

SNF RAPPORT NR. 21/01

Numerisk modellering av markeder for differensierte produkter

av

Lars Mathiesen

SNF Prosjekt nr. 4335

Numerisk simulering – markedsmodellering

Prosjektet er finansiert av Konkurransetilsynet

**STIFTELSEN FOR SAMFUNNS- OG NÆRINGSLIVSFORSKNING
Bergen, juni 2001**

© Dette eksemplar er fremstilt etter avtale
med KOPINOR, Stenergate 1, 0050 Oslo.
Ytterligere eksemplarfremstilling uten avtale
og i strid med åndsverkloven er straffbart
og kan medføre erstatningsansvar.

ISBN 82-491-0141-3
ISSN 0803-4036

Forord

Denne rapport handler om numerisk modellering av priskonkurranse i markeder for differensierte produkter og er en oppfølging av Mathiesen (2000). Rapportens første del beskriver og illustrerer bruk av verktøy for analyse av konsekvenser av bedriftssamarbeid, som f.eks. fusjon. Fokus her er på bruk av Logit-funksjonen for å representere etterspørselen i slike analyser. Logit er en av flere funksjoner som anvendes for å beskrive valg blant differensierte produkter, og den tillater velferdsbetraktninger via beregning av (endring i) konsumentoverskudd.

Vi sammenlikner resultater av analyser vha Logit via parallelle simuleringer med lineære funksjoner og påviser at forskjellen i prediksjon av prisendring som følge av en fusjon kan være ubetydelig for disse modeller. Det betyr at andre forhold, som f.eks. enkelhet i bruk, evne til å beskrive strukturen i preferanser (etterspørsel), osv., bør tillegges vekt. Det sentrale spørsmål for modellvalg er om produktene er 'symmetriske', dvs. like nære substitutter, eller om noen produkter nære, mens andre er fjerne substitutter. Logit-funksjonen innebærer symmetri.

I rapportens andre del gjennomføres en analyse av en fusjon i det svenske ølmarked. Her anvendes både Logit og lineære etterspørselsfunksjoner.

Analysene i rapporten anvender to beregningsmetoder, iterative beregninger i regneark (EXCEL) som i Mathiesen (2000) og programpakken GAMS. Hunnes (2001) illustrerer en tredje metode, nemlig programpakken Maple, i sin modellering av vertikale relasjoner.

INNHOOLD

1. Introduksjon	1
Del I	3
2. Logit-funksjonen	3
3. Numerisk analyse med Logit-funksjonen	6
3.1 Kalibrering av parametre i en modell.....	6
3.2 Beregning av prisøkning og velferdsendring ved samarbeid.....	8
3.3 Sensitivitetsanalyse.....	9
3.4 Betydning av markedsandel.....	10
3.5 Partielle priselastisiteter.....	11
4. Sammenlikning av Logit og lineære etterspørselsfunksjoner	12
Del II	15
5. Modellering av en fusjon i det svenske ølmarked	15
5.1 Det relevante marked.....	15
5.2 Potensialet for lønnsom prisøkning.....	16
5.3 Modeller for ølmarkedet.....	18
5.3.1 <i>Modelleringsmessige problemstillinger</i>	18
5.3.2 <i>Kalibrering av modell</i>	18
5.3.3 <i>Data</i>	20
5.4 Analyse.....	21
5.4.1 <i>Øl i skatteklasser II: Ett aggregat per produsent</i>	22
5.4.2 <i>Øl i skatteklasser II: To produkttyper</i>	24
5.4.3 <i>Øl i skatteklasser II: Enkeltmerker</i>	25
5.4.4 <i>To, tre eller fire øltyper? Ulik markedsavgrensning</i>	28
6. Dataverktøy	30
7. Oppsummering	31
Referanser	33
Vedlegg	35

1. Introduksjon

Markedet tilbyr en rekke nære substitutter (alternativer) for enkelte produkttyper. Dette er en respons på et ønske blant kunder om variasjon, som skyldes både at den enkelte kunde ønsker å variere sitt konsum over tid, altså prøve ulike varianter, og at ulike kunder har ulike ønskemål. Preferanse for noe innebærer at den enkelte kunde er villig til å betale noe mer for den variant som er best tilpasset hans ønske. Det er denne prispremie som danner grunnlag for bedriftens markedsmakt. Til tross for stor variasjon i kunders ønskemål, vil imidlertid markedet typisk kun tilby et begrenset antall produkter. Det skyldes stordriftsfordeler innen områder som produktutvikling, produksjon, markedsføring og distribusjon. Stordriftsfordeler er forbundet med faste kostnader, og fordi bedrifter i det lange løp må dekke inn sine faste kostnader vil typisk få bedrifter overleve, og det blir en fåtallskonkurranse i markedet. Slike markeder er karakterisert av at bedriftene er bevisste at de via sine priser og tilbudte kvanta påvirker hverandre. Dermed har de incentiver til å redusere konkurransen, for eksempel via former for samarbeid. Oppkjøp av eller fusjon med en konkurrent vil åpne for koordinerte handlinger, som normalt fører til økte priser for kundene. Samfunnets spørsmål er om man skal akseptere en slik fusjon. Forut for en slik beslutning må man vurdere hvor mye prisene kan tenkes å stige, hvorvidt det påtenkte samarbeid eventuelt kan gi gevinster i form av effektivisering, etc.

Denne rapport beskriver et verktøy for å kunne analysere konsekvenser av prissamarbeid. En slik analyse består av minst to faser: 1) Etablering av fakta, eventuelt via estimering av relasjoner og parametre, og 2) beregning av konsekvenser av prissamarbeid, gitt innsamlete data.

Vi er opptatt av den andre delen av analysen, nemlig numerisk modellering med henblikk på beregning av konsekvenser av samarbeid. All den stund man som oftest ikke har observert det angjeldende samarbeide tidligere, og derfor ikke kan utlede konsekvenser direkte fra markedsdata, må man etablere en (teoretisk) modell og ved hjelp av den beregne konsekvenser av slikt samarbeid. Vi følger Mathiesen (2000) og legger Deneckere og Davidson (1982) til grunn. De viste at i en modell med prissetting vil samarbeid om prissettingen medføre økte priser fra alle tilbydere. Samarbeidende bedrifter øker sine priser på grunn av økt markedsmakt, og de utenforstående øker sine priser som en respons på dette. Hvor mye prisene øker avhenger i all hovedsak av forhold på etterspørselssiden.

Siden Stones pionerarbeid (Stone (1954)) har en viktig oppgave ved etterspørselsestimering vært å utvikle fleksible funksjonsformer som ikke pålegger data restriktive *a priori* forutsetninger, og som samtidig er i tråd med økonomisk teori. Estimering av etterspørsel etter differensierte produkter innebærer ytterligere to problemer: Heterogenitet i konsumenters preferanser og et stort antall produkter. Konkurransen mellom differensierte produkter handler bl.a. om par vise sammenlikninger. I et marked med f.eks. 100 varianter kunne man derfor trenge 10 000 parametre for å beskrive alle par vise forhold! Forsøk på å komme rundt slike problemer ved estimering av etterspørsel etter differensierte produkter, synes å følge to alternative retninger: *Diskrete-valg*-modeller (McFadden (1973), Berry (1994), og Berry, Levinsohn og Pakes (1995)) og *fler-nivå*-modeller (Hausman, Leonard og Zona (1994)). Av spesiell interesse for dette prosjekt er Nevo (2000a) et eksempel på den første, og hans Guide (Nevo, 2000b) gir en god oversikt over estimering av Logit-funksjoner.

Vi kommer ikke inn på estimering i denne rapport. I den første delen av rapporten antar vi at vi har tilstrekkelige data for å kunne etablere en (numerisk) modell. I andre del, hvor vi studerer en konkret fusjon mellom Pripps og Falcon i det svenske ølmarked, går vi til litteraturen for å finne estimater for priselastisiteter i ølletterspørselen i andre land og vi benytter spesielt innsamlete tall for kostnader i produksjon og distribusjon, herunder avgifter.

Del I

2. Logit-funksjonen

Logit-funksjonen er en av flere for å beskrive valg mellom diskrete alternativer.¹

'Discrete choice models start from the assumption that each consumer chooses the single option [...] that yields the greatest utility, while from the viewpoint of the outside observer [...], utility is described as a random variable reflecting unobservable taste differences.' [Anderson, de Palma og Thisse (1992b, s. 3).]

Vi skal betrakte en bransje med n bedrifter som hver selger et differensiert produkt til pris p_i . Konsumenter har ulike preferanser; la konsument h 's nytte fra å kjøpe produkt i være

$$(1) \quad U_{hi} = V_i + w_{hi} = (\alpha_i - \beta p_i) + w_{hi}, \quad h = 1, \dots, N, \quad i = 1, \dots, n,$$

hvor V_i er observerbar for utenforstående², f.eks. bedriftene, mens w_{hi} ikke er observerbar og virker usystematisk for utenforstående. α_i er en parameter som representerer produktets kvalitet og β er en parameter for prissensitiviteten i valget mellom produktene. Når $\beta \rightarrow 0$, beskrives n uavhengige produkter, og når $\beta \rightarrow \infty$, går beskrivelsen mot perfekte substitutter.

Konsumenten antas å velge det alternativ som gir ham høyest nytte, dvs. i dersom $U_{hi} > U_{hj}$, for alle $j \neq i, j = 1, \dots, n$. w_{hi} er en stokastisk variabel med forventning null og varians en, som antas identisk og uavhengig fordelt over alternativer og konsumenter. Pga den usystematiske delen w_{hi} kan bedriftene kun anslå med en sannsynlighet P_i at en kunde vil kjøpe produkt i . Fordelingsfunksjonen for w_{hi} avgjør den matematiske form på valgsannsynligheten. Anta at w_{hi} er identisk, uavhengig ekstremverdi-fordelt (Anderson m.fl., 1992b) og

$$(2) \quad P_i = \exp(\alpha_i - \beta p_i) / \sum_{j \in I_0} \exp(\alpha_j - \beta p_j), \quad i = 1, \dots, n.$$

$\exp(\cdot)$ betegner eksponensialfunksjonen og nevneren summerer over kundens alternativer. Her inkluderes som alternativ at han eventuelt *ikke* kjøper ett av de n produktene. Vi kaller dette for det *eksterne* alternativ og representerer det med indeks 0, dvs. $I_0 = \{0, 1, \dots, n\}$.

Forventet etterspørsel etter produkt i (sett fra den utenforståendes side) er

$$x_i = NP_i, \quad i = 1, \dots, n.$$

¹ Anderson og de Palma (1992a) gir introduksjon til bruk av Multinomial Logit i en modell med differensierte produkter. Anderson m.fl. (1992b) gir en fyldigere oversikt over teorien og analyse av funksjonens egenskaper. Se også Train (1986). Amerikanske konkurransemyndigheter anvender Logit (Werden og Froeb, 1996). Den enkleste versjon av deres *Antitrust Logit Model* (ALM) forutsetter, som i dette kapittel, at hver bedrift i utgangspunktet selger kun ett produkt som tilvirkes med konstant marginalkost c_i ; bedriftens faste kostnader er så små at de ikke medfører at bedriften nedlegges i likevekt, og bedriftene konkurrerer på pris både før og etter sammenslåing.

² Generelt sett vil man anta at også den observerbare nytte er ulik for ulike personer, enten pga. personlige karakteristika, som alder, inntekt, utdanning, etc. eller fordi alternativene fremstår ulikt for ulike personer, f.eks. bosted i forhold til kollektivtransportmuligheter. For vår anvendelse er dette av mindre betydning og vi ser bort fra det.

Til senere bruk finner vi at

$$\begin{aligned} \partial x_i / \partial p_i &= N \partial P_i / \partial p_i = N \beta P_i (1 - P_i) & i = 1, \dots, n, \text{ og} \\ \partial x_i / \partial p_j &= N \partial P_i / \partial p_j = N \beta P_i P_j, & j \neq i, i, j = 1, \dots, n. \end{aligned}$$

I fusjonsanalyse, er Logit-funksjonen populær bl.a. fordi den er basert på få parametre, to i tillegg til observerte priser og kvanta, og har grei fortolkning og rimelige empiriske egenskaper.³ Funksjonen er således grei å kalibrere, altså fastlegge parameterverdier for. Slike verdier kan estimeres om man har tid og data for dette formål.⁴ Pga sin naturlige fortolkning kan man også stipulere disse (to) parametre basert på empirisk erfaring fra andre markeder eller ved skjønn. Matematisk enkelhet koster imidlertid i form av redusert fleksibilitet. En implisitt forutsetning i Logit funksjonen er at produktene er 'symmetriske' konkurrenter, dvs. at alle produkter er like nære (eller fjerne) substitutter, den såkalte IIA-forutsetning.⁵ Det er ikke rom for lokalisering i form av at noen er nære mens andre er fjerne substitutter. Som en første tilnærming, er denne forutsetning akseptabel i en rekke markeder. I andre markeder er produktene lokaliserte i forhold til hverandre, som f.eks. fergeruter mellom Norge og Danmark. Det er utviklet økonometriske metoder slik at man kan teste data fra et gitt marked om IIA-forutsetningen er brutt.⁶

La oss etablere en sammenheng mellom det interne og det eksterne marked. P_0 betegner sannsynligheten for at kunden velger det eksterne alternativ, slik at $(1 - P_0)$ er den samlede ubetingede sannsynlighet for å velge ett av de n produktene. Markedsandel for produkt i betinget av at kunden velger ett av de n interne alternativer er

$$s_i = P_i / (1 - P_0), \quad i = 1, \dots, n.$$

Den partielle priselastisitet i etterspørselen etter produkt i , benevnt ϵ_{ij} , og definert som

$\epsilon_{ij} \equiv (\partial x_i / \partial p_j)(p_j / x_i)$, er i dette tilfelle lik $\epsilon_{ij} = (\partial P_i / \partial p_j)(p_j / P_i)$. Partielle egenpris- og krysspriselastisiteter i etterspørselen, hhv. ϵ_{ii} og ϵ_{ij} , er gitt ved⁷

$$(3.1) \quad \epsilon_{ii} = -\beta p_i (1 - P_i), \quad i = 1, \dots, n, \text{ og}$$

$$(3.2) \quad \epsilon_{ij} = \beta p_j P_j, \quad i \neq j = 1, \dots, n.$$

³ Jfr. CES-funksjonens popularitet i numerisk generell likevektsmodellering. Anderson m.fl. (1992b) sammenlikner bruk av Logit og CES i beskrivelsen av konsumentens tilpasning i et marked med differensierte produkter.

⁴ Det er en omfattende litteratur om økonometriske anvendelser innen en rekke områder. Se referanser foran.

⁵ *Independence of Irrelevant Alternatives* (IIA). Se vedlegg A. Ved å angi en spesifikk korrelasjonsstruktur i etterspørselen kan man beskrive lokalisering, men da har man fjernet seg fra den enkle (Multinomial) Logit funksjonen. En slik generalisering er *Nested Logit*.

⁶ Se McFadden (1984).

⁷ Egenpriselastisiteten svarer til responsen i Chamberlins dd-kurve.

La $x_i = f_i(p_1, \dots, p_n)$ være etterspørsel etter produkt i som funksjon av prisene på n produkter. Vi søker et uttrykk for elasticiteten i etterspørselen etter produkt i ved prosentvis lik prisøkning for alle n produkter. Dette er den *eksterne* elasticitet som benevnes ϵ_i .⁸ La $p_j = P_j t$, $j=1, \dots, n$, hvor P_j er referansepris og hvor t uttrykker prisendring, dvs. $x_i = f_i(p_1(t), \dots, p_n(t))$. Generelt gjelder det at

$$(4) \quad \epsilon_i \equiv \frac{\partial x_i}{\partial t} = \epsilon_{i1} \epsilon_{1t} + \dots + \epsilon_{in} \epsilon_{nt} \stackrel{9}{=} \epsilon_{i1} + \dots + \epsilon_{in}.$$

Setter vi (3) inn i (4) får vi

$$(5) \quad \epsilon_i = \beta(P^* - p_i) - \beta P^* P_0$$

hvor P^* betegner gjennomsnittlig pris for de n produktene i markedet. (Se nedenfor.) Fra (5) beregnes nå den gjennomsnittlige eksterne elasticitet, dvs.

$$\sum_i s_i \epsilon_i = -\beta P^* P_0.$$

Vi følger Werden og Froeb (1996) og definerer (det negative av) den gjennomsnittlige eksterne elasticitet som en representativ parameter for den eksterne konkurranse,

$$(6) \quad \epsilon \equiv \beta P^* P_0.$$

Dette er den ønskede relasjon mellom det interne marked, representert ved prisenivå og intern konkurranseparameter β , og den eksterne respons. (5) innsatt (6) viser at når $p_i = P^*$, er $\epsilon_i = -\epsilon$.

Fordi etterspørselen er utledet fra en eksplisitt nyttefunksjon kan konsumentens velferd måles ved konsumentoverskuddet

$$CS = N\beta^{-1} \ln \sum_i \exp(\alpha_i - \beta p_i),$$

eller den kompenserte variasjon. Et skifte fra prisene $\{p^0\}$ til prisene $\{p^1\}$ gir konsumenten følgende velferdstap

$$\Delta C \equiv N\beta^{-1} [\ln \sum_i \exp(\alpha_i - \beta p_i^1) - \ln \sum_i \exp(\alpha_i - \beta p_i^0)].$$

Den samlede velferd er summen av konsument- og produsentoverskudd.

