

Notat 2004–13

Etterspørsel etter brus

– Virkninger av avgiftsendringer på brus hos husholdninger med ulikt forbruksniva

Geir Wæhler Gustavsen

Tittel	Etterspørsel etter brus – Virkninger av avgiftsendringer på brus hos husholdninger med ulikt forbruksnivå
Forfatter	Geir Wæhler Gustavsen
Utgiver	Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning (NILF)
Utgiversted	Oslo
Utgivelsesår	2004
Antall sider	44
ISBN	82-7077-570-3
ISSN	0805-9691
Emneord	brus, etterspørsel, avgifter, forbruksfordeling

Litt om NILF

- Forskning og utredning angående landbrukspolitikk, matvaresektor og -marked, foretaksøkonomi, nærings- og bygdeutvikling.
- Utarbeider nærings- og foretaksøkonomisk dokumentasjon innen landbruket; dette omfatter bl.a. sekretariatsarbeidet for Budsjettnemnda for jordbruket og de årlige driftsgranskningene i jord- og skogbruk.
- Gir ut rapporter fra forskning og utredning. Utvikler hjelpemidler for driftsplanlegging og regnskapsføring.
- Finansieres over Landbruksdepartementets budsjett, Norges forskningsråd og gjennom oppdrag for offentlig og privat sektor.
- Hovedkontor i Oslo og distriktskontor i Bergen, Trondheim og Bodø.

Forord

I norske husholdninger drikkes det omtrent like mye brus som det drikkes melk. I dette notatet analyseres hva som påvirker forbruket av brus i ulike deler av forbruksfordelingen. Videre studeres det hvordan produksjonsavgift og merverdiavgiftene kan anvendes for å påvirke forbruket.

Notatet bygger på prosjektet «Effekter av informasjon på etterspørselen etter matvarer» som er finansiert av Norges forskningsråd. I dette prosjektet inngår også Geir Wæhler Gustavsens doktorgradsavhandling.

Arbeidet er delfinansiert av Sosial- og helsedirektoratet (SHD). Kari Norunn Vesterhus (SHD), Arnhild Haga Rimestad (SHD) og Anne Moxnes Jervell (NILF) har alle lest tidligere utkast til notatet og kommet med nyttige kommentarer.

Oslo, april 2004

Kjell Bjarte Ringøy

Innhold

	Side
SAMMENDRAG	1
1 INNLEDNING.....	5
2 DATA	7
2.1 Avvik mellom dataserier	7
2.2 Kvantiler.....	7
2.3 Kvantilgrupper	8
2.4 Forbruk i kvantilgrupper	9
2.5 Brusforbruk fordelt på husholdningstyper	10
3 DATA FRA FORBRUKSUNDERSØKELSENE OG TOTALE FORBRUKSTALL FOR BRUS.....	11
3.1 Forbrukstall fra de ulike datakildene.....	12
3.2 Avvik på grunn av manglende registrering.....	12
3.3 Avvik på grunn av frafall	12
3.4 Avvik på grunn av underrapportering	13
3.5 Forbruksfordeling hvis avviket er likt fordelt	13
4 OM ESTIMERING AV ETTERSPORSELSMODELLEN	15
4.1 Etterspørsel etter brus med sukker	15
4.2 Temperaturens virkning på brusforbruket.....	16
4.3 Halvlitersflaske med skrukork	16
4.4 Husholdningsvariabler og perioder	16
4.5 Reklamens virkning på brusforbruket.....	16
5 KVANTILELASTISITETER.....	17
5.1 Utgiftselastisiteter for brus	17
5.2 Priselastisiteter for brus.....	17
5.3 Alderselastisitet og temperaturelastisitet for brus	18
5.4 Skrukorkeffekt og juleeffekt	18
5.5 Juice og saft.....	18
5.6 Melk	19
6 BETYDNINGEN AV ELASTISITETENE.....	21
6.1 Betydning for forbruk av brus.....	21
6.2 Betydning for forbruket av juice og saft	21
6.3 Betydning for melkeforbruket.....	21
6.4 Hva kan motvirke inntekts- og alderseffekten	22
7 ETTERSPORSELSVIRKNINGER AV AVGIFTSENDRINGER.....	23
7.1 Priser og avgifter	23
7.2 Beregninger med elastisitetene.....	23
7.3 Beregninger av priser	23
7.4 Scenarier for prisendringer.....	24
7.5 Husholdninger som ikke drikker brus	26

	Side
8 KONKLUSJON	27
8.1 Anbefalt inntak av sukker	27
8.2 Prisenes og inntektenes virkning på etterspørselen.....	27
8.3 Alder og inntektseffekt.....	28
8.4 Brussalget øker mens melkesalget reduseres	28
8.5 Brus og juicesalg vil øke	28
8.6 Hvordan påvirke brusforbruket.....	28
VEDLEGG	31
REFERANSER.....	44

Sammendrag

Forbruket av brus i Norge er blant verdens høyeste (Gustavsen, 2003). I Gjennomsnitt var forbruket på omkring 115 liter per innbygger i 2003. Men gjennomsnittstall skjuler store forskjeller. Det er omkring 15 prosent som ikke kjøper brus mens veldig mange kjøper betydelig mer enn gjennomsnittet. Et stort forbruk av sukkerholdig brus kan øke det samlede energiinntaket og dermed risikoen for overvekt. Et lavt eller moderat forbruk derimot har ingen negative konsekvenser. For å redusere storforbrukernes forbruk av sukkerholdig brus uten å påvirke de som drikker lite eller moderate mengder, er det viktig å finne ut om forskjeller og likheter mellom de ulike forbrugssegmentene.

I dette notatet har vi sett på faktorer som påvirker etterspørselen etter brus for de som drikker lite, de som drikker moderate mengder og de som drikker mye brus. Vi har også sett på sammenhengen med etterspørselen etter juice/saft og melk som substitutter til brus. Andre substitutter som vann på flaske utgjør en meget liten andel av det totale forbruket av drikkevarer, og vi har ikke sett på denne drikken. Videre har vi sett på hvordan avgiftene kan brukes til å påvirke etterspørselen etter brus.

Hva karakteriserer ulike forbrugssegmenter for brus

Storforbrukerne av brus kjøper mest av både brus med sukker og brus uten sukker. Videre ligger storforbrukerne av brus over gjennomsnittet i forbruk av melk, mens den gruppen som forbruker mest melk er den gruppen som konsumerer lite eller ikke noe brus. Gruppen med det høyeste bruskonsumet er også den gruppen som har de største totalutgiftene og inntektene. Både de som ikke drikker brus og storforbrukerne av brus bor i husholdninger med færre personer enn gjennomsnittet, mens de midlere forbrukerne bor i husholdninger med flere medlemmer enn gjennomsnittet. I blant de 10 prosentene av husholdningene med høyest brusforbruk er unge mennesker, og da først og fremst enslige og par uten barn, overrepresentert. Par med barn er underrepresentert i denne gruppen. Storforbrukerne er jevnt representert i hele landet, men tallene indikerer en liten overrepresentasjon på østlandsområdet.

Ulike data og tilpasning av disse

Til grunn for undersøkelsen ligger data fra Statistisk sentralbyrås forbruksundersøkelser. Men når vi sammenligner gjennomsnittlig brusforbruk per person fra denne kilden med totale salgstall fra Brom så ligger salgstallene fra Brom høyt over. Mellom 1992 og 1999 var Brom sine tall mellom 68 prosent og 92 prosent høyere. En del av årsaken til dette kan blant annet være at i forbruksundersøkelsene er forbruk i storhusholdninger og på kafé og restauranter utelatt. Men hovedgrunnen til avviket er sannsynligvis underregistrering (Statistisk sentralbyrå, 2002). Barn oppgir ikke til foreldre det de faktisk drikker av brus og voksne glemmer å registrere brusen de kjøpte sammen med bensin eller avis. Hvis vi antar at avviket er likt fordelt over hele forbruksfordelingen finner vi at omkring 5 prosent av alle husholdninger i Norge har et gjennomsnittsforbruk per person på over en liter brus om dagen. 20prosent av alle husholdningene i Norge har et forbruk på over 0,5 liter per person per dag i gjennomsnitt.

Hva virker på brusforbruket

Det viste seg at etterspørselen etter brus med sukker og brus uten sukker er veldig forskjellig. Brus uten sukker handles av en liten andel av husholdningene og stort sett av de som også kjøper brus med sukker. Ved modelleringen av etterspørselen etter brus

uten sukker fikk vi veldig uklare estimater og denne varegruppen så ut til å være mye mindre prisfølsom enn brus med sukker, så vi konsentrerte oss om å se på brus med sukker. Det som påvirker forbruket av brus med sukker sterkest er endringer i reelle priser. Når prisene går ned eller stiger mindre enn priser på andre varer påvirker dette spesielt sterkt de husholdningene som har et stort brusforbruk fra før av. Også endringer i totalutgifter (inntekter) virker sterkere for de husholdningene som forbruker mest brus fra før. Alder virker negativt inn på brusforbruket. Det vil si at jo høyere alder jo lavere brusforbruk når alt annet er likt. Effektene av alder er svakest blant de som drikker lite brus og sterkest for de med moderat forbruk. Også temperaturen om sommeren virker positivt inn, men da likt i de ulike delene av forbruksfordelingen. I juleperioden ligger vanligvis forbruket omkring 30 prosent høyere enn ellers i året når det er korrigert for andre faktorer. Innføringen av 0,5 liters plastikkflaske med skrukork bidro til at forbruket av brus økte med omkring 10 prosent i alle delene av forbruksfordelingen. Resultatene vi fikk tyder på at reklameinformasjon virket positivt på etterspørselen etter brus med sukker for de husholdningene som forbrukte lite og moderate mengder. For storforbrukerne hadde ikke reklamen noen positiv effekt. Men brusreklame er merkevare-reklame så den kan ha medført vridninger i etterspørselen fra merker med lite reklame til merker med mye reklame

Hva påvirker forbruket av juice og saft

Vekst i de reelle utgiftene og nedgang i de reelle prisene på juice/saft virker positivt inn på forbruket av juice og saft. Men virkningen er lavere og jevnere fordelt over forbruksfordelingen enn for brus. Alder virker, som for brus, negativt inn på konsumet men bare for de som drikker lite eller moderate mengder av juice/saft. Det vil si at i disse delene av forbruksfordelingen er det forventet større forbruk i blant de yngste gruppene. Temperaturen virker positivt inn i alle deler av fordelingen, og i blant de moderate forbrukerne av juice/saft virker også en positiv trendfaktor inn.

Hva påvirker forbruket av melk

Etterspørselen etter melk vokser isolert sett når inntektene øker, men veksten er meget lav. Denne effekten blir samtidig motvirket av en negativ trendfaktor som fanger opp gradvis endring i konsumadferd. En nedgang i reelle priser bidrar isolert sett til å øke etterspørselen etter melk hos de husholdningene som i utgangspunktet kjøper lite melk. Hos de som drikker mye melk har ikke prisen betydning for forbruket. Etterspørselen har en positiv alderselastisitet i alle deler av forbruksfordelingen. Det betyr at isolert sett er etterspørselen etter melk høyere hos eldre mennesker enn hos yngre mennesker i alle deler av forbruksfordelingen. Høy temperatur i sommermånedene virker negativt inn på konsumet av melk.

