

Om pris og etterspørsel etter alkohol i Norge

Øyvind Omholt Alver

SIRUS rapport nr. 4/2004
Statens institutt for rusmiddelforskning
Oslo 2004

Statens institutt for rusmiddelforskning (SIRUS) ble opprettet 1. januar 2001 som en sammenslåing av Statens institutt for alkohol- og narkotikaforskning (SIFA) og dokumentasjonsseksjonen og biblioteket i Rusmiddeldirektoratet. SIRUS har som formål å utføre og formidle forskning og dokumentasjon omkring rusmiddelspørsmål, med særlig vekt på samfunnsvitenskapelige problemstillinger. Instituttet er også kontaktpunkt for Det europeiske narkotikaovervåkningscenteret i Lisboa, EMCDDA.

Copyright SIRUS
Oslo 2004

ISBN 82-7171-262-4
ISSN 1502-8178

SIRUS
P.b. 565 Sentrum
0105 Oslo

Besøksadresse: Øvre Slottsgate 2B
Telefon: 22 34 04 00
Fax: 22 34 04 01
E-post: sirus@sirus.no
Nettadresse: <http://www.sirus.no>

Trykt hos Wittusen&Jensen a.s.

Forord

Våren 2004 leverte jeg en hovedoppgave ved Økonomisk institutt ved Universitetet i Oslo med samme problemstilling som i denne rapporten. Statens institutt for rusmiddelforskning (SIRUS) ønsket at hovedoppgaven skulle bearbejdes noe og gis ut som en rapport i instituttets serie. Dette er resultatet av det endelige arbeidet. I tillegg til at det meste av teksten er omarbeidet og analysene forbedret, har datamaterialet blitt oppdatert med noen nye observasjoner.

Jeg vil takke Øyvind Horverak, Ole-Jørgen Skog og Ellen J. Amundsen for å ha bidratt med mange og viktige innspill under arbeidsprosessen. Knut Brofoss skal ha takk for bidrag om avgifts- og omsetningsreglene for alkohol. Erik Biørn var veileder for hovedoppgaven, og flere av hans bidrag til den er beholdt eller videreført i denne rapporten.

Til slutt vil jeg takke alle de som har fremskaffet datamateriale som inngår i analysen og som har bidratt til å dokumentere datamaterialet, deriblant Statistisk sentralbyrå (SSB), AS Vinmonopolet, Bryggeri- og mineralvannforeningen (BROM), Norsk Resirk AS, Hakongruppen (nå ICA Norge AS), Statens forurensningstilsyn (SFT), Toll- og avgiftsdirektoratet, Finansdepartementet og Statens institutt for rusmiddelforskning (SIRUS).

Oslo, desember 2004

Øyvind Omholt Alver

Innhold

Sammendrag	7
1 Innledning	9
2 Problemstilling	11
2.1 Etterspørselen etter en vare	11
2.2 Målet med analysen	12
2.3 Tidligere analyser på feltet	13
3 Etterspørsel etter alkohol	17
3.1 Pris i Norge	17
3.2 Kvalitet	17
3.3 Tilgjengelighet i Norge	17
3.4 Pris og tilgjengelighet i andre markeder	18
3.5 Konsumentenes inntekt	20
3.6 Sesong, ferier og høytider	20
3.7 Endringer i drikkekulturen	21
3.8 Konkurrerende produkter	21
4 Datamaterialet	23
4.1 Omsetning	23
4.1.1 Salg av øl	24
4.1.2 Salg av brennevin	26
4.1.3 Salg av sterkvin	27
4.1.4 Salg av rødvin	27
4.1.5 Salg av hvitvin	27
4.2 Priser	29
4.2.1 Pris på øl	29
4.2.2 Pris på brennevin	30
4.2.3 Pris på sterkvin	30
4.2.4 Pris på rødvin	30
4.2.5 Pris på hvitvin	31
4.2.6 Prisutviklingen	31
4.3 Inntekt	32
4.4 Befolkning	33
4.5 Perioder og sesong	33

4.6	Metanolsaken.....	34
5	Modellen.....	35
6	Hovedresultater.....	37
6.1	Pris- og utgiftselastisiteter	37
6.2	Tolkning av resultatene	37
6.3	Resultater for de ulike seriene	39
6.4	Prispolitikk	42
6.5	Metanolsaken.....	43
6.6	Påskan.....	43
6.7	Krysspriselastisiteter.....	44
7	Avslutning	45
	English summary	47
	Appendiks.....	49
A.1	Modellvalg.....	49
A.2	Utfyllende resultater fra analysen.....	49
A.3	Avgiftsreglene for alkohol i Norge.....	55
A.4	Vinmonopolet i Norge.....	57
A.5	Deskriptiv statistikk for variablene	58
	Referanser.....	61

Sammendrag

Målet med arbeidet som presenteres i denne rapporten, har vært å gi oppdaterte estimater på pris- og inntektselastisiteter for alkohol i Norge. Det har vært lagt mye arbeid i datainnsamling og -bearbeiding for å gi pålitelige resultater.

Datamaterialet består av månedlige oppgaver for omsetning av og pris på alkohol solgt i butikk/ Vinmonopol i tidsrommet 1996 til 2004. Dette innebærer at alkohol solgt ved skjenkesteder er søkt fjernet fra datamaterialet. Datamaterialet omfatter kun registrert omsetning av alkohol, slik at konsum av alkohol fra hjemmeproduksjon, grensehandel, taxfrihandel og smugling ikke er inkludert. Prisvariablene er påvirket av at prisene ved Vinmonopolet justeres fire ganger i året og stort sett årlige avgiftsøkninger ved nyttår. For inntekt er det brukt data over samlet konsumutgift i husholdningene, som en tilnærming, ettersom det er vanskelig å finne gode inntektsdata. Kvartalsdata over inntekt er omgjort til månedsdata. I stedet for inntektselastisiteter vil de i denne rapporten kalles utgiftselastisiteter.

Modellen som er analysert forklarer månedlige endringer i salg av alkoholholdig drikkevare med endring i realpris på alkoholvaren og endring i samlet konsumutgift i husholdningene, kontrollert for effekt av påskesalget og metanolsaken (kun for serien med brennevin). Det er tatt den naturlige logaritmen av alle de kontinuerlige variablene i regresjonsmodellen, og alle variablene er differensierte. Differensieringen skal fjerne statistiske trender i datamaterialet. Analysen er blitt utført med en såkalt ARIMA-regresjon, med en modell valgt på bakgrunn av formelle kriterier. ARIMA-modelleringen tar hensyn til sesongsvingninger og det statistiske problemet som gjerne oppstår i tidsseriedata fordi observasjoner i ulike måneder henger nært sammen. Resultatene fra en litt annen modellvariant er vedlagt i appendiks for å vise modellvalgets betydning for resultatene. Begge modellene er statiske lineære enkeltlikningsmodeller.

Resultatene forteller hvor mye den registrerte detaljomsetningen av ulike alkoholtyper påvirkes av endringer i realpriser og samlet realkonsum/realinntekt. Hovedresultatene viser priselastisiteter på -0,65 for brennevin, -0,54 for sterkvin og -0,68 for øl klasse D (vanlig pilsnerøl). Priselastisiteten som er beregnet eksempelvis for brennevin, innebærer at ved en 10 prosent økning i prisen faller omsetningen etter brennevin med

omtrent 6,5 prosent. Motsatt vil en 10 prosents nedgang i prisen føre til en økning i omsetningen på omtrent 6,5 prosent.

For rødvin og hvitvin har vi ikke fått statistisk signifikante priselastisiteter. Det betyr ikke nødvendigvis at forbruket av svakvin er upåvirket av prisen. I den perioden som er dekket av denne undersøkelsen, har det skjedd en betydelig endring i den norske befolkningens drikkemønster. Folk drikker stadig mer svakvin. Denne endringen i drikkemønsteret har gjort det vanskelig å identifisere de rene priseffektene. I tillegg har prisendringene i perioden vært relativt små, noe som gjør det ytterligere vanskelig å identifisere en effekt av pris på omsetningen.

Utgiftselastisiteten er beregnet til 1,81 for brennevin, 1,44 for sterkvin, 1,50 for rødvin og 0,90 for øl. Utgiftselastisiteten for hvitvin er estimert til 1,02, men er ikke signifikant på 5 prosent nivå. Det er ikke funnet statistisk signifikante krysspriselastisiteter. En krysspriselastisitet angir hvor mye omsetningen av en alkoholsort påvirkes av endringer i prisen på en annen alkoholsort. Den beregnede utgiftselastisiteten for eksempel for brennevin, innebærer at ved en 10 prosents økning i samlet konsumutgift i husholdningene øker omsetningen av brennevin med omtrent 18,1 prosent. Motsatt vil en nedgang i samlet konsumutgift på 10 prosent føre til en nedgang i omsetningen på omtrent 18,1 prosent.

Modellen som er anvendt i analysen inkluderer også to kontroll- eller dummyvariable, én som skal kontrollere for metanolsaken i serien for brennevin og én som skal fange opp uregelmessige månedlige salgssvingninger knyttet til påskehandelen. Resultatene tyder på at metanolsaken har gitt en økning i omsetningen av brennevin over disk ved Vinmonopolet på 5 prosent for hele perioden fra og med oktober 2002 til og med mars 2004. Resultatet av den andre variabelen viser at det salget som flyttes mellom månedene mars og april fra år til år, avhengig av tidspunktet for påsken, utgjør 6 prosent for øl og 10-12 prosent for vin, sterkvin og brennevin (i prosent av disse månedenes salg).

1 Innledning

Alkoholpolitikken i Norge er et tema som stadig kommer tilbake i den offentlige debatten. Avgiftene på alkohol er et tema som skaper mye debatt både blant politikere og i media. Avgifter er den faktoren som i størst grad påvirker prisnivået på alkohol i Norge. Før vi beregner hvilken effekt endringer i alkoholpriser og inntekt vil ha på alkoholomsetningen, kan det derfor være nyttig å sette avgiftspolitikken inn i en større sammenheng. Vi skal kort se på den offisielle alkoholpolitikken syn på avgiftene.

Regjeringen Bondevik la i 2002 frem en handlingsplan mot rusmiddelproblemer. Den slår fast at regjeringens visjon er frihet fra rusmiddelproblemer. De strategiske mål for alkoholpolitikken er å: "Redusere totalforbruket av alkohol, endre skadelige drikkemønstre, redusere ulovlig omsetning av alkohol, heve debutalderen for alkohol, øke oppslutningen om alkoholfrie soner, som under graviditet, i trafikken, i samvær med barn og ungdom, i arbeidslivet og i organisert fritid" (Sosialdepartementet, 2002, s. 13). Avgifter er, sammen med regulering og kontroll av bruk, oppgitt som sentrale forebyggingstiltak. Det er ikke oppgitt noen konkrete mål for påvirkning av totalomsetningen, og det er derfor uklart hvorvidt målsetningen lar seg evaluere.

Regjeringen sier videre i handlingsplanen: "Grunnet nødvendige avgiftsjusteringer, økte tollkvoter i EU samt økt antall salgs- og serveringssteder her til lands, er det grunn til å tro at totalforbruket av alkohol vil øke i Norge de nærmeste årene. Det er derfor ambisiøst å ha en målsetning som tar sikte på en reduksjon av totalforbruket. Tiltakene som iverksettes vil likevel medvirke til en lavere økning enn dersom ingen innsats ble satt inn for å påvirke totalforbruket. Målsetningen om å redusere totalforbruket må derfor betraktes i et langsiktig perspektiv." Som aktuelle tiltak for å påvirke totalforbruket står det nevnt: "Opprettholde alkoholavgifter som et alkoholpolitisk virkemiddel, opprettholde vinmonopolordningen, et effektivt bevillingssystem for alkohol, effektiv håndheving av reklameforbud, mer målrettet informasjon og opplysning om alkoholens skadevirkninger, og holdningsskapende arbeid om behovet for en aktiv alkoholpolitikk som regulerer tilgjengelighet og pris" (Sosialdepartementet, 2002, s. 20).

Regjeringens handlingsplan bekrefter i stor grad en politisk utvikling som blant andre Horverak, Nordlund og Rossow har beskrevet. De mener at et ytre og indre press har ført til lavere priser og lettere tilgjengelighet til alkohol, og at disse virkemidlene ikke vil kunne være like sentrale som før. Ulike former for "forebygging" ser ut til å ta over for pris- og tilgjengelighetsinstrumentet, som tidligere var de viktigste instrumentene i en politikk med sikte på å forebygge alkoholskader (Horverak, Nordlund & Rossow, 2001, s. 41).

En viktig del av presset mot alkoholavgiftene skyldes grensehandel. Et offentlig utvalg har sett på virkningene på statens inntekter av å endre avgiftene på grensehandelsutsatte varer. Utvalget beskriver fastleggingen av avgiftsnivået som en avveining mellom samfunnets gevinst i form av skatteinntekter og positive helseeffekter, mot tap som følge av at personer reiser over grensen for å handle og involverer seg i illegal virksomhet som smugling og hjemmebrenning (NOU, 2003:17, s. 18).

Uansett om man velger å øke eller senke avgiftsnivået på alkohol i fremtiden, vil det være nyttig å vite hvilken effekt det vil ha på etterspørselen. Denne rapporten inneholder beregninger som gir kunnskap om prisens virkning på den registrerte etterspørselen etter alkohol.

2 Problemstilling

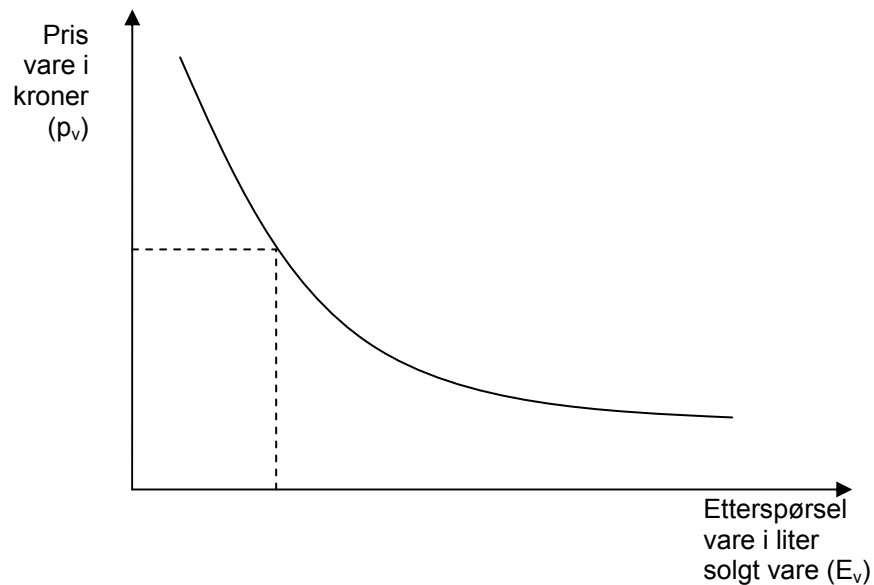
2.1 Etterspørselen etter en vare

Ifølge økonomisk teori avhenger etterspørselen etter en vare eller tjeneste (E_v i etterspørselsfunksjonen under) av prisen på varen eller tjenesten (p_v), prisen på andre varer og tjenester (p_a), individets samlede budsjett (b), tilgjengeligheten til varen (t), markedsføringen av varen (m) og en rekke andre forhold (a). Etterspørselsfunksjonen (1) definerer etterspørselen som en funksjon av disse faktorene, men sier ikke noe om på hvilken måte etterspørselen avhenger av de ulike faktorer

$$(1) \quad E_v = f(p_v, p_a, b, t, m, a)$$

Det kan være ønskelig å beregne hvor mye forbruket av en vare eller tjeneste avhenger av hver enkelt av disse faktorene. Dersom en har slike beregninger, kan det tegnes ulike etterspørselskurver for varen for hver av faktorene. Det er gjort for pris i figur 1.