⁸ Jfr. Chamberlins DD-kurve, dvs. hele markedet, som viser responsen når alle øker prisen med 1%.

⁹ $\epsilon_{jt} \equiv (dp_j/dt)(t/p_j) = p_j' t / p_j = p_j' t / p_j' t = 1$.

3. Numerisk analyse med Logit-funksjonen

I dette kapittel illustreres bruk av Logit funksjonen vha et eksempel med fire produsenter som selger hvert sitt produkt, kalt produkt 1-4. Produktene oppfattes av kundene som imperfekte substitutter. Vi skal anta at vi ikke vet noe om produktenes innbyrdes nærhet til hverandre, f.eks. kan vi ikke si at produktene 1 og 2 er nære substitutter mens 1 og 3 er mindre nære substitutter – alle antas å være like nære (eller fjerne) substitutter.

3.1 Kalibrering av parametre i en modell.

Innen ALM-tradisjonen etableres en modell ved at man kalibrerer parametre i etterspørselen, mens tilbudssiden tilpasses ved å postulere en viss produsentatferd (prissetting) og dernest avlede marginale kostnader fra første-ordens betingelser for overskuddsmaksimum.¹⁰ Vi skal følge denne fremgangsmåte.

La P_i ,¹¹ X_i og S_i betegne hhv observert pris, kvantum og markedsandel for produkt i , dvs.

$S_i \equiv X_i / \sum_{j \in I} X_j$. Merk at S_i er *betinget av* at kunden etterspør et av de n produktene. La videre

$P^* \equiv (\sum_{i \in I} P_i S_i) / \sum_{i \in I} S_i$ betegne den gjennomsnittlige pris for de n produktene.

I tillegg til observerte priser og markedsandeler beskrives etterspørselen vha parametrene ϵ og β . (Disse kan selvsagt estimeres.) Gitt at man på den ene eller andre måten har verdier for ϵ og β , er gangen i kalibrering av etterspørselen som følger:

$$(7.1) \quad P_0 = \epsilon / \beta P^*,$$

$$(7.2) \quad P_i = S_i (1 - P_0), \quad i=1, \dots, n, \quad \text{og}$$

$$(7.3) \quad \alpha_i = \alpha_0 + \beta p_i + \ln(P_i / P_0), \quad i=1, \dots, n.$$

(7.1) betyr at vi tar anslag på ϵ , β og den gjennomsnittlige pris, som datum og beregner den korresponderende ubetingede markedsandel (P_0) for det eksterne alternativ. Denne fortolkning innebærer at $\epsilon / \beta P^* < 1$, eller $\epsilon < \beta P^*$, hvilket er en restriksjon på vårt anslag på ϵ og β . Videre tar vi de observerte, betingete markedsandeler (S_i) for gitte og beregner de ubetingede (P_i) ifølge

¹⁰ Denne fremgangsmåte er i tråd med det Bresnahan (1989) kaller ny empirisk næringsøkonomi, hvor man estimerer etterspørsel, pris-kostnads-marginer og marginale kostnader uten å observere aktuelle kostnader. Kostnadene utledes fra en antakelse om atferd.

¹¹ Store symboler (X , P , S og C) representerer observerte verdier for de korresponderende små symboler.

(7.2). Endelig kalibreres α_i fra (7.3) som er utledet fra (1), dvs. $P_i/P_0 = \exp(\alpha_i - \beta p_i)/\exp(\alpha_0)$.
Dermed er hele etterspørselssystemet etablert.

La oss nå beskrive tilbudssiden. Vi antar at alle produsenter opptrer som Nash prissettere og maksimerer sitt overskudd. Overskudd for bedrift i er

$$\Pi_i = (p_i - c_i) NP_i - F_i,$$

hvor F_i betegner fast kostnad. Optimal pris p_i^* følger av førsteordensbetingelsen (FOB)

$$\frac{\partial \Pi_i}{\partial p_i} = N[P_i + (p_i - c_i)(\frac{\partial P_i}{\partial p_i})] = NP_i [1 - \beta(1 - P_i)(p_i - c_i)] = 0,$$

dvs.

$$p_i^* = c_i + 1/\beta(1 - P_i).$$

Werden og Froeb (1996) kalibrerer den marginale kostnad (c_i) fra denne betingelse, dvs.,

$$(7.4) \quad c_i = P_i - 1/(\beta(1 - P_i)),$$

hvor P_i betegner observert pris for produkt i .

Denne kalibreringsrutinen gjør ikke bruk av eventuell informasjon om kostnader i produksjon. Basert på kalibrert etterspørsel beregnes nemlig de marginale kostnader (c_i) som er konsistente med at de observerte priser og markedsandeler utgjør en likevekt. Observerte pris- eller volumforskjeller forklares derfor utelukkende med den beregnede kostnadsforskjell! Forklaringen på observerte forskjeller antas således ikke å ligge på etterspørselssiden.

Denne indirekte måte å kalibrere marginalkostnad på har i og for seg intet med Logit som sådan å gjøre. Den synes å være den vanligste ved kalibrering av modeller innen en lang rekke felter, og i prinsippet benyttes den også ved estimering av etterspørsel, hvor faktorpriser anvendes som kostnadsskiftere, og hvor eventuelle observasjoner av bedriftenes aktuelle kostnader ikke har noen plass. I noen sammenhenger har man trolig tilgang til bedre og mer troverdige kostnadsdata enn man oppnår på denne måten. Dette var tilfelle i analysen av ølmarkedet. Se rapportens del II.

Anta at vi har observerte markedsandeler (S_i) og produktpriser (P_i) som vist i tabell 1. I dette datasettet er den gjennomsnittlige pris $P^* = 1$. Vi velger parameterverdier $\epsilon = 1$ og $\beta = 3$, hvilket betyr at $P_0 = \epsilon/\beta P^* = 1/3$, slik at *ubetingede* sannsynligheter for de fire produktene summerer til $2/3 (=1 - P_0)$. Videre fastsetter vi $p_0 = 0$ slik at nytten av det eksterne alternativ er uavhengig av pris, og vi stipulerer vilkårlig $\alpha_0 = 1$. Vi kan nå beregne P_i , α_i , og c_i , $i=1, \dots, 4$ fra hhv. (7.2-4). Se

tabell 1. Basert på disse parametrene beregnes Nash-likevekten for de fire bedriftene, hvor priser og markedsandeler er like de som vist i tabellens første del.

Tabell 1. Observasjoner og beregnede modell parametre.

nr	P_i	S_i	P_i	α_i	c_i
1	1	0.4	0.267	3.777	0.55
2	1	0.3	0.200	3.489	0.58
3	1	0.2	0.133	3.084	0.62
4	1	0.1	0.067	2.391	0.64

3.2 Beregning av prisøkning og velferdsendring ved samarbeid

Anta at bedriftene 1 og 2 inngår en eller annen form for (formelt eller uformelt) prissamarbeid. For enkelhets skyld omtales dette som en fusjon. Priser, markedsandeler og dekningsbidrag i den resulterende likevekt er vist i tabell 2.¹² Den fusjonerte bedrift øker sine priser mest, med 9.2 % hhv 13 %, og den taper volumer (ubetingede markedsandeler). Prisen på det minste produktet øker mest, hvilket er velkjent. (Se Mathiesen (2000).) Gjennomsnittlig pris i markedet går opp med 7 %, og samlet taper bedriftene volum (7.6%) til konkurrenter utenfor det relevante marked. Disse aggregerte endringene er konsistente med den eksterne elastisitet $\varepsilon = 1$. Alle bedrifter øker sine dekningsbidrag, og de to utenforstående bedrifter (*'free riders'*) vinner mest.

Tabell 2. Likevekt ved samarbeid mellom bedriftene 1 og 2. ($\varepsilon = 1$ og $\beta = 3$)

nr	P_i	S_i	ΔS_i %	DB	$\Delta DB\%$
1	1.092	0.35	-12.5	0.191	5.2
2	1.13	0.234	-21.9	0.128	2.4
3	1.008	0.225	12.6	0.088	14.9
4	1.004	0.114	14.0	0.041	15.1
Gjennomsn./ Sum	1.070	0.924	-7.6	0.449	7.0

Siden prisen for alle produkter i (det relevante) markedet øker, reduseres konsumentens velferd, her med 7.4 %, og samlet velferd reduseres med 4.4 %. Werden og Froeb (1996) påpeker at den samlede velferd generelt sett kan tenkes å øke fordi produksjonen skiftes i) fra samarbeidende til utenforstående bedrifter og ii) fra en mindre til en større samarbeidende bedrift. (Se også Farrell og Shapiro (1990).) I den grad bedrifter som øker sin produksjon har de laveste marginale kostnader, vil samlede produksjonskostnader gå ned og velferden øke (alt annet like).

¹² Beregningene er gjennomført som beskrevet av Mathiesen (2000) innen EXCEL ved en iterativ prosedyre. Se regneark *Merger* på vedlagte fil *Logit.xls*.

Tabell 2 viser at for de fusjonerte bedrifter skjer dette - den minste reduserer sitt volum relativt mest, hvilket innebærer at gjennomsnittlig produksjonskostnad reduseres blant disse bedriftene. Men eksempelet viser også at det skjer en betydelig produksjonsoverføring fra de to største, nemlig de fusjonerte, til de to minste som her er de utenforstående, slik at den gjennomsnittlige produksjonskostnad øker. For at produksjonskostnader skal kunne reduseres i en modell hvor mc kalibreres og avspeiler (invers) størrelse, må volum reallokeres fra små til store bedrifter. Da må det være snakk om samarbeid mellom små bedrifter, ikke de største som i dette eksempel. Men i en slik situasjon vil en prisøkning pga en fusjon være liten og analysen vil trolig være av mindre interesse for konkurransemyndighetene.

3.3 Sensitivitetsanalyse

Endringene i priser, markedsandeler, dekningsbidrag og velferds mål som følge av fusjon avhenger av modellens parametre, herunder produktenes relative størrelser. Vi skal se hvordan likevekten endres som følge av endringer i ϵ , β og ulike markedsandeler og oppsummerer endringer i likevekten ved økningen i gjennomsnittsprisen (P^F), som er 7% i tabell 2.

$$P^F \equiv [(\sum_i p_i^F s_i^F) / \sum_i s_i^F] / P^*,$$

hvor p_i^F og s_i^F betegner hhv pris og volum for det i 'te produkt etter fusjon, og hvor P^* er den gjennomsnittlige pris før fusjon. Figur 1 viser fire paneler; tre hvor fokus er på endring i ϵ for gitt β , og et hvor det er omvendt. I første panel er markedsandelene som i tabell 1, dvs. 0.4, 0.3, 0.2 og 0.1. Bedriftene 1 og 2 kontrollerer således 70 % av markedet før fusjon. I panel 3 er andelene for 2 og 4 byttet om, hvormed 1 og 2 kontrollerer 50 % (før samarbeidet inngås). I panel 2 er andelene like (0.25), slik at de to fusjonerende bedrifter også her kontrollerer 50 %.

Som forventet reduseres prisøkningen (P^F) med økt ekstern elastisitet (for alle verdier av β). Økt konkurranse fra utsiden disiplinerer bedriftene innen markedet. Sammenhengen mellom P^F og β er noe mer kompleks. Se først panel 4. For gitt ϵ , er P^F lav både for en lav og en høy β -verdi. Når β er lav er de to produktene som kommer under én kontroll fjerne substitutter, dvs. de ligger nært til å ha lokale monopoler slik at samarbeid gir lite grunnlag for ytterligere prisøkning. Når β er høy er produktene nærmere substitutter, men da byr også de to utenforstående på tettere konkurranse, slik at det er mindre rom for prisøkning. Størst prisøkning kommer derfor ved midlere β -verdier. Tilbake til panelene 1-3, ser vi at kurvene i hvert panel blir flatere jo høyere

β -verdi, altså økt intern konkurranse. Grafen for $\beta=1$ går mot null når ε går mot 1, mens grafen for $\beta=2$ er positiv inntil ε er nær 2, osv. Logit funksjonen krever at $\varepsilon < \beta P^*$; her $\varepsilon < \beta$ fordi $P^*=1$. Så lenge ε er 'mye' mindre β , faller P^F med β , men når ε er nær β , reverseres rangeringen.

Det er som forventet at prisøkningen i panel 1 er større enn i panelene 2 og 3 fordi fusjonerende bedrifter har større markedsandel og markedsrett. Vi merker oss det ikke fullt så åpenbare resultat at prisøkningen er noe høyere når bedriftene i utgangspunktet har like markedsandeler enn når de er ulike.

En interessant observasjon i disse simuleringer er at den prosentvise endring i konsumentoverskuddet til forveksling er lik den prosentvise økning i gjennomsnittsprisen. La $\Delta P \equiv 1 - P^F$. I dette eksempel betegnet ΔC også prosentvis endring i konsumentoverskudd.. Figur 2 viser ΔP og ΔC i som funksjon av hhv β og ε i to situasjoner, a) hvor bedriftene i utgangspunktet har like markedsandeler, og b) hvor de har ulike markedsandeler. I de to øverste panelene varieres β , mens $\varepsilon=1$, og i de to nederste panelene varieres ε , mens $\beta=3$. I alle paneler gir ΔP meget god prediksjon på endret konsumentoverskudd. Fordi det er såvidt enkelt å beregne ΔC direkte, er imidlertid dette mer en kuriositet enn en viktig praktisk observasjon.

3.4 Betydning av markedsandel

I tabell 1 er kalibrerte marginalkostnader ulike – de avspeiler ulike markedsandeler. Anta at bedriftene i det relevante marked er mer ulike enn vist i tabellen. Panel 1 i figur 3 viser hvordan den kalibrerte marginalkost avhenger av observert markedsandel (gitt ε og β) ifølge (7.4). En bedrift med markedsandel på 1% tilordnes en kostnad på 0.664. Kostnaden synker med økende markedsandel slik at en bedrift med markedsandel på 50 % tilordnes en marginalkost på 0.5. En bedrift med markedsandel på 90 % tilordnes en marginalkostnad på 0.167, som er $\frac{1}{4}$ av tilsvarende kostnad for en konkurrent med markedsandel på 3,3 %.

Ulik markedsstørrelse har også betydning for prisene etter fusjon. Dette gjelder både mht fusjonerte og utenforstående bedrifters størrelse. Fordi den fusjonerte bedrift øker sine priser betydelig mer enn de utenforstående, er det samarbeidspartenes (relative) størrelse som har størst betydning for prisutviklingen. Anta at bedrift 1 er den største av de to som inngår samarbeid. Panel 2 i figur 3 viser priser for produktene 1 og 2 og prisøkningen (P^F) i markedet. Til venstre i

panelet er hvert av de to produktenes markedsandel (før samarbeid) lik 35%. (Den samlede andel, 70%, holdes fast.) Til høyre i panelet er produkt 1s størrelse 65%, mens produkt 2s størrelse (før fusjon) er 5%. For en hver størrelsesfordeling før fusjon, f.eks. 45-25, beregnes den korrespondende likevekt. Grafene viser at jo større forskjell det er i produktenes markedsandel, jo høyere (lavere) bør bedriften sette prisen for det minste (største) produktet. Prisforskjellen mellom de to produktene øker med ulikheten i markedsandel, men dog slik at P^F synker. Det store produktet med sin fallende pris har tilstrekkelig mye større vekt i gjennomsnittet. (Mathiesen (2000) påviste samme resultat ved bruk av lineære etterspørselsfunksjoner.)

3.5 Partielle priselastisiteter.

Det kalibrerte Logit etterspørselssystem med parametre som i tabell 1 har priselastisiteter som vist i Tabell 3. For eksempel har produkt 1 egenpriselastisitet -2.2, mens krysspriselastisiteten i etterspørsel etter produkt 1 mht pris 3, er 0.4. Krysspriselastisitetene er ikke symmetriske, dvs. $\epsilon_{ij} \neq \epsilon_{ji}$. (3.1-2) viser at når markedsandelene er ulike, blir priselastisitetene forskjellige. Krysspriselastisitetene i etterspørselen etter produkt i varierer med markedsandelen til det konkurrerende produkt (j). Merk for øvrig at $\epsilon_{ij} = \epsilon_{kj}$ for $k, i \neq j$, hvilket også følger av (3.2).

Fra (4)-(6) følger det at når alle priser er like og dermed lik den gjennomsnittlige pris (som i vårt eksempel) vil $\epsilon_i = \sum_j \epsilon_{ij} = -\epsilon$, $i = 1, \dots, n$, som vist i tabellens siste kolonne.

Tabell 3. Priselastisiteter i Logit-modellen. (Ulike markedsandeler, $\epsilon = 1$ og $\beta = 3$.)