Hva vil skje med brusforbruket i tiden fremover uten tiltak

Resultatene indikerer at forbruket av brus vil øke i alle deler av forbruksfordelingen. Dette vil skje på grunn av at husholdningenes reelle inntekter sannsynligvis vil øke. Kombinert med en positiv utgiftselastisitet for brus med sukker fører dette til økt forbruk. Samtidig kommer nye og unge forbrukere til mens eldre mennesker, med en helt annen adferd i forhold til inntak av brus, dør ut etter hvert. Samtidig vil forbruket av juice/saft øke av samme grunner mens forbruket av melk vil gå ned.

Hvordan påvirke forbruket

Forbruket av brus kan påvirkes på ulike måter:

- Tilbudssiden kan påvirkes ved å regulere tilgjengeligheten. For eksempel kan brus-salg på skolene forbys.

- Etterspørselssiden kan påvirkes ved hjelp av informasjon. Informasjon om helsevirkninger ved overdreven brusdriking kan medvirke til redusert forbruk. Informasjon fra reklame kan virke i motsatt retning.
- Etterspørselsiden kan påvirkes av endrede avgifter som vil føre til endringer i priser.

Brusprodusentene er pålagt produksjonsavgift på kr 1,55 per liter, og merverdiavgiften på brus er den samme som for matvarer; 12 prosent. I dette notatet er det foretatt beregninger for fire ulike scenarier med bruk av avgifter og et scenarium med svenske priser i Norge. Konvergering mot svenske priser i Norge kan bli tilfelle ved et eventuelt norsk EU medlemskap.

Virkninger av prisendringene som følger av avgiftsendringene vil bli størst for de husholdningene som drikker mest brus fra før. En fordobling av både produksjonsavgiften og merverdiavgiften er forventet å føre til en prisøkning på omkring 27 prosent. Denne prisøkningen er forventet å medføre at de fem prosentene av husholdningene som drikker mest brus med sukker vil redusere sitt forbruk med 44 prosent, mens de 25 prosentene som drikker minst brus er forventet å redusere sitt forbruk med 17 prosent. Hvis prisene konvergerer ned mot svenske priser gir dette en prisreduksjon på omkring 30 prosent på brus og 10 prosent på andre varer samlet. Det er da forventet at etterspørselen etter brus med sukker øker med 35 prosent for de 5 prosent av husholdningene som handler mest brus fra før, mens de 25 prosent som handler minst er forventet å øke forbruket med 14 prosent. **De husholdningene som ikke handlet brus fra før er ikke forventet å begynne å handle ved en reduksjon i prisene.**

1 Innledning

Forbruket av brus i Norge er blant de høyeste i verden (Gustavsen, 2003). I 2002 ble det solgt 515,4 millioner liter brus her i landet. Dette tilsvarer 117 liter per innbygger. I 2003 gikk totalsalget ned med 2 prosent. Men alt dette er gjennomsnittstall. Det er mange nordmenn som ikke drikker brus. Statistisk sentralbyrås forbruksundersøkelser viser at det i 1986 var 30 prosent av utvalget som ikke handlet brus i den 2-ukers perioden de førte regnskap (Gustavsen, 2003). Denne andelen hadde sunket til 15 prosent i 1999. Ved at det er såpass stor andel nullinnkjøp betyr dette at det er en stor andel av befolkningen som har et forbruk godt over gjennomsnittet. Det som kan være interessant i denne sammenhengen er storforbrukerne. Hvis man er opptatt av konsekvenser av et høyt sukkerforbruk er fordelingen mellom de som drikker lite brus, de som drikker middels mye og de som drikker mye viktig. Videre er det viktig å avdekke faktorer som påvirker forbruket, og finne ut om disse faktorene virker forskjellig i ulike deler av forbruksfordelingen. Virker for eksempel en prisendring på brus forskjellig på de som drikker en halvliter brus om dagen og de som bare drikker brus til fest? I dette notatet er det funnet etterspørselastisiteter i ulike deler av forbruksfordelingen. Priselastisitetene kan brukes til å analysere virkningen av prisendringer på etterspørselen. I dette notatet har vi brukt priselastisitetene til å beregne effekter av endringer i merverdiavgiften og endringer i produksjonsavgiften. Videre har vi sett på et mulig scenario med svenske priser i Norge: Det siste vil være en aktuell problemstilling ved et norsk EU-medlemskap.

2 Data

Rådata fra Statistisk sentralbyrås forbruksundersøkelser har vi fått fra Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste. Disse undersøkelsene foregår kontinuerlig. Mellom 1 200 og 1 500 husholdninger fører årlig regnskap over en 2-ukers periode over hva de kjøper av varer og tjenester. Husholdningene skal være spredt over hele landet og regnskapsføringen skjer i alle perioder av året slik at de skal representere den norske befolkningens forbruksmønster. Tallene er så ”blåst opp” for å gjelde for hele året.

I dette notatet analyseres forbruk av brus per person i Norge, med spesiell vekt på brus med sukker. Brus er definert som kullsyreholdig, søtet leskedrikk.

2.1 Avvik mellom dataserier

Det er betydelig avvik mellom tallene for årlig gjennomsnittsförbruk av brus per person fra forbruksundersøkelsene og tilsvarende tall for brussalg fra Brom. Tallene fra Brom er beregnet på grunnlag av totalt salgstall fra produsentene. En del av årsaken til avviket er at i forbruksundersøkelsene er forbruket av brus i storhusholdninger som militærleire, sykehus og lignende ikke med. Det er heller ikke forbruket av brus på kafé, bar, restaurant og kantine. Samtidig er brus, sammen med tobakk, alkohol, utgifter til mobiltelefon og kioskvare, en av de varegruppene som er mest utsatt for underrapportering (Statistisk sentralbyrå, 2002).

2.2 Kvantiler

Forbruksfordelingen kan beskrives ved hjelp av kvantiler: En kvantil viser mengden av observasjoner som ligger under tilsvarende verdi. For eksempel, når vi sorterer en data-serie fra laveste verdi til høyeste verdi, kalles den verdien som har 25 prosent av observasjonene under seg og 75 prosent av observasjonene over seg for 25 kvantilen. Tilsvarende kan man finne verdier for hvilken som helst kvantil. Kvantiler blir også kalt prosentiler. Ellers så kalles 25 kvantilen for 1. kvartil, 50 kvantilen kalles for median

mens 75 kvantilen kalles 3. kvartil. Bruk av kvantiler kan ofte gi et bedre bilde av data enn bruk av gjennomsnitt. Dette fordi kvantilene viser hvordan det samlede forbruket fordeler seg på de ulike forbruksnivåene. Gjennomsnittet er mer påvirket av ekstreme observasjoner. For eksempel: anta tre personer hvor to av dem hver forbruker én liter brus i året mens den tredje forbruker 300 liter brus i året. Gjennomsnittsfbruket for disse tre personene er på 100 liter i året. Medianen (50 kvantilen) er i dette tilfellet én liter, og det gir i dette tilfellet en vel så god beskrivelse av midtpunktet.

2.3 Kvantilgrupper

Fordelingen kan også beskrives ved hjelp av kvantilgrupper. Her er først de ulike kvantilene funnet ved sortering av datamaterialet. Så kan man definere husholdningene som er mellom to kvantiler (punkter) for en kvantilgruppe. Dette kan være en god metode for å regne ut gjennomsnittsverdier for andre variabler enn for de som kvantilene er laget på grunnlag av.

I tabellene er kvantiler betegnet Q mens kvantilgrupper er betegnet q .

Forklaring av tabell 2.1

I Tabell 2.1 er husholdningene i det totale utvalget delt opp i kvantilgrupper i henhold til brusforbruk per person. Hensikten med denne tabellen er å finne likheter og ulikheter i grupper av husholdninger som drikker ulike mengder brus.

Kolonnene

Kolonnene består av gjennomsnittsobservasjoner innenfor hver kvantilgruppe;

I gruppen 0-obs finnes de husholdningene som ikke kjøpte brus i den perioden de ble observert. Dette var om lag 23 prosent i hele perioden fra 1989 til 1999.

I gruppen q_{25} befinner de 25 prosent av befolkningen seg som drikker minst brus. Det vil si husholdningene i 0-obs samt de to prosentene som kjøper minst brus.

I gruppen q_{50} befinner de 25 prosent av husholdningene som hadde et brusforbruk per innbygger som lå over de laveste 25 prosentene men lavere enn de øverste 50 prosentene av husholdningene.

I gruppen q_{75} befinner de 25 prosentene av husholdningene som har brusforbruk per person høyere enn de laveste 50 prosentene, men lavere enn de øverste 25 prosentene.

I gruppen q_{90} er de 15 prosent av husholdningene som har et brusforbruk per person som er høyere enn de laveste 75 prosentene men lavere enn de øverste 10 prosentene.

q_{100} er gjennomsnittsfbruket per person i de 10 prosentene av husholdningene som har det høyeste brusforbruket.

Kolonnen ytterst til høyre er gjennomsnittsverdier for hele datautvalget.

Radene

Radene består av gjennomsnittsverdier for andre karakteristika i de ulike gruppene. Det vil si, hvis man er mest interessert i den gruppen som forbruker mest brus og hva som er karakteristisk for disse husholdningene, kan man følge q_{100} kolonnen nedover.

Kvantilgruppene er beregnet på grunnlag av totalt forbruk av brus med og uten sukker.

Tabell 2.1 Karakteristiske trekk ved brusforbrukere i ulike kvantilgrupper i 1989–1999.
Data fra forbruksundersøkelsene

	0-obs	q25	q50	q75	q90	q100	Snitt
Forbruk i kvantilgrupper							
Brusforbruk (liter/capita)	0	1	24	57	102	194	55
Brus med sukker(liter/capita)	0	1	21	50	85	150	46
Brus uten sukker(liter/capita)	0	0	3	7	16	44	9
Melk (liter/capita)	126	123	118	121	120	123	121
Andre drikke (liter/capita)	26	27	30	32	34	36	31
Brusandel av drikke (%)	0	2	21	36	49	63	28
Andel matutgifter (%)	22	21	22	23	23	23	22
Reelle totalutgifter (1995 NOK/capita)	90	88	83	88	99	119	91
Husholdningstype							
Antall personer i hushold	2,2	2,5	3,4	3,3	3,2	2,7	3,0
Alder	54	53	45	43	42	41	46
% Enslige < 45 ar	8	7	3	4	6	14	6
% Enslige 45–65 ar	9	8	2	2	1	4	3
% Enslige > 65 ar	15	13	2	2	2	2	5
% Enslige	33	27	7	8	9	20	14
% Par < 45 ar	4	4	3	5	8	14	6
% Par 45–65 ar	13	11	9	7	8	8	9
% Par > 65 ar	18	16	7	5	3	3	8
% Par uten barn	34	31	20	17	19	25	22
% Par med barn	20	28	56	59	56	39	48
% Enslige foreldre	3	3	6	5	5	4	5
% Andre husholdninger	11	11	11	10	11	11	11

2.4 Forbruk i kvantilgrupper

Vi ser at de husholdningene som har det høyeste brusforbruket har høyest forbruk av både brus med sukker og av brus med kunstig søtningsmiddel. Vi ser videre at de som ikke drikker brus har det største forbruket av melk, mens de 10 prosentene som har høyest brusforbruk ligger omtrent på gjennomsnittet når det gjelder melkedrikking. For andre drikkevarer (juice, saft, vann med og uten kullsyre og vørterøl/lettøl) hadde de største brusdrikkere høyest forbruk. Forbruket av disse drikkevarene øker med økende forbruk av brus. Mens utgiftsandelen for brus er på 28 prosent av drikkevareutgiftene i gjennomsnitt for hele utvalget, er den på 63 prosent i gjennomsnitt for de 10 prosentene som drikker mest brus. Det vil si at de som drikker minst brus bruker mer av sine inntekter på andre drikkevarer enn på brus, mens det omvendte er tilfelle for storforbrukerne. De bruker mer av inntekten på brus enn på andre drikkevarer. Utgifter til matvarer i forhold til utgifter til ikke-varige forbruksgoder er svært jevnt fordelt utover gruppene av brusforbrukere. Inkludert i matvareutgiftene er da også melk, brus og andre ikke-alkoholholdige drikkevarer.