Figur 1. Et eksempel på en etterspørselskurve hvor etterspørselen etter en vare avhenger av prisen



For ethvert punkt på kurven angir helningen hvordan etterspørselen reagerer på prisendringer. I stedet for å oppgi helningen på kurven, kan forholdet mellom pris og etterspørsel uttrykkes som en elastisitet. Elastisiteten forteller hvor mange prosent etterspørselen av en vare endres som følge av 1 prosent endring i prisen. For de fleste varer og tjenester vil priselastisiteten være et negativt tall mellom 0 og -1,5. En priselastisitet på -0,7 forteller at 1 prosents økning i prisen gir en reduksjon i etterspørselen etter varen på 0,7 prosent. Dersom priselastisiteten er null, betyr det at etterspørselen etter vedkommende vare ikke avhenger av prisen. Positive priselastisiteter er meget sjeldne og innebærer at økt pris gir økt etterspørsel. Dette kan imidlertid være tilfelle med noen få høystatusgoder hvor en prisnedgang senker godets status slik at etterspørselen går ned. Det kan også være tilfelle for noen ekstremt viktige nødvendighetsvarer (Giffen case).

På samme måte som det her er beskrevet hvordan en kan komme fram til en priselastisitet, kan en beregne inntektselastisiteter for å fastslå hvor mye etterspørselen etter en vare avhenger av individets disponible inntekt. For de fleste varer og tjenester er inntektselastisiteten positiv, og angir at økt inntekt gir økt etterspørsel etter en vare. Dersom inntektselastisiteten er større enn 1, kalles varen et luksusgode. Eksempler på slike varer kan være visse typer feriereiser (Rødseth, 1997, s. 77).

Pris- eller inntektselastisiteter beregnes i denne rapporten på bakgrunn av tidsseriedata, altså oppgaver over salg og priser for et gitt tidsrom.

2.2 Målet med analysen

Målet med denne rapporten har vært å beregne oppdaterte og forbedrede priselastisiteter for alkoholdrikker. Resultatene er kontrollert for inntektsendringer, sesongvariasjoner og virkninger av den såkalte metanolsaken. For å sikre de best mulige estimatene har datainnsamlingen og dokumentasjon av datamaterialet blitt prioritert høyt. Jeg har bare sett på salget over disk, nærmere bestemt øl som selges via dagligvarebutikker og Vinmonopolets salg av vin og brennevin.

Grunnen til at det er ønskelig å beregne slike elastisiteter er at elastisitetene kan forandre seg over tid dersom forbrukerne forandrer adferd. Det er flere forhold som antyder at forbrukerne kan ha endret adferd, som også kan påvirke pris- og inntektselastisitetene. Forbrukernes inntekt har steget mye, avgiftene på alkoholholdige drikkevarer har endret seg,

tilgjengeligheten til alkohol har økt og forbruket har steget. Alle disse faktorene gir grunn til å gjøre en slik beregning på nytt. Holder og Edwards viser til en undersøkelse fra Finland som har beregnet endringen i priselastisitet fra 1955 til 1980, og funnet synkende elastisitet. De beskriver dette som et eksempel på at alkohol har blitt en mer dagligdags vare og at priselastisiteten har en tendens til å falle med stigende inntekt og levestandard i samfunnet (Holder & Edwards, 1995).

2.3 Tidligere analyser på feltet

Internasjonalt finnes det svært mange elastisitetsstudier gjort på alkoholholdige drikkevarer, til dels med ulike datatyper og metoder. Det er imidlertid mest interessant å sammenlikne resultatene med tidligere undersøkelser gjort for Norge, fordi elastisitetene avhenger mye av drikkekultur og økonomiske forhold i landet. NOU (2003:4, s. 217) nevner kun to undersøkelser, Horverak (1977) og Strand (1993). NOU (2003:17, s. 55) nevner i tillegg ECON (1998) og Larsen, Wold og Aasness (1997). De tre første er alle undersøkelser av pris- og inntektselastisiteter gjort på tidsseriedata, mens Larsen, Wold og Aasness' undersøkelse, som er gjort på bakgrunn av paneldata fra forbruksundersøkelsen for 1989-1991, bare har beregnet inntektselastisiteter.

Horverak (1977) gjennomførte en studie av pris og inntektselastisiteter for alkohol solgt i butikk både på tomånedersdata og årsdata for perioden 1960-1974. Resultatene som her er gjengitt er basert på omtrent samme modell som den Horverak benyttet.

Strand gjorde en undersøkelse i 1993 på vin og brennevin for perioden 1974-1991 både på tertial og årsdata. Resultatene fra hennes undersøkelse spriker en del ettersom hun benyttet to modeller med ulik teoretisk tilnærming i sin analyse. Det fremgår av tabellen at inntektselastisitetene i hennes studie dels har uventet fortegn, dels spriker mye i forhold til de andre oppførte undersøkelsene. Hun fant også at ikke alle inntektselastisitetene var signifikante (Strand, 1993, s. 74).

ECON's undersøkelse fra 1998 var basert på årsdata for perioden 1970-1996. De kom fram til en priselastisitet på brennevin som var mye lavere enn i de andre undersøkelsene. De fraviker senere dette resultatet på -0,6 og bruker verdien -1,0 i de videre estimatene (ECON, 1998, s. 32). Det fremgår ikke av ECONs rapport på hvilket nivå resultatene er signifikante, og estimatenes standardfeil er ikke oppgitt.

Horverak skilte i sin undersøkelse mellom svakvin og sterkvin, noe ingen av de andre undersøkelsene gjorde på tross av at det er to varer som i lang tid hadde ulikt avgiftsnivå. Horveraks undersøkelse er også den eneste som bare inkluderer disksalget av alkohol. Både ECONs og Strands undersøkelsene er basert på oppgaver over totalt innenlandsk salg. Dette kritiseres i NOU (NOU, 2003:17, s. 52), hvor det påpekes at salg i butikk og på serveringssted er to forskjellige markeder med ulik priselastisitet.

Larsen, Wold og Aasness kom fram til at estimatene på inntektselastisitetene var svært ulike for ulike brennevinstyper. Dette vil ha betydning for tolkningen av de mer aggregerte elastisitetene (Larsen, Wold & Aasness, 1997).

Tabell 1. Priselastisiteter for øl, vin og brennevin fra undersøkelser i Norge

Undersøkelse (periode)	Data	Priselastisiteter			
		Øl	Svakvin ¹	Sterkvin	Br.vin
Horverak (1960-1974)	2 mnd	-	-0,7	-1,5	-1,2
	År	-		-1,2	-1,2
Strand (1974-1991)	Tertial	-	-1,3		-0,9
	År	-	-0,3		-1,2
ECON (1970-1996)	År	-0,3	-1,1		-0,6

Kilder:

NOU (2003:17, s. 52 og 55), Horverak (1977, s. 24), Strand (1993, s. 74) og ECON (1998, s. 31 og 37).

Merknad:

¹ Hos Strand og ECON både svakvin og sterkvin.

Tabell 2. Inntektselastisiteter for øl, vin og brennevin fra undersøkelser i Norge

Undersøkelse (periode)	Data	Inntektselastisiteter			
		Øl	Svakvin ¹	Sterkvin	Br.vin
Horverak (1960-1974)	2-mnd Års-	- -	3,2 3,0	1,5 0,6	0,7 0,7
Strand (1974-1991)	Tertial Års-	- -	0,8 0,6		-0,3 -0,1
ECON (1970-1996)	Års-	0,5	1,4		2,6
Larsen et al. (1989-1991)	Panel	1,0	2,7 ²	2,0	2,5 ³

Kilder:

NOU (2003:17, s. 52 og 55), Horverak (1977, s. 24), Larsen, Wold og Aasness (1997, s. 54), Strand (1993, s. 74) og ECON (1998, s. 31 og 37).

Merknader:

¹ Hos Strand og ECON både svakvin og sterkvin.

² Gjelder rødvin. Inntektselastisiteten for hvitvin var på 3,4.

³ Vin og brennevin samlet. Svært ulike elastisiteter er beregnet for ulike typer brennevin som for eksempel 1,0 (akevitt) og 2,3 (konjakk) (Larsen, Wold & Aasness, 1997, s. 54).

Internasjonalt er det gjort svært mange undersøkelser over priselastisiteter og sammenheng mellom pris og alkoholskader. Her presenteres bare noen av de mest sentrale oversiktene som kan gi et innblikk i litteraturen. For en oversikt over resultater internasjonalt, med tabeller over priselastisiteter, fram til tidlig 90-tall, se Holder og Edwards (1995) og Edwards, Andersen, Babor et al. (1994). Mer oppdaterte oversikter over ulike undersøkelser som ser på sammenhengen mellom pris og konsum og negative effekter av alkoholkonsum kan finnes i Chaloupka, Grossman og Saffer (2002) og Babor, Caetano, Casswell et al. (2003). En nyere undersøkelse ser på priselastisitet for konsumenter generelt og for høykonsumenter, moderate konsumenter og lavkonsumenter mer spesifikt (Manning, Blumberg & Moulton, 1995). Mäkelä, Rossow og Tryggvesson (2002) har en god oversikt over de siste 50 års nordiske studier av priselastisiteter på alkohol.

3 Etterspørsel etter alkohol

Faktisk forbruk av alkoholholdige drikkevarer avhenger som nevnt av en rekke forhold. De forhold som ofte inkluderes er pris i Norge, kvalitet, tilgjengelighet i Norge, pris og tilgjengelighet for varen i andre markeder, konsumentenes inntekt, sesong, ferier og høytider, tidligere forbruk og endringer i drikkekulturen (NOU, 2003:17, s. 49). Disse faktorene skal i det følgende drøftes enkeltvis i lys av tilgjengelige data, for å komme fram til en modell som kan anvendes i analysen.

3.1 Pris i Norge

Det er hevet over tvil at prisen på de aller fleste varer og tjenester påvirker etterspørselen. En prisendring kan ha vidt forskjellige effekter på etterspørselen etter ulike varer. Prisen på de ulike alkoholdrikker skal inngå i modellene. I vårt tilfelle benytter vi salgsprisen på øl i dagligvarebutikker og Vinmonopolets priser på vin og brennevin.

3.2 Kvalitet

Kvalitet kan være faktorer som alkoholprosent, årgang, lagringsdyktighet og mer subjektive faktorer relatert til smaken på produktet. Slike faktorer vil det ikke bli tatt hensyn til i analysen, ettersom det er faktorer som det er vanskelig å kvantifisere. Denne typen faktorer er også mindre viktige når en ser på aggregerte data og ikke på data for enkelte vinmerker eller liknende.

3.3 Tilgjengelighet i Norge

Tilgjengelighet blir sammen med avgiftslegging regnet som et av de forhold som har god dokumentert effekt på faktisk forbruk av alkohol (Babor, Caetano, Casswell et al., 2003, s. 264). Tilgjengelighet omfatter blant annet aldersgrenser for kjøp av alkoholholdige drikkevarer, forbud mot omsetning av vin og brennevin i annet enn vinmonopolutsalgene, begrenset antall vinmonopolutsalg, vinmonopolutsalgens åpningstider, vinmonopolutsalgens utforming som disksalg versus selvbetjening, krav om serveringsløyve for skjenkesteder, forbud mot reklame for alkoholholdige drikkevarer sterkere enn lettøl, osv. Det er umulig å inkludere tilgjengelighet i sin helhet som en eller flere kontrollvariabler, både fordi mange av forholdene er vanskelig å kvantifisere og fordi det ikke finnes tilgjengelige data for alle disse faktorene.

Det kunne allikevel ha vært ønskelig å kontrollere for tilgjengelighet ettersom det har skjedd store endringer i tilgjengeligheten til alkohol i de senere årene. For det første har det vært en kraftig økning i antall skjenkesteder i mange kommuner. For det andre har internasjonaliseringen av media gjort at norske forbrukere nå er mer utsatt for alkoholreklame enn for bare noen få år siden. For det tredje har det skjedd en rekke endringer ved Vinmonopolet. Vinmonopolet har utvidet åpningstidene for butikkene og det har samtidig vært en sterk økning i antall butikker. I tillegg har mange vinmonopolutsalgslett blitt selvbetjente, noe som gjør at det blir lettere å foreta spontane innkjøp enn tilfellet er ved disksalg (Skog, 2000; Hørverak, 2002, s. 7). For det fjerde har det vært en stor økning i redaksjonelt stoff om alkohol og vin spesielt, i mange medier. Omtale i slike artikler eller reportasjer fungerer som markedsføring for produktene. Det finnes data både over økningen i antall vinmonopolutsalgslett og antall selvbetjente utvalg. Det er likevel svært vanskelig å lage en god variabel for tilgjengelighet. Hvor mye et nytt vinmonopolutvalg øker tilgjengeligheten vil for eksempel både avhenge av hvor mange mennesker som bor i nærheten, og hvor langt det er til andre utvalg. Ideelt sett skulle vi hatt en variabel som fanget opp alle nordmenns avstand til nærmeste vinmonopolutvalg. I mangel av et godt mål på endringer i tilgjengelighet, har jeg valgt ikke å ta med noen variabel for dette.

3.4 Pris og tilgjengelighet i andre markeder

I tillegg til det innenlandske detaljmarkedet for alkohol, finnes det markeder for hjemmelaget og innsmuglet sprit, taxfrivarer og grensehandel. Ved en samlebetegnelse kalles disse markedene markedet for uregistrert alkohol. Etterspørselen i markedet for uregistrert alkohol kan fremstilles slik at den avhenger av prisen i eget marked samt prisen i markedet for registrert alkohol (NOU (2003:17, s. 50)). Det samme gjelder etterspørselen i markedet for registrert alkohol. I den delen av markedet for uregistrert forbruk som er illegalt, vurderer konsumentene også sin etterspørsel etter om de finner det moralsk forsvarlig å handle i dette markedet. Tilgjengeligheten i det legale markedet er i dag så god at den antagelig ikke påvirker etterspørselen i markedet for uregistrert forbruk.