Produkt	Partielle priselastisiteter				Ekstern priselastisitet (ϵ_i)
	Egenpris- (ϵ_{ii}) og krysspriselastisitet (ϵ_{ij})				
1	-2.2	0.6	0.4	0.2	-1
2	0.8	-2.4	0.4	0.2	-1
3	0.8	0.6	-2.6	0.2	-1
4	0.8	0.6	0.4	-2.8	-1

4. Sammenlikning av Logit og lineære etterspørselsfunksjoner

Mathiesen (2000) analyserte konsekvenser av fusjon vha lineære etterspørselsfunksjoner

$$x_i = d_i + \sum_j a_{ij} p_j, \quad i = 1, \dots, n.$$

Den partielle priselastisitet (ϵ_{ij}) ved lineær etterspørsel er

$$\epsilon_{ij} \equiv (\partial x_i / \partial p_j)(p_j / x_i) = a_{ij} (p_j / x_i), \quad i, j = 1, \dots, n.$$

Anta at vi har observerte priser og kvanta $\{(P_i, X_i), i = 1, \dots, n\}$ og anslag $\{e_{ij}, i, j = 1, \dots, n\}$ for de partielle priselastisiteter. La oss videre anta at de observerte pris-kvantumspår gir en relevant beskrivelse av nivået på etterspørselen for den analyse vi skal gjøre. Koeffisientene a_{ij} kan da beregnes som

$$(8.1) \quad a_{ij} = e_{ij} X_i / P_j, \quad i, j = 1, \dots, n,$$

hvoretter konstantleddet d_i bestemmes som

$$(8.2) \quad d_i = X_i - \sum_j a_{ij} P_j, \quad i = 1, \dots, n.$$

La oss nå benytte Logit-funksjonens partielle priselastisiteter (i tabell 3) som grunnlag for kalibreringen i (8) sammen med observerte priser og markedsandeler i tabell 1. Beregnede parameterverdier for det lineære etterspørselssystem fremgår av venstre del av tabell 4, kalt LL-modellen. (Vi kommer tilbake til den høyre del av tabellen nedenfor.)

Tabell 4. Parametre i to kalibrerte lineære etterspørselssystemer

	LL-modell					LM-modell				
	d(i)	a(i,j)				d(i)	a(i,j)			
		1	2	3	4		1	2	3	4
1	0.8	-0.88	0.24	0.16	0.08	0.8	-1	0.2	0.2	0.2
2	0.6	0.24	-0.72	0.12	0.06	0.6	0.15	-0.75	0.15	0.15
3	0.4	0.16	0.12	-0.52	0.04	0.4	0.1	0.1	-0.5	0.1
4	0.2	0.08	0.06	0.04	-0.28	0.2	0.05	0.05	0.05	-0.25

For å rendyrke analysen av betydningen av en alternativ beskrivelse av etterspørselen, anvendes også Logit-modellens kalibrerte marginalkostnader. Se tabell 1. Vi har nå et alternativ til Logit modellen, nemlig den lineære LL-modellen. Den har identiske egenskaper i kalibreringspunktet, men avviker fra Logit-modellen når endringene blir mer enn uendelig små. La oss simulere bedriftssamarbeid i begge modeller, dvs. beregne likevekt for hver av modellene i situasjoner med ulike markedsandeler for forskjellige ϵ og β -verdier.

Figur 4 viser prisøkning (P^F) i de to modellene. I de øverste panelene varieres β , mens $\varepsilon = 1$; i de nederste varieres ε , mens $\beta = 3$. Modellene predikerer forbausende lik prisøkning, spesielt når bedriftene har like markedsandeler, som i de venstre panelene. Forskjellen i prisøkning mellom de to modellene er noe større når bedriftene er av ulik størrelse (de høyre panelene)).

Konsumentoverskudd i den lineære modellen.

Tabell 4 viser at $a_{ij} = a_{ji}$, $i, j = 1, \dots, 4$ i LL-modellen. Fra (3.2) og (8.1) finner vi at beregningene innebærer: $a_{ij} = -\beta(1-P_0)s_i s_j$, hvorved resultatet $a_{ij} = a_{ji}$ følger. Symmetri i etterspørselen er en meget egenskap fordi det tillater oss å beregne et entydig konsumentoverskudd.¹³ En direkte etterspørsel hvor matrisen $\mathbf{A} = \{a_{ij}\}$ er symmetrisk, korresponderer til en invers etterspørsel¹⁴

$$(9) \quad p_i = e_i + \sum_j b_{ij} x_j, \quad i=1, \dots, n,$$

hvor matrisen $\mathbf{B} = \{b_{ij}\}$ er symmetrisk, hvoretter (9) integreres (se Singh og Vives (1984))

$$U(\mathbf{x}) = \mathbf{e}'\mathbf{x} + \frac{1}{2} \mathbf{x}'\mathbf{B}\mathbf{x}.$$

Summen av konsument og produsentoverskudd kan nå skrives som

$$(10) \quad W = (U(\mathbf{x}) - \mathbf{p}'\mathbf{x}) + (\mathbf{p}'\mathbf{x} - \mathbf{c}'\mathbf{x}) = U(\mathbf{x}) - \mathbf{c}'\mathbf{x}.$$

Figur 5 sammenlikner endring i konsumentoverskudd i Logit-modellen (som vist i figur 2) med tilsvarende størrelse beregnet i LL-modellen. Også her er forskjellen på de to modellene liten når markedsandelene er like. Forløpet på disse kurvene og deres innbyrdes forskjell følger fra den gjennomsnittlig prisendring i markedet som vist i de øvre panelene i figur 4.

En alternativ lineær modell

Den lineære funksjon har langt flere parametre enn Logit og er således mer fleksibel, men har derfor også et større databehov. I en analyse hvor vi ikke vet noe om produktenes lokalisering i forhold til hverandre, men antar at de er like nære substitutter må vi gi avkall på denne fleksibilitet. Mathiesen (2000) stipulerte i denne situasjon like eksterne elastisiteter (e_i) for alle produkter (som det er for Logit når observerte priser er like) og dessuten at alle krysspriselasititeter er like

$$(11.1) \quad e_{ij} = e, \quad j \neq i,$$

¹³ Jfr. diskusjonen om integrabilitet i etterspørsel. Se Gorman (1953), Hurwicz (1971) og Varian (1984).

¹⁴ La \mathbf{p} , \mathbf{x} , \mathbf{d} og \mathbf{e} være vektorer med n elementer, og \mathbf{A} og \mathbf{B} matrisen med $n \times n$ elementer. $\mathbf{B} \equiv \mathbf{A}^{-1}$ og $\mathbf{e} \equiv \mathbf{B}\mathbf{d}$.

hvoretter egenpriselasitetene ble som følger

$$(11.2) \quad e_{ii} = e_i - (n-1)e, \quad i=1, \dots, n,$$

Anvendt på eksemplet i tabell 3 gir (11) $e_{ij} = 0.5$ og $e_{ii} = -2.5$ (slik at $e_i = -1$). Disse elastisitetene er forskjellige fra Logit-funksjonens. Se Tabell 3.

Vi har nå to alternative lineære modeller. I begge modeller kalibreres den lineære etterspørsel til observerte priser (P_i) og kvanta (S_i) som i tabell 1. I den modellen som vi foran kalte LL benyttes priselasiteter fra tabell 3, dvs. de som følger av Logit-modellen. Den andre modellen (LM) etableres med like krysspriselasiteter (e) som er lik gjennomsnittlig krysspriselasitet i LL-modellen, dvs. 0.5. Egenpriselasiteten blir dermed også lik for alle produkter og lik gjennomsnittet fra LL-modellen, dvs. -2.5.

Figur 6 viser den beregnede prisøkning for de to lineære modellene (LL og LM) og Logit-modellen. Heltrukne linjer viser gjennomsnittlig prisøkning (P^F) og stiplede linjer viser prisøkning for produkt 1. LL-modellen predikerer størst prisøkning (P^F) og det er ganske stor forskjell på de to lineære modellenes prediksjon; Logit-modellen plasserer seg i mellom disse to. En avgjørende årsak til forskjellene er at LL-modellen (som Logit-modellen) tilordner større krysspriselasitet mellom de to fusjonerende produkter fordi de er størst i utgangspunktet. Samarbeid mellom disse eliminerer mer av konkurransen i markedet enn det som skjer i LM-modellen, hvor krysspriselasitetene er like mellom alle produkter. Vi ser videre at mens prisøkningen for produkt 1 er over gjennomsnittet i LL og Logit-modellene, er den lavere enn gjennomsnittet i LM-modellen. Vi kommer tilbake til ytterligere sammenlikning av disse to lineære modellene i kapittel 5.4.3.

Del II

5. Modellering av en fusjon i det svenske ølmarked.

Vårt anliggende er prisendringer og velferdseffekter i det svenske marked for øl og mineralvann av en fusjon mellom de to største selskapene Pripps og Falcon. Vi gjennomgår kritiske forhold ved numerisk modellering for en slik analyse, dog uten å gjøre en full analyse. Bl.a. avgrenses analysen til øl og ytterligere i stor grad til øl i skatteklasse II, og vårt fokus er modellering.

5.1 Det relevante marked

Hvordan avgrenser vi det relevante marked for denne fusjonsanalysen. Dvs. hvilke produkter og hvilke distribusjonskanaler skal være med? Tabell 5 deler markedet for drikkevarer i ulike kategorier solgt i 'dagligvarehandel'. Selskapene opererer både innen gruppe 1a brus og gruppe 2b øl av alle tre skatteklasser, og hvert selskap har flere merker innen hver kategori av disse drikkevarer. For eksempel har Pripps minst 13 ølmerker i skatteklasse II, hvorav 9 med styrke 3.5% og 4 med 2.8%. Vi står således overfor en rekke spørsmål i forbindelse med avgrensning av det relevante marked og detaljnivå innen dette marked.

Er hele drikkevaremarkedet relevant? Eller skal vi konsentrere oss kun om de kategorier hvor de angjeldende selskaper deltar, dvs. brus og øl? Skal analysen avgrenses til kun øl, eventuelt ytterligere til øl kun av skatteklasse II? En begrunnelse for det siste kunne være at øl i skatteklasse I tydeligvis selges til kostpris, og enten fordi det anses som en lokkevare for å oppnå innpass med et bredere sortiment eller eventuelt oppfattes å være i et annet marked, derfor atskiller seg fra de sterkere øltypene. Øl i skatteklasse III skiller seg ut ved at det selges via Systembolaget.

Tabell 5. En inndeling av markedet for drikkevarer.

Kategori	Varetype	Distribusjonskanal ¹
1	Ikke-alkoholholdige drikkevarer	
a	Brus, saft, vann, etc.	Dagligvarehandel
b	Melk, o.l.	Dagligvarehandel
2	Alkoholholdige drikkevarer	
a	Vin & brennevin	Systembolaget
b	Øl (inkl. alkoholfritt øl)	
i	Øl i skatteklasse I	Dagligvarehandel
ii	Øl i skatteklasse II: 2.8 volumprosent	Dagligvarehandel
	3.5 volumprosent	Dagligvarehandel
iii	Øl i skatteklasse III	Systembolaget

¹ Vår modellering angår kun det øl i dagligvarehandel og via Systembolaget, ikke salg i restauranter.

Tabell 6 gir for ølets vedkommende en oversikt over markedsandeler for de involverte selskaper og total- eller gjennomsnittstall for volumer, priser og pris-kostnads-margin.

Tabell 6. Data for det svenske ølmarked.

Selskap \ Markedsandel	Lettøl ¹	2.8 % øl	3.5 % øl	Øl over 3.5%
Pripps	0.45	0.354	0.412	0.289
Falcon	0.15	0.197	0.241	0.250
Spendrup	0.30	0.225	0.194	0.183
Åbro	0.05	0.104	0.075	0.100
Andre	0.05	0.120	0.079	0.178
Volum (mill. liter)	48.0	89.8	113.0	130.0
Pris (gjennomsnitt)	4.65	8.35	17.90	28.5
Pris-kostnads-margin (P-c)/P	0.20	0.44	0.35	0.47

Kilde: A.C. Nielsen, 1999.

1 Anslag av M. Ingemarson

Før vi går videre og lager en modell for analyseformål, vil vi undersøke om økt dominans i dette marked har et potensiale for å øke prisene betydelig (med minst 5%). La oss for dette formål betrakte øl i skatteklasse II som det relevante marked.

5.2 Potensialet for lønnsom prisøkning.

Konkurransemyndighetene må fatte en beslutning om man skal tillate en fusjon. I første omgang vil man vurdere om dette er en sak hvor man eventuelt vil bruke vetoretten. Dersom man finner at saken ikke tilsier inngripen, godkjennes fusjonen. Dersom man mener at dette er en sak for nærmere vurdering, iverksettes en full analyse, hvor man vurderer en rekke forhold.

Anta at det i vårt tilfelle er to fusjonerende bedrifter og tre uavhengige konkurrenter, som hver selger én variant av et differensiert produkt (øl i skatteklasse II). Anta at disse fem produktene er nære substitutter og at andre produkter er klart fjernere substitutter.

Det første spørsmålet for konkurransemyndighetene er hvorvidt en bedrift som får kontroll over denne gruppe av (her fem) produkter kan utøve markedsrett på en slik måte at den på varig basis kan heve prisene betydelig, f.eks. med 5%. Dvs. vil et monopol for disse fem produktene finne det lønnsomt å øke prisene med minst 5%? Betrakt derfor alt øl i skatteklasse II som ett produkt og anvend formelen for monopolets optimale tilpasning $(p-c)/p = -1/\epsilon$, hvor p og c er pris hhv marginalkost og ϵ er priselastisitet i etterspørselen. Dersom den typiske margin i bransjen ($M \equiv (P-C)/P$) er lavere enn den inverse priselastisitet ($-1/\epsilon$) i etterspørselen etter

aggregatet, vil prisøkning være lønnsom for en aktør som får kontroll over alle produkter. Hvor stor prisøkning, avhenger av flere forhold, bl.a. marginen og priselastisiteten.¹⁵ Ifølge tabell 6 er observert margin (M) for øl i skatteklasser II omlag 0.4 (0,437 for 2,8% og 0,35 for 3,5%). Det avgjørende spørsmålet er derfor om priselastisiteten i etterspørselen etter produktgruppen er større eller mindre i tallverdi enn 2.5. Vi har ikke egne estimater for Sverige. I litteraturen finner vi Pinkse og Slade (2000) som rapporterer et estimat på -0.5 for etterspørsel etter øl i Storbritannia og som refererer til fem andre analyser (fra andre land) som har gitt hhv. -0.1, -0.3, -0.6, -0.9 og -1.6. Alle disse anslagene ligger godt under -2.5.

Anta f.eks. at $\epsilon = -1.5$. Vi har da $M = (P-C)/P = 0.4 < 2/3 = -1/\epsilon$, slik at et monopol ville øke prisen. Hvor stor den optimale prisøkning er avhenger av funksjonsform i etterspørsel, kort sagt hvordan priselastisiteten endres ved prisøkning, og hvordan den marginale kostnad endres ved den korresponderende volumreduksjon. Anta at marginalkostnaden er konstant. Dersom priselastisiteten er konstant ved prisøkning, vil monopolprisen være gitt ved

$$p = c/(1+1/\epsilon) = (1-M)P/(1+1/\epsilon) = 0.6P/(1/3) = 1.8 P,$$

hvor M og P betegner observert margin hhv. pris. Monopolet ville altså øke prisen med 80%. Dersom etterspørselen beskrives med en lineær funksjon, ville monopolprisen øke med kun 13.33%.¹⁶ Valg av en annen funksjon vil gi et annet resultat. En konveks funksjon vil gi større prisøkning enn det den lineære funksjon predikerer.

Figur 7 indikerer betydningen av funksjonsvalget. Den viser prisendring som følge av fusjon mellom to (av to like) bedrifter i et marked for et homogent produkt, dvs. overgang fra duopol til monopol, for fire ulike funksjonsformer. Duopolløsningen er $P = 4$ og $X = 10$. Som vi ser varierer monopolløsningen betydelig avhengig av etterspørselsfunksjonens form.

Basert på informasjon om *pris-kostnads-margin* og *priselastisitet* konkluderer vi at et monopol for øl i skatteklasser II ville øke prisene med minst 5%. Fusjonen krever ytterligere analyse!¹⁷

¹⁵ Lønnsomheten for de fusjonerende parter vil også avhenge av krysspriselastisitetene mellom de produkter som inngår i fusjonen, dvs. hvor mye av eksternaliteten som internaliseres.

¹⁶ La den lineære etterspørsel være $x=a-bp$. Kalibrering av parametrene til observert pris, kvantum og priselastisitet (P, X, e), gir $b \equiv e(X/P)$ og $a \equiv X(1-e)$. La $P = 1$. Optimal monopolpris $p = (a-bc)/2b = (P(1-e)-ec)/2e = 1.133$.

¹⁷ Vi har i denne fasen ikke tatt standpunkt til hvorvidt det kan oppnås kostnadsbesparelser eller oppstå andre gevinster eller forhold som kan tale for eller i mot fusjonen. Det vil være del av den etterfølgende analyse.

5.3 Modeller for ølmarkedet

5.3.1 Modelleringsmessige problemstillinger

En modell for et konkret marked¹⁸ deler produktspekteret i to grupper: Produkter som omfattes av modellen og de som er utenfor modellen. De førstnevnte modelleres hver for seg, med volum, pris og med krysspriselastisiteter mellom et hvert par av produkter. Disse krysspriselastisiteter representerer den markedsinterne konkurranse. Produkter utenfor markedet representeres kun indirekte via én parameter i etterspørselsfunksjonen; den eksterne elastisitet.¹⁹ Deres priser og volumer er ikke med i modellen. Alle produkter utenfor modellen har implisitt samme substitusjonsforhold til et gitt produkt innen modellen²⁰.

Jo snevrere det relevante marked defineres, jo flere substitutter ligger utenfor og jo større er den eksterne konkurranse og elastisitet. Konkurransen innen markedet er motsatt relatert til markedsavgrensningen; jo snevrere marked, jo mindre intern konkurranse. Når en skal analysere ulike markedsavgrensninger, er det derfor viktig å beskrive den skiftende balanse i konkurransen.