Gjennomsnittlig for perioden 1989–1999 gikk 22 prosent av utgiftene til ikke-varige forbrugsgoder til mat og ikke-alkoholholdig drikke. Ikke-varige goder er definert i henhold til Statistisk Sentralbyrås definisjon: Totale forbruksutgifter minus kjøp av bolig, egne transportmidler, elektrisk utstyr samt ur og smykker. Videre ser vi at de reelle totalutgiftene per person, som her er definert som nominelle utgifter til alle forbruksvarer deflatert med konsumprisindeksen for 1995, er høyest i gruppene med høyest forbruk av brus. Mens gjennomsnittlige reelle totalutgifter er på 91 000 NOK (faste 1995 priser) per person for hele utvalget er de på 99 000 NOK per person for gruppen som har nest høyest forbruk av brus, og 119 000 NOK per person på de 10 prosentene som har høyest forbruk av brus. Det er enslige under 45 år som er den husholdningsgruppen som har høyest totalutgifter per person (Gustavsen, 2003). Totalutgiftene, som er definert som inntekter minus sparing, er vanligvis sterkt korrelert med inntekten.

2.5 Brusforbruk fordelt på husholdningstyper

I de nederste radene i tabell 2.1 finner vi de ulike gruppene av brusdrikkere fordelt på husholdningstyper. Gjennomsnittlig husholdningsstørrelse i hele utvalget var 3 personer. For den gruppen som ikke drikker brus samt den gruppen som drikker mest brus var gjennomsnittstallet lavere mens tallet var høyere på midten av forbruksfordelingen. Videre er det tydelig at gjennomsnittsalderen er lavere i gruppene som har det høyeste brusforbruket. Alderen er her alder på den person i husholdningen som bidrar mest til husholdningsøkonomien. Det vil som regel være mor eller far i husholdninger med barn. Mens gjennomsnittsalderen var på 54 år i de husholdningene som ikke drakk brus, er den på 41 år i den gruppen som inneholder de 10 prosent av husholdningene med høyest brusforbruk. Vi ser videre at enslige under 45 år er sterkt overrepresentert blant storforbrukerne. Mens bare 6 prosent i hele utvalget var enslige under 45 år besto 14 prosent av gruppen med de største brusforbrukerne av enslige under 45 år. Både enslige mellom 45 og 65 år og enslige over 65 år er overrepresentert blant de som ikke drikker brus. Mens 3 prosent av utvalget var enslige mellom 45 og 65 år, var 9 prosent av de som ikke drikker brus enslige mellom 45 og 65 år. Mens 5 prosent av utvalget besto av enslige over 65 år var hele 16 prosent av de husholdningene som ikke drikker brus i denne kategorien. De samme trekkene går igjen hos par uten barn. Mens de yngste er sterkt overrepresentert blant de som drikker mye er de eldste parene overrepresentert blant de som drikker lite brus. For par med barn er det motsatte tilfelle. Disse husholdningene er underrepresentert i de gruppene der det ikke drikkes brus og i de gruppene der det drikkes veldig mye. Par med barn er overrepresentert i de midtre lagene, der det drikkes relativt moderate mengder. Enslige med barn og andre husholdninger er mer jevnt fordelt i alle gruppene av brusforbrukere.

3 Data fra forbruksundersøkelsene og totale forbrukstall for brus

Tabell 3.1 viser utviklingen i gjennomsnittet, prosentvis andel av husholdningene som ikke kjøper brus, samt husholdningenes forbruk av brus per innbygger i de ulike kvantilene. Vi ser at i alle deler av forbruksfordelingen øker salget, og at andelen som ikke handler brus går ned. Men disse tallene, som er fra Statistisk Sentralbyrås forbruksundersøkelser, avviker sterkt fra totaltallene fra Brom.

Tabell 3.1 Utvikling i brusforbruket i liter per innbygger per år fra forbruksundersøkelsene

R	SNITT	%=0	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95
89	37	30	0	21	55	109	131
90	39	30	0	26	61	104	139
91	47	28	0	26	65	117	169
92	53	19	8	37	78	122	169
93	54	19	10	39	78	131	176
94	59	17	13	39	83	137	184
95	65	18	13	39	81	140	189
96	69	16	14	48	94	156	215
97	62	16	16	47	88	149	202
98	64	16	13	39	84	137	195
99	64	15	15	46	91	147	195
86-99	52	23	4	33	73	125	169

Snitt = vektet gjennomsnitt,

% = 0 (andel av utvalget som ikke kjøpte brus),

Q25 = 25 kvantilen, Q50 = 50 kvantilen (medianen), Q75 = 75 kvantilen, Q90 = 90 kvantilen, Q95 = 95 kvantilen

År 89-99 er hele perioden fra 1989 til og med 1999 samlet.

3.1 Forbrukstall fra de ulike datakildene

I Tabell 3.2 vises gjennomsnittlig årlig forbruk av brus per person fra forbruksundersøkelsene og fra Brom. Prosentvis avvik mellom disse tallene i de overlappende periodene 1992–1999 vises i kolonnen til høyre. Det er mange grunner til dette avviket. Forbruksundersøkelsene registrerer bare et utvalg husholdningers kjøp av brus i dagligvarebutikker og andre salgssteder over en 2-ukersperiode. Avviket diskuteres mer inngående nedenfor.

Tabell 3.2 Gjennomsnittlig brusforbruk (i liter per capita) fra forbruksundersøkelsene og Brom, og prosentvis forskjell mellom dem

R	Forbruksundersøkelsene	Totalsalg fra Brom	% differanse
1989	37		
1990	39		
1991	47		
1992	53	89	68
1993	54	94	74
1994	59	112	90
1995	65	111	71
1996	69	112	62
1997	62	119	92
1998	64	114	78
1999	64	117	83
2000		115	
2001		115	
2002		117	
Snitt			77

3.2 Avvik på grunn av manglende registrering

Det er flere mulige forklaringer på hvorfor de to datakildene avviker så mye fra hverandre. Først og fremst er forbruk på kafé, kantine og restaurant utelatt fra forbruksundersøkelsene. Dette utgjorde omtrent 12 prosent i 2002 (Gustavsen, 2003). Dernest er storhusholdninger utelatt fra forbruksundersøkelsen. Hvis brusforbruket er forskjellig i militærleire og sykehus så er dette en potensielle feilkilder.

3.3 Avvik på grunn av frafall

En annen potensiell feilkilde er husholdninger som trekker seg fra forbruksundersøkelsene. Hvis disse har spesielle trekk eller likheter kan dette bidra til at feilen trekkes i en spesiell retning. Det kan søkes å korrigeres for denne feilkilden ved å vekte tallene for utelatte husholdninger. Dette er gjort for gjennomsnittstallene men det hadde liten betydning. En annen faktor kan være utvalgsfeilen. Når husholdninger trekkes tilfeldig og tallene skal aggregeres opp for å representere alle husholdningenes forbruk i et år vil det alltid være tilfeldige utslag og disse kan representeres ved standardavviket. Mer om standardavviket i forbruksundersøkelsene kan leses på Statistisk sentralbyrås hjemmesider på Internett: <http://www.ssb.no/emner/05/02/fbu/>.

3.4 Avvik på grunn av underrapportering

Den kanskje største feilkilden er bevisst eller ubevisst underrapportering. Dette er gjerne tilfelle for utgifter til varer som tobakk, alkoholholdige drikkevarer, kioskvarer, brus og bruk av mobiltelefon (Statistisk sentralbyrå, 2002). Når det gjelder forbruk av brus kan en del av feilen ligge i at barn og ungdom handler brus som de ikke sier fra om til foreldrene, som fører regnskap. En annen del av feilen kan ligge i at brus er gjerne en slik vare man handler med seg når man fyller bensin eller kjøper avisen og glemmer å regnskapsføre.

3.5 Forbruksfordeling hvis avviket er likt fordelt

For å ha en anelse om hvordan den virkelige forbruksfordelingen er, kan vi anta at feilregistreringen er lik i hele forbruksfordelingen. Ved at vi ikke vet noe om hvordan feilregistreringen er, er dette en naturlig antagelse. Men det er naturligvis knyttet stor usikkerhet ved den. Vi tar gjennomsnittet av forbruksfordelingen i Tabell 3.1 for 1997 til 1999 og multipliserer hver av delene med 1,77 som er den faktoren tallene fra Brom avviker fra forbruksundersøkelsene med. Dette er gjort i Tabell 3.3.

Tabell 3.3 Brusforbruket i liter per innbygger per år fra forbruksundersøkelsene og totalt under forutsetning av at avviket mellom forbruksundersøkelser og totaltall er likt fordelt

R	SNITT	%=0	Q25	MED	Q75	Q90	Q95
Forbruksundersøke lsene fra 97–99	63	16	15	44	88	144	197
Justering opp med 77 %	112	16	27	78	156	255	349

Hvis antagelsen om at avviket mellom tallene fra forbruksundersøkelsene og tallene fra Brom fordeler seg jevn utover alle husholdningene er korrekt, har omkring 5 prosent av alle nordmenn et brusforbruk på mer enn 349 liter årlig. Dette tilsvarer bortimot en liter brus om dagen. Videre så har, hvis antagelsen om at avviksfeilene er jevnt fordelt, 25 prosent av befolkningen et forbruk på mer enn 156 liter brus per år. Vi kan da ta en lineær tilnærming mellom 75 kvantilen og 90 kvantilen for å finne ut andelen som har et forbruk på mer enn 0,5 liter om dagen. **Vi finner da at omkring 20 prosent av den norske befolkningen har et brusforbruk på mer enn 0,5 liter brus om dagen.**

4 Om estimering av etterspørselsmodellen

I denne undersøkelsen er det brukt modell og metode som beskrevet i Gustavsen (2004). I vedlegg B er kapittelet om etterspørselsteori og etterspørselsetastisiteter hentet fra Gustavsen (2002). Vedlegg C og vedlegg D er hentet fra Gustavsen (2004) og beskriver etterspørselsmodellen og økonometriske metoder som er brukt til å estimere modellen. Det er brukt data fra forbruksundersøkelsene fra 1989 til og med 1999 (som er det siste året forbruksdataene er klargjort nå). Modellestimater er da gjort på et datamateriale bestående av omkring 14 000 ulike husholdninger (mellom 1200 og 1500 husholdninger per år) som skal representere det norske forbruksmønsteret fra 1989–1999.