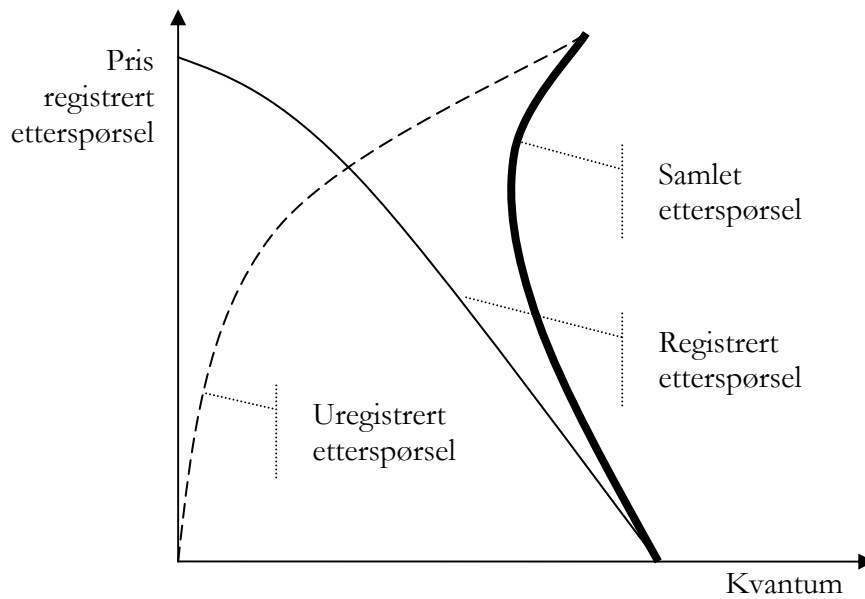
Etterspørselen etter alkohol i det registrerte markedet kan skisseres som en fallende etterspørselskurve for pris i det registrerte markedet, når alt annet holdes konstant. Samtidig vil etterspørselen i det uregistrerte markedet kunne øke når prisen på registrert alkohol øker. Samlet gir dette en total etterspørselskurve som vil kunne skifte fra å falle til å stige når prisen i det registrerte markedet overstiger en viss grense, som vist i figur

2. Dette forutsetter at den uregistrerte andelen av etterspørselen er relativt stor, noe som ikke er tilfellet for øl, svakvin eller sterkvin. Men for brennevin, hvor det uregistrerte forbruket utgjør halvparten av det totale forbruket, kan det være slik at en kraftig økning i prisen bare vil redusere den innenlandske omsetningen, og ikke forbruket. Når prisen passerer et kritisk punkt, vil etterspørselen etter brennevin i det uregistrerte markedet kunne bli så stor at totalforbruket av brennevin vil øke. Det finnes imidlertid ingen empiriske studier som viser at prisen på brennevin i Norge har passert dette punktet.

Det vil i analysen ikke bli tatt hensyn til tilgjengelighet og pris i alternative markeder. Prisene på alkohol i Sverige har vært forsøkt inkludert i en analyse som bygger på omtrent det samme datamaterialet, uten at det var mulig å få signifikante resultat (Alver, 2004, s. 73). Nordmenn reiser i større og større grad, og det ville være umulig å ta hensyn til tilgjengelighet og pris i alle alternative markeder hvor nordmenn har en viss tilgang på alkohol. Turistimporten av alkohol er estimert til bare å utgjøre 9 prosent av det totale alkoholforbruket i landet (NOU, 2003:17, s. 43).

Prisene på hjemmeproduisert eller innsmuglet alkohol er ikke tilgjengelige, slik at det ikke er mulig å ta hensyn til hvordan de påvirker etterspørselen etter øl i dagligvarebutikker og vin og brennevin på Vinmonopolet.

Figur 2. Samlet etterspørsel etter alkohol



Kilde: NOU (2003:17, s. 50).

3.5 Konsumentenes inntekt

Inntekt er selvfølgelig en viktig variabel for å forklare forbruk. Inntekt er et bredere begrep enn lønn, men det er vanskelig å finne lønns- og inntektsstatistikk av god kvalitet. Ikke minst er det vanskelig å finne data med flere observasjoner i året, slik vi trenger i denne studien. Jeg vil bruke oppgaver over det totale konsumet i husholdningene i Norge som en tilnærming til inntekt. Som en følge av at konsumutgift brukes som en tilnærming til inntekt, vil de beregnede elastisitetene kalles utgiftselastisiteter og ikke inntektselastisiteter.

3.6 Sesong, ferier og høytider

Alkoholkonsumet varierer etter sesong. Historisk har drikkekulturen i Norge i stor grad vært slik at inntak av alkohol har foregått til fest og høytider med sosialt samvær. Store høytider, ferier og helger er fortsatt rammen for mye av alkoholkonsumet. Sesongvariasjonene er også ulike for de ulike gruppene av alkoholholdige drikkevarer. Hvitvin konsumeres mest om sommeren, rødvin mer spredt utover året, men mindre om

sommeren, brennevin mest rundt jul og påske osv. Analysen skal utføres med ARIMA-modeller for å prøve å fange opp sesongvariasjonene.

I tillegg til rene sesongvariasjoner må det tas hensyn til at påsken fra år til år varierer mellom månedene mars og april. Siden vi benytter månedsdata, må det inkluderes en variabel som kan fange opp påskeeffekten, slik at sesongvariasjonene ikke blir forstyrret av tidspunktet for påsken.

3.7 Endringer i drikkekulturen

Forbruket av alkohol vil være påvirket av endringer i drikkekulturen på samme måte som kulturelle endringer og moter påvirker etterspørselen etter andre varer og tjenester. Når slike endringer i forbruket over en periode går gradvis i retning av stigende eller fallende forbruk, kalles de for trender. I analysen vil de statistiske trendene bli forsøkt fjernet ved at variablene differensieres. Det vil da ikke være alkoholomsetningen for hver måned som skal forklares, men endringen i alkoholomsetningen fra en måned til den neste.

3.8 Konkurrerende produkter

Ifølge økonomisk teori er pris og tilgjengelighet på konkurrerende produkter en viktig faktor for å forklare etterspørselen etter varer og tjenester. Prisen på togbilletter vil påvirke etterspørselen etter bussbilletter og omvendt. Det samme kan gjelde for alkohol, prisen på øl kan for eksempel påvirke etterspørselen etter brennevin. Men priskonkurransen kan også begrense seg til de enkelte varetyper, slik at prisen på et ølmerke bare har betydning for etterspørselen etter andre ølmerker, og ikke for etterspørselen etter brennevin. For å prøve å ta hensyn til hvordan ølprisen eventuelt påvirker etterspørselen etter brennevin, kunne en beregne såkalte krysspriselasiteter. De angir prosentvis endring i etterspørselen etter en vare som følge av endringer i prisen på en nærliggende vare (substitutter). Det er imidlertid få som har klart å beregne signifikante krysspriselasiteter, og jeg har heller ikke klart å ta hensyn til slike effekter i analysen (Edwards, Andersen, Babor et al., 1994, s. 117).

4 Datamaterialet

Flere kilder har bidratt med data til denne analysen. De viktigste kildene er Bryggeri- og mineralvannforeningen (BROM), Vinmonopolet og Statistisk sentralbyrå (SSB). Det har vært lagt stor vekt på datainnsamlingen, for resultatene vil være helt avhengige av kvaliteten på datamaterialet. I det følgende skal det gjøres rede for hvordan datamaterialet er fremkommet og hvilke valg som er foretatt under arbeidet.

4.1 Omsetning

Fra Vinmonopolet har vi mottatt månedlige omsetningstall tilbake til 1996, mens Bryggeri- og mineralvannforeningen har bidratt med månedlige omsetningstall for øl helt tilbake til 1989. For salg av øl utføres analysen på data fra de ti siste årene, det vil si fra januar 1994 til mars 2004. Som mål på omsetning av alkohol brukes oppgaver over antall liter solgt vare. Omsetningstallene er altså ikke regnet om til ren alkohol, slik det blir gjort i mange tilsvarende undersøkelser. For alle alkoholsortene i undersøkelsen begrenser dataene seg til å omfatte registrert omsetning i Norge. Av naturlige grunner finnes det ikke tilgjengelige data med mange nok observasjoner av den uregistrerte omsetningen.

Jeg har forsøkt bare å inkludere omsetningsdata for disksalg. Med disksalg menes alt salg unntatt det som selges til det såkalte HORECA-markedet (hotell, restaurant og catering). Grunnen til at det er ønskelig å begrense analysen til disksalg, er hovedsakelig at den alkoholen som selges på skjenkesteder har helt andre priser enn den som selges i butikk.

Fra og med år 2000 (2001 for øl) er eksakte data for månedlig salg i butikk uten salg til HORECA mottatt (se tabell 1). For de tidligere periodene må disksalgsandelene for vin og brennevin beregnes ved hjelp av andelen på årsbasis for brennevin, sterkvin og svakvin. For årene 1996 og 1999 finnes ikke data over hvor stor andel av salget som gikk over disk annet enn for øl. Tallene ble i disse årene ikke publisert i Årsberetningene for Vinmonopolet, og Vinmonopolet har ikke klart å fremskaffe tallene på forespørsel. For disse årene er derfor tallene estimert som et gjennomsnitt av året før og etter. For øl er andel solgt på fat brukt som tilnærmet HORECA-andel for periodene fram til 2001.

Tabell 3. Oversikt over HORECA-andelene som er brukt for å regne ut disksalget fra de månedlige salgshallene

	1995	1996	1997-98	1999	2000	2001-04
Øl	Årlig tall ¹	Årlig tall	Årlig tall	Årlig tall	Årlig tall	Månedstall
Rødvvin		Gjennomsnitt året før og etter	Årlig upublisert tall (for svakvin)	Gjennomsnitt året før og etter	Månedstall	Månedstall
Hvitvin	Årlig tall (for vin)	(for svakvin)		Gjennomsnitt året før og etter	Månedstall	Månedstall
Sterkvin		Gjennomsnitt året før og etter	Årlig upublisert tall	Gjennomsnitt året før og etter	Månedstall	Månedstall
Brennevin	Årlig tall	Gjennomsnitt året før og etter	Årlig upublisert tall	Gjennomsnitt året før og etter	Månedstall	Månedstall

Merknad:

¹ For øl er det brukt årlige tall over HORECA-andelene for alle periodene også før 1995. For øl finnes kun data over andel som selges på fat. Dette er den beste erstatning vi har for HORECA-andelen. Det selges også betydelige mengder øl på flaske gjennom serveringssteder, som vi ikke klarer å fjerne fra datamaterialet.

4.1.1 Salg av øl

Variabelen *salg av øl* er definert som alt salg av norskprodusert øl på boks og flaske i skatteklasse D (vanlig pilsnerøl) og er regnet i vareliter pr innbygger 15 år eller eldre.

Med øl vil vi i denne analysen bare regne norskprodusert øl i klasse D (øl mellom 3,75-4,75 volumprosent alkohol). Øl i skatteklasse D sto i 2003 for nesten 97 prosent av alt norskprodusert øl som blir regnet som alkoholholdig drikk i Norge (Bryggeri og mineralvannforeningen, 2004b).

For konsum av lovlig solgt øl i Norge må det skilles mellom øl produsert innenlands og importert øl. Vi mangler data over lovlig solgt importert øl. I utgangspunktet selges det ikke så mye importert øl i Norge over disk, men det er én kilde som er ganske stor og som ikke blir medregnet i salgshallene. ICA Norge AS (Hakongruppen inntil 01.10.03), som eier en rekke dagligvarekjeder i landet, solgte et eget ølmerke kalt Hakonpils, hvorav boksølet er produsert i utlandet og dermed ikke er inkludert i Bryggeri- og mineralvannforeningens statistikk. ICA Norge har på forespørsel skrevet at de har importert øl siden oktober 1999. De har oppgitt volumtall for 2001 og 2002. De solgte i 2001 ca. 2,3 mill bokser og

i 2002 ca 2,1 mill bokser i 0,5 liters størrelse. ICA Norge ønsket ikke å gi mer detaljerte data, men tallene tyder på at deres import i gjennomsnitt var på 140 000 liter pr måned i 2001 og 90 000 liter pr måned i 2002. Dette utgjør bare omtrent en halv prosent av den totale norske produksjonen av øl i alle skatteklasser i disse to årene. Hakonpilsen forsvant i 2004 og kjeden importerer nå et annet billig ølmerke.

Grans bryggeri, som gjennom en avtale med REMA selger relativt store kvanta med øl gjennom butikkjeden, importerer alt øl som selges med deres navn på boks. Denne importen er imidlertid medregnet i salgstillene fra Bryggeri- og mineralvannforeningen, og er således å finne i våre salgstill.

Toll- og avgiftsdirektoratet har selvrapporterte tall fra alle produsenter og importører av øl, og er den beste kilden om en skal forsøke å kvantifisere det samlede ølsalget. Tall fra 2001 til og med juli 2004 viser at salget av importert øl i årsgjennomsnitt utgjør under 3 prosent av den totale registrerte omsetningen. Tallene er imidlertid usikre på månedsnivå fordi de bygger på den mengden alkohol det betales avgift for, og avgiften betales ofte etterskuddsvis. Tallene er derfor ikke egnet til å angi månedlige tall over salget av importert øl. Jeg har valgt å utelate den importen som ikke er inkludert i tallene fra Bryggeri- og mineralvannforeningen.

For perioden januar 1995 til og med mars 1996 ble det gjort et forsøk på å selge øl i skatteklasse C (øl mellom 2,75-3,75 volumprosent alkohol). Salget var en følge av at alkoholavgiften ble differensiert fra 01.01.95, for øl med alkoholprosent mellom 2,75-3,75 prosent og øl med alkoholinnhold mellom 3,75-4,75 volumprosent. Produksjonen ble aldri nevneverdig høy, og produktet falt bort hos alle bryggerier etter mars 1996. Totalt ble det solgt rundt 820 000 liter av dette svakere ølet, det vil si et gjennomsnitt på omtrent 55 000 liter pr måned. Dette utgjorde under 0,4 prosent av det totale salget av øl produsert i Norge i denne perioden. I april 2004 er det igjen startet salg av øl i denne skatteklassen. Det påvirker ikke vår analyse, som anvender data til og med mars 2004. Jeg har ikke tatt hensyn til salget av øl i klasse C i analysen.

Til slutt bør det nevnes at salgstillene fra Bryggeri- og mineralvannforeningen omfatter salg fra produsenter til detaljister, og ikke fra detaljister til konsumenter. En feilkilde i data er derfor endringer i lagerbeholdningen hos detaljister. Det antas at lagerbeholdningen hos

detaljstene, som stort sett utgjør dagligvareforetninger, er konstant over perioden, slik at dette ikke påvirker analysen.

4.1.2 Salg av brennevin

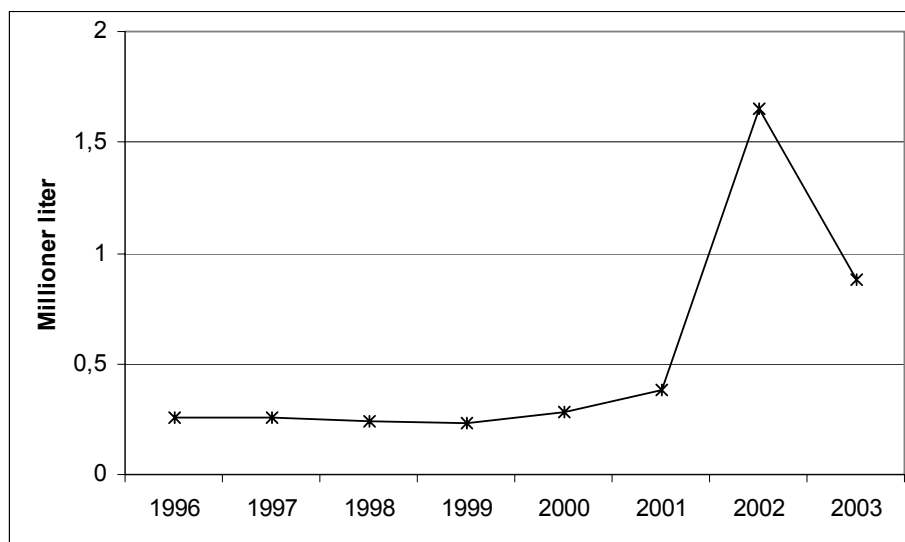
Variabelen *salg av brennevin* er definert som alt salg av brennevin over disk ved Vinmonopolet, unntatt kategorien øvrig brennevin, og er regnet i vareliter pr innbygger 15 år eller eldre.