Databasen beskriver de fire største produsenter (Pripps, Falcon, Spendrup og Åbro) og en samlegruppe Andre produsenter. Videre beskrives for hver produsent de største enkeltmerker og en samlegruppe Andre merker. Hvordan modelleres Andre? Vi vet at optimal pris i oligopol avtar med økende antall produsenter. En modell som behandler Andre produsenter som én aktør, vil således overvurdere prisnivået i forhold til en modell som beskriver hver enkelt produsent som en selvstendig aktør. Det er noe uklart i hvilken grad dette forhold påvirker den beregnede prisøkning ved fusjon. Tilsvarende betraktning gjelder behandlingen av Andre produkter. Skal f.eks. Pripps Andre produkter modelleres som ett aggregat eller flere selvstendige produkter? Kort sagt, hvilke feilkilder introduseres via aggregater?

5.3.2 Kalibrering av modell

Fremgangsmåten ved etablering av og analyse vha denne modell er som følger:

¹⁸ Her betraktes partiell likevekt i motsetning til generell likevekt som omhandler alle markeder i økonomien, men som typisk opererer på et vesentlig høyere aggregeringsnivå, f.eks. næringsmiddelindustri.

¹⁹ Froeb og Werden (1996) kaller dette *external* elasticity, Pinkse og Slade (2000) kaller den *total* elasticity.

²⁰ Motsatt kan vi – såfremt vi har data for det – ta hensyn til at to produkter innen modellen kan ha ulike substitusjon mot dette vareaggregatet utenfor. For å konkretisere, anta at modellen omhandler kategoriene 1a og 2b. Da vil vann og vin (utenfor modellen) stå i samme substitusjonsforhold til f.eks. Ø1 i skatteklasser III (innen modellen), mens vi godt kan anta at ø1 i skatteklasser I har nærmere substitutter utenfor modellen enn ø1 i skatteklasser III.

- i) **Modelltype:** Øl er en typisk merkevare slik at vi modellerer øl som differensierte produkter og antar at bedriftene konkurrerer på pris. Analysen gjennomføres dels med Logit²¹ og dels med lineær etterspørsel.
- ii) **Gitte data.** Vi har gode opplysninger om pris (P) og kvantum (X) i 1999, både for enkeltprodukt (merke) og som gjennomsnitt for ulike typer drikkevarer, og vi benytter disse. Vi har også gode opplysninger om enhetskostnader og avgifter slik at vi kan anslå marginalkostnad (C) ved å selge de ulike produkter. Vi benytter disse.
- iii) **Residuale anslag.** Vi har ingen egne estimater for priselastisiteter i etterspørselen etter øl i Sverige. I litteraturen presenteres eksterne elastisiteter i ølletterspørsel i andre land. Vi vil benytte slike estimater pluss teoretiske relasjoner mellom ulike typer priselastisiteter.
- iv) **Sensitivitetsanalyse.** Pga usikkerheten omkring priselastisitetene gjennomføres beregningene med ulike anslag.

Priselastisiteter i etterspørselen

Vi vil omskrive (4) til følgende nyttige uttrykk

$$(12) \quad -\varepsilon_{ii} = -\varepsilon_i + \sum_{j \neq i} \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, \dots, n.$$

Egenpriselastisiteten i etterspørselen etter produkt i er altså summen av den eksterne elastisitet og alle krysspriselastisitetene i etterspørselen, altså summen av ekstern og intern konkurranse.

Optimal prissetting

Overskudd for en bedrift f med ett produkt i er

$$\Pi_f = (p_i - c_i) x_i - F_f,$$

hvor F_f betegner fast kostnad. Optimal pris p_i følger av førsteordensbetingelsen (FOB):

$$\partial \Pi_f / \partial p_i = x_i + (p_i - c_i)(\partial x_i / \partial p_i) = 0.$$

Betingelsen ble vist foran for det tilfelle at etterspørselen er beskrevet ved Logit-funksjonen.

Anta her at vi har lineær etterspørsel. Da er $\partial x_i / \partial p_i = a_{ii}$. Anta at FOB holder i det observerte tallmateriale (P_i og X_i) og substituer inn for p_i og x_i . Ved også å sette inn for a_{ii} fra (8.1) får vi

$$(P_i - c_i)/P_i = -1/e_{ii}, \quad i = 1, \dots, n.$$

²¹ Mens valget av ett ølmerke fremfor et annet er et diskret valg, er volum av det valgte ølmerke ikke en diskret variabel, og vår illustrasjon av Logit i dette marked bryter med modellens teoretiske fundament.

som ofte benyttes til å fastlegge c_i .²² I denne analysen har vi bedre informasjon om kostnader (C_i) enn om elastisiteter, og vi kalibrerer derfor e_{ii} fra observasjoner av P_i og C_i

$$(13) \quad e_{ii} \equiv -P_i/(P_i - C_i), \quad i = 1, \dots, n.$$

Ved flervareproduksjon er sammenhengen mellom parametre mer kompleks. La bedrift f tilvirke og tilby produkter $i \in I(f)$. FOB for optimal pris på produkt i er gitt ved

$$\begin{aligned} \partial \Pi_f / \partial p_i &= x_i + \sum_{j \in I(f)} (p_j - c_j) a_{ji} \\ &= x_i + \sum_{j \in I(f)} (p_j - c_j) (e_{ji} X_j / P_i) \\ &= X_i + \sum_{j \in I(f)} (P_j - C_j) (e_{ji} X_j / P_i) = 0. \end{aligned}$$

Her inngår parametre for alle produkter ($I(f)$) som er under én beslutningsmyndighet, og vi har ikke en så enkel løsning som (13), men den lar seg beregne. (Mathiesen og Sørgard, 2000).

Ved fastlegging av elastisiteter vil vi gå fram som følger:

- i) egenpriselastisiteten e_{ii} beregnes fra (13),
- ii) på bakgrunn av litteratur anslåes den eksterne elastisitet e_i , og til slutt
- iii) beregnes krysspriselastisitetene e_{ij} slik at $\sum_{j \neq i} e_{ij} = -(e_{ii} + e_i)$. Her har vi to varianter:
 - a) e_{ij} avspeiler markedsandeler og er typisk ulike i linjen (jfr. Logit-funksjonen; se tabell 3 i kapittel 4) og
 - b) $e_{ij} = e_i$, dvs. like krysspriselastisiteter i linjen. (Mathiesen, 2000).

5.3.3 Data.

Vi tar utgangspunkt i data som vist i tabell 7 for øl i skatteklasse II, dvs. øl av styrke 2.8% og 3.5%. Gjennomsnittspriser og totalvolumer er fra A.C. Nielsen for 1999. Marginalkostnad er beregnet basert på følgende formel:

$$(14) \quad C = (pk + avg)(1+a)(1+m),$$

hvor produksjonskost (pk) er anslått til 3.50 SEK per liter, alkoholavgift (avg) på 3.5% øl er 1,47 SEK per volumprosent og utgjør 5,15 SEK per liter øl; forhandleravanse (a) er 20% og moms (m) er 12% for øl i klasse II og 25% for øl i klasse III. Disse tallene gir 4,70 SEK og 11,62 SEK for øl av styrke 2.8% hhv 3.5%, mens tallene for hele skatteklasse II er veidde gjennomsnitt med de oppgitte volumer som vektor. For øl i skatteklasse III beregnes C ihht (14) til 15,00 SEK per

²² Jfr. bl.a. Froeb og Werden (1996) som kalibrerer marginalkost etter å ha 'gjettest på' parametre i etterspørselen og Pinkse og Slade (2000) som på denne måte fastlegger marginalkost via estimering av etterspørselen.

liter, mens C for øl i kasse I er skjønsmessig satt til 3,70 SEK. Dette ølet ble i 1999 solgt til en gjennomsnittspris på 4,70 SEK. Det er hevdet at denne øltype selges med tap.

Tabell 7. Volum og gjennomsnittlig pris for øl i skatteklasser II (1999).

	Øl klasse II: 2.8 & 3.5%			Klasse II: 2.8%			Klasse II: 3.5%		
	P	X	C	P	X	C	P	X	C
Pripps	14,19	78,3	8,81	8,59	31,76	4,70	18,01	46,5	11,62
Falcon	14,31	45,0	8,90	8,87	17,72	4,70	17,84	27,3	11,62
Spendrups	13,19	42,1	8,30	8,14	20,24	4,70	17,86	21,9	11,62
Åbro	12,42	17,7	7,99	8,24	9,30	4,70	17,03	8,4	11,62
Andre	12,25	19,6	7,83	7,31	10,77	4,70	18,28	8,9	11,62
Gj.sn /sum	13,67	202,8	8,56	8,35	89,8	4,70	17,89	113,0	11,62

Kilde: A.C. Nielsen.

5.4 Analyse.

Analysen avgrenses til markedet for øl (se tabell 5) og vi anvender ulike definisjoner av det produkt som hver produsent tilbyr. Til hver slik definisjon svarer en modell.

- i) Skatteklasser II: Ett aggregat per produsent.
- ii) Skatteklasser II: To produkter med hhv. 2.8% og 3.5% volumstyrke per produsent.
- iii) Skatteklasser II: Enkeltmerker for de fire store produsentene.
- iv) To, tre eller fire øltyper ? Ulik markedsavgrensning.

Modellene omfatter ett, to, tre, fire og flere produkter per produsent. Poenget med øksjonen er å påvise av den beregnede prisstigning pga. samarbeid avhenger, ofte på en ikke forutsigbar måte, av tilsynelatende uskyldige forutsetninger i modelleringen.

Mens modellene under punktene i)-iii) omhandler samme produktgruppe og kun atskiller seg mht detaljering, innebærer modellene under iv) et stadig mer omfattende marked hvormed antall drikkevarer *innen* markedet øker, mens antall substitutter utenfor avtar. Dette må ha konsekvens for modellenes priselastisiteter. Jo snevrere marked, jo flere substitutter er utenfor markedet og jo høyere vil den eksterne elastisitet være; og omvendt, en markedsdefinisjon som omfatter de fleste drikkevarer, har få substitutter utenfor og dermed en lavere ekstern elastisitet.

5.4.1 Øl i skatteklasser II: Ett aggregat per produsent.

Her modelleres ett produkt for hver av de fire navngitte produsenter og ett produkt for samlest-posten Andre produsenter; altså en modell med fem priser. Etterspørsel beskrives med både Logit og lineære funksjoner. La oss først etablere en modell basert på Logit funksjoner.

I kapittel 3 viste vi hvordan vi kalibrerte en modell gitt observerte priser, volumer og anslag på to parametre (β og ϵ) i etterspørselen. Marginale kostnader ble kalibrert til slutt ved hjelp av FOB for optimal Nash prissetting. Her har vi priser, volumer og gode anslag for marginale kostnader, og vi vil gjerne benytte den informasjon som ligger i kostnadsanslagene. Generelt sett er det inkonsistens mellom alle disse størrelser og antakelsen om at de tilfredsstillende FOB for en Nash likevekt. (Mathiesen, 2000). Vi benytter to alternative metoder for å kalibrere modellen:

a) *No-FOB*. Benytt priser, volumer, parametre (β og ϵ) og observerte marginale kostnader til å kalibrere modellen og aksepter at Nash-FOB *ikke* holder for disse parametre. Beregn derfor en ny Nash likevekt $\{p_i^N\}$ for dette datasett, hvor β tilpasses slik at $P^N \equiv [\sum s_i (p_i^N / P_i) - 1]$ blir minimert, altså en Nash-løsning hvor prisene i gjennomsnitt er nærmest mulig de observerte.

b) *Kal-MC*. Benytt priser, volumer og parametre (β og ϵ), men *ikke* observerte marginalkostnader. Bruk FOB til å kalibrere marginale kostnader (c_i^K), hvor β tilpasses slik at $C^K \equiv [\sum s_i (c_i^K - C_i)]$ blir minimert, dvs. finn marginale kostnader som i gjennomsnitt er nærmest mulig de observerte.

For den lineære modellen benyttes tre varianter. I tråd med analysene i kapittel 4 baseres to modellvarianter på de kalibrerte partielle priselastisiteter fra ovennevnte to Logit-modeller.²³

Dessuten spesifiseres en modell hvor krysspriselastisitetene mellom alle par av produkter er like.

Denne tredje lineære modellen etableres som skissert i 5.3.2.. Gitt P og C i Tabell 7, beregnes e_{ij} fra (13), e_i stipuleres og fra (12) følger det at $\sum_{j \neq i} \epsilon_{ij} = e_i - e_{ii}$, slik at $\epsilon_{ij} = (e_i - e_{ii})/4$, $j \neq i, j=1, \dots, 5$. Med denne kalibrering utgjør de observerte tall i tabell 7 en Nash-likevekt.

Figur 8 viser beregnet prisøkning for hver av de fem modellene over det intervall vi anser for relevant for den eksterne elastisitet. De to Logit-modellene gir for alle praktiske formål samme svar, og det samme gjelder de to lineære modellene (Lin-Log) som er basert på de partielle

²³ La β_p minimere P^N og β_c minimere C^K . Det viser seg at $\beta_p \approx \beta_c$ slik at de to lineære modellen blir nesten like.

priselastisiteter i Logit-modellene. Vi ser videre at disse to modelltyper beregner noenlunde samme prisøkning, når ikke den eksterne elastisitet er meget lav. (Jfr kapittel 4 og figur 6.)

Det store avviket står den tredje lineære modellen for; den viser uniformt lavere prisøkning. Det skyldes at den er kalibrert med *like* krysspriselastisiteter, hvilket gir lavere krysspriselastisitet og dermed relativt mindre konkurranse mellom produktene 1 og 2 enn i de øvrige fire modellene. En fusjon vil dermed også internalisere mindre konkurranse. Sagt på en annen måte, mer av konkurransen består mellom de to fusjonerte produkter og de tre øvrige, og det er mindre lønnsomt å heve prisene.

Prisøkningen reduseres med økende ekstern elastisitet. Substitutter utenfor modellens marked disiplinerer altså prissettingen innen markedet. Jo nærmere substitutter slike eksterne produkter er, jo høyere er den eksterne elastisitet. Vi har ingen egne anslag for den relevante størrelse for denne elastisiteten for Sverige. Pinkse og Slade (2000) rapporterer et estimat på -0.5 for Storbritannia og refererer til fem andre analyser som har gitt hhv. -0.1, -0.3, -0.6, -0.9 og -1.6. Man må være forsiktig med å tolke slike estimater utenfor den kontekst hvor de er fremkommet. Et utall av forhold angående faktiske bransje karakteristika og metodiske problemer, som måleproblemer, kan gjøre disse estimater nærmest irrelevante for vårt formål. Til tross for slike betenkeligheter, er det interessant at med unntak av den siste verdien (Hausmann, Leonard og Zona (1994)), ligger alle disse anslagene i underkant av de verdier vi har lagt til grunn for den eksterne elastisitet i vår analyse, og som fremgår av figuren.

Vi ser også at den gjennomsnittlige prisøkning i markedet er betydelig lavere enn det potensiale for et monopols prisøkning som vi beregnet foran, nemlig 13.3% (for en lineær modell med ekstern elastisitet på 1.5). Årsaken er selvsagt at selv om Pripps og Falcon står for nær 61% av markedet før fusjon, kontrollerer de ikke hele markedet. Potensialet utnyttes nemlig i sterkt stigende grad når samlet andel nærmer seg 1. Figur 9 viser prisøkning som funksjon av samlet markedsandel ved fusjon mellom m av fem like bedrifter. Den viser at når fusjonspartene har en samlet markedsandel på 60% kan de øke sine priser så mye at den gjennomsnittlige prisøkning er ca 25% av den prisøkning som et monopol ville iverksette, og ved en andel på 80% kan fusjonen medføre vel 50% av monopolets prisøkning.

La oss til slutt se på prisøkning per produkt, hvor vi anvender Logit-modellen *No-FOB*. Tabell 8 viser prisøkning (i forhold til Nash-likevekten) som følge av fusjonen. Prisøkningen er klart

størst for de fusjonerende bedrifter Pripps og Falcon, hvilket er ifølge teorien. De har eget incentiv til å øke sine priser, nemlig det utvidete produktspekter, mens de tre andre responderer.

Vi ser også størst prisøkning for det minste av de to fusjonerte produktene. Ved å øke Falcons ølpris mest utnyttes merkelojale kunder, og en del av de kunder som forlater Falcon fanges opp av Pripps, som er størst og har det største nett for å fange opp kunder. Falcon ville ikke greie å fange opp like mange kunder dersom Pripps hadde størst prisøkning. Tendensen til å øke prisene mest på det minste produktet er generell i oligopol modeller både med pris og kvantum som handlingsvariable. Se foran og Mathiesen (2000).

Tabell 8. Prisøkninger for øl i klasse II. No-FOB-modellen

Ekstern elastisitet	0.5	1	1.5	2
Pripps	8.3	6.0	4.3	2.7
Falcon	13.7	10.3	7.4	4.7
Spendrups	1.1	0.5	0.2	0.05
Åbro	0.5	0.2	0.1	0.05
Andre	0.5	0.2	0.1	0.02
Gjennomsnitt	5.8	4.4	3.2	2.1

5.4.2 Øl i skatteklasser II: To produkttyper.