I modellen prøver vi å forklare etterspørselen per innbygger etter brus med sukker. Vi prøvde å estimere etterspørselsfunksjoner også for brus totalt og brus uten sukker. Men det viste seg at etterspørselen etter brus uten sukker endret seg lite når priser endret seg. Vi fikk meget uklare estimater og disse smittet også over på brus totalt. **Så det virket som etterspørselen etter brus med og uten sukker har veldig ulik karakter. Brus med sukker er mye mer prisfølsom enn brus med kunstig søtning. Brus uten sukker blir kjøpt av bare omkring 20 prosent av husholdningene og de aller fleste som kjøper brus uten sukker kjøper brus med sukker også.** Bare omkring 4 prosent av husholdningene kjøper bare brus uten sukker. Siden resultatene fra estimering av brus totalt og brus uten sukker ble uklare, velger vi å bare presentere resultater for brus med sukker, som er de sikreste.

4.1 Etterspørsel etter brus med sukker

Etterspørselen etter brus med sukker blir forklart av prisen på brus, prisen på andre ikke-varige forbruksvarer, totalutgifter til ikke-varige forbruksvarer, alder på den i husholdningene som fører regnskap og gjennomsnittstemperatur i 2-ukers perioden i det fylket husholdningen bor.

4.2 Temperaturenens virkning på brusforbruket

Det er her antatt at temperaturer over 15 grader har betydning for forbruket. Det antas at når temperaturen kommer over 15 grader er folk mer ute, mer i aktivitet og da stiger brusforbruket også. Vi har modellert temperatureffekten ved en variabel som antar verdien 1 når gjennomsnittstemperaturen er under 15 grader og verdien av gjennomsnittstemperaturen når den er over 15 grader. Dette har vi gjort fordi vi bruker variablene på logaritmisk form og logaritmen til 1 er lik null. Det vil si at når variabelen har verdi lavere enn 15 har temperaturen ingen virkning på forbruket.

4.3 Halvlitersflaske med skrukork

Videre har vi innført en såkalt dummyvariabel for å ta hensyn til innføringen av 0,5 liters flasker med skrukork. Dette skjedde i 1992. Det er hevdet at dette førte til en økning i brusforbruket både ved at man gikk over fra en 0,33 liters flaske til en mer hendig flaske som inneholder 52 prosent mer drikke og ved at brus ble solgt i en flaske som det går an å ta med seg overalt. Glassflasken med standard jernkork var tyngre og var vanskelig å bære med seg i åpnet tilstand. Man kan se av Tabell 3.1 at i de fleste kvantilene fikk dataserien et skift oppover mellom 1991 og 1992. I tillegg sank andelen som ikke kjøpte brus fra 28 prosent til 19 prosent mellom 1991 og 1992.

4.4 Husholdningsvariabler og perioder

Vi har også tatt med en dummyvariabel for å ta hensyn til at forbruket i juleperioden ligger høyere enn ellers i året. Vi innførte opprinnelig også en dummyvariabel for å ta hensyn til påskeperioden, men denne gav ikke utslag under estimeringen så vi fjernet den. I tillegg har vi tatt med dummyvariabler for ulike husholdningstyper, bosted og bostedstetthet, samt tidsperiode på året.

4.5 Reklamens virkning på brusforbruket

Vi prøvde innledningsvis å inkludere variabler for reklameutgifter for både brus totalt og brus med sukker. Vi har reklameutgifter bare for perioden 1995–1999 slik at vi da måtte redusere datamaterialet betydelig. Ved å bruke dette datamaterialet fant vi ingen effekter av reklame for forbruket av brus totalt, men vi fant effekter av reklame på forbruk av brus med sukker. Effekten var signifikant forskjellig fra null i alle kvantiler, men den var meget lav. Reklameelastisitetene varierte fra 0,04 for de husholdningene som handlet minst brus til 0 for de husholdningene som handlet mest brus. Det vil si at en økning i reklameutgiften med én prosent, når alt annet er uendret, vil føre til økt forbruk av brus med sukker med 0,04 prosent i de gruppene som handler minst brus. Det kan tilsynelatende virke som brusreklame ikke er lønnsom for produsentene. Men all brusreklame er også merkevarereklame. Det vil si, den er ment å få folk til å handle bestemte merker brus snarere enn å heve brusforbruket totalt. Sannsynligvis har reklameaktiviteten bidratt til at folk vrir forbruket noe mot de merkene der reklameaktiviteten har økt mest på bekostning av de som har økt reklameaktiviteten minst. For de husholdningene som ikke handlet brus var reklameelastisiteten tilnærmet lik null. Det vil si at sannsynligheten for at folk som ikke kjøpte brus skulle begynne å kjøpe brus på grunn av økt reklameaktivitet var svært liten.

5 Kvantilelastisiteter

Kvantilelastisitetene sier noe om endring i forbruket til de husholdningene som ligger nær kvantilpunktet når forklaringsvariablene øker med én prosent. Utgiftselastisitetene i de ulike kvantilene gir oss en idé om endring i forbruk av brus i de respektive kvantiler når den reelle utgiften til ikke-varige forbruksvarer øker med én prosent og alt annet er uendret. Priselastisiteten til brus sier oss noe om endring i forbruket av brus i de ulike kvantilene når den reelle brusprisen øker med én prosent og alt annet er uendret.

Nedenfor beskrives elastisiteter for brus med sukker i ulike kvantiler. Elastisiteter for juice/saft og melk er tatt med for sammenligningens skyld. Andre drikkevarer som vorterøl, lettøl og vann på flaske (med og uten kullsyre) utgjør en meget liten andel av det samlede drikkevareforbruket så elastisiteter for disse drikkevarene er ikke estimert.

Tabellene 5.1–5.3 viser elastisiteter for brus med sukker, saft/juice og melk. I vedlegget vises i tillegg effekter av familietype, bosted og periode.

5.1 Utgiftselastisiteter for brus

Utgiftselastisitetene for brus med sukker varierer fra 0,25 for 25 kvantilen til 0,45 for 95 kvantilen. Det vil si at når reelle utgifter til ikke-varige varer øker med én prosent for de husholdningene som drikker minst brus vil disse øke sin etterspørsel etter brus med 0,25 prosent. De husholdningene der det drikkes mest brus vil øke sin etterspørsel etter brus med 0,45 prosent når deres reelle inntekt øker med én prosent.

5.2 Priselastisiteter for brus

Priselastisitetene for brus med sukker varierer fra $-0,62$ i 25 kvantilen til $-1,60$ i 95 kvantilen. Elastisitetene avtar med økende forbruksnivå. De som allerede drikker mest sukkerholdig brus vil da også øke sitt forbruk prosentvis (og da også i liter) mest når de reelle prisene på brus går ned. I alle kvantilene bortsett fra i 0,25 og 50 kvantilen er

elastisitetene signifikant forskjellige fra null på 5 prosents nivå. Men i 50 kvantilen er priselastisiteten forskjellig fra null på 10 prosents nivå.

5.3 Alderselastisitet og temperaturelastisitet for brus

Alderselastisiteten sier oss noe om forskjell i forbruk i to husholdninger der hovedpersonene har ulik alder, men alt annet er likt. Dersom man har estimert alderselastisiteten til $-0,34$, vil da to husholdninger, korrigert for ulikheter i priser, totalutgifter, husholdningsstørrelse, bosted, tidspunkt etc, med ulik alder på hovedpersonen, kan vi regne ut forskjell i etterspørsel. Hvis den ene husholdningen har hovedperson på 70 år mens den andre har hovedperson på 71 år, vil den forventede forskjellen på brusforbruket mellom de to som skyldes alder være $-0,34*(1-70/71)*100= 0,48\%$. Tabell 5.1 viser at alderseffekten for brus varierer fra $-0,16$ til $-0,38$ og effekten er størst i de midtre kvantilene.

Temperaturelastisitetene sier oss noe om forventet prosentvis endring i brusforbruket i de ulike kvantilene når temperaturen kommer over 15 grader. Temperaturelastisitetene er omtrent helt like i alle kvantilene. Det vil si at når temperaturen øker fra 25 til 26 grader, så tilsvarer dette en økning på 4 prosent. Det er da forventet en økning i brusforbruket som følge av varmeøkningen på $0,05*4=0,24$ prosent.

5.4 Skrukorkeffekt og juleeffekt

Skrukorkeffekten sier oss noe om hvor mye den forventede økningen i brusforbruk på grunn av innføringen av skrukork har vært. Innføring av 0,5 litersflasker brus med skrukork førte, isolert sett, til en økning i brusforbruket på mellom 8 og 11 prosent i de ulike kvantilene. I den siste 2-ukersperioden i året, det vil si den 2-ukersperioden som omfatter julen, ligger forbruket av sukkerholdig brus mellom 28 prosent og 33 prosent høyere enn de andre 2-ukers periodene i året.

Tabell 5.1 Elastisiteter i ulike kvantiler for forbruk av brus med sukker

	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95
Reelle utgifter	0,25	0,31	0,38	0,43	0,45
Realpris brus	$-0,62$	$-0,77$	$-1,05$	$-1,48$	$-1,60$
Alder	$-0,16$	$-0,37$	$-0,38$	$-0,35$	$-0,32$
Temperatur	0,06	0,07	0,06	0,06	0,06
Skrukorkeffekt	0,11	0,11	0,10	0,10	0,08
Juleeffekt	0,28	0,32	0,31	0,30	0,33

Merk: signifikante elastisiteter (på 5% niva) er uthevet

5.5 Juice og saft

For juice og saft har vi en lavere utgiftselastisitet enn for brus, men også her er effektene høyere i de øverste kvantilene. Vi begynner her først på 0,5 kvantilen fordi det er en større andel som ikke handler juice og saft. Priselastisitetene er lavere i absoluttverdi enn for brus med sukker, men de er alle signifikante. Både alderseffekten og temperatureffekten er også lavere enn for brus, men de har samme fortegn. Ved økt alder er det forventet lavere forbruk også av juice og saft, og høye temperaturer har positiv effekt på forbruket av juice/saft. Videre har en trendvariabel positiv effekt. Denne variabelen har verdien 1 i 1986, 2 i 1987 etc. logaritmen til denne variabelen er innført i modellen så vi har trendelastisiteter. I fra 1999 til 2000 vil trendvariabelen øke med $1/14=7$ prosent. I 75 kvantilen får vi da en økning i forbruket som skyldes trenden på $0,07*7=0,5$ prosent.

Tabell 5.2 Elastisiteter i ulike kvantiler for forbruk av juice og saft

	Q50	Q75	Q90	Q95
Reelle utgifter	0,15	0,26	0,28	0,32
Realpris juice og saft	-0,41	-0,35	-0,36	-0,50
Alder	-0,14	-0,15	-0,06	-0,04
Temperatur	0,03	0,04	0,03	0,02
Trend	0,01	0,07	0,06	0,02

5.6 Melk

Utgiftselastisiteten for melk er omtrent lik i hele forbruksfordelingen. Mellom 97 og 99 prosent av utvalget handlet melk i perioden de førte regnskap (Gustavsen, 2003). Vi begynner derfor kvantilregresjonene helt nede i 0,10 kvantilen. Vi ser av tabell 5.3 at utgiftselastisitetene til melk er meget lave, men de er signifikant forskjellig fra null. Men disse utgiftselastisitetene blir motvirket av negativ trendfaktor som gjør at etterspørselen etter melk går ned med tiden.