Med brennevin forstås i alkoholovens §1, tredje ledd "...drikk som inneholder tilvirket alkohol ublandet eller i blanding med andre produkter, og som ikke er vin. Enhver drikk som inneholder mer enn 22 volumprosent alkohol regnes som brennevin" (Rundskriv I-6/98, 1998). Brennevinsdrikk vil derfor variere betydelig i alkoholstyrke, avhengig av hvor mye tilvirket alkohol en bestemt brennevinsdrikk inneholder. Siden satsene for alkoholavgiftene fram til 1. januar 2004 utelukkende var knyttet til alkoholinnhold, innebar dette at avgiftssatsene varierte betydelig mellom ulike brennevinsdrikk. Etter 1. januar 2004 ble avgiftssystemet for brennevin endret, og fra da av ble alle brennevinsdrikk beskattet etter samme avgiftssats.

Statistisk sentralbyrås prisindeks for brennevin følger alkoholovens definisjon av brennevin, slik at prisindeksen inneholder alle drikker som er klassifisert som brennevin, uavhengig av alkoholstyrke. På tross av dette har jeg valgt å ta én underkategori av brennevin ut av omsetningsdataene. I kategorien *øvrig brennevin* finnes nemlig alkopops eller rusbrus. Denne underkategorien tas ut av to årsaker: For det første fordi Vinmonopolets salg av brennevinsbasert rusbrus viste en helt annen utvikling enn salget av andre brennevinsdrikk etter 2000. For det andre fordi brennevinsbasert rusbrus som inneholdt mindre enn 4,75 volumprosent alkohol, ble tillatt solgt i dagligvarebutikker fra 1. januar 2003. Som vi ser av figur 3, ble salget av *øvrig brennevin* firedoblet fra 2001 til 2002.

Av praktiske grunner fjernes kategorien *øvrig brennevin* i sin helhet, selv om det da også forsvinner en del salg som kunne ha vært med i beregningene. I tillegg til rusbrus som Bacardi Breezer, inneholder kategorien øvrig brennevin for eksempel også produkter som Koskenkorva Vargtass og Pernod Anis Spirit. Kategorien øvrig brennevin utgjorde for årene 1996-2001 bare 3-4 prosent av Vinmonopolets totale brennevinsalg regnet i vareliter, mens det utgjorde hele 15 prosent i 2002 for så å falle til 8 prosent i 2003, etter at størsteparten av salget av rusbrus var flyttet ut i dagligvarebutikkene. I 2004 er salget redusert ytterligere.

Figur 3. Årlig disksalg av øvrig brennevin inklusive rusbrus



4.1.3 Salg av sterkvin

Variabelen *salg av sterkvin* er definert som alt salg av sterkvin over disk ved Vinmonopolet og er regnet i vareliter pr innbygger 15 år eller eldre.

Alkoholprosenten i sterkvin varierer fra 14,5 til 22 volumprosent alkohol og omfatter hovedsakelig vintypene vermut, sherry, portvin og madeira.

4.1.4 Salg av rødvin

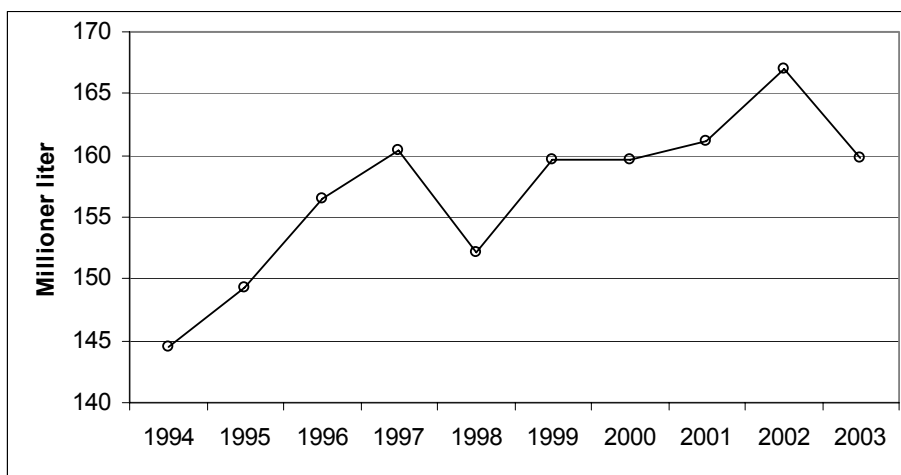
Variabelen *salg av rødvin* er definert som alt salg av rødvin over disk ved Vinmonopolet og er regnet i vareliter pr innbygger 15 år eller eldre.

Rødvin og hvitvin er skilt ut som egne kategorier i analysen, først og fremst fordi salget har ulik sesongvariasjon. Det er derfor mest hensiktsmessig å analysere dem hver for seg. Øvrige svakviner som hovedsakelig består av musserende vin og roséviner er utelatt fra analysen. Salget av musserende vin og roséviner er relativt beskjedent, og kan vise store variasjoner fra år til år.

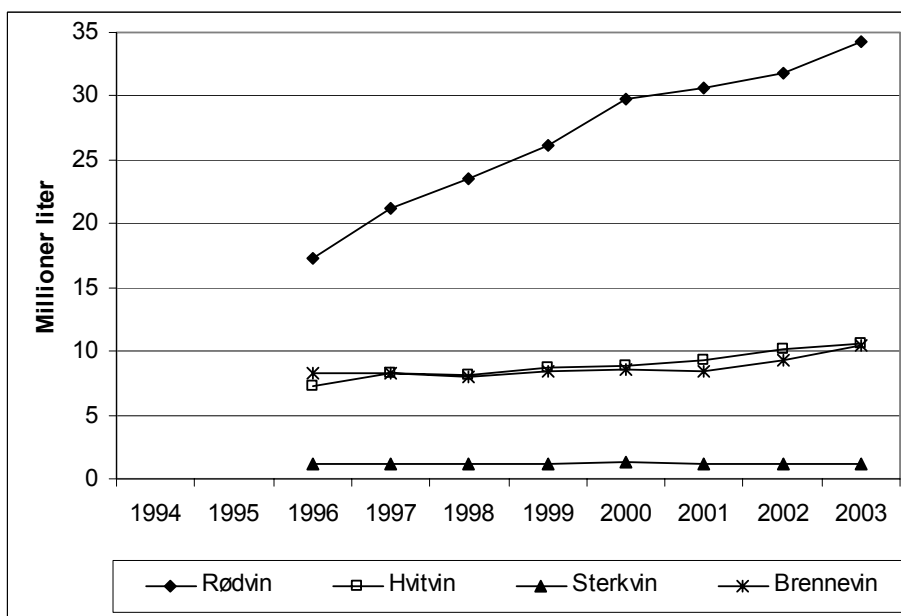
4.1.5 Salg av hvitvin

Variabelen *salg av hvitvin* er definert som alt salg av hvitvin over disk ved Vinmonopolet og er regnet i vareliter pr innbygger 15 år eller eldre.

Figur 4. Årlig disksalg av øl



Figur 5. Årlig disksalg av rødvin, hvitvin, sterkvin og brennevin



4.2 Priser

Alle priser er realprisindekser over utsalgspris inkludert avgifter, men ekskludert pant, med basisår 1998.¹ Prisdata er innhentet fra Statistisk sentralbyrå for alle alkoholgruppene. Prisindeksene for sterkvin, rødvin og hvitvin går bare tilbake til august 1996. Siden prisseriene for vin er noe kortere enn seriene for salgsdata, har jeg utelatt de første sju månedene av 1996 fra analysen av disse varegruppene.

4.2.1 Pris på øl

Variabelen *pris øl* er en realprisindeks vektet sammen av prisindekser for øl på 0,33 liter flaske og 0,5 liter boks fra SSB med salgsandelene som vekter.

Statistisk sentralbyrås prisindeks for øl er basert på prisen på pilsnerøl på 0,33 liter flaske. I de senere år har imidlertid en økende del av ølsalget skjedd i form av øl på boks. Øl på boks er noe dyrere enn øl på flaske, og det er ønskelig også å ta hensyn til prisen på øl på boks i analysen. Det er imidlertid ingen enkel måte å få tatt hensyn til dette på, for på mange måter kan øl på flaske og øl på boks ses på som to ulike produkter. Folk etterspør ikke bare øl, men de etterspør boksøl og flaskeøl.

For å forsøke å ta hensyn til prisen på boksøl i analysen av ølsalget, innhentet jeg fra SSB en uoffisiell prisindeks for pilsnerøl på 0,5 liter boks for perioden fra august 1999 til mars 2004.² Både indeksen for flaskeøl og boksøl er bygd på detaljistprisen (butikkprisen) på enkelte representantvarer. Jeg har vektet disse prisindeksene sammen med boks- og flaskeølets respektive salgsandeler som vekter, og på denne måten kommet fram til en prisindeks for produktet øl.

Utviklingen i salget av boksøl ble påvirket av at det i mai 1999 ble innført en panteordning for ølbokser i Norge. Som en følge av det ble avgiften redusert fra 3,26 kroner pr boks til 0,67 kroner pr boks. Dette bidro til en stor salgsøkning for øl på boks, på tross av at boksølet fortsatt var en del dyrere enn øl på flaske.

Analysen av øl kunne også vært utført på andre måter. Jeg kunne enten ha behandlet flaskeøl og boksøl som to ulike produkter, og beregnet priselastisitetene og krysspriselastisitetene for flaskeøl respektive boksøl for seg. Eller jeg kunne ha latt introduksjonen av boksøl vært representert

¹ De nominelle prisene er deflatert med konsumprisindeksen der 1998=100.

² For mai-juni 1999 har vi estimert en utvikling i prisindeksen.

ved en dummyvariabel, med verdi 1 etter at boksølet ble introdusert som et reelt alternativ, og 0 ellers.

Bruken av en dummy ble imidlertid vanskeliggjort av at boksøl lenge har vært et alternativ til flaskeøl. Å utføre analysen på boks- og flaskeøl separat var ikke mulig med det datamaterialet over salg av øl som var tilgjengelig.

4.2.2 Pris på brennevin

Variabelen *pris brennevin* er en realprisindeks fra SSB basert på alt brennevin solgt ved Vinmonopolet definert etter alkoholloven §1, tredje ledd.

Det var ikke mulig å oppdrive en prisindeks som ikke inneholdt rusbrus. Imidlertid har prisen på rusbrus liten betydning for prisindeksen for brennevin. Fra og med 1996 bygger indeksen på fullstendige omsetningsdata for gruppen brennevin fra Vinmonopolet. Før den tid var indeksen basert på et sett representantvarer.

Vinmonopolets priser skifter tre ganger i året, hver fjerde måned med start 1. januar. Alkoholavgiftene skifter som hovedregel ved årsskiftet.

4.2.3 Pris på sterkvin

Variabelen *pris sterkvin* er en upublisert realprisindeks fra SSB fra august 1996 hvor sterkvin er definert på samme måte som for omsetningsvariabelen.

Prisindeksen for sterkvin, rødvin og hvitvin bygger på fullstendige omsetningsdata fra Vinmonopolet. Det var ikke mulig å få disse prisindeksene for en lengre periode, ettersom SSB ikke har like detaljerte data fra Vinmonopolet før 1996.

4.2.4 Pris på rødvin

Variabelen *pris rødvin* er en upublisert realprisindeks fra SSB fra august 1996 hvor rødvin er definert på samme måte som for omsetningsvariabelen.

Vin selges både i såkalt bag-in-boks eller "pappvin" og på flaske. Som for øl, kunne det også for rødvin og hvitvin vært interessant å beregne priselastisiteter for vin på ulik emballasje separat. Det kan tenkes at konsumentene har ulik betalingsvilje overfor vin på ulik emballasje, og at tilbudet av vin på ulike emballasjetyper påvirker det kvantum

konsumenten velger å kjøpe. Det finnes imidlertid ikke prisindekser for vin på ulike emballasje, slik at det er umulig å analysere gruppene separat.

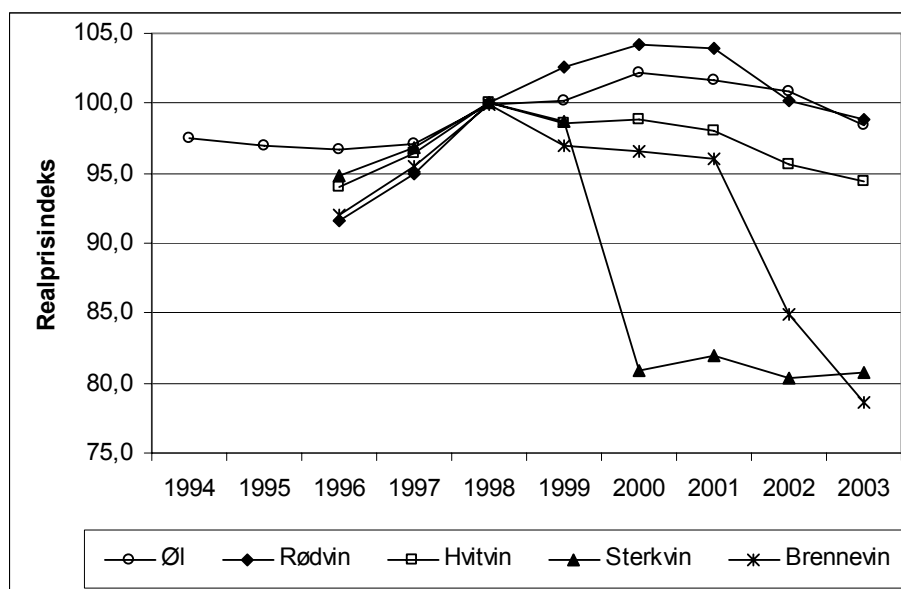
4.2.5 Pris på hvitvin

Variabelen *pris hvitvin* er en upublisert realprisindeks fra SSB fra august 1996 hvor hvitvin er definert på samme måte som for omsetningsvariabelen.

4.2.6 Prisutviklingen

Figur 5 viser hvordan realprisene på de ulike typene alkoholdrikker har utviklet seg i de periodene jeg har sett på. Seriene med vinpriser som anvendes er noe kortere enn seriene med øl- og brennevinspriser (for brennevin starter serien tidligere i 1996). Prisene på de ulike alkoholdrikkene viser til dels store variasjoner. Ikke minst har prisen på brennevin og sterkvin gått betydelig ned i de senere årene, nærmere bestemt med rundt 20 prosent fra 1998 til 2003.

Figur 6. Årlig realprisindeks for øl, rødvin, hvitvin, sterkvin og brennevin



4.3 Inntekt

Variabelen *samlet konsum* er definert som samlet realkonsum i husholdningene i landet pr innbygger 15 år og eldre. Også konsumet er korrigert for den ordinære prisstigning ved hjelp av konsumprisindeksen.

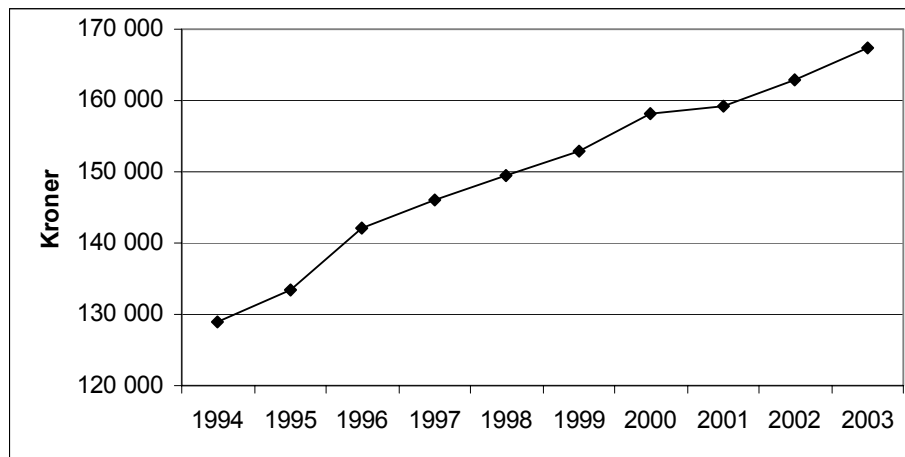
For beregningene av inntektselastisiteter var det ønskelig med data over hvor høy inntekt innbyggerne i Norge hadde i hver måned. Det nærmeste det er mulig å komme er statistikk over lønn som NHO samler inn for utvalgte sektorer. Denne statistikken er for snever ettersom den bare representerer utvalgte sektorer, og bare omfatter lønn. Selvstendig næringsdrivende faller ikke inn under lønnsbegrepet.