Tabell 7 viser at det er stor kostnads- og prisforskjell på de to produkttypene i skatteklasser II, og tabell 6 viser ulike marginer for disse typer. Det virker rimelig å segmentere markedet med fem produkter i hvert av to segmenter. I denne modellen har hver av de fire navngitte produsentene to produkter hver, nemlig øl av styrke 2.8% og 3.5%. Øvrige tilbydere av øl i skatteklasser II representeres ved to aktører med ett produkt hver. Modellen har dermed 6 aktører og 10 produkter. Markedsavgrensningen er den samme som i foregående modell – den omhandler øl i skatteklasser II. Det betyr at den eksterne elastisitet, altså målet på konkurranse fra produkter utenfor markedet, er den samme som foran. Konkurransen innen markedet er også uendret, men vår modellering av produktene i markedet er forskjellig. Når vi nå dobler antall produkter må vi halverer krysspriselasititeten mellom par av produkter slik at summen av krysspriselasititeter (for et gitt produkt) og dermed konkurransen holdes konstant.

Som foran beregnes egenpriselasititeten fra pris-kostnadsdata og den eksterne elastisitet anslås, hvoretter krysspriselasititene tilpasses slik at (12) holder for alle produkter. Nå segmenteres markedet, hvilket innebærer at vi må stipulere styrken i konkurransen mellom to produkter innen

ett og samme segment i forhold til styrken i konkurransen mellom produkter i ulike segmenter. Vi antar (vilkårlig) at konkurransen innen segmentet er tre ganger sterkere enn konkurransen mellom segmenter.

Som foran betrakter vi to varianter: En modell hvor krysspriselasitetene e_{ij} , $j \neq i$, $j=1, \dots, 5$ er avspeiler markedsandeler (jfr Logit), og en hvor de er like innen segmentet. Figur 10 viser prisøkning for de to varianter for ulike verdier på den eksterne elastisitet. Grafene gir samme inntrykk som figur 8. Økt ekstern elastisitet gir redusert rom for prisøkning og modellen med like krysspriselasiteter gir lavere prisøkning (som forklart over). Et slående unntak er at beregnet prisøkning pga fusjon er nesten halvert. Jeg finner ingen umiddelbar forklaring på dette.

I denne modellen er det to Andre produsenter, én for hver øltype. De er samlebetegnelser for flere uavhengige aktører. La oss i stedet for én slik aktør for hver av produkttypene, modellere to (like) aktører for hver produkttype, altså fire selvstendige aktører som selger i konkurranse med de fire store. Utvides antall aktører og krysspriselasitetene beholdes, øker den markedsinterne konkurranse i modellen, og den vil predikere lavere prisøkning. Fordeles derimot krysspriselasiteten mellom et gitt produkt (for en av de fire store) og produktet til aktøren Andre i foregående modell, på de to produktene for de to Andre produsentene i den nye modellen, predikeres samme prisøkning som om vi ikke splittet Andre i to.

5.4.3 Øl i skatteklasser II: Enkeltmerker.

Her betraktes 34merkevarer for fire navngitte produsenter: Pripps, Falcon, Spendrup og Åbro. Se tabell 9. Tabellen omfatter imidlertid ikke alle merker. For det første utelates andre produsenter og deres merker, hvilket i volum utgjør knapt 10%. Dessuten utelates små merker for de fire navngitte. Dette utgjør ytterligere 8%, slik at vår analyse omfatter kun 82% av øl i skatteklasser II (gjennom dagligvarehandel).

Ettersom vi fortsatt betrakter øl i skatteklasser II, er avgrensningen mellom dette marked og alle andre markeder den samme som i de to foregående analysene, og vi legger samme vurderinger av priselasiteter til grunn. Ved å utelate småprodusentene undervurderes imidlertid den interne konkurranse og modellen vil, alt annet like, predikere større prisøkning enn foregående analyser. Vi har imidlertid ikke beregnet omfanget av denne feilkilde.

Tabell 9. Data for merkevaremodellen.

3.5 %		Volum (liter)	Konsum pris (SEK)	Markeds- andel
	Pripps			
1	Pripps Blå	21760	17,79	0,131
2	Lapinkulta	6491	19,29	0,039
3	TT	3990	17,54	0,024
4	1828	2262	18,85	0,014
5	Ringnes	1939	17,51	0,012
6	Pripps Fat	1542	16,55	0,009
7	Pripps Bayerbrau	1536	17,62	0,009
8	Pripps Light	1261	17,77	0,008
9	Tuborg – Pripps	1232	18,06	0,007
	Falcon			
10	Falcon Extra Brew	16924	17,90	0,102
11	Falcon Bayerskt	3351	17,76	0,020
12	Carlsberg	4360	17,79	0,026
13	Tuborg – Falcon	1381	17,35	0,008
14	Budweiser	481	22,16	0,003
	Spendrups			
15	Spendrups Original	7878	17,79	0,047
16	Norrlands Guld	8612	17,46	0,052
17	Mariestads	1823	20,84	0,011
18	Löwenbräu	1311	17,32	0,008
19	Stella Artois	1079	17,97	0,006
	Åbro			
20	Åbro Original	2516	16,55	0,015
21	Andersson	2843	16,88	0,017
	2.8 % Pripps			
1	Pripps Blå	18684	8,72	0,112
2	Pripps Fat	5354	7,43	0,032
3	Ringnes	602	9,55	0,004
4	TT	2864	8,84	0,017
	Falcon			
5	Falcon Beer	10544	8,79	0,063
6	Falcon Bayerskt	3401	8,98	0,020
7	Carlsberg	2568	9,20	0,015
8	Tuborg Falcon	1200	8,57	0,007
	Spendrups			
9	Spendrups Original	8321	8,47	0,050
10	Norrlands Guld	6459	9,00	0,039
11	Spendrups fatøl	5142	6,56	0,031
	Åbro			
12	Åbro Original	2200	8,53	0,013
13	Andersson	4773	8,39	0,029
	Sum volum	166684		

Kilde. A.C. Nielsen, 1999.

Også i denne analysen benyttes to varianter for krysspriselasiteter i linjen: a) hvor de avspeiler ulike markedsandeler, og b) hvor de er like (innen segment). Prisøkningen (ved fusjon)²⁴ som funksjon av den eksterne elastisitet for de to modellvariantene er vist i figur 11. De viser meget stor overensstemmelse mht gjennomsnittlig prisøkning. Modellen med ulike krysspriselasiteter ligger noe over. Beregnet prisøkning er klart større enn i foregående analyse. Her er det imidlertid et problem. Ved kalibrering av parametre har vi sett bort fra at produsentene alt før fusjon kontrollerer flere produkter. Vi har kalibrert parametre ihht (13). Den beregnede Nash-likevekten er derfor forskjellig fra de observerte tallene og innebærer i gjennomsnitt 4.7% høyere priser enn observert. Dette forhold gjelder for såvidt også to-produkt modellen i foregående avsnitt, men altså ikke ett-produkt modellen i første analyse.

For enkeltmerker gir de to variantene store forskjeller som vist i Tabell 10.²⁵ Like elastisiteter gir vesentlig mer ulike utslag både i pris og volum. De minste merkene får betydelig større prisøkning og volumreduksjon. Dette har vi observert og kommentert i foregående analyser. Vi ser at de minste merkene kan forsvinne helt, som illustrert ved P28-Ringnes.²⁶ Dette er i og for seg ikke unaturlig. Tvert imot ville vi forvente at selskaper som fusjonerer benytter anledningen til å sanere produktspekteret ved å droppe små produkter.

Det er modellerings- og fortolkningsmessige problemer i denne forbindelse. Motstykket til at de små merkene reduseres i volum er at de store vokser, i det minste relativt sett. I modellen med like elastisiteter øker således de største merkene (f.eks. P35-Blaa) i volum samtidig som deres pris øker. Isolert sett er dette meningsløst. Etterspørselen etter f.eks. Blaa er imidlertid funksjon av alle priser, og prisene på mange av de nærmeste substituttene øker mye, hvilket gir et positivt skift i etterspørselen etter Blaa, og dette skiftet gir rom for både pris- og volumøkning. Denne 'historien' er uangripelig. Den virker imidlertid dratt litt langt når merker som nesten prises ut av markedet, gir så kraftig stimulans til de store produktene. Her kommer vår antagelse om like kontra ulike krysspriselasiteter inn. Modellen hvor elastisitetene er basert på produktenes markedsandeler unngår denne effekten fordi stor prisøkning på små-produkter vektet med lave markedsandeler. (Jfr. utledningen av (4).) Tabellens nederste linje viser at pris- og volumendring for modellen med ulike elastisiteter er konsistent med en ekstern elastisitet på -1 , mens det er mer tvilsomt for modellen med like elastisiteter.

²⁴ Vi har benyttet programpakken GAMS for å beregne disse likevektene. Se programkode i vedlegg C.

²⁵ Tallene er basert på en ekstern elastisitet på -1 .

²⁶ Ved en ekstern elastisitet på -0.5 nedlegges i alt 8 merker i modellen med like krysspriselasiteter.

Tabell 11. Pris- og volumendring i prosent for to merkemodeller

	Like elast.		Ulike elast.	
	P %	X %	P %	X %
P35-Blaa	5,0	7,7	5,7	-8,2
P35-Lapin	7,4	0,9	6,5	-7,3
P35-TT	9,6	-8,4	6,0	-8,9
P35-1828	13,2	-23,8	6,5	-7,8
P35-Ringnes	15,0	-40,6	6,1	-9,0
P35-Fat	17,9	-83	5,6	-10,0
P35-Bayer	17,4	-64	6,1	-8,9
P35-Light	19,8	-98	6,2	-8,7
P35-Tuborg	20,0	-97	6,3	-8,5
F35-Extra	5,9	5,0	7,8	-13,7
F35-Bayer	13,8	-20,9	8,2	-14,4
F35-Carlsberg	11,6	-12,8	8,2	-14,3
F35-Tuborg	26,9	-91	8,1	-15,0
F35-Budweiser	84,7	-100	9,6	-10,3
S35-Origin	4,0	10,6	2,0	5,3
S35-Norrla	3,9	10,8	1,9	5,3
S35-Marie	4,4	9,2	2,5	5,5
S35-Lowen	4,4	11,1	1,9	5,5
S35-Stella	4,5	10,7	2,1	5,4
A35-Aabro	3,9	11,3	1,7	5,4
A35-Anders	3,9	11,1	1,7	5,4
P28-Blaa	5,4	2,8	9,7	-14,6
P28-Fat	10,8	-16,6	9,4	-20,2
P28-Ringnes	73,4		10,8	-13,5
P28-TT	15,3	-31,8	10,5	-15,2
F28-Falcon	8,3	-3,9	13,3	-21,2
F28-Bayer	17,8	-30,5	13,8	-21,1
F28-Carlsberg	21,8	-43,5	14,0	-20,4
F28-Tuborg	55,6	-100	13,8	-22,7
S28-Origin	3,5	7,4	2,7	5,7
S28-Norrla	3,6	7,1	2,9	5,7
S28-Fat	3,4	9,2	1,8	5,8
A28-Aabro	3,5	7,4	2,7	5,8
A28-Anders	3,4	7,5	2,6	5,8
	5,8	-1,6	6,2	-7,2

5.4.4. To, tre eller fire øltyper ? Ulik markedsavgrensning.

I dette delkapittel modelleres ulik markedsavgrensning for å gi et inntrykk av hvordan denne problemstilling kan påvirke den beregnede prisøkning som følge av en fusjon.²⁷ Som påpekt innledningsvis i kapitlet, innebærer ulik markedsavgrensning ulike skillelinjer mellom produkter innenfor og utenfor det relevante marked. En videre markedsdefinisjon betyr at vi skifter mer

²⁷ Modellene er programmert i GAMS og programkode for den første modellen er vist i vedlegg B.

konkurransen fra utsiden og inn i modellen. Med referanse til (12) overføres vekt fra den eksterne elastisitet til summen av krysspriselasisteter, mens egenpriselasisteten holdes konstant.

Fremgangsmåten i tabell 11 er som følger. For hver produkttype beregnes den inverse margin, kalt e_{ii} i tabellen (se (13)), her fortolket som egenpriselasistet for produkter i vedkommende segment. Den er rettesnor ved fastlegging av krysspriselasisteter. Dernest anslås den eksterne elastisitet (e_i), som er satt til -1 for øl i skatteklassene II og III, og -2 for lettøl. Til slutt stipuleres krysspriselasisteter skjønnsmessig inne og mellom hvert av segmentene²⁸ slik at (12) holder. Vi har ingen holdepunkter for denne stipulering utover kravet til hva summen skal være. Siste kolonne viser summen av den eksterne elastisitet og krysspriselasisteter per linje, og viser i hvilken grad vår stipulering av krysspriselasisteter i sum er fornuftig.²⁹

Tabell 11. Priselasisteter i modellene.

	P	c	$e_{ii} = P/(P-c)$	e_i	Lett	P28	P35	System	e_{ii}
Lett	4,7	3,5	3,92	-2	0,35	0,05	0,05		-3,9
P28	8,35	4,7	2,29	-1	0,03	0,2	0,07		-2,3
P35	17,9	11,6	2,84	-1	0,03	0,07	0,2	0,1	-2,8
System	28,5	15	2,11	-1			0,1	0,2	-2,3

Tabell 11 gjelder for en modell med alle fire øltypene. Anta nå at vi skal lage en modell med tre øltyper, nemlig alle med unntak av lettølet. For både P28 og P35 betyr det en overføring av 0.15 (=5(0.03)) fra intern konkurranse til ekstern konkurranse. Vi sletter kolonne og linje for lettøl og øker den eksterne elastisitet for P28 og P35 med 0.15. Den eksterne elastisitet i etterspørselen etter sterkøl (via Systembolaget) er upåvirket fordi vi i utgangspunktet har antatt at krysspriselasisteten mellom pris på lettøl og volum av sterkøl er null. I modellen med to øltyper, dvs. kun skatteklasse II, blir de eksterne elastisiteter -1.15 og -1.65 for hhv P28 og P35.

Tabell 12 viser prisøkninger per produkt og i gjennomsnitt. Prisøkningen er størst i den modellen som beskriver det mest omfattende marked. Det er en mulighet for at dette resultat ikke har noen relevant empirisk fortolkning, men utelukkende avspeiler våre forutsetninger, nemlig overføring

²⁸ Merk at det i bokser langs diagonalen i tabellen er 4 krysspriselasisteter (alle antatt like), mens det i bokser utenfor diagonalen er 5 antatt like krysspriselasisteter. Tallet 0.35 for lettøl er krysspriselasistet mellom ulike produsenters øl innen segmentet Lettøl, mens det neste tallet på linjen, 0.05, er krysspriselasisteten i etterspørselen etter lettøl mht prisen på øl av styrke 2.8%.

²⁹ I linje 1 har vi f.eks. $e_{ii} = -3.9 = -2 - [4(0.35) + 5(0.05) + 5(0.05)]$, mens $P_1/(P_1 - C_1) = 3.92$.

av konkurranse (målt ved elastisiteter) fra den interne til den eksterne konkurranse.³⁰ Foregående analyser (illustrert i figurene 8, 10 og 11) viser at beregnet prisøkning avtar med økende ekstern elastisitet. Det samme er tilfelle for våre tre modeller; de eksterne elastisiteter øker i tallverdi og prisøkningen reduseres etter hvert som markedet skrumper fra fire til tre og til to produkttyper.³¹

Tabell 12. Prisøkning ved ulike markedsdefinisjoner.

Pripps-Lett	2,5		
Falcon-Lett	10,0		
Spendrup-Lett	0,8		
Aabro-Lett	0,8		
Andre-Lett	0,8		
Pripps-P28	3,4	3,2	2,9
Falcon-P28	8,0	7,6	7,1
Spendrup-P28	0,8	0,7	0,6
Aabro-P28	0,8	0,7	0,6
Andre-P28	0,8	0,7	0,5
Pripps-P35	2,7	2,6	1,2
Falcon-P35	5,4	5,2	2,9
Spendrup-P35	0,8	0,6	0,3
Aabro-P35	0,8	0,6	0,3
Andre-P35	0,8	0,6	0,3
Pripps-Sys	2,9	2,8	
Falcon-Sys	3,8	3,7	
Spendrup-Sys	0,6	0,6	
Aabro-Sys	0,6	0,6	
Andre-Sys	0,6	0,6	
	2,9	2,5	1,9

6. Dataverktøy

I analysene i denne rapporten har vi benyttet to dataverktøy: EXCEL og GAMS. Hunnes (2001) har anvendt et tredje: MAPLE. Hvilket som er mest velegnet for analyser av bedriftssamarbeid avhenger av brukerens fortrolighet med de ulike verktøy og detaljgraden i den analyse han vil gjøre, både mht antall produkter og omfanget av en sensitivitetsanalyse. Vi finner EXCEL mest oversiktlig, i hvert fall så lenge modellen 'passer inn på en skjerm-side'. Den første etablering av en modell synes også å være lettest innen EXCEL. Ved store modeller, som de vi benyttet i kapittel 5.4.3 og 5.4.4, og når man vil gjøre mange repetisjoner, vil trolig GAMS gi raskere og sikrere resultater når man først har kommet i 'produksjonsfasen'. Det å etablere en modell og

³⁰ Vår kommentar fra merkevaremodellen gjelder også her. Kalibreringen har ikke tatt hensyn til at produsentene kontrollerer flere produkter før fusjon. Nash-likevekten stemmer derfor ikke med de observerte tall. Det er uklart i hvilken retning og med hvor mye dette forhold kan påvirke de prosentvise endringer fra Nash til fusjonslikevekten.