Alderselastisiteten er positiv. Dette betyr at jo høyere alder dess høyere forbruk av melk når andre faktorer er like. Temperatur virker negativt inn på melkeforbruket. Ved temperatur over 15 grader, reduseres melkeforbruket, alt annet likt. Dette stemmer godt overens med de positive temperaturelastisitetene for brus og juice/saft. Videre er priselastisitetene negative og signifikant forskjellig fra null for de husholdningene som drikker minst melk, men de er lavere og ikke signifikante for husholdninger i midlere og høyere forbruksgrupper. Det vil si at man kan forvente at husholdninger der det drikkes lite melk vil øke sitt forbruk hvis prisen går ned, mens husholdninger der det drikkes middels eller mye vil endre forbruket lite.

Tabell 5.3 Elastisiteter i ulike kvantiler for forbruk av melk

	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95
Reelle utgifter	0,04	0,04	0,03	0,04	0,04	0,03
realpris melk	-0,32	-0,47	-0,13	-0,13	-0,24	-0,13
Alder	0,21	0,17	0,15	0,15	0,16	0,13
Temperatur	-0,02	-0,02	-0,01	-0,01	-0,02	-0,01
Trend	-0,08	-0,07	-0,10	-0,10	-0,10	-0,11

Merk: signifikante elastisiteter (på 5% niva) er uthevet

6 Betydningen av elastisitetene

6.1 Betydning for forbruk av brus

Resultatene over indikerer at vi i årene fremover vil få en økning i brusforbruket. Det er meget sannsynlig at husholdningenes realinntekter vil fortsette å øke som de har gjort siden midten av forrige århundre. Økt inntekt og positiv utgifts(inntekts)elastisitet bidrar til at brusforbruket fortsetter å øke. Samtidig har yngre mennesker en annen forbruksadferd enn eldre. Dette kan sees av alderselastisiteten. Hvis man antar at yngre ikke endrer adferd når de blir eldre, så vil brusforbruket øke på grunn av stadig tilsig av yngre brusdrikkere, mens de eldre som drikker lite eller ikke noe brus dør ut etter hvert. Hvis prisen på brus utvikler seg parallelt med konsumprisindeksen vil forbruket av brus, ifølge vår modell, ikke endres på grunn av brusprisen.

6.2 Betydning for forbruket av juice og saft

For juice og saft er det negativ alderselastisitet. Det vil si at forbruket av juice og saft isolert sett vil øke på grunn av de eldre dør ut og nye mer juice og saftdrikkene kommer til. Samtidig virker trendeffekten oppover, slik at forbruket av juice/saft vil øke i årene fremover hvis prisen på juice og saft utvikler seg parallelt med konsumprisindeksen og ikke andre uforutsette ting hender.

6.3 Betydning for melkeforbruket

For melk er det de eldre og melkedrikkende menneskene som etter hvert dør ut, mens yngre og lite melkedrikkende kommer til. Trendeffekten er negativ mens utgiftseffekten er meget lav og klarer ikke å motvirke den negative trenden. Det kan videre legges merke til at for melk er priselastisitetene signifikant forskjellige fra null for de husholdningene som konsumerer lite melk, mens de ikke er signifikante for medianen og

oppover. Dette indikerer at en lavere melkepris vil ha positiv effekt for husholdninger som drikker lite melk.

Totalt i årene som kommer vil vi få en fortsatt nedgang i melkeforbruket, mens saft, juice og brusforbruket vil fortsette å stige hvis vi ikke relative priser endres mye eller andre store endringer inntreffer.

6.4 Hva kan motvirke inntekts- og alderseffekten

Hvis ingen store endringer skjer på tilbuds- eller etterspørselssiden i årene fremover vil, med stor sannsynlighet, forbruket av brus og juice/saft øke mens forbruket av melk vil minke. Men endringer kan skje. På tilbudssiden kan kvantitative restriksjoner medvirke til endret forbruk. For eksempel kan brussalg på skolene forbys. For melk vil landbrukspolitikken ha avgjørende betydning på prisene.

På etterspørselssiden kan informasjon om helsevirkninger ved overdrevet sukkerinntak påvirke forbruket av brus i negativ retning. Se for øvrig Chern and Rickertsen (2003) for virkninger av helseinformasjon på etterspørselen etter matvarer. Produsentene kan bruke reklame for å prøve å motvirke effektene fra økt helseinformasjon. Videre vil bruk av avgifter virke inn på prisene som igjen vil påvirke etterspørselen. Hvis importrestriksjoner (toll) blir opphevet, for eksempel som følge av et EU-medlemskap vil dette sannsynligvis få stor betydning på prisene, og dermed på forbruket. Mer om effekter av prisendringer på etterspørselen etter brus kommer i neste kapittel.

7 Etterspørselsvirkninger av avgiftsendringer

7.1 Priser og avgifter

Forbruket av brus kan påvirkes i positiv eller negativ retning blant annet gjennom prisene. Når brusprisen stiger i takt med konsumprisindeksen vil vi ikke få noe bidrag til økt etterspørsel fra prisene. Men produksjonsavgiften eller merverdiavgiften for brus kan endres for å påvirke forbruket. Vi antar da at en endring i avgiftene vil få fullt gjennomslag i prisene.

7.2 Beregninger med elastisitetene

Elastisitetene kan brukes til å vurdere effekter av slike og lignende tiltak som virker gjennom priser på mat og drikke. Hvor mye vil forbruket av brus endres hvis prisen endres? Sammenhengen mellom den prosentvise endringen i salget av brus og prisendringen er, når alt annet er konstant, gitt ved:

(prosentvis endring i salget av brus) = (egenpriselastisiteten til brus) * (prosentvis endring i prisen på brus).

7.3 Beregninger av priser

I estimering av etterspørselsmodellen for brus brukte vi delindeksene for brus fra konsumprisindeksen. Vi får ikke nivået på prisene gjennom en slik indeks, men bare endringer i prisene fra periode til periode. Når vi skal finne ut effekter av ulike tiltak må vi også vite nivået på prisene for å finne ut hvor mye de endres ved endringer i avgifter som er fastsatt i NOK. Vi lagde derfor en implisitt pris fra forbruksundersøkelsene som er verdi av brus kjøpt dividert på kvantum brus for de husholdningene som handlet brus. Dette gav en gjennomsnittspris på 11,3 NOK per liter i 1999. Vi legger på en prisøkning på brus fra konsumprisindeksen på 2,8 prosent fra 1999 til 2002. Gjennomsnittspris i

2002 blir da på 11,62 NOK per liter brus. I Norge finnes det to avgifter på brus som det er naturlig å bruke for å påvirke etterspørselen. Produksjonsavgiften og merverdiavgiften (MVA). Produksjonsavgiften var på 1,55 NOK per liter brus i 2003 ifølge Brom sine hjemmesider på Internett www.brom.no. Videre er det 12 prosent merverdiavgift på brus, altså samme avgift som på matvarer. Merverdiavgiften pålegges etter at produksjonsavgiften er pålagt, så en endring i produksjonsavgiften vil også medføre endringer i kroneverdien av merverdiavgiften. Hvis vi regner med en gjennomsnittlig bruspris på 11,62 NOK per liter i 2002, så vil prisen uten MVA være på $11,62/1,12 = 10,38$ NOK per liter. Prisen uten produksjonsavgift og merverdiavgift vil da være $10,38 - 1,55 = 8,83$ NOK.

7.4 Scenarier for prisendringer

Vi vil nedenfor se på noen scenarier for endring i etterspørselen etter brus med sukker. Siden priselastisitetene for brus totalt er uklart estimert i de fleste kvantilene brukte vi brus med sukker der alle priselastisitetene er forskjellige fra null. I estimeringer av brus uten sukker viste det seg at etterspørselen etter disse drikkevarene omtrent ikke endret seg i det hele tatt når brusprisene endret seg. Prisendringene vil bare ha marginal påvirkning på konsumprisindeksen siden brus utgjør en nesten ubetydelig andel av denne. De scenariene vi ser på er følgende:

- 1) Produksjonsavgiften faller helt bort
- 2) Produksjonsavgiften dobles
- 3) MVA på brus øker til 24 prosent som er det samme som alle varer og tjenester bortsett fra matvarer
- 4) En dobling av produksjonsavgiften samtidig som MVA øker til 24 prosent
- 5) Svenske priser på brus og andre varer.

1) Produksjonsavgiften faller bort

Den nye prisen blir da $8,83 * 1,12 = 9,89$ og prisendringen vil være $9,89/11,62 = -14,9\%$.

2) Produksjonsavgiften dobles

Den nye prisen blir da $(10,38 + 1,55) * 1,12 = 13,36$ og prisendringen vil være $13,36/11,62 = +15,0\%$.

3) MVA økes til 24 prosent

Den nye prisen blir da $10,38 * 1,24 = 12,87$, og prisendringen vil være $12,87/11,62 = 10,8\%$.

4) Produksjonsavgiften dobles og MVA økes til 24 prosent

Den nye prisen blir da $(10,38 + 1,55) * 1,24 = 14,79$ og prisendringen vil være $14,79/11,62 = +27,3\%$.

5) Svenske priser på brus og andre varer

Ifølge kjøpekraftparitetsundersøkelsen som Eurostat/SSB gjennomfører (Bruksås et al, 2001) lå priser på mineralvann, brus og saft 29,8 prosent lavere i Sverige enn i Norge. Samtidig lå prisene på alle varer 10,4 prosent under. De reelle brusprisene i Sverige lå da $(100 - 29,8)/(100 - 10,4) = -21,7\%$ under tilsvarende norske priser. Vi antar da at norske priser beveger seg ned mot et slikt nivå.

I Tabell 7.1 vises de prosentvise endringene i etterspørsel etter brus med sukker ved 5 ulike scenarier i ulike kvantiler av forbruket. I Tabell 7.2 er forbruket fra forbruksundersøkelsene i 1999 brukt som utgangspunkt for å beregne forbruket i liter i de ulike scenariene. Og Tabell 7.3 viser endringene i de ulike scenariene i forhold til forbruket i forbruksundersøkelsene fra 1999.

Tabell 7.1 Prosentvis endring i forbruk av brus med sukker ved fem ulike scenarier

	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95
Bortfall av produksjonsavgift	9,2	11,5	15,6	22,1	23,8
Dobling av produksjonsavgift	-9,3	-11,6	-15,8	-22,2	-24,0
Dobling av MVA	-6,7	-8,3	-11,3	-16,0	-17,3
Dobling av produksjonsavgift og MVA	-16,9	-21,0	-28,7	-40,4	-43,7
Svenske priser i Norge	13,5	16,7	22,8	32,1	34,7

Tabell 7.2 Forbruk av brus med sukker (i liter) ved fem ulike scenarier og med forbruksundersøkelsens kvantum for 1999 som utgangspunkt

	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95
Forbruk i 1999	12	39	78	130	169
Bortfall av produksjonsavgift	13	43	90	159	209
Dobling av produksjonsavgift	11	34	66	101	128
Dobling av MVA	11	36	69	109	140
Dobling av produksjonsavgift og MVA	10	31	56	77	95
Svenske priser i Norge	14	46	96	172	228

Tabell 7.3 Endring i forbruk av brus med sukker (i liter) ved fem ulike scenarier og med forbruksundersøkelsens kvantum for 1999 som utgangspunkt

	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95
Bortfall av produksjonsavgift	1	4	12	29	40
Dobling av produksjonsavgift	-1	-5	-12	-29	-41
Dobling av MVA	-1	-3	-9	-21	-29
Dobling av produksjonsavgift og MVA	-2	-8	-22	-53	-74
Svenske priser i Norge	2	7	18	42	59

Vi ser av tabellene 7.1–7.3 at virkningene av prisendringene er størst i de øverste kvantilene, det vil si for de som drikker mest brus. Blant de husholdningene som drikker mest sukkerholdig brus i utgangspunktet er den prosentvise endringen på prisendringene sterkest. Siden disse husholdningene drikker mest brus blir dermed endringene i liter enda større enn for de som drikker lite. **En dobling av produksjonsavgiften samt å øke merverdiavgiften på nivå med andre varer (bortsett fra matvarer) er forventet å føre til at forbruket går ned med mellom 17 og 44 prosent.** Mens de som forbruker minst vil redusere sitt forbruk med rundt 2 liter i året vil de øverste 5 prosentene redusere sitt forbruk med 74 liter årlig.