Det nærmeste det er mulig å komme månedlig inntekt for hele befolkningen, er kvartalsvise data over samlet konsum (samlet for alle varer og tjenester) i husholdningene fra nasjonalregnskapet. Disse har jeg brukt som en tilnærming til inntekt. Vi antar at befolkningen som helhet sparer eller låner og investerer like mye i hver periode, slik at differensen mellom inntekt og konsum er stabil. Oppgavene fra kvartalsvis nasjonalregnskap er på et høyt aggregert nivå. SSB skriver om statistikken: "Brukerne må være forsiktige med å trekke sterke konklusjoner på grunnlag av endring i en serie fra et kvartal til det neste. Tallene bør derimot kunne være et viktig hjelpemiddel for å studere en utviklingstrend som strekker seg over flere kvartaler, og for å kunne si noe om utviklingen for større grupper av variable"(SSB, 2004, kapittel 5).

Siden vi ikke kjenner fordelingen av konsumet på månedene i året, deles det kvartalsvise konsumet for 1. kvartal på tre for å gi månedsdata for januar til mars, konsumet for 2. kvartal deles på 3 for å gi konsumet for april til juni osv.

Inntekten pr måned er delt på antall innbyggere 15 år og eldre. Det har blitt hevdet at det er riktig å dele konsumet av alkohol på befolkningen over 14 eller 15 år, men at inntekt burde fordeles på hele befolkningen ettersom også barn forbruker av inntekten (Godfrey, 1986, s. 47). Dette er bare viktig dersom det i tidsserien har vært en økende eller avtagende andel av befolkningen som er under 15 år. Denne endringen er ubetydelig i tidsrommet for analysen.

Figur 7. Samlet realkonsum i husholdninger pr innbygger 15 år eller eldre



4.4 Befolkning

Data over befolkningen i Norge fordelt på aldersgrupper er innhentet fra SSB. Befolkningen 15 år og eldre er summert, og den samlede økningen i befolkningen i ett år er delt på antall måneder i året og lagt til befolkningen hver måned. Dette er gjort for å unngå trappetrinnsvekst i befolkningen ved årsskiftet. For 2004, hvor det bare finnes tilgjengelige data for starten av året, har det blitt forutsatt at den prosentvise veksten i befolkningen er lik gjennomsnittet for 2002 og 2003.

4.5 Perioder og sesong

Salget av alkohol er utsatt for sesongvariasjoner. Siden analysen er utført på månedsdata, vil disse ha betydning. Jeg har valgt å analysere dataene ved hjelp av såkalte ARIMA-modeller, som er vel egnet til å fange opp sesongvariasjoner.

Siden påsken i noen år faller i mars og i andre år i april, vil vi også måtte ta hensyn til dette. Jeg har inkludert en dummyvariabel for å fange opp påskeeffekten. Dummyen får verdien 1 for den måneden påskehandelen faller i og -1 for den måneden som ikke har noen påskehandel. Verdien 1 plasseres med andre ord i den måneden som har de viktige innkjøpsdagene før påske hvor Vinmonopolet er åpent. I det tidsrommet vi ser på, var det bare i ett år at påsken falt slik at påskehandelen fordelte

seg på begge månedene mars og april. I 1996 falt palmesøndag på den siste dagen i mars slik at påskesalget før palmesøndag fant sted i mars, mens salget mellom palmesøndag og skjærtorsdag falt i april. For dette året er derfor påskeeffekten fordelt mellom de to månedene ved at de begge har fått verdien 0,5, mens februar har fått verdi -1.

Koeffisienten for dummyvariabelen forteller hvor mye av omsetningen som flyttes til påske fra den måneden som har negativ verdi.

4.6 Metanolsaken

Den såkalte "metanolsaken" begynte for alvor å versere i media fra og med september 2002. Sannsynligvis fikk saken særlig påvirkning på salget av brennevin fra og med oktober 2002 (Vinmonopolet, 2003). Saken fikk mye oppmerksomhet i media også i 2003 og 2004, da det fremdels var mennesker som døde etter å ha drukket metanolsprit. Fra september 2002 til oktober 2004 er det til sammen 17 mennesker som har dødd av metanolsprit (Dagbladet, 07.10.04). For å forsøke å beregne effekten av metanolsaken på brennevinsomsetningen, har jeg tatt med en dummy ved estimeringen av salget av brennevin. Dummyen for metanolsaken får verdien 1 for alle perioder fra og med oktober 2002, og null ellers.

5 Modellen

I lys av det tilgjengelige datamaterialet kan vi sette opp modellene som skal anvendes i analysen. Likning (2) er den underliggende etterspørselsfunksjonen. Det er en spesifisert versjon av etterspørselsfunksjonen slik den ble presentert på generell form i likning (1) i avsnitt 2.1. Ved å ta den naturlige logaritmen av denne likningen får vi den på formen (3), som enkelt lar seg estimere ved hjelp av regresjonsanalyse. Likning (3) inneholder også et restledd u_t , som skal fange opp det uforklarte i den statistiske analysen. Analysen utføres med månedlige data. Likning (3) angir at endring i (logaritmen til) salg av alkoholholdig vare forklares som en funksjon av (logaritmen til) realpris på varen, (logaritmen til) samlet konsumutgift, kontrollert for påskeeffekten og metanolsaken.

$$(2) \quad y_t = e^{\beta_0} \cdot p_t^{\beta_1} \cdot k_t^{\beta_2} \cdot e^{\beta_3 D_p} \cdot e^{\beta_4 D_M}$$

$$(3) \quad \ln y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln p_t + \beta_2 \ln k_t + \beta_3 D_p + \beta_4 D_M + u_t$$

hvor

y_t	Omsetning av alkoholholdig drikkevare
β_0	Konstantledd
β_1	Priselastisitet
β_2	Utgiftselastisitet
β_3	Angir hvordan påsken har påvirket omsetningens fordeling mellom påskemånedene ³
β_4	Angir hvordan metanolsaken har påvirket omsetningen ³
p_t	Realprisindeks alkoholholdig drikkevare
k_t	Samlet realkonsum (alle varer og tjenester)
D_p	Dummy påskeeffekten
D_M	Dummy metanolsaken (bare inkludert i serien for brennevin)
u_t	Restledd

³ Se avsnittet *Metanolsaken og Påsken* i kapittel 6 for en eksakt tolkning av koeffisientene β_3 og β_4 . β_3 og β_4 multiplisert med 100 angir tilnærmelesvis den prosentvise betydningen for salget av henholdsvis påsken og metanolsaken.

Modellene er analysert ved hjelp av en ARIMA-modell hvor variablene er differensiert for å eliminere effekten av statistiske trender (gjøre datasettet stasjonært). Jeg fant det hensiktsmessig å ta med et SAR1- og et MA1-ledd. Modelleringen virker som et filter på variablene, og fanger opp en stor del av virkningene av sesong og autokorrelasjon.

Flere ARIMA-modeller ble forsøkt for å komme fram til det beste valg. Av de to mest aktuelle modellene ble den ovennevnte valgt på grunn av formelle kriterier (se appendiks). Resultatene fra den andre aktuelle modellen er presentert i appendiks for å gi et inntrykk av modellvalgets betydning for resultatet.

6 Hovedresultater

6.1 Pris- og utgiftselastisiteter

De beregnede pris- og utgiftselastisitetene på grunnlag av modellen spesifisert i kapittel 5 presenteres i tabell 2.⁴ Analyseperioden varierer noe for de ulike seriene ettersom tilgjengelige data har vært utslagsgivende for periodevalget. For en statistisk analyse med den metoden jeg har valgt, bør vi minst ha månedlige data for en sjuårs periode. Ti år anses gjerne for å være en passende lang periode å utføre denne typen analyser på, fordi en da oppfyller minstekravet til dataseriens lengde med god margin, samtidig som en ikke går for langt tilbake i fortiden hvor adferden og økonomiske forhold kan være helt annerledes enn ved tidspunktet for analysen. Det kunne vært ønskelig med 10 års serier for alle alkoholtypene, men dette har det ikke vært mulig å fremskaffe.

Tabell 4. Pris- og utgiftselastisiteter for ulike alkoholdrikker

Alkoholtype	Priselastisitet ¹	Utgiftselastisitet ¹	Analyseperiode
Brennevin	-0,65***	1,81***	jan 1996 – mar 2004
Sterkvin	-0,54***	1,44***	aug 1996 – mar 2004
Rødvin	-0,09	1,50***	aug 1996 – mar 2004
Hvitvin	-0,64	1,02*	aug 1996 – mar 2004
Øl	-0,68**	0,90**	jan 1994 – mar 2004

Merknader: * $p \leq 0,10$; ** $p \leq 0,05$; *** $p \leq 0,01$

¹ Resultater med standardfeil er presentert i appendiks.

6.2 Tolkning av resultatene

For brennevin er resultatet av analysen en priselastisitet på -0,65. Resultatet betyr at ved en prisøkning på brennevin på 1 prosent vil omsetningen av brennevin reduseres med omtrent 0,65 prosent. Motsatt vil en prisreduksjon på 1 prosent øke omsetningen med omtrent 0,65 prosent. Dersom prisreduksjonen er på 10 prosent vil omsetningen øke med omtrent 6,5 prosent.

⁴ I appendiks følger resultatene i sin helhet for hver enkelt serie både for den valgte modellen og den andre aktuelle modellen.

Utgiftselastisiteten for brennevin er beregnet til 1,81. Dette betyr at dersom nordmenns gjennomsnittlige konsumutgift til alle varer og tjenester øker med 1 prosent vil omsetningen av brennevin øke med omtrent 1,8 prosent. Ved en 10 prosents økning i konsumutgift økes dermed brennevinsomsetningen med omtrent 18,1 prosent. Tilsvarende vil en reduksjon i samlet konsumutgift på 10 prosent føre til en reduksjon i brennevinsomsetningen på omtrent 18,1 prosent. Samlet gjennomsnittlig konsumutgift vil hovedsakelig variere i samme grad som den gjennomsnittlige inntekten, men avhenger også av forhold som den gjennomsnittlige sparing i landet og endringer i skatte- og avgiftsnivå. Utgiftselastisiteten sier derfor noe om alkoholomsetningens inntektsfølsomhet.

Analysen er utført på månedlige data og fanger derfor bare opp endringer i etterspørselen innenfor samme måned som en eventuell pris- eller utgiftsendring. Det kan tenkes at endringer i omsetning som følge av pris- eller utgiftsendringer spres over et lengre tidsrom enn en måned. En måte å kontrollere dette på er å utføre analysen på bimånedlige data. Når datasettet aggregeres til bimånedlige data halveres antall observasjoner og det blir problematisk å få presise resultater. For øl har vi utført analysen for perioden 1989:1 og fram til 2004:1, noe som gav en priselastisitet på 0,63 og en utgiftselastisitet på 0,77 ($p \leq 0,05$). Dette er svært nær den priselastisiteten som jeg beregnet på grunnlag av månedlige data og relativt nær den tilsvarende utgiftselastisiteten. Dette tyder på at månedlige data ikke innebærer en for kort periodelengde.

En annen mulig måte å undersøke om endringer i omsetningen ikke skjer i samme periode som prisendringen, er å inkludere laggede verdier av forklaringsvariablene pris og samlet konsumutgift i analysene. En forsøker da å forklare omsetningen både med prisen på varen samme måned og prisen på varen i forutgående måned. Tilsvarende gjør en for samlet konsumutgift. Dette er forsøkt, men det ga ingen signifikante resultater. Selv om resultatene fra analysen ikke ble signifikante trenger ikke det bety at antagelsen om at priser og inntekt en måned påvirker etterspørselen i måneden etter, er feil. Den manglende signifikansen kan ha ulike mulige forklaringer. Ikke minst kan det være slik at det er for stor samvariasjon mellom de opprinnelige variablene og de laggede, slik at det blir vanskelig å skille ut deres individuelle effekter.

Resultatene i denne rapporten er beregnet for samlegrupper av registrert omsetning av alkoholholdig drikke. Både pris- og utgiftselastisiteter vil

være annerledes for enkeltmerker av alkohol. I mange tilfeller vil konsumentene først velge hvilken type alkoholdrikk de skal kjøpe for deretter å bestemme seg for hvilket merke de vil kjøpe. Det er derfor sannsynlig at de fleste enkeltmerker har en større priselastisitet enn samlegruppen alkohol.

Alle resultatene er beheftet med statistisk usikkerhet og gjelder for prisendringer og omsetningsendringer i samme størrelsesorden som de som er observert i datamaterialet. Resultatene kan ikke med sikkerhet sies å gjelde for perioder utover de som er dekket av datamaterialet, eller for prisendringer eller endringer i konsumutgift av en størrelsesorden som ikke er representert i våre data.

Vårt datamateriale gir anslag på "den sanne" verdien av priselastisitetene. Resultatenes statistiske usikkerhet er angitt med signifikansnivå i tabell 2, og med standardfeil i de fullstendige tabellene i appendiks. Signifikansnivået angir hvor stor sannsynlighet det er for at vi feilaktig påstår at elastisiteten er forskjellig fra null. Standardfeilene tydeliggjør at "de sanne" elastisitetene kan avvike en god del fra de som er beregnet i undersøkelsen.

6.3 Resultater for de ulike seriene

For brennevin er det estimert en priselastisitet på 0,65 og en utgiftselastisitet på 1,81, begge resultatene signifikante på 1 prosents nivå. Pris- og utgiftselastisitetene er noe lavere med den andre modellen, som er referert i appendiks. Estimaten må allikevel karakteriseres som ganske sikre ettersom de estimerte standardfeilene er relativt lave. Brennevin er den alkoholdrikken som har den høyest estimerte utgiftselastisiteten. Priselastisiteten er nesten like høy som for salg av øl.

For sterkvin er det estimert en priselastisitet på -0,54 og en utgiftselastisitet på 1,44. Priselastisiteten for sterkvin er svært stabil med ulike modeller og har lave standardfeil. Estimaten med den andre modellen gjengitt i appendiks er nesten identisk med resultatet fra den valgte hovedmodellen. Utgiftselastisiteten fra den andre modellen er noe lavere enn resultatet gjengitt over.

For rødvin er priselastisiteten estimert til -0,09, men den er ikke signifikant. Utgiftselastisiteten er 1,50 og signifikant på 1 prosent nivå. Utgiftselastisiteten på grunnlag av den andre modellen er praktisk talt

identisk. Rødvin har en relativt høy estimert utgiftselastisitet, bare noe lavere enn brennevin.

