i>	0.000314	(0.76)	0.00001055	(0.28)
<i>røykelov</i>	-0.143***	(-3.83)	-0.1270***	(-3.74)
<i>kvalt2</i>	0.0294	(1.28)	0.0282	(1.35)
<i>kvalt3</i>	0.00856	(0.38)	0.0009467	(0.46)
<i>kvalt4</i>	0.0246	(1.07)	0.0156	(0.74)
<i>pensj</i>	0.187***	(3.80)	0.1811***	(4.02)
<i>uoppgitt</i>	0.177***	(6.29)	0.1962***	(7.75)
<i>arb1</i>	0.237***	(12.22)	0.1981***	(11.26)
<i>dobinntekt</i>	-0.124***	(-5.80)	-0.1097***	(-5.64)
<i>kjønn</i>	0.00766	(0.44)	0.0003086	(0.19)
<i>barn</i>	-0.158***	(-8.12)	-0.2038***	(-11.53)
<i>voksne</i>	0.0902***	(7.48)	0.0703***	(6.43)
<i>agderrogaland</i>	0.0819***	(3.40)	0.0705**	(3.21)
<i>vestlandet</i>	0.0426	(1.87)	0.0106	(0.51)
<i>trøndelag</i>	0.0826**	(2.98)	0.0564*	(2.23)
<i>nordnorge</i>	0.160***	(6.02)	0.0948***	(3.94)
<i>konstant</i>	-15.51***	(-6.34)	-5.77**	(-2.72)
$\sigma$			0.0525	
<i>Log L</i>			6375.9146	

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 

Med t-verdi i parentes



Tabell A3.3: Tobit-modell for individuelle år for tobakk 1990-1999

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
$\log(m/\pi)$	0.0252	0.126	0.148*	0.166**	-0.268***	0.0946	0.148*	0.0993	0.0668	0.283**
$(\log(m/\pi))^2$	-0.00116	-0.00536*	-0.00608**	-0.00695**	0.00994**	-0.00417	-0.00620*	-0.00435	-0.00315	-0.0114**
$\log(Pt/\pi)$	0	0	-0.0418	0.0995	-0.730	0.706	-0.411	0.662	0.152	0.716
<i>alder</i>	0.00136*	0.00141	0.000720	0.00120	0.00122	0.00154	-0.0000340	0.000603	0.00294**	0.00407***
<i>alder2</i>	-0.0000189**	-0.0000214**	-0.0000139	-0.0000188**	-0.0000229*	-0.0000273**	-0.00000606	-0.0000122	-0.0000366**	-0.0000533***
<i>kvar2</i>	-0.00193	0.000414	-0.00196	-0.000276	0.00401	-0.0000500	0.00406	-0.00140	0.00506	0.000493
<i>kvar3</i>	0.00222	0.00348	0.000128	0.000926	0.0634	-0.00319	0.00839	0.00111	0.00449	0.000316
<i>kvar4</i>	-0.00142	0.00815	0	-0.00306	0.0713	-0.00245	0.0129	-0.00590	0.00317	-0.000630
<i>pensj</i>	0.00597	-0.00197	0.0116	0.0209**	0.00764	0.0196*	0.00646	0.00251	0.00468	0.0349**
<i>uoppgitt</i>	-0.00298	-0.00414	0.0178***	0.00788	0.0151**	0.0157**	0.0120*	0.0153*	0.0142	0.0192**
<i>arb1</i>	0.0112**	0.000377	0.00983***	0.00379	0.00886*	0.00485	0.00915**	0.00853*	0.0101*	0.0183**
<i>dobinntekt</i>	-0.00455	-0.00490	-0.00239	-0.00644*	0.00379	-0.00101	-0.00430	-0.00647	-0.00672	-0.0115*
<i>kjonn</i>	-0.00125	-0.00683	-0.000755	0.00117	-0.00332	-0.00714*	0.00465	-0.00171	0.00670	0.00338
<i>barn</i>	-0.00380	-0.0100**	-0.00795**	-0.00678*	-0.0104**	-0.0145***	-0.00702*	-0.0121**	-0.00303	-0.0143**
<i>voksne</i>	0.00429*	0.00516*	0.00431**	0.00525**	0.00569**	0.00804***	0.00631**	0.00721**	0.00468	0.00558*
<i>agderrogaland</i>	-0.00409	0.00913*	0.00620	-0.00128	0.00161	0.00370	0.00167	0.00752	-0.00212	-0.00629
<i>vestlandet</i>	-0.00798*	-0.00910*	0.00291	-0.0000513	0.00193	-0.00254	-0.00468	0.00347	0.00785	-0.00962
<i>trøndelag</i>	-0.00443	-0.00444	0.00144	0.00316	-0.000102	-0.00767	0.00606	0.000650	-0.000909	-0.00144
<i>nordnorge</i>	-0.000396	-0.00353	0.00788	0.00219	0.000197	-0.00448	0.00436	0.00603	0.0106	-0.00577
<i>konstant</i>	-0.158	-0.753	-0.776	-1.336	4.176	-2.946	0.526	-2.934	-0.994	-4.504
$\sigma$	0.0411***	0.0474***	0.0401***	0.0383***	0.0495***	0.0446***	0.0453***	0.0509***	0.0528***	0.0529***
<i>log; L</i>	1200	1283	1387	1307	1333	1310	1345	1260	1182	1191