En konvergering mot svenske priser kan skje ved for eksempel et EU-medlemskap. Prisene på mineralvann er omtrent 30 prosent billigere i Sverige enn i Norge, mens det generelle prisnivået er omtrent 10 prosent lavere. Beregningene viser da at de reelle prisene vil gå ned med omtrent 22 prosent. Dette vil medføre at forbruket av brus med sukker øker med mellom 14 prosent for de som forbruker minst til 35 prosent for de

som forbruker mest. Dette tilsvarer en økning på mellom 2 liter årlig for de som forbruker minst til 59 liter årlig for de som forbruker mest.

7.5 Husholdninger som ikke drikker brus

Hva vil skje med de som i utgangspunktet ikke drikker brus når prisene endres? De som ikke forbruker en vare gjør dette enten fordi de ikke liker eller tåler varen eller ikke forbruker det av andre årsaker, for eksempel at de ser på varen som usunn. Disse vil da heller ikke endre adferd med hensyn til sitt forbruk av varen når prisene endres. Andre igjen forbruker ikke varen fordi deres inntekt er for lav eller prisen på varen er for høy. Disse personene vil begynne å forbruke varen hvis prisen går under det de har råd til å betale for varen. Atter andre igjen er ikke registrert som forbrukere av varen fordi de kjøper varen sjelden. Disse kan begynne å handle varen med økt frekvens når prisen går ned. Vi har estimert en logitmodell for å finne ut mer om sannsynligheten for at de som ikke drikker brus vil begynne å drikke når prisene går ned. **Det viste seg at effekter av prisendringer var meget liten og ikke signifikant forskjellig fra null.**

8 Konklusjon

Forbruket av brus i Norge er meget høyt sammenlignet med de fleste andre land (Gustavsen, 2003). Data fra forbruksundersøkelsene avviker i meget stor grad fra data fra Brom. Mens tallene fra Brom viser det totale forbruket i Norge og gjennomsnittlig forbruk per innbygger, viser forbruksundersøkelsene forbruk i et utvalg av norske husholdninger som skal representere den norske befolkningen. Avviket i gjennomsnittsforbruk mellom de to datakildene skyldes i meget stor grad underrapportering i forbruksundersøkelsene (Statistisk sentralbyrå, 2002). Hvis man antar at underrapporteringen er prosentvis lik i alle deler av forbruksfordelingen, kan vi multiplisere hele forbruksfordelingen med 1,77. Dette er det gjennomsnittlige avviket mellom 1992 og 1999. Hvis denne antagelsen er riktig, er det omkring 5 prosent av husholdningene i Norge som har et brusforbruk per person på mer enn én liter om dagen. Omkring 20 prosent av innbyggerne i Norge forbruker mer enn 0,5 liter per dag.

8.1 Anbefalt inntak av sukker

Til sammenligning vurderer ernæringsekspertene (Sosial- og helsedirektoratet, 2003) at inntil 10 prosent av matens samlede energi kan komme fra raffinert sukker. Denne mengde tilsvarer 35–40 gram sukker for et barnehagebarn, for et skolebarn 45–55 gram, for en voksen kvinne 50–60 gram og for en mann opp til 70 gram sukker. I en 0,5 liters flaske med Cola er det 50 gram sukker. Det anbefalte maksimumsinntaket av raffinert sukker kan dermed lett overskrides.

8.2 Prisenes og inntektenes virkning på etterspørselen

I denne undersøkelsen har vi brukt teknikker for sensurerte kvantilregresjoner for å estimere etterspørselen etter brus. Resultatene fra modellestimeringer viste at etterspørselen etter brus med sukker er meget prissensitiv, mens resultatene fra brus uten sukker er mer uklare. Egenpriselasitetene for brus med sukker varierer fra $-0,62$ i 25

kvantilen til $-1,60$ i 95 kvantilen. I de nederste kvantilene er ikke priselastisitetene signifikant forskjellige fra null, mens de er signifikante i de øverste kvantilene. Hvis prisen øker med en prosent er det forventet at de som drikker mest brus med sukker vil redusere sitt forbruk med 1,60 prosent, mens de som drikker minst vil redusere sitt forbruk med 0,62 prosent. Det viser seg også at de som drikker mest brus har de høyeste utgiftselastisitetene. Disse varierer fra 0,25 for de som drikker minst til 0,45 for de som drikker mest. Det vil si at når realinntekten, og dermed det reelle forbruket til ikke-varige goder, øker så øker forbruket av brus med sukker. Forbruket øker med 0,25 prosent når utgiftene øker med én prosent for de husholdningene som forbruker minst. For de som drikker mest brus øker forbruket med 0,45 prosent for hver prosent økning i totalutgiftene.

8.3 Alder og inntektseffekt

Alderselastisitetene viser at alder har betydning for brusforbruket. Jo lavere alder, dess høyere brusforbruk, når alt annet er likt.

Både effekten av alder og effekten av utgifter indikerer at forbruket av brus vil fortsette å øke i årene som kommer. Yngre mennesker har en helt annen adferd i forhold til brusdriking enn eldre. Samtidig vil sannsynligvis realinntektene fortsette å stige som de har gjort i de seneste tiårene. Hvis ikke skatter eller avgifter på brus blir endret, vil prisene mest sannsynlig følge konsumprisindeksen som den har gjort de seneste årene.

8.4 Brussalget øker mens melkesalget reduseres

Det økte forbruket av brus vil sannsynligvis komme til å gå ut over salget av melk. Melk har positive alderselastisiteter i alle kvantiler. Dette indikerer at jo høyere alder, dess høyere forbruk av melk, alt annet likt. Samtidig er utgiftselastisitetene til melk veldig lave, men positive. Men i motsatt retning virker en trend som har sterkere effekt. Alt i alt vil sannsynligvis melkeforbruket fortsette å gå ned.

8.5 Brus og juicesalg vil øke

Forbruket av brus og juice vil fortsette å øke på grunn av negative alderselastisiteter, positive utgiftselastisiteter, relativ prisutvikling og positiv trend.

8.6 Hvordan påvirke brusforbruket

Skatte- og avgiftssatsene kan anvendes for å påvirke forbruket av brus. Økt produksjonsavgift og/eller merverdiavgift på brus kan bidra til en prisøkning slik at forbruket går ned eller at det ikke stiger.

Det er foretatt beregninger for fire ulike scenarier med bruk av avgifter og et scenarium med svenske priser i Norge. Konvergering mot svenske priser i Norge kan bli tilfelle ved et eventuelt norsk EU medlemskap.

Virkinger av prisendringene som følger av avgiftsendringene vil bli størst for de husholdningene som drikker mest brus fra før. En fordobling av både produksjonsavgiften og merverdiavgiften er forventet å føre til en prisøkning på omkring 27 prosent. Denne prisøkningen er forventet å medføre at de fem prosentene av husholdningene som drikker mest brus med sukker vil redusere sitt forbruk med 44 prosent,

mens de 25 prosentene som drikker minst brus er forventet å redusere sitt forbruk med 17 prosent. Hvis prisene konvergerer ned mot svenske priser gir dette en prisreduksjon på omkring 30 prosent på brus og 10 prosent på andre varer samlet. Det er da forventet at etterspørselen etter brus med sukker øker med 35 prosent for de 5 prosent av husholdningene som handler mest brus fra før, mens de 25 prosent som handler minst er forventet å øke forbruket med 14 prosent. **De husholdningene som ikke handlet brus fra før er ikke forventet å begynne å handle ved en reduksjon i prisene.**

Foruten skatter og avgifter kan informasjon påvirke etterspørselen etter brus. **Økt informasjon om helsevirkninger av overdrevent sukkerinntak vil sannsynligvis bidra til redusert forbruk av sukkerholdig brus.** På den annen side bruker brusprodusentene store beløp på reklame for å fremme brussalget, noe som kan virke i motsatt retning.

Vedlegg A: Tabeller

Tabell A1. Elastisiteter i ulike kvantiler for forbruk av brus med sukker.
t-verdier i parentes

	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95
Utgifter	0,25	0,31	0,38	0,43	0,45
	(13,17)	(17,60)	(23,47)	(22,25)	(16,36)
Pris brus/KPI	-0,62	-0,77	-1,05	-1,48	-1,60
	(-1,39)	(-1,93)	(-2,47)	(-3,21)	(-2,20)
Alder	-0,16	-0,37	-0,38	-0,35	-0,32
	(-4,80)	(-11,47)	(-12,14)	(-9,00)	(-7,49)
Temperatur	0,06	0,07	0,06	0,06	0,06
	(5,02)	(6,62)	(6,86)	(4,92)	(2,97)
skrukork	0,11	0,11	0,10	0,10	0,08
	(3,80)	(4,27)	(3,36)	(3,22)	(1,67)
Jul	0,28	0,32	0,31	0,30	0,33
	(6,01)	(5,57)	(5,84)	(6,05)	(5,02)
Enslig	-0,83	-0,61	-0,31	-0,04	0,09
	(-13,62)	(-20,55)	(-8,38)	(-0,90)	(1,88)
Par uten barn	-0,56	-0,30	-0,14	-0,03	-0,01
	(-19,29)	(-12,76)	(-6,11)	(-1,28)	(-0,38)
Enslige foreldre	-0,14	-0,16	-0,06	-0,04	-0,01
	(-4,04)	(-4,65)	(-1,32)	(-0,90)	(-0,10)
Andre hushold	-0,23	-0,06	0,02	0,05	0,06
	(-8,66)	(-2,05)	(0,73)	(1,64)	(1,62)
Østlandet ellers	0,18	0,17	0,15	0,12	0,12
	(6,76)	(6,75)	(6,30)	(4,42)	(3,17)
Agder/Rogaland	0,06	0,06	0,04	0,02	0,06
	(2,11)	(1,94)	(1,29)	(0,67)	(1,26)
Vestlandet	0,15	0,10	0,08	0,03	0,00
	(5,43)	(3,98)	(3,44)	(1,11)	(0,07)
Trøndelag	0,16	0,12	0,11	0,08	0,02
	(4,80)	(3,77)	(3,25)	(2,77)	(0,32)
Nordnorge	0,13	0,09	0,05	0,02	0,05
	(3,94)	(3,10)	(1,61)	(0,50)	(0,90)
2. kvartal	0,07	0,08	0,10	0,11	0,10
	(2,96)	(3,69)	(4,71)	(4,21)	(3,04)
3. kvartal	0,04	0,01	0,03	0,06	0,05
	(1,52)	(0,63)	(1,28)	(2,26)	(1,21)
4. kvartal	-0,03	-0,02	-0,01	0,01	-0,03
	(-1,01)	(-0,64)	(-0,51)	(0,27)	(-0,85)
konstant	-0,50	0,41	0,51	0,48	0,54
	(-3,21)	(2,61)	(3,53)	(2,60)	(2,48)
R2	0,03	0,08	0,06	0,07	0,08
# observasjoner	10282	13985	13985	13985	13985

Note: T-values reported in parantheses

Vedlegg B: Kort om konsumentteori og etterspørselastisiteter

Konsumentteorien bygger på antagelsen om at hver enkelt forbruker har en adferd som gjør at de velger som om de skulle maksimere en nyttefunksjon gitt at forbruket ikke kan overstige den inntekten de har (eller eventuelt inntekt pluss lån). Denne nyttefunksjonen kan fremkomme ved noen få enkle antagelser: nemlig at folk foretrekker mer av et gode fremfor mindre, at forbrukerne klarer å velge mellom godene A og B: enten foretrekkes A fremfor B, B fremfor A eller A og B er likeverdige. Videre antas transitivitet: Hvis A foretrekkes fremfor B og B foretrekkes fremfor C, da foretrekkes A fremfor C. Med bakgrunn i nyttefunksjoner som oppfyller disse antagelsene kan matematiske etterspørselsfunksjoner utledes. Rødseth (1985) gir en grei innføring i konsumentteorien.