Med ulike modeller er det ikke funnet noen modell som gir signifikant priselastisitet for rødvin. Når resultatet ikke er signifikant, kan vi heller ikke si noe om hvordan prisen påvirker omsetningen. Det er imidlertid liten tvil om at forbruket av rødvin er påvirket av en endring i drikkekulturen, og det er mulig at den jevne forbruksøkningen er så sterk at den overskygger prisens virkning på omsetningen. Fra 1996 til 2003 økte Vinmonopolets salg av rødvin over disk med 98 prosent. Med andre ord er det mulig at forbruket av vin påvirkes i så stor grad av andre forhold enn pris at prisens innvirkning på omsetningen ikke lar seg identifisere med de observasjonene som er inkludert i analysen. Det fremgår av figur 6 at prisindeksene for rød- og hvitvin ikke har endret seg like mye som indeksene for sterkvin og brennevin i den perioden som inngår i analysen, og at endringene har vært gradvise. De relativt små endringene fra år til år i prisen på rød- og hvitvin kan påvirke muligheten for å avdekke prisens innvirkning på omsetningen. Det at endringene i prisen har vært små kan også medvirke til at konsumentene tar mindre hensyn til pris når de bestemmer seg for sine innkjøp.

Heller ikke for hvitvin er den estimerte priselastisiteten signifikant, og det kan heller ikke for hvitvin sies noe om hvordan omsetningen er påvirket av prisen. Også salget av hvitvin er påvirket av en endring i drikkekulturen. Fra 1996 til 2003 økte Vinmonopolets salg av hvitvin over disk med over 45 prosent. På samme måte som for rødvin, vil dette kunne ha betydning for muligheten til å avdekke sammenhengen mellom pris og etterspørsel.

For salg av øl er det estimert en priselastisitet på $-0,68$ og en utgiftselastisitet på $0,90$, begge signifikante på 5 prosents nivå.

Serien for salg av øl inneholder både flaske og boksøl. Det er mye som tyder på at konsumentene har ulik betalingsvillighet for disse to varene, ettersom boksølet generelt har hatt en god del høyere pris enn flaskeølet. Ifølge stikkprøver gjengitt i VGs matkalkulator, var boksøl 12 prosent dyrere enn flaskeøl i oktober 2003 (VG, 2003). Selv blant de rimelige ølmerkene er øl på boks dyrere enn øl på flaske. Dette viser at mange konsumenter er villige til å betale mer for øl på boks enn på flaske fordi emballasjen er lett, uknuselig og litt annerledes. Vår beregning av priselastisitet gjelder for salg av øl når salget er summen av disse to varene med noe ulik betalingsvillighet. Det kan dessverre ikke sies noe nærmere

om priselastisiteten for de enkelte varene flaskeøl og boksøl eller krysspriselastisiteter mellom dem.

I 2004 startet en priskrig på øl - hovedsakelig på flaske - som ble bremsset noe av at det ble kjent ulovlig å selge øl til priser lavere enn avgiftene påplussset en viss minsteavanse. Priskrigen har allikevel resultert i at prisene på flaskeøl er kraftig redusert. På tross av at ølavgiften har økt i realverdi fra 1990 til 2004, må en likevel tilbake til desember 1990 for å finne en like lav realpris på øl for boks og flaske sammenvektet som det var de første tre månedene i 2004. Den reduserte prisen på flaskeøl har gjort at salget av boksøl har en lavere andel av totalsalget i 2004 enn 2003. Dette tyder på at det finnes krysspriselastisiteter mellom flaskeøl og boksøl. På grunnlag av vårt datamateriale kunne jeg ikke beregne disse krysspriseffektene, men det er vel verdt et forsøk når datamaterialet i fremtiden gir mange nok observasjoner av salg og priser fordelt på boks og flaske.

Av de signifikante resultatene er priselastisiteten for øl og brennevin svært like, mens sterkvin har en noe lavere elastisitet. Ingen av priselastisitetene er parvis signifikant forskjellige ($p \leq 0,05$, t-test). Det skal derfor ikke legges vekt på å sammenlikne graden av prisfølsomhet for de ulike alkoholtypene, bortsett fra et forhold.

De beregnede priselastisitetene for øl og brennevin er svært like, noe som er litt overraskende. Priselastisiteten for brennevin er, med unntak av ECONs undersøkelse fra 1998, i tidligere undersøkelser gjerne beregnet til å være i nærheten av -1, mens priselastisiteten for øl har vært betydelig lavere i tallverdi. Også i ECONs undersøkelsen var priselastisiteten for øl lavere enn for brennevin. Det er litt overraskende at vår undersøkelse gir så like resultat for øl og brennevin. Det at våre resultater avviker noe fra andre undersøkelser kan både skyldes at estimatene har betydelig statistisk usikkerhet og at undersøkelsene er gjort på ulike tidsperioder, med ulike periodelengder og med ulike metoder.

Varer med inntektselastisitet større enn 1 kalles i økonomisk teori for luksusgoder. En inntektselastisitet over 1 betyr at forbruket av varen øker med mer enn én prosent når inntekten øker med én prosent. Motsatt kalles en vare med inntektselastisitet lavere enn 1 for en nødvendighetsvare, siden omsetningen av varen øker mindre enn én prosent ved en økning i inntekten på én prosent. Med unntak av for hvitvin var alle utgiftselastisitetene signifikante ($p < 0,05$). For hvitvin ble

utgiftselastisiteten signifikant på et 10 prosent nivå. Dersom de beregnede elastisitetene stemmer, er alle gruppene med alkoholholdige drikkevarer, med unntak av øl, å regne som luksusgoder.

Det er større forskjell mellom utgiftselastisitetene enn mellom priselastisitetene, men heller ikke utgiftselastisitetene er signifikant forskjellige ($p < 0,05$).

De forskjellene mellom utgiftselastisitetene jeg fant stemmer bra med resultatene fra tidligere undersøkelser. Øl har en lavere utgiftselastisitet enn brennevin og vin både i undersøkelsen utført av ECON (1998) og Larsen et al.(1997). ECON fant også at utgiftselastisiteten til svakvin og sterkvin ligger mellom elastisitetene til øl og brennevin. Det er naturlig å forklare forskjellen med at brennevin er en luksusvare i mye større grad enn øl.

6.4 Prispolitikk

I følge beregningene har vi positive utgiftselastisiteter for alle alkoholtypene. Det innebærer at en økt realinntekt vil føre til at alkoholkonsumet vil øke. Elastisitetene kan anvendes til å beregne hvor mye prisen måtte øke for å motvirke økningen i omsetning som følge av økt inntekt (samlet konsum).

Fra 1996 til og med 2003 steg samlet årlig realkonsum pr innbygger med i gjennomsnitt 2,4 prosent. I følge våre beregninger vil det – isolert sett - føre til at omsetningen av brennevin vil økte med i gjennomsnitt 4,3 prosent årlig. Dersom økningen i brennevinsomsetningen skulle motvirkes med økte priser ville realprisen måtte øke med 6,6 prosent pr år, forutsatt at alle andre forhold var uendrede. For sterkvin innebærer den samme realkonsumsøkningen en årlig økning i omsetningen på 3,5 prosent. Følgelig måtte prisen øke med 6,4 prosent i året for å stagge omsetningsøkningen. For øl innebærer realkonsumsøkningen en økning i omsetning på 2,2 prosent pr år, som kunne vært stoppet ved en årlig realprisøkning på 3,2 prosent. For rødvin og hvitvin kan vi ikke utføre disse beregningene ettersom priselastisitetene ikke er signifikante.

Disse resultatene tar imidlertid ikke hensyn til annet enn den registrerte omsetningen av alkohol. Prispolitikken har virkninger utover dette, ikke minst for den uregistrerte, illegale omsetningen og grensehandelen. Det vi har sagt foran må derfor bare oppfattes som eksempler, og ikke som anbefalinger om høyere priser på alkohol.

6.5 Metanolsaken

I modellen for brennevin antok jeg også at salget ville bli påvirket av den såkalte metanolsaken. Jeg inkluderte derfor en dummyvariabel som skulle fange opp denne effekten, og fant en signifikant koeffisient på 0,049 ($p < 0,05$). Koeffisienten kan, multiplisert med 100, tolkes som en tilnærmet prosentvis endring i omsetningen av brennevin som følge av metanolsaken.⁵ Resultatet tyder på at metanolsaken har ført til en økning i omsetningen av brennevin over disk på 5 prosent for hele perioden fra og med oktober 2002 fram til og med mars 2004.

6.6 Påsken

Det er også inkludert en dummyvariabel som skal fange opp salget som flytter seg mellom månedene mars og april, som følge av endret tidspunkt for påsken. Hensikten med variabelen er at den skal fange opp de uregelmessige salgssvingningene knyttet til påskehandelen slik at analysen i størst mulig grad utelukkende tar hensyn til de regelmessige månedlige svingningene. Beregningene vil også si noe om omfanget av påskehandelen for de ulike alkoholseriene. Resultatene er oppsummert i tabell 3. De fullstendige resultatene med standardfeil er presentert i appendiks.

Tabell 5. Dummy for påskeeffekt for de ulike alkoholseriene omregnet til prosentvis effekt på salg av alkoholtypen

Alkoholtype	Påskedummy	Prosenteffekt ¹	Analyseperiode
Brennevin	0,11***	11,2	jan 1996 – mar 2004
Sterkvin	0,10***	10,4	aug 1996 – mar 2004
Rødvin	0,12***	13,1	aug 1996 – mar 2004
Hvitvin	0,10***	10,6	aug 1996 – mar 2004
Øl	0,06***	6,0	jan 1994 – mar 2004

Merknad: *** $p \leq 0,01$

¹ For en forklaring av prosenteffekten, se avsnitt 6.5 og fotnote 5.

En signifikant effekt av påsken har blitt fanget opp av dummyvariabelen i alle seriene. Tolkningen av koeffisientene er som for dummyvariabelen for

⁵ For å gi en eksakt tolkning, må tallet 1 trekkes fra antilog av koeffisienten (Halvorsen og Palmquist, 1980). For store koeffisienter endrer dette betydelig på resultatet. I vårt tilfelle får virkningen av metanolsaken verdien 0,05.

metanolsaken. Den relative prosentvise effekten er utregnet i tredje kolonne. For rødvin viser resultatet at påsken flytter omtrent 13 prosent av salget fra den av månedene som ikke har påske til den andre måneden. Resultatene antyder at rødvin og brennevin er de alkoholsortene som i størst grad kjøpes inn til påske, i forhold til den ordinære omsetningen, mens det i mindre grad gjelder øl. En årsak til det kan være at øl blir solgt i dagligvarebutikker på påskeaften, mens Vinmonopolet holder stengt da.

6.7 Krysspriselasititeter

Det forventes at salget av de fleste varer reagerer negativt på en økning i prisen på varen, men positivt på en økning i prisen på en alternativ eller konkurrerende vare. Det er uklart i hvor stor grad alkoholdrikkene i denne analysen er konkurrerende eller alternative varer. Da jeg forsøkte å beregne krysspriselasititeter mellom de ulike alkoholdrikkene ved å inkludere en eller flere prisvariabler for andre drikker i modellen, fant jeg ingen troverdige og signifikante krysspriseffekter. Resultatene er ikke overraskende, flere andre studier har kommet fram til samme resultat (Edwards, Andersen, Babor et al., 1994, s. 117).

7 Avslutning

Denne rapporten har gitt oppdaterte estimater på pris- og inntektselastisiteter for alkoholholdige drikkevarer i Norge. Priselasitetene som er funnet, er henholdsvis -0,68 for øl, -0,65 for brennevin og -0,54 for sterkvin. For rødvin og hvitvin er det ikke funnet statistisk signifikante priselasiteter, slik at det er vanskelig å si noe om hvordan pris påvirker etterspørselen etter disse varene. Den sterke økningen i svakvinskonsument som har funnet sted i den perioden undersøkelsen har sett på kan ha gjort det vanskelig å identifisere de rene priseffektene. I tillegg har prisendringene vært relativt små, noe som gjør effekten på omsetningen enda vanskeligere å identifisere.

Analysen har gitt utgiftselastisiteter på 1,81 for brennevin, 1,50 for rødvin, 1,44 for sterkvin, 1,02 for hvitvin og 0,90 for øl. Resultatene tyder videre på at metanolsaken har ført til en økning i salget av brennevin på 5 prosent for hele perioden fra og med oktober 2002 til og med mars 2004.

Slike estimater vil alltid avhenge av statistisk usikkerhet og den metode som er valgt for å utføre beregningene. Ikke minst fordi omsetning av alkohol påvirkes av mange forhold som er umulig å inkludere i en kvantitativ analyse som denne.

Analysen av pris- og inntektselastisiteter vil måtte gjentas fra tid til annen, for på nytt å oppdatere resultatene for eventuelle endringer i markedet og drikkekulturen. I framtiden vil det antagelig bli bedre tilgang på datamateriale på noen områder. Det vil muligens bli lettere å få tak i bedre statistikk over inntekt med flere observasjoner i året. Dette vil være et alternativ til å bruke husholdningenes samlede omsetning, som det er gjort i denne analysen. Det vil antagelig være mulig å utføre analysen for øl på boks og flaske separat, noe som både vil gi bedre anslag for de to varenes priselasiteter og informasjon om eventuelle krysspriseffekter mellom de to produktene. Det samme gjelder vin på flaske og vin på papp, hvor det også kan det være snakk om ulike priselasiteter for de to emballasjetypene. I motsetning til øl på boks er vin på papp ikke dyrere enn på flaske, vi kan derfor ikke hevde at betalingsvilligheten er større for vin på papp, men det er grunn til å anta at etterspørselen kan være mindre prisfølsom enn for vin på flaske. I tillegg er det mye som tyder på at pappemballasjen øker kvantum kjøpt ettersom de fleste pappkartonger tilsvarer 4 vinflasker.

På den andre siden er det også mulig at tilgangen til datamateriale kan bli vanskeligere i fremtiden. Dersom Vinmonopolet skulle miste sitt salgsmonopol vil det antagelig vanskeliggjøre tilgangen til gode omsetningstall. Det er også mulig at en økning i salg av importert øl vil kunne gjøre det vanskeligere å få gode detaljoversikter over omsetningen.

Elastisitetene presentert i denne rapporten er elastisiteter basert på aggregerte data, og sier noe om den totale registrerte omsetningens prisleisomhet. Undersøkelser fra utlandet viser at ulike konsumenter kan ha ulik prisleisomhet og inntektsleisomhet for alkoholholdige drikkevarer. Dette er ikke undersøkt i Norge per i dag, men kan være et interessant tema for et fremtidig prosjekt. Imidlertid krever dette et helt annet datamateriale enn det som er anvendt i denne analysen.

English summary

The purpose of the work set out in this report was to obtain updated estimates of Norwegian alcohol price and income elasticities. A great deal of work went into the collection and processing of the data to ensure the most reliable outcome.

The data cover monthly alcohol off premise sales and price reports 1996–2004, which means that alcohol sold in public bars and restaurants (on premise sale) is excluded as far as possible. The data only cover registered alcohol sales; home production, cross-border trade, tax free trade and smuggled alcohol are consequently not covered. Price variables are affected by the regular price adjustments carried out by the Norwegian Vinmonopolet every three months. Taxes are normally adjusted at the beginning of the year. Regarding income, we used data on total household consumption spending, an approach we adopted because it is difficult to find good income data. Quarterly income data were converted into monthly data. We shall be referring to them as expenditure elasticities in this report, not income elasticities.

The model explains monthly changes in the sale of alcoholic beverages by changes in the real price of the alcoholic beverage, changes in total household consumption spending, controlled for the effect of Easter sales and the influence of the so-called "methanol affair" on sales of contraband spirits (only for the spirits series). The natural log was taken of all continuous variables in the regression model, and all variables are differentiated. Differentiation is assumed to remove statistical trends in the data. The analysis was run with a so-called ARIMA regression, the model for which was selected on the basis of formal criteria. ARIMA modelling allows for seasonal fluctuations and a statistical problem with time series that occurs because the observations are connected in time. A slightly different model was also contemplated, and the results are reproduced in the appendix to illustrate the impact of different models on the results. Both models are statistically linear single equation models.