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ Kilde:  
Forbrukerundersøkelsen  
1990-2012

Tabell A3.4: Tobit-modell for individuelle år for tobakk 2000-2012

	2000	2001	2002	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2012
$\log(m/\pi)$	-0.0578	0.328***	0.208*	0.0100	-0.00586	-0.313***	-0.00312	0.0719	-0.102	0.0490
$(\log(m/\pi))^2$	0.00196	-0.0125***	-0.00834*	-0.000678	-0.000426	0.0118***	-0.000254	-0.00289	0.00374	-0.00227
$\log(Pt/\pi)$	-0.773	0.524	2.534	-0.312	-0.941	-3.862	0.0397	-1.035	2.955	-0.266
<i>alder</i>	0.00327**	0.000288	0.00125	0.000759	0.00498**	0.00346*	0.00293*	0.00249*	0.00282**	0.00363***
<i>alder2</i>	-0.0000409***	-0.00000677	-0.0000192	-0.0000118	-0.0000581**	-0.0000465**	-0.0000374**	-0.0000340*	-0.0000371**	-0.0000456***
<i>kvar2</i>	0.0106	-0.00535	-0.00125	0.00275	-0.00683	0.0103	0.0167*	-0.00140	-0.00950	0.00227
<i>kvar3</i>	0.00673	-0.0152	-0.00771	0.0109	-0.00485	0.0311	0.00131	0.00181	-0.0191	-0.00390
<i>kvar4</i>	0.0154	-0.00574	-0.0132	0.000510	-0.0123	0.0307	0.00416	0.0104	-0.0332	-0.000626
<i>pensj</i>	0.0218	0.0105	0.0223	0.0183	-0.0330	0.0491	0.0464**	-0.0192	-0.000702	0.000556
<i>uoppgitt</i>	0.0175*	-0.000818	0.00396	0.0187*	0.00516	0.0249*	0.0251**	0.00914	0.0171*	0.0118**
<i>arb1</i>	0.0165***	-0.00897	0.0144**	0.0240***	0.0115	0.0177*	0.0177**	0.0157**	0.0197***	0.0137***
<i>dobinntekt</i>	-0.00689	-0.00252	-0.0146**	-0.00918	-0.00434	-0.00227	0.00797	-0.00406	-0.00783	-0.00858*
<i>kjonn</i>	0.00306	-0.000186	0.00661	0.0120*	0.0162*	0.00220	-0.0114*	0.00145	-0.000114	-0.00618*
<i>barn</i>	-0.00184	-0.0190***	-0.0107*	0.000702	-0.0100	-0.0156*	-0.0200***	-0.0235***	-0.00897	-0.0138***
<i>voksne</i>	0.00250	-0.00467	0.00479	0.00119	0.00440	0.00286	0.000890	0.00273	-0.000617	-0.00114
<i>agderrogaland</i>	0.0119	0.00187	0.0119*	0.00501	0.0159	0.00950	0.00595	0.00489	0.00451	0.00240
<i>vestlandet</i>	0.00927	0.00657	0.0000629	0.00212	-0.00705	0.00985	0.00368	0.00559	-0.0105	0.00586
<i>trøndelag</i>	0.00244	0.00318	0.00272	0.00262	0.00863	0.0170	0.00412	0.0189*	0.00211	0.0100*
<i>nordnorge</i>	-0.00337	-0.00364	0.00581	0.00316	0.0192*	0.0105	0.00325	0.0196**	0.00746	0.0137***
<i>konstant</i>	3.279	-4.163	-11.24	1.191	3.882	18.05*	-0.161	3.863	-12.02	0.856
$\sigma$	0.0539***	0.0533***	0.0536***	0.0698***	0.0713***	0.0698***	0.0561***	0.0609***	0.0533***	0.0560***
<i>log; L</i>	1119	1051	1097	1147	1094	990	1081	1180	1152	3351