³¹ Dersom vi holdt den eksterne elastisitet konstant over de tre modellene, ville modellene med tre hhv to produkttyper gi større prisøkning fordi den eksterne elastisitet ville være mindre enn antatt i disse analyser.

kommunikasjon mellom GAMS og et regneark for å bearbeide modelløsninger tar imidlertid tid, i hvert fall til man har god erfaring i slikt arbeid.

Et poeng som taler for EXCEL (eller et annet regneark) er at dette verktøy alt er tilgjengelig på den datamaskin man benyttet, slik at de fleste i utgangspunktet er noenlunde fortrolig med bruken. GAMS og MAPLE må kjøpes inn. En større ulempe er trolig opplæring i bruk av disse programmene. Det er ikke vanskelig, men all erfaring tilsier at det tar tid og at man for å kunne gjøre fornuftig bruk av verktøyet bør bruke det regelmessig og ofte.

MAPLE synes minst anvendelig fordi det er linjeorientert og gir meget dårlig oversikt over matriser og vektorer. (Se vedlegg hos Hunnes (2000).) Såfremt man ikke fra før kjenner MAPLE (eller Mathematica som er meget likt), vil GAMS være å foretrekke dersom man vil oppgradere sine beregningsmuligheter fra EXCEL.

7. Oppsummering

Rapporten har vist hvordan etterspørsel beskrevet ved Logit-funksjonen kan benyttes til å modellere priskonkurransen i et marked med differensierte produkter. Etterspørselen utledes fra nyttemaksimering, hvilket tillater beregning av endret konsumentoverskudd som følge av et skift i likevekt, f.eks. etter en fusjon. Den numeriske analyse viste at prosentvis endring i konsumentoverskudd ble forbausende godt approksimert av den prosentvise endring i gjennomsnittlig pris.

Logit-funksjonen synes velegnet for den type analyser som amerikanske antitrust-myndigheter gjør. Den kan kalibreres med et minimum av konkret informasjon fra det aktuelle marked: priser, kvanta og to parametre som representerer den markedsinterne hhv eksterne konkurranse. Kapittel 5 illustrerte hvordan den relativt sparsomme informasjon vi hadde, kunne anvendes til å kalibrere en modell for det svenske ølmarked.

Logit-funksjonen er utledet for en spesiell etterspørselsstruktur, nemlig når kunden står overfor valg mellom n alternativer og kjøper én enhet av ett av produktene, eller eventuelt unnlater å kjøpe noe. For mange differensierte produkter gir dette en relevant beskrivelse, for andre er volum også en valgvariabel, som f.eks. øl. En annen restriksjon på bruken av Logit-funksjonen er den implisitte forutsetning (IIA) som utelukker modellering av 'lokalisert' konkurranse, dvs.

situasjoner hvor noen produkter er nære substitutter mens andre er fjerne substitutter. Vi har ikke studert mer generelle modeller som kan tillate slike utvidelser.

Vi sammenliknet analyser vha Logit-funksjonen med parallelle analyser hvor etterspørselen ble beskrevet ved lineære funksjoner. Når vi la Logit-funksjonens oppfatning av den markedsinterne konkurranse, som representert ved krysspriselasititeter til grunn i den lineære etterspørsel, predikerte de to modeller meget like prisøkninger og velferdseffekter. Kjennetegnet ved disse krysspriselasiteter er at ϵ_{ij} er proporsjonal med markedsandel for produkt j . Vi viste i kapittel 5.4.3, i en modell med 34 enkeltmerker øl i skattekasse II, at denne egenskap ga vesentlig mer robuste og rimelige resultater enn den alternative antakelse om at $\epsilon_{ij} = \epsilon_{ik}$, for alle $k \neq j$ og i .

Når krysspriselasiteter er proporsjonale med markedsandel for produkt j , er koeffisientmatrisen i den lineære etterspørsel symmetrisk. Da kan den inverse etterspørsel integreres for å beregne konsumentoverskuddet. Det øker anvendbarheten av lineær etterspørsel i velferdsanalyser.

Et siste punkt gjelder beskrivelsen av den konkurranse som en aktør står overfor, nemlig den markedsinterne pluss den eksterne konkurranse. En gitt markedsavgrensning deler konkurrerende produkter i to, de som omfattes av modellen (analysen) og de som faller utenfor. De førstnevnte representeres med pris, volum og krysspriselasiteter mot den gitte aktørs produkt; de sistnevnte oppsummeres via den eksterne elastisitet. Ved analyse av ulik markedsavgrensning, dvs. færre eller flere produkter innen markedet, endres forholdet mellom intern og ekstern konkurranse, og man må justere de korresponderende priselasiteter.

Referanser

- Anderson, S.P. og A. de Palma (1992), The Logit as a model of product differentiation, *Oxford Economic Papers* 44, 51-67.
- Anderson, S.P., A. de Palma og J-F. Thisse (1992), *Discrete Choice of Product Differentiation*, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Berry, S. (1994), Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation, *Rand Journal of Economics*, vol. 25, 242-262.
- Berry, S., J. Levinsohn og A. Pakes (1995), Automobile Prices in Market Equilibrium, *Econometrica*, vol. 63, 841-890.
- Bresnahan, T. , (1989), Empirical Methods of Industries with Market Power. i R. Schmalensee og R.Willig (red), *Handbook of Industrial Organization vol. II*, Amsterdam: North-Holland.
- Deneckere, R. og C. Davidson (1982), Incentives to Form Coalitions with Bertrand competition, *RAND Journal of Economics*, vol. 16. Winter, 473-486.
- Farrell, J. og C. Shapiro, (1990), Horizontal Mergers: An Equilibrium Analysis, *American Economic Review*, 80, 107-126.
- Gorman, W.M., Community Preference Fields, *Econometrica*, vol. 21, 63-80.
- Hausman, J., G. Leonard og J.D. Zona (1994), Competitive Analysis with Differentiated Products, *Annales D'Economie et de Statistique*, vol. 34, 159-80.
- Hunnes, A. (2001), Numerisk modellering av vertikale relasjoner, SNF Arbeidsnotat xx/01, Stiftelsen for samfunns- og næringslivsforskning, Bergen.
- Hurwicz, L. (1971), On the Problem of Integrability of Demand Functions, in J.S.Chipman, m.fl. (red) Preferences, Utility, and Demand. Orlando, FL: Harcourt Brace Jovanovich.
- Mathiesen, L. (2000), Numerisk modellering av markeder med differensierte produkter, SNF Rapport 11/00, Stiftelsen for samfunns- og næringslivsforskning, Bergen.
- Mathiesen, L. og L. Sjørgard (2000), Simulating the Effects of an Acquisition in the Ferry Market, SNF Rapport 36/00, Stiftelsen for samfunns- og næringslivsforskning, Bergen.
- McFadden, D. (1973), Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. P. Zarembka (red), *Frontiers of Econometrics*, New York: Academic Press.
- McFadden, D. (1984), Econometric Analysis of Qualitative Response Models. Z. Griliches og M. Intrilligator (red), *Handbook of Econometrics, Vol II*. Amsterdam: North-Holland.
- Nevo, A. (2000a), Mergers with differentiated products: The case of the ready-to-eat cereal industry, *Rand Journal of Economics*, vol. 31, nr. 3, 395-421.
- Nevo, A. (2000b), A Practioner's Guide to Estimation of Random Coefficients Logit Models of Demand, *Journal of Economics and Management Strategy*, vol. 9.
- Pinkse, J., og Slade, M.E., (2000), Mergers, Brand Competition, and the Price of a Pint, Dept. of Economics, University of British Columbia.
- Salop, S.C. (1979), Monopolistic competition with outside goods, *The Bell Journal of Economics*, vol. 10, nr 1, 141-156.

- Singh, V. og X. Vives (1984), Price and Quantity Competition in a Differentiated Duopoly, *Rand Journal of Economics*, vol. 15, 546-554.
- Small, K.A. og H.S. Rosen (1981), Applied Welfare Analysis with Discrete Choice Models, *Econometrica* 49, 105-30.
- Stone, J. (1954), Linear Expenditure Systems and Demand Analysis, *Econometrica*, vol. 6, 375-80.
- Train, K., (1986), *Qualitative Choice Analysis. Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand*, Cambridge, Mass: The MIT Press,.
- Varian, H.R. (1984), *Microeconomic Analysis*, 2. utg, New York: Norton.
- Werden og Froeb (1996), Simulation as an Alternative to Structural Merger Policy in Differentiated Products Industries, i M. Coate og A. Kleit (red.) *The Economics of Antitrust Process*, New York: Kluwer.

Vedlegg A. Rød buss – blå buss paradokset.

Paradokset belyser problemet med IIA-egenskapen i Logit-modellen. Debreu presenterte det som en kritikk av dette aksiomet (denne egenskapen) i Luces modell.³²

Notasjon

En beslutningstaker n står overfor et sett av (gjensidig utelukkende) alternativer J_n . Den nytte han kan oppnå fra alternativ i i J_n , betegnet U_{in} , dekomponeres i en del som kan observeres av utenfor-stående (forskere), betegnet V_{in} og en del som ikke er observerbar, betegnet e_{in} , til sammen $U_{in} = V_{in} + e_{in}$. Den systematiske del av nytten (V_{in}) avhenger av observerbare egenskaper ved beslutningstaker n eller alternativ i , og kjente eller estimerbare parametre β . Anta at hver e_{in} , for alle i i J_n , er uavhengig og identisk fordelt ihht ekstremverdifordelingen. Sannsynligheten for at alternativ i blir valgt er da

$$P_i = \exp(V_i) / [\sum_{j \in J_n} \exp(V_j)]$$

Ettersom den uobserverte del av nytten (e_{in}) antas (via ekstremverdifordelingen) å ha forventning null, kalles ofte den observerbare del (V_{in}) representativ eller forventet nytte. (NB. Forventet for den utenforstående, ikke beslutningstakeren.)

Independence from Irrelevant Alternatives (IIA).

Betrakt forholdet mellom valgsannsynlighetene for to alternativer i og k (vi dropper indeks n):

$$\begin{aligned} P_i / P_k &= (\exp(V_i) / [\sum_{j \in J} \exp(V_j)]) / (\exp(V_k) / [\sum_{j \in J_n} \exp(V_j)]) \\ &= \exp(V_i) / \exp(V_k) = \exp(V_i - V_k). \end{aligned}$$

Forholdet avhenger kun av nytten (og dermed egenskaper) ved alternativene i og k , og ingen av de andre alternativene i J .

Paradokset er som følger. Anta at en person kan kjøre egen bil (a) eller ta rød buss (rb) til og fra jobben, og at begge alternativer gir samme representative nytte, dvs. $V_a = V_{rb}$. Fordi nytten er lik, er også valgsannsynlighetene like, dvs. $P_a = 1/2 = P_{rb}$, og forholdet mellom de er $P_a/P_{rb} = 1$.

Anta at det introduseres en blå buss (bb) og at vår reisende anser den blå bussen like anvendelig som den røde; de gir lik nytte. Følgelig er forholdet mellom valgsannsynlighetene for de to bussalternativene $P_{rb}/P_{bb} = 1$. Under IIA er dette forholdet uavhengig av alle andre valgmuligheter, her egen bil, slik at det er konstant lik en. De eneste sannsynligheter som er konsistente med $P_a/P_{rb} = 1$ og $P_{rb}/P_{bb} = 1$, er $P_a = P_{rb} = P_{bb} = 1/3$. Dette er Logit-funksjonens prediksjon.

I virkeligheten ville man vel tro at sannsynligheten for å kjøre egen bil er relativt upåvirket av introduksjonen av en ekstra buss, mens sannsynligheten for å ta rød buss blir mer påvirket. F.eks. er det nærliggende å anta at den opprinnelige sannsynlighet for å ta rød buss blir halvert, slik at når det er tre alternativer {egen bil, rød buss, blå buss} er $P_a = 1/2$, $P_{rb} = P_{bb} = 1/4$. I den grad

³² Luce R.D., (1959), *Individual Choice Behaviour: A Theoretical Analysis*, New York: Wiley. Debreu, G. (1960), Review of R.D.Luce, *Individual Choice Behavior: A Theoretical Analysis*, *American Economic Review* 50, 186-188.

denne fortolkning er korrekt, vil Logit-modellen undervurdere sannsynligheten for å bruke egen bil og tilsvarende overvurdere sannsynlighetene for velge buss.

Problemet er altså at to av alternativene er relativt like, de er nære substitutter, mens hver av bussalternativene er fjernere substitutter til egen bil enn overfor hverandre. Kort sagt, produktene er lokalisert på en ikke-symmetrisk måte. Paradokset forteller oss altså at når produkter er lokalisert, kan anvendelse av Logit-modellen være problematisk.

Modifisert modell.

Anderson m.fl. (1992) påpeker at kilden til problemet er at nytten fra alternativ i kun avhenger av egenskaper ved dette alternativ og ingen andre. Dersom en mer generell spesifisering av den representative nytte tillates, kan kritikken imøtekommes. Definer modifiserte nytte-variable

$$\begin{aligned} W_{rb} &= \alpha + V_{rb}, \\ W_{bb} &= \alpha + V_{bb}, \\ W_a &= V_a, \end{aligned}$$

hvor vi gir et likt additivt tillegg (α) til de to bussene, men intet til egen bil. Definer tilhørende valgsannsynligheter

$$\begin{aligned} P_a &= \exp(W_a) / [\exp(W_a) + \exp(W_{rb}) + \exp(W_{bb})], \\ P_{rb} &= \exp(W_{rb}) / [\exp(W_a) + \exp(W_{rb}) + \exp(W_{bb})], \\ P_{bb} &= \exp(W_{bb}) / [\exp(W_a) + \exp(W_{rb}) + \exp(W_{bb})]. \end{aligned}$$

Denne konstruksjon er i tråd med vår kalibreringstankegang. Gitt observasjoner av egenskaper ved en problemstilling, hvordan må modellens parametre tilpasses for at den skal gjengi disse observasjoner? Vi har observert (postulert) følgende

$$\begin{aligned} \text{Lik nytte:} & \quad V_a = V_{rb} = V_{bb} = V^*, \quad \text{og} \\ \text{Ulike sannsynligheter:} & \quad P_a = 1/2, \quad P_{rb} = P_{bb} = 1/4. \end{aligned}$$

Ved å benytte disse observasjoner utleder vi nødvendig α -verdi fra modellen. Sett inn i P_a

$$\begin{aligned} P_a &= \exp(W_a) / [\exp(W_a) + \exp(W_{rb}) + \exp(W_{bb})] \\ &= \exp(V_a) / [\exp(V_a) + \exp(V_{rb})\exp(\alpha) + \exp(V_{bb})\exp(\alpha)] \\ &= \exp(V^*) / [\exp(V^*) + \exp(V^*)\exp(\alpha) + \exp(V^*)\exp(\alpha)] \\ &= 1 / [1 + 2 \exp(\alpha)] = 1/2 \end{aligned}$$

som gir

$$\alpha = \ln(1/2).$$

Rød buss – blå buss paradokset er ikke noe problem lenger; det kan fikses! Mer generelt innser vi imidlertid at i den grad det er vanskelig å finne de rette korreksjonsfaktorene, her $\alpha = \ln(1/2)$ i W_{rb} og W_{bb} , består problemet.