En etterspørselsfunksjon kan si oss noe om sammenhengen mellom forbruk av ulike varer/varegrupper og priser og inntekter/utgifter. Men en teoretisk etterspørselsfunksjon vil inneholde mange ukjente faktorer. Disse faktorene kan finnes ved hjelp av økonometriske metoder og data.

For å finne de ukjente parametrene i etterspørselsfunksjoner må man bruke økonometriske metoder og data. Vi tar som utgangspunkt at vi aldri vil få eksakt kjennskap til parametrene i en etterspørselsmodell, men at de kan fremkomme som en del av en sannsynlighetsfordeling. Da kan man ved å legge til et stokastisk feilledd til den teoretiske etterspørselsfunksjonen, anvende metoder for å føye etterspørselsfunksjonene best mulig til data. Ved å gjøre dette vil de verdiene av parametrene som er mest sannsynlige fremkomme. Hvis man har brukt en metode og en modell som gir konsistente verdier på parametrene i etterspørselsfunksjonen, kan man anvende kunnskap fra asymptotisk teori som gir at hver enkelt parameter i gjennomsnitt vil nærme seg normalfordelingen når antall observasjoner går mot uendelig. Man kan så foreta statistiske tester for verdien av parametrene i modellen. Man kan for eksempel finne ut sannsynligheten for at de er forskjellig fra null (som blir kalt statistisk signifikans). Når man har et estimat på parametrene i modellen, kan disse brukes til å finne etterspørselastisitetene.

En etterspørselstetnisitet viser den prosentviseendring i etterspørselen til en vare når enten en pris eller inntekten endres med én prosent og alle andre variabler holdes konstant.

En egenpriselastisitet for brus forteller oss hvor mange prosent forventet etterspørsel etter brus endres når prisen på brus øker med én prosent og alle andre årsaksvariabler holdes konstant.

En krysspriselastisitet mellom brus og juice forteller oss hvor mange prosent forventet etterspørsel etter brus endres når prisen på juice øker med én prosent og alle andre årsaksvariabler holdes konstante.

En inntektstetnisitet for brus forteller oss hvor mange prosent forventet etterspørsel etter brus endres når inntekten øker med én prosent og alle andre årsaksvariabler holdes konstante.

Matematisk kan en etterspørselstetnisitet finnes ved å partialderivere logaritmen til etterspørselen med hensyn på logaritmen til inntekten eller den prisen man er ute etter. Vi kan også skille mellom inntektstetnisiteter og utgiftstetnisiteter. Disse er atskilt ved at inntekter er definert som utgifter pluss sparing. Hvis vi antar at spareraten (sparingens andel av inntekten) er konstant, så vil en k prosent økning i inntekten medføre en k prosent økning i totalutgiften. Utgiftstetnisiteten og inntektstetnisiteten for en vare er da like. Vi vil her anta at inntektstetnisiteter er lik utgiftstetnisiteter for totalutgiftene.

Klassifisering av varer etter inntektstetnisiteten

Varer eller varegrupper kan klassifiseres etter størrelsen på inntektstetnisiteten. Et «normalt gode» i økonomisk forstand har en inntektstetnisitet på mindre enn én. Det vil si at når inntekten øker med én prosent går etterspørselen etter denne varen opp med mindre enn én prosent. Men det kan også vises (se f.eks. Rødseth, 1983 s. 75) at da går også budsjettandelen til denne varen ned. Et empirisk resultat som kalles for Engels lov kan også knyttes til dette resultatet: Budsjettandelen til matvarer avtar med økende total forbruksutgift. Dette er et resultat som har gått igjen i alle studier av forbrukselastisiteter opp i gjennom tidene, og det betyr at utgifts(inntekts) tetnisiteten til matvarer er mindre enn én.

Hvis inntektstetnisiteten er lik én vil budsjettandelen være konstant ved en inntektsøkning. Hvis inntektstetnisiteten til en vare er større enn én kan varen klassifiseres som en «luksusvare» i økonomisk forstand. Da vil forbruket av denne varen oppta en større andel av budsjettet når inntekten øker.

En annen mulighet er at inntektstetnisiteten til en vare kan være negativ. Det medfører at etterspørselen etter varen avtar når inntekten øker. Varen kalles da for en «mindreverdige» vare (i økonomisk forstand). I de lavere inntektsnivå vil mange vri forbruket over fra billigere matvarer til dyrere matvarer når inntekten øker. For eksempel kan en inntektsøkning føre til at mange forbruker mindre av billige kjøttvarer som kjøttdeig og mer av edlere deler som biffer og fileter. Hvis dette er en riktig antagelse, så kan kjøttdeig oppfattes som en «mindreverdige» vare for de husholdningene det gjelder.

Virkninger av prisendringer

En prisendring på en vare vil ha to motstridende effekter på etterspørselen etter substitutter til denne varen. Hvis for eksempel en vare blir dyrere og prisen på alle andre varer samt inntekten er konstant, så vil vi få en substitusjonsvirkning der etterspørselen vris fra den dyrere varen mot de relativt sett billigere varene. Men vi vil også ha en inntekts-

virkning ved at den økte prisen gjør det reelle inntektsnivået lavere. Dermed vil etterspørselen etter alle varer gå ned.

Vi kan definere varer eller grupper av varer ut fra hvordan husholdninger endrer sin etterspørsel når prisene endres. Egentlig er denne definisjonen i forhold til kompenserte priselastisiteter (endring i etterspørsel som følge av at forbrukerne får inntektskompensasjon for prisendringer), men vi ser bort i fra dette her. Hvis vi antar at inntektseffekten ved en prisendring er neglisjerbare, så vil de kompenserte og de ukompenserte elastisitetene være like. Det samme er tilfelle når varen vi er interessert i utgjør en liten del av totalbudsjettet.

Vi kan definere substitutter, komplementer og uavhengige goder ved å se på hva som skjer ved prisendringer. Ved en prisøkning på en vare (og uendrede inntekter og priser på andre varer) vil etterspørselen etter en annen vare gå opp hvis varen er substituerbar til varen som fikk prisøkningen, etterspørselen vil gå ned hvis varen er komplementær til varen som fikk prisøkningen og etterspørselen vil være uendret hvis de to varene er uavhengige. *Ved substituerbarhet mellom to varer er krysspriselastisiteten positiv.* Et eksempel på to slike varer kan være brus og juice. Hvis brus blir dyrere blir forventet etterspørsel etter brus mindre, mens forventet etterspørsel etter juice vil øke fordi juice har blitt billigere i forhold til brus. Eksempler på komplementer kan være ski og skistøvler, sukker og gjær, ingredienser i en salat for eksempel tomater og agurk, eller middagsretter og grønnsaker. Hvis prisen på det ene produktet øker avtar etterspørselen etter begge.

Når to varer er uavhengige i etterspørselen, vil en prisendring på en av varene ikke påvirke etterspørselen etter de andre varene.

Problemer med å finne effekter

Selv om analytikeren har en sterk følelse av sammenhenger i etterspørselen kan det være vanskelig å påvise disse sammenhengene statistisk. Dette gjelder spesielt for små effekter der variasjonen er stor. For eksempel kan man ofte påvise statistisk at etterspørselen etter et «normalt» gode øker når inntekten øker. Det er også vanligvis greit å påvise at etterspørselen etter et spesielt produkt øker når prisen på dette produktet går ned. Verre er det å påvise at etterspørselen etter et produkt øker når prisen på andre produkter øker. En av grunnene til at dette er vanskelig er at kryssprisindekter gjerne er små og at graden av støy blir stor når man prøver å lokalisere effekten. Når prisen på en vare øker vris etterspørselen bort fra varen med økt pris og over på andre substitutter. Den reduserte etterspørselen etter dette ene produktet kan da føre til økt etterspørsel etter flere ulike andre produkter. Det er vanligvis lettere å lokalisere kryssprisindekter mellom varer eller varegrupper som er nære substitutter eller komplementer enn mellom varer som er mer «ulike». For eksempel kan det være vanskelig nok å finne kryssprisindekter mellom to like produkter som epler og pærer. Kryssprisindekter mellom to ulike produkter som for eksempel epler og brus vil oftest være vanskelig å tallfeste med rimelig grad av sikkerhet.

Vedlegg C: Modellen (Fra Gustavsen, 2004)

As the purchase of sugary soda is censored, modeling the demand may best be done within a single equation context. Furthermore, using censored quantile regression, we cannot estimate a demand system with restrictions across the equations. Consequently, we specify Stone's logarithmic demand function. For a discussion, see Deaton and Muellbauer (1980: 60-64). This function may be written as:

$$(1) \quad \ln q^h = \alpha + E \left[\ln x^h - \sum_{j=1}^n w_{jt} \ln p_{jt} \right] + \sum_{j=1}^n e_j^* \ln p_{jt}$$

where q^h is household h 's per capita consumption of soda, x^h is total per capita expenditure on non-durables, w_{jt} is the average expenditure share on good j in the survey period t , and p_{jt} is the nominal price. Since prices may reflect quality differences as well as real price differences, prices derived from the consumer price index (CPI) and average expenditure shares are used in (1), rather than household-specific ones. The expenditure elasticity, E , the compensated price elasticity, e_j^* , and α are the parameters to be estimated. Homogeneity in prices and total expenditure requires that $\sum_j e_j^* = 0$.

Consequently, we may impose homogeneity by deflating the price variables in the term

$\sum_j e_j^* \ln p_{jt}$ with one of the prices. The expression $\sum_{j=1}^n w_{jt} \ln p_{jt}$ is Stone's price index.

Moschini (1995) showed that this index is not invariant to changes in the units of measurement. To avoid this potentially serious problem, we used the (log of) CPI¹, which is a Laspeyres index and therefore invariant to changes in units of measurement (Moschini, 1995).