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ Kilde:  
Forbrukerundersøkelsen  
1990-2012

Tabell A3.5: Double Hurdle-modell med ukorrelerte og korrelerte feilledd for tobakk

	Første Hinder				Andre Hinder			
	Ukorrelert		Korrelert		Ukorrelert		Korrelert	
$\log(m/\pi)$					-0.213***	(-10.22)	-0.207***	(-9.89)
$(\log(m/\pi))^2$					0.00766***	(9.48)	0.00741***	(9.17)
$\log(Pt/\pi)$					0.00783	(0.59)	0.00735	(0.55)
<i>alder</i>	0.0573***	(7.62)	.05579***	(7.24)	-0.000335	(-1.26)	-0.00001	(-0.04)
<i>alder2</i>	-0.000775***	(-9.97)	-0.0007629***	(-9.60)	0.00000263	(0.88)	-0.0000017	(-0.55)
<i>tid</i>	-0.0616***	(-6.16)	-0.06439***	(-6.19)	-0.0000124	(-0.01)	-0.0001943	(-0.15)
<i>tid2</i>	0.00249***	(5.05)	0.2593***	(5.07)	-0.0000245	(-1.21)	-0.0000161	(-0.81)
<i>kvalt2</i>	0.0262	(0.51)	0.0277	(0.51)	0.00126	(1.05)	0.00132	(1.17)
<i>kvalt3</i>	0.00701	(0.14)	0.0119	(0.22)	0.000374	(0.31)	0.000358	(0.32)
<i>kvalt4</i>	-0.0351	(-0.70)	-0.0272	(-0.52)	0.00174	(1.43)	0.00153	(1.33)
<i>røykelov</i>	-0.225*	(-2.55)	-0.233*	(-2.57)	-0.00295	(-1.36)	-0.00371	(-1.85)
<i>pensj</i>	0.0632	(0.78)	0.0557	(0.67)	0.00458	(1.31)	0.00518	(1.57)
<i>uoppgift</i>	0.00123	(0.02)	-0.00159	(-0.03)	0.0108***	(6.70)	0.0107***	(7.11)
<i>arb1</i>	0.0567	(1.10)	0.0659	(1.20)	0.00914***	(9.10)	0.00927***	(9.87)
<i>dobinntekt</i>	0.207***	(3.36)	0.218**	(3.28)	-0.00816***	(-6.65)	-0.00746***	(-6.57)
<i>kjønn</i>	0.00398	(0.11)	0.008815	(0.22)	0.000586	(0.62)	0.000494	(0.55)
<i>barn</i>	0.866***	(7.97)	0.956***	(7.28)	-0.0205***	(-16.16)	-0.0181***	(-13.67)
<i>voksne</i>	0.347***	(10.56)	0.373***	(10.38)	-0.00144*	(-2.33)	-0.000446	(-0.71)
<i>agderrogaland</i>	0.0366	(0.65)	0.0414	(0.71)	0.00316*	(2.50)	0.00320**	(2.69)
<i>vestlandet</i>	-0.0102	(-0.20)	-0.00927	(-0.17)	0.000547	(0.46)	0.000513	(0.46)
<i>trøndelag</i>	0.0771	(1.25)	0.0781	(1.22)	0.00120	(0.83)	0.00146	(1.06)
<i>nordnorge</i>	0.0961	(1.63)	0.106	(1.72)	0.00280*	(2.03)	0.00306*	(2.34)
<i>korrelasjon</i>							0.092439***	(3.67)
<i>konstant</i>	-1.019***	(-5.25)	-1.021***	(-5.07)	1.475***	(10.51)	1.419***	(10.08)
$\sigma$					0.043		0.0435882	
<i>Log L</i>					6812.7876		6820.9876	