The results show the impact of changes in real prices and total real consumption / real income on registered retail sales of the range of alcoholic beverages. The main results show price elasticities of -0.65 for spirits/liquor and -0.68 for class D beer (ordinary pilsner beer). The price elasticity calculated for spirits, for example, means that a 10 per cent price

rise will be accompanied by a fall in the sale of spirits by about 6.5 per cent. Conversely, a 10 per cent drop in price will lead to a rise in sales by about 6.5 per cent.

We did not get statistically significant price elasticities for red wine and white wine, though this does not necessarily mean that light wine consumption is not affected by price. The period covered by this survey has witnessed considerable changes in public drinking patterns with preference for light wines rising all the time. The change in drinking patterns does make it difficult to isolate the impact of price. In addition, prices during the same period remained relatively stable, making it even more difficult to isolate the effect of price on sales.

Estimated expenditure elasticity is 1.81 for spirits, 1.44 for fortified wine, 1.50 for red wine, and 0.90 for beer. Estimated expenditure elasticity for white wine is 1.02, but is not significant at the 5 per cent level. We found no statistically significant cross-price elasticities. Cross-price elasticity indicates the effect of changing the price of one alcoholic drink on the sale of another. The estimated expenditure elasticity for spirits, for instance, means that with a 10 per cent rise in total household consumption spending, sales of spirits will rise by about 18.1 per cent. Conversely, a 10 per cent drop in consumption expenditure will be followed by decreasing sales to the tune of about 18.1 per cent.

The model applied in this analysis also includes two control or dummy variables, one to control for the methanol affair in the spirits series, and one to capture irregular monthly sales fluctuations in connection with the Easter holiday trade. The results indicate that the methanol affair caused a rise in the sale of spirits across the counter at Vinmonopolet's outlets of about 5 per cent for the entire period, i.e., October 2002 – March 2004 inclusive. The result of the other variable shows that sales transported between March and April year by year, depending on when Easter happens to fall, amount to 6 per cent for beer and 10–12 per cent for wine, fortified wine and spirits (as a percentage of the given months' sales).

Appendiks

A.1 Modellvalg

Det kan være vanskelig å velge riktig ARIMA-modell når residualstrukturen er påvirket av både statistiske trender og sesongvariasjoner. Valget av modell ble tatt både på bakgrunn av residualplot og mer objektive kriterier. Det var hovedsakelig to ulike modeller som pekte seg ut som aktuelle for analysen. Valget stod mellom en modell med et SAR1-ledd og et MA1-ledd og en annen modell med et SAR1-ledd samt både et AR1- og AR2-ledd.

På bakgrunn av Schwarz-kriteriet og Akaike Information Criteria (AIC), ble modellen med et SAR1-ledd og et MA1-ledd valgt. Kriteriene bygger på summen av de kvadrerte residualene, kontrollert for antall observasjoner og antall parametere som modellen skal estimere. Den modellen som får laveste utregnet verdi er å foretrekke. Siden verdiene er negative innebærer dette at en velger den modellen som har størst utfall i absoluttverdi. Forskjellen mellom de to formelle kriteriene er at Schwarz-kriteriet straffer modeller med flere parametere noe mer enn AIC (Greene, 2003, s. 159). Bare for serien med salg av rødvin gikk kriteriene i favør av modellen med to AR-ledd, for alle andre serier talte kriteriene entydig for modellen med et SAR1-ledd og et MA1-ledd.

De fullstendige resultatene for begge modellene er gjengitt i neste avsnitt. De utregnede verdiene for de to kriteriene samt gjennomsnittlig kvadrerte residualer er gjengitt for alle seriene og for begge modellene. Dette viser at modellvalg kan være avgjørende for hvordan resultatet blir, men det viser også hvilke serier som gir stabile resultater med begge modeller.

A.2 Utfyllende resultater fra analysen

Modell 1 er ARIMA-modellen med et SAR1-ledd og et MA1-ledd; modell 2 har et SAR1-ledd og et AR1- og AR2-ledd. Resultatene spriker en del mellom de to modellene. Dette synliggjør modellvalgets betydning for resultatet.

For flere av resultatene fra modell 1 er koeffisienten til MA1-leddet nær 1. Når en utfører ARIMA-regresjoner i statistikkprogrammet SPSS kommer det ut en advarsel når koeffisienten er så nær 1. Dette skyldes et regneteknisk problem. Advarselen forteller at standardfeilen og

signifikansen til MA1-koeffisienten kan være feil, men at estimatet for koeffisienten antagelig er riktig. Dette har ingen betydning for estimeringen av de andre parameterne i modellen og påvirker derfor ikke resultatene som er interessante i denne sammenhengen.

Vedlagt i merknadene følger også resultatet av en Ljung-Box test for autokorrelasjon. Signifikant autokorrelasjon kan påvises når de utregnede LB-verdiene for ulike lags er større enn den kritiske kvadrattverdien for én frihetsgrad og 5 prosent signifikansnivå, som er på 3,842 (Gujarati, 1995, s. 714). Det er viktig at det ikke finnes systematisk autokorrelasjon i residualene som kan minne om AR-, MA-, SAR- eller SMA-prosesser. Det er derfor kontrollert for autokorrelasjon mot totalt 50 lags, noe som skal være tilstrekkelig. Størrelsen på den utregnede LB-verdien angir hvor sterk autokorrelasjonen er. Den gjenværende autokorrelasjonen i residualene fra regresjonene vedlagt anses ikke å være problematisk.

Tabell A1. Resultater fra analysen av salg av brennevin

	Modell 1			Modell 2		
	B	Std. e.	Sig.	B	Std. e.	Sig.
Konstant	-0,003	0,001	0,003	-0,002	0,032	0,960
Pris brennevin	-0,654	0,119	0,000	-0,444	0,183	0,017
Samlet konsum	1,808	0,325	0,000	1,690	0,323	0,000
Metanoldummy	0,049	0,020	0,015	0,025	0,025	0,312
Påskedummy	0,106	0,008	0,000	0,113	0,007	0,000
SAR1	0,973	0,012	0,000	0,983	0,008	0,000
MA1	0,993	0,016	0,000			
AR1				-0,848	0,069	0,000
AR2				-0,638	0,066	0,000
Differensiert	Ja			Ja		
Sesongdifferensiert	-			-		
Antall frihetsgrader	91			90		
Serielengde	99			99		
Standardfeil resid.	0,051			0,051		
Akaike Inform. Crit.	-257,74			-247,94		
Schwarz-kriteriet	-239,65			-227,26		
Analyseperiode	1996:1 – 2004:3			1996:1 – 2004:3		

Merknad: Signifikant autokorrelasjon, $LB > X^2$ for lag nummer (LB-verdi):

Modell 1: Lag 2 (9,412) og lag 9 (4,162).

Modell 2: Lag 2 (14,975), lag 3 (8,390), lag 5 (9,556), lag 7 (4,490), lag 9 (7,285), lag 10 (4,386) og lag 43 (3,888).

Tabell A2. Resultater fra analysen av salg av sterkvin

	Modell 1			Modell 2		
	B	Std. e.	Sig.	B	Std. e.	Sig.
Konstant	-0,006	0,006	0,336	-0,007	0,033	0,842
Pris sterkvin	-0,543	0,100	0,000	-0,526	0,141	0,000
Samlet konsum	1,435	0,397	0,001	1,103	0,428	0,012
Påskedummy	0,099	0,008	0,000	0,099	0,007	0,000
SAR1	0,965	0,015	0,000	0,977	0,010	0,000
MA1	0,897	0,042	0,000			
AR1				-0,659	0,078	0,000
AR2				-0,464	0,080	0,000
Differensiert	Ja			Ja		
Sesongdifferensiert	-			-		
Antall frihetsgrader	85			84		
Serielengde	92			92		
Standardfeil resid.	0,054			0,054		
Akaike Inform. Crit.	-228,77			-221,72		
Schwarz-kriteriet	-213,70			-204,15		
Analyseperiode	1996:8 – 2004:3			1996:8 – 2004:3		

Merknad: Signifikant autokorrelasjon, $LB > X^2$ for lag nummer (LB-verdi):

Modell 1: Lag 2 (4,36) og lag 7 (4,347).

Modell 2: Lag 3 (6,275) og lag 43 (5,109).

Tabell A3. Resultater fra analysen av salg av rødvin

	Modell 1			Modell 2		
	B	Std. e.	Sig.	B	Std. e.	Sig.
Konstant	0,005	0,006	0,428	0,009	0,022	0,696
Pris rødvin	-0,091	0,405	0,823	-0,622	0,546	0,258
Samlet konsum	1,495	0,435	0,001	1,431	0,404	0,001
Påskedummy	0,123	0,010	0,000	0,120	0,009	0,000
SAR1	0,941	0,023	0,000	0,952	0,019	0,000
MA1	0,874	0,050	0,000			
AR1				-0,882	0,077	0,000
AR2				-0,551	0,078	0,000
Differensiert	Ja			Ja		
Sesongdifferensiert	-			-		
Antall frihetsgrader	85			84		
Serielengde	92			92		
Standardfeil resid.	0,062			0,060		
Akaike Inform. Crit.	-211,26			-214,15		
Schwarz-kriteriet	-196,20			-196,58		
Analyseperiode	1996:8 – 2004:3			1996:8 – 2004:3		

Merknad: Signifikant autokorrelasjon, $LB > X^2$ for lag nummer (LB-verdi):
 Modell 1: Lag 3 (5,356).

Tabell A4. Resultater fra analysen av salg av hvitvin

	Modell 1			Modell 2		
	B	Std. e.	Sig.	B	Std. e.	Sig.
Konstant	0,001	0,002	0,352	0,005	0,055	0,927
Pris hvitvin	-0,642	0,391	0,104	-0,784	0,870	0,370
Samlet konsum	1,018	0,589	0,087	1,283	0,799	0,112
Påskedummy	0,101	0,014	0,000	0,100	0,012	0,000
SAR1	0,974	0,012	0,000	0,969	0,014	0,000
MA1	0,995	0,019	0,000			
AR1				-0,548	0,083	0,000
AR2				-0,388	0,083	0,000
Differensiert	Ja			Ja		
Sesongdifferensiert	-			-		
Antall frihetsgrader	85			84		
Serielengde	92			92		
Standardfeil resid.	0,086			0,096		
Akaike Inform. Crit.	-141,24			-122,74		
Schwarz-kriteriet	-126,17			-105,16		
Analyseperiode	1996:8 – 2004:3			1996:8 – 2004:3		

Merknad: Signifikant autokorrelasjon, $LB > X^2$ for lag nummer (LB-verdi):

Modell 1: Lag 1 (22,577), lag 2 (5,390), lag 8 (7,577) og lag 9 (7,755).

Modell 2: Lag 8 (8,447).

Tabell A5. Resultater fra analysen av salg av øl

	Modell 1			Modell 2		
	B	Std. e	Sig.	B	Std. e	Sig.
Konstant	-0,002	0,001	0,166	-0,001	0,020	0,968
Pris øl	-0,680	0,289	0,020	-0,743	0,474	0,120
Samlet konsum	0,895	0,384	0,021	1,257	0,435	0,005
Påskedummy	0,058	0,012	0,000	0,067	0,011	0,000
SAR1	0,868	0,041	0,000	0,892	0,036	0,000
MA1	0,998	0,077	0,000			
AR1				-0,833	0,081	0,000
AR2				-0,458	0,080	0,000
Differensiert	Ja			Ja		
Sesongdifferensiert	-			-		
Antall frihetsgrader	116			115		
Serielengde	123			123		
Standardfeil resid.	0,082			0,087		
Akaike Inform. Crit.	-238,31			-221,96		
Schwarz-kriteriet	-221,49			-202,33		
Analyseperiode	1994:1 – 2004:3			1994:1 – 2004:3		

Merknad: Signifikant autokorrelasjon, $LB > X^2$ for lag nummer (LB-verdi):

Modell 1: Lag 2 (4,202), lag 7 (4,555), lag 16 (4,749), lag 37 (4,374), lag 42 (7,555), lag 44 (8,204) og lag 50 (3,870).

Modell 2: Lag 7 (3,983), lag 12 (4,664) og lag 42 (7,045).

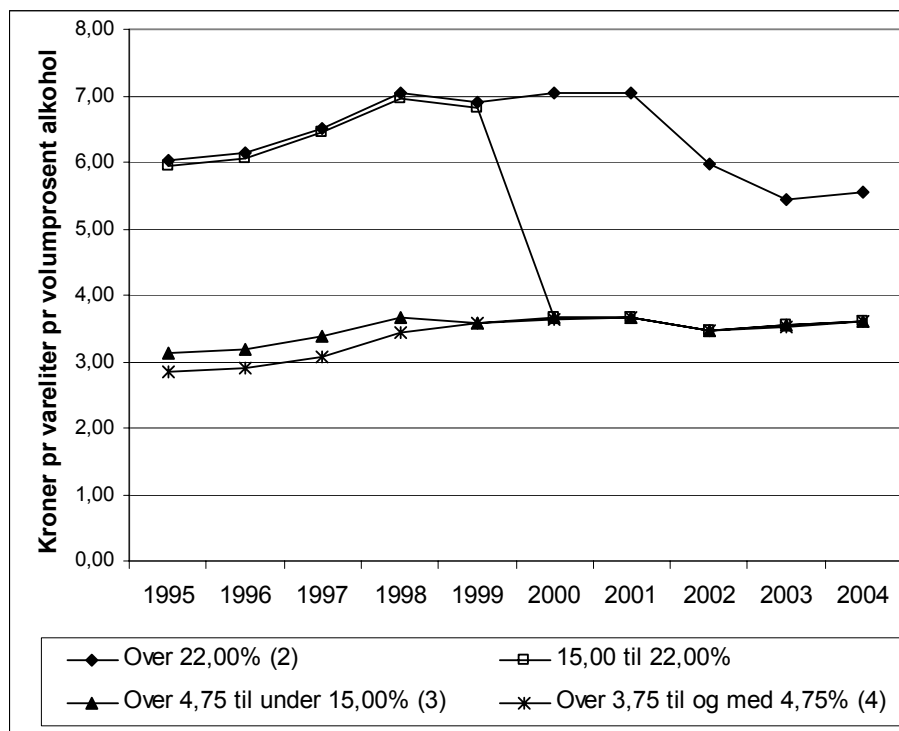
A.3 Avgiftsreglene for alkohol i Norge

Med unntak av en endring fra 2004 som sa at alle brennevinsbaserte produkter skal ha samme avgift pr alkoholprosent og liter uansett alkoholstyrke, har samme klassifisering av alkoholholdige drikkevarer vært benyttet for avgiftsgrunnlaget siden 1980-tallet. Endringen i 2004 ble gjort for å heve beskatningen på brennevinsbasert rusbrus.

De største endringene i selve avgiftene de siste årene har vært at alkoholavgiften for brennevin ble redusert fra og med 01.01.02 og ytterligere fra 01.01.03, og for sterkvin fra 01.01.00, da sterkvin fikk samme avgift pr liter og alkoholprosent som svakvin. I tillegg har det vært

en svak nedgang i avgiftene på øl og vin i 2002 (ikke korrigert for generell prisstigning).

Figur 8. Nominelle alkoholavgifter 1995-2004¹



Kilder:

Finansdepartementet (1994-1996) Finansdepartementet (1997-2003) og Finansdepartementet på forespørsel.