Vedlegg B. GAMS-modell for to produkttyper i det svenske øl-marked

** Definisjon av bedrifter, produkter, og eierskap

```
SET F Firms /Pripps, Falcon, Spende, Aabro, Other2, Other3/,
```

```
I Products
```

```
/Pripps-P28, Falcon-P28, Spende-P28, Aabro-P28, Others-P28,  
Pripps-P35, Falcon-P35, Spende-P35, Aabro-P35, Others-P35 /,
```

```
OWN(F,I) Ownership to products prior to merger
```

```
/Pripps. (Pripps-P28, Pripps-P35)
```

```
Falcon. (Falcon-P28, Falcon-P35)
```

```
Spende. (Spende-P28, Spende-P35)
```

```
Aabro. (Aabro-P28, Aabro-P35)
```

```
Other2. (Others-P28)
```

```
Other3. (Others-P35) /;
```

```
ALIAS (I, J);
```

```
SET I28(I) Products of 2.8%
```

```
/Pripps-P28, Falcon-P28, Spende-P28, Aabro-P28, Others-P28/;
```

```
ALIAS (I28, J28);
```

```
SET I35(I) Products of 3.5%
```

```
/Pripps-P35, Falcon-P35, Spende-P35, Aabro-P35, Others-P35/;
```

```
ALIAS (I35, J35);
```

```
SET G(I,J) Price-control-structure prior to merger
```

```
LOOP(F,
```

```
G(I,J)$ (OWN(F,I) AND OWN(F,J)) = YES;
```

```
);
```

```
DISPLAY G;
```

```
TABLE OBS(I,*) Observed MC, Price and Quantity
```

	MC	PO	QO
Pripps-P28	4.70	8.6	31.8
Falcon-P28	4.70	8.9	17.7
Spende-P28	4.70	8.1	20.2
Aabro-P28	4.70	8.2	9.3
Others-P28	4.70	7.3	10.8
Pripps-P35	11.62	18.	46.5
Falcon-P35	11.62	17.8	27.3
Spende-P35	11.62	17.9	21.9
Aabro-P35	11.62	17.0	8.4
Others-P35	11.62	18.2	8.9

```
SET KE Elasticities /P28, P35, Ext/,
```

```
KR(KE) Beer-types /P28, P35 /;
```

```
ALIAS (KR, KC);
```

	ELAST(KR, KE) Elasticities of demand		
	P28	P35	Ext
P28	0.2	0.07	-1.15
P35	0.07	0.2	-1.65

PARAMETERS

C(I) Marginal costs,
 OP(I) Observed prices,
 AVPR Average observed price,
 OQ(I) Observed quantities,
 EL(I,J) Partial price-elasticities,
 D(I) Demand constant,
 A(I,J) Demand coefficients;

OQ(I) = OBS(I, "QO");
 OP(I) = OBS(I, "PO");
 C(I) = OBS(I, "MC");
 AVPR = SUM(I, OP(I)*OQ(I))/SUM(I, OQ(I));

* Filling in all cross-price elasticities

EL(I28,J28) = ELAST("P28", "P28");
 EL(I28,J35) = ELAST("P28", "P35");

EL(I35,J28) = ELAST("P35", "P28");
 EL(I35,J35) = ELAST("P35", "P35");

* Constructing own-price elasticities

EL(I28,I28) = EL(I28,I28)+ELAST("P28", "Ext")-SUM(J, EL(I28,J));
 EL(I35,I35) = EL(I35,I35)+ELAST("P35", "Ext")-SUM(J, EL(I35,J));

* Calibrating linear demand system to observations and elasticities

A(I,J) = EL(I,J)*OQ(I)/OP(J);
 D(I) = OQ(I) - SUM(J, A(I,J)*OP(J));

DISPLAY EL, D, A;

```

POSITIVE VARIABLES
    P(I) Prices in pre-merger-model;

EQUATIONS
    MPR(I) Marginal profit in pre merger;

* NASH BERTRAND MODEL

MPR(I).. -( (D(I)+SUM(J, A(I,J)*P(J)))
           + SUM( J$G(J,I), A(J,I)*(P(J)-C(J)) ) ) =G= 0;

MODEL NASH / MPR.P /;

SOLVE NASH USING MCP;

** ** Prepare report for market equilibrium:

PARAMETERS REP(I,*) PRICES AND DEMAND,
            INCR(*) AVERAGE PRICE AND TOTAL VOLUMES;

REP(I,'NPRICE')= P.L(I);
REP(I,'NP-%') = 100*(P.L(I)/OP(I)-1);
REP(I,'NDEM')= D(I)+SUM(J, A(I,J)*P.L(J));
INCR('NDEM') = SUM(I, REP(I,'NDEM') );
INCR('NPRICE') = SUM(I, P.L(I)*REP(I,'NDEM') )/INCR('NDEM');
INCR('NP-%') = 100*(INCR('NPRICE')/AVPR-1);

** Merge firms Pripps and Falcon

G(I,J)$ (OWN("Pripps",I) AND OWN("Falcon",J)) = YES;
G(I,J)$ (OWN("Falcon",I) AND OWN("Pripps",J)) = YES;
DISPLAY G;

SOLVE NASH USING MCP;

REP(I,'MPRICE')= P.L(I);
REP(I,'MDEM')= D(I)+SUM(J, A(I,J)*P.L(J));
INCR('MDEM') = SUM(I, REP(I,'MDEM') );
INCR('MPRICE') = SUM(I, P.L(I)*REP(I,'MDEM') )/INCR('MDEM');
REP(I,'PRICE%')= 100*(P.L(I)/REP(I,'NPRICE')-1);
INCR('PRICE%') = 100*(INCR('MPRICE')/INCR('NPRICE')-1);

DISPLAY REP, INCR;

```

Vedlegg C. GAMS-modell for enkelt merker i det svenske ølmarked.

** Definisjon av bedrifter, produkter, og eierskap

SET F Firms

/p Pripps,
f Falcon,
s Spenderups,
a Aabro /,

I Products

/P35-Blaa Pripps Blaa,
P35-Lapin Lapinkulta,
P35-TT TT,
P35-1828 1828,
P35-Ringn Ringnes,
P35-Fat Pripps Fat,
P35-Bayer Pripps Bayerbrau,
P35-Light Pripps Light,
P35-Tuborg Tuborg - Pripps,
F35-Extra Falcon Extra Brew,
F35-Bayer Falcon Bayerskt,
F35-Carls Carlsberg,
F35-Tuborg Tuborg - Falcon,
F35-Bud Budweiser,
S35-Origin Spendrups Original,
S35-Norrla Norrlands Guld,
S35-Marie Mariestads,
S35-Lowen Lowenbrau,
S35-Stella Stella Artois,
A35-Aabro Aabro Original,
A35-Anders Andersson,
P28-Blaa Pripps Blaa,
P28-Fat Pripps Fat,
P28-Ringn Ringnes,
P28-TT TT,
F28-Falcon Falcon Beer,
F28-Bayer Falcon Bayerskt,
F28-Carls Carlsberg,
F28-Tuborg Tuborg Falcon,
S28-Origin Spendrups Original,
S28-Norrla Norrlands Guld,
S28-Fat Spendrups Original fatol,
A28-Aabro Aabro Original,
A28-Anders Andersson /,

I35(I) Products of 3.5%

/P35-Blaa, P35-Lapin, P35-TT, P35-1828, P35-Ringn,
P35-Fat, P35-Bayer, P35-Light, P35-Tuborg,
F35-Extra, F35-Bayer, F35-Carls, F35-Tuborg, F35-Bud,
S35-Origin, S35-Norrla, S35-Marie, S35-Lowen, S35-Stella,
A35-Aabro, A35-Anders /,

I28(I) Products of 2.8%

/P28-Blaa, P28-Fat, P28-Ringn, P28-TT,

F28-Falcon, F28-Bayer, F28-Carls, F28-Tuborg,
 S28-Origin, S28-Norrla, S28-Fat,
 A28-Aabro, A28-Anders /;

ALIAS (I, J);
 ALIAS (I35, J35);
 ALIAS (I28, J28);

SET OWN(F,I) Ownership to products prior to merger
 /p. (P35-Blaa, P35-Lapin, P35-TT, P35-1828, P35-Ringn,
 P35-Fat, P35-Bayer, P35-Light, P35-Tuborg,
 P28-Blaa, P28-Fat, P28-Ringn, P28-TT)
 f. (F35-Extra, F35-Bayer, F35-Carls, F35-Tuborg, F35-Bud,
 F28-Falcon, F28-Bayer, F28-Carls, F28-Tuborg)
 s. (S35-Origin, S35-Norrla, S35-Marie, S35-Lowen, S35-Stella,
 S28-Origin, S28-Norrla, S28-Fat)
 a. (A35-Aabro, A35-Anders, A28-Aabro, A28-Anders) /;

** Definer priskontroll struktur

SET G(I,J) Price-control-structure prior to merger
 LOOP(F,
 G(I,J)\$ (OWN(F,I) AND OWN(F,J)) = YES;
);
 DISPLAY G;

TABLE	OBS(I,*)	Observed MC,	Price and Quantity
	MC	PO	QO
P35-Blaa	11.62	17.79	21.76 0
P35-Lapin	11.62	19.29	6.49 0
P35-TT	11.62	17.54	3.99 0
P35-1828	11.62	18.85	2.26 0
P35-Ringn	11.62	17.51	1.94 0
P35-Fat	11.62	16.55	1.54 0
P35-Bayer	11.62	17.62	1.54 0
P35-Light	11.62	17.77	1.26 0
P35-Tuborg	11.62	18.06	1.23 0
F35-Extra	11.62	17.90	16.92 0
F35-Bayer	11.62	17.76	3.35 0
F35-Carls	11.62	17.79	4.36 0
F35-Tuborg	11.62	17.35	1.38 0
F35-Bud	11.62	22.16	0.48 0
S35-Origin	11.62	17.79	7.88 0
S35-Norrla	11.62	17.46	8.61 0
S35-Marie	11.62	20.84	1.82 0
S35-Lowen	11.62	17.32	1.31 0
S35-Stella	11.62	17.97	1.08 0
A35-Aabro	11.62	16.55	2.52 0
A35-Anders	11.62	16.88	2.84 0
P28-Blaa	4.7	8.72	18.68 0
P28-Fat	4.7	7.43	5.35 0
P28-Ringn	4.7	9.55	0.60 0
P28-TT	4.7	8.84	2.86 0
F28-Falcon	4.7	8.79	10.54 0
F28-Bayer	4.7	8.98	3.40 0

F28-Carls	4.7	9.20	2.57 0
F28-Tuborg	4.7	8.57	1.20 0
S28-Origin	4.7	8.47	8.32 0
S28-Norrla	4.7	9.00	6.46 0
S28-Fat	4.7	6.56	5.14 0
A28-Aabro	4.7	8.53	2.20 0
A28-Anders	4.7	8.39	4.77 0

TABLE ELAST(*, *) Elasticities of demand

	Ext	CrW	CrB
P35	-.5	0.096	0.032
P28	-.5	0.096	0.032

PARAMETERS

C(I) Marginal costs,
 OP(I) Observed prices,
 OW(I) Observed price-slacks,
 OQ(I) Observed quantities,
 EL(I,J) Partial price-elasticities,
 EE(I) Implied external elasticity,
 D(I) Demand constant,
 A(I,J) Demand coefficients;

OQ(I) = OBS(I, "OQ");
 OP(I) = OBS(I, "PO");
 OW(I) = OBS(I, "WO");
 C(I) = OBS(I, "MC");

* Filling in all cross-price elasticities

EL(I35, J35) = ELAST("P35", "CrW");
 EL(I35, J28) = ELAST("P35", "CrB");
 EL(I28, J28) = ELAST("P28", "CrW");
 EL(I28, J35) = ELAST("P28", "CrB");

* Constructing own-price elasticities

EL(I35, I35) = ELAST("P35", "Ext") - SUM(J, EL(I35, J));
 EL(I28, I28) = ELAST("P28", "Ext") - SUM(J, EL(I28, J));

* Calibrating linear demand system to observations and elasticities

A(I, J) = EL(I, J) * OQ(I) / OP(J);
 D(I) = OQ(I) - SUM(J, A(I, J) * OP(J));

DISPLAY EL, D, A;

VARIABLES

X(I) Quantities,
P(I) Prices,
II(I) Indicator (one if quantity is zero);

POSITIVE VARIABLES

W(I) Slack between ask and bid,
PI(I) Markup;

EQUATIONS

MARKUP Optimal markup,
DEMAND Demand condition,
QUANT Quantity definition,
PRICE Price definition,
IND Indicator definition;

* Equilibrium conditions

MARKUP(I).. 0 =G= X(I) + SUM(J\$G(J,I),A(J,I)*PI(J))
- SUM(J, (II(J)*A(I,J)*A(J,I)/A(J,J))\$(ORD(J) NE ORD(I))
);

DEMAND(I).. 0 =G= -X(I);

QUANT(I).. X(I) =E= D(I) + SUM(J, A(I,J)*(P(J)-W(J)));

PRICE(I).. P(I) =E= C(I) + PI(I);

IND(I).. II(I) =E= W(I)/(X(I)+W(I)+1e-9);

MODEL BEER / MARKUP.PI, DEMAND.W, QUANT.X, PRICE.P, IND.II /;

** Initial guesses at the equilibrium

X.L(I) = OQ(I); P.L(I) = OP(I); W.L(I) = OW(I);
PI.L(I) = OP(I)-C(I); II.L(I) = 1\$(NOT OQ(I));

SOLVE BEER USING MCP;

PARAMETER REPN(I,*) Nash-likevekt,
REPM(I,*) Merger-likevkt;
REPN(I,"MARKUP") = PI.L(I); REPN(I,"DEMAND") = X.L(I);
REPN(I,"PRICE") = P.L(I); REPN(I,"SLACK") = W.L(I);

** Merge firms p and f

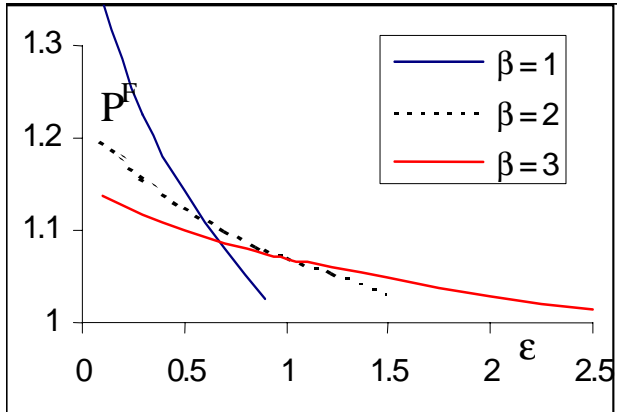
DISPLAY G;
G(I,J)\$ (OWN("p",I) AND OWN("f",J)) = YES;
G(I,J)\$ (OWN("f",I) AND OWN("p",J)) = YES;
DISPLAY G;

SOLVE BEER USING MCP;

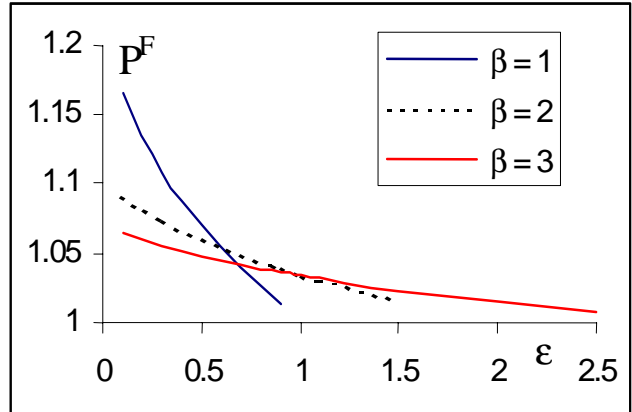
REPM(I,"MARKUP") = PI.L(I); REPM(I,"DEMAND") = X.L(I);
REPM(I,"PRICE") = P.L(I); REPM(I,"SLACK") = W.L(I);
DISPLAY REPN, REPM;

Figur 1. Gjennomsnittlig prisøkning ved ulike parameterverdier.

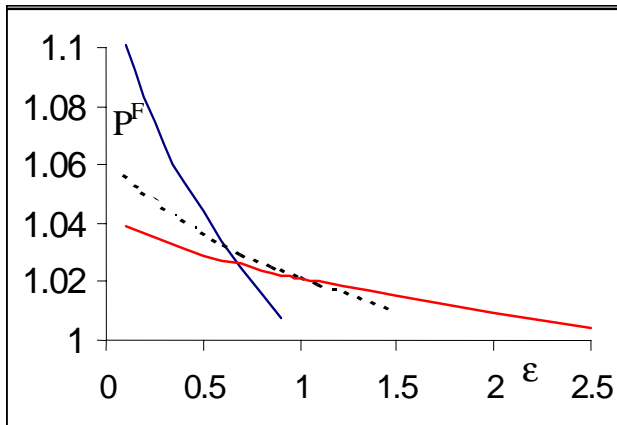
Markedsandeler som i tabell 1.



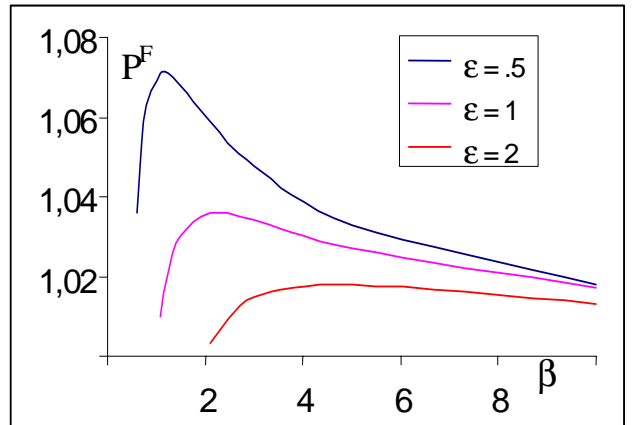
Like markedsandeler: $s_i = 0.25, i=1, \dots, 4$.