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 

Med t-verdi i parentes

Kilde:

Forbrukerundersøkelsene  
1990-2012

**Tabell A3.6:** Fordeling av inntektselastisitet for røykende husholdningen: Fast effekt tolkning

Inntekstelastisitet	Frekvens	Andel	Kumulativ frekvens	Kumulativ andel
0	3122	31.00	3122	31.00
0.1	369	3.7	3491	35.4
0.2	451	4.6	3942	40.0
0.3	531	5.4	4473	45.4
0.4	608	6.2	5081	51.6
0.5	762	7.7	5843	59.3
0.6	953	9.7	6796	69.0
0.7	1048	10.6	7844	79.6
0.8	1015	10.3	8859	89.9
0.9	667	6.8	9526	96.7
1	159	1.6	9685	98.3
1.5	96	1.0	9781	99.3
2	27	0.3	9808	99.5
2.5	18	0.2	9826	99.7
3	7	0.1	9833	99.8
Over 3	19	0.2	9852	100

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

Elastisitetene skal leses som under X med mindre noe annet er oppgitt

**Tabell A3.7:** Fordeling av den ukompenserte priselastisitet for røykende husholdningen: Fast effekt tolkning

Priselastisitet	Frekvens	Andel	Kumulativ frekvens	Kumulativ andel
-0.9	981	10.0	981	10.0
-0.8	2221	22.5	3202	32.5
-0.7	1652	16.8	4854	49.3
-0.6	1109	11.3	5963	60.5
-0.5	758	7.7	6721	68.2
-0.4	532	5.4	7253	73.6
-0.3	360	3.6	7613	77.3
-0.2	327	3.3	7940	80.6
-0.1	249	2.5	8189	83.1
over 0	1467	14.9	9852	100

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

Elastisitetene skal leses som under X med mindre noe annet er oppgitt

**Tabell A3.8:** Fordeling av inntektselastisitet for tobakk: Tilfeldig effekt tolkning

Inntektselastisitet	Frekvens	Andel	Kumulativ frekvens	Kumulativ andel
0.1	4	0.01	4	0.01
0.2	117	0.45	121	0.46
0.3	714	2.75	835	3.20
0.4	2941	11.28	3776	14.49
0.5	7698	29.54	11474	44.03
0.6	5748	22.06	17222	66.09
0.7	3827	14.68	21049	80.77
0.8	2405	9.23	23454	90.00
0.9	1311	5.03	24765	95.03
1	748	2.87	25513	97.90
1.5	291	2.12	26056	99.02
2	4	0.01	26060	100.00

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

Elastisitetene skal leses som under X med mindre noe annet er oppgitt

**Tabell A3.9:** Fordeling av den ukompenserte priselastisitet for tobakk: Tilfeldig effekt tolkning

Priselastisitet	Frekvens	Andel	Kumulativ frekvens	Kumulativ andel
-0.95	4	0.0	4	0.01
-0.9	314	1.2	318	1.22
-0.85	3173	12.2	3491	13.40
-0.8	7454	28.6	10945	42.00
-0.75	9560	36.7	20505	78.68
-0.7	5544	21.3	26049	99.96
-0.65	11	0.0	26060	100

Kilde: Forbrukerundersøkelsene 1990-2012

Elastisitetene skal leses som under X med mindre noe annet er oppgitt