The constant term in equation (1) is expanded to include non-economic variables. A^h is the age of the head² of household h , T_t is the two-week mean temperature in period

t , CH is a dummy variable for Christmas, and SC is a dummy variable taking account of the differences in demand before and after the introduction of the 0.5 liter plastic bottle with screw cap. Furthermore, the socioeconomic dummy and seasonal variables, Z^h , defined in table 2, and a stochastic error term, ε^h , are included. The model includes prices for two commodities only: sugary soda, and all other non-durables. Since expenditure on soda constitutes a marginal share of expenditures on non-durables, the prices for non-durables except for soda and the CPI are approximately equal. Consequently, homogeneity is imposed by deflating the soda price with the CPI. Then, the model to estimate becomes:

(2)

$$\ln q^h = \alpha_0 + \alpha_1 \ln A^h + \alpha_2 \ln T_t + \alpha_3 CH_t + \alpha_4 SC_t + \sum_{k=1}^K \beta_k Z_k^h + E \ln \frac{x^h}{CPI_t} + e_j^* \ln \frac{p_t}{CPI_t} + \varepsilon^h.$$

The compensated price elasticity, e_j^* , is approximately equal to the uncompensated price elasticity, because soda purchases constitute a very small share of the total consumption.

Vedlegg D: Kvantilregresjoner og sensurerte kvantilregresjoner (Fra Gustavsen, 2004)

Both quantile regression and censored quantile regression are used in labor economics, but have rarely been used to study food consumption. Some exceptions are Manning et al. (1995), who studied the demand for alcohol using quantile regression, and Variyam et al. (2002) and Variyam (2003), who study demand for nutrition using quantile regression. Stewart et al. (2003) used censored quantile regression to study the effect of an income change on fruit and vegetable consumption in low-income households.

As discussed by Deaton (1997), quantile regression is most useful when the errors are heteroscedastic. Heteroscedasticity is frequently present in household expenditure data, meaning that the set of slope parameters of the quantile regressions will differ from each other as well as from the Ordinary Least Squares (OLS) parameters.

We say that a person consumes a product at the θ^{th} quantile of a population if he or she consumes more of the product than the proportion θ of the population does and less than the proportion $(1-\theta)$ consumes. Thus, half the households in a sample consume more than the median and half consume less. Similarly, 75 percent of the households consume less than the 0.75 quantile and 25 percent consume more. The unconditional quantile function is defined as the inverse of the cumulative distribution function.

Conditional quantile functions, or quantile regressions, define the conditional distribution of a dependent variable as a function of independent variables. If we have a relation as follows:

$$(3) \quad y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i$$

where x_i is a vector of covariates and ε_i is a stochastic error term, the conditional expectation is $E(y_i | x_i) = x_i' \beta$, provided that $E(\varepsilon_i | x_i) = 0$. Likewise, the conditional quantile function $Q_\theta(y_i | x_i) = x_i' \beta(\theta)$ if the θ^h quantile of ε_i is zero. However, the coefficient β depends on the quantile θ . Quantile regression, as introduced by Koenker and Basset (1978), is the solution to the following minimization problem:

$$(4) \quad \min_{\beta} \frac{1}{N} \left\{ \sum_{y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta| + \sum_{y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta| \right\}.$$

Given equation (4), no explicit expression exist for the estimators. Koenker and Basset (1978) showed that under some rather general conditions a unique solution of (4) exists. The minimization problem can be solved by linear programming (LP) techniques for the different quantiles of y . These methods are described in Koenker and D'Orey (1987) and Portnoy and Koenker (1997). When $\theta = 0.5$, the problem is minimizing the absolute value of the residuals, which is a median regression. By estimating different quantile regressions, it is possible to explore the entire shape of the conditional distribution of y , not just the mean, as in linear regressions. This implies that we can explicitly model the price and income reactions at different points in the conditional distribution of the demand function.

Quantile estimators are robust estimators, and are less influenced by outliers in the dependent variables than the least squares regression. When the error term is non-normal, quantile regression estimators may be more efficient than least squares estimators (Buchinsky, 1998). If the error terms are heteroscedastic, and the heteroscedasticity depends on the regressors, the estimated coefficients will have different values in the different quantile regressions. Potentially different solutions at distinct quantiles may be interpreted as differences in the response of the dependent

variable to changes in the covariates at various points in the conditional distribution of the dependent variable. Quantile regressions are, like the OLS method, invariant to linear transformations.

Koenker and Basset (1982) introduced a formula for calculating the covariance matrix of the estimated parameters. However, in the Stata manual (StataCorp, 2001) it is argued that bootstrap methods give better estimates for the covariance matrix.

For a given set of prices, purchasing a product is partly a matter of income and partly a matter of taste. Zero observations are not necessarily the result of high prices or low incomes. When data is censored from below at zero, limited dependent variable models are often used. These models are dependent upon assumptions of normality and homoscedasticity in the error terms. Failure to fulfill these assumptions leads to inconsistent estimates of the parameters. Hurd (1979), Nelson (1981), and Arabmazar and Schmidt (1981) showed that estimating limited dependent variables with heteroscedasticity in the error terms leads to inconsistent parameter estimates. Goldberger (1983) and Arabmazar and Schmidt (1982) showed inconsistency because of non-normality in the error terms.

Powell (1984, 1986) established that, under some weak regularity conditions, the censored quantile regression estimators are consistent and asymptotically normal, and that consistency of the estimators is independent of the distribution of the error terms. The only assumption is that the conditional quantile of the error term is zero: $Q_d(\varepsilon_i|x_i'\beta) = 0$.

One of the most useful properties of quantiles is that they are preserved under monotone transformations. For example, if we have a set of positive observations, and we take logarithms, the median of the logarithm will be the logarithm of the median of the untransformed data. The censored regression model, where purchase is censored from below at zero, can be written as:

$$(5) \quad y_i = \max\{0, x_i'\beta + \varepsilon_i\}.$$

Because of the properties of the quantile function, the conditional quantile of this expression may be written as:

$$(6) \quad Q_\theta(y_i | x_i) = \max\{0, Q_\theta(x_i'\beta + \varepsilon_i | x_i)\} = \max(0, x_i'\beta)$$

when the conditional quantile of the error term is zero. Powell (1986) shows that β can be consistently estimated by:

$$(7) \quad \min_{\beta} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \rho_\theta \left[y_i - \max\{0, x_i'\beta\} \right]$$

where $\rho_\theta(\lambda) = [\theta - I(\lambda < 0)\lambda]$ I is an indicator function. I is equal to 1 when the expression is fulfilled and zero otherwise. For observations where $x_i'\beta \leq 0$, $\max(0, x_i'\beta) = 0$ and ρ is not a function of β . Hence, (7) is minimized using only those observations for which $x_i'\beta > 0$. Based on this fact, Buchinsky (1994) suggested an iterative LP algorithm in which the first quantile regression is run on all the observations, and the predicted values of $x_i'\beta$ are calculated. These calculations are used to discard sample observations with negative predicted values. The quantile regression is then repeated on the truncated sample. The parameter estimates are used to recalculate $x_i'\beta$ for the new sample, the negative values are discarded, and so on, until convergence. We have used this algorithm in combination with the qreg procedure in Stata.

Referanser

- Arabmazar, A. and P. Schmidt (1981). "Further Evidence on the Robustness of the Tobit Estimator to Heteroscedasticity." *Journal of Econometrics* 17, 253-58.
- Arabmazar, A. and P. Schmidt (1982). "An Investigation of the Robustness of the Tobit Estimator to Non-normality." *Econometrica* 50: 1055-63.
- Bruksås, N., Myran, K., and L.H.Svennebye (2001). Prisen på matvarer i de nordiske land, Tyskland og EU. Statistics Norway.
- Buchinsky, M. (1994). "Changes in the US Wage Structure 1963-1987 – Application of Quantile Regression." *Econometrica* 62(2): 405-458.
- Buchinsky, M. (1998). "Recent Advances in Quantile Regression Models- A Practical Guideline for Empirical Research". *The Journal of Human Resources* 33(1): 88-126.
- Chern, W.S. and Rickertsen, K., eds. (2003). *Health, Nutrition and Food Demand*. Wallingford: CABI Publishing.
- Deaton, A. (1997). *The Analysis of Household Surveys - A Microeconomic Approach to Development Policy*. The John Hopkins University Press, Baltimore and London.
- Deaton, A. and J. Muellbauer (1980). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press, New York.
- Goldberger, A.S. (1983). "Abnormal Selection Bias" in S. Karlin et al., eds. *Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Statistics*, New York, Academic Press, 67-84.
- Gustavsen, G.W. (2002). Etterspørsel etter frukt og grønnsaker. Virkninger av pris- og inntektsendringer i ulike husholdninger. NILF-notat nr 2002-20.
- Gustavsen, G.W.(2003). Trender i forbruket av brus. NILF-notat nr. 2003-12.
- Gustavsen, G.W.(2004). Public Policies and the Demand for Carbonated Soft Drinks. Essay in Dr scientarum thesis "Essays on food demand analysis." Agricultural University of Norway, Ås.
- Hurd, M. (1979). "Estimation in Truncated Samples when there is Heteroscedasticity." *Journal of Econometrics* 11, 247-58.
- Koenker R. and G. Bassett jr. (1978). "Regression Quantiles." *Econometrica* 46(1):33-50.
- Koenker, R. and V. D'Orey (1987). "Computing Regression Quantiles." *Journal of the Royal Statistical Society, Applied Statistics* 36:383-93.
- Manning, W. G., L. Blumberg, and L.H. Moulton (1995). "The Demand for Alcohol: The Differential Response to Price." *Journal of Health Economics* 14: 123-148.
- Moschini, G. (1995). "Units of Measurement and the Stone Index in Demand System Estimation." *American Journal of Agricultural Economics* 77: 63-68.
- Nelson, F. D. (1981). "A Test for Misspecification in the Censored Normal Model." *Econometrica*, 49: 1317-29.
- Portnoy, S. and R. Koenker (1997). "The Gaussian Hare and the Laplacian Tortoise: Computability of Squared Error versus Absolute-Error Estimators." *Statistical Science* 12(4): 279-300.
- Powell, J. L. (1984). "Least Absolute Deviations Estimation for the Censored Regression Model." *Journal of Econometrics*, 25:303-25.
- Powell, J. L. (1986). "Censored Regression Quantiles." *Journal of Econometrics* 32:143-55.
- Rødseth, A. (1985). *Konsumentteori*. Universitetsforlaget. Oslo.
- Sosial- og helsedirektoratet (2003). *Norske næringsstoffanbefalinger*.

- Statistisk Sentralbyrå (2002). Forbruksundersøkelsen 1997-1999
- StataCorp (2001). *Stata Statistical Software: Release 7.0*. College Station, Texas: Stata Corporation.
- Stewart, H., N. Blisard and D. Jolliffe (2003). "Do Income Constraints Inhibit Spending on Fruits and Vegetables Among Low-Income Households?" *Journal of Agricultural and Resource Economics* 28(3): 465–480.
- Variyam, J. N., J. Blaylock, and D. Smallwood (2002) "Characterizing the Distribution of Macronutrient Intake among U.S. Adults: A Quantile Regression Approach." *American Journal of Agricultural Economics* 84(2): 454-466.
- Variyam, J. N. (2003). "Double Impact: Educational Attainment and the Macronutrient Intake of US Adults" in *Health, Nutrition and Food Demand* edited by W.S. Chern and K. Rickertsen. 53-72.