Merknader:

¹ Avgiftene før 1995 er ikke sammenliknbare med avgiftene fra og med 1995 og inngår derfor ikke i figuren. Dette skyldes at det før 1995 både var ilagt en avgift etter volum alkoholprosent og en avgift som en andel av verdien av varen.

² Fra og med 01.01.04 er ikke lenger kategoriene utelukkende bestemt av alkoholinnhold. All drikk som inneholder tilvirket alkohol skal avgiftslegges som brennevin. Dette innebærer en økning i avgiften for produkter som inneholder brennevin og som ikke er vinbaserte.

³ Før år 2000 var avgiftskategorien over 4,75 til under 15 prosent definert som over 7 til under 15 prosent.

⁴ Avgiften for kategoriene sterkere enn 4,75 prosent er i loven oppgitt som kr. pr volumprosent og liter, mens avgiften for kategorien med 3,75 til 4,75 prosent (hovedsaklig øl og rusbrus) er oppgitt pr liter. En alkoholprosent på 4,5 prosent er antatt ved beregning av alkoholavgiften for øl i tabellen.

I tillegg til avgifter som har vært lagt på alkoholholdige drikkevarer, omfattes alkohol også av emballasjeavgifter. Som følge av innføringen av en returordning på aluminiumsbokser, ble avgiften på en aluminiumsboks redusert fra 3,26 kroner i 1998 til 0,67 kroner i 1999. Som det fremgår av tabell A8 bidro dette til et mye høyere salg av øl på boks fra og med 1999. Nedgangen i andelen til øl solgt på boks i 2004 kan skyldes priskrigen på flaskeøl det året.

Tabell A8. Avgifter for drikkevareemballasje i metall før og etter returordning i 1999 samt omsetningsandel for øl på boks¹

År	Avgift før reduksjon	Fastsatt returandel	Avgift etter reduksjon	Andel salg øl på boks ²
2004	4,36	93%	0,30	41,6 %
2003	4,28	93%	0,29	53,2 %
2002	4,19	91%	0,37	49,2 %
2001	4,11	90%	0,41	44,3 %
2000	4,00	85%	0,60	40,8 %
1999	3,37	80%	0,67	22,4 %
1998	3,26	Ingen retur	3,26	1,2 %

Kilder:

Statens forurensningstilsyn på forespørsel, Toll og avgiftsdirektoratet på forespørsel, Bryggeri og mineralvannforeningen (2004a) og Bryggeri og mineralvannforeningen (2003, tabell 5.1).

Merknader:

¹Avgiften er en miljøavgift for metallemballasje. I tillegg til denne kommer en grunnavgift for engangsemballasje (ikke bare for bokser) som ikke kan reduseres ved hjelp av returordning. Denne avgiften er i 2004 på 0,89 kr pr enhet.

²Øl solgt på fat er fratrukket totalomsetningen, og inngår ikke i grunnlaget for beregningen av andelen. Tall for 2004 er beregnet ut i fra den foreløpige fordelingen hittil i år til og med oktober 2004.

A.4 Vinmonopolet i Norge

I 1996 ble Vinmonopolets import og engrosmonopol opphevet etter at EFTAs overvåkningsorgan ESA fastslo at disse monopolfunksjonene var i strid med EØS-avtalen. Vinmonopolet ble et rent detaljsalgsmonopol, mens Arcus AS ble opprettet for å overta import og grossistvirksomheten. Samtidig ble det åpnet for at private importører og grossister kunne starte virksomhet.

I årene fra 1989 og fram til begynnelsen av 1998 ble det bare åpnet 6 nye vinmonopolutsalg (Statens institutt for alkohol- og narkotikaforskning & Rusmiddeldirektoratet, 1991, s. 37). I de senere årene har imidlertid antall

utsalgssteder ved Vinmonopolet økt kraftig. I 1999 ble det åpnet 6 nye utvalg og de påfølgende årene ble det hvert år åpnet rundt 10 nye utvalg (Statens institutt for rusmiddelforskning, 2003, s. 51). I løpet av årene 2001-2003 ble det til sammen åpnet 48 nye utvalg, slik at det ved slutten av 2003 var 188 butikker i landet. Fra og med 1999 og ut 2003 ble også 104 av disse butikkene nyåpnet eller ombygd til selvbetjente utvalg (Vinmonopolet, 2000-2003c og Vinmonopolet, 2004).

A.5 Deskriptiv statistikk for variablene

Tabell A9. Deskriptiv statistikk for de kontinuerlige variablene inkludert i analysen, månedsverdier¹

	N	Minste verdi	Største verdi	Gjennomsnitt	Standardavvik
Salg av øl	123	2,420	5,270	3,659	0,603
Salg av rødvin	92	0,347	1,331	0,646	0,190
Salg av hvitvin	92	0,105	0,463	0,208	0,081
Salg av sterkvin	92	0,020	0,052	0,027	0,007
Salg av brennevin	99	0,136	0,503	0,202	0,072
Prisindeks øl	123	0,880	1,030	0,989	0,029
Prisindeks rødvin	92	0,913	1,053	1,002	0,036
Prisindeks hvitvin	92	0,923	1,015	0,972	0,021
Prisindeks sterkvin	92	0,789	1,007	0,886	0,086
Prisindeks brennevin	99	0,771	1,010	0,922	0,070
Befolkning 15 år og eldre	123	3 489	3 671	3 570	52
Samlet konsum	123	10 191	14 993	12 533	1 191

Merknader:

¹ Alle variablene er gjengitt på ikke-logaritmisk og uddifferensiert form, omsetningsvariabler (i liter) og samlet konsum (i kroner) er gjengitt pr innbygger, innbyggertall i tusen personer.

Tabell A10. Enkle korrelasjonskoeffisienter (Pearsons r) mellom forklaringsvariabler med unntak av dummyvariabler

	Periode	Samlet konsum
Prisindeks øl	1994:1 – 2004:3	-0,23**
Prisindeks rødvin	1996:8 – 2004:3	-0,44**
Prisindeks hvitvin	1996:8 – 2004:3	-0,34**
Prisindeks sterkvin	1996:8 – 2004:3	0,10
Prisindeks brennevin	1996:1 – 2004:3	0,03
Samlet konsum	1994:1 – 2004:3	1,00

Merknader: * $p \leq 0,10$; ** $p \leq 0,05$; *** $p \leq 0,01$

Korrelasjonskoeffisientene er kun utregnet for variabler som forekommer i samme statistiske analyse. Korrelasjonskoeffisientene er regnet for variablene på logaritmisk og differensiert form, slik de inngår i modellene. De enkle korrelasjonskoeffisientene som her er gjengitt er ikke kontrollert for andre variabler som inngår i de ulike modellene. De sier derfor ikke direkte noe om multikollinearitet, men noe om sannsynligheten for at det kan oppstå.

Referanser

Alver, Ø. O. (2004): *Etterspørsel etter alkohol i Norge. En empirisk undersøkelse av pris- og utgiftselastisiteter basert på månedsdata*, Oslo, Universitetet i Oslo.

Babor, T., R. Caetano, S. Casswell, et al. (2003): *Alcohol: no ordinary commodity: research and public policy*, Oxford ; New York, Oxford University Press.

Bryggeri og mineralvannforeningen (2003): *Tall og fakta om øl, brus og vann i Norge, 2003*, Oslo.

Bryggeri og mineralvannforeningen (2004a): *Omsetningen av øl, mai 2004*.
<http://www.nbmf.no/>.

Bryggeri og mineralvannforeningen (2004b): *Tall og fakta om øl, brus og vann i Norge, 2004*, Oslo.

Chaloupka, F. J., M. Grossman & H. Saffer (2002): The effects of price on alcohol consumption and alcohol-related problems. *Alcohol research & health*. **26**.

Dagbladet (07.10.04): *Etterlyser to metanol-containerere. Politiet frykter nye dødsfall*.
<http://www.dagbladet.no/nyheter/2004/10/07/410644.html>.

ECON (1998): *Markedet for alkoholholdige drikker*, 61/98, Oslo.

Edwards, G., P. Andersen, T. Babor, et al. (1994): *Alcohol policy and the public good*, Oxford m. fl., Oxford university press.

Finansdepartementet (1994-1996): *Vedtak om avgifter til statskassen for budsjetterminen 1. januar - 31. desember 1995-1997*.

Finansdepartementet (1997-2003): *Vedtak om særavgifter til statskassen for budsjetterminen 1998 - 2004*.

Godfrey, C. (1986): *Factors influencing the consumption of alcohol and tobacco - a review of demand models*, Discussion paper 17, York, University of York, Centre for health economics.

Greene, W. H. (2003): *Econometric analysis. Fifth edition*, Pearson education.

Gujarati, D. N. (1995): *Basic econometrics*, New York, McGraw-Hill.

Halvorsen, R. & R. Palmquist (1980): "The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations." *American economic review* **70**(3): 474-475.

Holder, H. D. & G. Edwards, Eds. (1995): *Alcohol and public policy: Evidence and Issues*. Oxford, Oxford university press.

Horverak, Ø. (1977): *Etterspørselen etter brennevin og vin i Norge. En analyse av sammenhengene mellom omsatt kvantum og priser på brennevin og vin*, SIFA-stensilsserie 9, Oslo.

Horverak, Ø. (2002): *Selvetjente vinmonopolutsalg. En evaluering*, SIRUS-rapport nr 2/2002, Oslo, Statens institutt for rusmiddelforskning.

Horverak, Ø., S. Nordlund & I. Rossow (2001): *Om sentrale deler av norsk alkoholpolitikk*, SIRUS-rapport nr 1/2001, Oslo, Statens institutt for rusmiddelforskning.

Larsen, E. R., I. S. Wold & J. Aasness (1997): *Fordelingsvirkninger av indirekte beskatning. Tolkning av etterspørselastisiteter for detaljerte godegrupper estimert fra forbruksundersøkelsen 1989-1991*, "Skatteforum 1997. Nasjonalt forskermøte i skatteøkonomi". Oslo, Norges forskningsråd: 25-74.

Manning, W. G., L. Blumberg & L. H. Moulton (1995): The demand for alcohol: The differential response to price. *Journal of health economics*. **14**: 123-148.

Mäkelä, P., I. Rossow & K. Tryggvesson (2002): Who drinks more and less when policies change? The evidence from 50 years of Nordic studies. *NAD publication*. **42**.

NOU (2003:4): *Forskning på rusmiddelfeltet. En oppsummering av kunnskap om effekt av tiltak.*, Oslo, Statens forvaltningstjeneste.

NOU (2003:17): *Særagifter og grensehandel. Rapport fra Grensehandelsutvalget*, Oslo, Statens forvaltningstjeneste.

Rundskriv I-6/98 (1998): *Lov om omsetning av alkoholholdig drikk m v*, Oslo, Akademika AS.

Rødseth, A. (1997): *Konsumentteori*, Oslo, Universitetsforlaget.

Skog, O.-J. (2000): "An experimental study of a change from over-the-counter to self-service sales of alcoholic beverages in monopoly outlets." *Journal of Studies on Alcohol* **61**(1): 95-99.

Sosialdepartementet (2002): *Regjeringens handlingsplan mot rusmiddelproblemer 2003-2005*, Oslo, Statens forvaltningstjeneste.

SSB (2004): *Kvartalsvis nasjonalregnskap. Om statistikken*.
<http://www.ssb.no/emner/09/01/knr/>.

Statens institutt for alkohol- og narkotikaforskning & Rusmiddeldirektoratet (1991): *Rusmidler i Norge*, Oslo.

Statens institutt for rusmiddelforskning (2003): *Rusmidler i Norge*, Oslo.

Strand, M. M. (1993): *Pris- og inntektselastisiteter for brennevin og vin*, Oslo, Universitetet i Oslo.

VG (2003): *Matkalkulatoren*. <http://interaktiv.vg.no/matkalkulatoren/>.

Vinmonopolet (2003): *Metanoleffekten. Om metanolsakens eventuelle effekter på Vinmonopolets salg, høsten 2002*, Upublisert notat.

SIRUS rapporter

Følgende rapporter er utkommet i denne serien:

- 1/2001. Horverak, Øyvind, Sturla Nordlund og Ingeborg Rossow: *Om sentrale deler av norsk alkoholpolitikk*. 48 s. Oslo 2001.
- 2/2001. Axelsen, Niels Kristian: *Skjenking i grenseland. Strategier, tiltak og lovgivning mot økonomisk kriminalitet i skjenkesteder i de nordiske land*. 119 s. Oslo 2001.
- 3/2001. Watten, Reidulf og Helge Waal: *Arrusing: Fra vilje til medisin. Arrusingstradisjonene i Norge belyst gjennom en forundersøkelse av ultrarask opioidavrusning (UROD)*. 62 s. Oslo 2001.
- 4/2001. Lund, Ingeborg: *Fra monopol til konkurranse. Restaurantbransjen og alkoholleverandørene etter EØS-avtalen*. 81 s. Oslo 2001.
- 1/2002. Ugland, Trygve: *Policy Re-Categorization and Integration. Europeanization of Nordic Alcohol Control Policies*. (Publisert i samarbeid med ARENA. ARENA-report No 3/2002) 254 s. Oslo 2002.
- 2/2002 Horverak, Øyvind: *Selvbetjente vinmonopolutsalg. En evaluering*. 85 s. Oslo 2002
- 3/2002 Hauge, Ragnar og Reidun Johanne B. L. Lohiniva: *Bevillingssystemet som alkoholpolitisk virkemiddel. En evaluering av endringene i alkoholloven i 1997*. 165 s. Oslo 2002.
- 4/2002 Johansen, Nicolay B.: *Tillit og svik i narkomiljøet*. 208 s. Oslo 2002.
- 1/2003 Berg, Elin: *Samhandlingens monolog. En studie av interaksjon mellom klienter med innvandrerbakgrunn og ansatte i tiltaksapparatet for rusmiddelmissbrukere*. 116 s. Oslo 2003.
- 2/2003 Lund, Ingeborg & Sturla Nordlund: *Pengespill og pengespillproblemer i Norge*. 128 s. Oslo 2003.

- 3/2003 Melberg, Hans Olav & Øyvind Omholt Alver: *Rus og psykiatri i inntektsystemet for kommunene*. 94 s. Oslo 2003.
- 4/2003 Melberg, Hans Olav, Grethe Lauritzen & Edle Ravndal: *Hvilken nytte, for hvem og til hvilken kostnad? En prospektiv studie av stoffmisbrukere i behandling*. 163 s. Oslo 2003.
- 5/2003 Skretting, Astrid & Elin K. Bye: *Bruk av rusmidler blant norske 15-16 åringer. Resultater fra den norske delen av de europeiske skoleundersøkelsene - ESPAD, 1995, 1999, 2003*. 62 s. Oslo 2003.
- 1/2004 Holth, Per & Elin K. Bye: *B Evaluering av 'Ansvarlig Vertskap' i Bergen 2000-2003*, 82 s. Oslo 2004.
- 2/2004 Alver, Øyvind Omholt, Anne Line Bretteville-Jensen & Oddvar Kaarbø: *Rusreformen – Noen grunnlagsdata om organisering og finansiering*, 62 s. Oslo 2004.
- 3/2004 Horverak, Øyvind: *Da Vinmonopolet kom til Trysil. En evaluering*. 116 s. Oslo 2004.
- 4/2004 Alver, Øyvind Omholt: *Om pris og etterspørsel etter alkohol i Norge*. 66 s. Oslo 2004.

Rapportene kan bestilles fra instituttet.