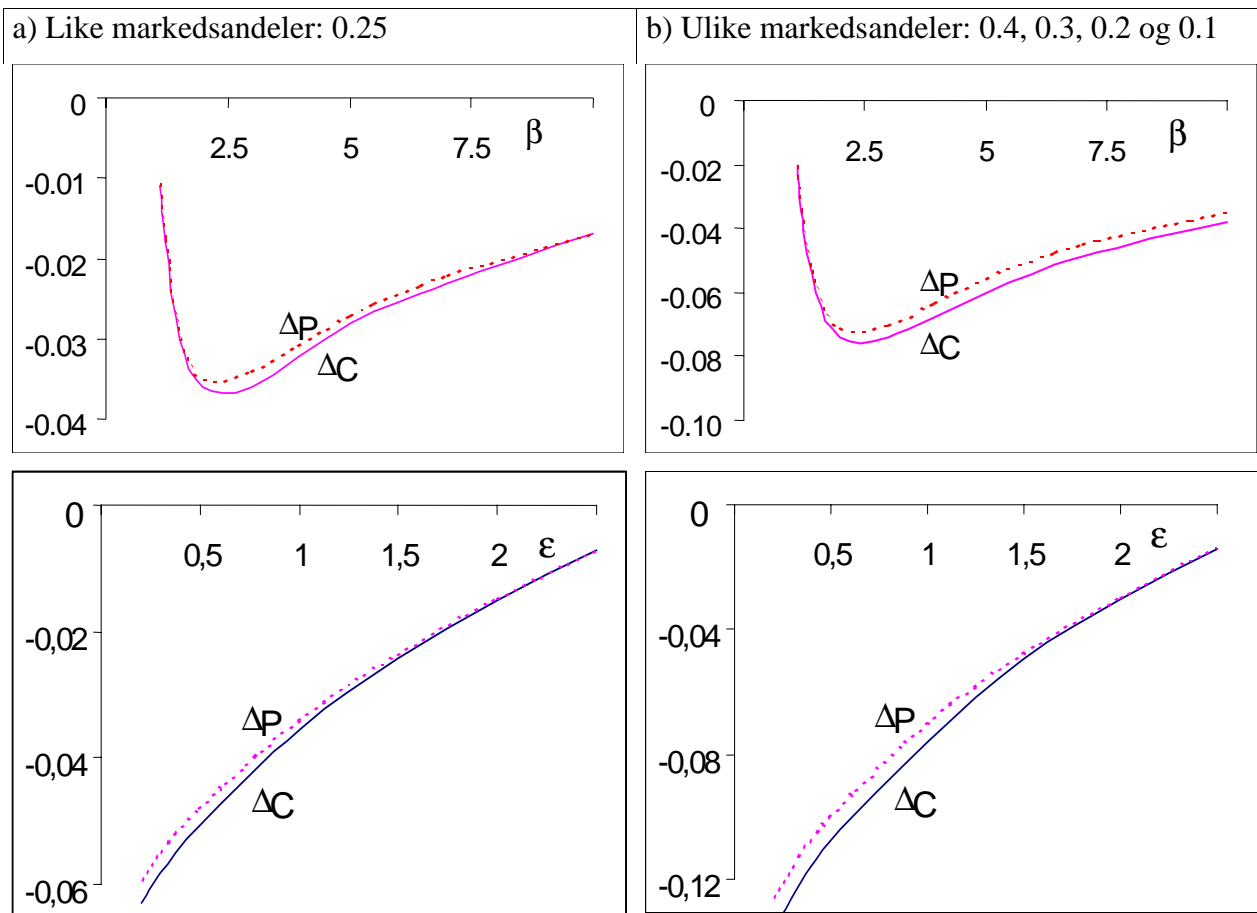
Markedsandeler: 0.4, 0.1, 0.2 og 0.3.



Like markedsandeler: $s_i = 0.25, i=1, \dots, 4$.

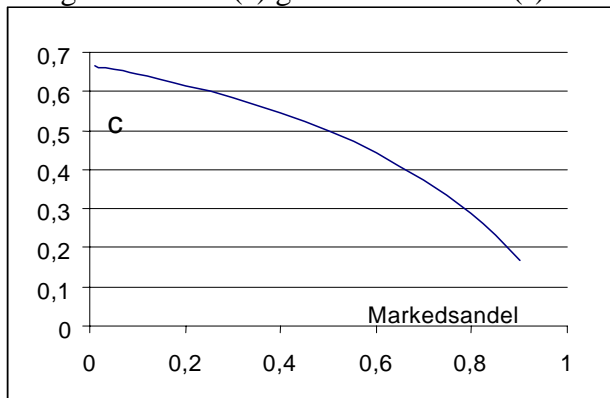


Figur 2. To mål for den relative endring i konsumentoverskudd

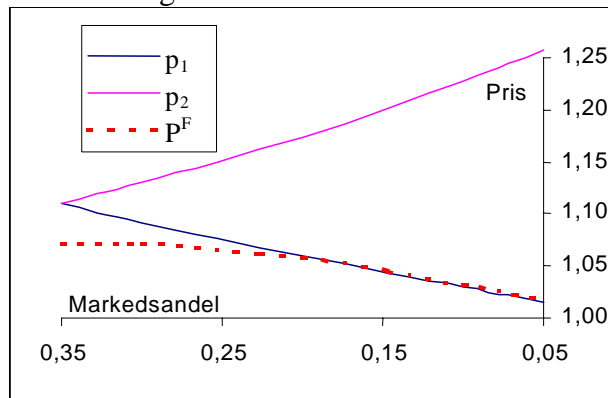


Figur 3. Endring i marginalkost og likevektspriser ved ulike markedsandeler

Marginalkostnad (c) gitt markedsandel (s)



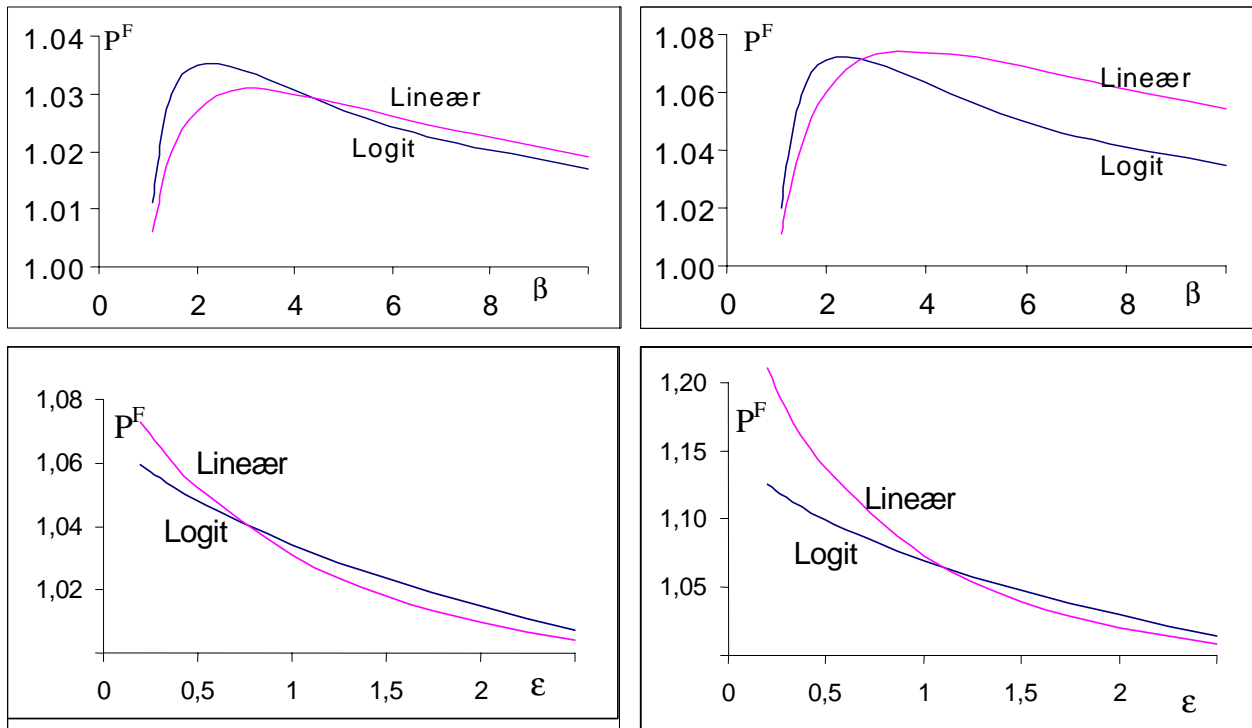
Prisutvikling etter samarbeid



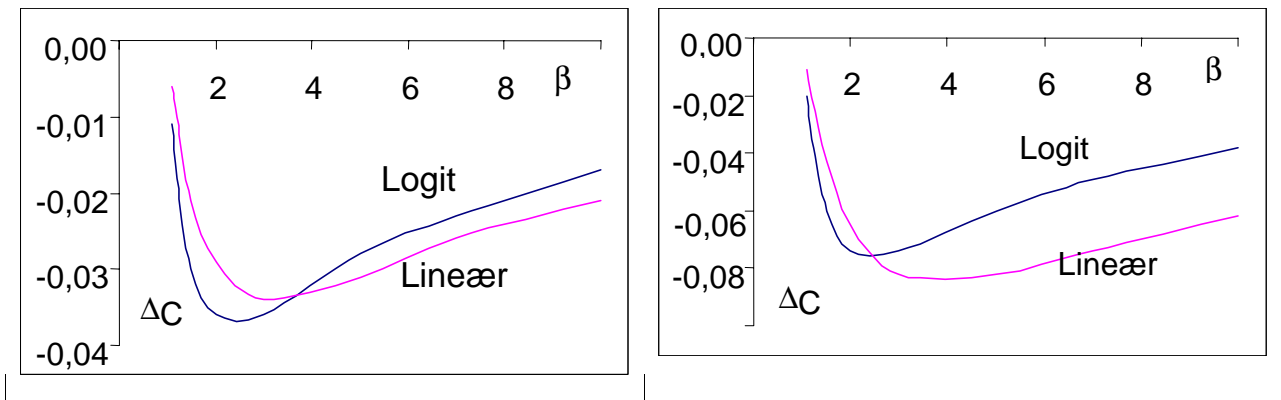
Figur 4. Prisøkning og endring i konsumentoverskudd: Logit vs lineær etterspørsel.

a) Like markedsandeler: 0.25

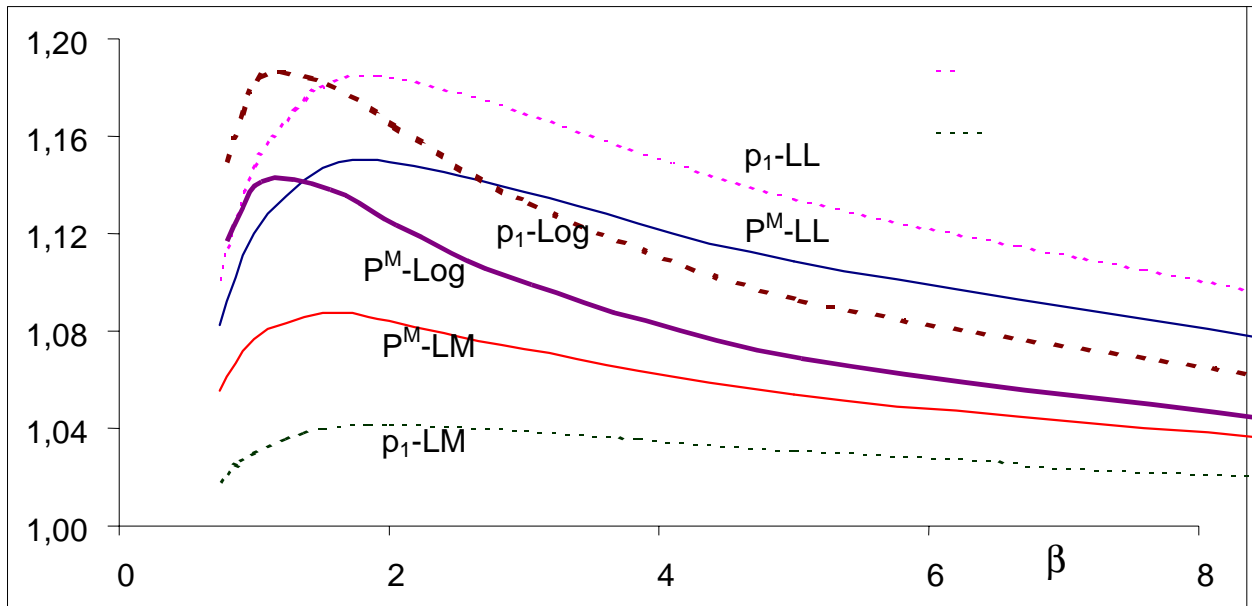
b) Ulike markedsandeler: 0.4, 0.3, 0.2 og 0.1



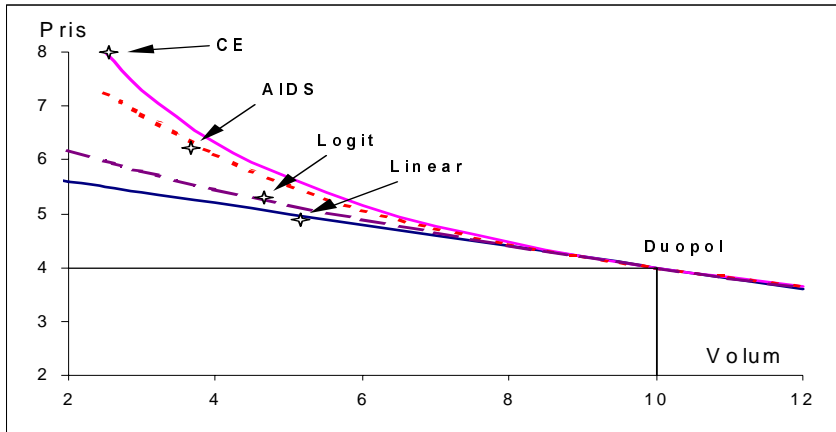
Figur 5. Endring i konsumentoverskudd i LL-modellen og Logit-modellen



Figur 6. Prisøkning i LL, LM og Logit-modellen

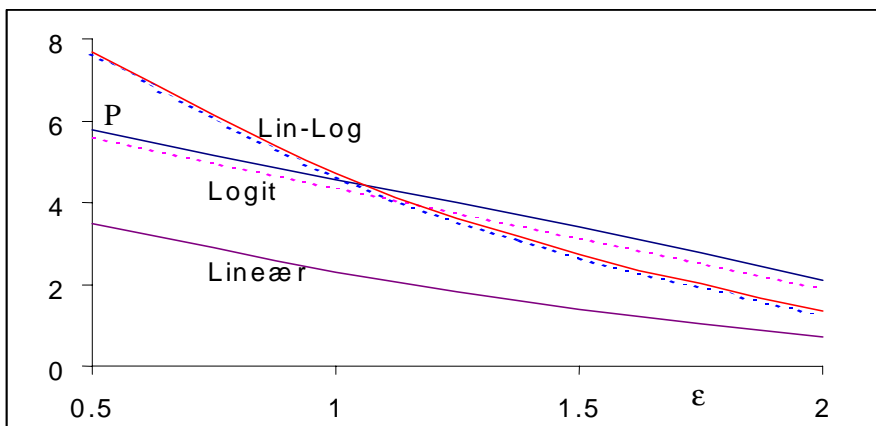


Figur 7. Monopol vs duopol ved ulike etterspørselsfunksjoner

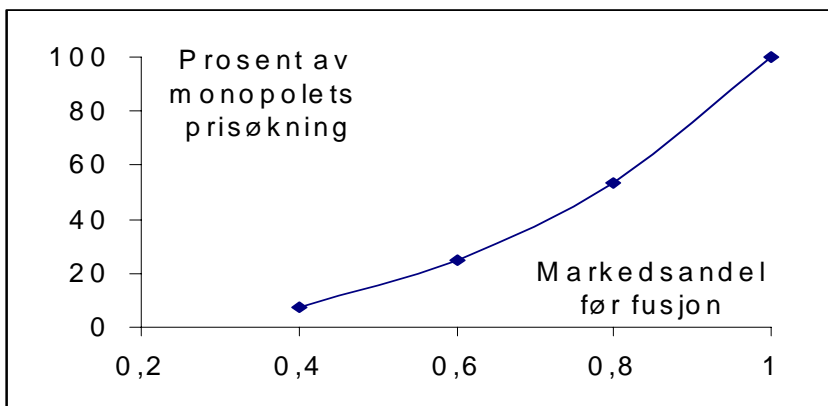


Kilde. Crooke m.fl. (1997). Se Mathiesen (2000)

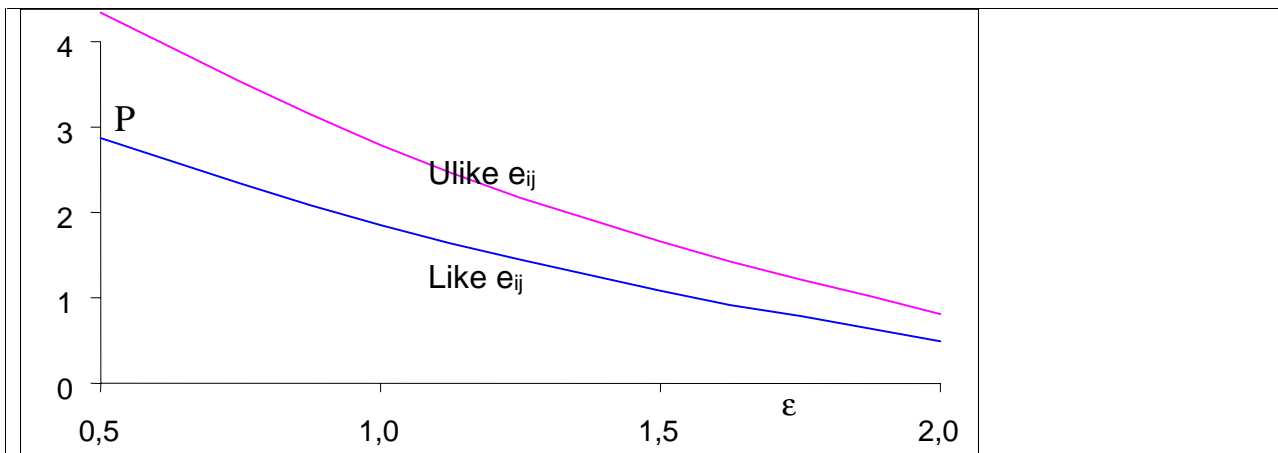
Figur 8. Prisøkning for øl i klasse II: Ett produkt per produsent. Fem modeller.



Figur 9. Prisøkning pga fusjon ved ulike markedsandeler.



Figur 10. Prisøkning ved fusjon i modeller med to typer øl i skatteklasser II.



Figur 11. Prisøkning ved fusjon i merkevaremodellen

